

TÁC ĐỘNG CỦA RỦI RO TÍN DỤNG LÊN HIỆU QUẢ HOẠT ĐỘNG CỦA CÁC NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI TẠI VIỆT NAM: BẰNG CHỨNG THỰC NGHIỆM

THE EFFECT OF CREDIT RISK ON THE PERFORMANCE OF COMMERCIAL BANKS IN VIETNAM: EMPIRICAL EVIDENCE

Ngày nhận bài: 22/06/2020

Ngày chấp nhận đăng: 04/09/2020

Đặng Văn Hiệp, Nguyễn Văn Bôn

TÓM TẮT

Hệ thống ngân hàng thương mại ở Việt Nam đóng vai trò quan trọng trong việc cung ứng vốn cho nền kinh tế. Tuy nhiên, việc cung ứng vốn tín dụng có thể gặp rủi ro và ảnh hưởng xấu lên hiệu quả hoạt động của các ngân hàng này. Bài viết đánh giá thực nghiệm tác động của rủi ro tín dụng lên hiệu quả hoạt động của 20 ngân hàng thương mại ở Việt Nam trong giai đoạn 2005 - 2018 bằng phương pháp ước lượng GMM Arellano-Bond hệ thống. Kết quả cho thấy tỷ lệ nợ xấu và dự phòng rủi ro tín dụng có tác động thúc đẩy trong khi hệ số rủi ro tín dụng có tác động làm giảm hiệu quả hoạt động của các ngân hàng này. Ngoài ra, tỷ lệ an toàn vốn và quy mô ngân hàng cũng là các yếu tố quyết định có ý nghĩa. Các phát hiện này đề xuất một số hàm ý quan trọng cho hoạt động phòng ngừa rủi ro tín dụng của các ngân hàng thương mại tại Việt Nam.

Từ khóa: rủi ro tín dụng, hiệu quả hoạt động, ngân hàng thương mại, phương pháp GMM Arellano-Bond hệ thống.

ABSTRACT

The commercial banking system in Vietnam plays a crucial role in supplying capital to the economy. However, the supply of credit may be risky and adversely affects the performance of these banks. The paper empirically investigates the effect of credit risk on the performance for a balanced panel data of 20 commercial banks in Vietnam over the period 2005 - 2018 via the system GMM Arellano-Bond estimators. The estimated results indicate non-performance loan and loan loss provision stimulate while loan asset ratio reduces the performance of these banks. Furthermore, capital adequacy ratio and bank size are also significant determinants. These findings suggest some important implications relating to the activities of credit risk prevention of commercial banks in Vietnam.

Keywords: credit risk, performance, commercial banks, system GMM Arellano-Bond estimator.

1. Giới thiệu

Hệ thống các ngân hàng thương mại đóng vai trò quan trọng trong việc cung ứng vốn cho nền kinh tế Việt Nam, do vậy hiệu quả hoạt động được xem là một trong các yếu tố quan trọng của các ngân hàng này. Một số nghiên cứu mới đây như Alfadli & Rjoub (2019), Ekinici & Poyraz (2019), và Abdelaziz et al. (2020) nhấn mạnh việc giảm thiểu các rủi ro tín dụng trong quá trình hoạt động của ngân hàng là một yêu cầu cần thiết để nâng cao chất lượng và hiệu quả hoạt động của các ngân hàng. Việc giảm thiểu các

rủi ro tín dụng có thể giúp nâng cao các chỉ số tài chính của ngân hàng, giúp tăng vốn chủ sở hữu và từ đó nâng cao khả năng cạnh tranh của hệ thống các ngân hàng tại Việt Nam trong bối cảnh hội nhập ngày càng sâu rộng. Tuy nhiên, việc giảm thiểu các rủi ro tín dụng đòi hỏi các ngân hàng thương mại phải có các quy trình cho vay chặt chẽ, đặc

Đặng Văn Hiệp, Học viên cao học ngành Tài chính Ngân hàng, Đại học Sài Gòn (SGU)
Nguyễn Văn Bôn, Khoa Tài chính Ngân hàng, Trường Đại học Tài chính Marketing (UFM)

biệt là cần có sự kiểm tra và giám sát nghiêm ngặt các đối tượng được vay nhằm tăng khả năng thu hồi vốn vay. Điều này có thể thu hẹp các đối tượng được vay và làm giảm lợi nhuận của doanh nghiệp. Do vậy, câu hỏi đặt ra là liệu việc giảm thiểu rủi ro tín dụng của các ngân hàng thương mại tại Việt Nam có làm giảm tỷ suất sinh lợi của các ngân hàng này hay không?

