
TÁC ĐỘNG CỦA MỨC ĐỘ TẬP TRUNG THỊ TRƯỜNG ĐẾN CHÊNH LỆCH LÃI SUẤT TIỀN GỬI VÀ CHO VAY CỦA CÁC NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI VIỆT NAM

Ngô Thanh Xuân

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: xuantn@neu.edu.vn

Lê Minh Hương

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: huonglm08.ssc@gmail.com

Bùi Phương Linh

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: linh.bpl1401@gmail.com

Ngày nhận: 15/9/2020

Ngày nhận bản sửa: 12/10/2020

Ngày duyệt đăng: 05/11/2020

Tóm tắt:

Nghiên cứu này đánh giá tác động của mức độ tập trung thị trường đến chênh lệch lãi suất tiền gửi và cho vay (Interest rate spread - IRS) của 27 ngân hàng thương mại Việt Nam giai đoạn 2013-2019. Kết quả nghiên cứu cho thấy mức độ tập trung thị trường đo lường bằng biến Herfindahl-Hirschman (HHI) có ý nghĩa và tác động ngược chiều lên IRS. Bên cạnh đó, các biến nội sinh như thu nhập trên tổng tài sản bình quân (ROAA), tỷ lệ vốn chủ sở hữu (CAP) và chi phí hoạt động (OPERAT) có tác động tích cực lên IRS. Ngược lại, mối quan hệ giữa quy mô ngân hàng (SIZE) và IRS là tiêu cực và có ý nghĩa thống kê cao ở mức 1%. Ngoài ra, các biến vĩ mô như tổng sản phẩm nội địa (GDP) và lạm phát (INF) có ảnh hưởng tích cực lên IRS ở mức ý nghĩa lần lượt là 1% và 10%. Nghiên cứu này nhằm cung cấp một số hàm ý quan trọng cho các ngân hàng thương mại Việt Nam để có những chính sách phù hợp cho sự phát triển bền vững của ngân hàng.

Từ khóa: Ngân hàng thương mại, Herfindahl-Hirschman, mức độ tập trung thị trường, chênh lệch lãi suất tiền gửi và cho vay.

Mã JEL: C12, G1, G14, G21.

The impact of market concentration on interest rate spread of Vietnamese commercial banks

Abstract:

This study assesses the impact of market concentration on the interest rate spread of 27 Vietnamese commercial banks in the period of 2013-2019. The regression result shows that the market concentration measured by Herfindahl-Hirschman (HHI) has a significant and negative impact on interest rate spread (IRS). Besides, the endogenous variables return on average total assets (ROAA), capital ratio (CAP) and operating expenses (OPERAT) have positive implications for IRS. In contrast, the relationship between bank size (SIZE) and IRS was negative and was statistically high at 1%. In addition, macro variables such as GDP and inflation (INF) have positive effects on the IRS at 1% and 10% statistical level, respectively. The study aims to provide some important implications for Vietnamese commercial banks to impose appropriate policies for the sustainable development of banks.

Keywords: Commercial bank, Herfindahl-Hirschman, market concentration, interest rate spread.

JEL Codes: C12, G1, G14, G21.

1. Đặt vấn đề

Hiệu quả hoạt động và lợi nhuận luôn là đích đến mà các ngân hàng khao khát và dốc sức theo đuổi đặc biệt là trong bối cảnh bóng đen Covid-19 bao trùm nền kinh tế như hiện nay. Một trong những thước đo lợi nhuận của ngân hàng là chỉ số chênh lệch lãi suất tiền gửi và cho vay (IRS). Rất nhiều nghiên cứu đã tập trung vào những nhân tố tác động đến chênh lệch lãi suất của các ngân hàng trên toàn thế giới; tuy nhiên, nghiên cứu này sẽ đặc biệt lấp đầy những khoảng trống nghiên cứu sau đây:

Thứ nhất, chênh lệch lãi suất tiền gửi và cho vay (IRS) hay bị nhầm lẫn với biên lãi ròng (NIM). Những lý do cho thấy IRS phù hợp hơn NIM khi đo lường lợi nhuận của ngân hàng theo Agapova & McNulty (2016) là: (i) NIM bị ảnh hưởng bởi sự khác biệt trên khoản mục tài sản và nợ của ngân hàng và nó phản ánh các giao dịch cho vay và tiền gửi được thực hiện trong nhiều năm trước đó; (ii) biên lãi ròng cũng bị ảnh hưởng bởi những khoản nợ xấu nếu người đi vay không trả được lãi. Mặc dù IRS được coi là chỉ số quan trọng đo lường mức độ hoạt động hiệu quả của hệ thống ngân hàng ở kho tàng học liệu nghiên cứu nước ngoài (King & Levine, 1993; Nanjunga & cộng sự, 2016), nhưng nó được tìm thấy rất ít ở các bài nghiên cứu trong nước.

Thứ hai, mặc dù mối quan hệ giữa mức độ tập trung thị trường và chênh lệch lãi suất tiền gửi và cho vay của các ngân hàng đã được một số lượng lớn học giả nghiên cứu tại nhiều quốc gia và vùng lãnh thổ trên thế giới, đặc biệt là hậu khủng hoảng tài chính toàn cầu (Berger & Hannan, 1998; Jumono & cộng sự, 2016; Shubiri & Jamil, 2017), nhưng kết quả thu hoạch được lại rất khác nhau. Không những thế, các nghiên cứu được thực hiện tại thị trường Việt Nam lại khá ít hoặc được tìm hiểu trên khía cạnh khác như mối quan hệ giữa cạnh tranh và sự ổn định hệ thống ngân hàng (Nguyễn Đức Trường & cộng sự, 2018). Điều này đòi hỏi cần có một nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm về mối tương quan giữa yếu tố tập trung thị trường và chênh lệch lãi suất với mẫu là các ngân hàng thương mại Việt Nam.

