



Texto para Discussão 011 | 2026

Discussion Paper 011 | 2026

Uma avaliação da concentração e da competição no setor bancário no Brasil de 2003 a 2023

Henrique O. Massena Reis Júnior

Economista do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico (BNDES), Doutor em Economia da Indústria pelo IE-UFRJ.

ORCID: <https://orcid.org/0009-0007-0022-6586>

E-mail: massenajr82@gmail.com

Luiz Fernando de Paula

Professor do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro (IE-UFRJ) e pesquisador do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9770-516X>

E-mail: luiz.fpaula@ie.ufrj.br

This paper can be downloaded without charge from

<https://www.ie.ufrj.br/publicacoes-j/textos-para-discussao.html>

Uma avaliação da concentração e da competição no setor bancário no Brasil de 2003 a 2023

Abril, 2026

Henrique O. Massena Reis Júnior

Economista do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico (BNDES), Doutor em Economia da Indústria pelo IE-UFRJ.

ORCID: <https://orcid.org/0009-0007-0022-6586>

E-mail: massenajr82@gmail.com

Luiz Fernando de Paula

Professor do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro (IE-UFRJ) e pesquisador do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9770-516X>

E-mail: luiz.fpaula@ie.ufrj.br

Resumo

Este artigo analisa a evolução da concentração e da competição no setor bancário brasileiro entre 2003 e 2023, investigando a relação entre concentração, concorrência e poder de mercado. Para isso, utiliza medidas estruturais de concentração, como a razão de concentração, o índice de Herfindahl-Hirschman e o índice de entropia de Theil, além de métricas não estruturais de competição, como a estatística H de Panzar e Rosse e o índice de Lerner. Os resultados indicam que, apesar do aumento da concentração em determinados períodos, o setor bancário brasileiro permanece moderadamente concentrado. Apesar disso, os resultados também indicam que os grandes bancos exercem significativo poder de mercado, com margens semelhantes entre as instituições públicas e privadas, com exceção do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social – BNDES. O estudo destaca a necessidade de políticas que ampliem a contestabilidade do mercado, reduzam os spreads bancários e promovam a eficiência do setor.

Palavras-Chave: Concentração bancária, Competição bancária, Poder de mercado, Índice de Lerner, Setor financeiro brasileiro.

An assessment of banking sector concentration and competition in Brazil from 2003 to 2023

Abstract:

The paper analyzes the evolution of concentration and competition in the Brazilian banking sector between 2003 and 2023, investigating the relationship between concentration, competition, and market power. To achieve this, it employs structural concentration measures such as the concentration ratio, the Herfindahl-Hirschman Index, and the Theil entropy index, in addition to non-structural competition metrics like the Panzar and Rosse H-statistic and the Lerner Index. The results indicate that, despite increased concentration in certain periods, the Brazilian banking sector remains moderately concentrated. Nevertheless, the findings also suggest that large banks exert significant market power, with similar margins between public and private institutions, except for the Brazilian National Development Bank – BNDES. The study highlights the need for policies that enhance market contestability, reduce banking spreads, and promote sector efficiency.

Keywords: Banking concentration, Banking competition, Market power, Lerner Index, Brazilian financial sector.

JEL Classification: C40: D43: G21

1 Introdução

Até o início dos anos 2000, os bancos no Brasil se beneficiavam de altos lucros com títulos públicos e operações de crédito de curtíssimo prazo, caracterizadas por spreads elevados. Com o aquecimento econômico a partir de 2003, impulsionado inicialmente pelo boom das commodities, a oferta de crédito cresceu significativamente. A relação saldo de crédito/PIB subiu de 24,3% em 2003 para 53,4% em 2023, com expansão tanto para pessoas físicas quanto jurídicas, liderada inicialmente pelos bancos privados.

Após a crise de 2008, o governo incentivou a concessão de crédito e a redução das taxas de juros pelos bancos públicos (Paula, Oreiro e Basílio, 2013). Esse movimento foi intensificado em 2012, com os grandes bancos públicos, como Banco do Brasil e Caixa Econômica Federal, promovendo uma significativa redução nos spreads (Serrano e Summa, 2012). Inovações como o crédito consignado e a gradual redução das taxas de juros também contribuíram para a expansão do crédito de 2003 a 2014.

A crise econômica de 2015-2016 levou a uma contração das operações de crédito em ritmo superior ao do PIB até 2019, sendo que, desta vez, os bancos públicos se abstiveram de atuar de forma contracíclica. De fato, Paula e Alves Jr (2020) indicam que os bancos públicos e privados ao mudarem sua postura para uma preferência maior pela liquidez, restringindo a oferta de crédito e privilegiando ativos mais seguros, intensificaram a desaceleração econômica. A partir de 2020, o crédito iniciou uma recuperação impulsionada pelo segmento privado, em um contexto de transformação profunda do setor financeiro, marcada pela expansão das fintechs no Brasil, que vinha ocorrendo desde 2014. Essas empresas promoveram o acesso a serviços bancários e fomentaram a inovação e a competitividade no mercado financeiro tradicional, redefinindo a dinâmica entre instituições e clientes (Silva e Santos, 2020). Cabe ressaltar que entrada de fintechs não implica automaticamente maior competição, pois há integração societária e contratual com bancos tradicionais, conforme Veronese e Bertran (2023).

Assim nos últimos vinte anos, os bancos passaram a competir no mercado de crédito para manter a rentabilidade, investindo em novos clientes, reduzindo custos e buscando a

diversificação de produtos e a segmentação da clientela. Diversos estudos acadêmicos¹ e relatórios do Banco Central² indicam um nível satisfatório de competição no setor bancário brasileiro. No entanto, Hordones e Sanvicente (2020) apontam que, apesar disso, o Brasil possui o setor bancário menos competitivo da América Latina, com elevada concentração, spreads altos e taxas de juros elevadas. Nesse sentido, Zeidan (2020), ao revisar sistematicamente a literatura empírica sobre o custo do crédito no Brasil, argumenta que a baixa competição, usualmente medida pela elevada concentração bancária, é o único fator comum e estatisticamente robusto associado aos elevados spreads.

Defrontando-se com o quadro descrito acima, este artigo busca responder as seguintes perguntas:

- i. Como evoluíram no período a competição e a concentração do setor bancário brasileiro?
- ii. Existe diferença entre o comportamento dos grandes bancos e dos demais em relação ao (exercício do) poder de mercado?
- iii. Existe diferença entre o comportamento dos bancos públicos e dos bancos privados em relação ao (exercício do) poder de mercado?
- iv. Quais são os determinantes da competição no setor bancário brasileiro?

Para responder a essas questões propõe-se o uso de três medidas de concentração: a razão de concentração, o índice de Herfindahl-Hirschman e o índice de entropia de Theil. A competição é avaliada por meio da estatística H de Panzar e Rosse (1987) e do índice de Lerner, conforme a especificação de Kumbhakar et al. (2012). Por fim, examina-se o

¹ Ver Nakane (2002); Petterini & Jorge Neto (2003); Araújo et al. (2005); Nakane et al. (2006); Lucinda (2010); Sanches et al. (2009); Nakane e Rocha (2010), Silva et al. (2013), Ferreira (2014), Hordones & Sanvicente (2020).

² Ver os Relatórios Anuais de Economia Bancária do Banco Central do Brasil (2017, 2018, 2019, 2020, 2021, 2022, 2023),

impacto de diversas variáveis na competição, incluindo a presença de bancos públicos e estrangeiros, variáveis macroeconômicas e de concentração.

O artigo está dividido em cinco seções, além desta introdução. A seção 2 apresenta medidas de competição e concentração. Já a seção 3 faz uma resenha não exaustiva, internacional e nacional sobre a temática do artigo. A seção 4 descreve a metodologia utilizada na pesquisa, enquanto a seção 5 avalia os resultados alcançados. Por fim, a seção 6 conclui o artigo.

2 Medidas de competição e concentração

O modelo Estrutura-Condução-Desempenho (E-C-D), desenvolvido por Mason (1939, 1949) e Bain (1951, 1956, 1959), classifica os índices de competição em estruturais e não estruturais. Conforme Modenesi (2007), o modelo baseia-se na inter-relação de três conceitos principais: a estrutura, que reflete o grau de competição no mercado, medido pela concentração, participação de mercado, barreiras de entrada e diferenciação de produtos; a condução, que abrange políticas de preço, inovação, propaganda e estratégias das firmas; e o desempenho, representado pela lucratividade, eficiência, qualidade e capacidade de inovação do setor. Na teoria moderna de organização industrial, o modelo não é visto como unidirecional, pois a estrutura, a condução e o desempenho influenciam-se mutuamente em ambas as direções.

Os índices estruturais de concentração baseiam-se na premissa de que a estrutura do mercado determina o desempenho, com mercados altamente concentrados tendendo a ser menos competitivos. Bikker e Haaf (2001) identificam quatro principais medidas para avaliar a concentração: as razões de concentração das k maiores firmas (CR_k), o índice de Herfindahl-Hirschman (HHI), o índice de Hall-Tideman (HTI) e o índice de entropia de Theil (T). As razões de concentração e o HHI são os mais comuns; o primeiro considera a participação das maiores firmas, ignorando as menores, enquanto o HHI abrange todas as firmas, sendo sensível à entrada de novas empresas. O HTI pondera as firmas pela ordem de participação, enfatizando o número total de empresas como indicador das condições de entrada no setor. Já o índice de entropia de Theil supera

limitações dos demais, capturando melhor a concentração entre as maiores firmas sem sensibilidade ao número total de empresas.

Outros índices, como o de Hause (1977), também são mencionados na literatura, propondo uma medida dependente de um parâmetro de conluio que modera o impacto do aumento de firmas sobre a competição.

Os índices não estruturais de competição, diferentemente dos estruturais, não se baseiam na concentração de mercado para avaliar o poder de mercado, pois partem da premissa de que mercados concentrados podem ainda ser competitivos. Em vez disso, focam na análise direta da conduta competitiva, usando modelos comportamentais da teoria microeconômica. Os índices mais comuns na literatura bancária são a estatística H de Panzar e Rosse (1977) e o índice de Lerner (1934). A estatística H, derivada da relação entre preços dos insumos e receita, sugere que em competição perfeita a elasticidade da receita com relação ao preço dos insumos é igual a um, enquanto em monopólios, a elasticidade é negativa, com valores intermediários indicando concorrência monopolística. O índice de Lerner mede o poder de fixação de preços, comparando o preço ao custo marginal, permitindo a avaliação do poder de mercado individual de uma firma. Outras metodologias, como as de Bresnahan (1982), Lau (1982), Jaumandreu e Lorences (2002), e o indicador de Boone (2008), são também usadas para avaliar a competição no mercado bancário brasileiro.

