
TÁC ĐỘNG CỦA RỦI RO THANH KHOẢN ĐẾN KHẢ NĂNG SINH LỜI TRONG ĐẠI DỊCH COVID-19: TRƯỜNG HỢP CÁC NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI VIỆT NAM

Nguyễn Anh Tú

Viện Nghiên cứu khoa học và công nghệ Ngân hàng, Trường Đại học Ngân hàng TP HCM

Email: tuna@hub.edu.vn

Trần Phú Thịnh

Khoa Ngân hàng, Trường Đại học Ngân hàng TP HCM

Email: tpthinh202@gmail.com

Đào Lê Kiều Oanh*

Khoa Ngân hàng, Trường Đại học Ngân hàng TP HCM

Email: oanhdlk@hub.edu.vn

Mã bài báo: JED-2119

Ngày nhận: 30/11/2024

Ngày nhận bản sửa: 07/02/2025

Ngày duyệt đăng: 08/04/2025

Mã DOI: 10.33301/JED.VI.2119

Tóm tắt:

Nghiên cứu này kiểm tra tác động của rủi ro thanh khoản đến khả năng sinh lời của các ngân hàng thương mại Việt Nam giai đoạn 2010-2023. Dựa vào dữ liệu bảng cân bằng của 26 ngân hàng thương mại tại Việt Nam, nghiên cứu phân tích theo phương pháp ước lượng hệ thống tổng quát thời điểm (S-GMM). Kết quả cho thấy rủi ro thanh khoản có tác động ngược chiều đến khả năng sinh lời. Tuy nhiên, trong giai đoạn đại dịch COVID-19, tác động này thuận chiều, ngụ ý rằng trong sự hỗ trợ từ chính sách giai đoạn đại dịch giúp nâng cao khả năng sinh lời cho các ngân hàng thương mại mặc dù rủi ro thanh khoản tăng lên. Ngoài ra, với các biến kiểm soát, quy mô ngân hàng và sự tương tác giữa quy mô ngân hàng và COVID-19 đều ảnh hưởng cùng chiều khả năng sinh lời của ngân hàng thương mại. Các khuyến nghị cũng được thảo luận trong nghiên cứu.

Từ khóa: Ngân hàng thương mại, COVID-19, rủi ro thanh khoản, khả năng sinh lời, S-GMM, Việt Nam.

Mã JEL: G21, G24, G33.

The impact of liquidity risk on profitability under Covid-19: The case of Vietnamese commercial banks

Abstract:

This research examines the impact of liquidity risk on profitability within Vietnamese commercial banks for the period of 2010-2023. Based on the balanced panel data of 26 commercial banks in Vietnam, the study adopts the System Generalized Moments Method. The results reveal that liquidity risk has a negative impact on profitability. However, during the COVID-19 pandemic, this impact is positive, implying that the support from policies during the pandemic helps improve profitability despite the increase in liquidity risk. Regarding control variables, bank size and the interaction between bank size and COVID-19 both have a positive impact on profitability. Managerial suggestions are also discussed.

Keywords: Commercial banks, COVID-19, liquidity risk, profitability, S-GMM, Vietnam.

JEL Codes: G21, G24, G33.

1. Giới thiệu

Trong quá trình thực hiện chức năng trung gian tài chính, hệ thống ngân hàng thương mại (NHTM) thường đối mặt với các loại rủi ro như tín dụng, thanh toán quốc tế,... Trong đó, rủi ro thanh khoản (RRTK) được xem là rủi ro đặc thù, có khả năng tổn thất cao và không thể hoàn toàn loại trừ (Arif & Anees, 2012). RRTK xảy ra khi khách hàng (KH) đột ngột rút tiền vào cùng một thời điểm khiến NHTM không đủ nguồn lực tài chính để thực hiện các nghĩa vụ nợ khi đến hạn (Basel Committee on Banking Supervision - BCBS, 2008; Olofin & cộng sự, 2024). Lúc này, NHTM cần bán bớt tài sản để chuyển hóa thành vốn khả dụng nhằm đáp ứng các nhu cầu chi trả cho KH. Điều này thường xảy ra do bối cảnh kinh tế toàn cầu tồn tại những khó khăn nhất định, tình hình không chắc chắn và biến động đáng kể của thị trường, thách thức trong quá trình cân bằng giữa RRTK và KNSL của tổ chức ngân hàng cần được chú trọng hơn (Tran & cộng sự, 2022). Ngoài ra, các tác động bất lợi trên phạm vi lớn có thể làm vấn đề càng trở nên trầm trọng hơn. Ví dụ, cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2008 đã dẫn đến sự bất ổn trong lĩnh vực ngân hàng nói riêng và hệ thống tài chính nói chung trong nhiều quốc gia (Abdul-Rahman & cộng sự, 2018), trong đó, sự phá sản của Lehman Brothers cho thấy chính sách quản lý cũng như sự bảo vệ yếu kém của chính phủ và ngân hàng dưới tác động của điều kiện bất lợi (Drehmann & Nikolaou, 2013). Gần đây, khủng hoảng đại dịch COVID-19 đã tạo ra mối lo ngại về quản lý RRTK do các NHTM đã phải trải qua tình trạng nhận tiền gửi và trả nợ đột ngột (Haris & cộng sự, 2024).

Có thể nhận thấy rằng thách thức của NHTM khi đối diện với RRTK là vấn đề đặc biệt quan trọng, trong đó cần lưu ý đến công tác cân bằng được giữa RRTK và khả năng sinh lời của NHTM dưới tác động nghiêm trọng của đại dịch COVID-19. Do đó, nghiên cứu này đóng góp cho tài liệu hiện có như sau. Thứ nhất, dựa trên góc độ lý thuyết hiện có, nghiên cứu tập trung xây dựng mô hình đánh giá tác động của yếu tố RRTK đến KNSL của các NHTM, trong đó nhấn mạnh vào bối cảnh COVID-19 để xem xét mức độ và chiều hướng tác động giữa mối quan hệ này. Thứ hai, về phương diện thực tiễn, từ kết quả thực nghiệm, nghiên cứu thảo luận các khuyến nghị cần thiết nhằm nâng cao hiệu quả quản lý RRTK nhằm thúc đẩy khả năng sinh lời của hệ thống NHTM Việt Nam.

Nội dung còn lại của bài viết được cơ cấu như sau. Phần 2 sẽ giới thiệu khung lý thuyết và các nghiên cứu liên quan. Phần 3 trình bày phương pháp nghiên cứu cho mô hình đề xuất. Mục 4 sẽ thảo luận các phát hiện thực nghiệm. Và mục 5, nghiên cứu rút ra một số gợi ý quản lý thực tiễn cũng như gợi ý cho các nghiên cứu tiếp theo.

