



**UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA (UnB)**  
**FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, CONTABILIDADE E GESTÃO**  
**DE POLÍTICAS PÚBLICAS (FACE)**  
**DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS CONTÁBEIS E ATUARIAIS (CCA)**  
**PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS CONTÁBEIS (PPGCONT)**

**YGOR LUIZ NUNES BRAGA**

**EFICIÊNCIA DE CUSTOS E ESTRUTURA DO MERCADO BANCÁRIO NO**  
**BRASIL: UMA ABORDAGEM COM FRONTEIRA ESTOCÁSTICA**

**Brasília – DF**

**2020**

**YGOR LUIZ NUNES BRAGA**

**EFICIÊNCIA DE CUSTOS E ESTRUTURA DO MERCADO BANCÁRIO NO  
BRASIL: UMA ABORDAGEM COM FRONTEIRA ESTOCÁSTICA**

Dissertação apresentada como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Ciências Contábeis do Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis (PPGCont) da Universidade de Brasília (UnB).

Linha de pesquisa: Contabilidade e Mercado Financeiro

Orientador: Prof. Dr. Paulo Augusto Pettenuzzo de Britto

**Brasília – DF**

**2020**

## **UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA (UnB)**

Reitora:

Profa. Dra. Márcia Abrahão Moura

Vice-Reitor:

Prof. Dr. Enrique Huelva

Decana de Pós-graduação:

Profa. Dra. Adalene Moreira Silva

Diretor da Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de  
Políticas Públicas:

Prof. Dr. Eduardo Tadeu Vieira

Chefe do Departamento de Ciências Contábeis e Atuariais:

Prof. Dr. Paulo César de Melo Mendes

Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da UnB:

Prof. Dr. César Augusto Tibúrcio Silva

## **AGRADECIMENTOS**

À Deus pela oportunidade de viver, reviver e evoluir sempre.

Aos meus pais pelo incentivo incondicional, desde a infância, aos estudos.

À minha esposa e filha pelo carinho e compreensão durante esse desafio.

Ao professor Dr. Paulo Britto pela paciência e as valorosas orientações.

Aos integrantes da banca avaliadora, Dr. Vander e Dr. Rosano, pelas contribuições à pesquisa.

Aos colegas e aos professores do PPGCont pelo aprendizado e pelas experiências compartilhadas.

Aos companheiros do Banco do Brasil pelo incentivo e confiança.

*“Ajuizado serás, não supondo que sabes o que ignoras”.*

*Sócrates*

## RESUMO

O objetivo desta pesquisa foi avaliar a relação entre a estrutura de mercado e a eficiência de custos das instituições financeiras que atuam no mercado brasileiro. A organização industrial clássica postula que uma maior eficiência e crescimento econômico estão associados a um mercado com competição perfeita. Fortalecendo esse raciocínio, Hicks (1935) estabeleceu a hipótese da vida tranquila (QLH) que propõe que em um mercado com pouca competição o monopolista/oligopolista, devido à ausência de disciplina de mercado, não possui incentivos para apresentar uma gestão mais eficiente. Ocorre que quando falamos de intermediários financeiros, existe na literatura acadêmica modelos teóricos e estudos empíricos que demonstram que uma menor competição no mercado bancário pode ser benéfica para o sistema, tanto em questões de eficiência quanto em questões de estabilidade e redução de risco. Para avaliar como se apresenta o relacionamento entre a estrutura do mercado e a eficiência de custos das instituições, e se a QLH se aplica ao nosso mercado, testamos a seguinte hipótese: quanto maior a concentração do mercado bancário brasileiro, menor será a eficiência de custos das instituições financeiras. Para cumprirmos o objetivo deste trabalho, recorremos a abordagem da fronteira estocástica da função de custos, utilizando o modelo proposto por Battese e Coelli (1995) e uma amostra de 7.366 observações trimestrais de instituições financeiras do mercado brasileiro, compreendendo o período de 2000 a 2019. Os resultados estimados evidenciaram que há um relacionamento negativo entre a concentração de mercado e a ineficiência das instituições financeiras, portanto, não encontramos evidências de que a QLH se aplica ao mercado bancário brasileiro. Adiciona-se também que os resultados evidenciaram que as instituições de controle público possuem maior eficiência de custos do que as instituições privadas. Além de enriquecer a literatura sobre eficiência e estrutura do mercado bancário brasileiro, esperamos que este trabalho contribua com subsídios para que reguladores, propositores e executores de políticas públicas adotem ações que tornem o sistema financeiro brasileiro ao mesmo tempo mais estável e eficiente. Adicionalmente, também esperamos que os resultados encontrados subsidiem as discussões sobre eventual privatização dos bancos públicos.

Palavras chaves: Instituições financeiras, Eficiência de custos, Fronteira estocástica.

## **ABSTRACT**

The objective of this paper was to investigate the relationship between market structure and cost efficiency of financial institutions operating in the Brazilian market. The classical industrial organization postulates that greater efficiency and economic growth are associated with a perfectly competitive market. Strengthening this reasoning, Hicks (1935) established the Quiet Life Hypothesis (QLH) that proposes that in a market with little competition the monopolist/oligopolist, due to the absence of market discipline, has no incentive to present more efficient management than. It turns out that when we talk about financial intermediaries, there are theoretical models and empirical studies in the academic literature that show that less competition in the banking market can be beneficial to the system, both in terms of efficiency and stability and risk reduction. To assess how the relationship between market structure and cost efficiency of institutions is presented, and whether QLH applies to our market, we tested the following hypothesis: the higher the concentration of the Brazilian banking market, the lower the cost efficiency of financial institutions. To fulfill the objective of this work, we resorted to the stochastic frontier approach of the cost function, using the model proposed by Battese and Coelli (1995) and a sample of 7,366 quarterly observations from Brazilian financial institutions, covering the period from 2000 to 2019. The estimated results show that there is a negative relationship between market concentration and the inefficiency of financial institutions, so we found no evidence that QLH applies to the Brazilian banking market. It is also added that the results showed that publicly controlled institutions are more cost efficient than private ones. In addition to enriching the literature on the efficiency and structure of the Brazilian banking market, we hope that this work will contribute subsidies for regulators and policy makers to take actions that make the Brazilian financial system more stable and efficient. Additionally, we also hope that the results found support the discussions on the possible privatization of public banks.

**Keywords:** Financial institutions, Cost efficiency, Stochastic frontier.

## LISTA DE FIGURAS

<b>Figura 01:</b> Quantidade de instituições “b1”, ao final do 1º semestre, por ano.....	16
<b>Figura 02:</b> Evolução do HHI médio por ano .....	56
<b>Figura 03:</b> Evolução da participação de mercado média por ano .....	57

## LISTA DE TABELAS

<b>Tabela 01:</b> Quantidade de instituições “b1” por ano/trimestre.....	15
<b>Tabela 02:</b> Estatística descritiva das variáveis não dicotômicas.....	53
<b>Tabela 03:</b> Estatística descritiva por tipo de controle e capital.....	54
<b>Tabela 04:</b> Média anual dos indicadores de estrutura de mercado.....	54
<b>Tabela 05:</b> Matriz de correlação das variáveis da ineficiência.....	57
<b>Tabela 06:</b> Estatística descritiva da eficiência de custos por ano.....	59
<b>Tabela 07:</b> Estatística descritiva da eficiência de custos por tipo de controle e capital.....	60
<b>Tabela 08:</b> Parâmetros da fronteira de custo e das variáveis da ineficiência (equações 7 e 8).....	63
<b>Tabela 09:</b> Teste <i>Variance Inflation Factor</i> (VIF) .....	64
<b>Tabela 10:</b> Teste de razão de verossimilhança para restrições aos parâmetros.....	65
<b>Tabela 11:</b> Testes de raiz unitária: ADF e PP.....	66
<b>Tabela 12:</b> Testes de raiz unitária em painel: ADF-Fisher e PP-Fisher.....	67

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF - Dickey-Fuller Aumentado

BCB - Banco Central do Brasil

B3 - Brasil, Bolsa, Balcão

BOVESPA - Bolsa de Valores de São Paulo (atualmente B3)

DEA - Data Envelopment Analysis

DFA - Distribution-Free Approach

DMU - Decision Making Units

FDH - Free Disposable Hull

Fintech – Empresas financeiras baseadas em tecnologia da informação

HHI - Índice de Herfindahl-Hirschman

IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

IF.data - Base de dados de informações financeiras das instituições bancárias brasileiras mantida pelo BCB.

IL - Índice de Lerner

IPCA - Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo

IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

LCA - Letra de Crédito do Agronegócio

PIB - Produto Interno Bruto

PL - Patrimônio Líquido

PP - Teste de Phillips-Perron

QLH - Quiet Life Hypothesis (Hipótese da Vida Tranquila)

ROA - Return on Assets

ROE - Return On Equity

RWA - Ativos ponderados pelo risco

SFA - Stochastic Frontier Approach

TFA - Thick Frontier Approach

TI - Tecnologia da Informação

Translog - Transcendental logarítmica

VIF - Variance Inflation Factor

## SUMÁRIO

<b>1. INTRODUÇÃO</b>	<b>13</b>
<b>1.1 Contextualização</b>	<b>13</b>
<b>1.2 Contexto do mercado bancário brasileiro</b>	<b>14</b>
<b>1.3 Problematização</b>	<b>16</b>
<b>1.4 Objetivos</b>	<b>17</b>
<b>1.5 Justificativa e contribuições da pesquisa</b>	<b>17</b>
<b>1.6 Organização da pesquisa</b>	<b>19</b>
<b>2. REFERENCIAL TEÓRICO</b>	<b>20</b>
<b>2.1 Natureza das instituições financeiras</b>	<b>20</b>
<b>2.2 Teoria da Intermediação Financeira</b>	<b>22</b>
<b>2.3 Estabilidade financeira e estrutura do mercado bancário</b>	<b>24</b>
<b>2.4 Eficiência alocativa e estrutura do mercado bancário</b>	<b>25</b>
<b>2.5 Eficiência de custos no mercado bancário</b>	<b>27</b>
2.5.1 Análise de envoltória de dados (DEA)	28
2.5.1.1 Aplicação de DEA em pesquisas empíricas no mercado internacional	29
2.5.1.2 Aplicação de DEA em pesquisas empíricas no mercado brasileiro	31
2.5.2 Abordagem da fronteira estocástica (SFA)	32
2.5.2.1 Aplicação de SFA em pesquisas empíricas no mercado bancário internacional	33
2.5.2.2 Aplicação de SFA em pesquisas empíricas no mercado brasileiro	35
<b>2.6 Hipótese de vida tranquila (QLH)</b>	<b>36</b>
<b>3. METODOLOGIA</b>	<b>41</b>
<b>3.1 Definição dos Modelos Econométricos</b>	<b>41</b>
3.1.1 Fronteira estocástica de custos	41
3.1.2 Especificação dos modelos	44
<b>3.2 Seleção da amostra e fontes dos dados</b>	<b>49</b>
<b>3.3 Definição dos testes de validação do modelo</b>	<b>50</b>
<b>4. ANÁLISE DOS RESULTADOS</b>	<b>51</b>
<b>4.1 Estatísticas descritivas e análise univariada</b>	<b>51</b>
<b>4.2 Estimação da eficiência de custos e a relação com a estrutura de mercado e variáveis de controle</b>	<b>58</b>
4.2.1 Eficiência de Custos	58

4.2.2 Relação entre a ineficiência e seus determinantes.....	60
<b>4.3 Testes de validação do modelo.....</b>	<b>64</b>
<b>5. CONSIDERAÇÕES FINAIS .....</b>	<b>68</b>
<b>REFERÊNCIAS.....</b>	<b>71</b>
<b>APÊNDICE A - Relação das Instituições Financeiras da pesquisa.....</b>	<b>78</b>

## 1. INTRODUÇÃO

### 1.1 Contextualização

Desde o trabalho seminal de Klein (1971), conhecido como a teoria da firma bancária, onde se avaliou o banco como um intermediador de prazos, provedor de liquidez e com o objetivo de maximizar o *Return On Equity* (ROE), as instituições financeiras são um importante e frequente campo de pesquisa. Essa importância, deve-se em grande parte pela função que essas organizações desempenham para aprimorar o fluxo de recursos entre os agentes do mercado e propiciar o crescimento e desenvolvimento econômico.

Dentre as várias vertentes de pesquisa envolvendo bancos, uma pauta frequente de estudos é a relação entre a estrutura do mercado bancário e a eficiência das instituições financeiras. A preocupação em avaliar essa eficiência está relacionada tanto com a aprimoramento do ambiente econômico e bem-estar social (BERGER; HANNAN, 1998; MAUDOS; DE GUEVARA, 2007; SOLÍS; MAUDOS, 2008), como em garantir a estabilidade e solidez do sistema financeiro (BESANKO; THAKOR, 1992; TABAK; FAZIO; CAJUEIRO, 2012).

Outra preocupação recorrente em pesquisas sobre eficiência de instituições financeiras refere-se a relação desta com a estrutura de capital e controle das instituições, ou seja, se privado, público ou estrangeiro (STURM; WILLIAMS, 2004; HAVRYLCHYK, 2006; BERGER; HASAN, 2009).

Mesmo com a grande quantidade de pesquisas relacionadas, os estudos que envolvem a concentração e/ou o poder de mercado de bancos, ou seja, a estrutura do mercado bancário, permanecem relevantes, pois ainda existem várias divergências entre os resultados obtidos em pesquisas, os fatos que são observados no mercado e a teoria econômica tradicional.

A partir de uma análise tradicional da Organização Industrial entende-se que há um *trade-off* entre crescimento econômico e concentração bancária, pois se há exercício de poder de mercado (habilidade de obter lucros acima do custo marginal), característica de mercados concentrados, o crescimento econômico será prejudicado pela ineficiência de alocação de recursos e/ou pela redistribuição do excedente de renda para monopolista ou para as empresas que detêm esse poder (NORTHCOTT, 2004).

Corroborando esse raciocínio, Hicks (1935) estabeleceu a hipótese da vida tranquila (QLH) que propõe que em um mercado com pouca competição o monopolista/oligopolista, devido à ausência de disciplina de mercado, não possui incentivos para apresentar uma gestão mais eficiente. O excesso de preços praticado em mercados pouco competitivos não é necessariamente convertido em maior lucro, pois os gestores podem se acomodar com o preço mais alto do que o preço sob disciplina de mercado e, por causa dessa margem, relaxar nas ações de gestão de custos ou trabalhar com menos afinco em busca de maior eficiência operacional. Ocorre que esse raciocínio não se aplica totalmente para a indústria bancária e um das razões é a função que os bancos desenvolvem em reduzir a assimetria de informação (NORTHCOTT, 2004).

Existe literatura, tanto de modelos teóricos, quanto de testes empíricos, que demonstra que o poder de mercado ou uma estrutura mais concentrada pode ser benéfica para o sistema, tanto em questões de eficiência (MAUDOS; DE GUEVARA, 2007; WILLIAMS, 2012) quanto em questões de estabilidade financeira e redução de risco (BESANKO; THAKOR, 1992; TABAK; GOMES; MEDEIROS, 2015). E quando falamos de eficiência, trata-se tanto da alocativa do mercado, por exemplo, garantir que bom projetos e proponentes tenham crédito com taxas adequadas a suas oportunidades de investimentos (PETERSEN; RAJAN, 1995; CETORELLI; PERETTO, 2000; SHAFFER, 2002), quanto da de custos, ou seja, os bancos produzirem determinado resultado com o mínimo de insumos (MAUDOS; DE GUEVARA, 2007; WILLIAMS, 2012).

Entre os motivos que justificam a particularidade de que o mercado bancário concentrado ou pouco competitivo pode ser benéfico para o sistema é a presença de economias de escala e de escopo em sua atividade de produção de informações e redução da assimetria informacional do mercado.

## **1.2 Contexto do mercado bancário brasileiro**

O mercado bancário brasileiro, nas últimas duas décadas, vem apresentando uma redução na quantidade de instituições. No período avaliado nesta pesquisa, a quantidade de instituições financeiras em atuação no mercado brasileiro reduziu de forma significativa. Parte dessa redução é decorrente de processos de fusões e aquisições que ocorrem na primeira década dos anos 2000, conforme demonstrado

por Dantas, Medeiros e Paulo (2011). Tal comportamento é um indício do aumento da concentração no mercado. Portanto, relacionar a eficiência e a concentração pode auxiliar a entender esse comportamento observado no mercado brasileiro.

Conforme tabela 01, observa-se que a quantidade de bancos do tipo “Banco Comercial, Banco Múltiplo com Carteira Comercial ou Caixa Econômica”, classificados como “b1” pelo Banco Central do Brasil (BCB), e que serão objeto de estudo nesta pesquisa, reduziram ao longo das últimas duas décadas. A queda na quantidade de instituições entre o início e o final do período avaliado é de, aproximadamente, 30%, partindo de 137 bancos no final do primeiro trimestre do ano 2000, para 97 ao final do segundo trimestre de 2019.

Tabela 01: Quantidade de instituições “b1” por ano/trimestre.

Ano	1º Tri	2º Tri	3º Tri	4º Tri
2000	137	133	131	129
2001	127	126	123	122
2002	118	116	116	112
2003	111	111	112	110
2004	108	108	108	108
2005	106	105	105	104
2006	103	103	104	103
2007	103	102	101	101
2008	101	101	102	101
2009	98	100	101	100
2010	99	99	101	100
2011	101	101	100	99
2012	99	99	98	100
2013	100	97	96	96
2014	96	96	96	96
2015	96	97	97	97
2016	95	95	95	95
2017	94	95	95	97
2018	97	95	95	94
2019	96	97		

Fonte: Elaborado pelo autor. Dados do IF.data (BCB).

Cabe destacar que essa redução de instituições foi mais acentuada nos primeiros oito anos do período avaliado e, a partir de 2009, já se observa certa estabilidade da quantidade de bancos, conforme figura 01.

Figura 01: Quantidade de instituições “b1”, ao final do 1º semestre, por ano.



Fonte: Elaborado pelo autor. Dados do IF.data (BCB).

Em que pese a estabilidade observada na quantidade de instituições financeiras na última década, veremos no decorrer desta pesquisa que a concentração do mercado bancário brasileiro continuou a evoluir.

### 1.3 Problematização

Conforme relatado na contextualização, em que pese a organização industrial clássica entender que um mercado de competição perfeita possibilita maior bem-estar social e impõe disciplina às organizações para operarem com maior eficiência, racional fortalecido pela QLH, quando se trata de intermediários financeiros a teoria sugere outros desdobramentos, principalmente pela função dessas instituições em reduzir a assimetria informacional.

No trabalho seminal de Klein (1971), o modelo teórico proposto já sugeria um possível oligopólio natural dos intermediários devido às características da atividade de intermediação financeira.

Então, propomos este estudo empírico com o objetivo de responder ao seguinte problema de pesquisa: A estrutura (concentração) do mercado bancário brasileiro possui relação com a eficiência de custos das instituições financeiras? Se sim, positiva ou negativa.

## 1.4 Objetivos

A partir do problema de pesquisa proposto, o estudo possui como objetivo geral avaliar se a estrutura do mercado bancário brasileiro possui relação com a eficiência de custos das instituições financeiras. Observada essa relação, discutir se a hipótese da vida tranquila (QLH) proposta por Hicks (1935) se aplica para a explicação dos resultados obtidos.

Para cumprir o objetivo principal, é necessário o alcance dos seguintes objetivos específicos:

(i) estabelecer e quantificar os índices que representam a estrutura do mercado bancário (proxies) no Brasil em relação aos ativos totais, à carteira de crédito líquida de provisão e aos depósitos;

(ii) obter a ineficiência e o índice de eficiência de custos dos bancos que atuam no mercado brasileiro por meio da análise da fronteira estocástica; e

(iii) estabelecer o relacionamento entre a ineficiência de custos e os indicadores da estrutura do mercado bancário no Brasil.

## 1.5 Justificativa e contribuições da pesquisa

O mercado bancário é fonte de grande preocupação para reguladores e demais agentes do mercado, porque, em caso de insolvência de instituições financeiras, há a possibilidade de crises que abalem a confiança em todo o sistema e que impõem um alto custo à sociedade (BCBS, 2011; MISHKIN; EAKINS, 2012). Portanto, o melhor entendimento dessas instituições e seus relacionamentos com as diversas variáveis de mercado proporcionarão melhores ações com o objetivo de se evitar tais crises.

Adiciona-se que ao estudar o mercado bancário brasileiro e evoluirmos em seu entendimento, contribuímos com todo o sistema financeiro da América Latina, devido a posição de destaque que o Brasil ocupa como maior sistema financeiro dessa região (STAUB; SOUZA; TABAK, 2009).

Sobre as possíveis contribuições desta pesquisa, iniciamos pela abordagem metodológica utilizada. Inicialmente, a maioria dos estudos sobre eficiência em instituições financeiras utilizaram modelos de Análise de Envoltória de Dados (DEA), principalmente pela facilidade de aplicação desses métodos (FETHI; PASIOURAS, 2010). Conforme explicado no decorrer desta pesquisa, esse método presume que a

fronteira de eficiência de custos é determinística e, portanto, qualquer desvio em relação à fronteira é tido como ineficiência. Ou seja, os resultados gerados com esse modelo podem superestimar a ineficiência das instituições financeiras, dado que parte desse desvio pode ser gerado por situações que não estão sob o controle da organização (BERGER; MESTER, 1997).