Ressalta-se que os resultados dos índices não-estruturais podem ser distorcidos pela presença de empresas públicas, que, apesar de terem poder de mercado, podem ser direcionadas por seus controladores a reduzir margens, simulando uma concorrência mais intensa. Assim, o interesse do acionista controlador, especialmente em empresas públicas, constitui uma variável adicional de conduta. No caso de empresas controladas pelo governo, o poder de mercado nem sempre é utilizado para maximizar lucratividade, o que pode invalidar a hipótese do modelo Estrutura-Conduta-Desempenho (E-C-D) de relação positiva entre concentração e lucratividade, especialmente em mercados como o bancário brasileiro, onde as empresas públicas têm uma presença significativa.

3 Revisão da literatura

3.1 Literatura Internacional

Berger et al. (2004) revisam a literatura sobre concentração e competição no setor bancário, destacando que, enquanto estudos anteriores focavam majoritariamente nos Estados Unidos e utilizavam predominantemente índices estruturais, a partir do final dos anos 1990 a análise da competição passou a incorporar aspectos relacionados à contestabilidade do mercado e ao comportamento de fixação de preços. Os autores indicam que maior competição tende a beneficiar a sociedade por meio da redução das taxas de juros e da ampliação da oferta de crédito, ao passo que a concentração apresenta relação menos direta com essas variáveis. No entanto, a presença de bancos públicos pode reduzir a eficiência do mercado, exceto em situações específicas nas quais essas instituições direcionam crédito a setores estratégicos. A literatura recente também avançou metodologicamente ao reconhecer a endogeneidade entre concentração, política de preços e lucratividade.

Estudos subsequentes, como o de Bikker e Spierdijk (2008), observam uma tendência global de redução da competição bancária em países desenvolvidos e aumento nos países em desenvolvimento, interpretada como uma resposta das instituições à personalização de produtos e serviços e à intensificação da concorrência fora da dimensão de preços. Após a crise financeira de 2008, o debate sobre os efeitos da competição na estabilidade financeira ganhou destaque. Anginer et al. (2013) e Jiménez et al. (2013) sugerem que maior poder de mercado pode reduzir a exposição ao risco ao fortalecer a base de clientes e a reputação das instituições, enquanto Soedarmono et al. (2013) argumentam que esse mesmo poder pode aumentar a propensão ao risco, ao criar incentivos associados à expectativa de resgate de bancos considerados grandes demais para falir.

Evidências mais recentes indicam também que a relação entre competição e estabilidade financeira não é unidimensional. Tan e Floros (2018) mostram que concorrência, eficiência e risco são endógenos e interdependentes, com efeitos que variam conforme a dimensão de risco analisada. Os autores encontram que maior concorrência está associada à redução dos riscos de crédito e insolvência, embora aumente o risco de liquidez, enquanto bancos mais eficientes tendem a assumir maiores riscos de crédito e insolvência,

mas exibem maior robustez em termos de liquidez e capital. De forma complementar, Saha e Dutta (2021) apontam a existência de não linearidades e heterogeneidade por nível de renda no nexos entre inclusão financeira, competição, concentração e estabilidade, o que sugere cautela ao extrapolar efeitos pró-competitivos como universalmente estabilizadores.

No contexto das economias emergentes, Moraes et al. (2021) indicam que a elevada concentração bancária tende a limitar o desenvolvimento financeiro ao reduzir a competitividade, reforçando a relevância de políticas que estimulem a concorrência como instrumento para promover estabilidade financeira e crescimento econômico.

A literatura também explora a relação entre competição e eficiência bancária, com diversos estudos apontando associações positivas entre essas variáveis, geralmente estimadas por meio de fronteiras estocásticas e testes de causalidade de Granger. Em termos institucionais, o Global Financial Development Report (World Bank, 2013) sustenta que a América Latina apresenta maior competitividade bancária em relação a outras regiões em desenvolvimento e recomenda que o Estado atue no sentido de ampliar a contestabilidade do mercado. Contudo, Coccorese (2014) ressalta que, entre 1994 e 2012, as margens dos bancos brasileiros, medidas pelo índice de Lerner, permaneceram consistentemente acima da média global, indicando desafios persistentes em termos de eficiência e competitividade. Evidência mais recente também sugere que medidas estruturais de concentração (como CRk e HHI) e medidas não estruturais de concorrência (como o índice de Lerner) podem capturar dimensões distintas do ambiente competitivo, como documentado por Yuanita (2019) no contexto do processo de consolidação bancária na Indonésia.

3.2 Literatura Nacional

A literatura brasileira sobre competição no setor bancário distingue-se da estrangeira ao focar na evolução da competição, em vez de investigar amplamente a relação entre competição, concentração e variáveis econômicas adicionais. Os estudos sobre o Brasil comumente utilizam medidas de concentração para avaliar a estrutura do mercado, mas

essa revisão não irá se preocupar com medidas de concentração, dado que é fato estilizado o aumento da concentração no mercado bancário brasileiro nas últimas duas décadas. Para competição, três metodologias principais são mais adotadas no Brasil: a estatística H de Panzar e Rosse (1987), a abordagem de Bresnahan (1982) e Lau (1982), e a solução de jogos de Jaumandreu e Lorences (2002). Apenas Martins, Bortoluzzo e Lazzarini (2014) e os Relatórios Anuais de Economia Bancária do Banco Central do Brasil aplicam o índice de Lerner para avaliar a competição.

Os estudos nacionais indicam que, apesar da rejeição da hipótese de cartel no setor bancário, não há consenso sobre a tendência da competição. A estatística H revela variações: Araújo et al. (2005) identificam uma diminuição na competição entre 1997 e 2003, enquanto Sanches et al. (2009) apontam um aumento entre janeiro de 1999 e agosto de 2003. Já Nakane e Rocha (2010) indicam um aumento da competição de 2001 a 2008, com a configuração de concorrência perfeita, mas observam um retorno à concorrência monopolística em 2008-2009. Ferreira (2014), por sua vez, registra uma redução na competição entre 2001 e 2013. Contrariamente, Martins et al. (2014) mostram, pelo índice de Lerner, que a competição aumentou após a crise de 2008. Os relatórios do banco central indicam uma redução do índice de Lerner para o mercado bancário entre 2000 e 2010, uma redução entre 2010 e 2020 e um retomada da redução a partir de 2020.

Os Relatórios anuais de Economia Bancária do Banco Central do Brasil (2017, 2018, 2019, 2020, 2021, 2022, 2023), indicam que a concorrência, medida pelo índice de Lerner, permaneceu estável para o mercado bancário entre 2000 e 2016, uma redução da concorrência entre 2016 e 2020 para níveis historicamente baixos e uma retomada do aumento da concorrência a partir de 2020. O índice de Boone confirma um ambiente competitivo, sugerindo que a participação de mercado é sensível às variações nos custos marginais das instituições, com as de menor custo ganhando participação.

Entretanto Hordones e Sanvicente (2020) mostram que o setor bancário brasileiro apresenta elevada concentração, spreads altos e taxas de juros elevados, sendo o menos competitivo da América Latina, ainda que não encontrem relação significativa entre concentração e lucratividade. E Zeidan (2020) argumenta, a partir de uma revisão sistemática da literatura, que a baixa competição é o único determinante comum e estatisticamente robusto associado ao elevado custo do crédito no Brasil. De fato, Divino

e Silva (2017), ao aplicarem a estatística H de Panzar e Rosse para o período de 1994 a 2012, mostram que especificações sensíveis à escala e à sazonalidade podem induzir falsos sinais de concorrência, sendo que, em modelos ajustados, o setor bancário brasileiro revela um ambiente predominantemente não competitivo, com elevado poder de mercado dos grandes bancos e poder intermediário dos bancos inferir que a literatura nacional e internacional aponta a existência de competição no mercado bancário brasileiro, mas não tão intensa quando comparada ao setor bancário de outros países, especialmente em uma região marcada pela alta competição como a América Latina, o que tem contribuído para o alto custo de crédito no Brasil.

4 Metodologia

4.1 Base de dados

Este estudo examina a concorrência no setor bancário brasileiro entre junho de 2003 e dezembro de 2023, usando dados contábeis de bancos similares para evitar problemas de heterogeneidade operacional, uma vez que a análise se baseia na metodologia de fronteira estocástica para estimar o índice de Lerner. Esta metodologia permite a avaliação da eficiência ao comparar o desempenho dos bancos com uma fronteira de produção eficiente construída a partir dos dados de insumos e produtos das instituições, mas exige que os bancos analisados sejam operacionalmente similares. Assim, para garantir que os bancos comparados compartilhem processos operacionais semelhantes, foi utilizada uma combinação de métodos de agrupamento hierárquico e não-hierárquico, especificamente o método de Ward, ajustado conforme Aaker et al. (2001), e o k-médias, com base na distância euclidiana e validados pelo método da silhueta proposto por Rousseeuw (1987).

Como nosso interesse é calcular a concorrência entre as instituições que competiram ativamente no mercado de crédito durante o período de expansão do crédito no Brasil, expandindo, portanto, não apenas sua carteira de crédito, mas também de depósitos e clientes, foram utilizados os seguintes indicadores: (i) o valor da carteira de crédito do banco somado ao valor carteira de arrendamento mercantil divididos pelo total dos ativos; (ii) a soma dos depósitos à vista com os depósitos de poupança divididos pelos os

depósitos totais; e (iii) a soma do número de agências com o número de postos de atendimento. Todos os indicadores foram normalizados entre 0 e 1 para que todas as variáveis contribuam igualmente para os cálculos de distância. Também foram excluídas da amostra as instituições que apresentavam valores nulos ou negativos para ativos, depósitos e/ou receitas.

A seleção de bancos indicou sete clusters, cujos resultados estão nas Tabelas 1 e 2.