2. Tổng quan nghiên cứu

RRTK là sự kiện xảy ra khi NHTM không thể thực hiện các nghĩa vụ thanh toán giao dịch khi đến hạn hay không có sự phù hợp về thời hạn thanh toán, nguyên do là các khoản nợ phải trả được cho là có thời hạn thanh toán ngắn hơn tài sản (Effiong & Enya, 2020).

Baltensperger (1980) nhấn mạnh nhiệm vụ của NHTM là cần cân bằng được giữa năng lực hấp thụ các cú sốc thanh khoản (nắm giữ các tài sản thanh khoản) với mục tiêu chung về lợi nhuận (nắm giữ các tài sản kém thanh khoản). Hơn nữa, lý thuyết chi phí giao dịch của Keynes (1936) đã hàm ý rằng khi tổ chức nắm giữ thêm tiền mặt (một trong những tài sản có cấu trúc thanh khoản cao) sẽ làm giảm chi phí giao dịch. Do khi NHTM sử dụng nguồn tài chính nội bộ (tiền mặt, các khoản thu nhập giữ lại) sẽ tránh phát sinh chi phí khi sử dụng các nguồn tài chính khác ở bên ngoài (đi vay ngân hàng, vay nợ, phát hành cổ phiếu để tăng vốn) (Myers, 1984). Từ đó, tổ chức kiểm soát RRTK ổn định, có thể ghi nhận hiệu suất hoạt động tốt cũng như quá trình cải thiện KNSL thuận lợi (Adusei, 2021). Vì vậy, Berger (1995) đã tính toán rằng tỷ số tài sản thanh khoản trên tổng tài sản là một trong những thước đo để lượng hóa RRTK. Tuy nhiên, Ebenezer & cộng sự (2019) phát hiện rằng nắm giữ càng nhiều tài sản có cấu trúc thanh khoản cao sẽ làm giảm suất sinh lời của vốn chủ (ROE) tại 63 NHTM tại 5 quốc gia ASEAN (Malaysia, Singapore, Indonesia, Philippines và Thái Lan) giai đoạn 2009-2017. Mặt khác, Mennawi (2020) đã khẳng định rằng tồn tại sự tác động cùng chiều của RRTK đến KNSL các NHTM lần lượt tại Sudan giai đoạn 2008-2018.

Dietrich & Wanzenried (2011) cho rằng có thể đo lường được yếu tố KNSL bằng cách thông qua các tỷ suất sinh lời như tỷ suất lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu (ROE), tỷ suất lợi nhuận trên tổng tài sản (ROA) và tỷ suất thu thập lãi cận biên (NIM). Tuy nhiên, Obeid & Adeinat (2017) cho rằng chỉ số NIM có thể làm suy giảm sự đa dạng của tăng trưởng vì nó chỉ thể hiện qua hoạt động tín dụng thương mại nhưng không phản

ảnh được các hoạt động tín dụng phi thương mại. Ngoài ra, Rhoades (1998) và Athanasoglou & cộng sự (2008) cho rằng ROA có thể bị sai lệch do ảnh hưởng từ các hoạt động ngoại bảng. Do đó, nghiên cứu này đồng tình với Olofin & cộng sự (2024) cho rằng ROE là chỉ số đại diện tốt cho KNSL và tập trung phân tích mối liên hệ giữa thanh khoản và ROE. Từ đây, nghiên cứu hình thành giả thuyết H_1 như sau:

H_1 : RRTK tác động cùng chiều đến KNSL (ROE) của NHTM.

Về các biến độc lập khác có thể tác động tới KNSL của NHTM, mô hình đề xuất của Arif & Anees (2012) và Madhuwanthi & Morawakage (2019) cũng đề xuất thêm thành phần tỷ lệ nợ xấu với vai trò là nhân tố kiểm soát và phát hiện cho thấy tồn tại sự tác động ngược chiều của nhân tố này lên lợi nhuận NHTM, tương tự với Mennawi (2020). Mặt khác, Saleh & Abu Afifa (2020) cũng bổ sung yếu tố với vai trò các biến soát mang tính đặc thù NHTM là quy mô ngân hàng và tỷ lệ vốn chủ sở hữu so với tổng tài sản, kết quả phát hiện rằng tồn tại sự tác động ngược chiều của quy mô NHTM đến KNSL và yếu tố còn lại tác động cùng chiều đến lợi nhuận của tổ chức. Ngoài ra, Ebenezer & cộng sự (2019) đã mở rộng và phát hiện rằng các yếu tố vĩ mô như tốc độ tăng trưởng kinh tế và tỷ lệ lạm phát có tác động cùng chiều đến KNSL của các NHTM.

Mặt khác, tác động của COVID-19 có thể được xem như các cú sốc không lường trước mà Haris & cộng sự (2024) cho rằng tình trạng này có thể làm xáo trộn mọi khía cạnh trong hoạt động của NHTM, đặc biệt ở mặt kiểm soát RRTK của tổ chức. Trong bối cảnh Việt Nam, Le & cộng sự (2021) cho thấy rủi ro bao gồm khủng hoảng kinh tế giai đoạn 2011-2013 và COVID-19 giai đoạn 2020-2021 có tác động cùng chiều đến hiệu quả hoạt động của NHTM. Ngoài ra, nghiên cứu cũng đánh giá chiều hướng tác động của quy mô NHTM đến KNSL dưới tác động của khủng hoảng đại dịch. Vì trong thời kỳ này NHTM đối diện với thực trạng chi phí phát sinh tăng để củng cố quá trình hoạt động và cải thiện KNSL của tổ chức (Nguyễn & cộng sự, 2022). Trong khi lý thuyết cấu trúc hiệu quả của Demsetz (1973) hàm ý rằng NHTM có thể hưởng lợi ích kinh tế nhờ quy mô, nhưng các điều tra thực nghiệm trong giai đoạn đại dịch chưa được chú ý nhiều với khu vực NHTM, đặc biệt tại Việt Nam. Do đó, nghiên cứu này nhấn mạnh xem xét tác động của COVID-19 dưới dạng biến tương tác với các biến độc lập khác để đánh giá khả năng tác động KNSL của NHTM Việt Nam. Kết quả là nghiên cứu mở rộng đánh giá chiều hướng tác động của RRTK và độ lớn của các NHTM trong bối cảnh COVID-19 tới KNSL bằng việc bổ sung yếu tố tương tác trong mô hình thực nghiệm của các NHTM trong mẫu. Từ đó, nghiên cứu hình thành nên các giả thuyết H_2 và H_3 như sau:

H_2 : Rủi ro thanh khoản tác động cùng chiều đến khả năng sinh lời của ngân hàng thương mại dưới sự tác động của khủng hoảng đại dịch COVID-19.