Thứ ba, thực trạng hội nhập tài chính toàn cầu làm gia tăng áp lực cạnh tranh là con dao hai lưỡi đối với tỷ lệ chênh lệch lãi suất tiền gửi và cho vay của các ngân hàng thương mại trong nước. Nền kinh tế Việt Nam nói chung và ngành ngân hàng Việt Nam nói riêng đang ngày càng hòa mình sâu rộng vào thị trường tài chính thế giới. Trong đó, nổi bật là cam kết gia nhập vào cộng đồng kinh tế ASEAN (AEC), theo đó đến năm 2020 ngành ngân hàng sẽ mở cửa toàn bộ đối với thị trường Hiệp hội các quốc gia Đông Nam Á (ASEAN), dỡ bỏ mọi quy định bảo hộ cho các ngân hàng trong nước (Nguyễn Thị Diễm Hiền, 2016). Chính vì thế các ngân hàng thương mại trong nước phải chịu áp lực cạnh tranh gay gắt hơn. Điều này là động lực để các nhà băng nội địa cải thiện kết quả hoạt động. Do đó, mối quan hệ giữa chênh lệch lãi suất tiền gửi và cho vay và mức độ tập trung của thị trường ngân hàng đang là vấn đề cấp thiết cần đào sâu nghiên cứu đối với thị trường Việt Nam hiện nay.

2. Tổng quan lý thuyết

2.1. Chênh lệch lãi suất tiền gửi và cho vay

Chênh lệch lãi suất tiền gửi và cho vay (IRS) hay bị nhầm lẫn với biên lãi ròng (NIM) vì cả hai đều đo lường mức độ hiệu quả của ngân hàng, tuy nhiên, thực chất hai tỷ lệ này có nét khác biệt. Trong khi NIM được tính bằng cách chia thu nhập lãi ròng của ngân hàng cho tài sản sinh lãi, thì IRS là sự chênh lệch giữa lợi suất trung bình từ các khoản cho vay và các khoản tiền gửi (Taurus & Manyala, 2018). Có thể nói, sự khác biệt chính giữa chúng là thu nhập từ hoạt động cho vay của NIM bị mất một phần bởi các khoản nợ xấu, do đó mức chênh lệch lãi suất thường cao hơn tỷ lệ thu nhập lãi thuần (Beck & Hesse, 2006). Ngoài ra, chênh lệch lãi suất IRS phản ánh tỷ lệ đại diện cho các khoản cho vay và tiền gửi tại một thời điểm cụ thể còn biên lãi ròng NIM bao gồm các giao dịch tiền vay và tiền gửi được thực hiện nhiều năm trước đó. Do vậy, IRS được cho là thước đo sự hiệu quả của các ngân hàng phù hợp hơn so với NIM (Agapova & McNulty, 2016).

Nhìn chung, các phương pháp tính toán IRS rất đa dạng. Tuy nhiên, nhóm tác giả lựa chọn ước lượng IRS bằng thu lãi trên dư nợ cho vay trừ đi chi lãi trên tổng tiền gửi vì những ưu điểm sau đây: (i) cách đo lường này phổ biến trong các bài nghiên cứu như của Bektas (2014), Ghasemi & Rostami (2016), Nanjunga & cộng sự (2016); (ii) phương pháp thể hiện kết quả hoạt động của ngân hàng trong việc hấp thụ và phân bổ nguồn lực dựa trên các tỷ lệ (Ghasemi & Rostami, 2016); (iii) tỷ trọng của kinh doanh ngoại hối, cổ phiếu,

trái phiếu và các tài sản khác là không đáng kể so với dư nợ cho vay (Ghasemi & Rostami, 2016), nên cách tính này tập trung vào dư nợ cho vay và tiền gửi, là hai khoản mục thể hiện hoạt động đặc trưng của ngân hàng thương mại.

2.2. Mức độ tập trung thị trường của ngành ngân hàng

Mức độ tập trung ngành ngân hàng có thể hiểu là lượng tiền được tập trung trong một số ít các ngân hàng lớn, dẫn đến hiện tượng độc quyền. Mức độ tập trung thị trường càng thấp thì sự cạnh tranh giữa các ngân hàng trên thị trường càng cao (Yuanita, 2019). Có rất nhiều phương pháp đo lường chỉ số tập trung thị trường, tuy nhiên hai phương pháp được sử dụng phổ biến nhất để nhận biết mức độ cạnh tranh thị trường là hoàn hảo hay độc quyền cao trong lĩnh vực này là chỉ số tập trung thị phần nhóm (Concentration ratio - CR) và Herfindahl-Hirschman (HHI). Cụ thể, chỉ số tập trung thị phần nhóm (CR) là tổng thị phần của một nhóm ngân hàng có thị phần lớn nhất; còn HHI được xác định bằng tổng bình phương thị phần của mỗi ngân hàng trong toàn hệ thống. Thị phần đó được nghiên cứu dựa trên 1 trong 3 phương diện: (i) tổng tài sản, (ii) thị phần huy động và (iii) thị phần cho vay (Nguyễn Thế Bình, 2016). Bài nghiên cứu này lựa chọn đo lường mức độ tập trung thị trường bằng chỉ số HHI vì tính đơn giản và phổ biến của nó (Mishra & cộng sự, 2011; Were & Wambua, 2014). Cụ thể HHI được tính bằng tổng bình phương thị phần dư nợ của tất cả các ngân hàng trong mẫu quan sát.

2.3. Mối quan hệ giữa mức độ tập trung thị trường và chênh lệch lãi suất tiền gửi và cho vay của các ngân hàng

Tác động của cạnh tranh và mức độ tập trung thị trường đến khả năng hoạt động hiệu quả của ngành ngân hàng vẫn là vấn đề gây tranh cãi với nhiều nhà nghiên cứu từ trước đến nay. Kết quả của các bài nghiên cứu trước đó cho thấy mối quan hệ giữa mức độ tập trung thị trường và chênh lệch lãi suất tiền gửi và cho vay ngân hàng là hỗn hợp.