Ao se utilizar a fronteira estocástica para estimar a eficiência de custos das instituições financeiras, como nesta pesquisa, espera-se obter valores de eficiência mais próximos da realidade. A razão disso, é que essa abordagem possibilita separar o desvio em relação à fronteira eficiente em duas parcelas, uma que é proveniente da ineficiência e outra que é originada por choques aleatórios que não estão sob controle da instituição e/ou por erros de mensuração (BERGER; HANNAN, 1998).

No grupo dos estudos que utilizaram a abordagem da fronteira estocástica para estimar a eficiência de instituições financeiras, esta pesquisa se destaca nas seguintes questões. Primeiro, pelo número de observações utilizadas nas estimações. Foram utilizadas nesta pesquisa mais de 7 mil, compreendendo o 1º trimestre de 2000 ao 2º trimestre de 2019. Estudos dessa natureza aplicados em mercados emergentes, como Índia (SENSARMA, 2006), México (SOLÍS; MAUDOS, 2008) e Portugal (MARTINS; RIBEIRO, 2014), utilizaram, no máximo, 991 observações (SENSARMA, 2006). No caso de estudos aplicados ao mercado brasileiro (SILVA, 2001; RUIZ; TABAK; CAJUEIRO, 2008; TECLES; TABAK, 2010; MENDONÇA et al., 2018), a pesquisa de Ruiz, Tabak e Cajueiro (2008), com 2.758, foi a que apresentou o maior número de observações.

A segunda questão refere-se ao estudo da relação entre a estrutura de mercado e a eficiência das instituições financeiras. Os estudos aplicados ao mercado brasileiro, mesmo os que utilizaram métodos DEA (BECKER; LUNARDI; MAÇADA, 2003; CHABALGOITY ET AL, 2007; PÉRICO; REBELATTO; SANTANA, 2008; STAUB; SOUZA; TABAK, 2010; CAVA, 2016), não possuíam como objetivo avaliar a relação entre a estrutura de mercado e a (in)eficiência. Um estudo aplicado ao mercado brasileiro com enfoque próximo foi o de Dantas, Medeiros e Paulo (2011) que investigaram a relação entre a rentabilidade bancária e os índices de concentração do mercado.

Destacamos também que as pesquisas que envolvem o estudo de eficiência em instituições financeiras não contribuem apenas para os acadêmicos, mas também para: (i) gestores e executivos que buscam aprimorar as ferramentas de gestão e os

resultados de suas organizações; (ii) os acionistas que procuram novas formas de monitoramento e oportunidades para aumentar o ganho do capital investido; e (iii) depositantes, pois instituições financeiras mais eficientes sinalizam um menor risco para seus depósitos.

As contribuições desta pesquisa também podem se estender aos reguladores, propositores e executores de políticas públicas, pois as evidências obtidas nesta pesquisa sobre a relação entre a estrutura do mercado bancário brasileiro e a eficiência de custos dos bancos, adicionado aos outros resultados já existentes na literatura do tema, auxiliem na proposição e execução de políticas públicas e de regulação prudencial que tornem o sistema ao mesmo tempo mais estável e eficiente, de forma a alavancar o crescimento econômico e o bem-estar social.

Por fim, esperamos contribuir para outro tema relevante para a sociedade e o mercado, e que voltou à mídia no último ano: uma possível privatização de bancos públicos. As evidências obtidas nesta pesquisa sobre o relacionamento da ineficiência com as variáveis que representam a estrutura de controle (público ou privado) e capital (nacional ou estrangeiro) das instituições financeiras podem fornecer subsídios importantes para uma melhor tomada de decisão dos agentes envolvidos nessa questão.

## **1.6 Organização da pesquisa**

O presente trabalho se organiza da seguinte forma, além desta seção introdutória. No capítulo 2, abordamos os pressupostos teóricos, os estudos empíricos e o desenvolvimento da hipótese de pesquisa. No capítulo 3, os procedimentos metodológicos utilizados para cumprir o objetivo deste trabalho, a amostra selecionada e o testes de robustez aplicados. O capítulo 4 é dedicado à interpretação e à discussão dos resultados estimados face a literatura levantada e à análise dos testes de robustez utilizados. Por fim, no capítulo 5, apresentamos as considerações finais, limitações do estudo e sugestões para novas pesquisas.

## 2. REFERENCIAL TEÓRICO

Neste capítulo serão abordados o arcabouço teórico e os estudos empíricos que amparam a presente pesquisa. Iniciamos pela literatura relacionada às teorias que justificam a natureza e a existência das instituições financeiras. Em seguida, de forma breve, por não ser o foco desta pesquisa, apresentamos alguns trabalhos que relacionam a estabilidade financeira e a estrutura do mercado bancário. E, por fim, recapitulamos a literatura sobre eficiência alocativa e de custos e sua relação com a estrutura de mercado bancário, concluindo com a apresentação da hipótese de pesquisa deste trabalho.

### 2.1. Natureza das instituições financeiras

Freixas e Rochet (2008) definem um banco como uma instituição cujas operações são a concessão de empréstimos e captação de depósitos a partir do público geral. Essa instituição, portanto, atua como um intermediário que viabiliza o fluxo de capital dos agentes superavitários para os agentes com oportunidades de investimento. Condição essencial para o crescimento econômico de uma sociedade.

Para realizar a função de intermediação o banco executa um processo chamado de transformação de ativos, ou seja, modifica as características do objeto negociado. Por exemplo, a instituição recebe depósitos em uma conta de poupança e utiliza esses recursos para ofertar operações de crédito rural para um empreendedor (MISHKIN; EAKINS, 2012).

Silva (2001) define três tipos de transformação de ativos: transformação de maturidade, transformação de qualidade e transformação de conveniência, detalhados a seguir. Deve-se notar que, embora haja essa divisão, a maioria das operações bancárias são realizadas por meio de mais de uma dessas transformações ao mesmo tempo.

(i) Transformação de maturidade: possivelmente a mais executada pelos bancos e consiste na captação de recursos de curto prazo e alta liquidez, como depósitos de conta corrente e aplicação em operações de longo prazo e baixa liquidez, como financiamento de máquinas, equipamentos ou de imóveis.

(ii) Transformação de qualidade: consiste na emissão de títulos do próprio banco com lastro em operações de clientes. Nessa situação o banco altera as

características de risco e retorno do ativo emitido e assume os riscos de liquidez e crédito. Como exemplo, temos as Letras de Crédito do Agronegócio (LCA) que os bancos emitem com lastro em operações de crédito rural concedidas. Eventual inadimplência de uma operação de crédito não afeta a remuneração do detentor da LCA.

(iii) Transformação de conveniência: ocorre pela natureza de indivisibilidade de determinadas investimentos. Nesse caso o banco reúne vários e dispersos depositantes de forma que o montante reunido possa ser suficiente para realizar um único investimento. Como exemplo, financiamento de grandes projetos de infraestrutura.

Ocorre que a função de transformar ativos, fundamental para atividade de intermediação financeira, também é responsável pelas vulnerabilidades, elencadas a seguir, que essas instituições estão expostas. Conforme Northcott (2004), observa-se que a indústria bancária é considerada mais vulnerável que outras indústrias pelos seguintes motivos:

(i) O balanço dos bancos consiste de depósitos de curto prazo no lado dos passivos e empréstimos de longo prazo no lado dos ativos, agrega-se a essa alta maturidade dos ativos a baixa liquidez desses. Tal situação deixa os bancos vulneráveis às corridas bancárias, mas essas podem ser amenizadas por seguros de depósito ou tecnologias que permitam a sincronização de prazos, por exemplo, operações com derivativos para hedge (NORTHCOTT, 2004; MISHKIN; EAKINS, 2012).

(ii) Alta alavancagem das empresas, ou seja, elevada proporção de ativos financiados com recursos de terceiros, pode induzir a comportamentos mais arriscados dos mutuários/empreendedores, pois se o projeto é bem-sucedido esse é beneficiado, se falhar, é o banco que suporta a perda (NORTHCOTT, 2004; TIROLE, 2005).

(iii) Os depósitos dos bancos geralmente são compostos por vários e pequenos depositantes que não monitoram o comportamento de risco dessas instituições. Isso ocorre porque esses não possuem condições, por exemplo, recursos ou tecnologias, ou porque não se empenham, por exemplo, acham que outros depositantes ou órgãos reguladores vão fazer (problema do *free-rider*) tal monitoramento (NORTHCOTT, 2004). Adiciona-se que, em determinadas situações, a existência de seguro depósito

pode reduzir o incentivo dos depositantes em monitorar o intermediário, agravando a estabilidade do sistema (CAPRIO; HONOHAN, 2001).

A partir da visão geral apresentada sobre as funções e vulnerabilidades das instituições financeiras, abordaremos a teoria da intermediação financeira e o racional que respalda a hipótese de que a estrutura do mercado bancário não é compatível com um mercado de competição perfeita.

## 2.2. Teoria da Intermediação Financeira

A partir de uma análise tradicional da Organização Industrial entende-se que há um *trade-off* entre crescimento econômico e concentração bancária, pois se há exercício de poder de mercado, característica de mercados concentrados, não haverá um fluxo ótimo de recursos financeiros entre os agentes superavitários e os empreendedores com oportunidades de investimento. Ocorre que esse raciocínio não se aplica totalmente para a indústria bancária e um das razões é a função que os bancos desenvolvem em reduzir a assimetria de informação (NORTHCOTT, 2004).

Existe na literatura acadêmica modelos teóricos e testes empíricos que demonstram que uma menor competição no mercado bancário pode ser benéfica para o sistema, tanto em questões de eficiência (MAUDOS; DE GUEVARA, 2007; WILLIAMS, 2012), quanto em questões de estabilidade financeira e redução de risco (BESANKO; THAKOR, 1992; TABAK; GOMES; MEDEIROS, 2015). E quanto a eficiência, trata-se tanto da alocativa, por exemplo, garantir que bom projetos/proponentes tenham crédito com taxas adequadas a suas oportunidades de investimentos (PETERSEN; RAJAN, 1995; CETORELLI; PERETTO, 2000; SHAFFER, 2002), quanto a de custos, ou seja, os bancos produzirem o máximo de resultado com o mínimo de insumos (MAUDOS; DE GUEVARA, 2007; WILLIAMS, 2012).

Um dos principais motivos que justifica a particularidade de que um mercado bancário concentrado ou pouco competitivo pode ser benéfico para o sistema - além da função clássica de canalização de recursos de agentes superavitários para agentes deficitários e/ou com oportunidades de investimento - é a presença de economias de escala e de escopo em sua atividade de produção de informações e redução da assimetria informacional do mercado. A existência de informação assimétrica entre os

agentes reduz a eficiência do mercado por causa de problemas gerados pela seleção adversa e pelo risco moral.

A seleção adversa, popularizada pelo artigo seminal de Akerlof (1970), resulta da divergência de informações de dois agentes antes da realização de uma transação ou negócio. No caso da intermediação financeira, por exemplo, ocorre quando da decisão de um agente superavitário em aportar seus recursos para financiar um determinado projeto como forma de investimento. Como o investidor não possui o mesmo nível de informação sobre o risco e o retorno do projeto que o empreendedor possui, o investidor não consegue diferenciar os bons dos maus projetos, levando a um mercado ineficiente onde projetos ruins podem ser financiados e bons projetos não receberem os investimentos necessários.

Os problemas relacionados ao risco moral emergem após a realização da transação ou negócio e relaciona-se ao fato de que uma das partes não pode ser totalmente monitorada, portanto possibilitando comportamentos oportunistas ou diferentes do acordo estabelecido (HÖLMSTROM, 1979). No caso da intermediação financeira, por exemplo, um empreendedor que recebeu recursos para financiar seu projeto pode não se esforçar de forma adequada para o sucesso do empreendimento ou, até mesmo, desviar os recursos captados para fins de interesse privado, agravando o risco para os investidores.

Por meio de atividades de monitoramento (DIAMOND, 1984), de *screening* (CETORELLI; PERETTO, 2000; DELL'ARICCIA, 2000; CAO; SHI, 2000); de *relationship-lending* (PETERSEN; RAJAN, 1995; YAFEH; YOSHA, 2001), ou reduzindo o custo de sinalização (LELAND; PYLE, 1977), por exemplo, as instituições financeiras podem produzir informações que reduzam a assimetria e os riscos do investimento, de forma a permitir uma adequada alocação de recursos para projetos com maior valor esperado.

Tais atividades não seriam adequadamente realizadas pelos vários e dispersos agentes que existem no mercado, sendo essa uma das explicações do oligopólio "natural" observado no mercado bancário. Na próxima seção serão apresentadas pesquisas que discutem essas particularidades do mercado de intermediação financeira.

### 2.3 Estabilidade financeira e estrutura do mercado bancário

A estabilidade do sistema financeiro é diretamente influenciada pelo grau de exposição a risco das instituições financeiras. No caso de insolvência de alguma instituição, há a possibilidade de ocorrência de crises que podem se irradiar pelo sistema financeiro, comprometendo toda a economia e impondo um alto custo à sociedade (BCBS, 2011; MISHKIN; EAKINS, 2012). Esse fato justifica a preocupação de reguladores e pesquisadores em entender melhor o relacionamento entre risco, estabilidade e estrutura de mercado.

Besanko e Thakor (1992) apresentaram um modelo de equilíbrio onde demonstraram que em um mercado bancário mais competitivo as taxas de juros de empréstimos reduzem e as taxas de juros de depósitos aumentam. Ocorre que esses benefícios usufruídos pelos mutuários de operações e depositantes são suportados pela redução da riqueza dos acionistas da instituição financeira. Para compensar essa transferência de benefícios aos clientes do banco, os acionistas são incentivados a tomarem maior risco para recuperar a rentabilidade. Esse aumento de risco pode se concretizar com a oferta de crédito para proponentes com alta probabilidade de inadimplência e/ou aumento das taxas de juros que agravam os problemas de seleção adversa e risco moral. Essas situações proporcionam uma redução da estabilidade do sistema financeiro.

Tabak, Fazio e Cajueiro (2012) efetuaram estudo empírico para avaliar o comportamento de risco e a competitividade do ambiente em bancos pertencentes a 10 países da América Latina. A pesquisa utilizou informações de 2003 a 2008, o indicador de Boone para mensurar a competição, o Z-score para mensurar o grau de risco da instituição e abordagem de fronteira estocástica para obter a “ineficiência da estabilidade”.

Esses autores evidenciaram que a relação entre risco das instituições financeiras e o nível de competitividade do mercado possui a forma de “U” invertido, ou seja, mercados muito competitivos ou ambiente que há bancos que exercem grande poder de mercado possuem menor risco. Por consequência, uma situação de competição mediana apresenta a menor estabilidade financeira. As evidências encontradas também demonstraram que o tamanho das instituições e o índice de capital são fatores essenciais para esse comportamento, por exemplo, quanto maior

o banco, maior é sua estabilidade nos extremos de competição do mercado (TABAK; FAZIO; CAJUEIRO, 2012).

Em pesquisa aplicada ao mercado brasileiro, Tabak, Gomes e Medeiros (2015) avaliaram como o comportamento de risco dos bancos brasileiros é influenciado pelo poder de mercado e as mudanças no nível de capital. Esses autores utilizaram a estatística “H” desenvolvida por Rosse e Panzar (1977) para mensurar as condições de competitividade do mercado. Como proxies para o comportamento de risco dos bancos utilizaram o Z-score e os empréstimos não performados pelo total da carteira de crédito. Os dados compreenderam o período de 2001 a 2011 das instituições individuais e conglomerados financeiros.

Em geral, os resultados evidenciaram que há um relacionamento negativo entre o poder de mercado e o apetite a risco dos bancos no Brasil. Entre as evidências específicas, foi observado que bancos que reduzem seu poder de mercado e aumentam o nível de capitalização apresentaram comportamento de maior apetite a risco. As evidências também indicaram que os bancos com capital privado e capital estrangeiro tornaram-se mais avessos ao risco após a crise iniciada em 2008 e que os bancos com participação do Estado assumiram mais riscos com objetivo de aumentar sua participação de mercado (TABAK; GOMES; MEDEIROS, 2015). O resultado observado pelos autores sobre o aumento da participação de mercado dos bancos públicos pode ser consequência do direcionamento do governo brasileiro, à época da crise, para amenizar a retração do mercado de crédito e dos efeitos da crise no Brasil.

Jensen (2016) também avaliou a existência do trade-off entre competição e estabilidade financeira no mercado brasileiro. Por meio de uma análise de dados em painel, seus achados não evidenciaram que uma maior concentração do mercado bancário, mensurada pelo número de agências, aprimora a estabilidade financeira. O estudo foi realizado com uma amostra inicial dos 20 maiores bancos brasileiros em número de agência e, devido à disponibilidade de dados, oito foram eliminados, utilizando-se de 12 nos modelos.

## **2.4 Eficiência alocativa e estrutura do mercado bancário**

A eficiência alocativa do mercado pode ser aprimorada pelas instituições financeiras ao promover a acumulação de capital e o suprimento adequado de crédito

(NORTHCOTT, 2004). Por exemplo, os bancos aprimoram a eficiência ao garantir que bom projetos e proponentes tenham crédito suficiente e com taxas adequadas a suas oportunidades de investimentos (PETERSEN; RAJAN, 1995; CETORELLI; PERETTO, 2000; SHAFFER, 2002),

No trabalho seminal de Petersen e Rajan (1995) demonstra-se que empresas jovens ou com pouco histórico de crédito são beneficiadas por mercados concentrados porque os bancos nesse tipo de mercado possuem incentivos para investirem no *relationship-lending*, portanto aprimorando a disponibilidade do crédito e o crescimento econômico.

Esses autores evidenciaram essa situação em um conjunto de dados do mercado americano, usando medidas de concentração como poder de mercado. Além da maior oferta de crédito para empresas mais jovens, foi observado que as instituições financeiras suavizam as taxas cobradas dessas empresas quando são mais jovens e vão elevando essas taxas quando as empresas já estão estabelecidas.

Boot e Thakor (2000) apresentaram um modelo de equilíbrio em que os bancos possuem incentivos para atuarem com *relationship-lending* em ambientes mais competitivos, portanto aumentando a oferta de crédito para empresas jovens ou com pouco histórico de crédito e aprimorando a eficiência alocativa do sistema.

Cetorelli e Peretto (2000) apresentam um modelo de equilíbrio geral de acumulação de capital onde as instituições financeiras utilizam-se do *screening* (triagem) para reduzir a assimetria de informação em relação aos proponentes de operações de crédito. O modelo indica que em mercados competitivos o incentivo dos bancos para realizar a triagem diminui, por causa do problema de *free-rider*, ou seja, outros bancos podem conseguir observar a oferta de crédito para determinado agente feito por outra instituição. Como essa atividade possui custos, há um desincentivo aos bancos para realizarem a triagem nos mercados competitivos.

Para se ajustar ao problema do *free-rider*, os bancos realizam o *screening* de apenas uma parte dos agentes, mas contratam operações de crédito tanto com agentes que foram considerados bons na triagem quanto com agentes que não foram avaliados. Portanto, para compensar o risco das operações efetuadas com agentes que não passaram pela triagem, as taxas de juros de empréstimos serão elevadas, causando o agravamento dos problemas de seleção adversa e aumentando o risco das instituições.

Shaffer (2002) desenvolve um modelo de equilíbrio que estabelece que a taxa de juros de empréstimos é uma função crescente do número de intermediários financeiros na economia, considerando os custos marginais constantes. Uma das proposições que explicam esse comportamento é que com mais bancos atuando no mercado, aumenta a probabilidade de proponentes não tão qualificados ou projetos muito arriscados conseguirem crédito no mercado. À medida que essas operações começam a se tornar inadimplentes os bancos precisam elevar a taxa de juros para manterem o patamar de retorno esperado. Essa situação se agrava quando os bancos não possuem as informações do histórico de solicitações de crédito não aprovadas desses proponentes e/ou em períodos de recessão econômica.

## 2.5 Eficiência de custos no mercado bancário

Ao se propor a estudar a eficiência de um setor ou empresa, a primeira questão a ser tratada é de qual ótica o conceito será derivado, da função receita, da função custo, ou da função lucro. A escolha depende tanto dos objetivos da pesquisa quanto da disponibilidade dos dados (COELLI et al, 2005). Com respeito à eficiência em instituições financeiras, Berger e Mester (1997) relacionam que os conceitos mais utilizados são derivados da função custo e da função lucro. Como o foco desta pesquisa é a eficiência de custos, apenas essa será abordada com detalhes, mas antes, apresentamos uma conceituação geral sobre os tipos de eficiência.

A eficiência técnica representa a capacidade de produzir o máximo de *outputs* com um determinado nível de *inputs*, ou seja, usar o nível mínimo de insumos para determinado nível de produção. A eficiência alocativa representa a capacidade de selecionar a combinação ideal de insumos, com base em seus preços, de forma a obter determinado nível de produção. A eficiência de custos é a combinação da eficiência técnica e alocativa (HAVRYLCHYK, 2006).

