

**ANÁLISE TEÓRICA-EMPÍRICA DA HIPÓTESE QUIT-LIFE NO SECTOR BANCÁRIO
ANGOLANO**

*THEORETICAL-EMPIRICAL ANALYSIS OF THE QUIT-LIFE HYPOTHESIS IN THE ANGOLAN
BANKING SECTOR*

*ANÁLISIS TEÓRICO-EMPÍRICO DE LA HIPÓTESIS QUIT-LIFE EN EL SECTOR BANCARIO
ANGOLEÑO*

*ANALYSE THEORIQUE ET EMPIRIQUE DE L'HYPOTHESE QUIT-LIFE DANS LE SECTEUR
BANCAIRE ANGOLAIS*

MANUEL MARIA DIAS

<https://orcid.org/0000-0001-8470-4272>

Doutor. Faculdade de Economia da Universidade José Eduardo dos Santos. Huambo. Angola
diasmanuel82@gmail.com

EURICO LIONJANGA CANGOMBE

Mestre. Faculdade de Economia da Universidade José Eduardo dos Santos. Huambo. Angola
euricolionjanga@gmail.com

DATA DA RECEPÇÃO: Março, 2023 | DATA DA ACEITAÇÃO: Maio, 2023

Resumo

O presente artigo tem como objectivo testar a hipótese *Quit-life* (QL) no sector bancário angolano. Para alcançar o objectivo, desenhou-se uma metodologia assente nos modelos econométricos. O custo e escala eficientes foram determinados a partir do modelo *Stochastic Frontier Analyse*, e, para testar a hipótese em análise, foram aplicados modelos com dados em painel. O teste *Hausman* mostrou que os modelos de efeitos aleatórios descrevem melhor os dados angolanos. Fazem parte da amostra do estudo 22 dos 29 bancos que operaram em Angola, no período entre 2007 e 2019. Os resultados mostram que o custo médio eficiente é de 0.77 nos 22 bancos estudados, e os mesmos operam na escala ineficiente de 0.74. Os resultados confirmam a hipóteses *Quiet-life* no sector bancário angolano, o que constitui um desafio tanto para os decisores políticos como para os gestores bancários.

Palavras-chave: Quiet-life; Eficiência; Concentração; Angola; Sector bancário.

Abstract

This article aims to test the Quiet-life (QL) hypothesis in the Angolan banking sector. To achieve this objective, a methodology was designed based on econometric models. The cost and scale efficient were determined from the Stochastic Frontier Analysis model and to test the hypothesis under analysis, models with panel data were applied, and the Hausman test showed that the random effects models better describe the Angolan data. The sample under study comprises 22 banks of the 29 banks that operated in Angola, from 2007 to 2019. The average efficient cost is 0.77 in the 22 banks studied and they operate on the inefficient scale of 0.74, the results confirm the Quiet-life hypothesis in the Angolan banking sector, which poses challenges for both policy makers and bank managers.

Keywords: Quiet-life, Efficiency, Concentration, Angola, Banking sector.

Resumen

Este artículo tiene como objetivo probar la hipótesis Quiet-life (QL) en el sector bancario angoleño. Para lograr el objetivo se diseñó una metodología basada en modelos econométricos. El costo eficiente y la escala se determinaron a partir del modelo Stochastic Frontier Analyze y para probar la hipótesis bajo análisis, se aplicaron modelos con datos de panel y la prueba de Hausman mostró que los modelos de efectos aleatorios describen mejor los datos de Angola. Forman parte de la muestra del estudio 22 bancos de los 29 bancos que operaron en Angola, de 2007 a 2019. Supuestos de vida tranquila en el sector bancario angoleño.

Palabras clave: Quiet-life; Eficiencia; Concentración; Angola; Sector bancario.

Résumé

Cet article vise à tester l'hypothèse Quiet-life (QL) dans le secteur bancaire angolais. Pour atteindre cet objectif, une méthodologie basée sur des modèles économétriques a été conçue. Le coût et l'échelle efficaces ont été déterminés à partir du modèle d'analyse de frontière stochastique et pour tester l'hypothèse analysée, des modèles avec des données de panel ont été appliqués et le test de Hausman a montré que les modèles à effets aléatoires décrivent mieux les données angolaises. 22 banques sur les 29 qui ont opéré en Angola, de 2007 à 2019, font partie de l'échantillon de l'étude.

Mots-clés : Quiet-life; Efficacité; Concentration; Angola; Secteur bancaire.

Introdução

O sector bancário representa uma parte significativa da economia angolana e tem um papel vital na actividade económica entre diversos sectores e em diversas regiões. Desta forma, torna-se importante testar a hipótese *Quiet-life* (QL) neste sector.

A hipótese *Quiet-life* relaciona a estrutura de mercado e a eficiência e foca-se na análise da perda social resultante do efeito da concentração na eficiência, onde altos preços dos *outputs* reduzem o excedente do consumidor e, em contrapartida, aumenta a margem de lucros dos bancos. Esta hipótese é assegurada no caso da quota de mercado ou de um indicador de concentração apresentar um efeito negativo e estatisticamente significativo no custo eficiente ou na escala eficiente dos bancos.

A comprovação desta hipótese ajudará no entendimento do funcionamento dos bancos como um grupo. E pelas peculiaridades deste sector, comparando com os outros sectores estudados por vários autores, pretendemos contribuir para o melhoramento das decisões estratégicas competitivas, a alocação dos recursos na actividade dos bancos angolanos e aumentar o bem-estar dos clientes.

O estudo da relação entre a concentração e a eficiência foca-se na perda social associada ao exercício do poder de mercado e altos níveis de concentração. Os altos preços nos mercados concentrados impõem restrições nos *outputs* do nível de competitividade, resultante da má alocação dos recursos. Esta má alocação dos recursos tem sido analisada através do triângulo da perda do bem-estar social, que representa a diferença entre a perda dos consumidores, o ganho dos produtores e pelo preço não competitivo (Aiello & Bonanno, 2016).

Para medir a perda do bem-estar social dos consumidores e o nível de concentração do sector bancário angolano, estabeleceu-se o objectivo de testar a hipótese *Quiet-life*, no período entre 2007 e 2019.

O presente artigo procura contribuir para o esclarecimento da relação entre a estrutura de mercado e a eficiência (custo e a escala eficientes) na banca angolana.

Após a presente introdução, o trabalho segue com a fundamentação teórica, metodologia e dados, principais resultados e finalmente apresenta as principais conclusões.