H_3 : Quy mô ngân hàng tác động cùng chiều đến khả năng sinh lời của ngân hàng thương mại dưới tác động của đại dịch COVID-19.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Phương pháp nghiên cứu

Kế thừa các nghiên cứu của Madhuwanthi & Morawakage (2019), Ebenezer & cộng sự (2019) và Mennawi (2020), nghiên cứu đề xuất mô hình thực nghiệm kiểm chứng tác động của RRTK đến KNSL và thể hiện thông qua mô hình sau:

$$ROE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 FGAP_{i,t} + \beta_2 FGAP_{i,t} COV + \beta_3 LIA_{i,t} + \beta_4 NPL_{i,t} + \beta_5 ETA_{i,t} + \beta_6 SIZE_{i,t} + \beta_7 SIZE_{i,t} COV + \beta_8 GDPG_{i,t} + \beta_9 INF_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

Dựa vào mô hình (1) được thiết lập kiểm chứng tác động của RRTK đến KNSL của các NHTM niêm yết tại Việt Nam trong giai đoạn 2010-2023. Ngoài ra, nghiên cứu cũng bổ sung thêm biến tương tác thể hiện sự mở rộng phạm vi đánh giá chiều hướng tác động của khủng hoảng đại dịch COVID-19 về chiều hướng tác động trên. Các ký hiệu biến, cách thức đo lường và dấu kỳ vọng của từng biến được trình bày tại Bảng 1.

Để ước lượng mô hình (1), nghiên cứu sử dụng phương pháp GMM để có thể giải quyết các vấn đề nội sinh tiềm ẩn trong mô hình. Phương pháp GMM được đề xuất bởi Hansen (1982) được xem là phù hợp hơn so với các phương pháp biến công cụ khác như 2SLS, đặc biệt khi xử lý vấn đề phương sai thay đổi (Baum & cộng sự, 2003). Hơn nữa, với đặc điểm của bảng dữ liệu ngắn gồm 26 NHTM trong phạm vi 14 năm (T nhỏ, N lớn), ước lượng bình phương nhỏ nhất (OLS) và mô hình hiệu ứng cố định (FEM) không thể cung cấp các ước lượng hiệp phương sai ổn định (Allison & Richard, 2002). Do đó, nghiên cứu loại trừ các phương pháp OLS và 2SLS và chọn ước lượng GMM do GMM phù hợp với bảng dữ liệu ngắn (Góes, 2016; Tu, 2024).

Bảng 1: Tổng hợp các biến có trong mô hình đề xuất (1)

Ký hiệu	Diễn giải tên biến	Cách thức đo lường	Dấu kỳ vọng	Tham khảo
Biến phụ thuộc đại diện cho khả năng sinh lời				
ROE	Tỷ suất sinh lợi trên vốn chủ sở hữu	Lợi nhuận sau thuế Vốn chủ sở hữu		Olofin & cộng sự (2024)
Biến độc lập đại diện cho rủi ro thanh khoản				
FGAP	Khe hở tài trợ	(Dư nợ cho vay - Tiền gửi khách hàng) Tổng tài sản	(+)	Arif & Anees (2012) và Madhuwanthi & Morawakage (2019)
Biến tương tác				
FGAPCOV	Biến tương tác giữa khe hở tài trợ và đại dịch COVID – 19	Nhận giá trị là (1) cho những năm 2020 và năm 2021 tương ứng với giai đoạn COVID – 19; nhận giá trị là (0) cho các năm còn lại trong giai đoạn nghiên cứu (từ năm 2010 đến năm 2023)	(+)	Tác giả đề xuất
SIZECOV	Biến tương tác giữa quy mô ngân hàng và đại dịch COVID – 19	Nhận các giá trị nhị phân là (1) cho những năm 2020 và năm 2021 tương ứng với giai đoạn COVID – 19; nhận giá trị là (0) cho các năm còn lại trong giai đoạn nghiên cứu (từ năm 2010 đến năm 2023)	(+)	Tác giả đề xuất
Biến kiểm soát				
Các biến kiểm soát đặc thù ngân hàng				
LIA	Cấu trúc thanh khoản	Tài sản thanh khoản Tổng tài sản	(+)	Mennawi (2020)
NPL	Tỷ lệ nợ xấu	Nợ xấu (tổng nợ thuộc nhóm 3, 4, 5) Tổng dư nợ tín dụng	(-)	Arif & Anees (2012) và Madhuwanthi & Morawakage (2019)
ETA	Quy mô vốn chủ sở hữu	Vốn chủ sở hữu Tổng tài sản	(+)	Saleh & Abu Afifa (2020)
SIZE	Quy mô ngân hàng	Logarit cơ số e của tổng tài sản $= \ln(\text{Tổng tài sản})$	(+)	Saleh & Abu Afifa (2020)
Các biến kiểm soát vĩ mô				
GDPG	Tốc độ tăng trưởng kinh tế	$\frac{GDP_t - GDP_{t-1}}{GDP_{t-1}}$	(+)	Ebenezer & cộng sự (2019)
INFL	Tỷ lệ lạm phát	$\frac{CPI_t - CPI_{t-1}}{CPI_{t-1}}$	(-)	Ebenezer & cộng sự (2019)

Nguồn: Tác giả tổng hợp.

GMM tồn tại hai dạng ước lượng gồm GMM sai phân (D-GMM) được Arellano & Bond (1991) phát triển và GMM hệ thống (S-GMM) được Blundell & Bond (1998) xây dựng. Bên cạnh đó, Antoniou & cộng sự (2006) cho rằng ước lượng S-GMM có ưu điểm hơn vì D-GMM tồn tại vấn đề liên quan đến các công cụ yếu do mất thông tin giữa các đơn vị chéo dẫn đến phương sai của D-GMM lớn hơn của S-GMM, tương tự quan điểm của Blundell & Bond (1998). Đồng thời, các tác giả Arellano & Boverb (1995) cũng cho rằng việc thiếu thông tin liên quan đến các tham số trong các biến cấp độ, tức là rơi vào tình trạng bỏ sót biến quan trọng (thiếu biến ngoại sinh hoặc biến nội sinh) khi sử dụng phương pháp D-GMM sẽ gây ra sự mất mát đáng kể về hiệu quả trong các mô hình.