Theo giả thuyết “Structure conduct performance” (SCP) do Bain (1951) đề xuất cho rằng trong các thị trường tập trung cao, chi phí thông đồng thấp hơn, các ngân hàng này nắm trong tay nhiều quyền lực thị trường để kiếm được lợi nhuận bất thường bằng cách tăng mức chênh lệch lãi suất tiền gửi và cho vay. Đồng tình với ý kiến trên, thông qua hồi quy bộ dữ liệu của các ngân hàng Mỹ La Tinh vào cuối những năm 1990, Peria & Mody (2004) khẳng định rằng mức độ tập trung thị trường có vai trò quan trọng về mặt kinh tế, cụ thể sự tập trung cao hơn làm tăng chênh lệch lãi suất tiền gửi và cho vay, đặc biệt đối với các ngân hàng trong nước. Các nhà nghiên cứu này cũng cho rằng việc hợp nhất xảy ra trong lĩnh vực ngân hàng không hẳn liên quan đến sự gia nhập của các ngân hàng nước ngoài bởi phần lớn sự gia nhập là dưới hình thức tiếp quản thay vì thành lập cơ sở mới. Điều này tạo ra một thách thức đối với các nhà hoạch định chính sách vì mong muốn có nhiều cạnh tranh hơn để giảm chênh lệch nhưng có thể tạo ra lỗ hổng giá trị khi giá trị nhượng quyền của các ngân hàng nội địa bị suy giảm nghiêm trọng. Tương tự, sau khi hồi quy bằng ước lượng bình phương nhỏ nhất (OLS), Shubiri & Jamil (2017) tìm ra mối quan hệ tích cực giữa IRS và mức độ tập trung thị trường đo lường bằng chỉ số HHI.

Trái ngược với những phát hiện trên là giả thuyết “Quiet life” (QLH) được xây dựng và củng cố bởi Hicks (1935) và Berger & Hannan (1998) cho thấy mức độ tập trung thị trường có mối quan hệ ngược chiều với hiệu quả hoạt động của các ngân hàng. Nói cách khác, sức mạnh thị trường cho phép các nhà băng cạnh tranh trong một môi trường thoải mái hơn, nhưng điều này làm giảm nỗ lực của các nhà quản lý trong việc tối đa hoá hiệu quả ngân hàng. Ủng hộ quan điểm này, Were & Wambua (2014) cho rằng sự tập trung có thể phát sinh từ ngân hàng hoạt động hiệu quả hơn thay thế cho ngân hàng kém hiệu quả dẫn đến lãi suất cho vay thấp hơn và lãi suất huy động cao hơn, chênh lệch thấp hơn. Holton & Rodriguez d’Acari (2018) hồi quy bộ dữ liệu bao gồm 186 ngân hàng từ 12 quốc gia châu Âu giai đoạn 2007-2017 cũng khẳng định sự tập trung thị trường có liên quan đến việc giảm lãi suất cho vay. Ngoài ra, nghiên cứu thực nghiệm của Gambacorta (2004) thể hiện mối tương quan giữa mức độ tập trung và IRS là mơ hồ sau khi tiến hành phân tích kết quả hồi quy tập dữ liệu bao gồm 73 ngân hàng, chiếm 70% tổng dư nợ cho vay của hệ thống ngân hàng Ý.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Phương pháp thu thập và xử lý số liệu

Đề tài thực hiện nghiên cứu dựa trên bộ dữ liệu thứ cấp là báo cáo tài chính đã được kiểm toán của 27 ngân hàng thương mại Việt Nam trong giai đoạn 2013-2019. Bài báo loại trừ một số ngân hàng không công khai báo cáo tài chính hoặc báo cáo không đầy đủ. Ngoài ra, các ngân hàng được mua bán sáp nhập vào các ngân hàng khác, các ngân hàng liên doanh, chi nhánh ngân hàng nước ngoài cũng không bao gồm trong nghiên cứu này. Các số liệu vĩ mô như chỉ số tăng trưởng kinh tế tổng sản phẩm nội địa (GDP), chỉ số lạm phát được nhóm nghiên cứu tổng hợp từ nguồn dữ liệu của Ngân hàng Thế giới (World Bank).

Sau khi tiến hành thu thập và tính toán các chỉ tiêu của dữ liệu bằng phần mềm Excel, nhóm nghiên cứu đã sử dụng phần mềm Stata 14 để chạy mô hình. Theo đó, các số liệu kinh tế được nhóm đưa vào phần mềm theo dạng mô hình dữ liệu bảng (panel data). Bởi một trong những nhược điểm lớn của bình phương nhỏ nhất (OLS) là bị ràng buộc quá chặt về các đơn vị chéo sẽ làm cho kết quả kiểm định thu được bị bóp méo và sẽ là một sai lầm nếu sử dụng kết quả này để phân tích. Do đó, mô hình hiệu ứng cố định FEM (Fixed effect model) và mô hình hiệu ứng ngẫu nhiên REM (Random effect model) đã được đưa vào sử dụng để khắc phục nhược điểm xuất hiện trong mô hình OLS. Tiếp theo, nhóm thực hiện kiểm định Breusch & Pagan Lagrangian multiplier và kiểm định Hausman để xem xét mô hình OLS, REM hay FEM phù hợp hơn. Cuối cùng, chúng tôi tiến hành kiểm định tự tương quan thông qua kiểm định Wooldridge và kiểm định hiện tượng phương sai sai số thay đổi bằng kiểm định Breusch-Pagan. Nếu mô hình mắc hai khuyết tật trên, bài nghiên cứu sẽ hiệu chỉnh bằng ước lượng bình phương tối thiểu tổng quát khả thi (FGLS) (Do & cộng sự, 2020).

3.2. Mô hình và giả thuyết nghiên cứu

Tỷ lệ nợ xấu (NPL): Khi nhiều khách hàng không trả được nợ, các ngân hàng sẽ yêu cầu lãi suất cho vay cao hơn, điều này có khả năng chuyển phần bù rủi ro cho người vay, dẫn đến chênh lệch lãi suất tiền gửi và cho vay cao hơn (Gurov & cộng sự, 2018; Were & Wambua, 2014; Siddiqui, 2012).

Lợi nhuận trên tài sản trung bình (ROAA): Chortareas & Garza-Garcia (2009) và Were & Wambua (2014), Ghasemi & Rostami (2016) đã kết luận rằng các ngân hàng có khả năng sinh lời trên tài sản bình quân cao hơn sẽ có xu hướng tính lãi suất cho vay cao hơn nhiều so với lãi suất tiền gửi nhằm tối đa hóa lợi nhuận.

Tỷ lệ thu nhập từ hoạt động phi tín dụng (NII): Mỗi quan hệ ngược chiều giữa tỷ lệ thu nhập ngoài lãi và chênh lệch lãi suất được tìm thấy bởi các nghiên cứu của Demirgüç-Kunt & Huizinga (1999), Ghasemi & Rostami (2016), Gurov & cộng sự (2018), và Mwamtambulo & Ntulo (2018).