Nguyễn Thanh Phong (2019) lập luận ngân hàng không thể thu hồi vốn tín dụng đã cấp và cho vay khi rủi ro tín dụng phát sinh. Điều này có thể khiến ngân hàng mất cân đối thu chi, dẫn đến mất khả năng thanh toán và làm tăng nguy cơ rủi ro thanh khoản. Quá trình này sẽ khiến ngân hàng có thể rơi vào tình trạng phá sản. Sự phá sản của ngân hàng thương mại, đặc biệt tại các quốc gia đang phát triển như Việt Nam, sẽ dẫn đến hiệu ứng dây chuyền, làm tê liệt các hoạt động kinh tế của nhiều doanh nghiệp. Đặc biệt, Việt Nam là một nền kinh tế đang phát triển với mức tăng trưởng kinh tế tương đối khá, tạo nên điều kiện thuận lợi cho quá trình tích lũy vốn đưa vào nền kinh tế thông qua hệ thống các ngân hàng thương mại.

Xuất phát từ đòi hỏi nâng cao chất lượng quản trị của các ngân hàng thương mại tại Việt Nam để giảm thiểu rủi ro tín dụng, nâng cao chất lượng hoạt động và để trả lời câu hỏi nghiên cứu nêu trên, chúng tôi đánh giá thực nghiệm tác động của rủi ro tín dụng lên hiệu quả hoạt động của 20 ngân hàng thương mại tại Việt Nam trong giai đoạn 2005 - 2018 với các biến kiểm soát như tỷ lệ an toàn vốn và quy mô ngân hàng bằng phương pháp ước lượng GMM Arellano-Bond hệ thống.

Bài viết được sắp xếp như sau. Ngoài phần 1 là giới thiệu thì phần 2 là tổng quan các nghiên cứu trước, tập trung vào tác động của rủi ro tín dụng lên hiệu quả hoạt động của các ngân hàng. Phần 3 trình bày mô hình và dữ

liệu nghiên cứu với việc nhấn mạnh vào sự phù hợp của phương pháp ước lượng. Kết quả ước lượng, bàn luận và kiểm tra tính bền được thể hiện trong phần 4. Cuối cùng là kết luận và đề xuất một vài hàm ý quan trọng.

2. Tổng quan các nghiên cứu trước đây

Rủi ro tín dụng có thể đưa đến khả năng suy giảm nguồn vốn do vậy hầu hết các nghiên cứu đều chỉ ra rằng rủi ro tín dụng làm giảm hiệu quả hoạt động của các ngân hàng. Trong nghiên cứu, rủi ro tín dụng có thể được đo lường bằng một số biến như tỷ lệ nợ xấu, hệ số rủi ro tín dụng, và dự phòng rủi ro tín dụng.

Với biến đại diện là tỷ lệ nợ xấu, tất cả các nghiên cứu đều cho thấy việc gia tăng tỷ lệ nợ xấu là một trong những nguyên nhân chính làm giảm lợi nhuận của các ngân hàng (Laryea et al., 2016; Alfadli & Rjoub, 2019; Ekinci & Poyraz, 2019; Abdelaziz et al., 2020). Laryea et al. (2016) phát hiện tỷ lệ nợ xấu có tác động âm lên lợi nhuận của 22 ngân hàng trong giai đoạn 2005 đến 2010 bằng các phương pháp pooled OLS, REM, và FEM. Trong khi đó, Alfadli & Rjoub (2019) ghi nhận tỷ lệ nợ xấu có tác động âm lên hiệu quả tài chính của 62 ngân hàng thương mại hoạt động tại các quốc gia thuộc Hội đồng Hợp tác vùng Vịnh (GCC) từ 2011 đến 2017 bằng các phương pháp ước lượng OLS và PCSE. Tương tự, Ekinci & Poyraz (2019) chỉ ra tỷ lệ nợ xấu có tác động âm lên tỷ suất sinh lợi của 26 ngân hàng thương mại hoạt động tại Thổ Nhĩ Kỳ trong giai đoạn 2005 - 2017 bằng các phương pháp ước lượng pooled OLS, REM, và FEM. Do vậy, Ekinci & Poyraz (2019) nhấn mạnh các ngân hàng nên tập trung nhiều hơn vào quản lý rủi ro tín dụng, đặc biệt là kiểm soát và giám sát các khoản nợ xấu. Ngoài ra, các nhà quản lý nên tập trung nhiều hơn vào các kỹ thuật quản lý rủi ro tín dụng hiện đại. Mới nhất, Abdelaziz

et al. (2020) tìm thấy tỷ suất sinh lời của các ngân hàng MENA rất nhạy cảm đối với sự gia tăng rủi ro tín dụng và rủi ro thanh khoản, cụ thể là tỷ lệ nợ xấu và rủi ro thanh khoản có tác động âm ở các quốc gia Trung Đông và Bắc Phi (MENA) trong giai đoạn 2004 - 2012 bằng các phương pháp hồi quy pooled OLS và GLS. Ngoài ra, chất lượng thể chế làm tăng lợi nhuận của các ngân hàng MENA và giảm thiểu rủi ro tín dụng và rủi ro thanh khoản.