Do đó, nghiên cứu này áp dụng S-GMM để ước lượng các tham số của các mô hình đề xuất. Ngoài ra, nghiên cứu cũng đánh giá tính phù hợp của ước lượng S-GMM bằng việc xét: (i) Kiểm định AR(2) với giả thuyết H_0 : Các mô hình nghiên cứu không tồn tại tự tương quan chuỗi bậc 2; (ii) Kiểm định Hansen (1982) với giả thuyết H_0 : Các biến công cụ thỏa mãn tính quá mức (over – identifying); (iii) Số lượng biến công cụ (number of instruments) < Số nhóm quan sát (number of groups) để đảm bảo việc xử lý vấn đề nội sinh là triệt để (Roodman, 2009).

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu nghiên cứu được thu thập từ các báo cáo tài chính đã được kiểm toán của 26 NHTM giai đoạn 2010-2023. Để người đọc có thể tái tạo toàn bộ kết quả từ nghiên cứu này, toàn bộ dữ liệu của nghiên cứu đã được tải lên kho dữ liệu của Mendeley tại: <https://data.mendeley.com/datasets/pmkb8jtz73/1>. Dữ liệu được phân tích bởi phần mềm STATA 17.0. Tổng cộng có 364 quan sát được đề cập tại Bảng 2 được ghi nhận theo dạng bảng cân bằng cho toàn bộ mẫu được sử dụng để tìm kết quả của mô hình hồi quy S-GMM.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả

Các biến mô tả trong nghiên cứu này được thể hiện trong Bảng 2.

Bảng 2: Mô tả đặc điểm thống kê dữ liệu mẫu trong mô hình thực nghiệm

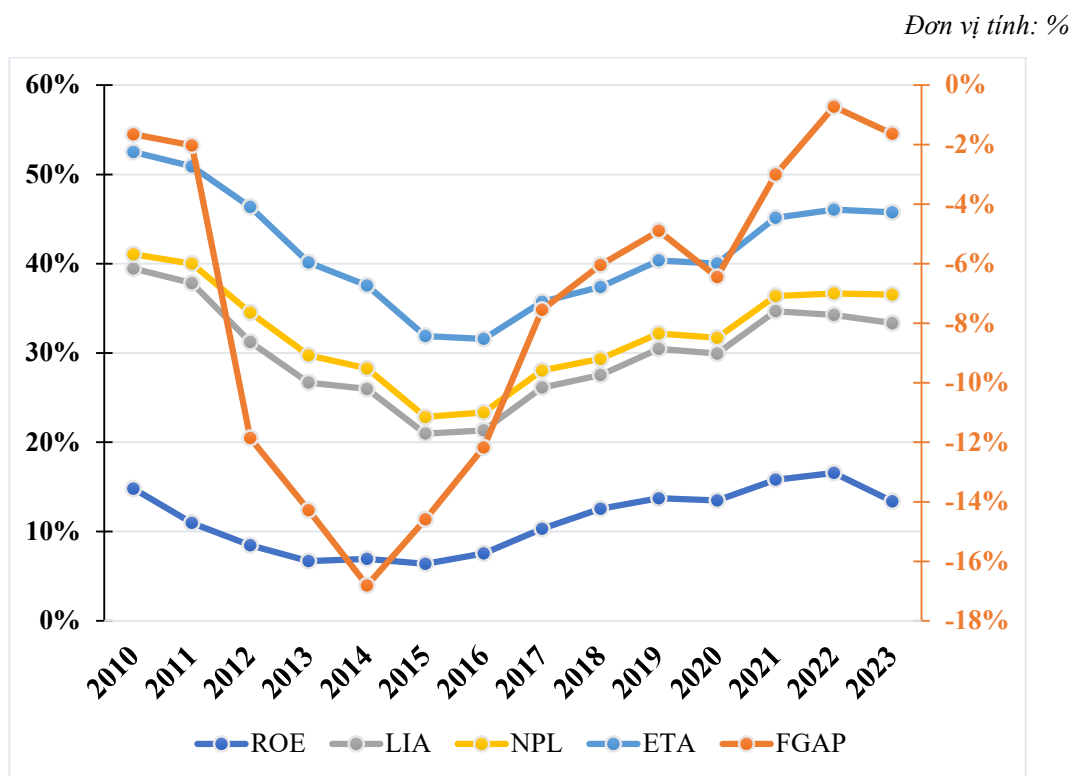
Các biến	Tổng số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
ROE	364	0,1126	0,0845	-0,5633	0,3033
FGAP	364	-0,0741	0,1136	-0,3857	0,2865
FGAPCOV	364	-0,0068	0,0414	-0,3597	0,1892
LIA	364	0,1872	0,0807	0,0452	0,6110
NPL	364	0,0228	0,0250	0,0002	0,2976
ETA	364	0,0934	0,0386	0,0406	0,2564
GDPG	364	0,0602	0,0156	0,0256	0,0802
INFL	364	0,0516	0,0446	0,0063	0,1867
SIZE	364	18,6821	1,2000	15,9227	21,5566
SIZECOV	364	2,7492	6,7552	0	21,2895

Nguồn: Tác giả tổng hợp từ phần mềm thống kê STATA 17.0.

Dựa vào Bảng 2, nghiên cứu thể hiện các giá trị thống kê lần lượt của từng biến trong mô hình (1) là tổng số quan sát, giá trị trung bình, độ lệch chuẩn, giá trị lớn nhất và giá trị nhỏ nhất. Tiếp theo, để có thể đi sâu phân tích chiều hướng biến động của các biến có trong mô hình, đánh giá được độ phân tán của các giá trị trung bình của từng biến, nghiên cứu tiến hành phân tích một số điểm nổi trong bộ dữ liệu như sau:

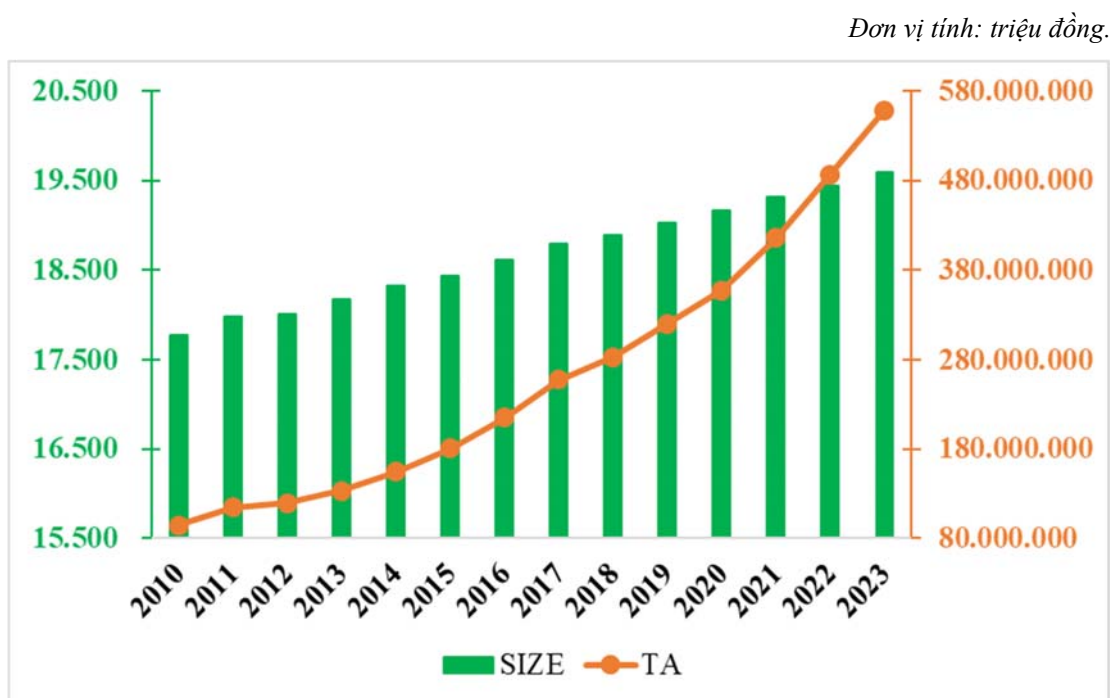
Hình 1 cho thấy ROE của 26 NHTM giai đoạn 2010-2023 dao động trung bình trong khoảng 2,81% đến 19,71%. Ngoài ra, sự cách biệt lớn cũng như tổ chức tương ứng với giá trị lớn nhất và giá trị nhỏ nhất lần lượt là Ngân hàng thương mại cổ phần Tiên Phong tại năm 2011 đạt ROE_{max} là 30,33% và Ngân hàng thương mại cổ phần Quốc Tế Việt Nam tại năm 2021 đạt $ROE_{min} = -56,33\%$. Hơn nữa, chỉ tiêu này có xu hướng biến động giảm qua từng năm trong giai đoạn nghiên cứu từ năm 2010- 2015, mặc dù có sự tăng nhẹ tại năm 2014 nhưng mức tăng không đáng kể. Tiến trình tái cơ cấu lại hệ thống NHTM giai đoạn 2012-2015 (Doan & cộng sự, 2022) đã tạo cơ hội gia tăng ROE bình quân tại các NHTM giai đoạn 2016-2019. Cuối cùng, giai đoạn 2020-2023 có những sự biến động tăng/giảm rõ rệt, có thể do tác động của khủng hoảng COVID-19.

Hình 1: Giá trị trung bình của chỉ tiêu tỷ suất lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu, khe hở tài trợ, cấu trúc thanh khoản, nợ xấu và quy mô vốn chủ sở hữu của 26 NHTM tại Việt Nam giai đoạn 2010-2023



Nguồn: Tổng hợp từ phần mềm Microsoft Excel.

Hình 2: Giá trị trung bình chỉ tiêu quy mô ngân hàng và tổng tài sản của 26 NHTM tại Việt Nam giai đoạn 2010-2023



Nguồn: Tổng hợp từ phần mềm Microsoft Excel.

Bảng 3: Ma trận hệ số tương quan và nhân tử phóng đại phương sai của các biến trong mô hình nghiên cứu (1)

	ROE	FGAP	FGAPCOV	LIA	NPL	ETA	SIZE	SIZECOV	GDPG	INFL	VIF
ROE	1,0000										#
FGAP	0,3564	1,0000									1,38
FGAPCOV	0,1159	0,2671	1,0000								1,34
LIA	-0,0340	-0,1124	-0,0228	1,0000							1,29
NPL	-0,2742	-0,1483	0,0460	-0,0289	1,0000						1,10
ETA	-0,1157	0,2311	0,1235	-0,0131	0,0428	1,0000					1,67
SIZE	0,5377	0,1301	0,0132	-0,1795	-0,1311	-0,5274	1,0000				1,70
SIZECOV	0,1751	0,1021	-0,3836	-0,0628	-0,0750	-0,0868	0,2108	1,0000			5,41
GDPG	-0,0756	-0,0374	0,3408	-0,0668	0,0191	-0,0105	-0,1035	-0,8648	1,0000		4,80
INFL	-0,0225	0,1050	0,0873	0,4012	-0,0102	0,2347	-0,3016	-0,2411	0,0627	1,0000	1,48

Nguồn: Tổng hợp từ phần mềm thống kê STATA 17.0.

Bảng 2 và Hình 1 biểu diễn giá trị trung bình của khe hở tài trợ (FGAP) đại diện cho RRTK của 26 NHTM là -7,41% và độ lệch chuẩn là 11,36%, cho thấy có sự chênh lệch lớn giữa các NHTM. Cụ thể, giá trị lớn nhất của chỉ tiêu này là 28,65% tương ứng với Ngân hàng thương mại cổ phần Bắc Á (BAB) tại năm 2011 cũng đã cho thấy rằng chênh lệch giữa nguồn dư nợ tín dụng so với nguồn huy động vốn của BAB tương đối lớn. Điều này thể hiện BAB tập trung vào việc cải thiện lợi nhuận bằng cách chú trọng đầu tư vào các nguồn tài sản có cấu trúc thanh khoản thấp. Ngược lại, giá trị nhỏ nhất là -0,3857 trong năm 2014 tương ứng với Ngân hàng thương mại cổ phần Hàng hải Việt Nam. Ngoài ra, dưới tác động của COVID-19, giá trị FGAPCOV đạt giá trị lớn nhất là 18,92% và giá trị nhỏ nhất là -35,97% cũng cho thấy rằng giai đoạn COVID-19 đã có những tác động lớn tới RRTK của các NHTM. Từ các tổng quan xu hướng âm của chỉ tiêu FGAP bình quân của các NHTM giai đoạn 2010-2023 phản ánh được một phần sự điều chỉnh trong cơ cấu lợi nhuận của toàn NHTM, tức là các NHTM có xu hướng kiểm soát RRTK ở mức ổn định thông qua việc ít duy trì các tài sản có tính thanh khoản thấp (các khoản vay) nhưng vẫn kỳ vọng KNSL ở mức tối ưu. Hình 1 cũng thể hiện tỷ lệ nợ xấu dao động từ 0% đến 4,78% cũng như quy mô vốn chủ sở hữu có sự phân tán từ 5,48% đến 12%.