Tỷ lệ vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản (CAP): Theo Bektas (2014), tỷ lệ vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản có ảnh hưởng tích cực và đáng kể đến tỷ lệ chênh lệch lãi suất. Các kết quả tương tự cũng được tìm thấy bởi Kasman & cộng sự (2010), Ghasemi & Rostami (2016).

Tỷ lệ chi phí hoạt động (OPERAT): Mỗi quan hệ tích cực giữa OPERAT và IRS được củng cố bởi Mwamtambulo & Ntulo (2018) và Nanjunga & cộng sự (2016).

Tỷ lệ thanh khoản (LIQ): Các ngân hàng có rủi ro thanh khoản cao có xu hướng vay vốn khẩn cấp với chi phí cao và do đó tính phí bù thanh khoản cao dẫn đến chênh lệch lãi suất cao hơn (Were & Wambua, 2014). Do đó, biến thanh khoản có liên quan tiêu cực đến IRS.

Quy mô ngân hàng (SIZE): Were & Wambua (2014) đưa ra kết quả thực nghiệm rằng biến quy mô có tác động tích cực và đáng kể đến IRS khi SIZE đồng nghĩa với việc các ngân hàng lớn kiểm soát thị trường tiền gửi và cho vay.

Các nhân tố vĩ mô (GDP và INF): Các ngân hàng thường tăng lãi suất cho vay để bù đắp các khoản lỗ phát sinh từ sự thay đổi của chu kỳ kinh doanh. Do đó, Athanasoglou & cộng sự (2008) và Nanjunga & cộng sự (2016) kết luận rằng biến GDP có tác động tích cực đến sự gia tăng chênh lệch lãi suất. Trong khi đó, mối quan hệ tích cực giữa INF và IRS được tìm thấy bởi Mlachila & Chirwa (2004), Nanjunga & cộng sự (2016), Hussain & cộng sự (2019).

Dựa trên cơ sở tổng quan nghiên cứu, nhóm tác giả sử dụng mô hình hồi quy để đánh giá tác động của mức độ tập trung thị trường đến chênh lệch lãi suất tiền gửi và cho vay của các ngân hàng thương mại Việt

Bảng 1: Tóm tắt các biến trong mô hình

Biến số	Kí hiệu	Công thức xác định	Dấu kỳ vọng	Nghiên cứu liên quan
Biến phụ thuộc				
Chênh lệch lãi suất tiền gửi và cho vay	IRS	$\frac{\text{Thu lãi}}{\text{Tổng dư nợ}} - \frac{\text{Chi lãi}}{\text{Tổng tiền gửi}}$		
Biến độc lập				
Mức độ tập trung thị trường	HHI	$\sum_{i=1}^n \text{Thị phần dư nợ}_i^2$	-	Gambacorta (2004), Zhang & cộng sự (2013), Were & Wambua (2014), Nanjunga & cộng sự (2016), Shubiri & Jamil (2017)
Tỷ lệ nợ xấu	NPL	$\frac{\text{Nợ xấu}}{\text{Tổng dư nợ}}$	+	Siddiqui (2012), Were & Wambua (2014), Ghasemi & Rostami (2016), Gurov & cộng sự (2018), Hussain & cộng sự (2019)
Lợi nhuận trên tài sản bình quân	ROA A	$\frac{\text{Lợi nhuận sau thuế}}{\text{Tổng tài sản bình quân}}$	+	Chortareas & Garza-Garcia (2009), Were & Wambua (2014), Ghasemi & Rostami (2016), Shubiri & Jamil (2017)
Tỷ lệ thu nhập từ hoạt động phi tín dụng	NII	$\frac{\text{Doanh thu và phí từ hoạt động}}{\text{Tổng tài sản}}$	-	Demirgüç-Kunt & Huizinga (1999), Ghasemi & Rostami (2016), Mwamtambulo & Ntulo (2018), Gurov & cộng sự (2018)
Tỷ lệ vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản	CAP	$\frac{\text{Vốn chủ sở hữu}}{\text{Tổng tài sản}}$	+	Kasman & cộng sự (2010), Bektas (2014), Ghasemi & Rostami (2016), Shubiri & Jamil (2017), Hussain & cộng sự (2019)
Tỷ lệ chi phí hoạt động	OPE RAT	$\frac{\text{Chi phí hoạt động}}{\text{Tổng tài sản}}$	+	Demirgüç-Kunt & Huizinga (1999), Were & Wambua (2014), Nanjunga & cộng sự (2016), Shubiri & Jamil (2017), Gurov & cộng sự (2018), Mwamtambulo & Ntulo (2018), Tarus & Manyala (2018)
Quy mô ngân hàng	SIZE	Ln(Tổng tài sản)	+	Gambacorta (2004), Were & Wambua (2014)
Tỷ lệ thanh khoản	LIQ	$\frac{\text{Tài sản thanh khoản}}{\text{Tổng tài sản}}$	-	Were & Wambua (2014), Bektas (2014)
Tốc độ tăng trưởng GDP	GDP	Worldbank	+	Athanasoglou & cộng sự (2008), Nanjunga & cộng sự (2016), Were & Wambua (2014), Hussain & cộng sự (2019)
Tỷ lệ lạm phát	INF	Worldbank	+	Mlachila & Chirwa (2004), Maudos & Solís (2009), Nanjunga & cộng sự (2016), Ghasemi & Rostami (2016), Hussain & cộng sự (2019)

Nguồn: Tổng hợp của nhóm tác giả.

Bảng 2: Kết quả thống kê mô tả

Tên biến	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
IRS	0,0379414	0,0130282	-0,0067292	0,0927711
HHI	982,0262	25,74578	931,1422	1018,181
NPL	0,0207278	0,0118843	0,0033899	0,0876026
ROAA	0,0069044	0,0058009	0,0001176	0,0272535
NII	0,0063486	0,0047831	-0,0044318	0,0266746
CAP	0,0840881	0,0337765	0,0289337	0,2288783
OPERAT	0,0155605	0,0044538	0,005804	0,0268622
SIZE	11,8123	1,140162	9,635138	14,18818
LIQ	0,175499	0,0542641	0,0497169	0,3216944
GDP	0,0645729	0,0056561	0,05422	0,07076
INF	0,0340471	0,0166342	0,00631	0,06593

Nguồn: Tổng hợp và tính toán của nhóm tác giả.

