

TẠP CHÍ

ISSN 2615 - 9813

Kinh tế và

Ngân hàng châu Á



TRƯỜNG ĐẠI HỌC NGÂN HÀNG THÀNH PHỐ HỒ CHÍ MINH

NGÂN HÀNG NHÀ NƯỚC VIỆT NAM

THÁNG 4
2026

SỐ 241

MỤC LỤC

Vai trò của FDI đối với thu nhập cấp tỉnh ở Việt Nam: Bằng chứng về tác động phi tuyến và phụ thuộc vào trình độ phát triển Nguyễn Trần Phúc	5
Tác động của dòng vốn ngân hàng xuyên biên đến hoạt động cho vay tại các nước ASEAN: Vai trò của cạnh tranh thị trường Nguyễn Thị Mai Huyền • Phạm Thị Tuyết Trinh	20
Mô hình đánh giá tín dụng: Tiếp cận từ tổn thất phân loại sai Bùi Thị Thiện Mỹ	33
Ảnh hưởng của biến đổi khí hậu đến FDI vào: Tiếp cận theo vùng khí hậu và địa phương Việt Nam Vũ Thị Hải Minh • Hoàng Thị Thanh Thúy • Phạm Thị Tuyết Trinh	47
Tác động của bất định chính sách kinh tế toàn cầu đến rủi ro tín dụng: vai trò điều tiết của thể chế trong bối cảnh rủi ro đạo đức Phan Diên Vỹ • Lê Tấn Phát • Lê Quang Phong	60
Trải nghiệm số và lựa chọn nhà ở xanh: Vai trò trung gian của sự tham gia nhận thức xanh Phan Trần Huy Hùng • Phan Đình Nguyên	74
Kế toán tài sản sinh học tại Việt Nam theo thông tư số 99/2025/TT-BTC và hàm ý hội tụ chuẩn mực kế toán quốc tế IAS 41- Nông nghiệp Nguyễn Vũ Hoàng Ý • Nguyễn Thị Kim Phụng	87
Tác động của lãi suất tái cấp vốn đến tăng trưởng tín dụng tại các ngân hàng thương mại cổ phần Việt Nam Nguyễn Trí Kiệt • Nguyễn Thị Thu Thanh • Huỳnh Quốc Khiêm • Nguyễn Duy Thanh	98
Lãnh đạo tham gia và hiệu quả công việc của nhân viên tại các ngân hàng thương mại: Vai trò trung gian của văn hóa đổi mới Nguyễn Duy Khánh • Hà Thị Thu Hằng	112
Nhận thức hành vi tổ chức đích thực và cam kết tình cảm của nhân viên: Vai trò trung gian của vốn tâm lý và sự hoà nhập Ngô Thành Trung • Lương Nữ Nhật Uyên	126
Ứng dụng Blockchain trong truy xuất nguồn gốc đến ý định mua thực phẩm hữu cơ trực tuyến tại Thành Phố Hồ Chí Minh Trịnh Hoàng Nam • Đào Lê Kiều Oanh	138
Chuyển đổi số, chất lượng tương tác trực tuyến và hành vi quay lại của khách hàng tại khách sạn 5 sao Thành Phố Hồ Chí Minh Bùi Đức Sinh	152

CONTENTS

The Role of Foreign Direct Investment in Provincial Income in Vietnam: Nonlinear and Development-Dependent Effects	19
Nguyen Tran Phuc	
The Impact of Cross-Border Banking Flows on Bank Lending in ASEAN Countries: The Role of Market Competition	32
Nguyen Thi Mai Huyen • Pham Thi Tuyet Trinh	
A Credit Scoring Model: Cost-sensitive Learning Approach	46
Bui Thi Thien My	
Impacts of Climate Change on FDI Inflows: Evidence from Climate Zones and Regions in Vietnam	59
Vu Thi Hai Minh • Hoang Thi Thanh Thuy • Pham Thi Tuyet Trinh	
The Impact of Global Economic Policy Uncertainty on Credit Risk: The Moderating Role of Institutions in the Context of Moral Hazard	73
Phan Dien Vy • Le Tan Phat • Le Quang Phong	
Digital Experience and Green Housing Choice: The Mediating Role of Green Cognitive Engagement	86
Phan Tran Huy Hung • Phan Dinh Nguyen	
Accounting for Biological Assets in Vietnam Under Circular 99/2025/TT-BTC and Implications for Convergence with IAS 41 – Agriculture	97
Nguyen Vu Hoang Y • Nguyen Thi Kim Phung	
The Impact of Refinancing Interest Rates on Credit Growth at Vietnam Joint-Stock Commercial Banks	111
Nguyen Tri Kiet • Nguyen Thi Thu Thanh • Huynh Quoc Khiem • Nguyen Duy Thanh	
Participative Leadership and Employee Job Performance in Commercial Banks: The Mediating Role of Innovation Culture	125
Nguyen Duy Khanh • Ha Thi Thu Hang	
Perceived Authentic Organizational Behavior and Employee Affective Commitment: The Mediating Role of Psychological Capital and Inclusion	137
Ngo Thanh Trung • Luong Nu Nhat Quyen	
The Application of Blockchain in Traceability and Its Impact on Online Purchase Intention for Organic Food in Ho Chi Minh City	151
Trinh Hoang Nam • Dao Le Kieu Oanh	
Digital Transformation, Online Interaction Quality, and Customer Revisit Behavior in Five-Star Hotels in Ho Chi Minh City	164
Bui Duc Sinh	

Tác động của lãi suất tái cấp vốn đến tăng trưởng tín dụng tại các ngân hàng thương mại cổ phần Việt Nam

Nguyễn Trí Kiệt¹ • Nguyễn Thị Thu Thanh² • Huỳnh Quốc Khiêm³ • Nguyễn Duy Thanh^{4*}

^{1, 2, 3, 4} Trường Đại học Ngân hàng TP. Hồ Chí Minh.

ORCID: *0000-0001-5775-8494.

✉ Tác giả liên hệ: thanhnd@hub.edu.vn.

Ngày nhận bài: 16/01/2026 | Biên tập xong: 02/4/2026 | Duyệt đăng: 12/4/2026

TÓM TẮT:

Mục tiêu nghiên cứu: Nghiên cứu đánh giá tác động của lãi suất tái cấp vốn (LSTCV) đến tăng trưởng tín dụng (TTTD) tại các ngân hàng thương mại (NHTM) Việt Nam, trong bối cảnh TTTD chịu ảnh hưởng bởi nhiều yếu tố vĩ mô và đặc thù ngân hàng.

Thiết kế nghiên cứu/phương pháp/tiếp cận: Nghiên cứu sử dụng phương pháp định lượng với mô hình tác động cố định (FEM) kết hợp sai số chuẩn vững nhằm đảm bảo độ tin cậy của các ước lượng. Mô hình cũng xem xét yếu tố độ trễ chính sách để phân tích tác động của LSTCV đến hoạt động tín dụng của các ngân hàng.

Kết quả nghiên cứu chính: Kết quả thực nghiệm cho thấy LSTCV có mối quan hệ ngược chiều và đạt ý nghĩa thống kê đối với TTTD của các NHTM. Khi LSTCV tăng, chi phí vốn của các ngân hàng gia tăng, từ đó làm giảm khả năng mở rộng tín dụng của hệ thống ngân hàng (HTNH).