Tabela 1 – Centroides K-médias

<i>Clusters</i>	Crédito + Arrendamento Mercantil / Ativo Total	Dep. à vista + Dep. De Poupança / Dep. Totais	Agencias + Atendimento
1	84%	1%	1
2	2%	1%	2
3	45%	3%	4
4	66%	44%	5
5	67%	23%	7
6	35%	78%	68
7	33%	31%	176

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do BCB (2025)

Tabela 2 – Centroides Ward

<i>Clusters</i>	Crédito + Arrendamento Mercantil / Ativo Total	Dep. à vista + Dep. De Poupança / Dep. Totais	Agencias + Atendimento
1	81%	1%	1
2	3%	1%	2
3	40%	2%	3
4	72%	37%	5
5	58%	22%	18
6	32%	88%	18
7	39%	51%	208

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do BCB (2025)

As 10 maiores instituições financeiras em ativos estão nos clusters 3 e 7 do k-médias e 5 e 7 do Ward. Assim foram selecionadas todas as instituições destes clusters.

A amostra selecionada é um painel desbalanceado de 943 instituições bancárias, que, em dezembro de 2023, totalizaram 79% dos ativos e 84% dos depósitos das instituições

fiscalizadas pelo banco central, ou seja, de todos os bancos (comerciais, de investimento, de desenvolvimento e múltiplos), cooperativas de crédito, instituições não-bancárias atuantes nos mercados de crédito e de capital e instituições de pagamento. Os dados primários foram extraídos do site do Banco Central do Brasil (BCB, 2025).

4.2 Cálculo da concentração

Conforme a definição de Resende e Boff (2002) optou-se por utilizar quatro medidas de concentração: a razão de concentração das três e das cinco maiores firmas, o índice HHI e o índice de entropia de Theil, descritos abaixo.

A razão de concentração informa a parcela das k maiores firmas na indústria, conforme:

$$CR_k = \sum_{i=1}^k X_i/X, \text{ sendo } X = \sum_{i=1}^n X_i \quad (1)$$

- Onde,
- X_i = informação disponível sobre a firma i (quantidade produzida e vendas, por exemplo);
- n = total de firmas na indústria.
- O índice HHI é dado por:

$$HHI = \sum_{i=1}^n s_i^2, \text{ sendo } s_i = X_i/X \quad (2)$$

Onde as notações são as mesmas usadas na equação (1).

Segundo o *Federal Trade Commission* e o *Department of Justice*, dos EUA, uma indústria é classificada pelo HHI nas seguintes categorias³:

- $HHI > 0,18$ = indústria altamente concentrada

³ Ver U.S. Department of Justice e Federal Trade Commission (2010).

- $0,10 < \text{HHI} < 0,18$ = indústria moderadamente concentrada
- $\text{HHI} < 0,10$ = indústria não concentrada

Estes mesmos patamares são utilizados pelo Banco Central do Brasil conforme o Comunicado Nº 22.366/2012-BCB.

E por fim o índice de entropia de Theil é dado por:

$$T' = -1/\ln(n) \times \sum_{i=1}^n s_i \ln(s_i) \quad (3)$$

Onde as notações são as mesmas usadas nas equações (1) e (2). No índice de Theil quanto menor o índice mais concentrado é o mercado.

A concentração foi calculada para o ativo total, receitas líquidas totais e depósitos totais, considerando que a indústria é formada apenas pelos bancos da amostra.

4.3 Estimação da competição

4.3.1 Estatística H

Como visto anteriormente os dois indicadores mais utilizados pela literatura para medir a competição são a estatística-H de Panzar e Rosse (1987) e o índice de Lerner.

A estatística-H pode ser avaliada em um único período ou em vários períodos formando um painel. Caso seja do interesse do pesquisador avaliar mais de um período as preocupações e vieses usuais de estimação com dados de painel devem ser considerados, além da influência das variáveis macroeconômicas.

Conforme apurado por Bikker, Shaffer e Spierdijk (2012) na literatura internacional a especificação mais comumente utilizada é dada por Bikker e Haaf (2002) que estimam a seguinte equação:

$$\ln TR_{it} = c + \sum_{k=1}^3 \beta_k \ln W_{k,it} + \sum_{u=1}^4 \lambda_u \ln Z_{u,it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Onde,

TR = razão da receita total pelo ativo total;

$W_{k,it}$ = Preço do insumo k da empresa i no período t;

W_1 = despesas administrativas sobre o ativo permanente;

W_2 = despesas de pessoal sobre o ativo total;

W_3 = despesas de intermediação financeira sobre os depósitos totais;

$Z_{u,it}$ = Variável de controle u da empresa i no período t (as variáveis de controle representam outros fatores que afetam receita da empresa além do preço dos insumos);

Z_1 = disponibilidade e aplicações interfinanceiras sobre os depósitos a vista;

Z_2 = operações de crédito e outros créditos menos PCLD sobre ativo total;

Z_3 = patrimônio líquido sobre ativo total;

Z_4 = ativo total; e

ε_{it} = erro aleatório da empresa i no período.

Esta especificação é diferente da usada por Nakane e Rocha (2010) que tem como variável dependente a receita total e utiliza o número de funcionários e o número de agências para dividir a despesa de pessoal e as despesas administrativas respectivamente, além de adotar outras variáveis de controle. Apesar disso, os resultados encontrados não foram significativamente diferentes, de forma que se optou pela especificação mais usada internacionalmente. Vale salientar que Bikker et. al. (2006) argumentam que o uso da variável dependente “receitas totais” como proporção dos ativos bancários, ou de outra variável que seja influenciada pela escala do banco, pode resultar em um viés na estimativa do poder de mercado e que tal viés é no sentido de superestimar o grau de concorrência. Porém a estimação do modelo de Bikker e Haaf (2002) modificado com a variável dependente sendo a receita total também não gerou resultados significativamente diferentes, de forma que se decidiu manter a especificação clássica.

A receita total utilizada foi a soma da receita de intermediação financeira, receita de prestação de serviços e das outras receitas operacionais.

A estatística H é dada por:

$$H = \sum_{k=1}^n \beta_k \quad (5)$$

A estatística H implica três possibilidades sobre a situação concorrencial do mercado:

- $H \leq 0$: Equilíbrio de monopólio ou cartel perfeito
- $H \geq 1$: Equilíbrio competitivo com livre entrada
- $0 < H < 1$: Equilíbrio com competição monopolista

4.3.2 Índice de Lerner

Para o cálculo do índice de Lerner, tradicionalmente é estimado o custo total e, conseqüentemente, o custo marginal, e com base nele tem-se o índice, definido como a diferença entre o preço e custo marginal dividida pelo próprio preço.

A partir de Coccoresse (2014), pode-se fazer a especificação tradicional para a estimação do custo total no setor bancário como função de custo trans-logarítmica:

$$\begin{aligned} \ln TC_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln Q_{it} + \sum_{h=1}^3 \alpha_h \ln W_{hit} + 1/2 \sum_{h=1}^3 \sum_{k=1}^3 \alpha_{hk} \ln W_{hit} \ln W_{kit} \\ & + \sum_{h=1}^3 \alpha_{Qh} \ln Q_{it} \ln W_{hit} + \alpha_{PL} \ln PL_{it} + 1/2 \alpha_{PLPL} (\ln PL_{it})^2 \\ & + \sum_{h=1}^3 \alpha_{PLh} \ln PL_{it} \ln W_{hit} + \alpha_{PLQ} \ln PL_{it} \ln Q_{it} + \alpha_T T + 1/2 \alpha_{TT} T^2 \\ & + \sum_{h=1}^3 \alpha_{TQ} T \ln W_{hit} + \alpha_{TQ} T \ln Q_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

Onde;

i = banco i; t = período t;

TC_{it} = total de custos do banco i no período t;

Q_{it} = produto produzido pelo banco i no período t (Ativo total, crédito líquido ou algum outro para o qual se queira medir a eficiência);

W_{hit} = preço dos insumos ($h = 1,2,3$, i.e. depósitos, trabalho e capital);

T = tendência temporal;

PL = total do patrimônio líquido (ou algum outro fator que possa afetar o custo);

O custo marginal é dado pela derivada da equação (6) pela quantidade produzida e o preço tradicionalmente é dado pela razão entre o total de receitas e total de ativos que rendem juros. O patrimônio líquido é incluído, porque a capitalização do banco influencia as demais variáveis. Alguns artigos usam outras variáveis, como a razão do patrimônio líquido e o ativo total ou a razão entre a provisão para créditos de liquidação duvidosa e o ativo total.

Porém Kumbhakar et al. (2012) deriva uma formulação alternativa para o índice de Lerner através do modelo de fronteira estocástica sugerido por Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Meeusen e Van den Broeck (1977), como será demonstrado a seguir.

Partindo da definição tautológica que custo marginal (Cmg) é $Cmg_{it} = \partial TC_{it} / \partial Q_{it}$, e que a condição de equilíbrio de longo prazo para uma firma é que ela pratique preços maiores ou iguais ao seu custo marginal, podemos escrever:

$$P \geq \partial TC_{it} / \partial Q_{it} \quad (7)$$

Se multiplicarmos ambos os termos de (7) pela razão entre a quantidade Q_{it} e o custo total TC_{it} , teremos:

$$\frac{P_{it} Q_{it}}{TC_{it}} \geq \frac{\partial TC_{it}}{\partial Q_{it}} \frac{Q_{it}}{TC_{it}} \quad (8)$$

Simplificando:

$$\frac{TR_{it}}{TC_{it}} \geq \frac{\partial \ln TC_{it}}{\partial \ln Q_{it}} \quad (9)$$

Onde TR_{it} é a receita total.

A equação (9) indica que a condição de equilíbrio de longo prazo é que uma firma deverá manter a razão entre o total de receitas (TR_{it}) e o total de custos (TC_{it}) maior igual a elasticidade do custo total em relação a quantidade produzida. Logo a elasticidade do custo total em relação a quantidade produzida é o nível mínimo que a razão TR/TC pode alcançar, ou seja, sua fronteira. Pela metodologia de fronteira estocástica esta fronteira é dada por:

$$RC_{it} = \frac{\partial \ln TC_{it}}{\partial \ln Q_{it}} + v_{it} + u_{it} \quad (10)$$

Onde; RC_{it} é a razão entre o total de receitas (TR_{it}) e o total de custos (TC_{it}); v_{it} é o erro aleatório e u_{it} é a variável aleatória não negativa que mede a ineficiência de custos.

