

---

# TÁC ĐỘNG CỦA HỆ SỐ AN TOÀN VỐN ĐẾN HOẠT ĐỘNG TÍN DỤNG CỦA CÁC NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI VIỆT NAM

Lê Hải Trung  
Học viện Ngân hàng  
Email: trunglh@hvn.edu.vn

Mã bài: JED-1102  
Ngày nhận: 01/02/2023  
Ngày nhận bản sửa: 19/02/2023  
Ngày duyệt đăng: 01/03/2023  
DOI 10.33301/JED.VI.1102

## Tóm tắt:

Bài viết đánh giá tác động của hệ số an toàn vốn đến hoạt động tín dụng của các ngân hàng thương mại Việt Nam trên góc độ tăng trưởng và rủi ro tín dụng. Sử dụng dữ liệu dạng bảng của 26 ngân hàng thương mại Việt Nam từ năm 2005 đến năm 2021, tác giả chỉ ra rằng hệ số an toàn vốn có tác động hỗ trợ đối với hoạt động tín dụng của các ngân hàng thương mại khi sự cải thiện của hệ số an toàn vốn năm nay giúp các ngân hàng thương mại gia tăng tốc độ tăng trưởng tín dụng, đồng thời, giảm thiểu rủi ro trong hoạt động tín dụng ở năm tiếp theo. Đặc biệt, mô hình định lượng mở rộng cho thấy tác động hỗ trợ này của hệ số an toàn vốn tới hoạt động tín dụng là lớn hơn ở các ngân hàng thương mại có quy mô nhỏ hoặc các ngân hàng thương mại không có yếu tố sở hữu nhà nước. Dựa trên các kết quả định lượng, tác giả đưa ra một số hàm ý chính sách đối với Ngân hàng nhà nước và các ngân hàng thương mại.

**Từ khóa:** An toàn vốn, tín dụng, ngân hàng thương mại.

**Mã JEL:** C23, G01, G21

## The impacts of the regulatory capital to the bank lendings in Vietnamese commercial banks

### Abstract:

This paper aims at the impacts of bank's regulatory capital to the bank lendings of Vietnamese commercial banks. Employing panel data from 26 Vietnamese commercial banks from 2005 to 2021, we find that regulatory capital is positively related to the Vietnamese bank's lending activity. In particular, an increase in the bank's regulatory capital is associated with an increase in the bank's credit growth and a decrease in the loan loss provisions to total credit ratio in the subsequent year. Interestingly, we also show that the supporting role of regulatory capital ratio to the bank's lending activity is stronger for banks with smaller size and those are not state-owned. Finally, we provide some discussions on the policy implications of the empirical results.

**Keywords:** Regulatory capital, bank lending, Vietnamese commercial banks.

**JEL Codes:** C23, G01, G21.

## 1. Giới thiệu

Cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu 2007-2009 cho thấy sự cần thiết của các quy định quản trị rủi ro và yêu cầu vốn tối thiểu mạnh mẽ hơn nữa đối với các tổ chức tài chính, đặc biệt là các Ngân hàng thương mại (NHTM). Những yêu cầu cao hơn về mức độ an toàn vốn và hệ thống quản trị rủi ro được kỳ vọng sẽ giúp các ngân hàng thương mại trở nên an toàn hơn, qua đó mang lại sự an toàn cho hệ thống tài chính quốc gia.

---

Tại Việt Nam, nhằm đảm bảo an toàn cho hệ thống ngân hàng thương mại, Ngân hàng Nhà nước (NHNN) đã chủ động xây dựng lộ trình triển khai và áp dụng các quy định về quản trị rủi ro chặt chẽ hơn theo chuẩn Basel II theo Thông tư 41/2016/TT-NHNN (Thông tư 41) và Thông tư 13/2018/TT-NHNN (Thông tư 13). Việc triển khai Basel II là giải pháp cơ bản và tất yếu để tạo nền tảng cho sự phát triển an toàn và lành mạnh của hệ thống Ngân hàng Việt Nam.