Song song đó, Menicucci & Paolucci (2016) và Pepur & Tripović (2017) đều khẳng định dự phòng rủi ro tín dụng có tác động âm lên lợi nhuận của các ngân hàng. Menicucci & Paolucci (2016) chỉ ra dự phòng rủi ro tín dụng có tác động âm lên lợi nhuận 35 ngân hàng hàng đầu Châu Âu trong giai đoạn 2009 - 2013 bằng các phương pháp pooled OLS, REM, FEM. Tương tự, Pepur & Tripović (2017) xác định được dự phòng rủi ro tín dụng có tác động âm lên lợi nhuận của các ngân hàng tại Croatia trong giai đoạn từ 2003 đến 2013 bằng phương pháp ước lượng GMM Arellano-Bond. Gần đây hơn, Ali & Puah (2019) lại tìm thấy hệ số rủi ro tín dụng có tác động dương lên lợi nhuận của 24 ngân hàng thương mại tại Pakistan trong giai đoạn 2007 - 2015 bằng các phương pháp ước lượng FEM và REM.

Ngoài các nghiên cứu trên, một số nghiên cứu khác đánh giá thực nghiệm các yếu tố quyết định lên hiệu quả hoạt động của các ngân hàng như Chowdhury et al. (2017), Tan et al. (2017), Trad et al. (2017), Gadzo et al. (2019), và Ali et al. (2019). Chowdhury et al. (2017) tìm thấy vốn chủ sở hữu và an toàn vốn có tác động dương trong khi chi phí phi lãi có tác động âm đến lợi nhuận của các ngân hàng Hồi giáo ở các nước GCC trong giai đoạn 2005 đến 2013 bằng phương pháp ước lượng GMM Arellano-Bond. Tan et al. (2017) lại nhấn mạnh các ngân hàng thương

mại Trung Quốc có khả năng sinh lời cao hơn trong môi trường cạnh tranh thấp hơn và các loại rủi ro khác nhau như rủi ro tín dụng, rủi ro thanh khoản, rủi ro vốn, rủi ro bảo đảm và rủi ro mất khả năng thanh toán có liên quan đáng kể đến lợi nhuận ngân hàng khi sử dụng mẫu các ngân hàng thương mại Trung Quốc trong giai đoạn 2003-2013 (5 ngân hàng thương mại nhà nước, 12 ngân hàng thương mại cổ phần và 83 ngân hàng thương mại thành phố) bằng phương pháp ước lượng GMM Arellano-Bond. Tương tự vậy, Trad et al. (2017) nhận thấy quy mô ngân hàng và vốn là yếu tố chính chịu trách nhiệm tăng lợi nhuận của 78 ngân hàng ở 12 quốc gia Hồi giáo trong giai đoạn 2004 - 2013 bằng phương pháp ước lượng GMM Arellano-Bond. Gần đây, Ali et al. (2019) xác nhận rủi ro tín dụng có tác động âm lên hiệu quả hoạt động của 6 ngân hàng Hồi giáo tại Pakistan trong khoảng thời gian từ 2002 đến 2016 bằng phương pháp ước lượng SUR. Gadzo et al. (2019) cũng chỉ ra rủi ro hoạt động của các ngân hàng có tác động âm đáng kể đến lợi nhuận của 24 ngân hàng ở Ghana bằng mô hình ước lượng PLS-SEM. Phát hiện này nhấn mạnh rằng các ngân hàng cần tăng tính hiệu quả trong quá trình hoạt động để thu được nhiều lợi nhuận hơn.

Tóm lại, thông qua lược khảo các nghiên cứu trước đây, chúng tôi nhận thấy chưa có một nghiên cứu nào sử dụng cả 3 biến như tỷ lệ nợ xấu, hệ số rủi ro tín dụng, và dự phòng rủi ro tín dụng vào trong cùng một nghiên cứu, đặc biệt cho các ngân hàng thương mại tại Việt Nam. Đặc biệt, nghiên cứu này sử dụng các phương pháp ước lượng như S-GMM hai bước và một bước có khả năng xử lý được hiện tượng nội sinh và tương quan chuỗi để loại trừ khả năng ước lượng bị chệch và làm sai lệch kết quả ước lượng. Đây cũng chính là khoảng trống nghiên cứu mà bài viết muốn hướng đến.