Revisão da literatura

O exame do teste da hipótese *Quit-life* passa pela apresentação dos conceitos de eficiência e das medidas de concentração.

Os conceitos de eficiência são apresentados por Koopmans (1951), Debreu, (1951) e Farrell (1957). Koopmans foi o primeiro a medir o conceito de eficiência, ao referir que o plano de produção de uma empresa é tecnicamente eficiente se for impossível aumentar um *output* e/ou reduzir um *input* sem necessariamente aumentar ou reduzir pelo menos outro factor de produção. Debreu mediu pela primeira vez empiricamente a eficiência ao propor o coeficiente de utilização dos recursos, calculado a partir da redução máxima e proporcional de todos factores que permitem a produção dos *outputs* existentes. Já em 1957, Farrell explicita que o índice de eficiência poderia ser global ou económico, podendo ser decomposto em eficiência técnica e eficiência preço ou alocativa ou ainda de afectação.

Os conceitos de eficiência acima apresentados são definidos de acordo com a função de produção, a partir da qual é possível estimar índices de eficiência para cada produção. A função da fronteira de produção pode ser estimada por métodos paramétricos ou por métodos não-paramétricos, os quais são desenvolvidos nas secções abaixo. Assim, as explorações mais eficientes definem a função de produção da fronteira e a estimação ou medição da eficiência de cada exploração é feita em relação às explorações eficientes. Contudo, a noção de eficiência não é um conceito absoluto, mas sim relativa, pois a exploração mais eficiente define a fronteira e a eficiência de todas as outras é baseada na eficiente (Al-Gasaymeh, 2016; Almounsor & Mensi, 2016).

A como referência da eficiência técnica e da eficiência alocativa fornece a medida da eficiência económica (Coelli *et al.*, 1998). Leibenstein (1966) introduziu pela primeira vez na literatura o conceito de custo eficiente, que na língua anglo-saxónica denominaram por *Cost X-efficiency*, que é medido como a distância entre os custos gastos de uma determinada empresa face ao menor custo das empresas do sector, ou seja, o custo mínimo de produção que seria gasto se a empresa fosse tão eficiente face às melhores práticas da amostra.

A eficiência na banca tem estado sujeita a uma investigação intensa. A grande maioria dos estudos sobre a eficiência na banca foi realizada nos Estados Unidos da América e na

Europa e, recentemente, nos países em vias de desenvolvimento (ver: Martins, 2012; Maudos *et al.*, 2002; Berger & Mester, 1997; Aboagye-Debrah, 2007 e Adjei-Frimpong, 2013; Aiello & Bonanno, 2016; Badunenko & Kumbhakar, 2017).

Sobre a concentração, geralmente, as medidas de concentração tradicionais são: O Índice de Herfindahl-Hirschman (IHH) e a Quota de Mercado (QM).

O índice de Herfindahl-Hirschman (IHH) resulta dos nomes de dois economistas que desenvolveram este índice de forma independente. Albert O. Hirschman, que propôs o índice em 1945, enquanto Orris C. Herfundahl apresentou-o em 1950, na sua dissertação de na Universidade da Columbia (Naldi & Flamini, 2014; Gharsellaoui, 2015; Hirschman, 1964). O IHH é a mais popular medida de concentração usada nos EUA, desde 1980, para medir o poder de mercado e especialmente na avaliação dos efeitos de fusões, aquisições e das políticas *anti-trust* nas diversas indústrias (ver: Gharsellaoui, 2015; Bikker & Haaf, 2000; Boccard, 2010; Khan & Hanif, 2017; Naldi & Flamini, 2014; Bod´a, 2014;).

A Quota de Mercado (QM) é outra forma de medir o nível de concentração. É considerada uma medida híbrida, porque, simultaneamente, mede a estrutura de mercado e a posição da empresa dentro da estrutura de mercado (Aiello & Bonanno, 2016; Alhassan *et al.*, 2016).

O estudo da relação entre a concentração e a eficiência foca-se na perda social associada com o exercício do poder de mercado e altos níveis de concentração. Os altos preços nos mercados concentrados impõem restrições nos *outputs* do nível de competitividade, resultante da má alocação dos recursos. Esta má alocação dos recursos tem sido analisada através do triângulo da perda do bem-estar social, que representa a diferença entre a perda dos consumidores e o ganho dos produtores e pelo preço não competitivo.

A concentração ou a quota de mercado influencia o comportamento dos bancos através dos preços dos produtos bancários numa concorrência imperfeita. Desta forma, um aumento na concentração repercute-se directamente num aumento da rentabilidade (Weiss, 1989; Park & Weber, 2006). Sob tais condições de mercado, as empresas poderosas têm o controlo do mercado e praticam altos preços dos seus produtos, reduzindo, assim, o rendimento dos consumidores. Esta situação pode resultar numa relação positiva e significativa entre o desempenho e a concentração, o que origina a

existência de preços de conluio na indústria (Heffernan & Fu, 2009; Alhassan *et al.*, 2016).

A hipótese *Quiet-life* procura identificar o nível de concentração de um determinado sector através da relação entre o custo eficiente ou a escala eficiente com os indicadores que medem o grau de concentração de mercado. Hicks, em 1935, apresentou originalmente a hipótese *Quiet-life*, argumentando que, as empresas que apresentam a maior concentração de mercado podem ser menos prósperas em termos de custos, e o melhor de todos os monopólios é o *Quiet-life*, porque as empresas com a alta concentração de mercado são menos eficientes, devido ao ambiente relaxe, à falta de interesse dos gestores e à preocupação dos gestores em obterem o maior lucro do que se esforçarem nas boas práticas de gestão. Occorese & Pellicchia (2010); Chan *et al.* (2015) afirmam que as empresas com alta concentração de mercado se esforçam menos para atingirem os custos eficientes, aproveitando-se das vantagens da sua posição favorável no mercado.

Berger & Hannan, em 1998, foram os primeiros a testar a hipótese *Quiet-life* no sector bancário. Os autores apresentam as seguintes razões que podem explicar a influência da estrutura de mercado, como um proxy da concentração de mercado na eficiência: *i*) Os bancos que concorrem no mercado de alta concentração podem definir os preços acima do custo marginal, isto induz os gestores a não terem incentivos para trabalharem arduamente e manterem os seus custos sobre seu controlo; e *ii*) o poder de mercado de monopólio permite os gestores relaxarem e não se esforçarem no exercício do desempenho das suas funções, o poder de mercado ajuda-os a colocar os seus interesses acima dos interesse dos accionistas. Num cenário não concorrencial, os gestores devotam recursos para obterem e manterem o poder de mercado.