Các quy định về an toàn vốn cũng như mức an toàn vốn của các ngân hàng thương mại sẽ có tác động trực tiếp tới hoạt động tín dụng của các ngân hàng thương mại (Van den Heuvel, 2008; Noss & Toffano, 2016), từ đó tác động đến hoạt động của nền kinh tế. Theo Beck & Levine (2004) các tác động này đặc biệt rõ ràng ở các quốc gia có nền kinh tế phụ thuộc nhiều vào vốn tín dụng ngân hàng (bank-based) như Việt Nam. Tuy nhiên, các nghiên cứu trước đây chủ yếu đánh giá các nhân tố ảnh hưởng tới tăng trưởng tín dụng hoặc rủi ro tín dụng riêng biệt, thay vì đánh giá tổng thể tác động của hệ số an toàn vốn tới hoạt động tín dụng nói chung của các ngân hàng thương mại Việt Nam, cũng như đánh giá sự khác biệt trong mối quan hệ giữa các nhóm ngân hàng với tính chất khác nhau.

Trong bài nghiên cứu này, tác giả đánh giá tác động của hệ số an toàn vốn tới hoạt động tín dụng của các ngân hàng thương mại Việt Nam trên hai khía cạnh là tăng trưởng tín dụng và rủi ro tín dụng. Để đạt được mục tiêu nghiên cứu, tác giả vận dụng ước lượng Mô-men tổng quát (GMM) dựa trên mẫu nghiên cứu bao gồm 26 ngân hàng thương mại Việt Nam trong giai đoạn 2005-2021.

## **2. Tổng quan nghiên cứu**

### ***2.1. Các nhân tố tác động đến hoạt động tín dụng của các ngân hàng thương mại***

Tín dụng ngân hàng đóng vai trò quan trọng trong việc tăng trưởng và phát triển kinh tế, đặc biệt là đối với các quốc gia có hệ thống tài chính dựa trên ngân hàng như Việt Nam. Do đó, nhiều nghiên cứu trước đây đã đánh giá các nhân tố tác động đến hoạt động tín dụng của các ngân hàng thương mại.

Cụ thể, một nhóm các nghiên cứu đánh giá các nhân tố vĩ mô tác động tới tăng trưởng tín dụng của các ngân hàng thương mại như chu kỳ của nền kinh tế. Khi nền kinh tế ở trong giai đoạn tăng trưởng bùng nổ, nhu cầu đầu tư gia tăng giúp cho tăng trưởng tín dụng của các ngân hàng thương mại ở mức cao hơn. Ngược lại, nền kinh tế ở giai đoạn suy thoái với tỷ lệ lạm phát cao tác động tiêu cực tới tốc độ tăng trưởng tín dụng của các ngân hàng thương mại (Imran & Nishat, 2013). Bên cạnh đó, chính sách tiền tệ của mỗi quốc gia cũng tác động tới khả năng cấp tín dụng của các ngân hàng thương mại. Stepanya & Guo (2011) chỉ ra rằng việc duy trì tỷ giá và lạm phát ở mức ổn định giúp tăng khả năng cấp tín dụng cho nền kinh tế của các ngân hàng thương mại.

Bên cạnh yếu tố vĩ mô, tăng trưởng tín dụng của các ngân hàng thương mại còn khác nhau tùy thuộc vào đặc tính của mỗi ngân hàng thương mại do sức khỏe tài chính có vai trò quyết định tới khả năng và mức độ sẵn sàng mở rộng tín dụng của các ngân hàng thương mại (Aisen & Franken, 2010). Cụ thể, các nghiên cứu trước đây đã chỉ ra một số nhân tố đặc trưng về ngân hàng thương mại tác động đến tốc độ tăng trưởng và rủi ro tín dụng của các ngân hàng thương mại Việt Nam như quy mô (Kim & Sohn, 2017), khả năng thanh khoản (Cornett & cộng sự, 2011), mô hình kinh doanh hay đòn bẩy tài chính (Vinh, 2018).