A eficiência de custos, ou eficiência-X, é obtida pela diferença dos custos totais de um determinado banco em relação aos custos do banco que possui a melhor prática em produzir os mesmos *outputs* sob as mesmas condições. A eficiência de custos também pode ser entendida como uma medida de redução de custos que pode ser alcançada caso o banco se torne o mais eficiente de forma técnica e alocativa (LENSINK; MEESTERS; NAABORG, 2008).

A expressão eficiência-X foi proposta por Leibenstein (1966) para representar reduções de custo decorrentes de ganhos de eficiência de qualquer tipo, além da alocativa. O termo “X” busca representar, portanto, outras fontes de eficiência de uma empresa ou unidade e que não possuem uma natureza bem definida como, por exemplo, a motivação dos funcionários ou incentivos utilizados para que os agentes se empenhem mais em suas atividades. Algumas das fontes desses incentivos podem advir de cláusulas em seus contratos de trabalho, ou mesmo da estrutura de competição no mercado de trabalho. O resultado do estudo também sugere que os ganhos obtidos pela eficiência-X são significativamente superiores aos ganhos obtidos apenas pela eficiência alocativa (LEIBENSTEIN, 1966).

Segundo Berger e Mester (1997), os métodos mais aplicados na literatura para estimar a eficiência são os não-paramétricos Análise de Envoltória de Dados (*Data Envelopment Analysis* - DEA) e Análise Free Disposable Hull (FDH), e os paramétricos Abordagem da Fronteira Estocástica (*Stochastic Frontier Approach* - SFA), *Thick Frontier Approach* (TFA), e *Distribution-Free Approach* (DFA). Ocorre que em estudos empíricos internacionais, ou aplicados ao mercado bancário brasileiro, em sua quase totalidade dos estudos, utilizaram os métodos DEA e SFA, portanto, apenas esses dois serão abordados neste trabalho, com ênfase para fronteira estocástica que será aplicada nesta pesquisa.

### 2.5.1 Análise de envoltória de dados (DEA)

A metodologia DEA, desenvolvida por Charnes, Cooper e Rhodes (1978), possui como base a programação linear e como objetivo analisar comparativamente unidades independentes, nomeadas nessa técnica como unidades de tomada de decisão (Decision Making Units - DMU). Intuitivamente, trata-se de um problema de otimização de forma a gerar a melhor relação entre os *outputs* produzidos e os *inputs* utilizados, sob determinadas restrições (COELLI et al, 2005). É classificada como não estocástica ou determinística, pois a fronteira de eficiência estimada é constante para a amostra avaliada (PÉRICO; REBELATTO; SANTANA, 2008).

A grande popularidade na utilização de modelos de DEA deve-se, entre outras, pela simplicidade de aplicação, principalmente em contextos com múltiplos *outputs* e sem as informações dos preços de *inputs* (STAUB; SOUZA; TABAK, 2010). Adiciona-se que em situações de múltiplos inputs e outputs, permite a utilização de unidades

de medidas diferentes (LOPES, 1998; SHIMONISHI, 2005). As vantagens citadas devem-se ao fato de que nesse método não é necessário assumir uma forma funcional para fronteira eficiente, esta é derivada dos próprios dados, por isso é não paramétrica (MACORIS; SALGADO JUNIOR, FALSARELLA JUNIOR, 2015). Por esses motivos que o DEA é o método não paramétrico mais amplamente utilizado para avaliar os diversos tipos de eficiência e em vários setores (FETHI; PASIOURAS, 2010).

Ocorre que o DEA também possui limitações que em várias situações são ignoradas, principalmente pela facilidade da aplicação empírica desse método. A principal delas, conforme relatam Berger e Mester (1997), é que esse método não prevê que o desvio da fronteira possa ocorrer por choques aleatórios, ou seja, qualquer distância da fronteira eficiente é contabilizada como ineficiência. Como existem choques que não podem ser controlados pela instituição como o clima, sorte ou serem ocasionados por erros de mensuração das variáveis, esse método não permite “extrair” da distância total da fronteira eficiente a parte que corresponde a ineficiência, causando, potencialmente, superestimação da ineficiência (COELLI et al, 2005).

Estudos no mercado bancário americano que se utilizaram de métodos não paramétricos encontraram, em média, índices de eficiência menores do que os estudos que utilizaram métodos paramétricos (BERGER; HUMPHREY, 1997). No mercado brasileiro, os estudos que utilizaram DEA (BECKER; LUNARDI; MAÇADA, 2003; CHABALGOITY et al, 2007; PÉRICO; REBELATTO; SANTANA, 2008) também reportaram menores índices de eficiência do que os estudos que utilizaram SFA (SILVA; NETO, 2002; RUIZ; TABAK; CAJUEIRO, 2008), conforme revisão apresentada por Tecles e Tabak (2010).

#### 2.5.1.1 Aplicação de DEA em pesquisas empíricas no mercado internacional

Em uma avaliação do mercado bancário indiano, Sathye (2003) aplicou DEA para avaliar a eficiência técnica de 94 bancos no período de 1998 a 1999. Esse autor utilizou dois modelos que diferiam pelos *inputs* e *outputs* utilizados. Os resultados dos modelos evidenciaram situações diferentes, em um modelo os bancos públicos apresentaram maior eficiência e no outro os bancos privados e estrangeiros foram mais eficientes. Por causa dessa situação, o autor destacou a dificuldade em apurar

e em comparar índices de eficiência devido à sensibilidade dos resultados quanto a escolha dos produtos e insumos que irão compor o modelo.

Sturm e Williams (2004) avaliaram a eficiência técnica do sistema bancário na Austrália no período de 1988 a 2001. Tendo como abordagem principal o uso de DEA e com informações de 39 bancos, os resultados evidenciaram que os bancos estrangeiros são mais eficientes que os domésticos e que a eficiência das instituições foi aprimorada no período analisado. Para agregar robustez aos resultados, os autores também utilizaram SFA para estimar a eficiência e, como esperado, a eficiência apurada por esse método foi menor do que a obtida pelo DEA (BERGER; HUMPHREY, 1997). Independentemente do método, os resultados entre eficiência e a estrutura de propriedade do banco (estrangeiro ou doméstico) foram mantidos.

Havrylchuk (2006) utilizou DEA para avaliar a eficiência técnica, alocativa e de custos dos bancos no mercado polonês. O estudo compreendeu dados de instituições que representavam 95% dos ativos totais dos bancos, no período de 1997 a 2001, totalizando 247 observações. Os resultados evidenciaram que os bancos estrangeiros possuem maiores índices de eficiência do que os bancos domésticos, mas os bancos estrangeiros que adquiriram instituições nacionais não aprimoraram sua eficiência após a aquisição. Outra evidência encontrada, sugere que não houve aprimoramento da eficiência média do sistema bancário no período.

Chortareas, Kapetanios e Ventouri (2016) utilizaram DEA para avaliar a eficiência de custos dos bancos no mercado americano. Na pesquisa foram utilizados dados trimestrais, do período de 1987 a 2012, de aproximadamente 3.800 bancos comerciais, constituindo um painel desbalanceado com 99.032 observações. Após estimar a eficiência, os autores buscaram relacionar essa variável com o grau de liberdade econômica da região de atuação da instituição. Os resultados evidenciaram que em ambientes de maior liberdade econômica, ou seja, menor intervenção governamental, os bancos se apresentaram mais eficientes. O índice de capitalização (PL/Ativos) e o tamanho do banco, representado pelo quadrado do logaritmo natural dos ativos, também apresentaram relacionamento positivo com a eficiência de custos.

Phan, Anwar e Alexander (2018) avaliaram a eficiência de custos dos bancos no mercado de Hong Kong no período de 2004 a 2014. Os índices de eficiência foram obtidos por meio de métodos DEA e, em um segundo estágio, os autores buscaram identificar os determinantes dessa eficiência. Os resultados sugerem que o tamanho do banco e o crescimento do PIB estão positivamente relacionados com a eficiência,

enquanto diversificação da receita e a inflação estão relacionadas com menor eficiência. Os indicadores de estrutura de mercado utilizados na análise (HHI e C3), não apresentaram relação estatisticamente significativa com a eficiência de custo das instituições.

#### 2.5.1.2 Aplicação de DEA em pesquisas empíricas no mercado brasileiro

Becker, Lunardi e Maçada (2003), buscando avaliar a eficiência dos investimentos em Tecnologia da Informação (TI) dos bancos no Brasil, aplicaram a metodologia DEA para obter o índice de eficiência técnica das instituições utilizando dados de 74 bancos no ano de 2000. Os principais resultados sugerem que os bancos que mais investem em TI apresentam melhores índices de eficiência técnica, que os bancos estrangeiros e privados com participação estrangeira no capital são os mais eficientes e que todos os bancos públicos estaduais que compuseram a amostra são ineficientes.

A metodologia DEA também foi aplicada por Chabalgoity et al (2007) para estimar a eficiência técnica nos bancos em atuação no mercado brasileiro. Com dados semestrais do período de 1995 a 2003, de 81 instituições, os autores tiveram que constituir um painel balanceado devido às características de sua abordagem metodológica que também incluía o cálculo do índice de produtividade de Malmquist. Entre outros achados, seus resultados sugerem que a eficiência técnica dos bancos em geral reduziu durante o período avaliado, mas que a eficiência de bancos estrangeiros e dos bancos privados foi aprimorada.

Périco, Rebelatto e Santana (2008) avaliaram a eficiência alocativa das 12 maiores organizações bancárias no ano de 2005 por meio da metodologia DEA utilizando a abordagem de produção e concluíram que os maiores bancos podem ser os mais eficientes desde que efetuem uma alocação ótima de seus *inputs*.

Staub, Souza e Tabak, (2010) utilizaram a metodologia DEA para investigar a eficiência de custos dos bancos no Brasil. Utilizando dados semestrais do período de 2000 a 2007, constituíram um painel desbalanceado com 1.518 observações. Nesse mesmo estudo os autores também estimaram as eficiências técnica e alocativa.

Seus resultados evidenciaram que, no período avaliado, os bancos estrangeiros foram menos eficientes que os bancos domésticos e que os bancos públicos foram mais eficientes que os privados. Uma possível explicação para esse

último resultado seria de que com a redução da quantidade de bancos públicos nos últimos anos, apenas os eficientes permaneceram no mercado. Como demais resultados, obtiveram que as operações de crédito não liquidadas e a participação de mercado são indicadores relevantes para avaliar a eficiência bancária, e que o tamanho do banco, mensurado pelo valor dos ativos totais, não apresentou relação estatística com a eficiência (STAUB; SOUZA; TABAK, 2010).

Cava, Salgado Junior e Branco (2016) avaliaram a eficiência técnica de 110 bancos em atuação no mercado brasileiro, em 2013, utilizando a metodologia DEA. Os resultados sugerem que os maiores bancos, medidos pelo valor do patrimônio líquido, eram mais eficientes. Os resultados também evidenciaram que os bancos públicos federais eram mais eficientes e que os bancos privados domésticos e os públicos estaduais apresentaram os menores índices de eficiência.

#### 2.5.2 Abordagem da fronteira estocástica (SFA)

A análise ou abordagem de fronteira estocástica (SFA) foi inicialmente proposta por Aigner et al (1977) e Meeusen e Van den Broeck (1977). Trata-se de um método paramétrico que assume que a ineficiência é uma parcela do resíduo da função custo padrão. Assume, ainda, que esse resíduo é decomposto em duas partes, sendo uma correspondente a eventos aleatórios e/ou de erros de mensuração e a outra representa a ineficiência, ou seja, a distância da fronteira estocástica (BERGER; MESTER, 1997).

O componente aleatório do resíduo é considerado ter uma distribuição simétrica e média zero, e decorre de choques que não estão sob controle das instituições, tais como choques exógenos nos preços de insumos e de erros de mensuração. Para o componente que representa a ineficiência, presume-se uma distribuição assimétrica, não negativa no caso da função custos, pois representa custos extras decorrentes, por exemplo, da ineficiência da gestão que determinada instituição possui em relação à mais eficiente. A grande questão reside em como distinguir esses dois termos, pois não são individualmente observáveis (BERGER; HANNAN, 1998).

A estimação da função custo e o cálculo dos resíduos ocorre por meio de procedimentos de máxima verossimilhança. Contudo, para isolar o componente de ineficiência deve-se adotar alguma premissa acerca de sua distribuição. As

distribuições de probabilidade utilizadas de forma mais frequente para esse propósito são a *half-normal* (BERGER; HANNAN, 1998; MAUDOS; DE GUEVARA, 2007) e normal truncada (SILVA, 2001; RUIZ; TABAK; CAJUEIRO, 2008); as distribuições exponencial e gama também são empregadas (TECLES; TABAK, 2010).

Em que pese as várias distribuições que pode ser utilizadas, observa-se que a escolha da distribuição do termo que representa a ineficiência possui pouca relevância sobre os resultados estimados, portanto modelos mais simples (*half-normal/norma truncada*) são os mais utilizados (KUMBHAKAR; LOVELL, 2000).

Destaca-se como principal vantagem desse método, a possibilidade de estimativas de (in)eficiência mais próximas da realidade, devido ao fato do termo de ineficiência ser decomposto do resíduo total da função custo estimada. Diferente dos métodos da família DEA que consideram toda a distância da fronteira como ineficiência e, portanto, subestimam a eficiência (BERGER; HUMPHREY, 1997).

A limitação ao se utilizar SFA reside, principalmente, na escolha da distribuição do termo de ineficiência. A premissa da distribuição costuma estar associada a cada tipo de modelagem e não há determinantes de que uma distribuição seja mais adequada que a outra. Conforme Kumbhakar e Lovell (2000), essa limitação é relativa, pois a escolha da distribuição do termo da ineficiência possui pouca relevância sobre os resultados estimados.

#### 2.5.2.1 Aplicação de SFA em pesquisas empíricas no mercado bancário internacional

Altunbas et al (2000) avaliaram a eficiência de custos dos bancos no mercado japonês utilizando SFA. As estimações foram realizadas com dados anuais de aproximadamente 140 bancos por ano, no período de 1993 a 1996, constituindo um painel desbalanceado com 553 observações. Entre outros objetivos da pesquisa, os autores avaliaram como fatores de qualidade dos ativos, mensurado pela razão entre as provisões e a carteira de crédito, e de risco, mensurado pela razão entre os ativos líquidos e os ativos totais afetavam os índices de eficiência das instituições. Os resultados evidenciaram que o índice de eficiência dos bancos é pouco sensível à inclusão desses fatores na função de custo.

Sensarma (2006), utilizando SFA, avaliou a eficiência de custos de 83 bancos na Índia no período de 1986 a 2000. A forma funcional aplicada a função custo foi a translog e o painel de dados desbalanceado continha 991 observações. Os resultados

apurados evidenciaram que a eficiência média dos bancos foi aprimorada no período avaliado, que os bancos estrangeiros apresentaram menor eficiência do que os bancos domésticos e que os bancos públicos foram os mais eficientes. Não foi evidenciada, ainda, relação significativa entre o tamanho do banco e a eficiência estimada.

Em estudo de amplitude global, Lensink, Meesters e Naaborg (2008) utilizaram SFA para estimar a eficiência de custos dos bancos em diversos países de forma a comparar os resultados entre bancos estrangeiros e domésticos. Na pesquisa foram utilizadas observações de 2.095 bancos, de 105 países, no período de 1998 a 2003. A forma funcional adotada para função custo foi a translog.

Os resultados observados evidenciaram que os bancos estrangeiros possuíram menores índices de eficiência do que os bancos domésticos, e que os bancos públicos eram menos eficientes que os bancos privados. Em uma extensão da pesquisa, os autores evidenciaram que as características de governança e qualidade das instituições em atuação tanto no país sede da organização, quanto no país de operação, são relacionadas com os níveis de eficiência observados (LENSINK; MEEESTERS; NAABORG, 2008).

Martins e Ribeiro (2014) utilizaram SFA para estimar a eficiência de custos dos bancos portugueses no período de 1995 a 2001. Os autores adotaram a forma funcional de Fourier para a função custo e o conjunto de dados utilizados constitui uma painel desbalanceado com 127 observações de 22 bancos. Os resultados sugerem que a eficiência de custos dos bancos portugueses foi aprimorada durante o período avaliado.

Ding e Sickles (2018) pesquisaram o relacionamento entre a eficiência de custos, a estrutura de capital e o risco do portfólio de mais de 7.000 bancos americanos no período de 2001 a 2016. Os autores utilizaram SFA, a forma funcional translog, e um painel desbalanceado de dados com 265.905 observações para estimar os índices de eficiência. Os resultados observados sugerem que os bancos mais eficientes incrementam o capital regulatório alocado e tomam mais riscos em operações de crédito, devido ao aumento da provisão, enquanto reduzem, de forma global, os ativos ponderados pelo o risco (RWA).

### 2.5.2.2 Aplicação de SFA em pesquisas empíricas no mercado brasileiro

Nakane (1999) aplicou a SFA para avaliar a eficiência de custos das instituições financeiras em atuação no mercado brasileiro no período de 1990 a 1997. Os resultados obtidos evidenciaram que os bancos públicos apresentaram maior eficiência que os bancos privados e que o tamanho e o volume da carteira de crédito foram positivamente relacionados com a eficiência de custos.

Em uma análise utilizando SFA, Silva (2001) avaliou a eficiência de custos dos bancos no mercado brasileiro após a adoção do plano Real. A amostra utilizada foi composta de 59 instituições com ativos superiores a R\$ 1 bilhão e os dados extraídos de seus demonstrativos contábeis semestrais, no período de junho de 1995 a dezembro de 1999, o que resultou em um painel desbalanceado com 553 observações. A forma funcional adotada para função custo foi a translog e a premissa adotada para a distribuição da ineficiência foi de uma normal truncada em zero.

Os resultados evidenciaram que as menores e as maiores instituições eram mais eficientes que os bancos medianos quando se considera os ativos totais. Foi observado que os bancos públicos estaduais apresentaram as maiores ineficiências, que os bancos públicos federais não se distanciaram de forma significativa dos bancos privados em eficiência e que as instituições de capital estrangeiro são as mais eficientes. Também houve relação positiva entre a eficiência e capitalização do banco, representada pela relação entre o patrimônio líquido (PL) e os ativos totais (SILVA, 2001).

Ruiz, Tabak e Cajueiro (2008), avaliaram a eficiência de custos dos bancos no mercado brasileiro utilizando a abordagem de fronteira estocástica, com a inclusão de variáveis macroprudenciais na função translog de custo especificada. Os dados compreenderam o período de 1995 a 2005, com 2.758 observações semestrais. As variáveis macroprudenciais utilizadas foram a volatilidade do índice Bovespa (Ibovespa, hoje B3) e a taxa semestral média do *C-Bond* para representar o risco-país.

Os resultados evidenciaram que a variável *C-Bond* apresentou relacionamento positivo com a queda de eficiência dos bancos enquanto a volatilidade do Ibovespa correlacionava com a melhoria da eficiência. Os demais resultados indicaram que bancos privados e com capital estrangeiro se apresentaram mais eficientes, e que o

aumento da provisão para as perdas com empréstimos apresentou relacionamento positivo com o aumento da ineficiência dos bancos (RUIZ; TABAK; CAJUEIRO, 2005).

Tecles e Tabak (2010) investigaram os determinantes na eficiência dos bancos no Brasil utilizando a análise da fronteira estocástica bayesiana, tanto para função de custo quanto para a função de lucro, ambas na forma funcional translog. Foram utilizadas no estudo 156 instituições financeiras em atuação no Brasil no período de 2000 a 2007, com dados semestrais, totalizando 1.517 observações para formar um painel desbalanceado.

Os resultados observados sugerem que os maiores bancos possuíam maior eficiência tanto de custos quanto do lucro, fato que pode ser apoiado pelo processo de fusões e aquisições que o mercado brasileiro observava à época. Os achados também evidenciaram que os bancos que possuíam maior capitalização eram mais eficientes e que os bancos públicos apresentaram melhora na eficiência de custos ao longo do período, mas continuaram ineficientes quanto ao lucro. Quanto à estrutura de mercado, a única variável utilizada foi a participação de mercado da instituição no mercado de empréstimos e essa não apresentou relacionamento estatisticamente significativo com a eficiência (TECLES; TABAK, 2010).

Mendonça et al. (2018) aplicaram SFA para avaliar a eficiência de custos de 47 bancos do mercado brasileiro, no período de 2008 a 2015, com um total de 376 observações em um painel de dados desbalanceado. A forma funcional adotada para função de custo foi a translog. Os autores buscaram relacionar o índice de eficiência das instituições com o indicador de rentabilidade de retorno sobre os ativos (*return on assets* – ROA), com destaque que nesse caso a eficiência foi utilizada como variável independente do modelo. Os resultados evidenciaram que a eficiência se mostrou positivamente relacionada com rentabilidade, mas observa-se que possíveis problemas de endogeneidade entre o ROA e o índice de eficiência não foram discutidos pelos autores.