3. Mô hình và dữ liệu nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Dựa trên nghiên cứu của Ali & Pua (2019), phương trình thực nghiệm được xác định như sau:

$$ROE_{it} = \beta_0 + \beta_1 ROE_{it-1} + X_{it}\beta'_1 + Z_{it}\beta'_2 + \eta_i + \xi_{it}$$

với i và t lần lượt ký hiệu cho ngân hàng và thời gian. ROE_{it} là tỷ suất sinh lợi trên vốn chủ sở hữu, ROE_{it-1} đại diện cho tỷ suất sinh lợi trên vốn chủ sở hữu lúc ban đầu. X_{it} là một tập gồm 3 biến đại diện cho rủi ro tín dụng, gồm tỷ lệ nợ xấu, hệ số rủi ro tín dụng, và dự phòng rủi ro tín dụng; Z_{it} là tập các biến kiểm soát gồm tỷ lệ an toàn vốn và quy mô ngân hàng. η_i là tác động cố định không quan sát được có đặc điểm quốc gia, bất biến theo thời gian và ξ_{it} là đại lượng sai số; β_0 , β_1 , β'_1 , và β'_2 là các hệ số ước lượng.

Trong nghiên cứu này, chúng tôi sử dụng các phương pháp ước lượng GMM Arellano & Bond (1991) lần đầu được đề xuất bởi Holtz-Eakin et. al. (1988). Để ước lượng phương trình (1), chúng tôi lấy sai phân bậc một để loại trừ các tác động cố định có đặc tính ngân hàng (η_i). Sau đó, các biến độc lập ở dạng sai phân bậc nhất được sử dụng như các biến được công cụ theo độ trễ của chúng dưới giả định rằng các sai số thay đổi theo thời gian trong các mô hình gốc không có tương quan chuỗi (Judson & Owen, 1999). Chiến lược này là GMM sai phân, được biết là có khả năng xử lý các hiện tượng chệch do tác động đồng thời trong các ước lượng.

Phương trình (1) có thể được chuyển đổi thành phương trình dưới dạng sai phân bậc nhất như sau:

$$ROE_{it} - ROE_{it-1} = \beta_1(ROE_{it-1} - ROE_{it-2}) + (X_{it} - X_{it-1})\beta'_1 + (Z_{it} - Z_{it-1})\beta'_2 + (\xi_{it} - \xi_{it-1}) \quad (2)$$

Trong trường hợp các biến có tính dai dẳng, nghĩa là các giá trị quá khứ cho thấy khá ít thông tin về sự biến đổi trong tương lai, khiến cho các biến trễ trở thành các công

cụ yếu ở dạng sai phân. Vì thế, Arellano & Bover (1995) đề nghị kết hợp phương trình (1) và phương trình (2) để hình thành một hệ gồm hai phương trình, một phương trình dạng sai phân được công cụ bởi các biến trễ, và một phương trình dạng gốc được công cụ bởi các biến trễ sai phân qua đó GMM được áp dụng. Đây là phương pháp ước lượng GMM hệ thống (S-GMM), một chiến lược có khả năng tăng tính hiệu quả thông qua việc giảm bớt hiện tượng chệch và giải quyết được các biến công cụ yếu ở GMM sai phân. Tính nhất quán của GMM hệ thống hoàn toàn dựa trên các giả định là các đại lượng sai số không tương quan nhau, các biến công cụ có hiệu lực, và các thay đổi trong các biến công cụ thêm vào không tương quan với các tác động cố định.

Tính hiệu lực của các biến công cụ trong S-GMM được đánh giá thông qua thống kê Sargan/Hansen và thống kê Arellano-Bond. Các kiểm định Sargan/Hansen với giả thuyết null H_0 : biến công cụ có tính ngoại sinh chặt chẽ, nghĩa là biến công cụ không tương quan với các sai số. Kiểm định Arellano-Bond được dùng để đánh giá tự tương quan chuỗi của các sai số dưới dạng sai phân bậc nhất. Vì thế, kết quả kiểm định tự tương quan chuỗi bậc nhất của các sai số bậc nhất AR(1) được bỏ qua trong khi tự tương quan chuỗi bậc hai của các sai số AR(2) được thực hiện dựa trên các sai phân bậc nhất của các sai số để dò tìm hiện tượng tự tương quan chuỗi bậc nhất của các sai số.

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Mẫu nghiên cứu bao gồm cơ sở dữ liệu dành riêng cho ngân hàng như: tỷ suất sinh lợi trên vốn chủ sở hữu, tỷ lệ nợ xấu, hệ số rủi ro tín dụng, dự phòng rủi ro tín dụng, tỷ lệ an toàn vốn, và quy mô ngân hàng được thu thập từ các báo cáo tài chính hàng năm của 20 ngân hàng thương mại trong giai đoạn từ 2005 - 2018. Các biến dữ liệu được xác định cụ thể như sau:

• Tỷ suất sinh lợi trên vốn chủ sở hữu (ROE): Lợi nhuận sau thuế trên vốn chủ sở hữu (%), đại diện cho hiệu quả hoạt động của các ngân hàng.