Hình 2 thể hiện quy mô của 26 NHTM. Trong đó, Ngân hàng thương mại cổ phần Bắc Á có quy mô thấp nhất tại năm 2010 với giá trị là 15.923 triệu đồng còn quy mô lớn nhất tại năm 2023 là 21.556 triệu đồng tương ứng với Ngân hàng thương mại cổ phần Đầu tư và Phát triển Việt Nam. Tương tự, biến kiểm soát SIZECOV thể hiện quy mô NHTM dưới ảnh hưởng của COVID-19 có giá trị lớn nhất là 21.289 triệu đồng, thấp hơn so với quy mô giai đoạn bình thường, ngụ ý rằng COVID-19 có tác động nhất định tới hoạt động của NHTM dưới góc độ gia tăng quy mô.

4.2. Ma trận hệ số tương quan và hệ số VIF

Gujarati & Porter (2009) cho rằng nếu bất kỳ biến giải thích nào có giá trị $r > 0,8$ và $VIF > 10$ sẽ bị loại khỏi mô hình thực nghiệm để giảm thiểu nguy cơ xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến. Dựa vào Bảng 3, nhóm tác giả nhận thấy rằng không có bất kỳ cặp biến giải thích nào có hệ số $VIF > 10$ cũng như hệ số tương quan cặp (r) $> 0,8$. Vì vậy, mô hình (1) không tồn tại hiện tượng đa cộng tuyến.

4.3. Tổng hợp kết quả và thảo luận

Dựa vào Bảng 3, P_{Hansen} của mô hình (1) là 0,388 lớn hơn $\alpha = 5\%$ nên chấp nhận lần lượt giả thuyết H_0 : các biến công cụ của mô hình (1) thỏa mãn tính quá mức (over-indentifying). Điều này cho thấy mô hình được xác định đúng, các biến công cụ trong các mô hình là ngoại sinh và không tương quan với sai số. Số biến công cụ trong mô hình (1) là 25 và nhỏ hơn số nhóm là 26, thể hiện rằng kết quả kiểm định Hansen tin cậy và xử lý được vấn đề nội sinh.

Bảng 3 cho thấy yếu tố RRTK được lượng hóa thông qua

chỉ tiêu FGAP có tác động ngược chiều đến KNSL của NHTM và đều có ý nghĩa thống kê tại mức 1%. Kết quả này tuy trái với kỳ vọng trong giả thuyết H_1 nhưng tương đồng với thực nghiệm trước của Arif & Anees (2012) và Madhuwanthi & Morawakage (2019). Điều này được lý giải bởi khi nhìn nhận vào Hình 1 đã cho thấy sự bất cân xứng giữa danh mục cho vay và danh mục nợ phải trả. Hơn nữa, lý thuyết về lợi tức dự tính (Anticipated Income Theory) của Prochnow (1949) cũng nhấn mạnh rằng vai trò quan trọng của NHTM trong quá trình quản lý kỳ hạn của tài sản để đảm bảo nguồn vốn ổn định. Tức là khi chỉ tiêu FGAP càng lớn, NHTM sẽ thiếu hụt nguồn vốn nội bộ ổn định với chi phí ở mức tối ưu. Như vậy, khi FGAP càng lớn sẽ làm cho lợi nhuận NHTM càng giảm.

Ngoài ra, nghiên cứu chấp nhận giả thuyết H_2 với kết quả RRTK tăng sẽ làm cho lợi nhuận của NHTM tăng trong bối cảnh COVID-19. Điều này có thể là do trong thời kỳ đại dịch, khi NHTM thực hiện chiến lược hỗ trợ tín dụng đã tạo điều kiện giải ngân mở rộng hơn. Cũng trong giai đoạn đại dịch, tốc độ tăng của các khoản tiền gửi khách hàng có dấu hiệu chững lại do đối diện với biện pháp giãn cách của Chính phủ, khách hàng khó khăn hơn trong việc gửi tiền cũng như rút tiền nên khi nhìn nhận trong vào xu hướng thực tế tại Hình 1, giá trị trung bình của FGAP có dấu hiệu tăng trong giai đoạn 2020-2021 và cũng hàm ý rằng NHTM vừa đẩy mạnh được hoạt động tín dụng và vừa nắm giữ được nguồn huy động ở mức ổn định. Như vậy, đã có sự giảm thiểu được xu hướng bất cân xứng giữa danh mục tài sản và danh mục nợ phải trả về việc cơ cấu cũng như quản lý kỳ hạn các khoản hiệu quả nên NHTM tối ưu được các chi phí, từ đó giúp ROE tăng lên.

Kết quả nghiên cứu tại Bảng 4 cũng hàm ý rằng quy mô NHTM được đo lường thông qua nhân tố SIZE càng lớn sẽ làm tăng ROE. Kết quả này tuy có sự không tương đồng với nghiên cứu của Saleh & Abu Afifa (2020) nhưng phù hợp với kỳ vọng dấu tại Bảng 1. Ngoài ra, xu hướng tác động cùng chiều của sự tương tác của quy mô NHTM với COVID-19 đến KNSL cũng hàm ý rằng nghiên cứu chấp nhận giả thuyết H_3 và cho thấy rằng quy mô NHTM càng tăng sẽ làm cho KNSL càng tăng trong bối cảnh đại dịch. Kết quả này có thể được giải thích trong bối cảnh đại dịch, các NHTM có thể tốn thêm những khoản chi phí để trích lập các khoản dự phòng từ các khoản cho vay không hoàn trả đúng hạn, thêm chi phí bổ sung nguồn vốn thiếu hụt khi đối diện nhu cầu rút tiền đột ngột từ khách hàng cũng như thêm các chi phí khác để vận hành các chính sách phòng chống và phục hồi với đại dịch theo chỉ đạo của Chính phủ và Ngân hàng Nhà nước Việt Nam. Đối diện với các chi phí gia tăng, việc mở rộng quy mô một cách có kiểm soát là phù hợp với cấu trúc chi phí và hiệu quả (Efficient-structure theory) của Demsetz (1973).

Ngoài ra, cấu trúc thanh khoản (LIA) và quy mô vốn chủ sở hữu (ETA) đều có tác động cùng chiều đến ROE và phù hợp với kỳ vọng tại Bảng 1. Kết quả về yếu tố LIA có sự tương đồng với Mennawi (2020) còn yếu tố ETA có sự tương đồng với Saleh & Abu Afifa (2020). Khi các NHTM có lượng tiền gửi tiết kiệm ổn định sẽ có được nguồn vốn huy động bền vững và không phải đối diện với các chi phí phát sinh huy động vốn. Đồng thời, tỷ lệ ETA cao thể hiện các NHTM có khả năng chống chịu tốt với các rủi ro tài chính chẳng hạn như rủi ro thị trường, rủi ro tín dụng.