Một khía cạnh khác của hoạt động tín dụng là rủi ro tín dụng cũng được quan tâm trong các nghiên cứu trước đây. Thứ nhất, chu kỳ kinh tế có tác động tới rủi ro tín dụng của hệ thống ngân hàng bởi sự thay đổi trong năng lực trả nợ của các doanh nghiệp và cá nhân trong nền kinh tế (Klein, 2013). Thứ hai, các nhân tố đặc trưng của mỗi ngân hàng thương mại như chiến lược cho vay, quy mô, khả năng hoạt động và quản trị hiệu quả, khả năng sinh lời hay cấu trúc sở hữu đều có thể quyết định tới rủi ro tín dụng của các ngân hàng thương mại (Louzis & cộng sự, 2012). Cuối cùng, mức độ rủi ro tín dụng của các ngân hàng thương mại liên quan đến yếu tố của ngành ngân hàng như mức độ cạnh tranh do tác động tới rủi ro và mức độ sẵn sàng chấp nhận rủi ro của mỗi ngân hàng thương mại (Natsir & cộng sự 2019).

### ***2.2. Tác động của hệ số an toàn vốn tới hoạt động tín dụng của các ngân hàng thương mại***

Bên cạnh các tác động tới sự an toàn và lành mạnh của hệ thống tài chính, mức độ an toàn vốn cũng gián tiếp tác động đến hoạt động tín dụng của các ngân hàng thương mại. Đối với tăng trưởng tín dụng, Berger & Bouwman (2009) chỉ ra rằng tác động của hệ số an toàn vốn xuất hiện ở hai hiệu ứng: (i) “lo ngại rủi ro phá sản”, và (ii) “hấp thụ rủi ro”. Ở hiệu ứng thứ nhất, các ngân hàng thương mại có tỷ lệ vốn an toàn lớn sẽ ít tăng trưởng tín dụng và không sẵn sàng chấp nhận rủi ro tín dụng bởi điều này khiến gia tăng rủi ro phá

sản (Van den Heuvel, 2008). Ngược lại, ở hiệu ứng thứ hai, hệ số an toàn vốn có mối quan hệ cùng chiều với tăng trưởng tín dụng và rủi ro trong hoạt động tín dụng bởi hệ số an toàn vốn cao giúp gia tăng khả năng chịu đựng rủi ro của các ngân hàng thương mại. Sự gia tăng của hệ số an toàn vốn giúp gia tăng sự tin tưởng của các thành viên thị trường đối với an toàn hoạt động của các ngân hàng thương mại (Noss & Toffano, 2016). Điều này giúp giảm chi phí vốn do giảm phần bù rủi ro và tăng khả năng cấp tín dụng của nền kinh tế của các ngân hàng thương mại.

Hệ số an toàn vốn cũng có những tác động trái ngược tới rủi ro tín dụng của các ngân hàng thương mại. Một số nghiên cứu chỉ ra mối quan hệ cùng chiều giữa nguồn vốn của các ngân hàng thương mại và rủi ro tín dụng bởi hệ số an toàn vốn gia tăng cho phép các ngân hàng thương mại sẵn sàng chấp nhận rủi ro hơn trong hoạt động tín dụng để tìm kiếm lợi nhuận (Tú & Xuân, 2021). Ngược lại, Shrieves & Dahl (1992) chỉ ra rằng, khi hệ số an toàn vốn của các ngân hàng thương mại gia tăng, các nhà quản trị ngân hàng và chủ sở hữu cũng có động lực để giảm bớt rủi ro trong hoạt động kinh doanh nhằm “tận dụng” sự cải thiện từ niềm tin của thị trường do chất lượng vốn của ngân hàng thương mại tăng lên thay vì mở rộng rủi ro.

