



## LOAN GROWTH, CREDIT RISK AND PROFITABILITY: THE CASE OF VIETNAMESE COMMERCIAL BANKS

Le Hoang Vinh<sup>1</sup>, Le Thi Thanh Huong<sup>2\*</sup>, Dinh Do Hanh Nguyen<sup>3</sup>, Bui Huong Ly<sup>3</sup>

<sup>1</sup>Ho Chi Minh City University of Economics and Finance, Vietnam

<sup>2</sup>University of Finance - Marketing, Vietnam

<sup>3</sup>University of Economics and Law, Vietnam

| ARTICLE INFO                                                                                                                                                                                                                                                                                            | ABSTRACT                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                |
|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| <p>DOI:<br/>10.52932/jfmr.v17i1visp.1137</p> <p><i>Received:</i><br/>October 25, 2025</p> <p><i>Accepted:</i><br/>April 28, 2026</p> <p><i>Published:</i><br/>June 25, 2026</p> <p><b>Keywords:</b><br/>Credit risk,<br/>Loan growth,<br/>Profitability.</p> <p><b>JEL codes:</b><br/>G10, G20, G21</p> | <p>Lending is one of the core financial intermediation activities of commercial banks; therefore, loan growth is expected to bring more profits to banks, and the level of this association varies depending on the credit risk of the borrowers. Accordingly, the aim of this paper is to explore the moderating role of credit risk on the impact of loan growth on profitability for the case of Vietnamese commercial banks. Secondary data used includes 375 observations for each variable from 25 banks over a 15-year period (2010-2024). The PCSE model is the final choice, and the robustness is confirmed by using both ROA and ROE to measure bank profitability. The estimation results show that loan growth has a positive impact on profitability, and this impact is amplified by the moderating role of credit risk. In addition, credit risk also has a negative impact on profitability. These empirical evidences are useful information not only for bank managers in formulating growth and risk management policies associated with profit targets, but also for stakeholders in making related decisions.</p> |

\*Corresponding author:

Email: [ncs20100908@sv.ufm.edu.vn](mailto:ncs20100908@sv.ufm.edu.vn)



## TĂNG TRƯỞNG CHO VAY, RỦI RO TÍN DỤNG VÀ KHẢ NĂNG SINH LỜI: TRƯỜNG HỢP CÁC NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI VIỆT NAM

Lê Hoàng Vinh<sup>1</sup>, Lê Thị Thanh Hương<sup>2\*</sup>, Đinh Đỗ Hạnh Nguyên<sup>3</sup>, Bùi Hương Ly<sup>3</sup>

<sup>1</sup>Trường Đại học Kinh tế - Tài chính Thành phố Hồ Chí Minh

<sup>2</sup>Trường Đại học Tài chính - Marketing

<sup>3</sup>Trường Đại học Kinh tế - Luật

| THÔNG TIN                                                                                                                                                                                                                                                                                   | TÓM TẮT                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                             |
|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| <p>DOI:<br/>10.52932/jfmr.v17i1visp.1137</p> <p>Ngày nhận bài:<br/>25/10/2025</p> <p>Ngày nhận lại:<br/>28/04/2026</p> <p>Ngày đăng:<br/>25/06/2026</p> <p><b>Từ khóa:</b><br/>Khả năng sinh lời,<br/>Rủi ro tín dụng,<br/>Tăng trưởng cho vay.</p> <p><b>Mã JEL:</b><br/>G10, G20, G21</p> | <p>Cho vay là một trong các hoạt động trung gian tài chính cốt lõi của ngân hàng thương mại; vì vậy tăng trưởng cho vay được kỳ vọng mang lại lợi nhuận nhiều hơn cho ngân hàng, và mức độ của mối liên kết này là khác nhau tùy vào rủi ro tín dụng của người vay. Theo đó, mục tiêu của bài viết này là khám phá vai trò điều tiết của rủi ro tín dụng đối với tác động của tăng trưởng cho vay đến khả năng sinh lời cho trường hợp các ngân hàng thương mại Việt Nam. Dữ liệu thứ cấp được sử dụng bao gồm 375 quan sát cho mỗi biến từ 25 ngân hàng trong giai đoạn 15 năm (2010-2024). Mô hình PCSE là sự lựa chọn cuối cùng, và tính vững đã được khẳng định thông qua sử dụng đồng thời ROA và ROE để đo lường khả năng sinh lời. Kết quả ước lượng đã chỉ ra rằng, tăng trưởng cho vay tác động cùng chiều đến khả năng sinh lời, và tác động này được khuyến đại hơn bởi vai trò điều tiết của rủi ro tín dụng. Bên cạnh đó, rủi ro tín dụng còn tác động ngược chiều đến khả năng sinh lời. Những bằng chứng thực nghiệm này là thông tin hữu ích không chỉ đối với nhà quản lý ngân hàng trong việc hoạch định chính sách tăng trưởng và quản lý rủi ro gắn với mục tiêu lợi nhuận, mà còn dành cho các chủ thể khác trong việc đưa ra các quyết định có liên quan.</p> |

### 1. Giới thiệu

Ngân hàng thương mại (NHTM) là định chế tài chính trung gian thực hiện các hoạt động kinh doanh trên thị trường tài chính với mục tiêu lợi nhuận. Cao (2021) cho rằng, với

bản chất của một trung gian tài chính, cho vay khách hàng đóng vai trò quan trọng không chỉ tạo thu nhập lãi chủ yếu cho các ngân hàng mà còn góp phần thúc đẩy tăng trưởng kinh tế. Tuy nhiên, mở rộng cho vay quá nhanh có thể khiến gia tăng rủi ro một cách đáng kể, và điều này tác động tiêu cực đến hiệu quả tài chính và mức độ bền vững tài chính của các ngân hàng. Qian và Yeung (2015) chỉ ra rằng, việc gia tăng mạnh

\*Tác giả liên hệ:

Email: ncs20100908@sv.ufm.edu.vn

của tỷ lệ tăng trưởng cho vay có thể gắn liền với chính sách nới lỏng các tiêu chuẩn tín dụng, dẫn đến sự gia tăng đáng kể của rủi ro tín dụng và ảnh hưởng bất lợi đến thành quả ngân hàng; tương tự Jaya và cộng sự (2024) phát hiện tác động giảm khả năng sinh lời nếu các NHTM gia tăng mức độ tăng trưởng cho vay. Ho và cộng sự (2021) cung cấp bằng chứng để cho thấy rằng, việc theo đuổi chính sách cho vay quá mức khiến cho các ngân hàng chấp nhận rủi ro nhiều hơn. Những phát hiện này minh chứng cho sự tồn tại của mối quan hệ đánh đổi giữa tăng trưởng cho vay và rủi ro tín dụng, và hàm ý rằng, các nhà quản lý cần duy trì mối quan hệ cân đối hợp lý giữa mục tiêu tăng trưởng cho vay và khả năng kiểm soát rủi ro nhằm đảm bảo tính hiệu quả và ổn định tài chính trong hoạt động kinh doanh ngân hàng.