## **2.6 Hipótese de vida tranquila (QLH)**

Na literatura que relaciona eficiência de custos com o poder de mercado e/ou estrutura de mercado são propostos vários pressupostos teóricos que justifiquem o relacionamento esperado. Nesta pesquisa, o respaldo será dado pela hipótese da vida tranquila (QLH), proposta por Hicks (1935). Adicionalmente, citamos mais duas

hipóteses presentes na literatura e que buscam explicar esse mesmo relacionamento. A primeira é a da *collusion*, também chamada de hipótese *structure-conduct-performance* - SCP (BAIN, 1956). Essa hipótese propõe que os bancos formam coalisões e, a partir disto, conseguem obter lucros extras. A segunda é a hipótese da estrutura eficiente - HEE que formula que os bancos que são mais eficientes vão aumentando sua participação no mercado ao longo do tempo (DEMSETZ, 1973).

A hipótese da vida tranquila (*Quiet Life Hypothesis* - QLH), inicialmente cunhada por Hicks (1935), postula que o poder de mercado reduz o incentivo e os esforços da gestão na busca de maximizar sua eficiência operacional. Essa falta do incentivo proveniente da disciplina de mercado, com efeito, agravaria as perdas do bem-estar social que são decorrentes do exercício de preços mais altos, implicando em maior “peso-morto” para a sociedade.

São várias as razões que respaldam essa hipótese, conforme destacam Berger e Hannan (1998), como o excesso de preços praticado em mercados pouco competitivos não é necessariamente convertido em maior lucro. Os gestores nesses mercados podem se acomodar com esse preço mais alto do que o preço sob disciplina de mercado e, por causa dessa margem, relaxar nas ações de gestão de custos ou trabalhar com menos afinco em busca de maior eficiência operacional.

O excesso de poder de mercado também permite, e até pode incentivar, que os gestores se comportem de forma a ter outros objetivos para suas ações além da maximização do valor da empresa, tais como obter benefícios privados do tipo veículos de luxo, locais de trabalho luxuosos, assessores em demasia. O trabalho de Hermalin (1992) apresentou situações em que o decréscimo da competição direcionava os gestores para esse tipo de comportamentos “não-rentável”.

Outras situações que prejudicam o desempenho das empresas com alto poder de mercado são os recursos que os gestores podem ter que investir para manter esse poder de mercado elevado de tal forma que nem sempre esse investimento maximize o valor do acionista. Por exemplo, ao efetuarem aquisições e fusões de empresas do setor, atividades de *lobbying* para os proponentes de políticas públicas e órgãos reguladores (POSNER, 1975). Por último, em uma situação mais extrema do que a primeira elencada, o poder de mercado pode ocultar gestores ineficientes e incompetentes que em um ambiente competitivo não seriam tolerados pelos acionistas (BERGER; HANNAN, 1998).

Entre os estudos que testaram a hipótese da vida tranquila destaca-se o de Berger e Hannan (1998). Em um estudo empírico esses autores encontraram evidências que corroboram essa hipótese no mercado bancário americano. Além de abordar a perda social estimada pelo triângulo de Habberger, eles observaram que o poder de mercado dos bancos ocasiona uma redução na busca da minimização de custos e de maior eficiência. O triângulo de Habberger expressa a perda social a partir de uma relação entre o índice de Lerner (IL) e o PIB.

Os testes foram aplicados em uma amostra de mais de cinco mil bancos americanos com dados anuais de toda a década de 80, utilizando a forma funcional Cobb-Douglas para função custo e abordagem da fronteira estocástica (SFA) e da distribuição livre (DFA) para estimar a eficiência de custos. Destacaram-se em seus resultados que os custos operacionais adicionais que os gestores poderiam evitar poderiam ser até 20 vezes maiores do que a perda do bem-estar social estimado pelo triângulo de Habberger agravando, portanto, o “peso-morto” da sociedade pelo poder de mercado dos bancos.

O artigo de Maudos e de Guevara (2007) testou a QLH para o mercado bancário europeu, estimando a perda social pelo triângulo de Habberger e a possível perda de eficiência dos bancos devido ao poder de mercado. A pesquisa utilizou 29.744 observações, correspondentes aos bancos de 15 países da União Europeia, no período de 1993 a 2002. Nesse estudo a eficiência foi estimada pela fronteira estocástica de custos modelada por uma função translog.

Nesse caso, os achados divergiram do mercado americano, e essa hipótese não foi comprovada. Na média, evidenciou-se relacionamento positivo entre a eficiência da gestão na redução de custos com poder de mercado. Em que pese o ganho de eficiência dos bancos com o aumento do poder de mercado, os autores evidenciaram que o resultado líquido do bem-estar social pode ser aprimorado com a redução do poder de mercado dos bancos, ou seja, que a redução de perda social é maior do que a redução da eficiência operacional das instituições financeiras na ocorrência de redução do poder de mercado (MAUDOS; DE GUEVARA, 2007).

Solís e Maudos (2008) avaliaram se a QLH encontra evidências no mercado bancário mexicano. Por meio da abordagem da fronteira estocástica, os autores estimaram a eficiência de custos e do lucro dos bancos comerciais mexicanos e depois relacionaram essa eficiência com o poder de mercado da instituição. A forma funcional adotada para modelar a fronteira foi a Fourier e a amostra de dados utilizada

compreendia o período de 1993 a 2005, com 267 observações de 43 bancos mexicanos.

Os resultados obtidos sugerem que a QLH, no mercado bancário mexicano, se aplica apenas ao mercado de depósitos. Para o mercado de operações de crédito, o poder de mercado dos bancos em estabelecer maiores taxas de juros para os empréstimos apresentou relacionamento negativo com a eficiência das instituições. Analogamente ao estudo de Berger e Hannan (1998) e Maudos e de Guevara (2007), esses autores estimaram a perda social devida ao poder de mercado das instituições financeiras por meio do triângulo de Harberguer, chegando ao valor estimado de 0,15% do PIB mexicano no ano de 2005 (SOLÍS; MAUDOS, 2008).

Williams (2012) investigou se no mercado bancário de Argentina, Brasil, Chile e México, constituindo uma amostra de 4.572 observações de 419 bancos comerciais no período de 1985 a 2010, a QLH se aplica. Adotando a abordagem da fronteira estocástica e a forma funcional translog para modelar a fronteira, estimou a eficiência de custos e do lucro das instituições financeiras. O autor relacionou a eficiência com o poder de mercado da instituição e um vetor de outros fatores.

Os resultados estimados sugerem que a QLH não se aplica ao mercado desses países. Mesmo após a aplicação de vários testes de robustez, a hipótese foi fortemente rejeitada pelos dados da pesquisa, indicando que há um relacionamento positivo entre a eficiência e o poder de mercado exercido pelas instituições. Adicionalmente, o autor buscou relacionar se reestruturações bancárias ou mudanças no aspecto de governança da instituição alteram a eficiência dos bancos. Os resultados sugerem que a reestruturação bancária e a privatização promoveram maior eficiência para o setor.

Gormley, Gupta e Jha (2018) pesquisaram se a hipótese da vida tranquila se aplicava ao mercado bancário da Índia. O contexto avaliado foi no engajamento dos bancos para reduzirem as operações em atraso e adotarem ações para recebimento de créditos problemáticos. Como a recuperação de créditos de empresas com problemas financeiros ou em falência é uma atividade que possui altos custos, a disciplina imposta pelo mercado pode ser um direcionador de atuação dos credores nas atividades de cobrança e recuperação dos créditos.

Utilizando dados de falências de empresas de 1991 a 2004 e dados trimestrais das instituições financeiras que atuavam na Índia no mesmo período para os testes empíricos, os resultados encontrados pelos autores sugerem que os bancos adotam

maiores esforços para receberem créditos problemáticos quando a competição no mercado aumenta evidenciando, portanto, a QLH. Destaca-se que essa atuação mais ostensiva das instituições em atividades de cobrança e recuperação dos créditos pode ocasionar até mesmo uma redução na quantidade de empresas em falência, melhorando o sistema financeiro e a economia como um todo (GORMLEY; GUPTA; JHA, 2018).

A partir dos pressupostos teóricos e estudos empíricos apresentados, estabelecemos a hipótese de pesquisa deste trabalho:

*Quanto **maior** a concentração do mercado bancário brasileiro, **menor** será a eficiência de custos das instituições financeiras.*

### 3. METODOLOGIA

Este capítulo tem como objetivo apresentar a metodologia desta pesquisa e possui a seguinte estrutura: (i) definição dos modelos econométricos e das variáveis utilizadas nos testes empíricos; (ii) seleção da amostra e divulgação das fontes dos dados; e (iii) descrição dos testes de validação do modelo.

Conforme Sampieri, Collado e Lúcio (2013), esta pesquisa possui enfoque quantitativo, pois busca validar hipóteses por meio de coleta de dados e pela realização de testes estatísticos para estabelecer padrões e evidenciar uma teoria. Quanto ao alcance, esse trabalho pode ser classificado como correlacional e explicativo, pois o objetivo é conhecer a relação entre a eficiência de custos das instituições financeiras em atuação no Brasil e o poder de mercado destas (SAMPIERI; COLLADO; LÚCIO, 2013).

#### 3.1. Definição dos modelos econométricos e variáveis

##### 3.1.1 Fronteira estocástica de custos

Como forma de avaliar a eficiência da gestão de custos, em linha com Berger e Hannan (1998), Maudos e De Guevara (2007), Solís e Maudos (2008) e Williams (2012), utilizaremos o conceito de eficiência-X (*X-efficiency*) e que está relacionado à qualidade da gestão. Conforme informado no capítulo 2, esse conceito mede a distância entre os custos de um determinado banco e os custos do banco que possui as melhores práticas de gestão de custos da amostra avaliada, ou seja, o custo mínimo.

Esse conceito incorpora tanto as ineficiências técnicas, quanto as alocativas que estão frequentemente associadas a hipótese da vida tranquila (BERGER; HANNAN, 1998). A ineficiência técnica, em geral a utilização excessiva de insumos, corresponde bem ao conceito de “afrouxamento” da gestão que foi explorado por Hicks (1935). A ineficiência alocativa pode se relacionar em escolhas não ótimas dos insumos em relação aos preços, devido ao comportamento displicente dos gestores quanto a redução de despesas (BERGER; HANNAN, 1998).

Para estimarmos a eficiência de custos, adotamos a abordagem da fronteira estocástica, inicialmente proposta por Aigner et al (1977) e Meeusen e Van den Broeck

(1977), onde temos o chamado resíduo composto. Parte do resíduo corresponde a ineficiência e a outra parte representa os choques aleatórios ou erros de mensuração e não estão sob controle da organização. Portanto, a função custo padrão linearizada nesse modelo possui a seguinte forma, para a instituição “i”:

$$\ln C_i = f(y_i, x_i) + u_i + v_i \quad (1)$$

Onde:

$\ln C$  : representa o logaritmo natural dos custos totais;

$f(.)$  : representa a forma linearizada de uma função Cobb-Douglas ou translog, por exemplo;

$y$  : é um vetor de outputs ou quantidades;

$x$  : é um vetor de preços dos inputs ou insumos;

$u$  : representa a ineficiência, ou seja, a distância da fronteira estocástica e pode seguir várias distribuições (half-normal, normal truncada), conforme o modelo utilizado;

$v$  : termo aleatório (estocástico), com distribuição normal e média zero (*white noise*).

Considerando a equação 1, podemos derivar o índice de eficiência de determinada instituição utilizando a noção convencional de eficiência, ou seja, como sendo os recursos mínimos necessários sobre os recursos realmente utilizados para produzir determinado output. Na ocorrência dos custo mínimos, ou seja, sem ineficiência, temos que o termo “u” é igual zero ( $u = 0$ ). Então, o índice de eficiência (EF) de determinada instituição será um termo entre 0 e 1 e representa a proporção do custo mínimo ( $C_{min}$ ), que corresponde à instituição mais eficiente, em relação ao custo da instituição em análise ( $C_i$ ).

$$EF_i = \frac{\ln C_{min}}{\ln C_i} = \frac{f(y_i, x_i) + v_i}{f(y_i, x_i) + u_i + v_i} \Rightarrow \frac{C_{min}}{C_i} = \exp(-u_i) \quad (2)$$

Ocorre que o termo que representa a ineficiência (u) e o termo que representa os choques aleatórios (v) não são individualmente observáveis, apenas o resíduo composto ( $e = u + v$ ) é observado. Portanto, são necessárias técnicas para extrair termo “u” dos resíduos. Jondrow et al. (1982) foram os primeiros a propor um melhor

estimador do termo de ineficiência “u”, dado o valor observado de resíduo composto (e). A estimação ocorre por meio do valor esperado de u, assumindo que este possui uma distribuição *half-normal*, condicional a distribuição do resíduo composto “e” (u + v), representado por (MAUDOS; DE GUEVARA, 2007):

$$E(u_i|e_i) = \frac{\sigma\lambda}{1+\lambda^2} \left[ \frac{\phi(e_i\lambda/\sigma)}{\Phi(-e_i\lambda/\sigma)} - \frac{e_i\lambda}{\sigma} \right] \quad (3)$$

Onde:

$\phi(\cdot)$  representa a distribuição de densidade da normal padrão,

$\Phi(\cdot)$  representa função de densidade cumulativa da normal padrão,

$\sigma_u^2$  representa a variância de u,

$\sigma_v^2$  representa a variância de v,

$\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$  e

$\lambda = \sigma_u/\sigma_v$ .

O modelo proposto por Jondrow et al (1982) alavancou estudos com o objetivo de estabelecer os determinantes da ineficiência das empresas. Os métodos clássicos de estimação de fronteira estocástica e dos determinantes da ineficiência são efetuados em duas etapas, onde na primeira são estimados os parâmetros da fronteira de custos por máxima verossimilhança e, no segundo estágio, são utilizados os métodos mais tradicionais, como os mínimos quadrados ordinários ou regressão logística para relacionar um vetor de fatores específicos da firma com a (in)eficiência estimada pelo modelo Jondrow et al (1982).

Ocorre que foi encontrada uma limitação significativa nesse tipo de procedimento de dois estágios. Para se utilizar o modelo de Jondrow et al (1982), no primeiro estágio deve-se considerar que os efeitos da ineficiência são independentes e identicamente distribuídos (i.i.d.) para as instituições. Entretanto, no segundo estágio, as ineficiências estimadas são consideradas como função de um conjunto de fatores específicos de cada instituição, isto implica dizer que eles não são i.i.d., exceto em uma situação específica de que todos os parâmetros estimados das variáveis explicativas da ineficiência sejam simultaneamente nulos (SILVA, 2001; RUIZ; TABAK; CAJUEIRO, 2008).

Kumbhakar, Ghosh e McGuckin (1991) e Reifschneider e Stevenson (1991) observaram essa limitação e propuseram modelos de fronteira estocástica em que os parâmetros da fronteira de custos e dos fatores específicos das firmas, determinantes da ineficiência, eram estimados em um único procedimento de máxima verossimilhança.

Battese et al. (1998), utilizando o modelo proposto por Battese e Coelli (1995), estimaram um modelo de fronteira estocástica de custo para a indústria bancária sueca e também neste modelo os parâmetros da função de custo e dos determinantes da ineficiência são estimados em um único procedimento de máxima verossimilhança, com destaque que nesta pesquisa o modelo foi utilizado em um painel de dados.

Conforme a limitação das estimações em dois estágios citada acima e o fato de que nesta pesquisa as estimações serão sobre um painel de dados, o método escolhido para estimar a fronteira estocástica de custos das instituições financeiras do mercado brasileiro será o proposto por Battese e Coelli (1995), seguindo os trabalhos de Silva (2001), Sensarma (2006), Lensink, Meesters e Naaborg (2008) e Ruiz, Tabak e Cajueiro (2008), todos aplicados ao mercado bancário. Outra vantagem desse modelo é que permite estimações com painel desbalanceado, possibilitando um incremento no número de observações (LENSINK; MEESTERS; NAABORG, 2008).

Neste método a premissa adotada para a distribuição da ineficiência, da instituição “i”, no período “t” é de uma normal truncada com média  $\mu_{it}$  e variância  $\sigma_u$ , ou seja,  $u_{it} \sim N(\mu_{it}, \sigma_u)$ . Então, a ineficiência é modelada por um vetor de variáveis observáveis ( $Z_{it}$ ), por um vetor de parâmetros ( $\delta$ ) e de um resíduo ( $e_{it}$ ) com variância constante e média nula (*white noise*).

$$u_{it} = Z_{it}\delta + e_{it} \quad (4)$$

### 3.1.2 Especificação dos modelos

Com a adequação da equação 1 para dados em painel, temos que a função da fronteira de custos, para instituição “i”, no período “t” é:

$$\ln C_{it} = f(y_{it}, x_{it}) + u_{it} + v_{it} \quad (5)$$

E a eficiência da instituição “i”, no período “t”, derivada da equação 2 com adaptação para dados em painel é:

$$EF_{it} = \exp(-u_{it}) \quad (6)$$

Reforçamos que o modelo para a estimação dos parâmetros da função de custos e dos parâmetros das variáveis explicativas da ineficiência utilizado nesta pesquisa ocorre em um procedimento único de máxima verossimilhança. A função de log-verossimilhança, as primeiras derivadas parciais em relação aos parâmetros e a expressão para estimar a ineficiência (u), esta derivada da equação 3 proposta por Jondrow *et al.* (1982), encontram-se no apêndice do trabalho de Battese e Coelli (1993).

Após a escolha do método de fronteira estocástica proposto por Battese e Coelli (1995) para ser utilizado nesta pesquisa, dedicamos essa seção a especificação dos modelos estimados.

O primeiro passo para modelarmos a função de custos é a escolha de sua forma funcional. As formas mais comuns aplicadas a estudos de eficiência no mercado bancário são Cobb-Douglas (BERGER; HANNAN, 1998), translog (MAUDOS; DE GUEVARA, 2007; TECLES; TABAK, 2010; WILLIAMS, 2012) e Fourier (SOLÍS; MAUDOS, 2008; MARTINS; RIBEIRO, 2013).

Nesta pesquisa adotamos a forma funcional translog porque essa forma apresenta melhor ajuste em relação a fronteira do que a função Cobb-Douglas (KUMBHAKAR; LOVELL, 2000). Em relação a forma Fourier, a translog possui como vantagem a menor perda de graus de liberdade, pois a forma Fourier é uma função translog com a inclusão de termos trigonométricos de primeira, segunda e terceira ordem, portanto, possui mais parâmetros a serem estimados.

Outro procedimento que é necessário neste tipo de trabalho é a escolha de qual a abordagem a ser utilizada para especificação da função de custos, e não há consenso sobre a melhor forma (TECLES; TABAK, 2010). A abordagem mais clássica é da intermediação financeira, proposta por Sealey e Lindley (1977), em que os depósitos são inputs e as operações de crédito e outros ativos são outputs do modelo. Neste trabalho, optamos pela abordagem do valor agregado, onde as operações de crédito líquidas de PCLD (CRD) e os depósitos (DEP) são outputs do modelo, seguindo Ruiz, Tabak e Cajueiro (2005), Sensarma (2006), Solís e Maudos (2008) e Williams (2012).

Como o objetivo é avaliar uma gestão eficiente dos custos, e para excluir o possível viés ocasionado pelo poder de mercado do banco, a função custo será estimada excluindo as despesas financeiras que são provenientes da intermediação e o preço dos depósitos (BERGER; HANNAN, 1998; MAUDOS; DE GUEVARA, 2007; SOLÍS; MAUDOS, 2008; WILLIAMS, 2012). O poder de mercado exercido pelo banco pode causar menores remunerações dos depósitos e, portanto, maiores resultados que podem camuflar o comportamento displicente de gestores sugerido pela hipótese da vida tranquila.

Para concluir a especificação da função efetivamente utilizada nas estimações, procederemos com a normalização dos outputs carteira de crédito líquida de PCLD (CRD) e depósitos totais (DEP) pelos depósitos totais (DEP) e a normalização dos preços dos inputs capital físico (PRCcap) e trabalho (PRCtrb) pelo preço do capital físico (PRCcap). Os custos operacionais serão normalizados pelo total de captações e pelo preço do capital físico. Esses procedimentos garantem as restrições de homogeneidade e monotonicidade em relação aos preços e reduzem a heterocedasticidade, conforme Hasan e Marton (2003), Berger, Hasan e Zhou (2009) e Tecles e Tabak (2010).

Portanto, a função da fronteira de custo a ser estimada, derivada da equação 5, possui a forma funcional translog e tem a seguinte composição para o banco  $i$ , no período  $t$ :

$$\ln\left(\frac{CO_{it}}{DEP_{it} * PRCcap_{it}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln\left(\frac{CRD_{it}}{DEP_{it}}\right) + \beta_2 \ln\left(\frac{PRCtrb_{it}}{PRCcap_{it}}\right) + \beta_3 \frac{1}{2} \left[\ln\left(\frac{CRD_{it}}{DEP_{it}}\right)\right]^2 + \beta_4 \frac{1}{2} \left[\ln\left(\frac{PRCtrb_{it}}{PRCcap_{it}}\right)\right]^2 + \beta_5 \ln\left(\frac{CRD_{it}}{DEP_{it}}\right) * \ln\left(\frac{PRCtrb_{it}}{PRCcap_{it}}\right) + u_{it} + v_{it} \quad (7)$$

Onde:

$CO$ .....: custo operacional (despesas de pessoal e despesas administrativas);

$CRD$ .....: carteira de crédito líquida de PCLD;

$DEP$ .....: são os depósitos totais;

$PRCtrb$ : preço do trabalho;

$PRCcap$ : preço do capital físico;

$u_{it}$ .....: representa a ineficiência;

$v_{it}$ .....: termo aleatório (estocástico), com distribuição normal e média zero (*white noise*).