Giá trị đóng góp mới: Nghiên cứu đóng góp tri thức về kênh truyền dẫn tín dụng của chính sách tiền tệ (CSTT) bằng cách cung cấp bằng chứng thực nghiệm cấp NHTM tại Việt Nam – một nền kinh tế mới nổi với đặc điểm thị trường tài chính đang phát triển. Bằng việc sử dụng dữ liệu bảng của 24 NHTM trong giai đoạn 2014–2024, nghiên cứu làm rõ tác động có độ trễ của LSTCV đối với TTTD và vai trò của các yếu tố đặc thù ngân hàng trong cơ chế truyền dẫn CSTT.

TỪ KHÓA: Chính sách tiền tệ, lãi suất tái cấp vốn, ngân hàng thương mại, tăng trưởng tín dụng.

Mã phân loại JEL: C23, E51, E52, G21.

DOI: <https://doi.org/10.63065/ajeb.vn.2026.241.008>.

1. Giới thiệu

CSTT đóng vai trò trung tâm trong việc ổn định lạm phát, điều tiết thanh khoản và

hỗ trợ tăng trưởng kinh tế thông qua nhiều kênh truyền dẫn khác nhau, trong đó kênh tín dụng ngân hàng được xem là một trong

những cơ chế quan trọng nhất (Bernanke & Gertler, 1995). Trong hệ thống công cụ của Ngân hàng Nhà nước (NHNN), lãi suất điều hành (LSDH), đặc biệt là LSTCV, giữ vai trò định hướng chi phí vốn trên thị trường tiền tệ và có ảnh hưởng trực tiếp đến hoạt động cho vay của các NHTM (Mishkin, 2022). Khi LSTCV tăng, chi phí tiếp cận nguồn vốn ngắn hạn của ngân hàng tăng lên, từ đó có thể làm giảm khả năng mở rộng tín dụng của HTNH (Cetorelli & Gambera, 2001). Trong bối cảnh kinh tế toàn cầu gần đây, nhiều quốc gia đã thực hiện CSTT thắt chặt nhằm kiểm soát lạm phát sau giai đoạn nổi lòng mạnh trong thời kỳ đại dịch Covid-19 (BIS, 2021). Tại Việt Nam, NHNN đã thực hiện nhiều điều chỉnh LSDH trong những năm gần đây nhằm hỗ trợ phục hồi kinh tế và thúc đẩy TTDD. Chẳng hạn, trong năm 2023, NHNN đã thực hiện nhiều đợt điều chỉnh giảm LSTCV nhằm kích thích hoạt động cho vay và hỗ trợ doanh nghiệp (IMF, 2023). Tuy nhiên, TTDD của HTNH vẫn thấp hơn kỳ vọng do nhu cầu vay vốn suy giảm và sự thận trọng của các ngân hàng trước rủi ro nợ xấu (IMF, 2025). Điều này đặt ra câu hỏi quan trọng về mức độ và cơ chế tác động của LSTCV đối với TTDD của HTNH Việt Nam.

Nhiều nghiên cứu trước đây đã phân tích tác động của CSTT đến hoạt động tín dụng thông qua kênh ngân hàng (Kashyap & Stein, 2000; Cetorelli & ctg, 2001; Olivero, Li, & Jeon, 2011). Nhiều nghiên cứu thực nghiệm tại các nền kinh tế mới nổi cũng cho thấy những yếu tố vĩ mô và đặc thù ngân hàng có vai trò quan trọng trong việc quyết định TTDD (Stepanyan & Guo, 2011; Imran & Nishat, 2013; Ivanovic, 2016; Ashikuzzaman, 2022). Tuy nhiên, phần lớn các nghiên cứu này sử dụng dữ liệu cấp quốc gia hoặc tập trung vào những nền kinh tế phát triển, trong khi một số bài viết sử dụng dữ liệu cấp ngân hàng để phân tích tác động của LSDH đến TTDD trong bối cảnh Việt Nam vẫn còn tương đối hạn chế. Xuất phát từ khoảng trống nghiên cứu này, bài báo này

phân tích tác động của LSTCV đến TTDD của các NHTM Việt Nam bằng cách sử dụng dữ liệu bảng của 24 NHTM trong giai đoạn 2014–2024. Nghiên cứu không chỉ xem xét tác động trực tiếp của LSTCV, mà còn đánh giá vai trò của các yếu tố vĩ mô và đặc thù ngân hàng trong việc định hình TTDD. Kết quả nghiên cứu kỳ vọng cung cấp bằng chứng thực nghiệm về kênh truyền dẫn của CSTT tại Việt Nam, đồng thời đưa ra các hàm ý chính sách nhằm nâng cao hiệu quả điều hành lãi suất và quản lý TTDD trong HTNH. Phần còn lại của bài viết được cấu trúc như sau. Phần hai trình bày cơ sở lý thuyết và các giả thuyết nghiên cứu. Phần ba mô tả dữ liệu và phương pháp nghiên cứu. Phần bốn trình bày kết quả thực nghiệm và thảo luận. Cuối cùng, Phần năm đưa ra kết luận và hàm ý chính sách.

2. Cơ sở lý thuyết và mô hình nghiên cứu

2.1. Kênh truyền dẫn tín dụng của chính sách tiền tệ

CSTT được định nghĩa là tập hợp các hành động mà NHNN thực hiện nhằm điều chỉnh cung tiền và các điều kiện tín dụng để đạt được các mục tiêu kinh tế vĩ mô (Mishkin, 2022). Trong các công cụ điều hành của NHNN, LSDH, đặc biệt là LSTCV, giữ vai trò quan trọng trong việc định hướng chi phí vốn và điều tiết thanh khoản trong HTNH. LSDH được xem là công cụ chính để NHNN tác động đến thị trường tiền tệ và thiết lập định hướng cho cấu trúc lãi suất ngắn hạn trong nền kinh tế (Taylor, 1993).

Theo lý thuyết Kênh tín dụng ngân hàng, những quyết định điều hành lãi suất của ngân hàng trung ương có thể ảnh hưởng trực tiếp đến hoạt động cho vay của các NHTM (Bernanke & ctg, 1995). Khi LSTCV tăng, chi phí tiếp cận nguồn vốn ngắn hạn của các ngân hàng cũng tăng lên, đặc biệt đối với những ngân hàng phụ thuộc vào nguồn vốn từ thị trường liên

ngân hàng (Kashyap & Stein, 1994). Điều này làm cho hoạt động TTTD trở nên kém hấp dẫn hơn, buộc các ngân hàng phải thắt chặt tiêu chuẩn cho vay và điều chỉnh quy mô danh mục tín dụng (Cetorelli & ctg, 2001). Ngoài ra, sự thay đổi của LSHĐH còn có tác động đến chi phí huy động vốn và khả năng tạo tiền gửi thông qua hoạt động cho vay của các NHTM (Tobin, 1963). Thông qua kênh này, các thay đổi trong CSTT có thể ảnh hưởng đến cung tiền và hoạt động tín dụng của HTNH, từ đó có tác động đến tổng cầu và tăng trưởng kinh tế (Friedman & Schwartz, 1963).

Bên cạnh đó, hiệu quả của cơ chế truyền dẫn CSTT còn phụ thuộc vào cấu trúc và mức độ cạnh tranh của HTNH. Theo Claessens & Laeven (2004), mức độ cạnh tranh trong ngành ngân hàng có mối quan hệ chặt chẽ với hiệu quả truyền dẫn của CSTT, trong đó mức độ cạnh tranh thấp có thể làm suy giảm hiệu quả của kênh tín dụng. Các nghiên cứu tiếp theo cũng cho thấy cấu trúc thị trường ngân hàng và sự khác biệt về quy mô, thị phần có thể dẫn đến sự khác biệt đáng kể trong phản ứng của hoạt động tín dụng trước những cú sốc CSTT (Kashyap & ctg, 2000; Cetorelli & ctg, 2001; Olivero & ctg, 2011).