Omitindo v_{it} para simplificar a notação, podemos reescrever (1.13) como:

$$\frac{P_{it}Q_{it}}{TC_{it}} \frac{\partial \ln Q_{it}}{\partial \ln TC_{it}} - 1 = u_{it} \frac{\partial \ln Q_{it}}{\partial \ln TC_{it}} \quad (11)$$

Que por sua vez, pode ser reescrita como:

$$\frac{P_{it} - MC_{it}}{MC_{it}} = \frac{u_{it}}{\frac{\partial \ln TC_{it}}{\partial \ln O_{it}}} \quad (12)$$

Onde o lado direito da equação representa o mark-up (θ).

Como $\ln TC_{it}$ é dado por (6) podemos substituir a derivada de (6) em relação a quantidade em (12). Porém para garantirmos a condição de homogeneidade linear dos preços dos insumos iremos primeiramente dividir o custo total e os preços dos insumos pelo preço de um dos fatores ($W1_{it}$), para depois fazer a derivada e substituir em (10). Executando estas operações temos:

$$RC_{it} = \alpha_q + \alpha_{qq} \ln Q_{it} + \sum_{h=2}^3 \alpha_h \ln W_{hit}/W_{1it} + \alpha_{Tq} T + \alpha_{PLq} \ln PL_{it} + v_{it} + u_{it} \quad (13)$$

Assim o mark-up (θ) da empresa i no período t é dado por:

$$\theta_{it} = \frac{u_{it}}{\alpha_q + \alpha_{qq} \ln Q_{it} + \sum_{h=2}^3 \alpha_h \ln W_{hit}/W_{1it} + \alpha_{Tq} T + \alpha_{PLq} \ln PL_{it}} \quad (14)$$

E o índice de Lerner é igual a:

$$LERNER_{it} = \theta_{it}/1 - \theta_{it} \quad (15)$$

Nossa estratégia empírica começa com a estimação da Equação 13 por máxima verossimilhança. Os parâmetros resultantes e u_{it} são então substituídos na Equação 14 para gerar θ_{it} . Em seguida, calcula-se o índice de Lerner_{it} por meio da Equação 15.

Neste artigo a receita total, W_1 , W_2 e W_3 do índice Lerner são os mesmos da estatística H , Q_{it} é o ativo total deduzido do ativo permanente e o custo total é a soma da despesa de intermediação financeira, despesa de pessoal, outras despesas administrativas, despesas tributárias e outras despesas operacionais. Assume-se que a variável u_{it} tem distribuição meio-normal. Coccorese (2014) utiliza, na estimação da equação (13), como produto o saldo das operações de crédito. Entretanto o produto utilizado neste trabalho, ativo total deduzido do ativo permanente, captura melhor o poder de mercado dos bancos nos diversos segmentos de mercado onde atuam. As receitas e despesas dos bancos não são exclusivas das operações de crédito, logo o produto utilizado se aproxima mais do que um banco efetivamente produz. Brock e Rojas-Suarez (2000) utilizam um argumento similar para defender que as medidas amplas de mensuração do spread são superiores as medidas específicas que consideram apenas o crédito e os depósitos. Também foi estimado o modelo usando apenas o crédito como produto e os resultados não foram significativamente diferentes.

Cabe ressaltar que o uso de metodologias de construção de fronteira para a derivação do custo marginal tem se expandido na literatura, com Fukuyama e Tan (2022) estimando uma versão não paramétrica do índice de Lerner via Análise de Envoltória de Dados (DEA – *Data Envelopment Analysis*).

4.4 Determinantes da competição

A estimação dos determinantes da competição para a estatística-H é viável com o uso de variáveis de controle. Nas formulações apresentadas anteriormente, já são incluídas variáveis normalmente utilizados, como: disponibilidade e aplicações interfinanceiras sobre os depósitos à vista; operações de crédito e outros créditos menos PCLD sobre o ativo total; patrimônio líquido sobre ativo total; e o ativo total para a estatística-H.

Assim podemos incluir outras variáveis foram para captar outros efeitos, permitindo uma melhor compreensão dos determinantes da competição. Neste artigo foram utilizadas as seguintes variáveis adicionais:

- Variação real do Produto Interno Bruto (PIB) no semestre: reflete o nível de atividade econômica, podendo impactar a demanda por serviços bancários.
- Concorrência no Setor Bancário medida pelo HHI: representa fatores estruturais da competição.
- *Dummy* para Grandes Bancos: grandes bancos podem praticar margens maiores devido ao seu poder de mercado, que lhes permite reduzir custos operacionais por economia de escala e influenciar as condições do mercado, oferecendo menos alternativas competitivas aos clientes.
- *Dummy* para Bancos Públicos: bancos públicos podem simular maior competição, praticando margens menores para reduzir o custo do crédito.
- *Dummy* para Bancos Estrangeiros: a entrada desses bancos pode aumentar a competição, ao operarem com margens reduzidas por custos de captação mais baixos no exterior.

No índice de Lerner a estratégia é comparar o média do índice por segmento e/ou instituição individual de forma a avaliar o efeito do tipo de controle sobre o poder de mercado.

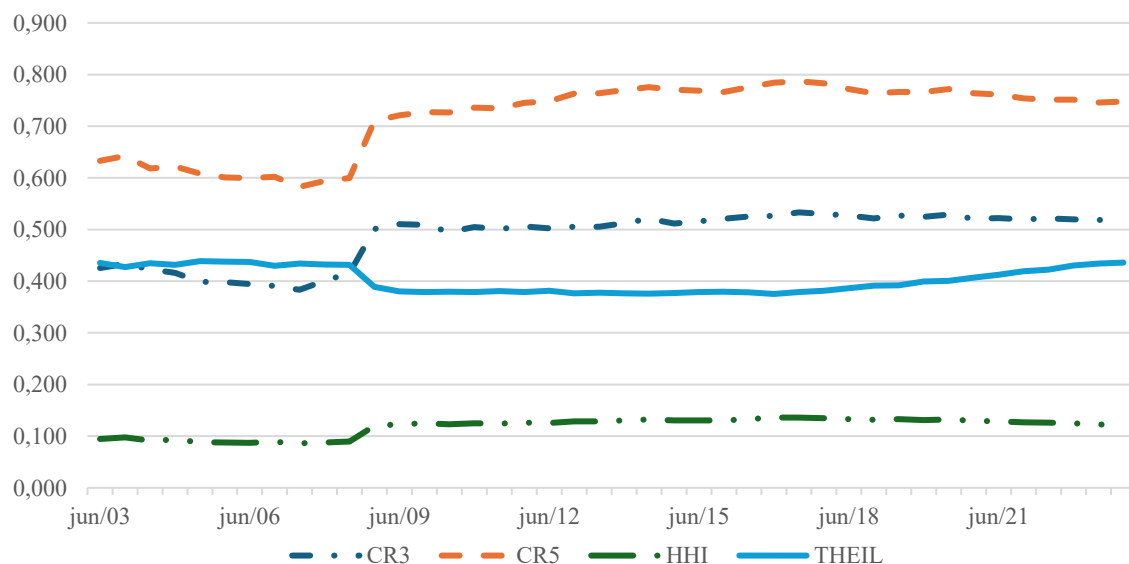
5 Resultados

5.1 Concentração

Os Gráficos 1, 2 e 3, a seguir, apresentam os índices de concentração calculados para o setor bancário em relação ao total de ativos, depósitos e receitas.

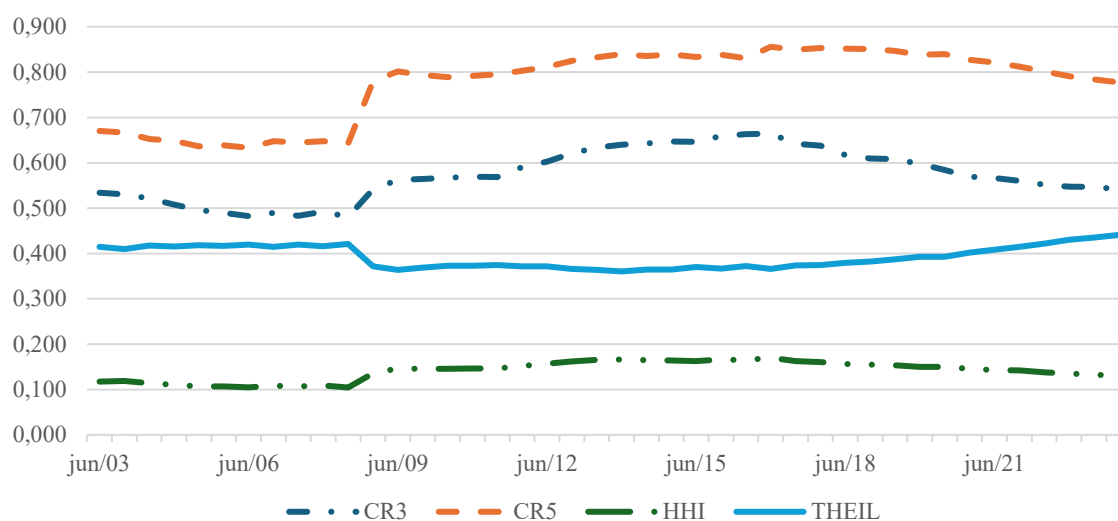
Pode-se observar que não houve diferenças grandes ao calcular a concentração em relação aos ativos, depósitos ou receitas. Nota-se também que, uma vez que o mercado relevante foi definido pela seleção da amostra, todos os diferentes indicadores adotados puderam captar de forma adequada a variação da concentração no setor bancário.