Vários autores apontam para relação negativa entre o índice de concentração de mercado e a eficiência, ou uma relação positiva entre o índice de concentração de mercado e a ineficiência, que comprovam a hipótese *Quiet-life* (Berger & Hannan, 1998; Maudos & De Guearra, 2005; Fere *et al.*, 2014). O primeiro teste realizado no sector bancário norte-americano, por Berger & Hannan (1998), mostrou uma relação negativa entre o índice de concentração de mercado e a ineficiência, mas os autores realçam que o IHH utilizado apresenta limitação para o estudo do grau de concentração no mercado bancário. A hipótese *Quiet-life* pode ser considerada um caso especial da hipótese do poder de mercado. Esta hipótese postula que o alto poder de mercado e o baixo esforço da gestão

para maximizar a eficiência operacional são as causas essenciais da relação negativa entre o índice de concentração de mercado e a eficiência (Maudos & De Guearra, 2005).

O axioma fundamental da hipótese *Quiet-life* é que os sinais dos coeficientes das medidas de concentração são negativos. Assim, bancos com alto índice de concentração de mercado são menos eficientes devido a envolverem menos concorrência em que está submetida à gestão (Fu & Heffernan, 2009). Para Solís & Maudos (2008), a hipótese *Quiet-life* explica que os bancos podem definir os preços dos seus produtos e serviços financeiros acima dos seus custos marginais, causando uma perda do bem-estar social. Neste contexto, a ineficiência na gestão dos bancos é transferida para os custos intermediários e para as margens bancárias e, portanto, dificulta o aumento do investimento e do emprego.

A hipótese *Quiet-life* promove o comportamento ineficiente das empresas, que conduz a deterioração do bem-estar social dos consumidores. Contudo, as empresas eficientes produzem com baixos custos e podem forçar o abandono das metas eficientes traçadas e envolver-se em guerra de preços. Esta prática, eventualmente, causa a selecção adversa e o risco moral nos empréstimos bancários, o que cria dificuldades que afectam a estabilidade da indústria bancária (Alhassan & Ohene-Asare, 2016; Almounsor & Mansi, 2016; Asongu *et al.*, 2019).

Metodologia e Dados

A metodologia aplicada neste estudo assenta no método *Stochastic Frontier Approach* (SFA). Em geral, a versão da equação utilizada para medir o custo bancário deriva dos estudos independentes propostos por Aigner *et al.* (1977) e Meeusen & Van Den Broeck (1977), com a seguinte especificação:

$$CT_{i,t} = c(y_{i,t}; w_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}, \quad i = 1, 2, \dots, N; t = 1, \dots, T. \quad (eq.1)$$

ou

$$\ln CT_{i,t} = \ln c(y_{i,t}; w_{i,t}) + \ln u_{i,t} + \ln v_{i,t}, \quad i = 1, 2, \dots, N; t = 1, \dots, T. \quad (eq.2)$$

$$\varepsilon_{i,t} = u_{i,t} + v_{i,t} \quad (eq.3)$$

Onde: i representa um determinado banco e t um determinado período. CT_{it} é o Custo Total ou o logaritmo natural do custo total do banco i , no momento t ; w_{it} é o preço dos *inputs* ou logaritmo do preço do *input* do banco i , no momento t ; y_{it} é a quantidade de *output* ou logaritmo do *output* do banco i , no momento t ; e, o termo erro $\varepsilon_{i,t}$ (que resulta da soma de $u_{i,t}$ e $v_{i,t}$) da função custo e $v_{i,t}$ representa o erro aleatório e não está correlacionado com $w_{i,t}$ e $y_{i,t}$; u_i representa a ineficiência.

Em conformidade com a literatura estudada, os modelos de estimação do custo eficiente têm adoptado duas funções: a função Funcional Fourier-flexível e a função Trans logarítmica. A primeira requer mais observações, mas com histórico curto. Adoptar este modelo à realidade angolana poderia dificultar a análise da eficiência. Para tal, aplicou-se a função trans logarítmica (ver: Fu & Heffernan 2007; 2009; Dias, 2020), com a seguinte especificação:

$$\begin{aligned} \ln \frac{CT_{i,t}}{Z_{i,t}} = & \alpha + \sum_{p=1}^3 \gamma_p \ln \frac{y_{p,i,t}}{Z_{i,t}} + \beta_1 \ln \frac{w_{1,i,t}}{n^{\circ}w_{i,t}} + \beta_2 \ln \frac{w_{2,i,t}}{AF_{i,t}} + \beta_3 \ln \frac{w_{3,i,t}}{Dep_{i,t}} \\ & + \frac{1}{2} \sum_{p=1}^3 \sum_{q=1}^q \phi_{pq} \ln \frac{y_{p,i,t}}{Z_{i,t}} \ln \frac{y_{q,i,t}}{Z_{i,t}} + \theta_1 \frac{\left(\ln \frac{w_{1,i,t}}{n^{\circ}w_{i,t}} \ln \frac{w_{1,i,t}}{n^{\circ}w_{i,t}} \right)}{2} \\ & + \theta_2 \ln \frac{w_{1,i,t}}{n^{\circ}w_{i,t}} \ln \frac{w_{2,i,t}}{AF_{i,t}} + \theta_3 \ln \frac{w_{1,i,t}}{n^{\circ}w_{i,t}} \ln \frac{w_{3,i,t}}{Dep_{i,t}} + \theta_4 \frac{\left(\ln \frac{w_{2,i,t}}{AF_{i,t}} \ln \frac{w_{2,i,t}}{AF_{i,t}} \right)}{2} \\ & + \theta_5 \ln \frac{w_{2,i,t}}{AF_{i,t}} \ln \frac{w_{3,i,t}}{Dep_{i,t}} + \theta_6 \frac{\left(\ln \frac{w_{3,i,t}}{Dep_{i,t}} \ln \frac{w_{3,i,t}}{Dep_{i,t}} \right)}{2} \\ & + \frac{1}{2} \sum_{p=1}^3 \delta_1 \ln \frac{y_{p,i,t}}{Z_{i,t}} \ln \frac{w_{1,i,t}}{n^{\circ}w_{i,t}} + \frac{1}{2} \sum_{p=1}^3 \delta_2 \ln \frac{y_{p,i,t}}{Z_{i,t}} \ln \frac{w_{2,i,t}}{AF_{i,t}} \\ & + \frac{1}{2} \sum_{p=1}^3 \delta_3 \ln \frac{y_{p,i,t}}{Z_{i,t}} \ln \frac{w_{3,i,t}}{Dep_{i,t}} + \ln u_{i,t} \\ & + \ln v_{i,t}. \end{aligned} \tag{eq. 4}$$