Nam như sau:

$$IRS_{it} = \beta_0 + \beta_1 HHI + \beta_2 NPL_{it} + \beta_3 ROAA_{it} + \beta_4 NII_{it} + \beta_5 CAP_{it} + \beta_6 OPERAT_{it} + \beta_7 SIZE_{it} + \beta_8 LIQ_{it} + \beta_9 GDP + \beta_{10} INF + \varepsilon_{it}$$

Trong đó:

β_0 : Hệ số chặn

$\beta_1, \beta_2 \dots \beta_8$: Các hệ số của biến độc lập

ε_{it} : Sai số mô hình

i: Ngân hàng i

t: Năm t

4. Kết quả và thảo luận

Bảng 2 trình bày thống kê dữ liệu của các biến qua 7 năm quan sát. Xét biến phụ thuộc, trung bình của IRS là 0,0379. Vào năm 2013, ngân hàng Kiên Long (KLB) đạt giá trị IRS cao nhất là 0,0927; trong khi ngân hàng Phát triển Thành phố Hồ Chí Minh (HDB) với giá trị IRS âm là -0,0067. Xét các biến nội sinh của ngân hàng, biến NPL dao động quanh mức 0,0207, thấp hơn tỷ lệ nợ xấu tiêu chuẩn theo quy định của Ngân hàng Nhà nước¹ điều này cho thấy một dấu hiệu khả quan của các ngân hàng thương mại trong giai đoạn nghiên cứu. Bên cạnh đó, kết quả nghiên cứu cho thấy các biến ROAA, NII và OPERAT có giá trị trung bình lần lượt là 0,0069; 0,0063 và 0,0155. Tiếp theo, trung bình của biến CAP ở mức 0,0840 với dao động đạt 0,033. Quy mô (SIZE) của các ngân hàng thương mại biến động khá lớn từ 9,6351 đến 14,1881, trong đó BIDV có quy mô lớn nhất vào năm 2019 và quy mô nhỏ nhất thuộc về SGB năm 2013. Ngoài ra, biến LIQ dao động tương đối lớn với độ lệch chuẩn ở mức 0,0542. Xét các nhân tố thị trường và vĩ mô, trung bình biến HHI là 982,0262 thể hiện thị trường ngân hàng thương mại Việt Nam là không tập trung² và có tính cạnh tranh cao trong suốt thời gian nghiên cứu (Nguyễn Thế Bình, 2016). Biến GDP và INF đạt giá trị trung bình lần lượt là 0,0645 và 0,0340.

Bảng 3 thể hiện ma trận tương quan giữa các biến. Cụ thể, biến HHI tương quan âm với IRS. Điều này cho thấy yếu tố tập trung thị trường tác động ngược chiều lên chênh lệch lãi suất. Ngoài ra, hệ số tương quan giữa các biến ở mức chấp nhận được (nhỏ hơn 0,8) (Kennedy, 2008). Kết quả hệ số phóng đại phương sai (VIF) (Phụ lục 1) cho thấy các biến độc lập đều có hệ số VIF nhỏ hơn 5 và trung bình VIF bằng 2,17. Điều này thể hiện không có hiện tượng cộng tuyến cao giữa các biến giải thích trong mô hình (Gujarati, 2004).

Với bộ dữ liệu bảng, nhóm tác giả chạy 3 ước lượng phổ biến nhất là mô hình bình phương nhỏ nhất (OLS), mô hình tác động ngẫu nhiên (REM) và mô hình tác động cố định (FEM) (Phụ lục 2); và hai kiểm định Breusch & Pagan Lagrangian multiplier và Hausman để chọn ra phương pháp phù hợp nhất, đó là REM (Phụ lục 3). Cụ thể, mô hình REM giải thích được 36,66% sự thay đổi của biến chênh lệch lãi suất.

Tiếp theo, nghiên cứu thực hiện kiểm tra các hai khuyết tật của mô hình là phương sai sai số thay đổi và

Bảng 3: Ma trận tương quan

Biến	IRS	NPL	ROAA	NII	CAP	OPERAT	SIZE	LIQ	HHI	GDP	INF
IRS	1,000										
NPL	-0,040	1,000									
ROAA	0,188	-0,285	1,000								
NII	0,084	0,004	0,627	1,000							
CAP	0,402	0,103	0,171	0,158	1,000						
OPERAT	0,517	0,087	0,336	0,399	0,502	1,000					
SIZE	-0,355	-0,141	0,252	0,302	-0,623	-0,195	1,000				
LIQ	0,050	-0,030	0,114	0,115	0,062	0,111	-0,126	1,000			
HHI	-0,043	0,210	-0,261	-0,314	0,207	0,073	-0,230	0,016	1,000		
GDP	-0,013	-0,247	0,182	0,232	-0,243	-0,094	0,230	0,048	-0,706	1,000	
INF	0,084	0,217	0,055	0,050	0,153	0,110	-0,102	-0,099	0,313	-0,652	1,000

Nguồn: Tổng hợp và tính toán của nhóm tác giả.

Bảng 4: Kiểm định khuyết tật

Kiểm định Breusch & Pagan Lagrangian multiplier	Chibar2(1)	Prob>chibar2
	104,88	0,0000
Kiểm định Wooldridge	F (1, 26)	Prob>F
	1,501	0,2314

Nguồn: Tổng hợp và tính toán của nhóm tác giả.

Bảng 5: Kết quả ước lượng bằng phương pháp FGLS

Tên biến	Hệ số ước lượng	Độ lệch chuẩn
HHI	-0,0000428*	0,0000226
NPL	-0,0223416	0,0361532
ROAA	0,3108818**	0,1223591
NII	-0,2543598	0,173639
CAP	0,0472679*	0,0251869
OPERAT	1,38109***	0,12316
SIZE	-0,002517***	0,0006096
LIQ	-0,0085278	0,009191
GDP	0,3409755***	0,1265666
INF	0,0563588*	0,0324449

*Ghi chú: ***, ** và * chỉ mức ý nghĩa 1%, 5% và 10% theo thứ tự.*

Nguồn: Tổng hợp và tính toán của nhóm tác giả.

tự tương quan (Bảng 4).

Kết quả thể hiện mô hình chỉ mắc lỗi phương sai sai số thay đổi. Nhóm tác giả thực hiện hiệu chỉnh khuyết tật bằng ước lượng bình phương tối thiểu tổng quát khả thi (FGLS) (Do & cộng sự, 2020) (Bảng 5).