Rủi ro không chỉ là mối đe dọa mà còn là cơ hội, dưới góc độ tài chính, việc chấp nhận rủi ro cao hơn luôn kèm theo là sự gia tăng của lợi nhuận kỳ vọng. Saunders và cộng sự (2021) và Miller (2019) khẳng định rằng, rủi ro và lợi nhuận là hai yếu tố luôn luôn song hành theo nguyên lý đánh đổi. Theo đó, các NHTM mở rộng cho vay nhưng rủi ro tín dụng không được kiểm soát tốt sẽ tạo nên những ảnh hưởng tiêu cực đến khả năng sinh lời. Ngược lại, nếu các ngân hàng quản lý rủi ro tín dụng chặt chẽ và hiệu quả thì họ đạt được lợi nhuận bằng hoặc vượt trội hơn so với mức kỳ vọng. Vì vậy, mục tiêu của bài viết này là khám phá sự phụ thuộc của khả năng sinh lời vào sự tương tác giữa tăng trưởng cho vay với rủi ro tín dụng cho trường hợp các NHTM Việt Nam. Những bằng chứng thực nghiệm được tìm thấy là thông tin hữu ích không chỉ đối với nhà quản lý NHTM trong việc hoạch định chính sách tăng trưởng cho vay và quản lý rủi ro gắn với mục tiêu lợi nhuận, mà còn dành cho các chủ thể hữu quan tham chiếu trong việc đưa ra các quyết định có liên quan.

Phần nội dung tiếp theo của bài viết được cấu trúc 4 mục. Mục 2 là tổng quan lý thuyết và các bằng chứng thực nghiệm, và tiếp theo là phát triển các giả thuyết nghiên cứu. Mục 3 trình bày chi tiết về mô hình, dữ liệu và phương

pháp nghiên cứu. Mục 4 là nội dung phân tích và thảo luận các kết quả ước lượng. Cuối cùng, kết luận và khuyến nghị của bài viết này được trình bày tại mục 5.

## 2. Cơ sở lý thuyết, bằng chứng thực nghiệm và giả thuyết nghiên cứu

### 2.1. Tăng trưởng cho vay và khả năng sinh lời

Các khoản cho vay khách hàng được nhà quản lý ngân hàng xem xét và phê duyệt theo nguyên tắc hoàn trả sau một khoảng thời gian nhất định, và đây là những tài sản sinh lợi của các NHTM. Cao (2021), Matthews và cộng sự (2023) khẳng định cho vay là một trong các hoạt động truyền thống và then chốt theo chức năng trung gian tài chính, và các NHTM là trung gian tài chính điển hình trong hệ thống tài chính tìm kiếm lợi nhuận từ chênh lệch giữa lãi suất cho vay với lãi suất tiền gửi; vì vậy tăng trưởng cho vay được kỳ vọng góp phần gia tăng khả năng sinh lời cho các ngân hàng. Gupta và Bansal (2024) đã cung cấp bằng chứng thực nghiệm và khẳng định cho vay khách hàng đóng góp chủ yếu vào thu nhập của các ngân hàng. Bên cạnh đó, theo Lý thuyết lợi thế kinh tế vi quy mô của Stigler (1958), sự gia tăng của quy mô cho vay là cơ sở để các ngân hàng có thể tiết kiệm chi phí và gia tăng khả năng sinh lời. Ủng hộ lý thuyết này, Phan và cộng sự (2020) đã phát hiện rằng, tỷ suất lợi nhuận của các ngân hàng chịu sự ràng buộc cùng chiều bởi quy mô cho vay; đồng thời Yanthi (2023), Haninah và Masdjojo (2022), Nguyen và Le (2022) đã chỉ ra tăng trưởng cho vay có tác động cùng chiều đáng kể đến khả năng sinh lời. Theo đó, giả thuyết nghiên cứu H1 của bài viết này như sau:

*Giả thuyết H1: Tăng trưởng cho vay tác động cùng chiều đến khả năng sinh lời của NHTM Việt Nam.*

### 2.2. Rủi ro tín dụng và khả năng sinh lời

Nguyên lý đánh đổi rủi ro và lợi nhuận trong quản trị tài chính chỉ ra rằng, mỗi khoản đầu tư đều được kỳ vọng về một tỷ suất sinh lời tương ứng với mức độ rủi ro của nó (Miller, 2019;

Saunders và cộng sự, 2021; Brealey và cộng sự, 2023). Đồng thời, Brealey và cộng sự (2023) phân tích rằng, lợi nhuận đạt được có thể bằng, cao hơn, hoặc thấp hơn mức kỳ vọng của nó; điều này có nghĩa là khoản chênh lệch giữa lợi nhuận đạt được với kỳ vọng tùy thuộc vào tác động của của rủi ro, hay nói cách khác, rủi ro có thể tác động cùng hoặc ngược chiều đến mức độ đạt được của tỷ suất sinh lời. Như vậy, theo nguyên lý này, các NHTM kỳ vọng gia tăng khả năng sinh lời từ việc gia tăng mức độ chấp nhận rủi ro tín dụng của khách hàng vay vốn.

Tuy nhiên, Lý thuyết kém may mắn và quản lý kém theo đề xuất Berger và DeYoung (1997) giải thích rằng, các NHTM có thể chấp nhận sai lầm khách hàng xấu khi quyết định cho vay hoặc không kiểm soát được rủi ro tín dụng của khách hàng trong quá trình cho vay, điều này khiến cho khả năng sinh lời của ngân hàng chịu tác động tiêu cực bởi rủi ro tín dụng. Ủng hộ quan điểm này, Abdelaziz và cộng sự (2022), Fauziah và Fadhillah (2022), Sari và cộng sự (2022), Kumar và Meena (2022), Mahestika và Fitriati (2023), Eyalsalman và cộng sự (2024) cung cấp bằng chứng thực nghiệm về ảnh hưởng tiêu cực của rủi ro tín dụng đến khả năng sinh lời của các NHTM. Theo đó, giả thuyết nghiên cứu H2 của bài viết này được đề xuất như sau:

*Giả thuyết H2: Rủi ro tín dụng tác động ngược chiều đến khả năng sinh lời của NHTM Việt Nam.*

### ***2.3. Rủi ro tín dụng điều tiết tác động của tăng trưởng cho vay đến khả năng sinh lời***

Lý thuyết danh mục đầu tư của Markowitz (1952) chỉ ra rằng, ý nghĩa của đa dạng hóa danh mục tài sản là rủi ro giảm nhưng lợi nhuận không giảm. Theo đó, hàm ý rằng, các NHTM có thể mở rộng cho vay để tạo nên danh mục cho vay được đa dạng hóa, và do đó khả năng sinh lời được kỳ vọng tăng thêm nhờ hiệu ứng tích cực từ việc điều chỉnh giảm rủi ro tín dụng. Ủng hộ lập luận này, Feleke và Tafere (2025), Jaya và cộng sự (2024) đã tìm thấy rằng, tăng trưởng cho vay có quan hệ ngược chiều với rủi ro tín dụng. Ngược lại, Lý thuyết thông tin bất

cân xứng được đề xuất của Akerlof (1970) và phân tích mở rộng bởi Stiglitz và Weiss (1981), đối với trường hợp thị trường tín dụng, các ngân hàng – người cho vay có thể không có đầy đủ và chính xác về năng lực và thiện chí trả nợ của khách hàng, điều này khiến cho NHTM lựa chọn sai lầm người vay có rủi ro tín dụng cao vượt quá khả năng quản lý của họ và không đạt hiệu quả tăng trưởng cho vay như kỳ vọng.