Onde: $\ln \frac{CT_{i,t}}{Z_{i,t}}$ é o logaritmo natural do rácio do custo total sobre o activo total do banco i , no momento t ; $\ln \frac{y_{p,i,t}}{Z_{i,t}}$, representa os logaritmos naturais da rácio dos três *outputs*, nomeadamente: $\ln \frac{y_{1,i,t}}{Z_{i,t}}$ é o logaritmo natural da rácio dos depósitos bancários sobre o

activo total do banco i , no momento t ; $\ln \frac{y_{2it}}{z_{it}}$ é o logaritmo natural da rácio dos créditos sobre o activo total do banco i , no momento t ; $\ln \frac{y_{3it}}{z_{it}}$ é o logaritmo natural da rácio do produto bancário sobre o ativo total do banco i , no momento t ; os *inputs* são: $\ln \frac{w_{1it}}{n^{\circ}w_{it}}$ é o logaritmo natural do rácio dos custos com o pessoal sobre o número de trabalhadores do banco i , no momento t ; $\ln \frac{w_{2it}}{AF_{it}}$ é o logaritmo natural do rácio dos custos com os activos fixos sobre o total do activo do banco i , no momento t ; $\ln \frac{w_{3it}}{Dep_{it}}$ é o logaritmo natural do rácio dos custos dos juros dos depósitos sobre os depósitos do banco i , no momento t ; $\alpha, \beta, \phi, \theta$ e δ são os parâmetros a estimar, $lnu_{i,t}$ é o logaritmo que representa o erro com a distribuição simétrica, isto é, a ineficiência e $lnv_{i,t}$ representa o erro aleatório distribuído assimetricamente. Os *inputs* e *outputs* foram definidos seguindo de forma próxima os estudos de Altunbas *et al.* (2000); Fu & Heffernan (2007) e Goldberg & Rai (1996).

A Escala Eficiente (EEF) é determinada em função dos *outputs* de cada banco e os respectivos factores preços dos *inputs*. A EEF é dada pela derivada da elasticidade da função custo, em relação aos respectivos factores preços dos *inputs* e calculada a partir da equação 4.

Após a estimação do custo eficiente e escala eficiente, o teste da hipótese *Quiet-life* foi feito a partir dos modelos abaixo:

$$CEF_{i,t} = \alpha + \beta_1 QM_{i,t} + \beta_2 IHH_{i,t} + \beta_3 \frac{Cred_{i,t}}{z_{i,t}} + \beta_4 \frac{Prov_{i,t}}{z_{i,t}} + \beta_5 \frac{Disp_{i,t}}{z_{i,t}} + \varepsilon_{i,t}. \quad (eq. 5)$$

A variável dependente no modelo (5) é o custo eficiente.

$$EEF_{i,t} = \alpha + \beta_1 QM_{i,t} + \beta_2 IHH_{i,t} + \beta_3 \frac{Cred_{i,t}}{z_{i,t}} + \beta_4 \frac{Prov_{i,t}}{z_{i,t}} + \beta_5 \frac{Disp_{i,t}}{z_{i,t}} + \varepsilon_{i,t}. \quad (eq. 6)$$

A variável dependente no modelo (6) é a escala eficiente.

Esta hipótese afirma que há uma causa reversa, onde as empresas que suportam as grandes quotas de mercado e concentração são ineficientes, não por causa dos preços anticompetitivos, mas por causa do relaxe da envolvente que não incentiva a minimização

dos custos. Neste caso, os sinais dos coeficientes do IHH ou da QM ($\beta_1 > 0$ e $\beta_2 > 0$) são estatisticamente significativos e negativos nas equações 5 e 6. Portanto, bancos com alta concentração de mercado são menos eficientes devido ao relaxe da envolvente e do menor esforço dos gestores.

As equações acima apresentadas são estimadas com recurso aos modelos de efeitos aleatórios ou modelos de efeitos fixos, com aplicação dos mínimos quadrados, com dados em painel. No modelo de efeitos fixos, o tempo é fixo e os factores não observados por cada unidade são explicitamente capturados por uma variável *dummy*. Em contraste, a não variação do tempo não observável é tratada como parte do distúrbio no modelo de efeitos aleatórios, pelo que se assume que as correlações dos regressores são iguais a zero (Frondel & Vance, 2010).

O teste de *Hausman* é fundamental para decidir se a inferência subsequente deve ser feita usando o modelo de efeitos fixos ou o modelo de efeitos aleatórios. Se o teste de *Hausman* rejeitar a hipótese nula na correlação entre o modelo de efeitos fixos e a covariância da variação do tempo, então o modelo de efeitos fixos é seleccionado para a subsequente inferência; ao contrário, o modelo de efeitos aleatórios é seleccionado. A principal vantagem dos dados em painel em relação aos dados seccionais em séries temporais é que a pesquisa pode permitir diferentes comportamentos entre diferentes observações e em diferentes momentos.

Dados

O período de estudo foi entre 2007 e 2019 e os dados foram retirados no site da ABANC. Foram seleccionados 22 dos 27 bancos que operavam na banca angolana até 2019. O critério de selecção baseou-se nos bancos que apresentavam dados de três anos em três anos e foram excluídos 5 bancos. Foram excluídos os bancos que começaram a operar nos últimos anos do estudo e bancos estrangeiros que eram representados por sucursais e que não publicavam os seus relatórios de contas no site da ABANC. Enfatiza-se, no entanto, a existência de observações omissas devido à obrigatoriedade tardia por parte do BNA na publicação dos relatórios e, também, a propriedade accionista que, em que muitos bancos, eram de capitais estrangeiros e só mais tarde começaram a vender as suas partes sociais aos investidores nacionais.

O painel de dados foi constituído por 222 observações anuais, que representa aproximadamente 76% dos activos bancários no período em análise. Os dados do custo e

escala eficientes apresentados na tabela 1, foram obtidos a partir da aplicação do modelo da SFA, apresentado na equação 4.