Gráfico 1 – Evolução da concentração no setor bancário – Ativo Total – jun/03 a dez/23



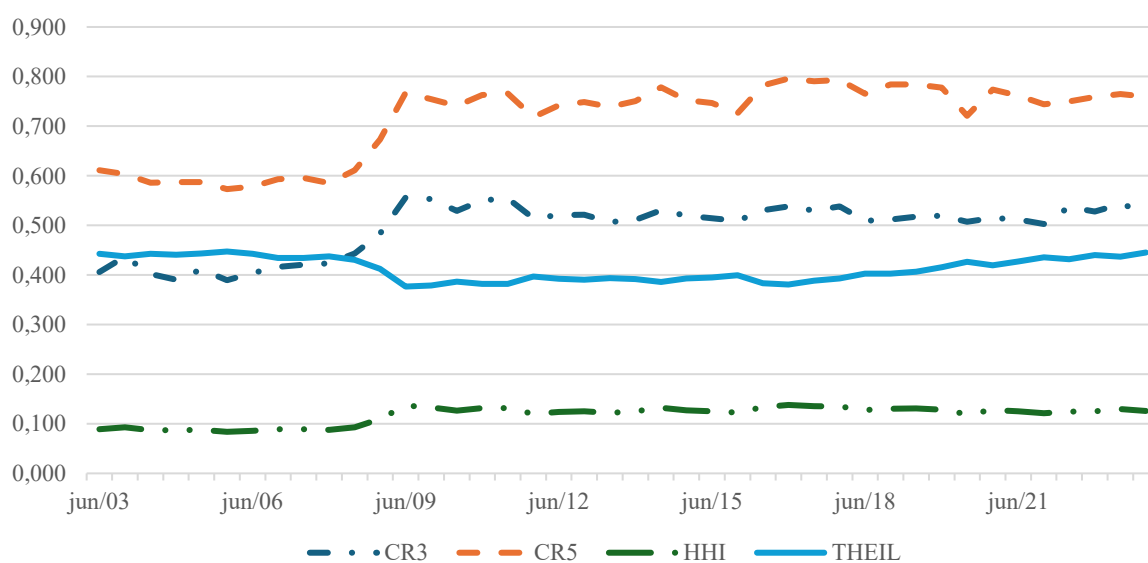
Fonte: Elaboração própria com base em dados do BCB (2025).

Gráfico 2 – Evolução da concentração no setor bancário – Depósitos – jun/03 a dez/23



Fonte: Elaboração própria com base em dados do BCB (2025).

Gráfico 3 – Evolução da concentração no setor bancário – Receita – jun/03 a dez/23



Fonte: elaboração própria com base em dados do BCB (2025).

Com relação à evolução dos índices de concentração notam-se dois períodos de relativa estabilidade com uma clara quebra na série de dados em dezembro de 2008 que marca a fusão entre o Itaú e Unibanco. Porém, mesmo após 2008 observa-se uma fraca tendência à concentração principalmente em relação aos depósitos, devido tanto a fusões e aquisições de menor porte quanto ao crescimento orgânico dos bancos maiores.

Cabe ressaltar que houve uma mudança de patamar com a fusão do Itaú com o Unibanco, ou seja, um mercado que anteriormente apresentava poucas evidências de que a grau de concentração estava em um nível inadequado passou a atrair mais preocupação. Entretanto, mesmo com a mudança de patamar o limite de 0,18 para o HHI não foi ultrapassado, permanecendo como uma estrutura moderadamente concentrada.

5.2 Competição

5.2.1 Estatística H

O cálculo da estatística H tem duas dimensões. A primeira dimensão é do período de análise inteiro, ou seja, de junho de 2003 a dezembro de 2023. Para esse período todas as questões levantadas na metodologia sobre dados de painéis foram avaliadas. A segunda dimensão são os dados de corte transversal semestre a semestre, também acompanhados dos testes das hipóteses mencionadas acima.

A Tabela 3 mostra os resultados para a estatística H para a primeira dimensão, assim como o intervalo de confiança normal bilateral de 95%. O modelo da equação (4) foi estimado usando diversas especificações e métodos de estimação. Primeiramente foi estimada a equação (4) pura. Depois se estimou a estatística-H usando dummies temporais e utilizando o PIB e o HHI como variáveis de controle.

Como pode-se observar, a conduta dos bancos da amostra no período de análise é compatível com a concorrência monopolista, com a hipótese de cartel e a hipótese de concorrência perfeita rejeitadas para todas as especificações do modelo. Logo os bancos brasileiros competiram ativamente entre junho de 2003 e dezembro de 2023, porém existe algum poder de mercado causado possivelmente pela estratégia de diferenciação do serviço. Vale salientar que, no longo prazo, este padrão concorrencial tem pouca diferença em relação concorrência perfeita, sendo simplesmente caracterizado por uma maior heterogeneidade do produto produzido e um grande grau de concorrência não baseada nos preços.

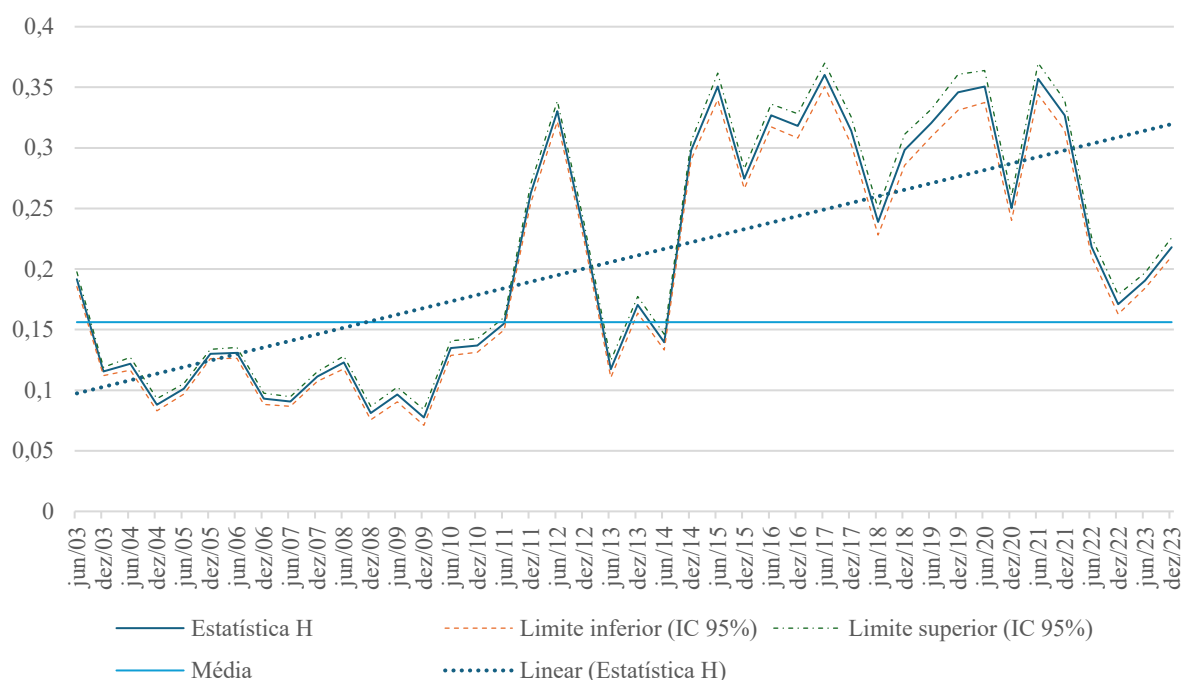
Tabela 3 - Estatística H junho/2003 a dezembro/2023

Modelo	Estatística H	Limite Inferior (IC 95%)	Limite Superior (IC 95%)
Sem Variáveis de Controle			
MQO Agrupado	0,1561	0,1550	0,1573
Efeitos Fixos	0,1306	0,1303	0,1309
Efeitos Aleatórios	0,1321	0,1320	0,1322
Com PIB e HHI como variáveis de controle			
MQO Agrupado	0,1525	0,1521	0,1528
Efeitos Fixos	0,1291	0,1288	0,1294
Efeitos Aleatórios	0,1305	0,1302	0,1308
Com <i>dummies</i> temporais			
MQO Agrupado	0,1418	0,1414	0,1422
Efeitos Fixos	0,1151	0,1148	0,1154
Efeitos Aleatórios	0,1167	0,1165	0,1170

Fonte: Elaboração própria com base em dados do BCB (2025)

Em relação aos dados de corte transversal semestre a semestre, os resultados se encontram no Gráfico 4, ilustrando a variação da estatística H com dados de corte transversal semestre a semestre. Até junho de 2012 observa-se uma tendência de crescimento da competição, com uma queda entre dezembro de 2012 e junho de 2014. A partir de junho a competição muda de patamar, vai se intensificando fortemente até dezembro de 2021, com forte variação no período. Nos últimos anos observamos uma redução da competição. Este resultado indica que a competição acompanhou, em certo grau, o ciclo macroeconômico, sendo maior nos períodos de redução do ritmo de crescimento, o que pode indicar que, quando a economia está crescendo, há menor pressão de competição por preços. Entretanto, quando a renda está deprimida, as instituições financeiras são obrigadas a competirem mais ativamente para atrair os clientes.

Gráfico 4 –Evolução da competição no setor bancário Estatística H - junho/2003 a Dezembro/2023



Fonte: Elaboração própria com base em dados do BCB (2025)

Por fim, apresentamos a análise dos determinantes da competição bancária na Tabela 4. Primeiramente, vale ressaltar que a escolha de um modelo que inclui variáveis dummies impede o uso do modelo de efeitos fixos, que seria o mais adequado de acordo com os testes de Hausmann. No entanto, conforme observado na referida tabela, não foram encontradas diferenças significativas na Estatística H entre os modelos de efeitos fixos, efeitos variáveis ou o modelo de mínimos quadrados agrupados. Em relação aos determinantes da competição, os resultados indicam uma relação inversa e estatisticamente significativa entre o PIB e o “preço”, representado pela razão entre receita total e ativo total.

A concentração, medida pelo Índice de Herfindahl-Hirschman (HHI), não apresentou uma relação estatisticamente significativa com o preço, o que constitui uma evidência contrária à hipótese do modelo estrutura-conduta-desempenho no setor bancário. Esse resultado era esperado, visto que a concentração variou pouco ao longo do período analisado, conforme demonstrado nos Gráficos 1 a 3.

No que diz respeito ao tamanho dos bancos, observa-se que as instituições de grande porte (Banco do Brasil, BNDES, CEF, Bradesco, Itaú, Unibanco e Santander) tendem a cobrar taxas mais altas, possivelmente devido à sua atuação em segmentos de crédito com juros elevados, como o crédito de cartão, crédito pessoal não-consignado e cheque especial. Essa relação é positiva e estatisticamente significativa.