Lý thuyết gia tốc tài chính của Bernanke và Gertler (1995) cho rằng, hoạt động cho vay của các ngân hàng có xu hướng biến động mang tính chu kỳ. Trường hợp nền kinh tế tăng trưởng, giá trị tài sản ròng của người vay tăng thêm nên họ ít phụ thuộc hơn vào các nguồn tài trợ bên ngoài và có rủi ro tín dụng thấp hơn. Ngược lại, những cú sốc tài chính xảy ra trong nền kinh tế khiến cho dòng tiền và giá trị tài sản ròng của người vay bị suy giảm, từ đó gia tăng sự phụ thuộc vào nguồn vốn bên ngoài và tác động tiêu cực đến rủi ro tín dụng. Như vậy, tăng trưởng cho vay có thể tác động khác nhau đến khả năng sinh lời của ngân hàng cho vay tùy vào vai trò điều tiết của rủi ro tín dụng từ phía người vay. Với bản chất là một trung gian tài chính tìm kiếm lợi nhuận thông qua kết nối người thừa và thiếu vốn, các NHTM thường có đủ nguồn lực để đánh giá và kiểm soát rủi ro tín dụng của người vay, và từ đó họ đạt được hiệu quả của tăng trưởng cho vay. Feleke và Tafere (2025) cung cấp bằng chứng rằng, rủi ro tín dụng vẫn có thể được kiểm soát và giảm thiểu trong trường hợp các ngân hàng gia tăng mức độ tăng trưởng cho vay; điều này có thể giải thích rằng, khả năng hoàn trả của người vay có thể được cải thiện nhờ các dịch vụ tư vấn và dịch vụ khác của ngân hàng - người cho vay, hoặc các NHTM đã có những phát triển văn hóa rủi ro tín dụng hiệu quả và hệ thống quản lý rủi ro tín dụng chặt chẽ hơn. Jaya và cộng sự (2024) cho rằng, các NHTM có quy trình sàng lọc chặt chẽ đối với khách hàng vay vốn, chương trình quản lý rủi ro hiệu quả và công tác thanh tra, giám sát tốt; vì vậy họ có thể kiểm soát và hạn chế rủi ro tín dụng liên quan đến việc mở rộng cấp tín dụng. Theo đó, giả thuyết nghiên cứu H3 của bài viết được đề xuất như sau:

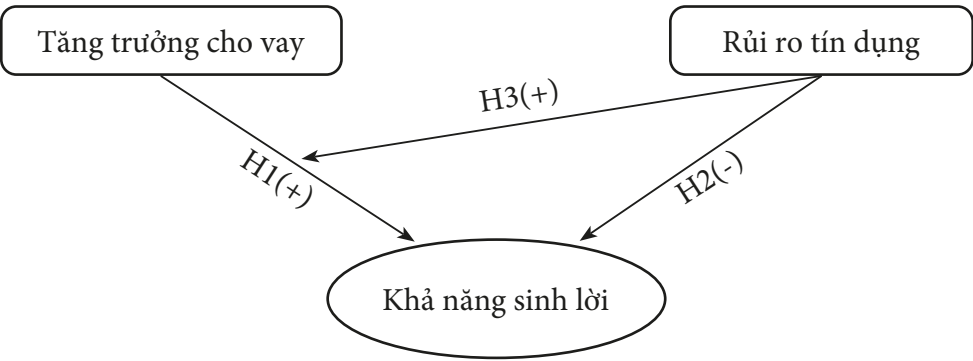
Giả thuyết H3: Rủi ro tín dụng điều tiết tăng thêm tác động cùng chiều của tăng trưởng cho vay đến khả năng sinh lời của NHTM Việt Nam.

3. Mô hình và phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Với các giả thuyết nghiên cứu đã được đề xuất ở trên, mô hình nghiên cứu bao gồm khả năng sinh lời (BP) là biến phụ thuộc, các biến giải thích chính trong bài viết này là tăng trưởng cho vay (LG), rủi ro tín dụng (CR) và sự

tương tác giữa tăng trưởng cho vay với rủi ro tín dụng (LG.CR); theo đó, Hình 1 mô tả mối quan hệ giữa các biến này. Ngoài ra, mô hình nghiên cứu còn có các biến kiểm soát (CON) có thể giải thích thêm cho khả năng sinh lời bao gồm vốn chủ sở hữu ngân hàng (BC), quy mô ngân hàng (BS), thanh khoản (BL) và hiệu quả quản lý (ME). Bảng 1 cung cấp thông tin về cách đo lường của từng biến trong mô hình nghiên cứu, trong đó biến phụ thuộc BP được đồng thời đo lường bởi suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu (ROE) và suất sinh lời trên tài sản (ROA) nhằm kiểm tra tính vững chắc của kết quả ước lượng.



Hình 1. Mô hình nghiên cứu

Phương trình hồi quy của bài viết như sau:

$$BP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1.LG_{i,t} + \beta_2.CR_{i,t} + \beta_3.(LG.CR)_{i,t} + \alpha_j.CON_{j,i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Trong đó:  $\beta_0$  là hằng số,  $\beta_{1-3}$  là lần lượt là hệ số hồi quy của các biến giải thích chính, j đại diện cho từng biến kiểm soát,  $\alpha$  là hệ số hồi quy của các biến kiểm soát, i và t lần lượt đại diện cho từng ngân hàng và từng năm,  $\varepsilon$  là sai số của mô hình.