• Các biến đại diện cho rủi ro tín dụng:

- Tỷ lệ nợ xấu (NPL): Tổng nợ xấu trên tổng dư nợ (%).

- Hệ số rủi ro tín dụng (LAR): Tổng dư nợ cho vay trên tổng tài sản (%).

- Dự phòng rủi ro tín dụng (LLP): Dự phòng rủi ro tín dụng trên tổng dư nợ (%).

• Tỷ lệ an toàn vốn (CAR): Tổng vốn cấp 1 và vốn cấp 2 trên tổng tài sản có rủi ro quy đổi (%).

• Quy mô ngân hàng (SIZ): Tổng tài sản (ln).

các ngân hàng tại Việt Nam trong giai đoạn 2005 - 2018 tương đối tốt với giá trị 11%. Tỷ lệ nợ xấu trung bình cũng ở mức vừa phải (0.701%) nhưng dự phòng rủi ro tín dụng trung bình lại mang giá trị âm (-0.022%). Trong khi đó tỷ lệ an toàn vốn trung bình trong cùng giai đoạn này là 2.035%, một giá trị cũng tương đối tốt. Bảng 2 trình bày ma trận tương quan giữa các biến. Tỷ lệ nợ xấu có tương quan âm với tỷ suất sinh lợi trong khi dự phòng rủi ro tín dụng, tỷ lệ an toàn vốn và quy mô ngân hàng có tác động dương. Đặc biệt, các hệ số tương quan giữa các biến độc lập đều có giá trị nhỏ hơn 0.8, giúp loại trừ khả năng đa cộng tuyến giữa các biến, do vậy tất cả các biến độc lập được sử dụng trong mô hình.

Thống kê mô tả các biến được trình bày trong Bảng 1. Tỷ suất sinh lợi trung bình của

Bảng 1. Thống kê mô tả các biến

| Biến | Quan sát | Trung bình | Độ lệch chuẩn | Nhỏ nhất | Lớn nhất |
|-----------------------------------|----------|------------|---------------|----------|----------|
| Tỷ suất sinh lợi (ROE, %) | 280 | 11.000 | 7.000 | 0.3 | 42.4 |
| Tỷ lệ nợ xấu (NPL, %) | 280 | 0.701 | 2.337 | 0 | 13.019 |
| Hệ số rủi ro tín dụng (LAR, %) | 280 | 0.562 | 0.131 | 0.198 | 0.879 |
| Dự phòng rủi ro tín dụng (LLP, %) | 280 | -0.022 | 0.161 | -1.08 | 0.070 |
| Tỷ lệ an toàn vốn (CAR, %) | 280 | 2.035 | 4.343 | 0.012 | 18.524 |
| Quy mô ngân hàng (SIZ, ln) | 280 | 17.880 | 1.545 | 12.328 | 20.995 |

Bảng 2. Ma trận tương quan giữa các biến

| | ROE | NPL | LAR | LLP | CAR | SIZ |
|-----|----------|----------|----------|--------|----------|-----|
| ROE | 1 | | | | | |
| NPL | -0.116* | 1 | | | | |
| LAR | -0.090 | 0.031 | 1 | | | |
| LLP | 0.132** | 0.061 | 0.325*** | 1 | | |
| CAR | 0.144** | 0.446*** | 0.128** | 0.072 | 1 | |
| SIZ | 0.207*** | -0.037 | 0.089 | -0.035 | 0.256*** | 1 |

Ghi chú: ***, ** và * ký hiệu lần lượt cho các mức ý nghĩa 1%, 5%, và 10%

4. Kết quả và bàn luận

4.1. Ước lượng S-GMM hai bước

Các kết quả ước lượng được trình bày trong Bảng 3. Ở mỗi cột là một mô hình tương ứng với một biến đại diện, hai biến đại diện và ba biến đại diện cho rủi ro tín dụng. Việc loại bỏ/thêm vào một vài biến trong mô hình là nhằm kiểm tra xem liệu kết quả ước lượng có thay đổi về dấu và mức ý nghĩa hay không để đảm bảo tính bền của mô hình. Kết quả cho thấy không có sự thay đổi nào về dấu và ý nghĩa của các hệ số ước lượng trong các mô hình. Trong tất cả các quy trình ước lượng, chúng tôi dò ra được biến tỷ lệ nợ xấu là nội sinh, vì thế chúng tôi sử dụng biến tỷ lệ nợ xấu này như biến được công cụ trong thủ tục GMM (biến nội sinh) và các biến còn lại (hệ số rủi ro tín dụng, dự phòng rủi ro tín dụng, tỷ lệ an toàn vốn, và quy mô ngân hàng) như các biến công cụ (biến ngoại sinh) trong thủ tục IV. Để đánh giá tính hiệu lực của các biến công cụ này và tự tương quan chuỗi của các phần dư, chúng tôi thực hiện các kiểm định Sargan và Hansen cũng như kiểm định Arellano-Bond cho tương quan chuỗi AR(2). Trong Bảng 3, các kiểm định Sargan và Hansen chỉ ra các biến công cụ có hiệu lực. Tương tự, các kiểm định Arellano-Bond AR(2) chấp nhận giả thuyết không có hiện tượng tương quan chuỗi bậc hai. Các kết quả này khẳng định tính tin cậy của S-GMM hai bước được sử dụng.