Như vậy, có thể thấy rằng, các nghiên cứu thực nghiệm chưa đưa ra các kết quả và kết luận đồng nhất về tác động của hệ số an toàn vốn tới hoạt động tín dụng của các ngân hàng thương mại. Tại Việt Nam, các nghiên cứu trước đây đã thực hiện đánh giá các nhân tố tác động tới tăng trưởng tín dụng (ví dụ, Thuận, 2021) hay rủi ro tín dụng (Vinh & cộng sự, 2021). Một số nghiên cứu đánh giá tác động của hệ số an toàn vốn tới các khía cạnh khác trong hoạt động của các ngân hàng thương mại như khả năng sinh lời và rủi ro phá sản (Ngân & cộng sự, 2021). Tuy nhiên, theo hiểu biết của nhóm thì chưa có nghiên cứu nào đánh giá tác động của hệ số an toàn vốn tới hoạt động tín dụng của các ngân hàng thương mại một cách tổng thể. Do đó, nghiên cứu này đóng góp vào các nghiên cứu trước đây bằng cách đưa ra bằng chứng thực nghiệm về tác động của hệ số an toàn vốn tới hoạt động tín dụng của các ngân hàng thương mại đối với cả 2 khía cạnh là tăng trưởng và rủi ro tín dụng. Bên cạnh đó, nghiên cứu cũng đánh giá chi tiết và so sánh sự khác nhau của mối quan hệ này với các ngân hàng thương mại có các đặc trưng khác nhau. Điều này giúp cho các nhà quản trị ngân hàng và cơ quan quản lý chủ động hơn khi đánh giá tác động của hệ số an toàn vốn với những đặc trưng cá biệt của từng ngân hàng.

### 3. Mô hình nghiên cứu

#### 3.1. Mô hình nghiên cứu

Để đánh giá vai trò của hệ số an toàn vốn trong việc giải thích hoạt động tín dụng của các ngân hàng thương mại Việt Nam, nhóm nghiên cứu sử dụng mô hình nghiên cứu tương tự như Kim & Sohn (2017) và Vinh (2018) như sau:

$$LoanGrowth_{it} = \beta_1 LoanGrowth_{i-1,t} + \beta_2 CaR_{i-1,t} + \beta' X_{i-1,t} + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$LoanRisk_{it} = \beta_1 LoanRisk_{i-1,t} + \beta_2 CaR_{i-1,t} + \beta' X_{i-1,t} + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Trong đó,  $i$  là chỉ số ngân hàng,  $t$  là chỉ số thời gian.  $\mu_t$  là biến cố định theo thời gian để kiểm soát các tác động của nền kinh tế tới hoạt động tín dụng nói chung của các ngân hàng thương mại mà chưa được thể hiện thông qua các biến giải thích cá biệt của mỗi NHTM và  $\varepsilon_{i,t}$  là phần dư của mô hình hồi quy.  $X_{i,t}$  là vector các biến đặc trưng khác của ngân hàng thương mại tới hoạt động tín dụng của ngân hàng thương mại. Tương tự như Kim & Sohn (2017) và Vinh (2018) các biến giải thích được đưa vào mô hình với độ trễ một giai đoạn để loại trừ các tác động nội sinh tiềm tàng.

Hoạt động tín dụng của ngân hàng thương mại được đánh giá thông qua hai biến số thể hiện tốc độ tăng trưởng hoạt động tín dụng của ngân hàng thương mại,  $LoanGrowth_{it}$ , được tính toán bằng tốc độ tăng trưởng của dư nợ tín dụng của ngân hàng thương mại năm nay so với năm ngoái, và mức độ rủi ro trong hoạt động tín dụng của ngân hàng thương mại,  $LoanRisk_{it}$ , được tính toán bằng tỷ lệ trích lập dự phòng rủi ro của ngân hàng thương mại trên tổng dư nợ.