Bảng 1. Đo lường các biến

| Biến              | Ký hiệu | Đo lường biến                                                             | Nguồn tham chiếu                                                                                                                  |
|-------------------|---------|---------------------------------------------------------------------------|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| Khả năng sinh lời | BP      | $ROE = \frac{\text{Lợi nhuận ròng}}{\text{Vốn chủ sở hữu bình quân}}$     | Feleke và Tafere (2025), Eyalsalman và cộng sự (2024), Jaya và cộng sự (2024), Kumar và Meena (2022), Abdelaziz và cộng sự (2022) |
|                   |         | $ROA = \frac{\text{Lợi nhuận trước thuế}}{\text{Tổng tài sản bình quân}}$ | Sari và cộng sự (2022), Fauziah và Fadhillah (2022)                                                                               |

| Biến                                                  | Ký hiệu   | Đo lường biến                                                                                                                                   | Nguồn tham chiếu                                                                                                                                                                                                     |
|-------------------------------------------------------|-----------|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| Tăng trưởng cho vay                                   | LG (+)    | $\text{Tỷ lệ tăng/giảm cho vay khách hàng} = \frac{\text{Mức tăng (giảm) số dư cho vay cuối năm so với đầu năm}}{\text{Số dư cho vay đầu năm}}$ | Feleke và Tafere (2025), Gupta và Bansal (2024), Eyalsalman và cộng sự (2024), Jaya và cộng sự (2024), Nguyen và Le (2022)                                                                                           |
| Rủi ro tín dụng                                       | CR (-)    | $\text{Tỷ lệ nợ xấu} = \frac{\text{Dư nợ cho vay nhóm 3-5}}{\text{Tổng dư nợ cho vay khách hàng}}$                                              | Feleke và Tafere (2025), Gupta và Bansal (2024), Eyalsalman và cộng sự (2024), Jaya và cộng sự (2024), Mahestika và Fitriati (2023), Sari và cộng sự (2022), Abdelaziz và cộng sự (2022), Fauziah và Fadhilah (2022) |
| Tương tác giữa tăng trưởng cho vay và rủi ro tín dụng | LG.CR (+) | Tích số của tỷ lệ tăng/giảm cho vay khách hàng với tỷ lệ nợ xấu                                                                                 | Đề xuất của nhóm tác giả theo Hayes (2022)                                                                                                                                                                           |
| Vốn chủ sở hữu                                        | BC (+)    | $\text{Tỷ số vốn chủ sở hữu} = \frac{\text{Vốn chủ sở hữu}}{\text{Tổng giá trị tài sản}}$                                                       | Feleke và Tafere (2025), Eyalsalman và cộng sự (2024), Abdelaziz và cộng sự (2022)                                                                                                                                   |
| Quy mô ngân hàng                                      | BS (+)    | Logarit tự nhiên của tổng tài sản                                                                                                               | Feleke và Tafere (2025), Eyalsalman và cộng sự (2024), Jaya và cộng sự (2024), Abdelaziz và cộng sự (2022), Fauziah và Fadhilah (2022), Nguyen và Le (2022)                                                          |
| Thanh khoản                                           | BL (-)    | $\text{Tỷ lệ cho vay trên tiền gửi khách hàng} = \frac{\text{Tổng tiền gửi của khách hàng}}{\text{Tổng dư nợ cho vay khách hàng}}$              | Mahestika và Fitriati (2023), Sari và cộng sự (2022), Abdelaziz và cộng sự (2022), Fauziah và Fadhilah (2022)                                                                                                        |
| Hiệu quả quản lý                                      | ME (-)    | $\text{Tỷ lệ chi phí trên tổng thu nhập hoạt động} = \frac{\text{Tổng chi phí hoạt động}}{\text{Tổng thu nhập hoạt động}}$                      | Feleke và Tafere (2025), Jaya và cộng sự (2024), Sari và cộng sự (2022), Kumar và Meena (2022)                                                                                                                       |

3.2. Mẫu và dữ liệu nghiên cứu

Theo phương pháp chọn mẫu có mục đích, mẫu nghiên cứu của bài viết này gồm 25 NHTM Việt Nam trong giai đoạn 15 năm (2010-2024). Các ngân hàng được lựa chọn nếu các báo cáo tài chính đã kiểm toán của họ được tiếp cận đại chúng, thuận tiện và đầy đủ. Thời gian nghiên cứu bắt đầu từ năm 2010 nhằm loại bỏ những

ảnh hưởng đáng kể bởi cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu liên kế trước đó, và kết thúc ở năm 2024 nhằm đảm bảo tính cập nhật của kết quả nghiên cứu.

Dữ liệu nghiên cứu của bài viết này thuộc nhóm thứ cấp và dạng bảng cân bằng bao gồm 375 quan sát cho mỗi biến, được thu thập và xử lý từ báo cáo tài chính được công bố trên các

website của từng NHTM trong mẫu nghiên cứu. Bảng 2 trình bày kết quả đánh giá tính dừng của chuỗi dữ liệu bảng theo kiểm định Levin, Lin và Chu theo đề xuất của Levin và cộng sự (2002).

Theo đó, giá trị p của kiểm định này cho tất cả biến đều nhỏ hơn 0,05 cho kết luận rằng, dữ liệu nghiên cứu trong bài viết này đảm bảo tính dừng.

**Bảng 2.** Tính dừng của dữ liệu theo kiểm định Levin, Lin và Chu

| Biến    | Giá trị thống kê | Giá trị p | Kết luận |
|---------|------------------|-----------|----------|
| BP(ROA) | -7,5563          | 0,0000    | Dừng     |
| BP(ROE) | -6,6197          | 0,0000    | Dừng     |
| LG      | -1,7876          | 0,0369    | Dừng     |
| CR      | -8,8296          | 0,0000    | Dừng     |
| BL      | -9,9743          | 0,0000    | Dừng     |
| BS      | -7,1624          | 0,0000    | Dừng     |
| BC      | -6,9366          | 0,0000    | Dừng     |
| BE      | -532,771         | 0,0000    | Dừng     |

Tiếp theo, tham chiếu Pesaran (2021), kiểm định Pesaran CD về sự phụ thuộc chéo được sử dụng và kết quả trình bày tại Bảng 3; theo đó giá trị p đối với từng biến đều nhỏ hơn 0,05 cho khẳng định rằng, có tồn tại sự phụ thuộc

chéo. Vì vậy, tính dừng của dữ liệu được xem xét lại dựa theo kiểm định Im, Pesaran & Shin (Pesaran, 2021), kết quả giá trị p nhỏ hơn 0,05 cho thấy, chuỗi dữ liệu bảng của các biến dừng trong sai phân bậc 1.

**Bảng 3.** Sự phụ thuộc chéo theo Pesaran CD và tính dừng theo Im, Pesaran và Shin

| Biến    | Sự phụ thuộc chéo |           |          | Tính dừng theo Im, Pesaran & Shin |           |          |
|---------|-------------------|-----------|----------|-----------------------------------|-----------|----------|
|         | Giá trị thống kê  | Giá trị p | Kết luận | Giá trị thống kê                  | Giá trị p | Kết luận |
| BP(ROA) | 18,6754           | 0,0000    | Có       | -3,5971                           | 0,0000    | Dừng     |
| BP(ROE) | 18,0307           | 0,0000    | Có       | -2,9060                           | 0,0018    | Dừng     |
| LG      | 17,8138           | 0,0000    | Có       | -5,1771                           | 0,0000    | Dừng     |
| CR      | 14,9567           | 0,0000    | Có       | -7,5438                           | 0,0000    | Dừng     |
| BL      | 16,2307           | 0,0000    | Có       | -5,9270                           | 0,0000    | Dừng     |
| BS      | 61,6479           | 0,0000    | Có       | -4,0557                           | 0,0000    | Dừng     |
| BC      | 10,9974           | 0,0000    | Có       | -3,9604                           | 0,0000    | Dừng     |
| BE      | 21,0702           | 0,0000    | Có       | -117,437                          | 0,0000    | Dừng     |

Bảng 4 trình bày kết quả thống kê mô tả các biến. Theo đó, giá trị trung bình của biến phụ thuộc BP đại diện bởi ROA là 0,0132, cao hơn trường hợp các ngân hàng hồi giáo tại Indonesia (0,0091) theo phân tích của Sari và cộng sự

(2022). Trường hợp sử dụng ROE để đo lường biến phụ thuộc BP, giá trị trung bình là 0,1154, cao hơn các NHTM niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán Amman (0,078) theo nghiên cứu của Eyalsalman và cộng sự (2024), nhưng thấp

hơn các NHTM Indonesia (0,1217) theo công bố của Jaya và cộng sự (2024) và các NHTM lớn thuộc nhóm chỉ số NIFTY50 của Ấn Độ (0,121) theo phân tích của Kumar và Meena (2022).