A tabela abaixo apresenta a descrição estatística de todas as variáveis usadas nos modelos econométricos acima desenvolvidos:

Tabela 1 - Estatística descritiva das variáveis usadas na análise das hipóteses estruturais

Variáveis	Descrição	Nº de obser.	Média	D-Padrão	Min	Max
ROA	É a razão do resultado líquido do exercício sobre o ativo total.	222	0.02	0.09	-0.67	0.27
RCP	É a razão do resultado líquido do exercício sobre o capital próprio.	222	0.19	0.81	-4.12	6.01
QM	É a razão do ativo de cada ano sobre o ativo total de um ano.	222	0.06	0.08	0.001	0.59
IHH	É a soma dos quadrados das Quotas de Mercado	222	0.19	0.14	0.013	0.77
$\frac{Prov}{Cred}$	Crédito malparado é o rácio das provisões sobre o crédito total.	222	0.51	0.69	0.003	0.67
$\frac{Disp}{z}$	Risco de liquidez é o rácio das disponibilidades sobre o ativo total.	222	0.30	0.24	0.004	0.97
$\frac{Cred}{z}$	É a razão do crédito sobre o ativo total.	222	0.30	0.25	0.003	0.93
CEF	Custo Eficiente	214	0.78	0.14	0.36	0.93
EEF	Escala Eficiente	222	0.74	1.04	-14.5	1.16

Fonte: Elaborados pelos autores (2023)

Resultados empíricos

Os resultados mostram o comportamento do custo eficiente, da escala eficiente e por fim o teste da hipótese Quit-life.

➤ Custo Eficiente

A análise do custo médio eficiente, com base na propriedade accionista bancária (bancos públicos, bancos domésticos privados e bancos estrangeiros) e o custo médio eficiente

por cada ano de estudo, foram feitas de acordo com o modelo que apresenta a distribuição da ineficiência Truncado-normal, conforme a tabela abaixo.

Tabela 2 - Custo eficiente por tipos de propriedade bancária e ao longo do período em análise

Dimensão do Banco	Bancos	QM		IHH	
		Média	D-Padrão	Média	D-Padrão
Grande Bancos	BAI	0.14	0.02	0.42	0.02
	BPC	0.15	0.03	0.50	0.03
	BFA	0.13	0.02	0.41	0.02
	BIC	0.13	0.008	0.36	0.01
	BPA	0.07	0.009	0.26	0.01
	Média Geral	0.12		0.39	
Médios Bancos	BCI	0.01	0.001	0.12	0.01
	BDA	0.05	0.006	0.22	0.01
	BE	0.08	0.001	0.33	0.01
	BNI	0.04	0.006	0.20	0.01
	BCGA	0.04	0.005	0.20	0.01
	BRK	0.02	0.003	0.14	0.01
	SOL	0.06	0.008	0.23	0.02
	SBA	0.03	0.004	0.17	0.01
	Média Geral	0.04		0.20	
Pequenos Bancos	BANC	0.007	0.002	0.08	0.01
	BCA	0.009	0.002	0.09	0.009
	BCH	0.002	0.0003	0.04	0.005
	BIK	0.001	0.0002	0.04	0.003
	BKI	0.003	0.001	0.05	0.01
	BMF	0.001	0.0001	0.04	0.002
	FINIBANCO	0.008	0.0006	0.09	0.003
	VALOR	0.003	0.0004	0.05	0.004
	VTB	0.004	0.001	0.06	0.06
	Média Geral	0.004		0,06	

Fonte: Elaborado pelos autores (2023)

Os resultados mostram que os bancos com os custos médios eficientes maiores da amostra são os bancos privados estrangeiros e os bancos públicos, apresentando um custo médio eficiente de 0.77 ambos, e os bancos privados nacionais são os que apresentam o menor custo médio eficiente, 0.76. Estes resultados estão de acordo com os encontrados por Dias (2020) em Angola; Gunes & Yildirim (2016) na Turquia; Sokie (2015) no Montenegro e na Sérvia. No entanto, realça-se que existem também diferenças menos significativas entre as tipologias bancárias.

➤ Escala Eficiente

A partir do custo eficiente estimado pelo modelo da análise da fronteira estocástica com a distribuição da ineficiência Truncado-Normal de Battese & Coelli (1995), determinou-se a escala eficiente dos bancos angolanos (ver: Dias, 2020). Os resultados da escala eficiente em função da propriedade accionista e ao longo do período de estudo são espelhados na tabela 3.

Tabela 3 - Escala eficiente por tipos de propriedade bancária e ao longo do período em análise

Dimensão do Banco	Bancos	Modelo Exponencial		Modelo Semi-normal		Modelo Truncado	
		Média	D-padrão	Média	D-padrão	Média	D-padrão
Grandes Bancos	BAI	0.77	0.02	0.70	0.02	0.75	0.02
	BPC	0.70	0.01	0.69	0.01	0.70	0.01
	BFA	0.72	0.02	0.73	0.02	0.72	0.02
	BIC	0.80	0.01	0.72	0.01	0.77	0.01
	ATL	0.80	0.01	0.73	0.01	0.79	0.01
	Média Geral	0.76		0.71		0.75	
Médios Bancos	BCI	0.84	0.01	0.79	0.01	0.84	0.01
	BDA	0.67	0.05	0.65	0.03	0.67	0.05
	BE	0.73	0.06	0.69	0.04	0.72	0.06
	BNI	0.73	0.05	0.70	0.04	0.73	0.05
	BCGA	0.70	0.01	0.65	0.01	0.70	0.01
	BRK	0.80	0.01	0.75	0.01	0.80	0.01
	SOL	0.79	0.01	0.73	0.01	0.79	0.01
	SBA	0.76	0.02	0.71	0.02	0.76	0.02
	Média Geral	0.75		0.70		0.75	
	BANC	0.75	0.02	0.73	0.01	0.70	0.2
	BCA	0.70	0.18	0.78	0.07	0.83	0.07
	BCH	0.77	0.04	0.73	0.03	0.77	0.04

Pequenos Bancos	BIR	0.83	0.02	0.78	0.02	0.82	0.02
	BKI	0.71	0.01	0.71	0.08	0.71	0.12
	BMF	0.87	0.07	0.82	0.09	0.87	0.07
	FNB	0.82	0.09	0.77	0.01	0.82	0.01
	BVB	0.86	0.01	0.81	0.02	0.86	0.01
	VTB	0.73	0.06	0.71	0.04	0.73	0.06
	Média Geral	0.78		0.76		0.80	

Fonte: Elaborados pelos autores (2023)

A lógica da estimação da escala eficiente é para observar se a EEF for maior que um (1), os *inputs* aumentam mais do que proporcional em relação aos *outputs*, o que significa que o banco opera num rendimento crescente à escala; se a EEF for igual a um (1), os *inputs* aumentam na mesma proporção que os *outputs*, o que significa que o banco opera num rendimento constantes à escala; e se a EEF for menor que um (1), o aumento proporcional dos *inputs* leva um aumento menos que proporcional aos *outputs*, o que significa que o banco opera num rendimento decrescente à escala.