O custo operacional é soma das despesas de pessoal e demais despesas administrativas, exceto despesas financeiras.

Com objetivo de equalizar as diferenças na qualidade da carteira de crédito, de forma a evitar viés na eficiência por causa de carteiras crédito maiores, porém com maior risco, a Provisão de Créditos para Liquidação Duvidosa (PCLD) foi subtraída do total da carteira de crédito classificada, conforme Grigorian e Manole (2002) e Havrylchuk (2006). Os autores Mester (1996) e Altunbas et al (2008) também abordaram essa preocupação sobre a qualidade do *output*, mas optaram por utilizar a razão entre a PCLD e carteira de crédito como mais uma variável na função de custo. Optamos pela primeira pois reduz um parâmetro a ser estimado, ou seja, há menor redução de graus de liberdade. Os depósitos representam os depósitos totais da instituição, sem demais ajustes.

O preço do trabalho é apurado pelas despesas de pessoal dividida pelo total de ativos, conforme Maudos e De Guevara, (2007), Tecles e Tabak (2010), Williams (2012) e Phan, Anwar e Alexander (2018). O preço do capital físico é apurado pelas despesas operacionais (exceto despesas de pessoal) dividida pelo ativo permanente, conforme Sensarma (2006) e Ruiz, Tabak e cajueiro (2008).

Por fim, para avaliarmos a relação da estrutura de mercado com a ineficiência de custos, utilizaremos o seguinte modelo, derivado da equação 4, para o banco “i” no período “t”:

$$u_{it} = \delta_0 + \delta_1 HHI_t + \delta_2 MS_{it} + \delta_3 TAM_{it} + \delta_4 CAP_{it} + \delta_5 PUB_{it} + \delta_6 STR_{it} + \delta_7 SELIC_t + \delta_8 PIB_t + e_{it} \quad (8)$$

onde:

$u_{it}$ .....: representa a ineficiência, resíduo da equação 7

$HHI$ ...: índice de Herfindahl-Hirschman;

$MS$ ...: Participação de mercado;

$TAM$ ...: logaritmo natural dos ativos deflacionados pelo IPCA;

$CAP$ ...: capitalização, razão entre o PL e os ativos totais;

$PUB$ ...: tipo de controle. Variável dummy para controle privado (0) ou público (1);

*STR*..: tipo de capital. Variável *dummy* para predominância de capital nacional (0) ou estrangeiro (1);

*SELIC*: taxa selic mensal deflacionada pelo IPCA e capitalizada por trimestre;

*PIB*..: variação trimestral do PIB, a preços de mercado, em relação ao trimestre anterior.

*e*.....: resíduo da equação com distribuição normal e média zero (*white noise*).

Para representar a estrutura de mercado foram utilizados o Índice de Herfindahl-Hirschman (HHI) e a participação de mercado (MS), conforme Dantas, Medeiros e Paulo (2011). O HHI é obtido pelo somatório do quadrado da participação de mercado de todas as instituições em atuação do mercado, conforme equação 9.

$$HHI = \sum_{i=1}^n MS_i^2 \quad (9)$$

A participação de mercado é a relação entre quantidade de *output* produzido pela instituição e a quantidade total produzida pelo mercado. Essas duas variáveis (HHI e MS) foram calculadas em relação aos ativos totais, à carteira de crédito líquida de PCLD e aos depósitos totais. Para maior robustez dos achados, a equação 8 é estimada em três modelos, um para cada tipo de *proxie* (ativos totais, carteira de crédito líquida de PCLD e depósitos).

O tamanho do banco, representado pelo logaritmo natural dos ativos deflacionado pelo IPCA, busca avaliar se há eventuais ganhos de escala para a instituição. A capitalização do banco, obtido pela razão entre o PL e os ativos totais, é constantemente associada a ineficiência (SILVA, 2001; TECLES; TABAK, 2010; CHORTAREAS, KAPETANIOS E VENTOURI, 2016) com objetivo de avaliar se problemas de agência influenciam a eficiência. Portanto, espera-se que bancos mais capitalizados sejam mais eficientes, pois possuem maior monitoramento dos acionistas (MESTER, 1996).

As variáveis que representam o tipo de controle e capital são utilizadas no modelo, conforme Nakane (1999), Sensarma (2006) e Tecles e Tabak (2010), de forma a avaliar se a estrutura de capital/controle da instituição influencia a ineficiência.

A Selic atua como variável de controle no modelo, pois a atividade de intermediação financeira é dependente da taxa de juros praticada no mercado. E a variação trimestral do PIB é utilizada para capturar os efeitos dos ciclo econômicos

sobre a ineficiência, conforme Maudos e De guevara (2007), Williams (2012) e Phan, Anwar e Alexander (2018).

### 3.2 Seleção da amostra e fonte de dados

Serão utilizados dados trimestrais de 198 conglomerados financeiros/instituições individuais que não integram conglomerados, a partir do primeiro trimestre de 2000 até o segundo trimestre de 2019, totalizando 78 períodos, obtidos no ambiente “IF.data” na página da internet do Banco Central do Brasil (BCB).

Foram consideradas na amostra as instituições classificadas como: Banco Comercial, Banco Múltiplo com Carteira Comercial ou Caixa Econômica, atribuídos com o código “b1” na base de dados do “IF.DATA”. Essa delimitação é necessária pois esse grupamento é o que mais se assemelha a atividade de intermediação financeira clássica pois atuam na captação de recursos junto ao público em geral e na aplicação desses recursos em operações de crédito, ou seja, produzem os *outputs* necessários para os modelos econométricos. Diferente, por exemplo, dos Bancos de Investimento que atuam na captação de recursos e aplicação no mercado financeiro e/ou de capital ou do Bancos de Desenvolvimento que possuem foco em operação de crédito de longo prazo com *funding* de outras fontes como fundos governamentais.

Para agregar robustez ao estudo com maior número de observações, serão utilizados dados de instituições financeiras descontinuadas durante o período da amostra, seja por liquidação, aquisição, fusão ou incorporação e de instituições surgidas durante o período, constituindo um painel desbalanceado.

Na amostra inicial, com todas as instituições do tipo “b1” havia 8.101 observações. Ocorre que existiam conglomerados/bancos que possuíam valores zerados para algum dos *outputs* e, conforme Chabalgoity et al (2007), foram excluídas pela impossibilidade de aplicar o logaritmo nessas observações. Outra ocorrência observada foi a existência de custos operacionais positivos, como tal ocorrência inviabiliza as estimações, essas situações também foram excluídas, portanto a amostra final possui 7.366 observações, de 198 instituições, distribuída em 78 trimestres.

O apêndice A contém a lista dos 198 conglomerados financeiros e das instituições individuais que não integram conglomerados que foram utilizados neste estudo.

Quanto às demais variáveis que não foram originadas do BCB, temos que a variação trimestral do Produto Interno Bruto (PIB), a preços de mercado, em relação ao trimestre anterior foi obtida na página da internet do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e a taxa Selic Mensal foram obtidas na página do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) na internet.

### 3.3 Descrição dos testes de validação do modelo

De forma a assegurar a robustez dos resultados obtidos, foram aplicados os seguintes testes de validação às variáveis e ao modelo utilizado para as estimações. O teste *Variance Inflation Factor* (VIF) que avalia a existência de colinearidade entre as variáveis explicativas do modelo. Adotamos como limite o valor máximo de 10, conforme Fávero e Belfiore (2017), a partir do qual sugere problemas de multicolinearidade das variáveis.

Posteriormente, testamos se a variância da ineficiência ( $u_{it}$ ) estimada na equação 8 é igual a zero ( $\sigma_u^2 = 0$ ). Caso essa hipótese não seja rejeitada, assume-se que todas as instituições são eficientes e o modelo não necessita de estimação por meio da fronteira estocástica, o método de mínimos quadrados já seria suficiente.

Foram aplicados também dois testes de restrição aos parâmetros. O primeiro avalia se os parâmetros dos termos de segunda ordem e do produto cruzado da função translog são nulos, caso não se rejeite essa hipótese, a forma funcional mais simples, a exemplo da Cobb-Douglas, é mais adequada para representar a fronteira de custos. O segundo avalia se os parâmetros das variáveis utilizadas como determinantes da ineficiência são simultaneamente nulos, caso não se rejeite essa hipótese, essas variáveis não possuem poder explicativo para a ineficiência observada.

Por fim, foram realizados os testes de raiz unitária para verificar a estacionariedade dos dados e mitigar o risco de regressões espúrias. Para as séries temporais (HHI, SELIC, PIB), aplicou-se os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e de Phillips-Perron (PP); e, para as variáveis em painel, (variam no tempo e entre os indivíduos), realizou-se os testes ADF-Fisher e PP-Fisher.

## 4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Nesta seção, com base na metodologia apresentada na seção anterior, abordaremos: (i) a descrição e a análise univariada dos dados coletados para esta pesquisa; (ii) a estimação dos modelos econométricos e sua discussão com base na literatura apresentada; e (iii) a aplicação e análise dos testes de robustez.

Iniciamos pela análise descritiva dos dados da amostra, tanto das variáveis não dicotômicas quanto das variáveis que representam a estrutura de capital e controle das instituições financeiras. Em seguida, apresentamos comentários sobre o comportamento das variáveis que representam a estrutura de mercado ao longo do período avaliado e efetuamos a análise univariada das variáveis explicativas da ineficiência de custo das instituições.

Em relação às estimações efetuadas, por meio da abordagem da fronteira estocástica de custos, avaliamos a eficiência de custo das instituições ao longo do tempo e por tipo de capital e controle. Posteriormente, analisamos os coeficientes obtidos das variáveis explicativas da ineficiência em relação a literatura revisada, com destaque para as evidências da hipótese da vida tranquila. Por fim, concluímos essa seção apresentando e analisando os testes de robustez utilizados.

### 4.1 Estatísticas descritivas e análise univariada

Na tabela 02 podemos visualizar as estatísticas descritivas dos dados que geraram as variáveis dos modelos, dos índices que representam a estrutura de mercado e das variáveis de controle da ineficiência. Destaca-se a alta variabilidade dos dados contábeis das instituições, por exemplo, enquanto temos um ativo médio de aproximadamente R\$ 38 bilhões, o desvio padrão apresentou um valor aproximado de R\$ 160 bilhões, mais de 4 vezes o valor da média, e com valores extremos de R\$ 15 milhões a R\$ 1,5 trilhão. Esse padrão de variabilidade também é observado nas outras variáveis como no ativo permanente ajustado (permanente), na carteira de crédito líquida de PCLD (CRD), nos depósitos totais (DEP), nas despesas de pessoal (DSPpes) e administrativas (DSPadm) que apresentaram desvio padrão de 4 a 6 vezes maiores do que os valores médios.

A variável preço do trabalho (PRCtrb), resultado da razão entre as despesas de pessoal e os ativos totais apresenta uma variabilidade menor, com média de 0,0067

e desvio de padrão de 0,0065. O preço do capital (PRCcap), resultado da razão entre as despesas administrativas e o ativo permanente ajustado apresentou média de 1,8546 e desvio padrão de 6,4363, aproximadamente 3,4 vezes o valor da média. Como essas variáveis são normalizadas pelos ativos totais e permanentes de cada instituição, a variabilidade delas foi reduzida em relação aos dados contábeis brutos.

Ainda na tabela 02, sobre as variáveis que representam a estrutura de mercado, observa-se que os mercados de crédito e depósitos são mais concentrados do que o de ativos totais quando consideramos o HHI. Esse índice possui média para os ativos, crédito líquido e depósitos de 0,0906, 0,0983 e 0,1204, respectivamente. Adiciona-se que, durante o período avaliado, o desvio padrão desse índice, para cada variável (Ativos, CRD e DEP), situa-se entre 16% e 22% dos valores médio. Já a participação de mercado (MS) apresentou os maiores valores médios para ativos totais e depósitos de 0,0089 e 0,0099, respectivamente, embora os valores máximos tenham sido observados para o mercado de crédito (0,2308) e depósitos (0,2682). Destacamos também que essa variável apresenta maior variabilidade de que o HHI, pois o desvio padrão observado para cada mercado é mais de 3 vezes maior do que os valores médios.

Finalizando a análise descritiva dos dados, temos as variáveis de controle da ineficiência utilizadas no modelo que são o logaritmo natural dos ativos totais deflacionado pelo IPCA (TAM), com média de 14,0298 e desvio padrão de 2,2342; a capitalização (CAP) que é o resultado do PL sobre os ativos totais com média de 0,1947 e desvio padrão de 0,1895; a taxa Selic mensal, capitalizada trimestralmente e deflacionada (SELIC) com média 0,0164 e desvio padrão de 0,0116; e a variação trimestral do PIB, a preços de mercado, em relação ao trimestre anterior (PIB) com média de 0,0061 e desvio padrão de 0,0016. Desse subconjunto de variáveis, a capitalização (CAP) é a que apresenta a maior variabilidade, com desvio padrão próximo de sua média, enquanto nas outras variáveis a média é bem superior ao desvio padrão observado.

Tabela 02: Estatística descritiva das variáveis não dicotômicas.

Variáveis	Obs	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
* R\$ mil	Variáveis da função de custo (valor absoluto)				
<i>Ativo</i> *	7.366	38.383.988	160.414.991	15.220	1.542.627.258
<i>Permanente</i> *	7.366	1.391.233	7.575.515	5	111.734.461
<i>CO</i> *	7.366	515.208	2.003.199	243	32.305.580
<i>CRD</i> *	7.366	13.197.087	61.837.203	1	668.566.238
<i>DEP</i> *	7.366	12.927.290	55.265.888	1	528.934.145
<i>DSPpes</i> *	7.366	159.454	616.093	60	6.785.394
<i>DSPadm</i> *	7.366	355.754	1.445.702	24	29.874.953
<i>PRCtrb</i>	7.366	0,0067	0,0065	0,0000	0,2163
<i>PRCcap</i>	7.366	1,8546	6,4364	0,0052	237,2950
Variáveis da estrutura de mercado					
<i>HHIat</i>	7.366	0,0906	0,0176	0,0628	0,1146
<i>HHIcrd</i>	7.366	0,0983	0,0215	0,0626	0,1334
<i>HHIdep</i>	7.366	0,1204	0,0190	0,0932	0,1493
<i>MSat</i>	7.366	0,0089	0,0279	0,0000	0,1911
<i>MScrd</i>	7.366	0,0087	0,0292	0,0000	0,2308
<i>MSdep</i>	7.366	0,0099	0,0345	0,0000	0,2682
Variáveis de controle da ineficiência					
<i>TAM</i>	7.366	14,0298	2,2342	8,7834	20,0685
<i>CAP</i>	7.366	0,1947	0,1895	-4,2373	0,9898
<i>SELIC</i>	7.366	0,0164	0,0116	-0,0146	0,0431
<i>PIB</i>	7.366	0,0061	0,0116	-0,0390	0,0250

\* Exceto PRCtrb e PRCcap. Nota: **Ativo** são os ativos totais; **Permanente** representa o ativo permanente ajustado; **CRD** é a carteira de crédito líquida de PCLD; **DEP** são os depósitos totais; **DSPpes** é a despesas de pessoal; **DSPadm** representa a soma da despesas administrativas e outras despesas operacionais; **CO** é o custo operacional (DSPpes + DSPadm); **PRCtrb** é o preço do trabalho (DSPpess / Ativos); **PRCcap** é preço do capital físico (DSPadm / Permanente); **HHIat**, **HHIcrd**, **HHIdep** representam o HHI dos ativos, da carteira de crédito líquida de PCLD e dos depósitos, respectivamente; **MSat**, **MScrd**, **Msdep** representam a participação de mercado da instituição em relação aos ativos, à carteira de crédito líquida de PCLD e aos depósitos; **TAM** é o logaritmo natural dos ativos deflacionados da instituição; **CAP** é a razão entre o PL e os ativos totais; **SELIC** é a taxa Selic mensal capitalizada trimestralmente e deflacionada pelo IPCA; **PIB** é a variação trimestral do PIB, a preços de mercado, em relação ao trimestre anterior.

A tabela 03 apresenta a frequência de observações e de instituições financeiras, por tipo de capital e controle, ao longo do período avaliado. A primeira situação que destacamos é que a soma das instituições (207) é maior do que a quantidade total de bancos da amostra (198), conforme informado na seção 3.2. Essa ocorrência deve-se ao fato de alguns bancos terem alterado seu perfil de capital e/ou controle ao longo dos anos. Destacamos que mais de 88% das observações (6.496) são das instituições de controle privado, sendo destas, 3.932 de capital nacional e 2.564 de capital estrangeiro. Quanto às instituições, aproximadamente 90% são

privadas (186), sendo 109 de nacionais e 77 estrangeiras. As observações referentes aos bancos públicos representam 12% das observações (870), sendo de apenas 21 instituições.

Tabela 03: Estatística descritiva por tipo de controle e capital.

Controle e Capital	Variáveis	Obs	% Obs	Instituições	% Inst.
Privado Nacional	$PUB = 0$ e $STR = 0$	3.932	53,38%	109	52,66%
Privado Estrangeiro	$PUB = 0$ e $STR = 1$	2.564	34,81%	77	37,20%
Público Nacional	$PUB = 1$ e $STR = 0$	870	11,81%	21	10,14%
Público Estrangeiro	$PUB = 1$ e $STR = 1$	0	0,00%	0	0,00%
Total		7.366	100,00%	207	100,00%

Nota: **PUB** variável binária que representa o tipo de controle, Privado (0) ou Público (1); **STR** variável binária que representa do tipo de capital, Nacional (0) ou Estrangeiro (1).

Com base na tabela 04 e nas figuras 02 e 03, respectivamente, aprofundaremos a análise descritiva sobre as variáveis que representam a estrutura de mercado e são foco de nossa pesquisa. Na tabela 04, temos a média dos HHI e MS por mercado e por ano e observa-se que todos eles apresentaram evolução entre o início e o final do período avaliado, indicando que o mercado foi se tornando mais concentrado ao longo do período avaliado. Destacamos que o mercado de depósitos, considerando os dois indicadores, sempre se apresentou mais concentrado do que os mercados de crédito e ativos.

Tabela 04: Média anual dos indicadores de estrutura de mercado.

Ano	$HHI_{at}$	$HHI_{crd}$	$HHI_{dep}$	$MS_{at}$	$MS_{crd}$	$MS_{dep}$
2000	0,0677	0,0875	0,1079	0,0069	0,0069	0,0079
2001	0,0651	0,0666	0,1047	0,0075	0,0073	0,0083
2002	0,0712	0,0698	0,1021	0,0078	0,0075	0,0087
2003	0,0806	0,0795	0,1063	0,0082	0,0078	0,0092
2004	0,0785	0,0800	0,1027	0,0086	0,0082	0,0096
2005	0,0754	0,0795	0,0985	0,0088	0,0084	0,0097
2006	0,0751	0,0802	0,0972	0,0087	0,0084	0,0095
2007	0,0730	0,0812	0,0967	0,0090	0,0087	0,0096
2008	0,0835	0,0875	0,1045	0,0092	0,0089	0,0098
2009	0,1070	0,1068	0,1325	0,0092	0,0089	0,0101
2010	0,1047	0,1059	0,1305	0,0093	0,0091	0,0105
2011	0,1057	0,1057	0,1335	0,0091	0,0091	0,0103
2012	0,1067	0,1098	0,1406	0,0094	0,0093	0,0106
2013	0,1080	0,1172	0,1457	0,0097	0,0096	0,0108
2014	0,1103	0,1229	0,1448	0,0097	0,0096	0,0109
2015	0,1073	0,1242	0,1403	0,0098	0,0096	0,0110
2016	0,1113	0,1294	0,1426	0,0099	0,0098	0,0111

2017	0,1123	0,1329	0,1423	0,0103	0,0102	0,0115
2018	0,1052	0,1282	0,1368	0,0100	0,0101	0,0113
2019	0,1028	0,1230	0,1350	0,0097	0,0098	0,0109
Total	0,0906	0,0983	0,1204	0,0089	0,0087	0,0099

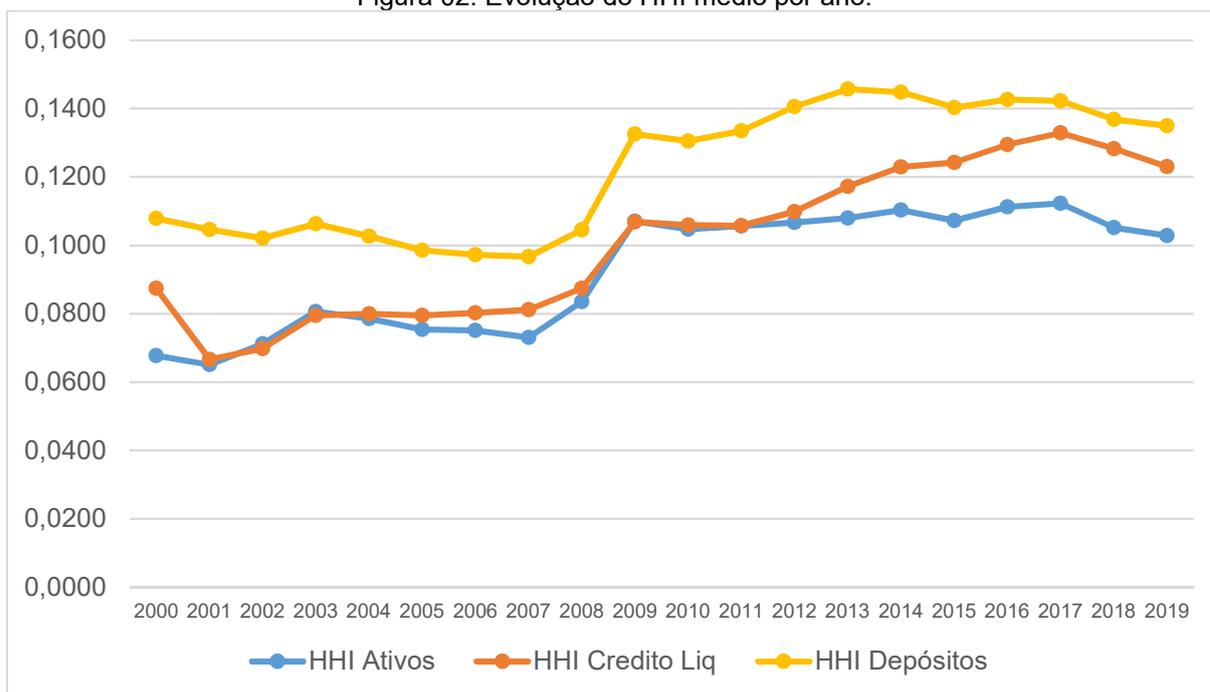
Nota: **HHlat**, **HHlcrd**, **HHldep** representam o HHI dos ativos, da carteira de crédito líquida de PCLD e dos depósitos, respectivamente; **MSat**, **MScrd**, **Msdep** representam a participação de mercado da instituição em relação aos ativos, à carteira de crédito líquida de PCLD e aos depósitos.