Về biến LG tại Bảng 4, giá trị trung bình đạt mức 0,2175 cho thấy, các NHTM Việt Nam có xu hướng mở rộng cho vay trong giai đoạn 2010-2024, và tỷ lệ tăng trưởng trung bình này cao hơn mức đạt được 0,081 của các ngân hàng niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán Amman theo nghiên cứu của Eyalsalman và cộng sự (2024) và trường hợp các ngân hàng tại Indonesia (0,12) theo thống kê của Jaya và cộng

sự (2024). Đối với biến CR đại diện bởi tỷ lệ nợ xấu, mức trung bình được thống kê tại Bảng 4 là 0,0209 và thấp hơn tiêu chuẩn theo thông lệ quốc tế và quy định của Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (0,03) cho thấy, các NHTM Việt Nam quản lý tốt rủi ro tín dụng của khách hàng. Ngoài ra, CR trung bình trong trường hợp này thấp hơn các ngân hàng Indonesia (0,0247) theo nghiên cứu của Jaya và cộng sự (2024), các ngân hàng niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán Amman (0,074) theo thống kê của Eyalsalman & cộng sự (2024) và các NHTM thuộc khu vực MENA (0,091) theo công bố của Abdelaziz và cộng sự (2022).

**Bảng 4.** Thống kê mô tả

| <b>Biến</b> | <b>Nhỏ nhất</b> | <b>Trung bình</b> | <b>Độ lệch chuẩn</b> | <b>Lớn nhất</b> | <b>Số quan sát</b> |
|-------------|-----------------|-------------------|----------------------|-----------------|--------------------|
| BP(ROA)     | -0,0599         | 0,0132            | 0,0106               | 0,0615          | 375                |
| BP(ROE)     | -0,9169         | 0,1154            | 0,0998               | 0,3033          | 375                |
| LG          | -0,7038         | 0,2175            | 0,2768               | 4,2447          | 375                |
| CR          | 0,0001          | 0,0209            | 0,0198               | 0,2428          | 375                |
| BL          | 0,3857          | 0,9016            | 0,1799               | 1,7120          | 375                |
| BS          | 15,5695         | 18,72             | 1,2354               | 21,6518         | 375                |
| BC          | 0,0411          | 0,0937            | 0,0379               | 0,2756          | 375                |
| BE          | -2,3036         | 0,7190            | 4,4364               | 86,3024         | 375                |

Ngoài ra, thống kê mô tả tại Bảng 4 còn cho biết giá trị trung bình của biến BL là 0,9016 (cao hơn mức tối đa 85% theo quy định của Ngân hàng Nhà nước Việt Nam), biến BS là 18,72, biến BC là 0,0937, và biến BE là 0,719; những con số này tương ứng chỉ ra rằng, thanh khoản của các ngân hàng thấp hơn quy định, tổng giá trị tài sản bình quân của mỗi ngân hàng khoảng 134,894 tỷ đồng, 9,37% tài sản được tài trợ bởi vốn chủ sở hữu, và chi phí hoạt động chiếm 71,9% tổng thu nhập hoạt động.

### 3.3. Phương pháp ước lượng

Với dữ liệu bảng như đã đề cập trên, hai mô hình ước lượng cơ bản được là hiệu ứng cố định (FE) và hiệu ứng ngẫu nhiên (RE); sau đó kiểm định Hausman được sử dụng để lựa chọn giữa các mô hình này. Kết quả tìm thấy, sự phù hợp của mô hình RE hơn FE; tiếp theo, hiện tượng

tự tương quan và phương sai sai số thay đổi lần lượt được kiểm tra từ kết quả ước lượng theo mô hình RE thông qua kiểm định Wald trên hồi quy phần dư và kiểm định LR (Likelihood ratio). Vì các vấn đề này được khẳng định nên tham chiếu xử lý của Beck và Katz (1995), mô hình ước lượng sai số chuẩn hiệu chỉnh cho dữ liệu bảng (PCSE) được sử dụng để khắc phục, đồng thời mô hình ước lượng này sẽ khắc phục sự phụ thuộc chéo được phát hiện ở trên, và đây là sự lựa chọn phương pháp ước lượng cuối cùng để thảo luận và đúc kết trong bài viết này.

## 4. Kết quả và đánh giá

### 4.1. Phân tích tương quan

Bảng 5 trình bày ma trận hệ số tương quan giữa các biến và các hệ số phóng đại phương sai

(VIFs). Theo đó, với mức ý nghĩa thống kê 0,01 và 0,05, các biến LG và CR lần lượt tương quan cùng và ngược chiều với biến BP bất kể được đại diện bởi ROA hay ROE cho thấy, biến động

khả năng sinh lời của các NHTM Việt Nam có quan hệ cùng chiều bởi sự thay đổi mức độ tăng trưởng cho vay và ngược chiều bởi sự tăng (hoặc giảm) rủi ro tín dụng của khách hàng vay vốn.

**Bảng 5.** Ma trận hệ số tương quan và VIFs

|                | BP(ROA)    | BP(ROE)    | LG       | CR        | BL        | BS         | BC     | BE     |
|----------------|------------|------------|----------|-----------|-----------|------------|--------|--------|
| <b>BP(ROA)</b> | 1          |            |          |           |           |            |        |        |
| <b>BP(ROE)</b> | 0,8415***  | 1          |          |           |           |            |        |        |
| <b>LG</b>      | 0,1463***  | 0,1104**   | 1        |           |           |            |        |        |
| <b>CR</b>      | -0,3060*** | -0,4870*** | -0,0306  | 1         |           |            |        |        |
| <b>BL</b>      | 0,4304***  | 0,3088***  | -0,0642  | -0,1143** | 1         |            |        |        |
| <b>BS</b>      | 0,2665***  | 0,4512***  | -0,0824  | -0,1081** | 0,1670*** | 1          |        |        |
| <b>BC</b>      | 0,2867***  | -0,1225**  | 0,0453   | 0,0330    | 0,2653*** | -0,5294*** | 1      |        |
| <b>BE</b>      | -0,3690*** | -0,3537*** | -0,0991* | -0,0600   | -0,0898*  | -0,0897*   | 0,0154 | 1      |
| <b>VIFs</b>    |            |            | 1,0260   | 1,0313    | 1,2774    | 1,6372     | 1,6935 | 1,0341 |