Os resultados mostram que os bancos angolanos numa análise global operam num rendimento decrescente à escala, representando uma escala ineficiente global igual a 0.74, significando que o aumento proporcional dos *inputs* leva a um aumento menos que proporcional aos *outputs*, o que significa que os bancos operam num rendimento decrescente à escala. Durante o período em análise verifica-se que a menor escala eficiente (0.10) foi registada em 2016 e a maior escala eficiente (0.87) em 2014. Quanto à propriedade accionista bancária, os resultados mostram o rendimento decrescente à escala para todas as tipologias de bancos, com diferenças pouco significativas.

- O comportamento das medidas de concentração e de performance na banca angolana

Antes de testar a hipótese *Quiet-Life*, começa-se por analisar o gráfico nº1, que descreve a trajectória do comportamento dos indicadores de concentração, nomeadamente: A Quota de Mercado (QM) e o Índice *Herfiundahel-Hirschaman* (IHH).

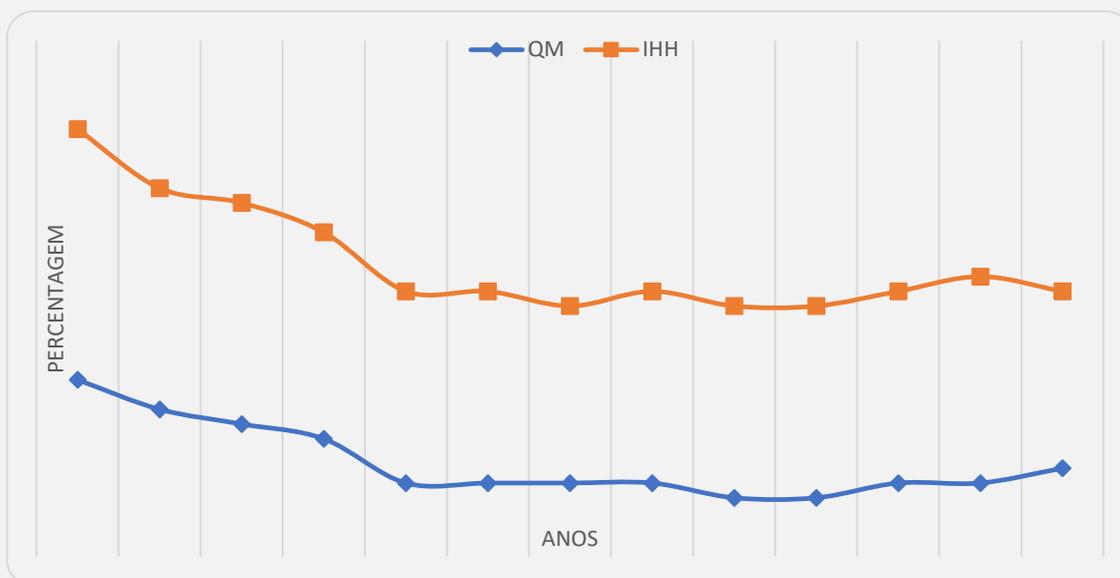


Figura 1 - Comportamento da QM e IHH

Durante o período em estudo, o gráfico mostra que a QM e o IHH apresentam comportamento idênticos, ambos tendem a decrescer no período em análise. Assim, pode-se caracterizar o comportamento dos bancos angolanos como um mercado de concorrência monopolista, o que significa que, à medida que se registava a entrada de mais bancos no sector bancário angolano, os bancos líderes do sector perdiam parte da quota de mercado para os novos bancos.

➤ Teste da hipótese *Quiet-life* na banca angolana

A tabela 4 apresenta o teste da hipótese *Quiet-life* a partir das equações reduzidas estimadas. As equações têm como variáveis dependentes nos modelos I, II e III, o Custo Eficiente (CEF), e nos modelos IV, V e VI a Escala Eficiente (EEF). Nos modelos I e IV a amostra é total, nos modelos II e V a amostra é dividida em dois subgrupos e representa o período que vai de 2007-2014, antes da entrada em vigor da lei actual das IF e os modelos III e VI representa amostra do período de 2015-2019, com a vigência da lei actual das IF.

Os coeficientes de determinação (R^2) são 10%, 12%, 46%, 38%, 36% e 46% nos modelos I, II, III, IV, V e VI, respectivamente, geralmente são coeficientes com um poder explicativo baixos e moderados.

O teste de Wald mostra que a probabilidade de X^2 é inferior 1% e a 10%, para os modelos I, II, III, IV, V e VI, o que quer dizer que, a um grau de significância de 1% ou 10%

rejeitam-se as hipóteses nulas da não significância global dos modelos estimados e não se rejeitam as hipóteses alternativas. Logo, as variáveis introduzidas nos modelos são global e estatisticamente significativas para explicar a variação das variáveis dependentes.

O teste de *Hausman* foi aplicado para identificar se o modelo de efeitos aleatórios é o melhor para explicar os dados da banca angolana face ao modelo de efeitos fixos. Os resultados revelam a não rejeição da hipótese nula, o que fez com que se utilizasse o modelo de efeito aleatório, conforme se verifica na tabela 4 seguinte.