Ngoài ra, tỷ lệ nợ xấu (NPL) tác động ngược chiều với ROE, tương đồng với Arif & Anees (2012) và Madhuwanthi & Morawakage (2019). Xu hướng tăng lên của tổng nợ thuộc nhóm 3, nhóm 4 và nhóm 5 gây tổn thất trực tiếp cho lợi nhuận của NHTM. Cuối cùng, trong nhóm biến đại diện cho kinh tế vĩ mô tác động đến ROE tại Bảng 3, yếu tố GDPG có sự tương đồng còn yếu tố INFL không tương đồng với kết quả thực nghiệm của Ebenezer & cộng sự (2019). Kết quả cho thấy nếu nền kinh tế vĩ mô có những chuyển biến tích cực sẽ thúc đẩy thu nhập chung của các đối tượng khách hàng tăng trưởng. Tuy nhiên, với nền kinh tế có lạm phát cao, NHTM phải trả lãi suất cao hơn để thu hút tiền gửi từ khách hàng để đảm bảo tính thanh khoản của tổ chức và điều này làm tăng chi phí huy động vốn dẫn đến giảm KNSL.

5. Kết luận và hàm ý quản lý

Nghiên cứu này xem xét quá trình kiểm chứng tác động của RRTK đến KNSL của các NHTM Việt Nam và mở rộng chiều hướng đánh giá trên trong bối cảnh có sự ảnh hưởng của đại dịch COVID-19. Sử dụng bộ dữ liệu bảng cân bằng của 26 NHTM trong giai đoạn 2010-2023, kết quả mô hình hồi quy S-GMM cho thấy RRTK tác động ngược chiều đến KNSL của NHTM nhưng trong bối cảnh của đại dịch COVID-19 RRTK lại tác động cùng chiều tới KNSL.

Từ kết quả thực nghiệm này, nghiên cứu đề xuất rằng các NHTM Việt Nam cần cơ cấu lại và quản lý kỳ hạn hiệu quả giữa danh mục dư nợ tín dụng và các khoản huy động vốn để có thể đạt được một số lợi ích

như sau. Thứ nhất, quá trình cơ cấu lại các yếu tố trên một cách hợp lý sẽ giúp NHTM luôn có đủ năng lực về thanh khoản và nguồn vốn để đáp ứng các nhu cầu rút tiền đột ngột từ phía khách hàng. Thứ hai, việc quản lý kỳ hạn hiệu quả các khoản mục trên có thể giúp tổ chức tránh sử dụng nguồn vốn ngắn hạn để tài trợ cho các dự án trung/dài hạn và làm điều này có thể làm giảm sự thiếu hụt nguồn vốn khi NHTM đối diện với các nhu cầu cấp bách từ phía khách hàng và các bên liên quan, đặc biệt trong thời kỳ kinh tế có sự biến động đột ngột. Thứ ba, NHTM cần duy trì dự trữ tiền mặt ở mức phù hợp để giảm thiểu nguy cơ RRTK phát sinh (Arif & Anees, 2012). Thứ tư, nghiên cứu cũng đồng tình với Acharya & Naqvi (2012) rằng khi thanh khoản đạt mức cao, NHTM có xu hướng nới lỏng các tiêu chuẩn cho vay, thúc đẩy bùng nổ tín dụng và bong bóng giá tài sản. Do đó, bản thân NHTM cần ý thức việc duy trì chất lượng tín dụng để đạt được mục tiêu kép là tăng thanh khoản và giữ danh mục tín dụng chất lượng. Những lợi ích này giúp tổ chức duy trì được nguồn thanh khoản hợp lý để kiểm soát được nguy cơ RRTK phát sinh. Hơn nữa, dù trong bối cảnh nền kinh tế biến động mạnh như đại dịch, KNSL của các NHTM vẫn có thể được cải thiện nếu NHTM luôn ý thức về việc kiểm soát nguy cơ RRTK phát sinh tiềm ẩn. Ngoài ra, nghiên cứu này cũng cho rằng các NHTM Việt Nam nên tiếp tục mở rộng quy mô để tận dụng lợi ích kinh tế nhờ quy mô, đặc biệt trong thời kỳ đại dịch khi các hoạt động tín dụng bị ảnh hưởng tiêu cực. Bên cạnh đó, các NHTM cần kiên trì thực hiện quá trình phát triển quy mô tổng tài sản bởi vì khi tổng tài sản của từng NHTM tăng sẽ tạo thuận lợi để đa dạng hóa nguồn sử dụng vốn, qua đó tăng KNSL của NHTM.

Tài liệu tham khảo:

- Abdul-Rahman, A., Sulaiman, A.A. & Mohd Said, N.L.H. (2018), 'Does financing structure affects bank liquidity risk?', *Pacific Basin Finance Journal*, 52, 26-39. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2017.04.004>.
- Acharya, V. & Naqvi, H. (2012), 'The seeds of a crisis: A theory of bank liquidity and risk taking over the business cycle', *Journal of Financial Economics*, 106(2), 349-366. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2012.05.014>.
- Adusei, M. (2021), 'The liquidity risk-financial performance nexus: Evidence from hybrid financial institutions', *Managerial and Decision Economics*, 43(1), 31-47. <https://doi.org/10.1002/mde.3357>.
- Allison, P.D. & Richard, P.W. (2002), 'Fixed-effects negative binomial regression models', *Sociological Methodology*, 32(1), 247-265. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/1467-9531.00117>.
- Antoniou, A., Guney, Y. & Paudyal, K. (2006), 'The determinants of debt maturity structure: Evidence from France, Germany and the UK', *European Financial Management*, 12(2), 161-194. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/j.1354-7798.2006.00315.x>
- Arellano, M. & Bond, S. (1991), 'Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equations', *Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297. <https://doi.org/https://doi.org/10.2307/2297968>.
- Arellano, M. & Bover, O. (1995), 'Another look at the instrumental variable estimation of error-components models', *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-D](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-D).
- Arif, A. & Anees, N.A. (2012), 'Liquidity risk and performance of banking system', *Journal of Financial Regulation and Compliance*, 20(2), 182-195. <https://doi.org/10.1108/13581981211218342>.
- 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, Institutions and Money*, 18(2), 121-136. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2006.07.001>.
- Baltensperger, E. (1980), 'Alternative approaches to the theory of the banking firm', *Journal of Monetary Economics*, 6(1), 1-37. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/0304-3932\(80\)90016-1](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/0304-3932(80)90016-1)
- Basel Committee on Banking Supervision (2008), *Principles for Sound Liquidity Risk Management and Supervision*, Bank for International Settlements.