Na figura 02 é possível uma avaliação mais intuitiva do HHI ao longo do tempo. Inicialmente, destaca-se que no período de 2008 a 2009 houve uma evolução expressiva nesse curto espaço de tempo dos HHI de todos os mercados. Conforme Dantas, Medeiros e Paulo (2011), esse movimento deveu-se aos efeitos da crise financeira de amplitude global que em 2008 irradiou uma desconfiança no sistema, ocasionando a concentração de ativos e dos depósitos nas maiores instituições, a redução de recursos disponíveis para novas operações de crédito e o aumento de fusões e aquisições.

A partir de 2009, a concentração dos mercados de crédito e ativos continuou crescendo, até atingir o pico em 2017 e, a partir de então, iniciar um trajetória de queda até o final do período avaliado. Já o pico do HHI do mercado de depósitos ocorreu em 2013 e, a partir de então, com pequena oscilação, iniciou um movimento de queda também. Uma hipótese plausível que explica a queda observada nesses indicadores, principalmente a partir de 2017, é o avanço das *fintechs*.

O termo *fintech* deriva *financical technology* (tecnologia financeira) e representa empresas de soluções financeiras que são baseadas em tecnologia da informação (Faria, 2018). Essas empresas têm ganhado participação de mercado nos últimos anos, tanto pela chamada transformação digital do sistema financeiro, quanto por explorar nichos que não eram bem atendidos pelos bancos tradicionais. Como tal discussão foge ao escopo desta pesquisa, sugerimos a leitura do trabalho de Faria (2018) para aprofundar sobre o tema.

Figura 02: Evolução do HHI médio por ano.



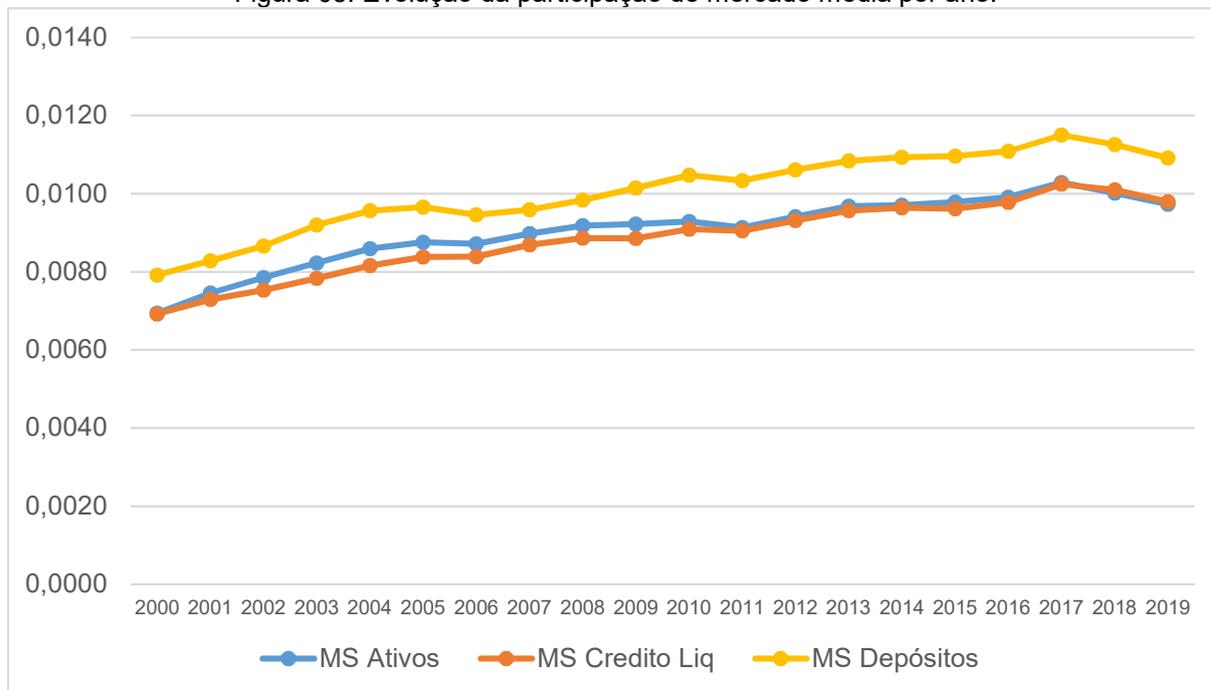
Fonte: Elaborado pelo autor. Dados da pesquisa.

Conforme consta na figura 03, a participação de mercado média dos bancos, nos três tipos mercados, ao longo do período avaliado apresentou um comportamento crescente até 2017, quando atingiu o pico do período. A partir de então, iniciou uma trajetória de queda. Observa-se que a participação de mercado média do mercado de depósitos foi superior aos demais mercados em todo o período avaliado, comportamento similar ao observado para o HHI. Da mesma forma que ocorreu com o HHI, uma possível explicação da queda observada nesse indicador a partir de 2017 é o ganho de mercado das *fintechs*.

Na tabela 05, temos a matriz de correlação das variáveis explicativas para ineficiência. Ao efetuar uma análise univariada, inicialmente, observa-se uma alta correlação entre os HHI e os MS dos diferentes mercados (ativos, crédito e depósitos), com coeficientes acima de 0,92 entre os HHI e acima de 0,96 entre as participações de mercado. Tais resultados são fortes indícios de problemas de multicolinearidade em uma eventual estimação conjunta. Além de agregar robustez, o possível problema de colinearidade é uma razão para que as estimativas sejam efetuadas em três modelos, um com cada tipo de variável (ativos, crédito e depósitos), buscando em cada um deles avaliar a relação da estrutura daquele mercado com a ineficiência. Quanto às demais variáveis, seguindo Gujarati e Porter (2011) e Larson e Farber

(2004), não se observa possíveis problemas de colinearidade, pois os coeficientes de correlação situam-se abaixo de 0,8.

Figura 03: Evolução da participação de mercado média por ano.



Fonte: Elaborado pelo autor. Dados da pesquisa.

Tabela 05: Matriz de correlação das variáveis da ineficiência.

	<i>HHIat</i>	<i>HHIcrd</i>	<i>HHIdep</i>	<i>MSat</i>	<i>MScrd</i>	<i>MSdep</i>	<i>TAM</i>	<i>CAP</i>	<i>SELIC</i>	<i>PIB</i>
<i>HHIat</i>	1,0000									
<i>HHIcrd</i>	0,9270	1,0000								
<i>HHIdep</i>	0,9440	0,9290	1,0000							
<i>MSat</i>	0,0277	0,0265	0,0231	1,0000						
<i>MScrd</i>	0,0286	0,0285	0,0252	0,9728	1,0000					
<i>MSdep</i>	0,0270	0,0262	0,0238	0,9737	0,9683	1,0000				
<i>TAM</i>	0,1038	0,1090	0,0965	0,6292	0,5962	0,5843	1,0000			
<i>CAP</i>	-0,0202	-0,0377	-0,0282	-0,1864	-0,1756	-0,1774	-0,5495	1,0000		
<i>SELIC</i>	-0,5014	-0,4513	-0,5020	-0,0149	-0,0160	-0,0145	-0,0710	0,0122	1,0000	
<i>PIB</i>	-0,2879	-0,2965	-0,3297	-0,0072	-0,0080	-0,0073	-0,0326	0,0297	0,0644	1,0000

Nota: **HHIat**, **HHIcrd**, **HHIdep** representam o HHI dos ativos, da carteira de crédito líquida de PCLD e dos depósitos, respectivamente; **MSat**, **MScrd**, **MSdep** representam a participação de mercado da instituição em relação aos ativos, à carteira de crédito líquida de PCLD e aos depósitos, respectivamente; **TAM** é o logaritmo natural dos ativos deflacionados da instituição; **CAP** é a razão entre o PL e os ativos totais; **SELIC** é a taxa Selic mensal capitalizada trimestralmente e deflacionada pelo IPCA; **PIB** é a variação trimestral do PIB, a preços de mercado, em relação ao trimestre anterior.

## 4.2 Estimação da eficiência de custos e a relação com a estrutura de mercado

Nesta subseção abordaremos as estimações efetuadas por meio da abordagem da fronteira estocástica de custos utilizando o modelo de Battese e Coelli (1995). Iniciamos com uma análise descritiva dos índices de eficiência obtidos ao longo do tempo e por tipo de capital e controle das instituições e, posteriormente, analisamos os coeficientes obtidos das variáveis explicativas da ineficiência em relação a literatura revisada, com destaque para a hipótese da vida tranquila (QLH).

### 4.2.1 Eficiência de Custos

Na tabela 06 apresentamos as estatísticas descritivas da eficiência de custos das instituições por ano, estimada por meio das equações 6 e 7. A eficiência média apresentada no período foi de 0,5469, com um desvio padrão de 0,2438. Como o índice de eficiência tem intervalo entre 0 e 1 e representa a relação de custos entre o banco com menor custo e o banco avaliado, o índice obtido sugere que em média os bancos poderiam produzir o mesmo *output* com, aproximadamente, 55% dos custos atuais, demonstrando que há espaço para aprimoramento na gestão de custos dessas instituições.

O ano que apresentou a maior eficiência média foi o de 2014, com o valor de 0,6064 e a menor eficiência média das instituições foi observada no ano de 2003, com valor de 0,4989. Observa-se também que a eficiência média entre o primeiro e o último ano da amostra estudada apresentou evolução de 0,5193 para 0,5631 e o desvio padrão apresentou redução de 0,2470 para 0,2319. Concluindo essa etapa descritiva, a instituição com o melhor índice de eficiência foi observada em 2005, com o valor de 0,9519 e, em 2012, observamos a instituição com a menor eficiência do período, com o valor de 0,0002.

Comparando os achados desta pesquisa com outros estudos aplicados ao mercado brasileiro e que também utilizaram a abordagem estocástica para estimar a eficiência de custos, observamos que a eficiência média obtida neste trabalho é inferior às dos demais estudos aplicados ao mercado brasileiro. Enquanto a eficiência média desta pesquisa foi de, aproximadamente, 0,55, Silva (2001) estimou uma eficiência média de 0,86, Ruiz, Tabak e Cajueiro (2008) evidenciaram um índice de 0,83 e Tecles e Tabak (2010) encontraram 0,66.

Além das justificativas mais óbvias que podem ser citadas para explicar as diferenças entre as eficiências de custo estimadas em cada pesquisa, como a particularidade de cada amostra avaliada, os diferentes períodos de tempo contemplados e os diferentes modelos de fronteira estocástica utilizados, a presente pesquisa tem como diferencial a estimação da eficiência com a exclusão dos custos financeiros (na variável dependente) e do preço dos depósitos (variável independente). Esse diferencial em relação aos demais autores brasileiros, conforme detalhado na seção 3.1.2 desta pesquisa, e seguindo os estudos de Berger e Hanna (1998), Maudos e De guevara (2007), Solís e Maudos (2008) e Williams (2012), teve como objetivo reduzir um possível viés na eficiência de custos ocasionado pelo poder de mercado do bancos e que poderia camuflar ineficiências na gestão de custos. Portanto, o fato da eficiência média estimada nesta pesquisa ser menor do que nas demais pesquisas aplicadas no mercado brasileiro sugere que a eficiência de custos, ao se considerar as despesas financeiras na função custos, podem estar superestimadas na literatura.

Tabela 06: Estatística descritiva da eficiência de custos por ano.

Ano	Obs	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
2000	483	0,5193	0,2470	0,0074	0,8932
2001	455	0,5192	0,2412	0,0042	0,8861
2002	432	0,5010	0,2444	0,0008	0,8849
2003	410	0,4989	0,2550	0,0106	0,8926
2004	393	0,5219	0,2532	0,0129	0,9448
2005	388	0,5009	0,2596	0,0003	0,9519
2006	394	0,5108	0,2495	0,0007	0,8972
2007	388	0,5165	0,2573	0,0007	0,8984
2008	381	0,5333	0,2474	0,0005	0,9010
2009	371	0,5345	0,2337	0,0004	0,9038
2010	360	0,5687	0,2329	0,0014	0,9065
2011	366	0,5779	0,2423	0,0005	0,9087
2012	355	0,5989	0,2367	0,0002	0,9097
2013	346	0,5962	0,2228	0,0313	0,9073
2014	343	0,6064	0,2205	0,0281	0,9103
2015	341	0,5922	0,2284	0,0363	0,9082
2016	336	0,5745	0,2382	0,0094	0,9057
2017	323	0,5923	0,2339	0,0005	0,9038
2018	331	0,5823	0,2252	0,0196	0,9014
2019	170	0,5631	0,2319	0,0188	0,9036
Total	7.366	0,5469	0,2438	0,0002	0,9519

Nota: Eficiência obtida pela equação 6:  $\exp(-u_{it})$ .

Na tabela 07, apresentamos a eficiência média de custos das instituições por tipo de capital e controle. Corroborando as achados de Nakane (1999), Sensarma (2006) e Tecles e Tabak (2010), os resultados estimados da eficiência média de custos das instituições públicas, no período avaliado, foi maior do que a eficiência das instituições privadas. Entre as instituições privadas, as de capital nacional apresentaram maior eficiência média do que as de capital estrangeiro. Observamos também que as instituições financeiras que apresentaram o maior e o menor índice de eficiência, no período avaliado, pertencem ao grupamento de controle privado e capital nacional.

Tabela 07: Estatística descritiva da eficiência de custos por tipo de controle e capital.

Controle e Capital	Variáveis	Obs	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Privado Nacional	$PUB = 0$ e $STR = 0$	3.932	0,5584	0,2119	0,0002	0,9519
Privado Estrangeiro	$PUB = 0$ e $STR = 1$	2.564	0,4242	0,2311	0,0004	0,8970
Público Nacional	$PUB = 1$ e $STR = 0$	870	0,8566	0,0482	0,5152	0,9103
Público Estrangeiro	$PUB = 1$ e $STR = 1$	0	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Total		7.366	0,5469	0,2438	0,0002	0,9519

Nota: Eficiência obtida pela expressão  $\exp(-u_{it})$ . **PUB** variável binária que representa o tipo de controle, Privado (0) ou Público (1); **STR** variável binária que representa do tipo de capital, Nacional (0) ou Estrangeiro (1).

#### 4.2.2 Relação entre a ineficiência e seus determinantes

O resultado dos parâmetros estimados para as equações 7 e 8 são apresentados na tabela 08. Conforme informado na seção 3 (metodologia) e as pesquisas de Silva (2001), Sensarma (2006) e Ruiz, Tabak e Cajueiro (2008), a estimação dos parâmetros da fronteira de custos e das variáveis explicativas da ineficiência ocorreram em um único estágio utilizando o modelo proposto por Battese e Coelli (1995). Destacamos também que a variável dependente é parcela do resíduo que representa a ineficiência das instituições ( $u_{it}$ ). Para maior robustez dos achados, as estimações ocorreram em três modelos, um para cada tipo de *proxie* (ativos totais, carteira de crédito líquida de PCLD e depósitos).

Inicialmente, destacamos que todos os parâmetros da função de custos apresentaram elevada significância estatística e sinais positivos conforme esperado.

Os parâmetros estimados para as variáveis que representam a estrutura de mercado (HHI e MS) em todos os três modelos apresentaram elevada significância estatística e sinal negativo, evidenciando que quanto mais concentrado é o mercado

e quanto maior a participação da instituição naquele mercado, menor será a ineficiência. Portanto, os resultados estimados rejeitaram a QLH no mercado bancário brasileiro. Esses achados estão alinhados com os resultados de Maudos e Guevara (2007), para o mercado europeu, e de Williams (2012), para o mercado bancário de quatro países da América Latina (Argentina, Brasil, Chile e México).

Para a variável TAM, que representa o tamanho do banco, o parâmetro estimado apresentou significância estatística e relacionamento positivo com a ineficiência, portanto, quanto maior o banco, maior a ineficiência. Os resultados mais presentes na literatura da relação entre a eficiência e o tamanho do banco são positivos (TECLES; TABAK, 2010; PHAN; ANWAR; ALEXANDER, 2018) ou sem significância estatística (SENSARMA, 2006; STAUB; SOUZA; TABAK, 2010). No caso da presente pesquisa, o sinal negativo é mais intuitivo porque a variável dependente da fronteira de custos considerou apenas as despesas de pessoal e administrativas e uma eventual vantagem do tamanho do banco se manifestaria nos custos dos depósitos.

O parâmetro estimado da variável CAP apresentou significância estatística e relacionamento positivo com a ineficiência. O relacionamento esperado entre a capitalização (CAP) e a ineficiência era negativo, seguindo o racional de que bancos mais capitalizados possuem maior monitoramento, aliviando os problemas de agência (MESTER, 1996). Mas nesta pesquisa, restrito à amostra e ao período avaliado, essa situação não foi observada, diferente dos resultados encontrados por Silva (2001), Ruiz, Tabak e Cajueiro (2008) e Tecles e Tabak (2010). Possível razão para a diferença do resultado observado nesta pesquisa em relação a literatura, mais uma vez, pode ser atribuída a exclusão da despesas financeiras e o preço dos depósitos na estimação da fronteira de custo desta pesquisa, pois os autores citados efetuaram a estimacões com o total de custos.

O parâmetro da variável que representa o tipo de controle dos bancos (PUB) apresentou sinal negativo e elevada significância estatística. Portanto, os resultados sugerem que o fato de a instituição ser pública reduz a ineficiência, corroborando os achados de Nakane (1999), Sensarma (2006) e Tecles e Tabak (2010). Uma hipótese que justifica esse resultado é de que apenas os bancos públicos que são eficientes conseguiram permanecer no mercado após o PROER (STAUB, SOUZA E TABAK, 2010).

Quanto ao tipo de capital, o parâmetro da variável STR apresentou significância estatística e sinal positivo, sugerindo que bancos com capital estrangeiro são mais ineficientes na gestão de custos do que os bancos de capital nacional. Esse resultado corrobora os achados de Sensarma (2006), Lensink, Meesters e Naaborg (2008) e Staub, Souza e Tabak, (2010).

O parâmetro da variável SELIC apresentou sinal positivo e significância estatística elevada. Esse resultado sugere que quanto maior a taxa Selic, maior a ineficiência de custos das instituições. Uma hipótese que explica esse resultado é que, em ambientes de altas taxas de juros, os *spreads* bancários são maiores e, por consequência, maiores os lucros, o que pode ocasionar um desincentivo ao controle mais justo de custos das instituições. Esse racional é similar ao proposto pela QLH. Observa-se, contudo, que nesse caso não é a estrutura do mercado que causa o “relaxamento” da gestão, mas sim uma condição macroeconômica.