2.2. Các nghiên cứu liên quan

Các nghiên cứu thực nghiệm trước đây đã xem xét tác động của CSTT đến TTTD tại nhiều nền kinh tế khác nhau. Stepanyan & ctg (2011) cho thấy cung tiền và các điều kiện vĩ mô đóng vai trò quan trọng đối với TTTD. Imran & ctg (2013) nhấn mạnh vai trò của các yếu tố cung tín dụng trong HTNH. Trong khi đó, Maddaloni & Peydro (2013) chỉ ra CSTT nổi lòng có thể thúc đẩy TTTD thông qua kênh ngân hàng, và Ivanovic (2016) cũng tìm thấy bằng chứng về tác động của các yếu tố vĩ mô và đặc thù ngân hàng đến tín dụng tại những nền kinh tế chuyển đổi. Bên cạnh đó, các nghiên cứu về kênh tín dụng ngân hàng cung cấp nền tảng lý thuyết quan trọng cho

mối quan hệ giữa CSTT và hoạt động cho vay. Cụ thể, Kashyap & ctg (1994, 2000) và Bernanke & ctg (1995) nhấn mạnh CSTT có thể ảnh hưởng đến hoạt động cho vay thông qua khả năng cung ứng vốn của ngân hàng, trong đó các ngân hàng có quy mô và đặc điểm khác nhau có thể phản ứng khác nhau trước những cú sốc chính sách.

Ngoài ra, mức độ cạnh tranh và cấu trúc thị trường ngân hàng cũng đóng vai trò quan trọng trong việc quyết định hiệu quả của cơ chế truyền dẫn CSTT (Claessens & ctg, 2004). Đồng thời, những nghiên cứu về tiêu chuẩn tín dụng cho thấy lãi suất thấp có thể thúc đẩy hành vi chấp nhận rủi ro và mở rộng cho vay của ngân hàng (Maddaloni & Peydro, 2011). Các bằng chứng thực nghiệm gần đây tiếp tục củng cố những lập luận trên. Amidu (2014) cho thấy các yếu tố vĩ mô và khả năng huy động vốn có ảnh hưởng đáng kể đến TTTD tại những nền kinh tế mới nổi. Trong khi đó, Alper, Binici, Demiralp, Kara, & Ozlu (2018) chỉ ra các công cụ điều hành thanh khoản của ngân hàng trung ương có thể ảnh hưởng trực tiếp đến hoạt động cho vay của HTNH. Ngoài ra, Serletis & Dery (2025) cung cấp bằng chứng gần đây cho thấy CSTT tiếp tục đóng vai trò quan trọng trong việc điều chỉnh hoạt động cho vay của ngân hàng tại các nền kinh tế mới nổi.

Tuy nhiên, các nghiên cứu này chủ yếu được thực hiện tại những nền kinh tế phát triển hoặc nhóm quốc gia cụ thể, trong khi bằng chứng thực nghiệm vẫn còn hạn chế trong việc sử dụng dữ liệu cấp ngân hàng để đo lường sự khác biệt về tốc độ và mức độ phản ứng của tín dụng trước những thay đổi trong LSHĐH của NHNN (IMF, 2025). Trong bối cảnh đó, LSTCV – một trong những công cụ quan trọng của CSTT – được kỳ vọng có ảnh hưởng đáng kể đến TTTD của HTNH. Tuy nhiên, tại Việt Nam, LSTCV còn chịu tác động từ các yếu tố hành chính và định hướng chính sách vĩ mô, khiến cơ chế truyền dẫn lãi suất có thể khác biệt so với những giả định của thị trường cạnh tranh hoàn hảo (Mishkin, 2022).

2.3. Mô hình và các giả thuyết nghiên cứu

Dựa trên lý thuyết về kênh truyền dẫn tín dụng của CSTT (Bernanke & ctg, 1995) và những nghiên cứu thực nghiệm về tác động của LSDH đến hoạt động tín dụng của ngân hàng (Stepanyan & ctg, 2011; Maddaloni & ctg, 2011; Imran & ctg, 2013; Ivanovic, 2016), bài viết này xây dựng mô hình nhằm phân tích tác động của LSTCV đến TTDD tại các NHTM cổ phần Việt Nam.

Việc sử dụng biến LSTCV trễ một kỳ trong mô hình nghiên cứu được dựa trên cả cơ sở lý thuyết và bằng chứng thực nghiệm. Về mặt lý thuyết, Friedman (1961) cho rằng tác động của CSTT đến nền kinh tế diễn ra với “độ trễ dài và biến thiên”, hàm ý rằng các thay đổi trong LSDH không có tác động ngay lập tức đến hoạt động tín dụng. Bên cạnh đó, các nghiên cứu thực nghiệm về kênh tín dụng ngân hàng cũng thường sử dụng biến trễ để phản ánh độ trễ trong phản ứng của tín dụng trước những cú sốc CSTT. Chẳng hạn, Bernanke & ctg (1995) và Kashyap & ctg (2000) cho thấy tác động của CSTT đến hoạt động cho vay của ngân hàng diễn ra theo thời gian, phụ thuộc vào khả năng điều chỉnh bảng cân đối của ngân hàng. Ngoài ra, Stepanyan & ctg (2011) cũng sử dụng các biến vĩ mô và CSTT dưới dạng trễ trong phân tích TTDD tại những nền kinh tế mới nổi. Do đó, việc đưa biến LSTCV trễ một kỳ vào mô hình là phù hợp nhằm phản ánh chính xác hơn cơ chế truyền dẫn của CSTT đến TTDD trong thực tế.

Trong mô hình đề xuất, LSTCV được xem là biến giải thích trung tâm đại diện cho công cụ điều hành CSTT của NHNN. Bên cạnh đó, mô hình cũng đưa vào một số biến kiểm soát nhằm phản ánh các điều kiện kinh tế vĩ mô và đặc thù ngân hàng có thể ảnh hưởng đến TTDD, bao gồm tăng trưởng GDP, cung tiền M2, tăng trưởng tiền gửi, quy mô ngân hàng và tỷ suất lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu. Trên cơ sở đó, mô hình hồi quy tổng quát được đề xuất như ở Công thức 1:

$$LGR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 RFR_{t-1} + \beta_2 GDP_t + \beta_3 M2_t + \beta_4 DEP_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 ROE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

Trong đó: LGR – tỷ lệ TTDD; RFR_{t-1} – LSTCV với độ trễ 1 năm; GDP – tỷ lệ tăng trưởng GDP; M2 – cung tiền M2; DEP – tốc độ tăng trưởng tiền gửi; SIZE – quy mô ngân hàng; ROE – tỷ suất lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu; $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_6$ – các hệ số hồi quy; và $\varepsilon_{i,t}$ – sai số ngẫu nhiên.

Để đảm bảo tính rõ ràng và nhất quán trong việc xây dựng mô hình nghiên cứu, Bảng 1 trình bày chi tiết định nghĩa, cách đo lường và kỳ vọng dấu của các biến được sử dụng. Các biến bao gồm biến phụ thuộc đại diện cho TTDD (LGR), biến giải thích chính là LSTCV (RFR_{t-1}), và những biến kiểm soát phản ánh điều kiện kinh tế vĩ mô cũng như đặc điểm đặc thù của ngân hàng.