Um ponto relevante é o comportamento dos bancos públicos. Quando analisados isoladamente na regressão, esses bancos apresentam uma relação positiva e estatisticamente significativa com o preço, indicando que encarecem o crédito. No entanto, ao incluir a variável dos grandes bancos, essa relação perde significância estatística, sugerindo que os bancos públicos atuam de forma semelhante às grandes instituições privadas. Ainda assim, o coeficiente dos bancos públicos é aproximadamente metade do coeficiente dos grandes bancos quando avaliamos estas variáveis isoladamente, indicando que, embora sejam grandes, suas taxas são inferiores às dos bancos privados de mesmo porte. Cabe ressaltar que este resultado pode estar influenciado pela presença do BNDES no grupo dos bancos públicos, reduzindo o coeficiente dos bancos públicos.

Por fim, em relação ao controle estrangeiro, os resultados confirmam a hipótese de Paula (2004), indicando que a atuação dos bancos estrangeiros no Brasil não difere significativamente da dos bancos locais, uma vez que sua relação com o preço não é estatisticamente significativa.

Tabela 5 – Avaliação dos determinantes da competição – Estatística H – jun/03 a dez/23.

Variáveis Explicativas		Com PIB e HHI como var. de controle					Com <i>dummies</i> temporais				
constant e	Coeficient e	0,9966	1,0030	1,0147	1,0039	0,9927	-	-	-	-	-
	p-valor	0,0003	0,0003	0,0002	0,0003	0,0003	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
LNW1	Coeficient e	0,0200	0,0200	0,0200	0,0200	0,0200	0,0162	0,0161	0,0161	0,0161	0,0162
	p-valor	0,0001	0,0002	0,0002	0,0002	0,0001	0,0018	0,0018	0,0019	0,0018	0,0018
LNW2	Coeficient e	0,0669	0,0669	0,0669	0,0669	0,0669	0,0668	0,0668	0,0668	0,0668	0,0668
	p-valor	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
LNW3	Coeficient e	0,0437	0,0436	0,0437	0,0437	0,0437	0,0339	0,0339	0,0339	0,0339	0,0339
	p-valor	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Estatística-H		0,1306	0,1305	0,1305	0,1305	0,1306	0,1169	0,1168	0,1167	0,1168	0,1169

Variáveis Explicativas		Com PIB e HHI como var. de controle					Com <i>dummies</i> temporais				
LNZ1	Coefficient e	0,0008	0,0008	0,0008	0,0008	0,0008	0,0005	0,0005	0,0006	0,0005	0,0005
	p-valor	0,7421	0,7412	0,7330	0,7348	0,7364	0,8340	0,8326	0,8299	0,8326	0,8351
LNZ2	Coefficient e	0,0833	0,0834	0,0832	0,0833	0,0833	0,0894	0,0894	0,0892	0,0894	0,0895
	p-valor	0,0065	0,0065	0,0066	0,0065	0,0065	0,0041	0,0041	0,0042	0,0041	0,0041
LNZ3	Coefficient e	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	p-valor	0,0164	0,0164	0,0164	0,0164	0,0164	0,0192	0,0193	0,0193	0,0193	0,0192
LNZ4	Coefficient e	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	p-valor	0,0698	0,0695	0,0690	0,0695	0,0700	0,0659	0,0654	0,0647	0,0654	0,0662
LNPIB	Coefficient e	-	-	-	-	-					
	p-valor	0,4118	0,4138	0,4163	0,4135	0,4103					
LNHHI	Coefficient e	-	-	-	-	-					
	p-valor	0,0001	0,0004	0,0004	0,0002	0,0715					
G_B	Coefficient e	0,3663				0,3278	0,3367				0,2953
	p-valor	0,0001				0,0017	0,0055				0,0133
B_Pub	Coefficient e		0,1717		0,1705	0,1036		0,1639		0,1641	0,1059
	p-valor		0,0286		0,0298	0,2106		0,0593		0,0595	0,2094
B_Est	Coefficient e			-	-	-		0,0022	0,0028	0,0022	0,0022
	p-valor			0,0286	0,0283	0,0291		0,9656	0,9575	0,9654	0,9654
Hausman (p-valor)		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0001	0,0001	0,0002	0,0002
Média var. dependente		-2,3265									
D.P. var. dependente		0,4676									
Soma Resid. Quad.		3828,0 7	3838,0 1	3863,1 4	3839,6 9	3819,8 5	3574,5 5	3581,1 7	3600,6 1	3581,1 1	3566,2 3
E.P. da regressão		0,3945	0,3950	0,3963	0,3951	0,3941	0,3815	0,3819	0,3829	0,3819	0,3811

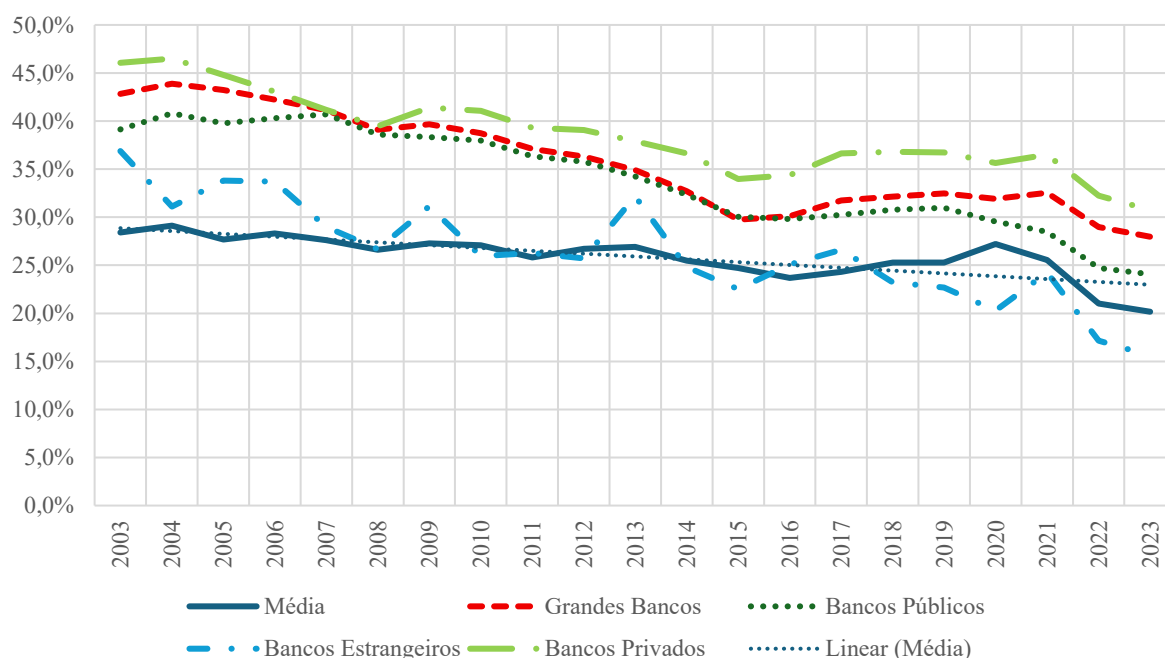
Fonte: Elaboração própria.

5.2.2 Índice de Lerner

O Gráfico 5 mostra a evolução da média por semestre do índice de Lerner para a amostra deste trabalho no período 2003/2023, considerando os seguintes agrupamentos de bancos: Grandes bancos, Bancos Públicos e Bancos Estrangeiros. Os resultados indicam uma queda do poder de mercado exercido pelos bancos no Brasil. Esse resultado vai ao encontro de Silva (2013) na análise do spread bancário no Brasil, onde o spread se reduziu, em média, de 49,7% em 2000 para 27,4% em 2013, nas operações com pessoas físicas e de 21,6% em 2000 para 13,7% em 2013, nas operações com pessoas jurídicas. É possível que a redução do spread seja, em parte, resultado da queda do poder de mercado.

De forma a avaliar o efeito da escala sobre o poder de mercado exercido pelos bancos, pode-se observar no Gráfico 5 a comparação da média ano a ano do índice de Lerner das instituições de grande porte no período analisado. O resultado reforçou que as grandes instituições têm mais poder de mercado que os demais bancos. Observa-se também que os bancos públicos apresentam comportamento próximo ao das instituições de grande porte, embora ainda inferior ao dos grandes bancos privados, diferentemente do observado na análise dos determinantes da estatística H. Ressalta-se, contudo, que esse resultado pode estar influenciado pela inclusão do BNDES no grupo dos grandes bancos públicos.

Gráfico 5 – Evolução do Índice de Lerner

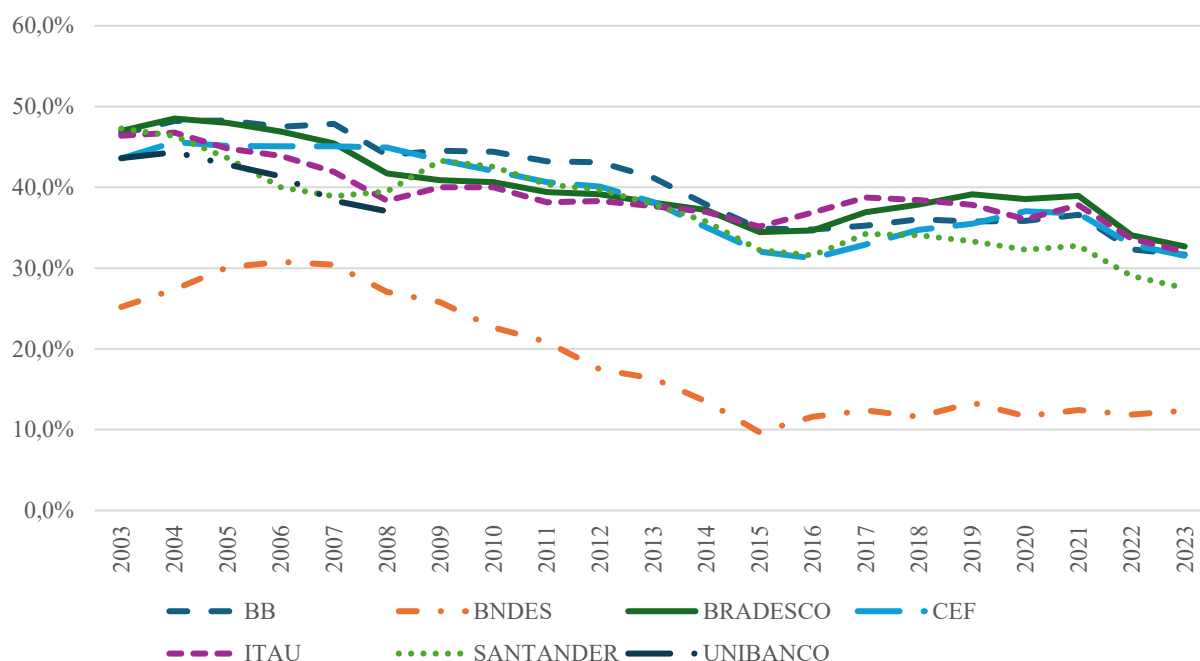


Fonte: Elaboração própria com base em dados do BCB (2025)

Assim, de forma a avaliar este resultado de maneira individualizada, o Gráfico 6 apresenta o índice de Lerner dos grandes bancos. Observa-se que, com exceção do BNDES, os grandes bancos públicos brasileiros praticam margens similares aos dos bancos privados, enquanto o Santander tem um menor poder de mercado no período mais recente. No caso do BNDES, os resultados indicam margens sistematicamente inferiores às dos demais bancos, refletindo sua atuação como banco público de desenvolvimento, cuja função institucional não está associada à maximização de margens de intermediação.