A variável PIB apresentou sinal positivo, mas sem significância estatística. Esse resultado sugere que os ciclos econômicos não interferem na eficiência de custos das instituições financeiras em atuação no mercado brasileiro. Esse resultado não evidenciou para o mercado brasileiro o comportamento observado por Phan, Anwar e Alexander (2018) no mercado de Hong Kong, no período de 2004 a 2014, onde ciclos de crescimento econômico influenciaram de forma positiva a eficiência de custos, que que foi obtida pelo método DEA, das instituições financeiras.

Tabela 08: Parâmetros da fronteira de custo e das variáveis da ineficiência (equações 7 e 8).

	Modelo 1 (Ativos)	Modelo 2 (Crédito)	Modelo 3 (Depósitos)
Variável dependente: $\ln(CO/(DEP * PRCcap))$ Coeficientes da fronteira estocástica de custos ( $\beta$ )			
$\ln(CRD/DEP)$	0,5697 (0,000)	0,5894 (0,000)	0,5776 (0,000)
$\ln(PRCtrb/PRCcap)$	1,1660 (0,000)	1,1777 (0,000)	1,1786 (0,000)
$\ln(CRD/DEP)^2$	0,1207 (0,000)	0,1211 (0,000)	0,1209 (0,000)
$\ln(PRCtrb/PRCcap)^2$	0,0714 (0,000)	0,0724 (0,000)	0,0727 (0,000)
$\ln(CRD/DEP) * \ln(PRCtrb/PRCcap)$	0,0239 (0,000)	0,0263 (0,000)	0,0253 (0,000)
Constante	1,6560 (0,000)	1,7249 (0,000)	1,7071 (0,000)
Variável dependente: $u$ Coeficientes da ineficiência ( $\delta$ )			
$HHIat$	-43,7045 (0,000)		
$MSat$	-51,4995 (0,000)		
$HHIcrd$		-39,7940 (0,000)	
$MScrd$		-94,4785 (0,000)	
$HHIdep$			-41,9998 (0,000)
$MSdep$			-73,9655 (0,000)
$TAM$	0,9407 (0,000)	1,0476 (0,000)	0,9461 (0,000)
$CAP$	11,0142 (0,000)	11,0512 (0,000)	10,5617 (0,000)
$PUB$	-17,8035 (0,000)	-19,0911 (0,001)	-15,9632 (0,000)
$STR$	1,6228 (0,000)	1,5689 (0,000)	1,5258 (0,000)
$SELIC$	19,6167 (0,003)	23,1880 (0,000)	17,9134 (0,003)
$PIB$	-0,6086 (0,916)	0,3874 (0,944)	-3,8976 (0,476)
Constante	-14,99519 (0,000)	-16,4011 (0,000)	-13,4821 (0,000)
Obs.	7.366	7.366	7.366
Wald – Test	23.036,93	23.141,07	23.584,36
Prob.	0,0000	0,0000	0,0000

Nota:  $\ln(CO/(DEP*PRCcap))$  é o logaritmo natural da relação entre os custos operacionais e o produto dos depósitos e do preço de capital físico;  $\ln(CRD/DEP)$  é o logaritmo natural da relação entre a carteira de crédito líquida de PCLD e os depósitos totais;  $\ln(PRCtrb/PRCcap)$  é o logaritmo natural da relação entre o preço do trabalho (PRCtrb) e o preço do capital físico (PRCcap);  $HHIat$ ,  $HHIcrd$ ,  $HHIdep$  representam o HHI dos ativos, da carteira de crédito líquida de PCLD e dos depósitos, respectivamente;  $u$  é a parte do resíduo da fronteira de custos que representa a ineficiência;  $MSat$ ,  $MScrd$ ,  $MSdep$  representam a participação de mercado da instituição em relação aos ativos, à carteira de crédito líquida de PCLD e aos depósitos;  $TAM$  é o logaritmo natural dos ativos deflacionados da instituição;  $CAP$  é a razão entre o PL e os ativos totais;  $PUB$  variável binária que representa o tipo de controle, Privado (0) ou Público (1);  $STR$  variável binária que representa do tipo de capital, Nacional (0) ou Estrangeiro (1);  $SELIC$  é a taxa Selic mensal capitalizada trimestralmente e deflacionada pelo IPCA;  $PIB$  é a variação trimestral do PIB, a preços de mercado, em relação ao trimestre anterior. p-value entre parênteses.

### 4.3 Interpretação dos testes de validação do modelo

Nesta subseção comentaremos os testes de validação do modelo utilizado nas estimações. O primeiro deles é o teste *Variance Inflation Factor* (VIF) que possui como objetivo avaliar problemas de multicolinearidade entre as variáveis explicativas da ineficiência. Conforme observado na matriz de correlação, tabela 05, havia forte correlação entre as variáveis representativas da estrutura de mercado (*proxies*), razão pela qual foram utilizados três modelos, um com cada *proxie*: ativo, crédito e depósitos. A tabela 09 apresenta os testes VIF dos modelos e observa-se que esses não possuem problemas de multicolinearidade, pois todos os resultados obtidos situam-se bem abaixo do limiar de 10 proposto por Fávero e Belfiore (2017).

Tabela 09: Teste *Variance Inflation Factor* (VIF).

	Modelo 1 (Ativos)	Modelo 2 (Créditos)	Modelo 3 (Depósitos)
<i>HHIat</i>	1,48		
<i>MSat</i>	1,83		
<i>HHIcrd</i>		1,40	
<i>MScrd</i>		1,71	
<i>HHIdep</i>			1,53
<i>MSdep</i>			1,70
<i>TAM</i>	2,58	2,40	2,31
<i>CAP</i>	1,58	1,56	1,55
<i>PUB</i>	1,18	1,18	1,21
<i>STR</i>	1,12	1,12	1,12
<i>SELIC</i>	1,35	1,27	1,36
<i>PIB</i>	1,10	1,10	1,14

Nota: **HHIat**, **HHIcrd**, **HHIdep** representam o HHI dos ativos, da carteira de crédito líquida de PCLD e dos depósitos, respectivamente; *u* é a parte do resíduo da fronteira de custos que representa a ineficiência; **MSat**, **MScrd**, **MSdep** representam a participação de mercado da instituição em relação aos ativos, à carteira de crédito líquida de PCLD e aos depósitos; **TAM** é o logaritmo natural dos ativos deflacionados da instituição; **CAP** é a razão entre o PL e os ativos totais; **PUB** variável binária que representa o tipo de controle, Privado (0) ou Público (1); **STR** variável binária que representa do tipo de capital, Nacional (0) ou Estrangeiro (1); **SELIC** é a taxa Selic mensal capitalizada trimestralmente e deflacionada pelo IPCA; **PIB** é a variação trimestral do PIB, a preços de mercado, em relação ao trimestre anterior.

Na sequência, apresentamos os testes relacionados a fronteira estocástica de custos. O primeiro teste na tabela 10 estabelece que todas as instituições da amostra avaliada são eficientes, ou seja, qualquer desvio observado em relação a fronteira de eficiência deve ser atribuído a distúrbios aleatórios. Se esse fosse o caso, o modelo

poderia ser estimado por mínimos quadrados ordinários. Os resultados obtidos rejeitam a hipótese do teste, indicando que pelo menos parte da distância da fronteira eficiente pode ser interpretada como ineficiência das instituições pesquisadas.

Como a função de custo foi estimada utilizando a forma funcional translog, deve-se verificar se uma forma funcional mais simples, a exemplo da Cobb-Douglas, é mais adequada para representar a fronteira. O segundo teste na tabela 10 avalia se os coeficientes de segunda ordem e do produto cruzado são simultaneamente iguais a zero. Observa-se que a hipótese do teste é fortemente rejeitada, indicando que a forma translog é a mais adequada do que a forma Cobb-Douglas para representar a fronteira de custos.

O último teste apresentado na tabela 10 tem como objetivo avaliar se todas as variáveis utilizadas como determinantes de ineficiência são simultaneamente nulas, ou seja, não possuem poder explicativo para a ineficiência observada. O resultado do teste rejeita fortemente essa hipótese, sugerindo que as variáveis relacionadas a estrutura de mercado e as demais variáveis de controle utilizadas nesta pesquisa são explicativas, pelo menos em parte, das ineficiências observadas.

Tabela 10: Teste de razão de verossimilhança para restrições aos parâmetros.

Hipóteses (H0)		Modelo 1 (Ativos)	Modelo 2 (Crédito)	Modelo 3 (Depósitos)
$\lambda = 0$	z - test	42,12	43,16	44,86
	p-value	0,0000	0,0000	0,0000
$\beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$	$\chi^2(8)$ - test	2.508,99	2.504,39	2.511,36
	p-value	0,0000	0,0000	0,0000
$\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = \delta_7 = \delta_8 = 0$	$\chi^2(8)$ - test	207,47	237,23	241,55
	p-value	0,0000	0,0000	0,0000

Finalizando os testes de validação e com o objetivo de evitar regressões espúrias, verificamos a estacionariedade das series temporais (HHI, SELIC e PIB) e das variáveis em painel - que variam no tempo e entre os indivíduos da amostra - utilizadas nas estimações das equações 7 e 8. Para as series temporais foram utilizados os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e de Phillips-Perron (PP) e para as variáveis em painel foram aplicados variantes dos testes anteriores, o ADF-Fisher e o PP-Fisher.

Conforme tabela 11, as series SELIC e PIB não apresentaram raiz unitária, mostraram-se estacionárias. Já os testes aplicados aos HHI não rejeitaram a hipótese

nula de existência de, pelo menos, uma raiz unitária, durante o período avaliado. Os resultados dos testes aplicados aos HHI são compatíveis com os obtidos por Dantas, Medeiros e Paulo (2011) e, conforme esses mesmos autores, consideramos que o risco de regressões espúrias é mitigado pelo fato de as demais variáveis explicativas não registrarem raízes unitárias.

Adiciona-se que, mesmo com esses resultados, não é razoável a possibilidade de crescimento permanente da concentração de mercado, tendo em visto que isso conduziria o mercado ao monopólio. Uma possível explicação para não rejeição da hipótese de existência de raiz unitária é que, no período avaliado nesta pesquisa, não houve tempo para ocorrer a reversão à média dos HHI (DANTAS; MEDEIROS; PAULO, 2011).

Tabela 11: Testes de raiz unitária: ADF e PP

Teste		<i>HHI<sub>lat</sub></i>	<i>HHI<sub>crd</sub></i>	<i>HHI<sub>dep</sub></i>	<i>SELIC</i>	<i>PIB</i>
ADF	Z(t)	-1,487	-0,245	-0,861	-4,535	-6,061
	p-value	0,5397	0,9329	0,8006	0,0002	0,0000
PP	Z(t)	-1,549	-0,616	-1,027	-4,372	-6,158
	p-value	0,5092	0,8672	0,7431	0,0003	0,0000

Nota: **HHI<sub>lat</sub>**, **HHI<sub>crd</sub>**, **HHI<sub>dep</sub>** representam o HHI dos ativos, da carteira de crédito líquida de PCLD e dos depósitos, respectivamente; **SELIC** é a taxa Selic mensal capitalizada trimestralmente e deflacionada pelo IPCA; **PIB** é a variação trimestral do PIB, a preços de mercado, em relação ao trimestre anterior.

Para as variáveis em painel (variam no tempo e entre os indivíduos) foram aplicados os testes ADF–Fisher e PP–Fisher para avaliar a existência de raiz unitária. Conforme tabela 12, a hipótese nula de existência de raiz unitária foi rejeitada para todas as variáveis do painel, portanto, evidenciando que são todas estacionárias e reduzindo a possibilidade de ocorrência de regressões espúrias.

Tabela 12: Testes de raiz unitária em painel: ADF-Fisher e PP-Fisher

Variável		ADF - Fisher	PP - Fisher
$\ln(CO/(DEP * PRCcap))$	Estatística	712,6232	712,6232
	p-value	0,0000	0,0000
$\ln(CRD/DEP)$	Estatística	668,5501	668,5501
	p-value	0,0000	0,0000
$\ln(PRCtrb/PRCcap)$	Estatística	1165,7900	1165,7900
	p-value	0,0000	0,0000
$MSat$	Estatística	713,0106	713,0106
	p-value	0,0000	0,0000
$MScrd$	Estatística	650,9490	650,9490
	p-value	0,0000	0,0000
$MSdep$	Estatística	524,2918	524,2918
	p-value	0,0000	0,0000
$TAM$	Estatística	461,1405	461,1405
	p-value	0,0009	0,0009
$CAP$	Estatística	874,7906	874,7906
	p-value	0,0000	0,0000

Nota:  **$\ln(CO/(DEP*PRCcap))$**  é o logaritmo natural da relação entre os custos operacionais e o produtos dos depósitos pelo preço de capital físico;  **$\ln(CRD/DEP)$**  é o logaritmo natural da relação entre a carteira de crédito líquida de PCLD e os depósitos totais;  **$\ln(PRCtrb/PRCcap)$**  é o logaritmo natural da relação entre o preço do trabalho (PRCtrb) e o preço do capital físico (PRCcap); **MSat**, **MScrd**, **Msdep** representam a participação de mercado da instituição em relação aos ativos, à carteira de crédito líquida de PCLD e aos depósitos; **TAM** é o logaritmo natural dos ativos deflacionados da instituição; **CAP** é a razão entre o PL e os ativos totais.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo desta pesquisa foi avaliar a relação entre a estrutura do mercado bancário brasileiro e a eficiência de custos das instituições e, a partir dessa relação, verificar se há evidências de que a hipótese da vida tranquila (QLH), proposta por Hicks (1935), se aplica ao mercado bancário brasileiro.

A teoria da organização industrial postula que uma maior eficiência e crescimento econômico estão associados a um mercado com competição perfeita. Quando há exercício de poder de mercado, característica de mercados concentrados, o crescimento econômico será prejudicado pela ineficiência de alocação de recursos e/ou pela redistribuição do excedente de renda para o monopolista/oligopolista.

Conforme esse raciocínio, Hicks (1935) estabeleceu a hipótese da vida tranquila (QLH) que propõe que em um mercado com pouca competição o monopolista/oligopolista, devido à ausência de disciplina de mercado, não é penalizado por ser menos eficiente. O excesso de preços praticado em mercados pouco competitivos não é necessariamente convertido em maior lucro, pois os gestores podem se acomodar com o preço mais alto do que o preço sob disciplina de mercado e, por causa dessa margem, relaxar nas ações de gestão de custos ou trabalhar com menos afinco em busca de maior eficiência operacional.

Ocorre que quando falamos de intermediários financeiros, existe na literatura acadêmica modelos teóricos e estudos empíricos que demonstram que uma menor competição no mercado bancário pode ser benéfica para o sistema, tanto em questões de eficiência (PETERSEN; RAJAN, 1995; WILLIAMS, 2012) quanto em questões de estabilidade e redução de risco (BESANKO; THAKOR, 1992; TABAK; FAZIO; CAJUEIRO, 2012). Uma razão que justifica essa particularidade dos intermediários financeiros é a presença de economias de escala e de escopo em sua atividade de produção de informações e redução da assimetria informacional do mercado.

Com respeito ao mercado bancário brasileiro, durante o período avaliado nesta pesquisa, esse apresentou um aumento na sua concentração, tanto pela redução da quantidade de instituições quanto pelo aumento do HHI, embora esse índice tenha apresentado queda nos últimos dois anos.

Para avaliar como se apresenta o relacionamento entre a estrutura do mercado e a eficiência de custos das instituições, e se a QLH se aplica ao nosso mercado,

testamos a seguinte hipótese: quanto maior a concentração do mercado bancário brasileiro, menor será a eficiência de custos das instituições financeiras.

Para testar a hipótese de pesquisa foi utilizada a abordagem da fronteira estocástica de custos. Por meio do modelo proposto por Battese e Coelli (1995), foram estimados os parâmetros da fronteira da função translog de custos das instituições financeiras e das variáveis explicativas da ineficiência em um único procedimento de máxima verossimilhança. Dentre as variáveis explicativas da ineficiência, foram utilizadas o HHI e a participação de mercado como proxies para a estrutura do mercado bancário.

Foram utilizados nas estimações dados de 198 instituições financeiras, compreendendo o primeiro trimestre de 2000 ao segundo trimestre de 2019, integralizando 78 períodos, e com um total de 7.366 observações.

Os resultados obtidos com as estimações sugerem que a QLH não se aplica ao mercado bancário brasileiro com relação a eficiência de custos. Nas três estimações com as *proxies* de estrutura de mercado (HHI e MS) relacionadas aos ativos, a carteira de crédito líquida de PCLD e aos depósitos, a QLH foi fortemente rejeitada pelos dados. Os resultados sugerem que no mercado bancário brasileiro, quanto maior a concentração, menor será a ineficiências das instituições. Adicionalmente, os resultados evidenciaram que as instituições financeiras de controle público são mais eficientes do que as de controle privado; e que entre as instituições privadas, as de capital nacional são mais eficientes do que as de capital estrangeiro.

Os resultados sugerem também que os ativos totais e a capitalização (relação entre o PL e o ativos) apresentaram significância estatística e relacionamento positivo com a ineficiência das instituições. Quanto às variáveis macroeconômicas utilizadas no modelo, a SELIC apresentou relacionamento positivo com a ineficiência de custos e o PIB não se mostrou uma variável relevante para explicar a eficiência das instituições financeiras.

Além de enriquecer a literatura sobre eficiência e estrutura do mercado bancário brasileiro, esperamos que este trabalho contribua como subsídio para que reguladores e propositores de políticas públicas adotem ações para que o sistema financeiro brasileiro evolua em eficiência. Adicionalmente, também esperamos que os resultados encontrados subsidiem as discussões sobre eventual privatização dos bancos públicos.

Como limitação da pesquisa, destaca-se que as estimações se restringiram ao relacionamento entre a estrutura de mercado e a eficiência de custos, portanto, outros tipos de eficiência (de lucro, por exemplo) ou índices de rentabilidade podem apresentar resultados diferentes em sua relação com a estrutura de mercado. O uso restrito a índices que buscam representar a estrutura de mercado nas estimações, e não de proxies que representem o poder de mercado da instituição, a exemplo do índice de Lerner (IL) que poderia capturar o poder de mercado de bancos com atuação regional e que não possuem participação relevante quando consideramos todo o sistema financeiro (HHI), também é uma limitação desta pesquisa.

Para futuros estudos sobre o tema sugerimos utilizar a abordagem de fronteira estocástica bayesiana para estimar a eficiência de custos e do lucro e, posteriormente, investigar o relacionamento com a estrutura ou poder de mercado das instituições financeiras em atuação no mercado brasileiro. A inclusão de outros tipos de instituições financeiras, tais como as cooperativas de crédito, também poderá enriquecer a literatura sobre o assunto. Por fim, estudos sobre os determinantes da diferença de eficiência observada entre as instituições públicas e privadas ou a influência dos ciclos políticos na eficiência também tem potencial para trazer contribuições importantes sobre o tema.

## REFERÊNCIAS

AIGNER, A.; NOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, S. Formulation and estimation of stochastic production function models. **Journal of Econometrics** 86, p. 21-37, 1977.

ALTUNBAS, Y. et al. Efficiency and risk in Japanese Banking. **Journal of Banking & Finance**, v. 24, p. 1605-1628, 2000.

BAIN, J. **Barriers to new competition**. Harvard University press, Cambridge, MA. 1956.

BASEL COMMITTEE ON BANKING SUPERVISION [BCBS]. **Basel III: A global regulatory framework for more resilient banks and banking systems** - revised version June 2011.

BATTESE, G. E.; COELLI, T. J. A stochastic frontier production function incorporating a model for technical inefficiency effects. **Working Papers in Econometrics and Applied Statistics**, v. 69. 1993.

BATTESE, G. E.; COELLI, T. J. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. **Empirical Economics**, v. 20, p. 325–332. 1995.

BATTESE, G. E. et. al. Efficiency of labour use in the swedish banking industry: A stochastic frontier approach. **SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance**, n. 289, 1998.

BECKER, J.; LUNARDI, G., MAÇADA, A. Análise de eficiência dos bancos brasileiros: um enfoque nos investimentos realizados em Tecnologia de Informação (TI). **Revista Produção** 13 (2), p. 70–81, 2003.

BERGER, A. N.; HANNAN, T.H., The efficiency cost of market power in the banking industry: A test of the 'quiet life' and related hypotheses. **Review of Economics and Statistics** 8 (3), p. 454-465, 1998.

BERGER, A.; HASAN, I.; ZHOU, M. Bank ownership and efficiency in China: What will happen in the world's largest nation? **Journal of Banking and Finance** 33, p. 113-130, 2009.

BERGER, A.N.; HUMPHREY, D.B. Efficiency of financial institutions: International survey and directions for future research. **European Journal of Operational Research** v. 98, p. 175-212, 1997.

BERGER, A. N.; MESTER, L. J. Inside the Black Box: What Explains Differences in the Efficiencies of Financial Institutions?. **Journal of Banking & Finance**, v. 21, p. 895-947, 1997.

BESANKO, D. ; THAKOR, A. V. Banking deregulation: Allocational consequences of relaxing entry barriers. **Journal of Banking & Finance**, v. 16(5), p. 909-932, 1992.

BOONE, J. A new way to measure competition. **Economic Journal** 118 (531), p. 1245-1261, 2008.