Các biến kiểm soát được lựa chọn nhằm phản ánh cả yếu tố vĩ mô và đặc thù ngân hàng có thể ảnh hưởng đến TTDD. Cụ thể, tăng trưởng GDP và cung tiền M2 đại diện cho điều kiện kinh tế vĩ mô và thanh khoản của nền kinh tế, trong khi tăng trưởng tiền gửi (DEP), quy mô ngân hàng (SIZE) và tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu (ROE) phản ánh năng lực tài chính và hành vi cho vay của ngân hàng. Kỳ vọng dấu của các biến được xây dựng dựa trên cơ sở lý thuyết và những nghiên cứu thực nghiệm trước đây.

Đối với LSTCV, theo lý thuyết Kênh tín dụng ngân hàng, khi LSDH tăng, chi phí vốn của các ngân hàng cũng tăng lên, khiến ngân hàng có xu hướng thắt chặt hoạt động cho vay (Bernanke & ctg, 1995). Do đó, giả thuyết H1 được đề xuất:

H1: LSTCV có tác động ngược chiều đến TTDD.

Bên cạnh LSDH, cung tiền cũng là một yếu tố quan trọng phản ánh điều kiện thanh khoản trong nền kinh tế. Khi cung tiền M2 tăng, HTNH có nhiều nguồn vốn hơn để hỗ trợ hoạt động cho vay (Stepanyan & ctg, 2011). Vì vậy, giả thuyết H2 được đề xuất:

Bảng 1: Định nghĩa và đo lường các biến trong mô hình

Biến	Ký hiệu	Định nghĩa	Cách đo lường	Kỳ vọng dấu
Tăng trưởng tín dụng	LGR	Tốc độ tăng trưởng dư nợ cho vay của ngân hàng	% thay đổi dư nợ cho vay hàng năm	
Lãi suất tái cấp vốn (trễ 1 năm)	RFR_{t-1}	LSTCV do NHNN công bố, có độ trễ một kỳ	%/năm	—
Tăng trưởng GDP	GDP	Tốc độ tăng trưởng kinh tế	% tăng trưởng GDP hàng năm	+
Cung tiền	M2	Tổng phương tiện thanh toán trong nền kinh tế	% tăng trưởng M2	+
Tăng trưởng tiền gửi	DEP	Tốc độ tăng trưởng tiền gửi khách hàng tại ngân hàng	% thay đổi tiền gửi hàng năm	+
Quy mô ngân hàng	SIZE	Quy mô hoạt động của ngân hàng	Hàm logarit tự nhiên của tổng tài sản	+
Khả năng sinh lời	ROE	Hiệu quả hoạt động của ngân hàng	Lợi nhuận sau thuế trên vốn chủ sở hữu (%)	+

“+” và “—” biểu thị tác động cùng chiều và ngược chiều của các biến độc lập đến biến phụ thuộc (LGR).
Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp.

H2: Cung tiền M2 có tác động cùng chiều đến TTTD.

Tăng trưởng kinh tế cũng được xem là yếu tố quan trọng có ảnh hưởng đến nhu cầu tín dụng. Khi nền kinh tế tăng trưởng, thu nhập và kỳ vọng lợi nhuận của doanh nghiệp và hộ gia đình tăng lên, từ đó thúc đẩy nhu cầu vay vốn (Imran & ctg, 2013). Do đó, giả thuyết H3 được đề xuất:

H3: Tăng trưởng GDP có tác động cùng chiều đến TTTD.

Đối với các yếu tố đặc thù ngân hàng, tăng trưởng tiền gửi phản ánh khả năng huy động vốn của ngân hàng. Khi tiền gửi tăng, các ngân hàng có thêm nguồn lực tài chính để mở rộng hoạt động tín dụng (Ivanovic, 2016). Vì vậy, giả thuyết H4 được đề xuất:

H4: Tăng trưởng tiền gửi có tác động cùng chiều đến TTTD.

Hiệu quả hoạt động của ngân hàng, thường được đo lường thông qua ROE, cũng có thể ảnh hưởng đến khả năng mở rộng tín dụng. Các ngân hàng đạt hiệu quả hoạt động cao thường có khả năng huy động vốn và quản lý rủi ro tốt hơn, từ đó có điều kiện mở rộng

hoạt động cho vay (Cetorelli & ctg, 2001). Do đó, giả thuyết H5 được đề xuất:

H5: ROE có tác động cùng chiều đến TTTD.

Cuối cùng, quy mô ngân hàng cũng được xem là một yếu tố quan trọng trong hoạt động cấp tín dụng. Các ngân hàng có quy mô lớn thường có lợi thế về nguồn lực tài chính, khả năng tiếp cận thị trường vốn và mức độ đa dạng hóa hoạt động, từ đó có khả năng mở rộng tín dụng tốt hơn (Kashyap & ctg, 2000). Vì vậy, giả thuyết H6 được đề xuất:

H6: Quy mô ngân hàng có tác động cùng chiều đến TTTD.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Phương pháp ước lượng

Nghiên cứu sử dụng phương pháp định lượng với dữ liệu bảng để phân tích tác động của LSTCV đến TTTD tại các NHTM Việt Nam. Các mô hình hồi quy dữ liệu bảng được sử dụng bao gồm phương pháp bình phương tối thiểu thông thường gộp (Pooled OLS), mô hình tác động cố định (Fixed Effects Model

– FEM) và mô hình tác động ngẫu nhiên (Random Effects Model – REM). Để lựa chọn mô hình phù hợp, nghiên cứu thực hiện các kiểm định thống kê bao gồm kiểm định F nhằm so sánh Pooled OLS và FEM, kiểm định Breusch–Pagan Lagrange Multiplier (LM) để so sánh Pooled OLS và REM, và kiểm định Hausman để lựa chọn giữa FEM và REM (Hausman, 1978). Kết quả kiểm định Hausman được sử dụng làm cơ sở lựa chọn mô hình ước lượng chính.

Ngoài ra, các kiểm định chẩn đoán được thực hiện nhằm đảm bảo độ tin cậy của kết quả ước lượng. Cụ thể, hiện tượng đa cộng tuyến được kiểm tra thông qua hệ số phóng đại phương sai (Variance Inflation Factor – VIF). Hiện tượng phương sai sai số thay đổi và tự tương quan trong dữ liệu bảng được kiểm tra bằng các kiểm định thích hợp. Để khắc phục các sai lệch tiềm ẩn này, nghiên cứu sử dụng sai số chuẩn vững phân cụm (Cluster Robust Standard Errors), một phương pháp phổ biến trong hồi quy dữ liệu bảng nhằm đảm bảo các suy luận thống kê vẫn vững (Wooldridge, 2010).

Bên cạnh đó, để kiểm tra tính vững của kết quả nghiên cứu, các ước lượng bổ sung bằng mô hình REM được thực hiện. Kết quả cho thấy dấu và ý nghĩa thống kê của các biến chính không thay đổi đáng kể so với mô hình FEM, qua đó khẳng định tính ổn định của mô hình nghiên cứu. Toàn bộ quá trình ước lượng và kiểm định được thực hiện bằng phần mềm STATA.

3.2. Dữ liệu và biến nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng của 24 NHTM cổ phần tại Việt Nam trong giai đoạn 2014–2024. Dữ liệu được thu thập từ báo cáo tài chính công bố của các ngân hàng và những nguồn thống kê chính thức.

Biến phụ thuộc của nghiên cứu là TTTD (LGR), được đo lường bằng tốc độ tăng trưởng dư nợ cho vay hằng năm của từng ngân hàng. Biến giải thích chính là LSTCV, được đưa vào mô hình dưới dạng độ trễ một năm (RFR_{t-1})

để phản ánh độ trễ của CSTT. Ngoài ra, mô hình còn bao gồm các biến kiểm soát nhằm phản ánh các điều kiện kinh tế vĩ mô và đặc điểm của ngân hàng, bao gồm tăng trưởng GDP, cung tiền M2, tốc độ tăng trưởng tiền gửi (DEP), quy mô ngân hàng (SIZE) và tỷ suất lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu (ROE). Các biến vĩ mô như tăng trưởng GDP, cung tiền M2 và LSTCV được thu thập từ NHNN Việt Nam và những báo cáo của Quỹ tiền tệ quốc tế (IMF).