Liên quan đến rủi ro tín dụng thì kết quả ước lượng ở Bảng 3 cho thấy tỷ lệ nợ xấu và dự phòng rủi ro tín dụng có tác động dương trong khi hệ số rủi ro tín dụng lại có tác động âm lên tỷ suất sinh lợi trên vốn chủ sở hữu ở các ngân hàng thương mại của Việt Nam. Các kết quả này hoàn toàn trái ngược với các nghiên cứu trước đó. Cụ thể là các nghiên cứu như Laryea et al. (2016), Alfadli & Rjoub (2019), Ekinici & Poyraz (2019), và Abdelaziz et al. (2020) tìm thấy tỷ lệ nợ xấu có tác động

âm lên tỷ suất sinh lợi của các ngân hàng trong khi Menicucci & Paolucci (2016) và Pepur & Tripovic (2017) phát hiện dự phòng rủi ro tín dụng làm giảm tỷ suất sinh lợi này. Tương tự, Ali & Pua (2019) chỉ ra hệ số rủi ro tín dụng làm tăng tỷ suất sinh lợi. Các kết quả trái ngược này chỉ ra các điểm khác biệt của các ngân hàng thương mại Việt Nam so với các quốc gia khác. Cụ thể như tỷ lệ nợ xấu gia tăng lại làm tăng lợi nhuận của các ngân hàng thương mại. Liệu điều này có nói lên hai hiệu ứng bao quanh? Một là các ngân hàng sẽ bắt chước các điều kiện của bên được cấp tín dụng để tiến hành mở rộng cho vay để gia tăng lợi nhuận, và hai là nhà nước có những hành động “giải cứu” các ngân hàng với tỷ lệ nợ xấu cao thông qua việc tái cấu trúc các ngân hàng thương mại mà thực chất là “gánh” các khoản nợ xấu của các ngân hàng này. Tương tự như vậy, trích lập dự phòng rủi ro tín dụng gia tăng cũng hàm ý cho thấy rủi ro tín dụng của các ngân hàng thương mại ở mức tăng. Điều này rõ ràng gắn liền với các khoản nợ xấu đang ở mức cao xuất phát từ các hoạt động cấp tín dụng với các điều kiện thiếu chặt chẽ và thiếu tài sản thế chấp đảm bảo khoản vay. Trái lại, hệ số rủi ro tín dụng tăng cao phản ánh dư nợ cho vay tăng lên và ẩn chứa trong đó là các khoản nợ xấu hay nợ khó đòi, làm giảm lợi nhuận của các ngân hàng.

Tóm lại, các kết quả nghiên cứu ở các ngân hàng thương mại ở Việt Nam cho thấy sự trái ngược so với các nghiên cứu trước đây với hàm ý bên trong lại cho thấy các tác động tiêu cực nên Ngân hàng nhà nước nên có những giải pháp quản lý theo hướng giảm tỷ lệ nợ xấu thông qua việc áp đặt các điều kiện cấp tín dụng nghiêm ngặt, minh bạch và có sự giám sát chặt chẽ và công khai.

Ngoài ra, tỷ lệ an toàn vốn làm giảm tỷ suất sinh lợi, nhưng quy mô ngân hàng lại thúc đẩy. Tác động dương của quy mô ngân hàng cũng được tìm thấy trong các nghiên

cứu như Laryea et al. (2016), Menicucci & Paolucci (2016), Pepur & Tripović (2017), Alfadli & Rjoub (2019), Ali & Puah (2019), và Ekinici & Poyraz (2019). Việc gia tăng tổng tài sản sẽ giúp các ngân hàng thương mại có thêm nhiều vốn để cấp tín dụng, do vậy sẽ làm tăng tỷ suất sinh lợi. Ngoài ra, với tài sản tăng thêm các ngân hàng có thể đa dạng hóa các danh mục đầu tư nhằm giảm bớt các rủi ro có thể có, từ đó gia tăng lợi

nhuận. Trong khi đó, tác động âm của tỷ lệ an toàn vốn cũng được tìm thấy trong Laryea et al. (2016), Menicucci & Paolucci (2016), và Abdelaziz et al. (2020) với hàm ý cho thấy sự gia tăng vốn đưa đến rủi ro cao hơn. Các ngân hàng có vốn hóa cao có thể mở rộng tín dụng với tài sản thế chấp không đảm bảo, làm gia tăng nợ xấu và làm giảm lợi nhuận (Abdelaziz et al., 2020).