Sau khi hồi quy mô hình với ước lượng FGLS, nhóm đưa ra một số kết luận về kết quả nghiên cứu như sau:

Thứ nhất, tính tập trung thị trường (HHI) tác động nghịch chiều lên biến IRS, phù hợp với giả thuyết nghiên cứu. Thị trường tập trung cao thể hiện các ngân hàng nắm sức mạnh thị trường có xu hướng nói lỏng các nỗ lực của họ và thu về lợi nhuận độc quyền một cách yên bình (*quiet life*) (Hicks, 1935). Các ngân hàng này cũng có thể hoạt động kém hiệu quả do theo đuổi những mục tiêu khác ngoài tối đa hoá lợi nhuận, tốn chi phí vào việc đạt được và duy trì quyền lực thị trường dẫn tới chênh lệch thấp hơn (Berger & Hannan, 1998; Zhang & cộng sự, 2013). Ngoài ra, theo Were & Wambua (2014), tập trung thị trường cũng có thể xảy ra khi các ngân hàng hiệu quả hơn thay thế các ngân hàng kém hiệu quả hơn dẫn tới lãi suất cho vay thấp hơn và lãi suất tiền gửi cao hơn.

Thứ hai, lợi nhuận sau thuế trên tổng tài sản bình quân (ROAA), tỷ lệ vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản (CAP) và tỷ lệ chi phí hoạt động trên tổng tài sản (OPERAT) có ý nghĩa và tác động tích cực lên biến phụ thuộc, phù hợp với giả thuyết nghiên cứu. Theo Were & Wambua (2014), mối tương quan dương này có thể được giải thích bởi hành vi tối đa hoá lợi nhuận, do đó các nhà quản lý có xu hướng tính lãi suất cho vay cao hơn và lãi suất tiền gửi thấp hơn để tạo ra chênh lệch lãi suất tiền gửi và cho vay lớn hơn so với các ngân hàng thông thường. Kết quả này phù hợp với nghiên cứu của Siddiqui (2012) và Ghasemi & Rostami (2016). Tương tự, CAP có hệ số ước lượng là 0,0472 thể hiện 1% tăng lên của CAP làm tăng 4,72% IRS với mức ý nghĩa 10%. Theo Bektas (2014), chi phí huy động vốn đắt hơn nên các ngân hàng thường yêu cầu cao hơn đối với lãi suất cho vay. Bên cạnh đó, ngân hàng với tỷ lệ vốn hoá cao thể hiện uy tín tín dụng và chất lượng quản lý hiệu quả, do đó khách hàng chấp nhận lãi suất tiền gửi thấp làm tăng IRS (Demirgüç-Kunt & Huizinga, 1999; Bektas, 2014). Kết quả trên được ủng hộ bởi các nghiên cứu của Kasman & cộng sự (2010) và Ghasemi & Rostami (2016). Cuối cùng, OPERAT cũng cho thấy mối tương quan dương với IRS. Cùng quan điểm, Demirgüç-Kunt & Huizinga (1999) cho rằng các ngân hàng có xu hướng đẩy chi phí hoạt động sang khách hàng, nên chi phí hoạt động càng cao thì IRS càng lớn. Mwamtambulo & Ntulo (2018) và

Nanjunga & cộng sự (2016) cũng đưa ra kết luận tương tự.

Ngược lại với các mối quan hệ trên, quy mô ngân hàng (SIZE) tác động ngược chiều lên biến IRS với mức ý nghĩa 1%. Những ngân hàng lớn đạt được lợi thế về quy mô và đa dạng hoá, do đó hiệu quả hoạt động gia tăng nên ngân hàng có thể giảm chênh lệch lãi suất (Were & Wambua, 2014). Gambacorta (2004) cũng đưa ra kết quả tương tự.

Thứ ba, xét các yếu tố vĩ mô, kết quả nghiên cứu cho thấy cả GDP và INF đều ảnh hưởng tích cực lên IRS với hệ số ước lượng lần lượt là 0,3409 và 0,0563. Cụ thể, sự tăng lên của GDP là một dấu hiệu của thời kỳ hưng thịnh trong chu kỳ kinh tế, nhu cầu tiêu dùng và đầu tư tăng dẫn tới cầu tín dụng tăng, ngân hàng tăng lãi suất cho vay từ đó tăng IRS (Athanasoglou & cộng sự, 2008; Nanjunga & cộng sự, 2016). Ngoài ra, hệ số dương của INF trong mô hình có thể được giải thích bởi ba lý do chính sau đây: (i) lạm phát cao làm giảm khả năng trả nợ, tăng tỷ lệ nợ xấu từ đó ngân hàng áp dụng mức lãi suất cao hơn đối với người mượn tiền (Maudos & Solis, 2009); (ii) lạm phát làm giảm giá trị thực của dòng tiền và ảnh hưởng tiêu cực tới dự trữ của các ngân hàng nên các nhà băng tăng lãi suất cho vay để bù đắp tổn thất (Mlachila & Chirwa, 2004); (iii) sự tăng lên của lạm phát làm tăng phần bù rủi ro, IRS tăng (Nanjunga & cộng sự, 2016).

Thứ tư, các biến NPL, NII và LIQ đều không có ý nghĩa thống kê với IRS trong giai đoạn nghiên cứu.

5. Kết luận và hàm ý nghiên cứu

Nghiên cứu định lượng chỉ ra rằng mức độ tập trung thị trường tác động ngược chiều lên chênh lệch lãi suất tiền gửi và cho vay của ngân hàng thương mại Việt Nam. Nghĩa là, khi thị trường tập trung cao, các ngân hàng lớn có xu hướng nói lỏng mục tiêu tối đa hoá lợi nhuận (Hicks, 1935); hay khi sự tập trung bắt nguồn từ việc các ngân hàng hiệu quả hơn thế chỗ cho các nhà băng kém hiệu quả dẫn tới chênh lệch lãi suất giảm (Were & Wambua, 2014). Ngoài ra, một số biến nội sinh của ngân hàng cũng tác động mạnh mẽ lên chênh lệch lãi suất. Cụ thể, ROAA, CAP và OPERAT có ảnh hưởng tích cực lên IRS; ngược lại mối quan hệ giữa SIZE và IRS là tiêu cực và có ý nghĩa thống kê cao ở mức 1%. Bên cạnh đó, các biến vĩ mô như GDP hay INF có ảnh hưởng quan trọng lên IRS với hệ số ước lượng dương lần lượt ở mức ý nghĩa 1% và 10%.