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả

Dữ liệu nghiên cứu gồm 264 quan sát từ 24 NHTM Việt Nam trong giai đoạn 2014–2024. TTTD (LGR) đạt trung bình 18,86% nhưng biến động rất mạnh (từ -13,9% đến 66,31%, độ lệch chuẩn 0,1061), cho thấy sự phân hóa lớn giữa các ngân hàng. Hiệu quả hoạt động (ROE) trung bình 11,02% nhưng dao động cực mạnh (từ lỗ 84,17% đến lãi 26,38%). Tiền gửi khách hàng (DEP) tăng trưởng ổn định 15,73%, là nguồn vốn quan trọng hỗ trợ tín dụng. Các biến vĩ mô khá ổn định: GDP tăng trung bình 5,28%, M2 tăng 13,66%, LSTCV trễ (RFR_{t-1}) trung bình 5,72% với biến động thấp (240 quan sát do lấy trễ 1 năm). Quy mô ngân hàng (SIZE) trung bình 26,06 (ln tài sản) với mức phân tán vừa phải. Tóm lại, tín dụng và hiệu quả hoạt động là hai yếu tố có sự khác biệt lớn nhất giữa các ngân hàng trong giai đoạn nghiên cứu (Bảng 2).

4.2. Kết quả kiểm định mô hình

Nghiên cứu đã thực hiện một cách tiếp cận định lượng chặt chẽ nhằm định lượng tác động của LSTCV (đại diện bởi LSTCV trễ một kỳ RFR_{t-1}) đến TTTD (LGR) của 24 NHTM Việt Nam trong giai đoạn 2014–2024, với dữ liệu bảng cân bằng gồm 240 quan sát. Quá trình phân tích được tiến hành khoa học và đầy đủ (Bảng 3): (i) So sánh sơ bộ ba mô hình

Bảng 2: Kết quả thống kê mô tả biến

Biến	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
LGR	264	0,1886	0,1061	-0,1390	0,6631
RFR _{t-1}	240	0,0572	0,0085	0,04	0,065
ROE	264	0,1102	0,0913	-0,8417	0,2638
M2	264	0,1366	0,0331	0,0615	0,1838
GDP	264	0,0528	0,0113	0,0332	0,0738
SIZE	264	26,0555	1,0929	23,8632	28,6465
DEP	264	0,1573	0,1202	-0,1049	0,8269

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán bằng Stata.

Pooled OLS, REM và FEM cho thấy FEM có khả năng giải thích và ý nghĩa thống kê vượt trội; (ii) Các kiểm định chính thức (kiểm định F, Breusch-Pagan và Hausman) đều bác bỏ mạnh mẽ Pooled OLS và REM, khẳng định mô hình FEM là lựa chọn tối ưu; (iii) Chẩn đoán lỗi mô hình xác nhận không tồn tại đa cộng tuyến nghiêm trọng (VIF trung bình = 2,10) (Bảng 5), không phát hiện tự tương quan bậc nhất ở mức ý nghĩa 5% (kiểm định Wooldridge, $p = 0,0618$) và không có nội sinh (Durbin-Wu-Hausman, $p = 1,000$), nhưng phát hiện hiện tượng phương sai sai số thay đổi (Modified Wald, $p = 0,0000$). Lỗi này đã được khắc phục triệt để bằng kỹ thuật sai số chuẩn vững phân cụm (Cluster Robust).

Kết quả ước lượng cho thấy biến LSTCV

trở có tác động ngược chiều và đạt ý nghĩa thống kê đối với TTTD. Đồng thời, một số biến kiểm soát như cung tiền và tiền gửi cũng có tác động đáng kể, phản ánh vai trò của điều kiện thanh khoản trong hoạt động tín dụng của ngân hàng. Dựa trên những tín hiệu tích cực từ các hệ số hồi quy và chỉ số phù hợp mô hình, bước tiếp theo nghiên cứu sẽ tiến hành kiểm định thống kê chính thức (F, Breusch-Pagan, và Hausman) để khẳng định tính ưu việt và lựa chọn mô hình FEM làm cơ sở cho phân tích chuyên sâu.

Quá trình lựa chọn mô hình tối ưu bắt đầu bằng việc loại bỏ hồi quy gộp (Pooled OLS) do cách tiếp cận này không đủ khả năng giải thích cho mô hình. Cụ thể, tại phép kiểm định F, giá trị thống kê $F(23, 210)$ đạt

Bảng 3: Kết quả hồi quy theo Pooled OLS, REM và FEM

Tên biến	Pool OLS		REM		FEM	
	β	p	β	p	β	p
RFR _{t-1}	-1,5800	0,122	-1,4806	0,187	-1,881	0,078
ROE	0,09787	0,187	0,1995	0,757	-0,1223	0,072
M2	1,0213	0,001	0,9705	0,000	0,6134	0,027
GDP	0,78783	0,110	0,7037	0,128	0,1802	0,691
SIZE	-0,00274	0,619	-0,0030	0,652	-0,0486	0,003
DEP	0,40419	0,000	0,3662	0,000	0,3224	0,000
CONS	0,10194	0,506	0,1300	0,489	1,4434	0,001
R ²	0,3470		0,3087		0,3530	

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán bằng Stata.

Bảng 4: Kết quả kiểm định các mô hình hồi quy

Kiểm định	F	Breusch-Pagan (LM)	Hausman
Mô hình	Pooled OLS và FEM	Pooled OLS và REM	FEM và REM
Giá trị thống kê	$F(23, 210) = 4,04$	$\text{chibar}2(01) = 20,54$	$\chi^2(6) = 52,35$
Giá trị p	$\text{Prob} > F = 0,0000$	$\text{Prob} > \text{chibar}2 = 0,0000$	$\text{Prob} > \chi^2 = 0,0000$
Kết luận	Bác bỏ Pooled OLS	Bác bỏ Pooled OLS	Bác bỏ REM
Mô hình được chọn	FEM	REM	FEM

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán bằng Stata.

Bảng 5: Kết quả kiểm định đa cộng tuyến

Biến	RFR _{t-1}	M2	GDP	SIZE	ROE	DEP
VIF	3,98	3,48	1,33	1,37	1,35	1,08
1/VIF	0,2514	0,2875	0,7510	0,7294	0,7399	0,9300

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán bằng Stata.

4,04 với giá trị p bằng 0,0000 ($< 0,05$). Kết quả này cung cấp bằng chứng mạnh mẽ để bác bỏ giả thuyết H_0 , qua đó khẳng định các ngân hàng trong mẫu có những đặc điểm riêng biệt không đồng nhất, do đó mô hình FEM vượt trội hơn Pooled OLS. Tương tự, kiểm định Breusch-Pagan cũng cho kết quả p bằng 0,0000 ($\chi^2 = 20,54$), qua đó tiếp tục bác bỏ Pooled OLS để ủng hộ mô hình REM.