Tabela 4 - Teste da hipótese Quiet-life

	P a r á m e t r o s P a r á m e t r o s	Variável dependente					
		CEF			EEF		
		Amostra	Amostra	Amostra	Amostra	Amostra	Amostra
		Total	antes de 2014	depois de 2014	Total	antes de 2014	depois de 2014
		Modelo I	Modelo III	Modelo II	Modelo IV	Modelo VI	Modelo V
Constante	α	0.76 (2,86) [0.00]***	-0.10 (-0.15) [0.88]	-0.94 (-1.42) [0.15]	-0.07 (-0.40) [0.69]	-0.06 (-0.24) [0.80]	-0.25 (-0.60) [0.54]
QM	β_1	-0.06 (-1.57) [0.11]	-0.12 (-1.85) [0.06]*	-0.10 (-1.99) [0.04]**	-0.04 (-2.59) [0.04]**	0.03 (1.30) [0.19]	0.05 (1.53) [0.12]
IHH	β_2	0.21	0.15	-0.39	-0.58	-0.56	-0.94

		(0.46) [0.64]	(0.27) [0.78]	(-0.58) [0.56]	(-2.59) [0.01]**	(-1.97) [0.04]**	(-2.15) [0.03]**
$\ln \frac{Credit}{z}$	β_3	0.06 (2.27) [0.02]**	0.12 (2.23) [0.02]**	0.02 (0.89) [0.37]**	0.12 (9.58) [0.00]***	0.15 (5.41) [0.00]***	0.11 (6.95) [0.00]***
$\ln \frac{Prov}{Cred}$	β_4	0.05 (2.53) [0.01]**	0.04 (1.44) [0.15]	0.02 (1.44) [0.15]	0.01 (0.20) [0.23]	0.01 (0.88) [0.37]	0.09 (0.77) [0.44]
$\ln \frac{Disp}{z}$	β_5	0.02 (0.79) [0.43]	0.07 (1.27) [0.20]	0.15 (2.88) [0.00]***	0.03 (3.16) [0.00]***	0.04 (2.26) [0.02]**	0.06 (1.78) [0.07]*
R ²		0.10	0.12	0.46	0.38	0.35	0.46
Chi2		2.82	14.08	25.45	132.34	60.06	80.27
Prob > Chi2		0.0056	0.0797	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Teste de Hausman							
Chi2							
Prob > Chi2		4.29 0.8303	4.62 0.7972	1.26 0.9960	2.63 0.9556	0.42 0.9999	2.10 0.9777

Fonte: Elaborado pelos autores (2023)

O teste da hipótese “*Quiet-life*” foi feito em função das variáveis dependentes, como o custo eficiente e a escala eficiente e das variáveis independentes, como a QM, o IHH e as variáveis de controlo. A condição necessária para comprovar esta hipótese seria os sinais da QM e do IHH serem negativos. A hipótese confirma-se se os coeficientes da QM ou do IHH ($\beta_1 < 0$; $\beta_2 < 0$) forem negativos e estaticamente significativos.

Os resultados mostram que os coeficientes da QM são negativos e estatisticamente significativos nos modelos II, III, quando a variável dependente é o custo eficiente, tanto no período de 2007-2014, antes da entrada em vigor da actual legislação das instituições financeiras, assim como no segundo período, de 2015-2019, num nível de significância de 5 a 10% respectivamente. Quando a variável dependente é a escala eficiente, a QM é estatisticamente significativa para explicar a variação da escala eficiente na amostra total a um nível de significância de 5%, logo $\beta_1 < 0$, nos modelos II, III e IV.

Quando a variável independente é o IHH, simplesmente os modelos IV, V e VI, apresentam coeficientes negativos e estatisticamente significativo para explicarem a escala eficiente a um nível de significância de 5%, com amostra total e amostra dividida, logo $\beta_2 < 0$.

Os coeficientes negativos e estatisticamente significativos da QM e do IHH, em vários modelos, leva a não rejeitar a hipótese *Quiet-life* na banca angolana. Isto significa que o menor esforço dos gestores e a envolvente relax influenciam a ineficiência no sector em estudo.

Este resultado é coincidente com os resultados de Zhang *et al.* (2013) nas economias emergentes; Willians (2012) nos países da América latina; Chan *et al.* (2015) nos países emergentes da Ásia e Lelessa & Kuhil (2017) na Etiópia.

Quanto às variáveis de controlo; a rácio $\frac{Credit}{z}$, apresenta coeficientes positivos e estatisticamente significativos em todos os modelos a um nível de significância de 1 ou 5%. O crédito malparado $\frac{Prov}{Cred}$ é positivo e estatisticamente significativo no modelo I, a um nível de significância de 5%. E o risco de liquidez ($\frac{Disp}{z}$) é positivo e estatisticamente significativo nos modelos II, III, IV, V e VI.

Conclusões

A relação entre a eficiência e a concentração foi feita com base na hipótese *Quiet-life*. Para a concretização destes testes, utilizaram-se modelos econométricos com dados em painel, onde a seleção dos melhores estimadores se baseou no teste de Hausman. O resultado revela que o modelo de efeito aleatório explica melhor os dados angolanos em todos os modelos que testam a hipótese em estudo.

A hipótese *Quiet-life* é aceite no sector bancário angolano, uma vez que, os coeficientes das medidas de QM e IHH apresentam coeficientes negativos e estatisticamente significativos, nos períodos antes e depois da entrada em vigor da nova legislação das IF, isto é, as medidas de concentração influenciam o custo e a escala eficientes na banca angolana.

A dificuldade enfrentada pela limitação das observações torna imperioso alargar a base de dados nos anos futuros com o propósito de clarificar a relação entre a eficiência e a estrutura de mercado.

Referências bibliográficas

Abanc. (2017). Obtido em 20 de 10 de 2018, de <https://www.bancosdeangola.co.ao/bancos>.

Aboagye-debrah, k. (2007). *Competition, Growth and Performance in The Banking Industry in Ghana*. These Doctor of Philosophy.

- Adjei-Frimpong, K. (2013). *Bank Efficiency and Bank Competition: Empirical Evidence from Ghana's Banking Industry*. Lincoln University: Thesis Doctor of Philosophy.
- Aiello, F., & Bonanno, G. (2016). Bank efficiency and local market conditions. Evidence from Italy. *Journal of Economics and Business* (83), 70-90.
- Aigner, D., Lovell, C. A., & Schmidt, P. (1977). Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. *Journal of Econometrics* (6), 21-37.
- Al-Gasaymeh, A. (2016). Bank efficiency determinant: Evidence from the gulf cooperation council countries. *Research in International Business and Finance* (38), 214-223.
- Alhassan, A. L., & Ohene-Asare, K. (2016). Competition and bank efficiency in emerging markets: empirical evidence from Ghana. *African Journal of Economic and Management Studies*, 7(2), 268-288.
- Alhassan, A. L., Tetteh, M. L., & Brobbey, F. O. (2016). Market power, efficiency and bank profitability: evidence from Ghana. *Econ Change Restruct* (49), 71–93.
- Almoussor, A., & Mensi, S. (2016). The implications of market structure and bank efficiency on social welfare: the case of the Saudi Arabian banking system. *Middle East Development Journal*, 8(2), 329–357.
- Altunbas, Y., Liu, M., Molyneux, P., & Seth, R. (2000). Efficiency and risk in Japanese banking. *Journal of Banking & Finance*(24), 1605–1628.
- Asongu, S. A., Nting, R. T., & Nnanna, J. (2019). Market Power and Cost Efficiency in the African Banking Industry. *European Xtramile Centre of African Studies*, 1-24.
- Badunenko, O., & Kumbhakar, S. C. (2017). Economies of scale, technical change and persistent and time-varying cost efficiency in Indian banking: Do ownership, regulation and heterogeneity matter? *European Journal of Operational Research* (260), 789-803.
- Battese, G. E., & Coelli, T. J. (1995). Empirical Economics. *A Model for Technical Inefficiency Effects in A Stochastic Frontier Production Function for Panel Data* (20), 325-332.