**Ghi chú:** Ký hiệu \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,10$ .

Về tương quan giữa các biến LG, CR, BL, BS, BC và BE tại Bảng 5, hệ số dương dao động từ 0,0154 đến 0,2653, và hệ số âm dao động từ -0,5294 đến -0,0306; tham chiếu Hair và cộng sự (2019), những con số này cho biết rằng, đa cộng tuyến không phải là vấn đề nghiêm trọng trong mô hình nghiên cứu của bài viết này. Ngoài ra, kết luận này được ủng hộ bởi VIFs tại dòng cuối cùng của Bảng 5, các hệ số này dao động từ 1,026 đến 1,6935 và nhỏ hơn 10 theo hướng dẫn đánh giá của Hair và cộng sự (2019).

#### 4.2. Kết quả hồi quy và thảo luận

Bảng 6 tổng hợp các kết quả hồi quy đã lần lượt xử lý theo mô hình FE, RE và PCSE. Cụ thể, những ước lượng đầu tiên được xác định theo mô hình FE và RE cho cả hai trường hợp biến phụ thuộc được đại diện bởi ROA và ROE; theo đó kết quả được trình bày tại cột (2), (3), (4) và (5).

**Bảng 6.** Kết quả hồi quy

| Biến  | BP(ROA)    |            | BP(ROE)    |            | PCSE       |            |
|-------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
|       | FE         | RE         | FE         | RE         | BP(ROA)    | BP(ROE)    |
| (1)   | (2)        | (3)        | (4)        | (5)        | (6)        | (7)        |
| LG    | 0,0031*    | 0,0034**   | 0,0306*    | 0,0334**   | 0,0035**   | 0,0234*    |
|       | [0,0016]   | [0,0016]   | [0,0156]   | [0,0154]   | [0,0016]   | [0,0141]   |
| CR    | -0,1443*** | -0,1495*** | -1,9009*** | -2,0381*** | -0,1677*** | -1,7595*** |
|       | [0,0291]   | [0,0282]   | [0,2856]   | [0,2742]   | [0,0255]   | [0,2293]   |
| LG.CR | 0,0357     | 0,0427     | -0,7967    | -0,5243    | 0,1416*    | 1,4799**   |
|       | [0,0955]   | [0,0937]   | [0,9385]   | [0,9150]   | [0,0789]   | [0,7065]   |

| Biến                                | BP(ROA)                |                        | BP(ROE)                |                        | PCSE                   |                        |
|-------------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                                     | FE                     | RE                     | FE                     | RE                     | BP(ROA)                | BP(ROE)                |
| BL                                  | 0,0176***<br>[0,0026]  | 0,0153***<br>[0,0024]  | 0,1300***<br>[0,0255]  | 0,1100***<br>[0,0233]  | 0,0104***<br>[0,0020]  | 0,0984***<br>[0,0178]  |
| BS                                  | 0,0027***<br>[0,0006]  | 0,0032***<br>[0,0005]  | 0,0185***<br>[0,0059]  | 0,0254***<br>[0,0045]  | 0,0041***<br>[0,0004]  | 0,0325***<br>[0,0032]  |
| BC                                  | 0,1012***<br>[0,0142]  | 0,1116***<br>[0,0134]  | -0,1286<br>[0,1397]    | -0,0191<br>[0,1283]    | 0,1325***<br>[0,0116]  | 0,1339<br>[0,1021]     |
| BE                                  | -0,0008***<br>[0,0001] | -0,0008***<br>[0,0001] | -0,0076***<br>[0,0008] | -0,0075***<br>[0,0007] | -0,0008***<br>[0,0001] | -0,0073***<br>[0,0009] |
| C                                   | -0,0601***<br>[0,0109] | -0,0677***<br>[0,0091] | -0,2940***<br>[0,1074] | -0,4141***<br>[0,0852] | -0,0828***<br>[0,0071] | -0,5653***<br>[0,0636] |
| R-squared                           | 0,6839                 | 0,5549                 | 0,6555                 | 0,5162                 | 0,5702                 | 0,5441                 |
| Prob<br>(F-statistic)               | 0,0000                 | 0,0000                 | 0,0000                 | 0,0000                 | 0,0000                 | 0,0000                 |
| Hausman                             |                        | 12,8013<br>(0,0771)    |                        | 12,0171<br>(0,1000)    |                        |                        |
| Likelihood ratio<br>(Period)        |                        | 46,7165<br>(0,0053)    |                        | 93,6146<br>(0,0000)    |                        |                        |
| Likelihood ratio<br>(Cross-section) |                        | 90,3041<br>(0,0000)    |                        | 121,2763<br>(0,0000)   |                        |                        |
| Wald in the<br>residual regression  |                        | 755,2326<br>(0,0000)   |                        | 397,7316<br>(0,0000)   |                        |                        |

**Ghi chú:** Ký hiệu \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,10$ ; [...] Sai số chuẩn; (...) giá trị p của các kiểm định.

Kết quả kiểm định Hausman cho từng trường hợp đo lường khả năng sinh lời bởi ROA và ROE được ghi nhận tại cột (3) và (5). Cụ thể rằng, giá trị p lần lượt là 0,0771 và 0,1; những con số này lớn hơn 0,05 nên khẳng định mô hình RE phù hợp hơn FE. Tiếp theo, với phần dư được trích xuất từ kết quả hồi quy theo mô hình RE, kiểm định Wald được sử dụng trên kết quả hồi quy phần dư theo phần dư có độ trễ một kỳ. Tại dòng cuối cùng của Bảng 6, Chi-square tại cột (3) là 755,2326 và cột (5) là 397,7316; và giá trị p của cả hai trường hợp này đều nhỏ hơn 0,05 chỉ ra rằng, sự tồn tại của hiện tượng tự tương quan trong mô hình. Ngoài ra, kiểm định LR cho cả hai khía cạnh thời gian và đơn vị chéo được sử dụng, theo đó giá trị p của kiểm định này thể hiện tại cột (3) và (5) nhỏ hơn 0,05; vì vậy khẳng định mô hình đã chọn ở

trên có sự tồn tại của phương sai sai số thay đổi. Tham chiếu Beck và Katz (1995), các vi phạm này được khắc phục bằng cách sử dụng mô hình PCSE, đồng thời mô hình ước lượng này cũng sẽ khắc phục vấn đề sự phụ thuộc chéo để cập ở trên; và kết quả được tổng hợp tại cột (6) và (7).

Đối chiếu kết quả hồi quy biến phụ thuộc BP(ROA) và BP(ROE) theo các biến LG, CR và LG. CR tại cột (6) và (7) của Bảng 6 cho thấy, mối quan hệ giữa các biến này theo mô hình PCSE đã đảm bảo tính vững; vì vậy đây là sự lựa chọn cuối cùng cho kiểm định các giả thuyết nghiên cứu nêu trên.