Adicionalmente, nota-se uma mudança no período mais recente, associada à substituição da TJLP pela TLP, aproximando parcialmente o custo de seus financiamentos às taxas de mercado.

Gráfico 6 – Evolução do Índice de Lerner – Grandes Bancos



Fonte: elaboração própria.

Por fim cabe ressaltar que tanto no gráfico 5 quanto no gráfico 6 todos os grupos e a média da amostra apresentaram uma tendência de queda no índice de Lerner.

6 Considerações finais

Este artigo analisou a evolução dos indicadores de concentração e da competição no mercado bancário brasileiro para uma amostra de 943 bancos de junho de 2003 a dezembro de 2023. Os indicadores de concentração usados foram a razão de concentração dos três maiores (CR3), dos cinco maiores (CR5), os índices HH e de Theil para o total de receitas, ativos e depósitos. Os indicadores de competição utilizados foram a estatística

H de Panzar e Rosse (1987) e o índice de Lerner conforme a especificação de Kumbhakar et al. (2012).

A concentração não variou muito no mercado bancário no período de junho de 2003 e junho de 2008 e no período de dezembro de 2008 e dezembro de 2023. Porém, houve uma elevação pontual considerável em dezembro de 2008 devido à fusão do Itaú com o Unibanco, o que fez com que o mercado se aproximasse de uma estrutura altamente concentrada.

Assim como na maior parte da literatura nacional, a estatística H indica que o mercado bancário brasileiro no período analisado se caracteriza por um regime de concorrência monopolística, rejeitando tanto a hipótese de concorrência perfeita quanto a de cartel (Nakane, 2002; Belaisch, 2003; Araújo, Jorge Neto e Ponce, 2005; Lucinda, 2010; Nakane e Rocha, 2010; Divino e Silva, 2017). As estimativas da estatística H apresentam variações ao longo do período analisado; contudo, tais variações devem ser interpretadas com cautela, uma vez que a formulação original da estatística H é essencialmente estática e as estimações em corte transversal realizadas semestre a semestre não são perfeitamente comparáveis ao longo do tempo. Adicionalmente, a literatura aponta que a estatística é sensível à especificação do modelo, à escala e a ajustes sazonais, de modo que diferenças nos valores estimados podem refletir escolhas de modelagem, e não necessariamente mudanças estruturais na intensidade da competição (Bikker et al., 2012; Divino e Silva, 2017). Nesse sentido, diferenças em relação a resultados anteriores, como os de Ferreira (2014), que mostra uma redução da competição, são mais bem compreendidas como reflexo de escolhas de especificação⁴ e amostra do que como evidência de trajetórias distintas de evolução da competição no setor bancário brasileiro. (2005).

O índice de Lerner apresentou uma tendência de queda de junho de 2003 a dezembro de 2023. Segmentando a amostra por controle de capital, o do índice de Lerner dos bancos

⁴ A especificação de Ferreira (2014) utiliza a razão das despesas administrativas e o total dos ativos menos as compensações financeiras para medir o custo do capital e razão das despesas operacionais menos as despesas administrativas sobre o passivo exigível a longo prazo para medir o custo de captação de recursos como em Araújo, Jorge Neto e Ponce (2005) e utiliza a a razão das despesas de pessoal sobre o número funcionários para medir o custo do trabalho como Nakane e Rocha (2010).

grandes foi o maior, refletindo seu maior poder de mercado. Os bancos públicos, com exceção do BNDES, não apresentaram comportamento diferente dos grandes bancos em relação ao índice de Lerner. Estes resultados contrariam as conclusões de Martins, Bortoluzzo e Lazzarini (2014) que concluíram que os bancos públicos apresentaram um índice de Lerner menor que os bancos privados tanto antes quanto após a crise de 2008 e que o índice de Lerner após a crise de 2008 foi menor do que antes da mesma.

Os resultados obtidos sugerem que a estratégia de abertura do mercado para aumentar sua contestabilidade é válida para reduzir as taxas de juros ao tomador final praticadas no Brasil. Esta estratégia de estímulo a contestabilidade depende da existência de uma relação positiva entre competição e eficiência. Porém, Jorge-Neto e Weishman (2006) encontraram uma relação negativa entre estas variáveis para o Brasil, e Fecher e Pestieau (1993) encontraram a mesma relação negativa para os países da OCDE e Weill (2003) para a União Europeia.

Por fim, para trabalhos futuros recomenda-se o uso de outras especificações para o índice de Lerner uma vez que temos diversas metodologias possíveis e as altas margens praticadas pelos bancos no Brasil são preocupantes. O aprofundamento dos estudos permitirá que tenhamos uma noção mais clara da tendência e do grau de concorrência no setor. Também é importante avaliar a relação entre competição, concentração e eficiência de forma a aferir se o estímulo à competição no mercado bancário pode ajudar a ampliar a eficiência do setor.

Referências

- Aaker, D. A., Kumar, V. e Day, G.S. 2001. *Pesquisa de Marketing*. São Paulo, Atlas.
- Aigner, D., Lovell, C. A. K. e Schmidt, P. 1977. “Formulation and estimation of stochastic frontier production function models”. *Journal of Econometrics* 6(1): 21-37. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(77\)90052-5](https://doi.org/10.1016/0304-4076(77)90052-5)
- Andries, A. M. e Capraru, B. 2014. “The nexus between competition and efficiency, The European banking industries experience”. *International Business Review* 23(3), 566-579. <https://doi.org/10.1016/j.ibusrev.2013.09.004>
- Anginer D., Demiguç-Kunt, A. e Zhu, M. 2014. “How does competition affect bank systemic risk?” *Journal of Financial Intermediation* 23(1): 1–26. <https://doi.org/10.1016/j.jfi.2013.11.001>
- Araújo, L. A. D., Jorge Neto, P. D. M. e Ponce D. A. S. 2005. “Competição e concentração entre os bancos brasileiros”. Anais do Encontro Nacional de Economia, ANPEC. Disponível em <https://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A084.pdf>. Acessado em 15/06/2025.
- Ariss, R. T. 2010. “On the implications of market power in banking: Evidence from developing countries“. *Journal of Banking & Finance* 34(4): 765-775. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2009.09.004>
- Banco Central do Brasil. 2017. *Relatório de Economia Bancária - 2017*. Brasília, Banco Central do Brasil.
- Banco Central do Brasil. 2018. *Relatório de Economia Bancária - 2018*. Brasília, Banco Central do Brasil
- Banco Central do Brasil. 2019. *Relatório de Economia Bancária - 2019*. Brasília, Banco Central do Brasil.
- Banco Central do Brasil. 2020. *Relatório de Economia Bancária - 2020*. Brasília, Banco Central do Brasil.
- Banco Central do Brasil. 2021. *Relatório de Economia Bancária - 2021*. Brasília, Banco Central do Brasil.
- Banco Central do Brasil. 2022. *Relatório de Economia Bancária - 2022*. Brasília, Banco Central do Brasil.
- Banco Central do Brasil. 2023. *Relatório de Economia Bancária - 2023*. Brasília, Banco Central do Brasil.

Belaisch, A. 2003. “Do Brazilian banks compete?” International Monetary Fund, Working Paper 03/113.

Bain, J. S. 1951. “Relation of profit rate to industry concentration: American manufacturing, 1936-1940”. *Quarterly Journal of Economics* 65(3): 293-324. <https://doi.org/10.2307/1882217>

Bain, J. S. 1956. *Barriers to New Competition, Their Character and Consequences in Manufacturing Industries*. Cambridge, MA, Harvard University Press.

Bain, J. S. 1959. *Industrial Organization*. New York, John Wiley & Sons.

BCB – Banco Central do Brasil. 2025. Estatísticas do Sistema Financeiro. Disponível em <https://www3.bcb.gov.br/ifdata>, acessado em 15/07/2025.

Berger, A. N., Demirgüç-Kunt, A., Levine, R., e Haubrich, J. G. 2004. “Bank concentration and competition: an evolution in the making”. *Journal of Money, Credit and Banking* 36(3),433-451. DOI: <https://doi.org/10.1353/mcb.2004.0040>

Bikker, J. e Haaf, K. 2001. “Measures of competition and Concentration”. *A Review of the Literature. Research Series Supervision* n. 27, De Nederlandsche Bank.

Bikker, J. e Haff, K. 2002. “Competition, concentration and their relationship: An empirical analysis of the banking industry”. *Journal of Banking & Finance* 26(11), 2191-2214. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(02\)00205-4](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(02)00205-4)

Bikker, J., Spierdijk, L. e Finnie, P. 2006. “Misspecification of the Panzar-Rosse model: Assessing competition in the banking industry”. De Nederlandsche Bank. Working Paper n. 114.

Bikker, J. e Spierdijk, L. 2008. “How banking competition changed over time”. Discussion Paper Series, Tjalling C. Koopmans Research Institute 8(4).