- Battese, G. E., Coelli, T. J., & Colby, T. C. (1989). Estimation of Frontier Production Functions and The Efficiencies of Indian Farms Using Panel Data from Icrisat's Village Level Studies. 1-32.
- Berger, A. N., & Hannan, T. H. (1998). The Efficiency Cost of Market Power in the Banking Industry: A Test of the "Quiet Life" and Related Hypotheses. *The Review of Economics and Statistics*, 80(3), 454-465.
- Berger, A. N., & Mester, L. J. (1997). Inside the black box: What explains differences e efficiencies of financial institutions? *Journal of Banking & Finance* (21), 895-947.
- Bikker, J. A., & Haaf, K. (2000). Measures of competition and concentration in the banking industry: a review of the literature. *Economic & Financial Modelling* (9), 53-98.
- BNA. (2009). Obtido em 20 de 1 de 2018, de WWW.bna.ao/up loads/
- BNA. (2015). Obtido em 31 de 10 de 2017, de www.bna.ao/uploads
- Boccard, N. (2010). *Industrial Organization: A contract Basead Approach*.
- Bod'a, M. (2014). Concentration Measurement issues and Application the Slovak Banking Sector. *Procedia Economics and Finance* (12), 66-75.
- Chan, S., Koh, E. H., Zainir, F., & Yong, C. (2015). Market structure, institutional framework and bank efficiency in ASEAN 5. *Journal of Economics and Business* (82), 84-112.
- Coelli, T. J., Prasada Rao, D. S., O'Donnell, C. J., & Battese, G. E. (1998). *An Introduction To Efficiency And Productivity Analysis* (2^a Edition Ed.).
- Debreu, G. (1951). The Coefficient of Resource Utilisation. *Econometrica*(19), 273-292.
- Degryse, H., & Ongena, S. (2001). Bank Relationships and Firm Profitability. *Financial Management*, 30(1), 9-34.
- Farrell, M. J. (1957). The Measurement of Productive Efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society*, 120(3), 253-290.
- Frondel, M., & Vance, C. (2010). Fixed, random, or something in between? A variant of Hausman's specification test for panel data estimators. *Economics Letters* (107), 327-329.

- Fu, X., & Heffernan, S. (2009). The effects of reform on China's bank structure and performance. *Journal of Banking & Finance* (33), 39–52.
- Fu, X., & Heffernan, S. (2007). Cost X-efficiency in China's banking sector. *China Economic Review* (18), 35–53.
- Gharsellaoui, M. (2015). The Extent of Competition and Its Impact on Bank Efficiency: Case of the Tunisian Commercial Banks. *International Journal of Empirical Finance*, 4(5), 278-290.
- Goldberg, L. G., & Rai, A. (1996). The structure-performance relationship for European banking. *Journal of Banking & Finance* (20), 745-771.
- Gunes, H., & Yildirim, D. (2016). Estimating cost efficiency of Turkish commercial banks under unobserved heterogeneity with stochastic frontier models. *Central Bank Review* (16), 127-136.
- Heffernan, S., & Fu, X. (2009). The structure of retail markets: what do we learn from bank-specific rates? *Applied Financial Economics*, 23(19), 1885-1898.
- Hicks, J. R. (1935). Annual Survey of Economic Theory: The Theory of Monopoly. *The Econometric Society*, 3(1), 1-20.
- Hirschman, A. O. (1964). The Paternity of index. *The American Economic Review*, 54(5), 761.
- Khan, M., & Hanif, M. (2017). An Empirical Evaluation of 'Structure-Conduct-Performance' and 'Efficient-Structure' Paradigms in the Banking Sector of Pakistan. *SBP Working Paper Series* (90), 1-14.
- Koopmans, T. C. (1951). Efficient Allocation of Resources. *The Econometric Society*, 19(4), 455-465.
- Leibenstein, H. (1966). Allocative Efficiency vs. "X-Efficiency". *The American Economic Review*, 56(3), 392-415.
- Martins, A. I. (2012). *Avaliação Da Eficiência E Identificação Dos Fatores Determinantes Da Eficiência Do Setor Bancário Em Portugal*. Universidade de Algarve: Tese de Doutoramento.
- Maudos, j., & de Guevara, J. F. (2007). The cost of market power in banking: Social welfare loss vs. cost inefficiency. *Journal of Banking & Finance* (31), 2103–2125.

- Maudos, J., Pastor, J. M., Perez, F., & Quesada, J. (2002). Cost and profit efficiency in European banks. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* (12), 33–58.
- Meeusen, W., & van Den Broeck, J. (1977). Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error. *International Economic Review*, 2(18), 435-444.
- Naldi, M., & Flamini, M. (2014). *The CR4 index and the interval estimation of the Herfindahl-Hirschman Index: an empirical comparison*. Obtido em 30 de 3 de 2018, de [Https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01008144](https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01008144)
- Park, K. H., & Weber, W. L. (2006). Profitability of Korean banks: Test of market structure versus efficient structure. *Journal of Economics and Business* (58), 222–239.
- Solís, L., & Maudos, J. (2008). The social costs of bank market power: Evidence from Mexico. *Journal of Comparative Economics* (36), 467–488.
- WEISS, W. (1989). *Concentration and price*. Cambridge, Mass, and London: MIT Press: LEONARD.
- Zhang, J., Jiang, C., Qu, B., & Wang, P. (2013). Market concentration, risk-taking, and bank performance: Evidence from emerging economies. *International Review of Financial Analysis* (30), 149-157.