- Baum, C.F., Schaffer, M.E. & Stillman, S. (2003), 'Instrumental variables and GMM: Estimation and Testing', *Stata Journal*, 3(1), 1-31. <https://doi.org/https://doi.org/10.1177/1536867X0300300>.
- Berger, A.N. (1995), 'The profit-structure relationship in banking--tests of market-power and efficient-structure hypotheses', *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(2), 404-431. <https://doi.org/https://doi.org/10.2307/2077876>.
- Blundell, R. & Bond, S. (1998), 'Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models', *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8).
- Demsetz, H. (1973), 'Industry structure, market rivalry, and public policy', *Journal of Law and Economics*, 16(1), 1-9. <https://doi.org/https://doi.org/10.1086/466752>.
- Dietrich, A. & Wanzenried, G. (2011), 'Determinants of bank profitability before and during the crisis: Evidence from Switzerland', *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 21(3), 307-327. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2010.11.002>.
- Doan, T.H., Hoang, T.T.H., Tran, T.H. & Nguyen, T.K.P. (2022), 'Factors affecting liquidity of commercial banks in Vietnam', *Proceedings on Engineering Sciences*, 4(2), 115-124. <https://doi.org/10.24874/PES04.02.002>.
- Drehmann, M. & Nikolaou, K. (2013), 'Funding liquidity risk: Definition and measurement', *Journal of Banking and Finance*, 37(7), 2173-2182. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2012.01.002>.
- Ebenezer, O.O., Islam, Md. A., Yusoff, W.S. & Rahman, S. (2019), 'The effects of liquidity risk and interest-rate risk on profitability and firm value among banks in ASEAN-5 countries', *Journal of Reviews on Global Economics*, 8, 337-349. <https://doi.org/10.6000/1929-7092.2019.08.29>.
- Effiong, Dr.S.A. & Enya, E.F. (2020), 'Liquidity risk management and financial performance: Are consumer goods companies involved?', *International Journal of Recent Technology and Engineering (IJRTE)*, 9(1), 580-589. <https://doi.org/10.35940/ijrte.A1692.059120>.
- Góes, C. (2016), 'Institutions and growth: A GMM/IV panel VAR approach', *Economics Letters*, 138, 85-91. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.econlet.2015.11.024>.
- Gujarati, D.N. & Porter, D.C. (2009), *Basic econometrics*, McGraw-Hill.
- Hansen, L.P. (1982), 'Large sample properties of generalized method of moments estimators', *Econometrica*, 50(4), 1029-1054. <https://doi.org/https://doi.org/10.2307/1912775>.
- Haris, M., Yao, H.X. & Fatima, H. (2024), 'The impact of liquidity risk and credit risk on bank profitability during COVID-19', *PLoS ONE*, 19(9), e0308356. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0308356>.
- Keynes, J.M. (1936), *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Palgrave Macmillan.
- Le, N.T.T., Do, T.T.N., Nguyen, T.N.H. & Wong, W.K. (2021), 'Does bank liquidity risk lead to bank's operational efficiency? A study in Vietnam', *Advances in Decision Sciences*, 25(4), 1-43.
- Madhuwanthi, R.M.R. & Morawakage, P.S. (2019), 'Impact of liquidity risk on the performances of Sri Lankan commercial banks', *Sri Lanka Journal of Social Sciences*, 42(1), 53-64. <https://doi.org/10.4038/sljss.v42i1.7572>.
- Mennawi, A.N.A. (2020), 'the impact of liquidity, credit, financial leverage risks on financial performance of Islamic banks: The case of Sudanese banking sector', *International Journal of Applied Economics, Finance and Accounting*, 8(2), 73-83. <https://doi.org/10.33094/8.2017.2020.82.73.83>.
- Myers, S.C. (1984), 'Capital Structure Puzzle', *Journal of Finance*, 32(2), 575-592. <https://doi.org/10.3386/w1393>.
- Nguyen, H.H., Nguyen, T.P. & Tram Tran, A.N. (2022), 'Impacts of monetary policy transmission on bank performance and risk in the Vietnamese market: Does the Covid-19 pandemic matter?', *Cogent Business & Management*, 9(1), 2094591. <https://doi.org/https://doi.org/10.1080/23311975.2022.2094591>.
- Obeid, R. & Adeinat, M. (2017), 'International journal of economics and financial issues determinants of net interest margin: An analytical study on the commercial banks operating in Jordan (2005-2015)', *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7(4), 515-525. <https://doi.org/10.13140/RG.2.2.19253.37600>.
- Olofin, A.J., Muritala, T.A., Maitala, F., Abubakar, H.L. & Ajalie, S.N. (2024), 'The impact of liquidity risk on profitability of listed deposit money banks in Nigeria', *International Journal of Professional Business Review*, 9(6), 1-24. <https://doi.org/10.26668/businessreview/2024.v9i6.4777>.

-
- Prochnow, H.V. (1949), 'American finance association bank liquidity and the new doctrine of anticipated income', *Journal of Finance*, 4(4), 298-314. <https://doi.org/10.2307/2975424>.
- Rhoades, S.A. (1998), 'The efficiency effects of bank mergers: An overview of case studies of nine mergers', *Journal of Banking and Finance*, 22(3), 273-291. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(97\)00053-8](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(97)00053-8).
- Roodman, D. (2009), 'A note on the theme of too many instruments', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71(1), 135-158. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2008.00542.x>.
- Saleh, I. & Abu Afifa, M. (2020), 'The effect of credit risk, liquidity risk and bank capital on bank profitability: Evidence from an emerging market', *Cogent Economics and Finance*, 8(1), 1-13. <https://doi.org/10.1080/23322039.2020.1814509>.
- Tran, Q.T., Le, X.T. & Dang, A.T. (2022), 'The impact of liquidity on profitability - evidence of Vietnamese listed commercial banks', *Banks and Bank Systems*, 17(1), 94-103. [https://doi.org/10.21511/bbs.17\(1\).2022.08](https://doi.org/10.21511/bbs.17(1).2022.08).
- Tu, N.A. (2024), 'Innovation and foreign direct investment attraction in developing countries', *Cogent Economics & Finance*, 12(1), 231238.

*** Tác giả liên hệ: Đào Lê Kiều Oanh - Email: oanhdlk@hub.edu.vn**