Bước quyết định cuối cùng là sự so sánh giữa hai mô hình FEM và REM thông qua kiểm định Hausman. Số liệu tại Bảng 4 cho thấy giá trị χ^2 đạt 52,35 và giá trị p xấp xỉ bằng 0,0000. Do đó, bác bỏ giả thuyết H_0 rằng mô hình REM là phù hợp. Kết quả này hàm ý rằng các hiệu

ứng cá thể của ngân hàng có tương quan với những biến giải thích, khiến ước lượng REM không vững. Vì vậy, FEM được lựa chọn là mô hình phù hợp nhất cho dữ liệu nghiên cứu.

Sau khi lựa chọn được mô hình FEM, quá trình chẩn đoán tình trạng mô hình được thực hiện để phát hiện các sai lệch tiềm ẩn (Bảng 6). Sau khi hiệu chỉnh sai số chuẩn vững phân cụm theo ngân hàng, mức ý nghĩa thống kê của biến LSTCV được cải thiện, phản ánh việc điều chỉnh sai lệch phương sai trong dữ liệu bảng. Đối với hiện tượng phương sai sai số thay đổi, kết quả kiểm định Wald cho thấy giá trị χ^2 lên tới 654,83 ($p = 0,0000$). Điều này xác nhận rằng mô hình đang đối mặt với hiện

Bảng 6: Kết quả kiểm định các sai lệch của mô hình FEM

Kiểm định	Hiện tượng phương sai sai số thay đổi	Hiện tượng tự tương quan
Giá trị thống kê	$\chi^2(24) = 654,83$	$F(1, 23) = 3,855$
Giá trị p	$\text{Prob} > \chi^2 = 0,0000$	$\text{Prob} > F = 0,0618$
Kết luận	Có phương sai sai số thay đổi	Không có tự tương quan

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán bằng Stata.

Bảng 7: Kết quả kiểm định hiện tượng nội sinh

Biến	Giá trị p	Kết luận
RFR _{t-1}	-	Biến ngoại sinh
M2	-	Biến ngoại sinh
GDP	-	Biến ngoại sinh
SIZE	1,000	Biến ngoại sinh
ROE	1,000	Biến ngoại sinh
DEP	1,000	Biến ngoại sinh

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán bằng Stata.

tượng phương sai sai số thay đổi hay một lỗi trong dữ liệu tài chính ngân hàng do sự chênh lệch lớn về quy mô tài sản giữa các ngân hàng trong mẫu. Tuy nhiên, điều này không làm thay đổi việc lựa chọn mô hình FEM theo kiểm định Hausman. Để đảm bảo độ tin cậy của suy luận thống kê, nghiên cứu sử dụng sai số chuẩn vững phân cụm trong khuôn khổ FEM. Bên cạnh đó, ở khía cạnh tích cực, kết quả kiểm định hiện tượng tự tương quan. Kiểm định Wooldridge ghi nhận giá trị thống kê $F(1, 23)$ dừng lại ở mức 3,855 ($p = 0,0618$). Như vậy, mô hình không xảy ra hiện tượng tự tương quan bậc nhất, đảm bảo được độ tin cậy và giảm bớt mức độ phức tạp trong việc xử lý sai số.

Trong khuôn khổ dữ liệu bảng, nghiên cứu sử dụng kiểm định Hausman nhằm lựa chọn mô hình ước lượng phù hợp giữa FEM và REM, qua đó gián tiếp kiểm soát khả năng sai lệch do mối tương quan giữa các đặc trưng không quan sát được của ngân hàng và những biến giải thích. Tuy nhiên, nghiên cứu chưa triển khai các phương pháp ước lượng công cụ (IV/GMM), do đó khả năng nội sinh động vẫn là một hạn chế và được đề xuất cho những nghiên cứu tiếp theo. Kết quả được trình bày tại Bảng 7 cho thấy đối với nhóm biến vĩ mô bao gồm RFR_{t-1} , M2, GDP, nghiên cứu xác định đây là các biến ngoại sinh về mặt lý thuyết, do những yếu tố này được quyết định

bởi cơ quan quản lý và thị trường chung, không chịu tác động ngược chiều từ sai số của từng ngân hàng riêng lẻ.

Trọng tâm kiểm định dồn vào nhóm biến đặc thù ngân hàng gồm SIZE, ROE và DEP vì đây là những yếu tố thường bị nghi ngờ có quan hệ hai chiều với TTTD. Tuy nhiên, kết quả kiểm định Hausman tổng quát đã đưa ra một bằng chứng thống kê đáng tin cậy: giá trị p đạt mức tuyệt đối 1,000. Điều này khẳng định kết quả kiểm định không cho thấy bằng chứng thống kê về sự tương quan giữa các biến giải thích và sai số ngẫu nhiên.

Trước khi đi vào phân tích các hệ số hồi quy, nghiên cứu cần khẳng định lại cơ sở kỹ thuật của mô hình cuối cùng. Dựa trên kết quả kiểm định chẩn đoán ở các phần trước, mô hình FEM tuy không mắc lỗi tự tương quan và nội sinh, nhưng lại đối mặt với hiện tượng phương sai sai số thay đổi. Đây là vấn đề nghiêm trọng làm sai lệch độ tin cậy của các kiểm định thống kê nếu sử dụng phương pháp ước lượng thông thường.

Để khắc phục triệt để vấn đề này, nhóm nghiên cứu quyết định áp dụng kỹ thuật ước lượng với sai số chuẩn vững phân cụm. Về bản chất, phương pháp này điều chỉnh lại độ lệch chuẩn của các ước lượng dựa trên thuật toán Huber-White, cho phép những sai số ngẫu nhiên có thể tương quan bên trong từng cụm, cụ thể ở đây là từng ngân hàng, nhưng vẫn

Bảng 8: Kết quả các ước lượng của mô hình FEM

LGR	Hệ số hồi quy	Độ lệch chuẩn	t	p	Khoảng tin cậy 95%		Mức ý nghĩa
RFR_{t-1}	-1,8817	0,8689	-2,17	0,041	-3,6791	-0,0842	**
GDP	0,1803	0,3167	0,57	0,575	-0,4749	0,8354	-
M2	0,6135	0,2670	2,30	0,031	0,0611	1,1658	**
DEP	0,3224	0,0501	6,44	0,000	0,2188	0,4260	***
SIZE	-0,0487	0,0121	-4,01	0,001	-0,0738	-0,0236	***
ROE	-0,1223	0,0343	-3,56	0,002	-0,1933	-0,0513	***
Hằng số	1,4435	0,3382	4,27	0,000	0,7438	2,1432	***

****, ***** tương ứng với các mức ý nghĩa 5% và 1%.
Nguồn: Nhóm tác giả tính toán bằng Stata.

độc lập giữa các cụm với nhau. Việc sử dụng Robust Cluster không làm thay đổi giá trị của các hệ số hồi quy, nhưng giúp điều chỉnh lại giá trị thống kê t và giá trị p về mức chính xác thực tế, đảm bảo những kết luận về ý nghĩa thống kê là vững và tin cậy nhất.

Theo như Bảng 8 và Công thức 1, kết quả hồi quy FEM cuối cùng của mô hình, sau hiệu chỉnh, như ở Công thức 2:

$$\begin{aligned} LGR_{i,t} = & 1,4435 - 1,8817RFR_{i,t-1} + 0,6135 \\ M2_t + & 0,3224DEP_{i,t} - 0,0487SIZE_{i,t} - 0,1223 \\ ROE_{i,t} + & \varepsilon_{i,t}. \end{aligned} \quad (2)$$

4.3. Thảo luận kết quả

Kết quả nghiên cứu tập trung làm rõ tác động của LSTCV đến TTTD, đây cũng là mục tiêu chính của bài viết. Kết quả cho thấy LSTCV có tác động ngược chiều và có độ trễ đối với TTTD, hàm ý rằng khi NHNN điều chỉnh tăng LSTCV, hoạt động cho vay của các NHTM có xu hướng bị thu hẹp sau một khoảng thời gian nhất định. Điều này có thể được lý giải bởi việc chi phí vốn của ngân hàng gia tăng, khiến các ngân hàng có xu hướng thắt chặt điều kiện tín dụng và hạn chế mở rộng danh mục cho vay.