Bảng 3. *Rủi ro tín dụng và hiệu quả hoạt động: S-GMM hai bước, 2005 - 2018*

Biến phụ thuộc: Tỷ suất sinh lợi trên vốn chủ sở hữu (ROE)

| Biến | Mô hình 1 | Mô hình 2 | Mô hình 3 |
|--------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Tỷ suất sinh lợi (-1) | 0.381*** (0.003) | 0.376*** (0.003) | 0.352*** (0.004) |
| Tỷ lệ nợ xấu | 0.002*** (0.0008) | 0.002*** (0.000) | 0.004*** (0.000) |
| Hệ số rủi ro tín dụng | | -0.020*** (0.001) | -0.093*** (0.001) |
| Dự phòng rủi ro tín dụng | | | 0.080*** (0.008) |
| Tỷ lệ an toàn vốn | -0.004*** (0.000) | -0.005*** (0.000) | -0.007*** (0.000) |
| Quy mô ngân hàng | 0.004*** (0.000) | 0.004*** (0.000) | 0.007*** (0.000) |
| Ngân hàng/Quan sát | 20/220 | 20/220 | 20/240 |
| AR(2) test | 0.214 | 0.211 | 0.137 |
| Sargan test | 0.130 | 0.100 | 0.195 |
| Hansen test | 0.851 | 0.770 | 0.792 |

Ghi chú: ***, ** và * ký hiệu lần lượt cho các mức ý nghĩa 1%, 5%, và 10%

4.2. Kiểm tra tính bền

Để kiểm tra tính bền, chúng tôi sử dụng S-GMM một bước để ước lượng lại phương trình (1). Các kết quả tương ứng cho tất cả các mô hình được thể hiện trong Bảng 4. Nhất quán với các ước lượng S-GMM hai bước trong Bảng 3, chúng tôi tìm thấy tỷ lệ nợ xấu và dự phòng rủi ro tín dụng làm gia tăng (thúc đẩy) lợi nhuận, trong khi hệ số rủi

ro tín dụng làm giảm hiệu quả hoạt động của các ngân hàng này. Ngoài ra, tỷ lệ an toàn vốn là một yếu tố tác động âm và có ý nghĩa lên lợi nhuận của các ngân hàng, ngược lại quy mô ngân hàng có tác động dương và cũng là yếu tố quyết định có ý nghĩa. Các phát hiện này được khẳng định bằng các kiểm định được chỉ ra ở bên dưới Bảng 4, kiểm định Sargan tests và kiểm định

Arellano-Bond AR(2), hàm ý rằng các ước lượng S-GMM một bước đáng tin cậy.

Bảng 4. *Rủi ro tín dụng và hiệu quả hoạt động: S-GMM một bước, 2005 - 2018*

Biến phụ thuộc: Tỷ suất sinh lợi trên vốn chủ sở hữu (ROE)

| Biến | Mô hình |
|--------------------------|----------------------|
| Tỷ suất sinh lợi (-1) | 0.336*** (0.058) |
| Tỷ lệ nợ xấu | 0.003 (0.003) |
| Hệ số rủi ro tín dụng | -0.095*** (0.043) |
| Dự phòng rủi ro tín dụng | 0.077*** (0.025) |
| Tỷ lệ an toàn vốn | -0.005*** (0.004) |
| Quy mô ngân hàng | 0.007*** (0.001) |
| Ngân hàng/Quan sát | 20/240 |
| AR(2) test | 0.107 |
| Sargan test | 0.235 |

Ghi chú: ***, ** và * ký hiệu lần lượt cho các mức ý nghĩa 1%, 5%, và 10%

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Xuất phát từ thực tiễn là rủi ro tín dụng có ảnh hưởng đến lợi nhuận của các ngân hàng thương mại tại Việt Nam, bài viết đánh giá thực nghiệm tác động của rủi ro tín dụng lên

hiệu quả hoạt động của 20 ngân hàng thương mại tại Việt Nam trong giai đoạn 2005 - 2018 bằng phương pháp ước lượng GMM Arellano-Bond hệ thống hai bước. Tính bền của các ước lượng được kiểm tra bằng phương pháp ước lượng GMM Arellano-Bond hệ thống một bước. Kết quả chỉ ra tỷ lệ nợ xấu và dự phòng rủi ro tín dụng thúc đẩy trong khi hệ số rủi ro tín dụng làm giảm hiệu quả hoạt động của các ngân hàng này. Ngoài ra, tỷ lệ an toàn vốn và quy mô ngân hàng cũng là các yếu tố quyết định có ý nghĩa.