Từ những thảo luận trên, nhóm nghiên cứu đề xuất một số giải pháp cụ thể như sau cho hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam. Thứ nhất, trước thực trạng về thị trường ngân hàng thương mại Việt Nam là thị trường không tập trung và có tính cạnh tranh cao trong giai đoạn 2013-2019, các ngân hàng thương mại cần có những biện pháp như: (i) đẩy mạnh ứng dụng công nghệ hiện đại vào quá trình vận hành để tối ưu hóa quy trình và thích ứng với xu hướng số hóa ngân hàng trên thế giới; (ii) đẩy mạnh phát triển và tăng thu các hoạt động phi tín dụng và hoạt động ngoại bảng; (iii) nâng cao hiệu quả hoạt động quản lý, giám sát trên cơ sở triển khai các công cụ, phương pháp giám sát rủi ro hệ thống mới gắn liền với đẩy mạnh áp dụng các công cụ an toàn vĩ mô. Thứ hai, đối tượng nghiên cứu chính của bài – chênh lệch lãi suất (IRS) cần phải được duy trì ở mức không quá cao bởi chênh lệch giữa lãi suất cho vay và huy động ngày càng thu hẹp là dấu hiệu của một hệ thống tài chính hiệu quả (Agapova & McNulty, 2016). Nhất là trong bối cảnh các doanh nghiệp và hộ kinh tế lao đao sau cơn khủng hoảng Covid 19 thì một mức lãi suất cho vay thấp sẽ giúp người đi vay giảm bớt khó khăn trong việc trả nợ, thúc đẩy đầu tư và nền kinh tế cả nước cũng theo đó mà được vực dậy.

Hạn chế của đề tài là mặc dù HHI là chỉ số thông dụng để đo lường mức độ tập trung của thị trường bởi tính đơn giản của nó (Mishra & cộng sự, 2011), tuy nhiên cũng chính vì đơn giản mà HHI không tính đến sự phức tạp và riêng có của các thị trường khác nhau.

Ghi chú:

1. Theo Thông tư 22/2019/TT-NHNN (Ngân hàng Nhà nước, 2019), một trong những điều kiện để “cấp tín dụng để đầu tư, kinh doanh trái phiếu doanh nghiệp” (Điều 11), “cấp tín dụng để đầu tư, kinh doanh cổ phiếu” (Điều 12) và “mua, nắm giữ cổ phiếu của tổ chức tín dụng khác” (Điều 19) là “có tỷ lệ nợ xấu dưới 3%”.

2. Dựa trên HHI, thị trường được phân loại như sau: (i) $HHI < 1.000$: Thị trường không mang tính tập trung; (ii) $1.000 \leq HHI \leq 1.800$: Thị trường tập trung ở mức độ vừa phải; (iii) $HHI > 1.800$: Thị trường tập trung ở mức độ cao (Mueller & O’ Connor, 1992).

PHỤ LỤC

Phụ lục 1: Kiểm định VIF

Variables	VIF	1/VIF
NPL	1,27	0,784480
ROAA	2,13	0,469043
NII	2,40	0,417008
CAP	2,68	0,372599
OPERAT	1,61	0,621664
SIZE	2,54	0,393064
LIQ	1,10	0,907418
HHI	2,29	0,437403
GDP	3,59	0,278282
INF	2,09	0,479086
Mean VIF	2,17	

Nguồn: Tổng hợp và tính toán của nhóm tác giả.

Phụ lục 2: Kết quả ước lượng bằng phương pháp OLS, REM và FEM

Variables	OLS	REM	FEM
HHI	-0,0000668 (0,0000449)	-0,0000516 (0,000034)	-0,0000148 (0,00004)
NPL	-0,0696301 (0,0726929)	-0,1244638** (0,0587122)	-0,1403285** (0,0599492)
ROAA	0,2805045 (0,1925978)	0,4728479** (0,2034412)	0,5018985** (0,2311606)
NII	-0,4883431** (0,2477293)	-0,3775942* (0,2158926)	-0,2940533 (0,2254399)
CAP	0,0155664 (0,0371124)	0,0080449 (0,0431966)	0,0152889 (0,0511079)
OPERAT	1,431908*** (0,2178959)	1,602123*** (0,2824933)	1,862522*** (0,3504248)
SIZE	-0,0029979*** (0,0010704)	-0,0026978 (0,0017319)	0,003965 (0,0047468)
LIQ	-0,006379 (0,0148026)	0,0014217 (0,0150797)	0,0095659 (0,0164224)
GDP	0,1932014 (0,256447)	0,0935166 (0,1978929)	-0,1712711 (0,244978)
INF	0,0836588 (0,0664579)	0,0592845 (0,0506759)	0,0229937 (0,0533949)
R-squared	0,3860	0,3666	0,1235

Ghi chú: ***, ** và * chỉ mức ý nghĩa 1%, 5% và 10% theo thứ tự.

Nguồn: Tổng hợp và tính toán của nhóm tác giả.

Phụ lục 3: Kiểm định lựa chọn mô hình phù hợp

Kiểm định Breusch & Pagan Lagrangian multiplier lựa chọn giữa OLS và REM	Chibar2(1)	Prob > chibar2
	104,88	0,0000
Kiểm định Hausman lựa chọn giữa FEM và REM	Chi2(9)	Prob > chi2
	6,95	0,6422

Nguồn: Tổng hợp và tính toán của nhóm tác giả.