BOOT, A.W.A; THAKOR, A.V. Can Relationship Banking Survive Competition. **Journal of Finance** v. 55(2), p. 9-713, 2000.

CAO, M.; SHI, S. Screening, Bidding, and the Loan Market Tightness. **Wharton School for Financial Institutions, Centre for Financial Institutions**, Working Paper No. 00-09, 2000.

CAPRIO, G.; HONOHAN, P. Finance for growth: policy choices in a volatile world. A World Bank policy research report. Washington, D.C. : The World Bank, 2001.

CARBO-VALVERDE, S.; RODRIGUEZ-FERNANDEZ, F.; UDELLI, G. F. Bankmarket power and sme financing constraints. **Review of Finance**, v. 13(2): p. 309-340, 2009.

CAVA, P. B.; SALGADO JUNIOR, A. P.; BRANCO, A. M. F. Evaluation of bank efficiency in brazil: a DEA approach. **Rev. Adm. Mackenzie**, 17(4), p. 62-84, 2016.

CHABALGOITY, L. et al. Eficiência técnica, produtividade e liderança tecnológica na indústria bancária brasileira. **Pesquisa e planejamento econômico** 37 (1), p. 75-112, 2007.

CHARNES, A.; COOPER, W. W.; RHODES, E. Measuring efficiency of decision-making units. **European Journal of Operational Research**, v. 2, n. 6, p. 429-444, 1978.

CHORTAREAS, G.; KAPETANIOS, G.; VENTOURI, A. Credit market freedom and cost efficiency in US state banking. **Journal of Empirical Finance**, v. 37, p. 173–185, 2016.

CLERIDES, S.; DELIS, M. D.; KOKAS, S. A new data set on competition in national banking markets. **Financial Markets, Institutions & Instruments**, 24(2-3): p. 267-311, 2015.

CETORELLI, N.; PERETTO, P. Oligopoly Banking and Capital Accumulation. Federal Reserve Bank of Chicago Working Paper No. 12. 2000.

COELLI, T. J.. PRASADA RAO, D. S.; O'DONNELL, C. J., BATTESE, G. E. **An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis**. 2 ed. Springer, 2005.

DANTAS, J. A.; MEDEIROS, O. R.; PAULO, E. Relação entre concentração e rentabilidade no setor bancária brasileiro. **Revista Contabilidade e Finanças – USP**, v. 22, n. 55, p. 5-28, 2011.

DE GUEVARA, J. F.; MAUDOS, J.; PEREZ, F., Market power in European banking. **Journal of Financial Services Research** 27 (2), p. 109-138, 2005.

DELL'ARICCIA, G. Learning by Lending, Competition, and Screening Incentives in the Banking Industry. **Wharton School for Financial Institutions, Centre for Financial Institutions**, Working Paper No. 00-10, 2000.

DEMSETZ, H. Industry structure, market rivalry, and public policy. **Journal of Law and Economics** v. 16, p. 1-9, 1973.

DIAMOND, D. W. Financial Intermediation and Delegated Monitoring. **The Review of Economic Studies**. v. 51, n. 3, p. 393-414, 1984.

DING, D.; SICKLES, R. C. Frontier efficiency, capital structure, and portfolio risk: An empirical analysis of U.S. banks, **BRQ Business Research Quarterly**, v. 21, n. 4, p. 262-277, 2018.

FARIA, E. Fintechs de crédito e intermediários financeiros: uma análise comparativa da eficiência. Dissertação (Mestrado). Universidade de São Paulo. 2018.

FÁVERO, L. P.; BELFIORE, P. **Manual de análise de dados**. 1ª edição. Rio de Janeiro: Elsevier, 2017.

FETHI, M.; PASIOURAS, F. Assessing bank performance with operational research and artificial intelligence techniques: a survey. **European Journal of Operational Research**, 204(2), p. 189-198, 2010.

FREIXAS, X. ; ROCHET, J. C. **Microeconomics of banking**. MIT press, 2008.

GRIGORIAN, D.A.; MANOLE, V. Determinants of commercial bank performance in transition: An application of data envelopment analysis. **IMF Working Paper** n. 02/146, 2002.

GORMLEY, T.; GUPTA, N.; JHA, A. Quiet Life No More? Corporate Bankruptcy and Bank Competition. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, 53(2), p. 581-611, 2018.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**, 5 ed. AMGH Editora, 2011.

HASAN, I.; MARTON, K. Development and efficiency of the banking sector in a transitional economy: Hungarian experience. **Journal of Banking & Finance** v. 27, p. 2249–2271, 2003.

HAVRYLCHYK, O. Efficiency of the Polish banking industry: Foreign versus domestic banks, **Journal of Banking & Finance**, v. 30 (7), p. 1975-1996, 2006.

HERMALIN, B. E. The Effects of Competition on Executive Behavior. **Rand Journal of Economics** 23, p. 350-365, 1992.

HICKS, J., Annual Survey of Economic Theory: The Theory of Monopoly, **Econometrica**, 1935.

HÖLMSTROM, B. Moral hazard and observability. **The Bell journal of economics**, p.74-91, 1979.

JENSEN, L. P. **Competição bancária e estabilidade financeira: Há trade-off no caso brasileiro?** Dissertação (Mestrado). Universidade Estadual de São Paulo (UNESP), 2016.

JONDROW, J. et. al. On Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model, **Journal of Econometrics**, v. 19, p. 233-238, 1982.

KLEIN, M. A. A theory of the banking firm. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 3, n. 2, p. 205-218, 1971.

KUMBHAKAR, S. C.; GHOSH, S.; MCGUCKIN, J. T. A generalized production frontier approach for estimating determinants of inefficiency in U.S. dairy farms. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 9 p. 279–286. 1991.

KUMBHAKAR, S.C.; LOVELL, C.A.K. **Stochastic Frontier Analysis**. Cambridge University Press, 2000.

LARSON, R.; FARBER, B. Tradução Técnica Patarra. **Estatística aplicada**. Prentice Hall, 2004.

LEIBENSTEIN, H. Allocative Efficiency vs. "X-Efficiency". **The American Economic Review**, v. 56, n. 3 p. 392-415, 1966.

LELAND, H. E.; PYLE, D. H. Informational Asymmetries, Financial Structure and Financial Intermediation. **The Journal of Finance**, v. 32, p 371-87, 1977.

LENSINK, R.; MEESTERS, A., NAABORG, I. Bank efficiency and foreign ownership: Do good institutions matter?, **Journal of Banking & Finance**, v. 32, n. 5, p. 834-844, 2008.

LOPES, A. L. M. **Um modelo de análise envoltória de dados e conjuntos difusos para avaliação cruzada de produtividade e qualidade de departamentos**. Tese (Doutorado). Universidade Federal de Santa Catarina, 1998.

MACORIS, L.; SALGADO JUNIOR, A. P.; FALSARELLA JUNIOR, E. The different approaches of banking efficiency: a meta-analysis. **Proceedings of the International Conference on Data Envelopment Analysis**. Braunschweig, Germany, 13. 2015.

MAUDOS, J. ; DE GUEVARA, J. F. The cost of market power in banking: Social welfare loss vs. cost inefficiency. **Journal of Banking & Finance**, 31(7), p. 2103-2125, 2007.

MARTINS, F. V. DA S.; RIBEIRO, M. C. D. P. A análise da eficiência no setor bancário: Modelo de fronteira estocástica com dados em painel para a banca portuguesa. **Nova Economia**, v. 23, n. 3, 2014.

MEEUSEN, W.; VAN DEN BROECK, J. Efficiency estimation from Cobb–Douglas production function with composed error. **International Economic Review** 18, p. 435–444, 1977.

MENDONÇA, D. et al. Relação entre a eficiência na gestão de custos mensurada pelo método de Análise da Fronteira Estocástica (SFA) e a rentabilidade das instituições financeiras no Brasil. **Revista Capital Científico**, v. 16, n. 3, 2018.

MESTER, L.J. A study of bank efficiency taking into account risk-preferences. **Journal of Banking & Finance**. v. 20, p. 1025-1045, 1996.

MISHKIN, F. S.; EAKINS, S. G. **Financial Markets & Institutions**. 7. ed. Boston: Prentice Hall, 2012.

NAKANE, M. I. Productive Efficiency in the Brazilian Banking Sector. Texto para Discussão USP. Faculdade de Economia, Universidade de São Paulo (USP), n. 20, 1999.

NORTHCOTT, C. A. Competition in Banking: A Review of the Literature. Working Paper 2004-24 Bank of Canada, 2004.

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

PHAN, H. T.; ANWAR, S.; ALEXANDER, W. R. J. The determinants of banking efficiency in Hong Kong 2004-2014. **Applied Economics Letters**, v. 25, n. 18, p. 1323-1326, 2018.

PÉRICO, A., REBELATTO, D., SANTANA, N. Eficiência bancária: os maiores bancos são os mais eficientes? Uma análise por envoltória de dados. **Gestão e Produção** 15 (2), p. 421-431, 2008.

PETERSEN, M.; R.G. RAJAN. The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships. **The Quarterly Journal of Economics** 110: p. 407-443, 1995.

POSNER, R. A. The Social Cost of Monopoly and Regulation. **Journal of Political Economy** 83, p. 807-827, 1975.

REIFSCHNEIDER, D.; STEVENSON, R. Systematic departures from the frontier: A framework for the analysis of firm inefficiency. **International Economic Review**, v. 32, p. 715–723. 1991.

ROSSE, J.; PANZAR, J. Chamberlin vs Robinson: An empirical test for monopoly rents. Technical report 90. Bell Laboratories, 1977.

RUIZ, C.; TABAK, B. M.; CAJUEIRO, D. O. Mensuração da eficiência bancária no Brasil - a inclusão de indicadores macroprudenciais. **Revista Brasileira de Finanças**, v. 6, n. 3, art. 136, p. 411-436, 2008.

- SAMPIERI, R. H.; COLLADO, C. F.; LUCIO, M. D. P. B. **Metodologia de pesquisa**. 5ª Ed. São Paulo: McGraw Hill, 2013.
- SATHYE, M. Efficiency of banks in a developing economy: The case of India, **European Journal of Operational Research**, v. 148 (3), p. 662-671, 2003.
- SEALEY, C.; LINDLEY, J. Inputs, outputs and a theory of production and cost of depository financial institutions. **Journal of Finance** v. 32, p. 1251–1266. 1977.
- SENSARMA, R. Are foreign banks always the best? Comparison of state-owned, private and foreign banks in India, **Economic Modelling**, v. 23, n. 4, p. 717-735, 2006.
- SHAFFER, S. Competitive Bank Pricing and Adverse Selection, With Implications for Testing the SCP Hypothesis. **The Quarterly Review of Economics and Finance** 42(3): p. 633–647, 2002.
- SHIMONISHI, M. L. S. **Análise envoltória de dados aplicada na avaliação do emprego dos recursos humanos dos centros municipais de educação infantil do município de Maringá**. Dissertação (Mestrado). Universidade Federal do Paraná, 2005.
- SILVA, M. S. Avaliação do Processo de Concentração-Competição no Setor Bancário Brasileiro. Working Paper Séries - **Banco Central do Brasil (Online)**, v. 377, p. 1-27, 2014.
- SILVA, T. L. **Análise da eficiência dos sistema bancário brasileiro - 1994/1999: abordagem da fronteira estocástica de custo**. Dissertação (Mestrado). Universidade Federal do Ceará, 2001.
- SILVA, T.; NETO, P. Economia de escala e eficiência nos bancos brasileiros após o plano real. **Estudos Econômicos** 32 (4), p. 577-619, 2002.
- SOLÍS, L.; MAUDOS, J. The social costs of bank market power: Evidence from Mexico. **Journal of Comparative Economics**, v. 36 (3), p. 467-488, 2008.
- STAUB, R.; SOUZA, G.; TABAK, B. Evolution of bank efficiency in Brazil: A DEA approach. **European Journal of Operational Research** 202, p. 204-213, 2010.
- STURM, J.; WILLIAMS B., Foreign bank entry, deregulation and bank efficiency: Lessons from the Australian experience, **Journal of Banking & Finance**, v. 28 (7), p. 1775-1799, 2004.
- TABAK, B. M.; FAZIO, D. M.; CAJUEIRO, D. O. The relationship between banking market competition and risk-taking: Do size and capitalization matter?. **Journal of Banking & Finance**, 36(12), p. 3366-3381, 2012.
- TABAK, B. M.; GOMES, G. M.R.; MEDEIROS, M. S. The impact of market power at bank level in risk-taking: The Brazilian case. **International Review of Financial Analysis**, Vol 40, 54-165, 2015.

TECLES, P. L.; TABAK, B. M. Determinants of bank efficiency: The case of Brazil. **European Journal of Operational Research**, 207, p.1587–1598, 2010.

TIROLE, J. **The Theory of Corporate Finance**, Princeton University Press, 2005.

WILLIAMS, J. Efficiency and market power in Latin American banking. **Journal of Financial Stability**, v. 8, p. 263-276, 2012.

YAFEH, Y.; YOSHA, O. Industrial Organization of Financial Systems and Strategic Use of Relationship Banking. **European Finance Review** 5: p. 63-78, 2001.

## APÊNDICE A – Relação das Instituições Financeiras da pesquisa

Código no BCB	Banco	Código no BCB	Banco
208	BRB-BANCO DE BRASILIA	51987	DAYCOVAL
10021	BANDEIRANTES	52003	BOCOM
10045	BRADESCO	52010	CREFISA
10069	ITAU	52034	GRUPO BONSUCESSO - BS2
10076	ABN AMRO	52072	C6 BANK
10083	SAFRA	183938	BANCO GERDAU S.A
10100	UNIBANCO	253448	BANCO NEON S.A.
20066	BOAVISTA	360305	CAIXA ECONOMICA FEDERAL
20107	JP MORGAN CHASE	416968	BANCO INTERMEDIUM S/A
20121	LLOYDS	517645	BANCO RIBEIRAO PRETO S.A.
20145	MERCANTIL SP	558456	BANCO BGN S.A.
20152	MERCANTIL DO BRASIL	675688	BANCO EQUATORIAL S.A.
20231	MERIDIONAL	795423	BANCO EMBLEMA S.A.
20255	PRIMUS	1023570	BANCO RABOBANK INTER. BRASIL S.A.
20279	JP MORGAN	1181521	BANCO COOPERATIVO SICREDI S.A.
30135	BANESPA	1522368	BANCO BNP PARIBAS BRASIL S.A.
30142	BANESTADO	1540541	BANCO DO ESTADO DE GOIAS S.A.
30159	BANESTES	2038232	BANCO COOPERATIVO DO BRASIL S.A.
30173	BANRISUL	2318507	BANCO KEB DO BRASIL S.A.
30207	BBM	3532415	BANCO ABN AMRO S.A.
30214	BEC	3609817	BANCO CARGILL S.A.
30245	BESC	4184779	BANCO IBI S.A. - BANCO MÚLTIPLO
30276	BMC	4562120	BANCO DO ESTADO DO AMAZONAS S.A.
30290	BMG	4866275	BANCO INBURSA S.A.
30300	BANKBOSTON	4902979	BANCO DA AMAZONIA S.A.
30379	SANTANDER BRASIL	4913711	BANCO DO ESTADO DO PARÁ S.A.
30403	CITIBANK	6271464	BANCO DO ESTADO DO MARANHÃO S.A. - BEM
30513	BNL	6833131	BANCO DO ESTADO DO PIAUI S.A. - BEP
30719	FICSA	7237373	BANCO DO NORDESTE DO BRASIL S.A.
30771	CREDIT SUISSE	7656500	BANCO KDB DO BRASIL S.A.
30881	PARANÁ BANCO	7679404	BANCO TOPÁZIO S.A.
30977	CREDIBANCO	9093352	PARAIBAN-BANCO DO EST. DA PARAIBA S.A.
31103	UBS	9274232	NATIXIS BRASIL S.A. BANCO MÚLTIPLO
31158	PEBB	9391857	BANCO AZTECA DO BRASIL S.A.
31165	PECUNIA	9516419	BANCO JBS S.A.
31244	RURAL	10664513	BANCO GERADOR S.A.
31323	PANAMERICANO	10690848	BANCO DA CHINA BRASIL S.A.
31330	SUDAMERIS	11476673	BANCO RANDON S.A.
31677	ARBI	13009717	BANCO DO ESTADO DE SERGIPE S.A.
31859	SOCIETE GENERALE	14388334	PARANA BANCO S.A.
31873	SOFISA	15173776	BANCO CAPITAL S.A.
31976	BRB	15357060	BANCO WOORI BANK DO BRASIL S.A.
32016	MATONE	17351180	BANCO TRIANGULO S.A.
32078	WESTLB	17453575	ICBC DO BRASIL BANCO MÚLTIPLO S.A.
32119	CCB	23522214	COMMERZBANK BRASIL S.A.
41856	ABC-BRASIL	28157204	BANCO SANTOS NEVES S.A.
49906	BB	29030467	SCOTIABANK BRASIL S.A. BANCO MÚLTIPLO
49920	LAVRA	30280184	BANCO BOREAL S.A.
49944	UBS PACTUAL	30723886	BANCO MODAL S.A.
49951	FIBRA	31597552	BANCO CLASSICO S.A.

50012	BBA-CREDITANSTALT	31880826	BANCO GUANABARA S.A.
50071	JOHN DEERE	32254138	BANCO BVA S.A.
50122	FATOR	32504094	BANCO MORADA S.A.
50146	BANK OF AMERICA	33042151	BANCO DE LA NACION ARGENTINA
50177	SANTOS	33098518	BANCO FININVEST S.A.
50191	SCHAHIN	33132044	BANCO CEDULA S.A.
50201	STOCK	33349358	BANCO CACIQUE S.A.
50304	PINE	33436486	BANCO WACHOVIA S.A.
50328	SOCOPA	33466988	BANCO CAIXA GERAL - BRASIL S.A.
50414	PROSPER	33588252	BANCO INDUSCRED S.A.
50452	BILBAO VIZCAYA	33603457	BANCO RODOBENS S.A.
50476	INTERCAP	40429946	BANCO PORTO REAL S.A.
50524	VR	42593459	BANCO FRANCES INTERNACIONAL (BRASIL)
50531	INDUSVAL	43073394	BANCO NOSSA CAIXA S.A.
50706	BONSUCESSO	43717511	BANCO MORADA S.A.
50720	CRUZEIRO DO SUL	44189447	BANCO DE LA PROVINCIA DE BUENOS AIRES
50861	GERDAU	48795256	LEMON BANK BANCO MULTIPLO S.A.
50885	BRASCAN	50290345	BANCO UNION - BRASIL S.A.
50940	OMNI	51938876	BANCO DE LA REP. ORIENTAL DEL URUGUAY
50988	INDUSTRIAL DO BRASIL	54403563	BANCO ARBI S.A.
51011	VOTORANTIM	55230916	INTESA SANPAOLO BRASIL S.A.
51059	DRESDNER	58257619	BANCO SANTOS S.A.
51066	CREDIT LYONNAIS	58616418	BANCO FIBRA S.A.
51073	ING	59118133	BANCO LUSO BRASILEIRO S.A.
51097	BGN	60498557	BANCO DE TOKYO-MITSUBISHI BRASIL S.A.
51114	CREDIBEL	60518222	BANCO SUMITOMO BRASILEIRO S.A.
51121	CACIQUE	60850229	BANCO PECUNIA S.A.
51145	INTER AMEX	61033106	BANCO BPN BRASIL S.A.
51152	HSBC	61088183	BANCO WESTLB DO BRASIL S.A.
51183	DEUTSCHE	61146577	BANCO BARCLAYS S.A.
51217	BARCLAYS	61182408	BANCO INVESTCRED UNIBANCO S.A.
51255	BOFA MERRILL LYNCH	61348538	BANCO FICSA S.A.
51293	ALFA	61383170	LLOYDS TSB BANK PLC
51413	MORGAN STANLEY	61535100	BANCO ZOGBI S.A.
51468	RENDIMENTO	62232889	BANCO DAYCOVAL S.A.
51516	BNP PARIBAS	62331228	DEUTSCHE BANK S.A. - BANCO ALEMAO
51554	MIZUHO	62421979	BANCO GE CAPITAL S.A.
51602	CONCÓRDIA	68900810	BANCO RENDIMENTO S.A.
51705	BARCLAYS	69057453	BANCO INTERIOR DE SAO PAULO S.A.
51736	RODOBENS	69141539	BANCO CREDIBEL S.A.
51750	BANCOOB	71027866	BANCO BONSUCESSO S.A.
51781	ORIGINAL	74828799	NOVO BANCO CONTINENTAL S.A.
51815	CAIXA GERAL	78336633	BANCO ARAUCARIA S.A.
51839	BRASIL PLURAL	83876003	BANCO DO EST. DE SANTA CATARINA S.A.
51884	INTER	91884981	BANCO JOHN DEERE S.A.
51901	OURINVEST	92791813	MULTI BANCO S.A.
51949	ANDBANK	92864131	BANCO FICRISA AXELRUD S.A.
51956	AGIBANK	92874270	BANCO A.J. RENNEN S.A.
51963	MODAL	92894922	BANCO MATONE S.A.

---

Fonte: dados da pesquisa