Hệ số hồi quy dương của biến LG tại cột (6) và (7) của Bảng 6 được chấp nhận với mức

ý nghĩa thống kê lần lượt là 5% và 10% chỉ ra rằng, tăng trưởng cho vay tác động cùng chiều đến khả năng sinh lời của các NHTM Việt Nam, và phát hiện này ủng hộ giả thuyết H1. Không những thế, đây là bằng chứng thực nghiệm ủng hộ lý thuyết chức năng trung gian tài chính của NHTM và lý thuyết lợi thế kinh tế vì quy mô, đồng thời thống nhất với khám phá và hàm ý của Gupta và Bansal (2024), Yanthi (2023), Haninah và Masdjojo (2022), Nguyen và Le (2022), Phan và cộng sự (2020). Kết quả ước lượng này đã làm sáng tỏ rằng, cho vay là hoạt động sử dụng vốn tạo lợi nhuận chủ yếu của các NHTM Việt Nam. Với sự chuyên môn của một định chế tài chính trung gian, các ngân hàng sẽ nhận được nhiều thu nhập lãi hơn từ việc gia tăng dư nợ cho vay khách hàng, và từ đó góp phần cải thiện khả năng sinh lời; và ngược lại.

Với mức ý nghĩa thống kê 1%, hệ số hồi quy âm của biến CR tại cột (6) và (7) của Bảng 6 cho thấy rằng, rủi ro tín dụng tác động ngược chiều đến khả năng sinh lời của các NHTM Việt Nam, vì vậy giả thuyết H2 được chấp nhận. Kết quả ước lượng này ủng hộ lý thuyết danh mục đầu tư, lý thuyết kém may mắn và quản lý kém, đồng thời thống nhất với bằng chứng thực nghiệm được khám phá bởi Abdelaziz và cộng sự (2022), Fauziah và Fadhilah (2022), Sari và cộng sự (2022), Kumar và Meena (2022), Mahestika và Fitriati (2023), Eyalsalman và cộng sự (2024). Mỗi quan hệ này có thể được giải thích rằng, việc điều chỉnh giảm rủi ro tín dụng của danh mục cho vay giúp cho các NHTM có thể tiết kiệm chi phí dự phòng một cách đáng kể; đồng thời việc kiểm soát rủi ro chủ động và hiệu quả có thể góp phần giảm thiểu các khoản nợ xấu mà từ đó tác động tích cực đến khả năng sinh lời của các ngân hàng; bên cạnh đó, sự chuyên môn hóa của một định chế tài chính trung gian, các NHTM có thể thẩm định và quản lý rủi ro tín dụng của khách hàng tốt hơn, từ đó lợi nhuận được cải thiện hơn; và ngược lại.

Theo mô hình PCSE, hệ số hồi quy dương của biến tương tác LG.CR được chấp nhận với mức ý nghĩa thống kê là 10% cho trường hợp biến

phụ thuộc đại diện bởi ROA và 5% cho trường hợp biến phụ thuộc đại diện bởi ROE. Kết hợp với hệ số hồi quy dương của biến LG như đã xác định ở trên cho thấy, rủi ro tín dụng đóng vai trò điều tiết gia tăng thêm tác động cùng chiều của tăng trưởng cho vay đến rủi ro tín dụng đối với trường hợp các NHTM Việt Nam, theo đó kết quả này là bằng chứng ủng hộ giả thuyết H3. Kết quả này ủng hộ giải thích của lý thuyết danh mục đầu tư của Markowitz (1952), theo đó việc gia tăng dư nợ cho vay khách hàng góp phần tạo nên danh mục cho vay được đa dạng hóa hiệu quả hơn, và rủi ro tín dụng giảm nhờ điều này mang đến cho các NHTM cơ hội gia tăng khả năng sinh lời mạnh hơn từ sự gia tăng mức độ tăng trưởng cho vay. Ngoài ra, với bản chất của một định chế tài chính trung gian, các NHTM thường có lợi thế và sự chuyên nghiệp trong việc kiểm soát rủi ro tín dụng khi lựa chọn chính sách mở rộng tăng trưởng cho vay, vì thế việc gia tăng dư nợ cho vay trong bối cảnh rủi ro tín dụng được quản lý chặt chẽ góp phần tăng khả năng sinh lời một cách đáng kể hơn, ủng hộ giải thích cho mối quan hệ tăng trưởng cho vay – rủi ro tín dụng của Feleke và Tafere (2025), Jaya và cộng sự (2024).

Ngoài ra, kết quả ước lượng theo mô hình PCSE còn chỉ ra rằng, khả năng sinh lời của các NHTM Việt Nam có thể được giải thích bởi (i) tác động cùng chiều của tỷ lệ cho vay trên tiền gửi - tác động ngược chiều bởi thanh khoản ngân hàng, (ii) tác động cùng chiều của quy mô ngân hàng và vốn chủ sở hữu, (iii) tác động ngược chiều của tỷ lệ chi phí hoạt động trên tổng thu nhập hoạt động - tác động cùng chiều của hiệu quả quản lý ngân hàng.

## 5. Kết luận và khuyến nghị

Thông qua dữ liệu thứ cấp và thuộc dạng bảng cân bằng bao gồm 375 quan sát từ 25 NHTM trong giai đoạn 15 năm (2010-2024), mô hình PCSE là sự lựa chọn cuối cùng, đồng thời tính vững đã được khẳng định thông qua đo lường khả năng sinh lời đồng thời bởi ROA và ROE. Những kết quả được tìm thấy tại mục 4 đều ủng hộ các giả thuyết nghiên cứu tại mục

2 của bài viết này, theo đó lần lượt khẳng định rằng, (i) Tăng trưởng cho vay tác động cùng chiều đến khả năng sinh lời; (ii) Rủi ro tín dụng tác động ngược chiều đến khả năng sinh lời; và (iii) Rủi ro tín dụng đóng vai trò điều tiết gia tăng tác động cùng chiều của tăng trưởng cho vay đến khả năng sinh lời. Các bằng chứng thực nghiệm này khuyến nghị rằng, các NHTM cần đẩy mạnh khai thác và phát huy những lợi thế và sự chuyên nghiệp của một định chế trung gian tài chính. Theo đó, các nhà quản lý ngân hàng chú trọng đánh giá và lựa chọn chính sách tăng trưởng cho vay phù hợp với chương trình quản lý rủi ro tín dụng chủ động, và thiết lập danh mục cho vay hợp lý nhằm tối ưu hóa

hiệu quả tài chính từ hoạt động trung gian tài chính cốt lõi này. Tuy nhiên, để tăng thêm tính hữu ích của các phát hiện trong bài viết này, các nghiên cứu trong tương lai có thể bổ sung bằng chứng thực nghiệm nhằm góp phần sáng tỏ nghi ngờ về sự tồn tại tác động phi tuyến của tăng trưởng cho vay và rủi ro tín dụng đến khả năng sinh lời, hoặc đánh giá hiệu quả tài chính của danh mục cho vay theo khu vực địa lý, đối tượng khách hàng và các tiếp cận khác. Ngoài ra, về phương pháp phân tích số liệu, các nghiên cứu tiếp theo có thể bổ sung kiểm soát các vấn đề chưa được đề cập trong bài viết này như nội sinh, hay hồi quy phân vị.