Phát hiện này phù hợp với lý thuyết Kênh truyền dẫn tín dụng của CSTT (Bernanke & ctg, 1995), theo đó CSTT có thể ảnh hưởng đến hoạt động cho vay thông qua việc thay đổi chi phí vốn và khả năng cung ứng tín dụng của ngân hàng. Đồng thời, kết quả cũng tương đồng với các nghiên cứu thực nghiệm trước đây của Kashyap & ctg (2000) và Stepanyan & ctg (2011); khi những công trình này đều cho thấy tín dụng ngân hàng phản ứng với các cú sốc CSTT theo độ trễ nhất định.

Bên cạnh biến LSTCV, các yếu tố thanh khoản và điều kiện kinh tế vĩ mô cũng có vai trò hỗ trợ trong việc định hình TTTD. Cụ thể, cung tiền và tăng trưởng tiền gửi góp phần thúc đẩy hoạt động cho vay của ngân hàng thông qua việc cải thiện điều kiện thanh khoản. Ngược lại, quy mô ngân hàng và khả

năng sinh lời có mối quan hệ ngược chiều với TTTD, hàm ý rằng các ngân hàng lớn hoặc đạt hiệu quả hoạt động cao có xu hướng thận trọng hơn trong chiến lược cấp tín dụng. Tuy nhiên, các yếu tố này chủ yếu mang tính bổ trợ và không làm thay đổi kết luận chính về vai trò của LSTCV.

Nhìn chung, kết quả nghiên cứu cho thấy cơ chế truyền dẫn của CSTT thông qua kênh tín dụng tại Việt Nam có sự tồn tại rõ ràng, nhưng mang tính trễ và phụ thuộc vào đặc điểm của từng ngân hàng. Điều này nhấn mạnh vai trò của LSĐH trong việc định hướng hoạt động tín dụng của HTNH, đồng thời cung cấp bằng chứng thực nghiệm ở cấp ngân hàng cho một nền kinh tế mới nổi như Việt Nam.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

5.1. Kết luận

Kết quả thực nghiệm cho thấy LSTCV có tác động ngược chiều và có độ trễ đối với TTTD: khi LSTCV tăng, tốc độ TTTD của các ngân hàng có xu hướng giảm sau khoảng một năm. Phát hiện này cung cấp bằng chứng thực nghiệm về sự tồn tại của kênh truyền dẫn lãi suất trong HTNH Việt Nam. Bên cạnh đó, kết quả nghiên cứu cho thấy các yếu tố thanh khoản đóng vai trò quan trọng trong việc định hình hoạt động tín dụng của ngân hàng. Cụ thể, cung tiền $M2$ và tăng trưởng tiền gửi có tác động cùng chiều đến TTTD, phản ánh vai trò của điều kiện thanh khoản đối với khả năng mở rộng cho vay của HTNH. Ngược lại, quy mô ngân hàng và tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu có mối quan hệ ngược chiều với TTTD, hàm ý rằng các ngân hàng lớn hoặc có hiệu quả hoạt động cao có xu hướng thận trọng hơn trong chiến lược cấp tín dụng nhằm kiểm soát rủi ro. Nhìn chung, các kết quả này cho thấy phản ứng của tín dụng trước những thay đổi trong chính sách lãi suất có sự khác biệt đáng kể giữa các ngân hàng. Điều này nhấn mạnh tầm quan trọng của việc sử

dụng dữ liệu cấp ngân hàng trong phân tích cơ chế truyền dẫn của CSTT, đồng thời cung cấp thêm bằng chứng thực nghiệm cho vai trò của LSDH trong việc định hướng hoạt động tín dụng của HTNH tại các nền kinh tế đang phát triển như Việt Nam.

5.2. Đóng góp của nghiên cứu

Nghiên cứu này đóng góp vào văn liệu về kênh truyền dẫn tín dụng của CSTT theo ba khía cạnh chính: (i) Nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm cấp ngân hàng về tác động của LSTCV đến TTTD trong bối cảnh Việt Nam, một nền kinh tế mới nổi với hệ thống tài chính đang phát triển. Bằng việc sử dụng dữ liệu bảng của NHTM cổ phần trong giai đoạn 2014–2024, nghiên cứu bổ sung bằng chứng cập nhật về vai trò của LSDH trong việc định hướng hoạt động tín dụng của HTNH; (ii) Nghiên cứu làm rõ tác động có độ trễ của CSTT đối với TTTD. Kết quả cho thấy sự thay đổi của LSTCV không có tác động tức thời đến TTTD mà thể hiện rõ sau một khoảng thời gian nhất định, qua đó cung cấp bằng chứng thực nghiệm cho lập luận về “độ trễ dài và biến thiên” của CSTT trong bối cảnh các nền kinh tế đang phát triển; và (iii) Nghiên cứu làm rõ vai trò của các yếu tố vĩ mô và đặc thù ngân hàng trong phản ứng tín dụng trước những thay đổi của LSDH. Việc kết hợp các biến vĩ mô như tăng trưởng GDP và cung tiền M2 với những biến đặc thù ngân hàng như tăng trưởng tiền gửi, quy mô ngân hàng và tỷ suất lợi nhuận giúp cung cấp một góc nhìn toàn diện hơn về cơ chế truyền dẫn của CSTT đến hoạt động tín dụng ở cấp độ ngân hàng.

5.3. Hàm ý chính sách

Đối với NHNN: Kết quả nghiên cứu cho thấy tác động của LSTCV đến TTTD có độ trễ nhất định, khoảng một năm. Điều này hàm ý rằng NHNN không nên kỳ vọng các điều chỉnh LSDH sẽ tạo ra tác động tức thời đối

với hoạt động tín dụng của HTNH. Do đó, việc điều hành CSTT cần mang tính dự báo và định hướng trung hạn, dựa trên triển vọng lạm phát và tăng trưởng kinh tế. Bên cạnh đó, kết quả cũng cho thấy cung tiền có vai trò hỗ trợ mở rộng tín dụng, vì vậy việc điều hành lãi suất cần được phối hợp chặt chẽ với các công cụ quản lý thanh khoản nhằm nâng cao hiệu quả truyền dẫn của CSTT.

Đối với NHTM: Kết quả nghiên cứu khẳng định vai trò quan trọng của nguồn vốn tiền gửi đối với khả năng mở rộng tín dụng bền vững. Do đó, các NHTM cần chú trọng xây dựng chiến lược huy động vốn ổn định từ khu vực dân cư và doanh nghiệp, thay vì phụ thuộc quá mức vào nguồn vốn ngắn hạn trên thị trường liên ngân hàng. Đồng thời, mối quan hệ ngược chiều giữa quy mô ngân hàng, khả năng sinh lời và TTTD cho thấy các ngân hàng có xu hướng thận trọng hơn trong hoạt động cho vay. Vì vậy, việc mở rộng tín dụng cần gắn liền với năng lực quản trị rủi ro và kiểm soát chất lượng tài sản nhằm đảm bảo sự ổn định và bền vững của HTNH.