Tài liệu tham khảo:

- Agapova, A. & McNulty, J.E. (2016), 'Interest rate spreads and banking system efficiency: General considerations with an application to the transition economies of Central and Eastern Europe', *International Review of Financial Analysis*, 47, 154-165.
- Athanasoglou, P.P., Brissimis, S.N. & Delis, M.D. (2008), 'Bank-specific, industry-specific and macroeconomic determinants of bank profitability', *Journal of International Financial Markets*, 18, 121-136.
- Bain, J.S. (1951), 'Relation of profit rate to industry concentration: American manufacturing, 1936-1940', *Quarterly Journal of Economics*, 65(3), 293-324.
- Beck, T. & Hesse, H. (2006), 'Bank efficiency, ownership and market structure why are interest spreads so high in Uganda', *Policy Research Working Paper Series 4027*, The World Bank.
- Bektas, E. (2014), 'Are the determinants of bank net interest margin and spread different? The case of North Cyprus', *Banks and Bank Systems*, 9, 82-91.
- 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', *Review of Economics & Statistics*, 80(3), 454-465.
- Chortareas, G.E. & Garza-Garcia, J.G. (2009), 'Market structure, profits, and spreads in the Mexican banking industry', *Banks and Bank Systems*, 4, 43-52.
- Demirgüç-Kunt, A. & Huizinga, H. (1999), 'Determinants of commercial bank interest margins and profitability: Some international evidence', *The World Bank Economic Review*, 13, 379-408.
- Do, H.L., Ngo, T.X. & Phung, Q.A. (2020), 'The effect of non-performing loans on profitability of commercial banks: Case of Vietnam', *Accounting*, 6, 373-386.
- Gambacorta, L. (2004), 'How do banks set interest rates', *NBER Working Paper*, 10295, 1-38.
- Ghasemi, A. & Rostami, M. (2016), 'Determinants of interest rate spread in banking industry', *EcoForum*, 5, 1-46.
- Gujarati, D.N. (2004), *Basic Econometrics*, McGraw-Hill Companies, New York.
- Gurov, A., Nikolova, M. & Stoyanova, E. (2018), 'Behavioural economics in banking: Behavioural factors as determinants of the interest spread', *Eurasian Journal of Economics and Finance*, 6, 72-82.
- Hicks, J.R. (1935), 'Annual survey of economic theory: The theory of monopoly', *Econometrica*, 3(1), 1-20.
- Holton, S. & Rodriguez d'Acri, C. (2018), 'Interest rate pass-through since the euro area crisis', *Journal of Banking & Finance*, 96(C), 277-291.
- Hussain, A., Rehman, A. & Rehman, S.U. (2019), 'Determinants of the interest rate spread in commercial banks of Pakistan', *International Journal of Business & Management*, retrieved on July 20th 2020, from <<https://bitly.com.vn/EJDb2>>.
- Jumono, S., Achsani, N.A., Hakim D.B. & Fidaus, M. (2016), 'The effect of loan market concentration on banking rentability: A study of Indonesian commercial banking, dynamics panel data regression approach', *International Journal of Economics and Financial*, 6(1), 207-213.
- Kasman, A., Tunc, G., Vardar, G. & Okan, B. (2010), 'Consolidation and commercial bank net interest margins: Evidence from the old and new European Union members and candidate countries', *Economic Modelling*, 27, 648-655.
- Kennedy, P. (2008), *A Guide to Econometrics*, Wiley-Blackwell, Hoboken.
- King, R.G. & Levine, R. (1993), 'Finance and growth: Schumpeter might be right', *The Quarterly Journal of Economics*, 108, 717-737.
- Maudos, J. & Solís, L. (2009), 'The determinants of net interest income in the Mexican banking system: An integrated model', *Journal of Banking & Finance*, 33, 1920-1931.
- Mishra, P., Mohit, D. & Parimal (2011), 'Market concentration in Indian manufacturing sector: measurement issues', *Economic and Political Weekly*, 46(49), 76-80.
- Mlachila, M. & Chirwa, E.W. (2004), 'Financial reforms and interest rate spreads in the commercial banking system

-
- in Malawi', *IMF Working Papers*, 51, 96-122.
- Mueller, W. & O' Connor, K. (1992), 'The 1992 horizontal merger guidelines: A brief critique', *Review of Industrial Organization*, 8(2), 163-172.
- Mwamtambulo, D.J. & Ntulo, E.W. (2018), 'Determinants of interest rate spreads in commercial banks: A case of Tanzania', *Global journal of management and business research*, 18(6), 11-19.
- Nanjunga, T., Ntsosa, M.M. & Motlaleng, G. (2016), 'Determinants of commercial banks' interest rate spreads in Botswana', *Botswana Journal of Economics*, 14, 1-15.
- Ngân hàng Nhà nước (2019), *Thông tư số 22/2019/TT-NHNN về Quy định các giới hạn, tỷ lệ bảo đảm an toàn trong hoạt động của ngân hàng, chi nhánh ngân hàng nước ngoài*, ban hành ngày 15 tháng 11 năm 2019.
- Nguyễn Đức Trường, Hà Anh Tú & Nguyễn Thị Thanh Bình (2018), 'Cạnh tranh và ổn định hệ thống ngân hàng tại Việt Nam', *Tạp chí Ngân hàng*, 23, truy cập ngày 30 tháng 8 năm 2020, từ <<https://bit.ly/3hRdcEh>>.
- Nguyễn Thế Bình (2016), 'Tập trung thị trường trong lĩnh vực ngân hàng tại Việt Nam', *Tạp chí Phát triển và Hội nhập*, 26(36), 33-37.
- Nguyễn Thị Diễm Hiền (2016), 'Một số vấn đề về ngân hàng thương mại khi Việt Nam gia nhập Cộng đồng kinh tế Asean', *Tạp chí Phát triển Khoa học & Công nghệ*, 19, 71-87.
- Peria, M. & Mody, A. (2004), 'How foreign participation and market concentration impact bank spreads: Evidence from Latin America', *Journal of Money, Credit and Banking*, 36, 511-537.
- Shubiri, F.N.A. & Jamil, S.A. (2017), 'Assessing the determinants of interest rate spread of commercial banks in Oman: An empirical investigation', *European Research Studies Journal*, 20(2A), 90-108.
- Siddiqui, M.A. (2012), 'Towards determination of interest spread of commercial banks: Empirical evidences from Pakistan', *African Journal of Business Management*, 6, 1851-1862.
- Tarus, D.K. & Manyala, P.O. (2018), 'What determines bank interest rate spread? Evidence from Sub-Saharan Africa', *African Journal of Economics and Management Studies*, 9, 335-348.
- Were, M. & Wambua, J. (2014), 'What factors drive interest rate spread of commercial banks? Empirical evidence from Kenya', *Review of Development Finance*, 4, 73-82.
- Yuanita, N. (2019), 'Competition and bank profitability', *Economic Structures*, 8, 1-15.
- 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.