### Tài liệu tham khảo

- Abdelaziz, H., Rim, B., & Helmi, H. (2022). The interactional relationships between credit risk, liquidity risk and bank profitability in MENA region. *Global Business Review*, 23(3), 561-583. <https://doi.org/10.1177/0972150919879304>
- Akerlof, G. A. (1970). The market for “lemons”: Quality uncertainty and the market mechanism. *The Quarterly Journal of Economics*, 84(3), 488-500. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-214850-7.50022-X>
- Beck, N., & Katz, J. N. (1995). What to do (and not to do) with time-series cross-section data. *American political science review*, 89(3), 634-647. <https://doi.org/10.2307/2082979>
- Berger, A. N., & DeYoung, R. (1997). Problem loans and cost efficiency in commercial banks. *Journal of Banking and Finance*, 21(6), 849-870. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(97\)00003-4](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(97)00003-4)
- Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1995). Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic perspectives*, 9(4), 27-48. <https://doi.org/10.1257/jep.9.4.27>
- Brealey, R. A., Myers, S. C., Allen, F., & Edmans, A. (2023). *Principle of Corporate Finance*. McGraw Hill.
- Cao, J. (2021). *The Economics of Banking*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780429356773>.
- Eyalsalman, S., Alzubi, K., & Marashdeh, Z. (2024). The impact of IFRS 9, liquidity risk, credit risk and capital on banks' performance. *Journal of Governance and Regulation*, 13(1), 396-404. <https://doi.org/10.22495/jgrv13i1siart13>
- Fauziah, R. S., & Fadhilah, N. H. K. (2022). The impact of credit risk on the profitability with characteristics bank as control variables. *JAK (Jurnal Akuntansi) Kajian Ilmiah Akuntansi*, 9(2), 145-158. <http://doi.org/10.30656/Jak.V9i2.4346>
- Feleke, T. M., & Tafere, H. T. (2025). Determinants of credit risk of commercial banks in Ethiopia. *Journal of Innovation and Entrepreneurship*, 14(1), 1-29. <https://doi.org/10.1186/s13731-025-00564-y>
- Gupta, S., & Bansal, R. (2024). Manifestations of loan growth-profitability and non-performing loans—a study of the Indian banking sector. *South Asian Journal of Business Studies*, 13(4), 616-636. <https://doi.org/10.1108/SAJBS-04-2023-0100>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate Data Analysis*. Cengage Learning.
- Haninah, H., & Masdjojo, G. N. (2022). The Effect of Third-Party Funds Growth, Credit Growth, Non Performing Loan (NPL) and Interest Rate on Profitability in Conventional Commercial Banks Listed on Idx for The Period 2018-2021. *Jurnal Ekonomi*, 11(02), 897-906. <https://ejournal.seaninstitute.or.id/index.php/Ekonomi/article/view/440>
- Hayes, A.F. (2022). *Introduction to Mediation, Moderation, and Conditional Process Analysis: A Regression-Based Approach*. The Guilford Press.

- Ho, T. H., Le, T. D., & Nguyen, D. T. (2021). Abnormal loan growth and bank risk-taking in Vietnam: A quantile regression approach. *Cogent Business & Management*, 8(1), 1908004. <https://doi.org/10.1080/23311975.2021.1908004>
- Jaya, B. J., Hefri, B. N. F., Suryanti, A., & Wulandari, T. R. (2024). The relationship between loan growth, risk, and bank performance: Evidence from Indonesia. *Sebelas Maret Business Review*, 9(2), 96-105. <https://doi.org/10.20961/smbr.v9i2.86560>
- Kumar, S., & Meena, V. K. (2022). Credit Risk and financial performance banks: a panel data analysis. *International Journal of Accounting, Business and Finance*, 1(2), 36-47. <https://doi.org/10.55429/ijabf.v1i2.70>
- Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, 108(1), 1-24. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)
- Mahestika, V. G., & Fitriati, I. R. (2023). The Effect of Capital Adequacy and Lending on Profitability with Credit Risk as A Moderation Variable. *Jurnal Ekonomi*, 12(02), 1517-1528. <https://ejournal.seaninstitute.or.id/index.php/Ekonomi/article/view/1398>
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77-91. <https://doi.org/10.2307/2975974>
- Matthews, K., Thompson, J., & Zhang, T. (2023). *The Economics of Banking*. World Scientific Publishing Co. Pte. Ltd.
- Miller, M. B. (2019). *Quantitative financial risk management*. Wiley.
- Nguyen, D. T., & Le, T. Q. D. (2022). The interrelationships between bank profitability, bank stability and loan growth in Southeast Asia. *Cogent Business & Management*, 9(1), 2084977. <https://doi.org/10.1080/23311975.2022.2084977>
- Pesaran, M. H. (2021). General diagnostic tests for cross-sectional dependence in panels. *Empirical economics*, 60(1), 13-50. <https://doi.org/10.1007/s00181-020-01875-7>
- Phan, H. T., Hoang, T. N., Dinh, L. V., & Hoang, D. N. (2020). The determinants of listed commercial banks' profitability in Vietnam. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 7(11), 219-229. <https://doi.org/10.13106/jafeb.2020.vol7.no11.219>
- Qian, J., & Yeung, B. (2015). Bank financing and corporate growth: Evidence from China. *Review of Finance*, 19(2), 597-636. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2014.10.006>
- Sari, Y. S., Ardiansari, A., & Widia, S. (2022). The Effect of Capital Adequacy, Market Risk, Credit Risk, Operational Risk and Liquidity on the Profitability (Case Study on Sharia Banks Registered in OJK Period 2010-2019). In *2nd International Conference of Strategic Issues on Economics, Business and, Education*, 218-229. Atlantis Press. <https://doi.org/10.2991/aebmr.k.220104.033>
- Saunders, A., Cornett, M. M., & Erhemjamts, O. (2021). *Financial institutions management: A risk management approach*. McGraw-Hill.
- Stiglitz, J. E., & Weiss, A. (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. *The American Economic Review*, 71(3), 393-410. <https://www.jstor.org/stable/1802787>
- Stigler, G. (1958). The goals of economic policy. *The Journal of Business*, 31(3), 169-176. <https://www.jstor.org/stable/2350553>
- Yanthi, W. D. (2023). Analysis of the effect of growth in savings, deposits and credit on profitability growth of PT. BPR Kredit Mandiri Indonesia. *Journal Of Resource Management, Economics and Business*, 2(3), 17-24. <https://doi.org/10.58468/remics.v2i3.83>