Các phát hiện trong nghiên cứu này đòi hỏi cần có sự thận trọng từ các ngân hàng thương mại tại Việt Nam trong việc cải thiện và nâng cao các chỉ số rủi ro tín dụng bởi lẽ tỷ lệ nợ xấu gia tăng là nguyên nhân đưa đến việc mất khả năng cân đối thu chi và thanh khoản của các ngân hàng, từ đó dẫn đến phá sản. Việc giảm tỷ lệ nợ xấu và gia tăng các khoản trích lập dự phòng là cần thiết nhằm lành mạnh hóa các chỉ số tài chính của các ngân hàng. Theo đó, các ngân hàng cần đảm bảo quá trình cấp tín dụng cần được thực hiện một cách minh bạch với các điều kiện được giám sát chặt chẽ để đảm bảo thu hồi đầy đủ cả gốc lẫn lãi cho các khoản vay đúng thời hạn. Đặc biệt, Ngân hàng nhà nước cần thiết ban hành các chính sách liên quan đến việc quản lý rủi ro tín dụng của các ngân hàng và thực hiện giám sát chặt chẽ việc cấp tín dụng của các ngân hàng trong bối cảnh hội nhập ngày càng sâu rộng của nền kinh tế Việt Nam.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Abdelaziz, H., Rim, B., & Helmi, H. (2020). The interactional relationships between credit risk, liquidity risk and bank profitability in MENA region. *Global Business Review*. <https://doi.org/10.1177/0972150919879304>.
- Alfadli, A., & Rjoub, H. (2019). The impacts of bank-specific, industry-specific and macroeconomic variables on commercial bank financial performance: evidence from the Gulf cooperation council countries. *Applied Economics Letters*, 1-5. <https://doi.org/10.1080/13504851.2019.1676870>.

- Ali, A., Zulkhibri, M., & Kishwar, T. (2019). Credit Risk, Bank Performance and Islamic Banking: Evidence from Pakistan. In *Islamic Finance, Risk-Sharing and Macroeconomic Stability* (pp. 171-189). Palgrave Macmillan, Cham.
- Ali, M., & Puah, C. H. (2019). The internal determinants of bank profitability and stability. *Management Research Review*, 42(1), 49-67.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies Journal*, 58(2), 277-297.
- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51.
- Chowdhury, M. A. F., Haque, M. M., & Masih, M. (2017). Re-examining the determinants of Islamic bank performance: new evidence from dynamic GMM, quantile regression, and wavelet coherence approaches. *Emerging Markets Finance and Trade*, 53(7), 1519-1534.
- Ekinci, R., & Poyraz, G. (2019). The Effect of Credit Risk on Financial Performance of Deposit Banks In Turkey. *Procedia Computer Science*, 158, 979-987.
- Gadzo, S. G., Kporgtorgbi, H. K., & Gatsi, J. G. (2019). Credit risk and operational risk on financial performance of universal banks in Ghana: A partial least squared structural equation model (PLS SEM) approach. *Cogent Economics & Finance*, 7(1), 1589406.
- Judson, R. A., & Owen, A. L. (1999). Estimating dynamic panel data models: a guide for macroeconomists. *Economics Letters*, 65(1), 9-15.
- Laryea, E., Ntow-Gyamfi, M., & Alu, A. A. (2016). Nonperforming loans and bank profitability: evidence from an emerging market. *African Journal of Economic and Management Studies*, 7(4), 462-481.
- Menicucci, E., & Paolucci, G. (2016). The determinants of bank profitability: empirical evidence from European banking sector. *Journal of financial reporting and Accounting*, 14(1), 86-115.
- Nguyễn Thanh Phong (2019). Tác động của rủi ro tín dụng đến khả năng phá sản các ngân hàng thương mại Việt Nam. *Tạp chí Tài chính*, 2.
- Pepur, S., & Tripović, M. (2017). Credit Risk and Bank Profitability: Case of Croatia. In *Finance in Central and Southeastern Europe* (pp. 135-144). Springer, Cham.
- Tan, Y., Floros, C., & Anchor, J. (2017). The profitability of Chinese banks: impacts of risk, competition and efficiency. *Review of Accounting and Finance*, 16(1), 86-105.
- Trad, N., Trabelsi, M. A., & Goux, J. F. (2017). Risk and profitability of Islamic banks: A religious deception or an alternative solution? *European Research on Management and Business Economics*, 23(1), 40-45.