5.4. Hạn chế và hướng nghiên cứu tiếp theo

Mặc dù đạt được một số kết quả quan trọng, nghiên cứu vẫn tồn tại những hạn chế nhất định: (i) Nghiên cứu chưa xem xét chất lượng tín dụng hoặc rủi ro nợ xấu trong mối quan hệ với chính sách lãi suất; (ii) Mô hình nghiên cứu chưa phân tích sự khác biệt về phản ứng tín dụng giữa các nhóm ngân hàng theo quy mô hoặc hình thức sở hữu; và (iii) Nghiên cứu sử dụng mô hình tĩnh và chưa kiểm soát đầy đủ khả năng nội sinh động. Các nghiên cứu tiếp theo có thể mở rộng bằng cách áp dụng các mô hình động như GMM, mô hình ngưỡng hoặc phân tích theo nhóm ngân hàng để làm rõ hơn cơ chế truyền dẫn của CSTT trong HTNH Việt Nam.

Đóng góp của tác giả:

Nguyễn Trí Kiệt: Xây dựng ý tưởng, Phương pháp, Điều tra, Viết bản thảo. Nguyễn Thị Thu Thanh: Xây dựng ý tưởng, Điều tra, Phân tích chính thức, Viết bản thảo. Huỳnh Quốc Khiêm: Phương pháp, Quản lý dữ liệu, Giám sát. Nguyễn Duy Thanh: Giám sát, Kiểm chứng, Chỉnh sửa và hoàn thiện bản thảo. Tất cả tác giả đã đọc và đồng ý với phiên bản xuất bản của bài viết.

Nguồn tài trợ:

Nghiên cứu này không nhận được bất kỳ nguồn tài trợ nào từ các cơ quan khu vực công, thương mại hoặc phi lợi nhuận.

Xung đột lợi ích:

Các tác giả tuyên bố rằng không có xung đột lợi ích liên quan đến nghiên cứu này. Các tác giả không có bất kỳ mối quan hệ tài chính hoặc cá nhân nào có thể ảnh hưởng không phù hợp đến kết quả nghiên cứu.

Nguồn dữ liệu:

Dữ liệu hỗ trợ kết quả nghiên cứu được cung cấp theo yêu cầu bởi tác giả liên hệ Nguyễn Duy Thanh. Dữ liệu không được công khai vì thỏa thuận bảo mật có thể ảnh hưởng đến quyền riêng tư của người tham gia nghiên cứu.

Sử dụng AI:

Trong quá trình chuẩn bị bài viết này, các tác giả đã sử dụng công cụ Grammarly nhằm hỗ trợ cải thiện ngôn ngữ và khả năng trình bày. Sau khi sử dụng công cụ này, các tác giả đã rà soát toàn bộ nội dung và chịu hoàn toàn trách nhiệm về nội dung của bài báo.

Tài liệu tham khảo

- Alper, K., Binici, M., Demiralp, S., Kara, H., & Ozlu, P. (2018). Reserve requirements, liquidity risk, and bank lending behavior. *Journal of Money, Credit and Banking*, 50(4), 817-827.
- Amidu, M. (2014). What influences banks' lending in Sub-Saharan Africa? *Journal of Emerging Market Finance*, 13(1), 1-42.
- Ashikuzzaman, N. M. (2022). Does growth of nonperforming loan ratio have a temporal impact on private credit growth in Bangladesh economy?. *Asian Journal of Economics and Banking*, 6(3), 404-412.
- 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.
- BIS. (2021). *Annual Economic Report*. Basel.
- Cetorelli, N., & Gambera, M. (2001). Banking market structure, financial dependence and growth: International evidence from industry data. *The Journal of Finance*, 56(2), 617-648.
- Claessens, S., & Laeven, L. (2004). What drives bank competition? *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(3), 563-583.
- Friedman, M. (1961). The lag in effect of monetary policy. *Journal of Political Economy*, 69(5), 447-466.
- Friedman, M., & Schwartz, A. J. (1963). *A monetary history of the United States, 1867-1960*, Princeton University Press.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271.
- IMF. (2023). *Global Financial Stability Report*. Washington, D. C.
- IMF. (2025). *Vietnam: 2024 Article IV Consultation-Press Release*. Washington, D. C.

- Imran, K., & Nishat, M. (2013). Determinants of bank credit in Pakistan: A supply side approach. *Economic Modelling*, 35, 384-390.
- Ivanović, M. (2016). Determinants of credit growth: The case of Montenegro. *Journal of Central Banking Theory and Practice*, 5(2), 101-118.
- Kashyap, A. K., & Stein, J. C. (1994). Monetary policy and bank lending. In *Monetary policy* (pp. 221-261). University of Chicago Press.
- Kashyap, A. K., & Stein, J. C. (2000). What do a million observations on banks say about the transmission of monetary policy? *American Economic Review*, 90(3), 407-428.
- Maddaloni, A., & Peydro, J. L. (2011). Bank risk-taking, securitization, supervision, and low interest rates: Evidence from the euro area and the US lending standards. *Review of Financial Studies*, 24(6), 2121-2165.
- Maddaloni, A., & Peydro, J. L. (2013). Monetary policy, macroprudential policy, and banking stability: Evidence from the Euro area. *International Journal of Central Banking*, 9(1), 121-169.
- Mishkin, F. S. (2022). *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets* (13th ed.), Pearson.
- Olivero, M. P., Li, Y., & Jeon, B. N. (2011). Consolidation in banking and the lending channel of monetary transmission. *Journal of International Money and Finance*, 30(6), 1034-1054.
- Serletis, A., & Dery, C. (2025). Monetary policy in advanced and emerging economies. *Macroeconomic Dynamics*, 29, e9.
- Stepanyan, V., & Guo, K. (2011). *Determinants of Bank Credit in Emerging Market Economies*. International Monetary Fund.
- Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39(1), 195-214.
- Tobin, J. (1963). Commercial banks as creators of money. In D. Carson (Ed.), *Banking and monetary studies* (pp. 408-419). Richard Irwin.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press.

The Impact of Refinancing Interest Rates on Credit Growth at Vietnam Joint-Stock Commercial Banks

Nguyen Tri Kiet¹ • Nguyen Thi Thu Thanh² • Huynh Quoc Khiem³ • Nguyen Duy Thanh^{4*}✉

^{1, 2, 3, 4} Ho Chi Minh University of Banking..

ORCID: *0000-0001-5775-8494.

✉ **Corresponding author:** thanhnd@hub.edu.vn.

Received: 16 January 2026 | **Revised:** 02 April 2026 | **Accepted:** 12 April 2026

ABSTRACT:

Purpose: This study examines the impact of the refinancing interest rate on credit growth at Vietnam joint-stock commercial banks, in a context where credit expansion is influenced by both macroeconomic conditions and bank-specific factors.

Design/methodology/approach: The study employs a quantitative approach using a Fixed Effects Model (FEM) with robust standard errors to ensure the reliability of the estimation results. Policy lag effects are incorporated to capture the delayed transmission of the refinancing interest rate to bank credit growth.

Findings: The empirical results indicate that the refinancing interest rate has a statistically significant negative relationship with bank credit growth. An increase in the refinancing interest rate raises banks' cost of funds and consequently reduces their ability to expand lending activities.

Originality/value: This study contributes to the literature on the credit channel of monetary policy by providing bank-level empirical evidence from Vietnam, an emerging economy with a developing financial system. Using panel data from 24 joint-stock commercial banks over the period 2014–2024, the study highlights the lagged impact of the refinancing interest rate on credit growth and the role of bank-specific factors in the monetary policy transmission mechanism.

KEYWORDS: Credit growth, commercial banks, monetary policy, refinancing interest rate.

JEL classification: C23, E51, E52, G21.

DOI: <https://doi.org/10.63065/ajeb.vn.2026.241.008>.