Bikker, J., Shaffer, S. e Spierdijk, L. 2012. “Assessing competition with the Panzar-Rosse model: The role of scale, costs, and equilibrium”. *Review of Economics and Statistics* 94(4), 1025-1044. https://doi.org/10.1162/REST_a_00210

Boone. 2008. J. “A new way to measure competition”. *The Economic Journal* 118(531): 1245-1261. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2008.02168.x>

Bresnahan, T. F., 1982. “The oligopoly solution concept is identified”. *Economics Letters* 10(1): 87-92. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(82\)90121-5](https://doi.org/10.1016/0165-1765(82)90121-5)

Brock, P. L. e Rojas-Suarez, L. 2000. Understanding the behavior of bank spreads in Latin America. *Journal of Development Economics* 63(1): 113-134. [https://doi.org/10.1016/S0304-3878\(00\)00102-4](https://doi.org/10.1016/S0304-3878(00)00102-4)

Casu, B. e Girardone. 2008. “Does competition lead to efficiency? The case of EU commercial banks“. University of Essex Discussion Paper n. 07-01.

Coccorese, P. 2014. “Estimating the Lerner index for the banking industry, a stochastic frontier approach“. *Applied Financial Economics* 24(2), 73-88. <https://doi.org/10.1080/09603107.2013.866202>

Divino, J. A. e Silva, R. S. 2017. “Banking competition in the Brazilian economy”. *Nova Economia*, 27(3): 393-419. <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/3094>

Fecher, F. e Pestifau, P. 1993. “Efficiency and competition in OECD financial services”. In Fried, H.O and Schmidt, S.S. (eds.) *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*. Oxford: Oxford University Press, p.374-385.

Ferreira, C. 2014. *Estrutura de Mercado da Indústria Bancária e Apetite ao Risco no Brasil, uma análise dos anos 2001 à 2013*. Dissertação de Mestrado. EESP/FGV. <https://repositorio.fgv.br/items/70afa6f9-ef83-42eb-9bd1-3cbe33b7d64e> Acessado em 15/07/2025.

Fukuyama, H. e Tan, Y. 2022. “A new way to estimate market power in banking”. *Journal of the Operational Research Society* 73(2): 445-453. <https://doi.org/10.1080/01605682.2020.1824555>

Fungacova, Z., Pessarossi, P. e Weill, L. 2013. “Is bank competition detrimental to efficiency? Evidence from China”. *China Economic Review* 27: 121-134. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2013.09.004>

Goddard, J., Molyneux, P. e Williams, J. 2014. “Dealing with cross-firm heterogeneity in bank efficiency estimates, Some evidence from Latin America”. *Journal of Banking & Finance* 40: 130-142. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.11.025>

Hause, J. C. 1977. “The measurement of concentrated industrial structure and the size distribution of firms”. *Annals of Economic and Social Measurement*, NBER 6(1): 73-107.

Hardones, C. e Sanvicente, A. Z. 2021. “Estrutura, poder de mercado e rentabilidade, evidências do setor bancário na América Latina”. *Revista Contabilidade & Finanças*,32(85): 126-142. <https://doi.org/10.1590/1808-057x202010490>

Jaymandreu, J. e Lorences, J. 2002. “Modelling price competition across many markets (An application to the Spanish loans market)”. *European Economic Review* 46(1): 93-115. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(01\)00085-X](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(01)00085-X)

Jimenez, G., Lopez, J. A., e Saurina, J. 2013. “How does competition affect bank risk-taking?” *Journal of Financial Stability* 9(2): 185-195. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2013.02.004>

Kasman, S. e Kasman, A. 2015. “Bank competition, concentration and financial stability in the Turkish banking industry”. *Economic Systems* 39(3): 502-517. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2014.12.003>

Kumbhakar, S. C., Baardsen, S. e Line, G. 2012. “A new method for estimating market power with an application to Norwegian sawmilling”. *Review of Industrial Organization* 40(2): 109-129. <https://doi.org/10.1007/s11151-012-9339-7>

Lau, L. J. 1982. “On identifying the degree of competitiveness from industry price and output data”. *Economics Letters* 10(1): 93-99. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(82\)90122-7](https://doi.org/10.1016/0165-1765(82)90122-7)

Lerner, A. P. 1934. “The concept of monopoly and the measurement of monopoly power”. *The Review of Economic Studies* 1(3): 157-175. <https://doi.org/10.2307/2967480>

Lucinda, C. 2010. “Competition in the Brazilian loan market, an empirical analysis”. *Estudos Econômicos* 40(4): 831-858. DOI: 10.1590/S0101-41612010000400004

Martins, T. S., Bortoluzzo, A. B. e Lazzarini, S. G. 2014. “Competição bancária: comparação dos comportamentos de bancos públicos e privados”. *RAC-Revista de Administração Contemporânea* 8: 86-108. <https://doi.org/10.1590/1982-7849rac20141876>

Mason, E. S. 1939. “Price and production policies of large-scale enterprise”. *American Economic Review* 29(1): 61-74.

Mason, E. S. 1949. “The current status of the monopoly problem in the United States”. *Harvard Law Review* 62(8): 1265-1285. <https://doi.org/10.2307/1336466>

Moraes, C. D., Antunes, J. e Coutinho, M. 2021. “What is the effect of banking concentration and competition on financial development?” *Journal of Economic Studies* 48(6): 1162–1176. <https://doi.org/10.1108/JES-03-2020-0140>

Meeusen, W. e Van Den Broeck, J. 1977. “Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error”. *International Economic Review* 18(2): 435-444. <https://doi.org/10.2307/2525757>

Nakane, M. I. 2002. “A test of competition in Brazilian banking”. *Estudos Econômicos* 32: 203-224. <https://doi.org/10.11606/1980-53573222min>

Nakane, M. I. e Rocha, B. 2010. “Concentração, concorrência e rentabilidade no setor bancário brasileiro, uma visão atualizada”. São Paulo, Tendências Consultorias Integradas. https://www.febraban.org.br/7Rof7SWG6qmyvwJcFwF7I0aSDf9jyV/sitefebraban/Concorr%Eancia_2010_02_08.pdf Acessado em 20/06/2025.

- Panzar, J. C. e Rosse, J. N. 1987. “Testing for monopoly equilibrium”. *The Journal of Industrial Economics* 35(4): 443-456. <https://doi.org/10.2307/2098582>
- Paula, L. F. 2004. “Determinantes e impactos da recente entrada de bancos europeus no Brasil”. *Economia* 30(2): 35-77. <https://doi.org/10.5380/re.v30i2.2013>
- Paula, L. F., Oreiro, J. L. e Basilio, F. A. C. 2013. “Estrutura do setor bancário e o ciclo recente de expansão do crédito, o papel dos bancos públicos federais”. *Nova Economia* 23(3): 473-520. <https://doi.org/10.1590/S0103-63512013000300001>
- Paula, L. F. e Alves Jr, A. J. 2020. “Comportamento dos bancos e ciclo de crédito no Brasil em 2003-2016, uma análise pós-keynesiana da preferência pela liquidez”. *Revista de Economia Contemporânea* 24(2): 1-32. <http://dx.doi.org/10.1590/198055272425>
- Resende, M. e Boff, H. 2002. “Concentração industrial”. In Kupfer, D. e Hasenclever, L. (org.). *Economia Industrial: fundamentos teóricos e práticas no Brasil*. Rio de Janeiro, Campus, p. 73-90.
- Rousseeuw, P. J. 1987. “Silhouettes, A graphical aid to the interpretation and validation of cluster analysis”. *Journal of Computational and Applied Mathematics* 20: 53–65. [https://doi.org/10.1016/0377-0427\(87\)90125-7](https://doi.org/10.1016/0377-0427(87)90125-7)
- Saches, F. A., Rocha, B. e Silva, J. C. D. 2009. “Estimating a theoretical model of state banking competition using a dynamic panel: The Brazilian case”. *Revista Brasileira de Economia* 63(1): 23-34. <https://doi.org/10.1590/S0034-71402009000100002>
- Serrano, F. e Summa, R. 2012. “A desaceleração rudimentar da economia brasileira desde 2011”. *Revista OIKOS* 11(2): 166-202.
- Silva, M. S. 2013. “Avaliação do processo de concentração-competição no setor bancário brasileiro”. In *Relatório de Economia Bancária e Crédito - 2013*, Banco Central do Brasil.
- Silva, A. e Santos, B. 2020. “The evolution and impact of fintechs in the Brazilian financial sector”. *Brazilian Journal of Financial Innovation* 6(2): 45-60.
- Soedarmono, W., Machrouh, F. e Tarazi, A. 2013. “Bank competition, crisis and risk taking, Evidence from emerging markets in Asia”. *Journal of International Financial Markets Institutions and Money*, 2: 196-221. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2012.09.009>
- Tan, Y. e Floros, C. 2018. “Risk, competition and efficiency in banking, Evidence from China”. *Global Finance Journal* 35: 223-236. <https://doi.org/10.1016/j.gfj.2017.12.001>
- Tsiritakis, E. 2017. “Competition and efficiency in EU banking”. *SPOUDAI Journal of Economics and Business*, 67: 3-25.

U.S. Department of Justice, Federal Trade Commission. 2010. *Horizontal Mergers Guidelines*. August.

Veronese, D. F. e Bertran, M. P. 2023. “Fintechs and traditional banks, Regulation, competition, and cooperation in Brazil”. *Revista Direito GV* 19: e2317. <https://doi.org/10.1590/2317-6172202317>

Weill, L. 2004. “On the relationship between competition and efficiency in the EU banking sectors”. *Kredit und Kapital*, 37(3): 329-352. <https://doi.org/10.3790/ccm.37.3.329>

Williams, J. 2012. “Efficiency and market power in Latin American banking”. *Journal of Financial Stability* 8(4): 263-276. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2012.05.001>

World Bank. 2013. *Global Financial Development Report 2013: Rethinking the role of the state in finance*. Washington, DC.

Zeidar, R. 2020. “Why is bank credit in Brazil the most expensive in the world?” *Brazilian Review of Finance* 18(4): 1–22. <https://doi.org/10.12660/rbfin.v18n4.2020.81507>

Yuanita, N. 2019. “Competition and bank profitability”. *Economic Structures* 8(31): 1-15. <https://doi.org/10.1186/s40008-019-0164-0>