$CaR_{i,t}$  là biến giải thích quan tâm chính của đề tài, là hệ số an toàn vốn của ngân hàng thương mại  $i$  năm  $t$ . Do nguồn dữ liệu tính toán tỷ lệ CAR ở S&P CapitalIQ không đầy đủ nên nhóm tác giả thực hiện bổ sung từ báo cáo thường niên được công bố của các ngân hàng thương mại. Số lượng quan sát bổ sung chiếm dưới 10% tổng số quan sát và các quan sát về tỷ lệ CAR thu thập từ S&P CapitalIQ cũng được đối sánh với công bố của các ngân hàng thương mại để đảm bảo tính thống nhất.

Đối với các biến đặc trưng của ngân hàng thương mại, nhóm nghiên cứu lựa chọn biến đầu tiên là “Quy mô của ngân hàng thương mại” - thể hiện qua logarit cơ số tự nhiên của tổng tài sản (SIZE). Mối quan hệ của quy mô ngân hàng thương mại và hoạt động tín dụng là không rõ ràng. Theo lý thuyết về “quá lớn để đổ vỡ”, các ngân hàng thương mại có quy mô lớn sẽ có động lực để chấp nhận rủi ro cao hơn trong hoạt động tín dụng, do đó sẽ sẵn sàng tăng trưởng tín dụng và chấp nhận rủi ro tín dụng lớn hơn. Tuy nhiên, các ngân hàng thương mại lớn cũng có khả năng đa dạng hóa hoạt động kinh doanh và không bị phụ thuộc nhiều vào hoạt động tín dụng như các ngân hàng thương mại nhỏ (Kim & Sohn, 2017). Biến tiếp theo được lựa chọn là “Khả năng thanh khoản của ngân hàng thương mại” - đo lường bằng tỷ lệ của các tài sản có tính thanh khoản cao trên tổng tài sản của ngân hàng thương mại (LIQ). Việc nắm giữ nhiều tài sản có tính thanh khoản có thể giúp các ngân hàng thương mại giảm thiểu rủi ro, từ đó tạo cơ sở để ngân hàng thương mại có thể gia tăng hoạt động tín dụng (Cornett & cộng sự, 2011). Tiếp theo, chúng tôi xem xét tới tác động của khả năng sinh lời, thể hiện qua thu nhập trên vốn chủ sở hữu (ROE) và tỷ lệ thu nhập lãi ròng (NIM) của ngân hàng thương mại. Ngân hàng thương mại với khả năng sinh lời cao cho chủ sở hữu hoặc có chênh lệch biên lãi ròng cho hoạt động tín dụng có thể sẵn sàng gia tăng hoạt động tín dụng để cải thiện hiệu quả kinh doanh. Ngược lại, khả năng sinh lời cao cũng có thể cho thấy hoạt động của ngân hàng thương mại có mức chấp nhận rủi ro cao hơn, dẫn đến việc ngân hàng thương mại có thể không sẵn sàng đẩy mạnh tốc độ tăng trưởng tín dụng mà đảm bảo duy trì ở mức hợp lý (Kim & Sohn, 2017). Cuối cùng là biến “Cấu trúc thu nhập của ngân hàng thương mại”, thể hiện qua tỷ lệ thu nhập từ phí dịch vụ trên tổng thu nhập của ngân hàng thương mại (NII) và “Đòn bẩy tài chính” (LEV) - thể hiện thông qua tỷ lệ tổng nợ trên vốn chủ sở hữu. NII thể hiện mô hình kinh doanh của ngân hàng thương mại phụ thuộc nhiều hơn vào các hoạt động tín dụng truyền thống hay doanh thu ngoài lãi từ các hoạt động cung cấp dịch vụ tài chính và LEV cho biết mức độ phụ thuộc vào nguồn vốn từ bên ngoài, từ đó, có thể ảnh hưởng đến mức độ sẵn sàng trong việc mở rộng tín dụng của ngân hàng thương mại (Vinh, 2018). Các biến giải thích được vào mô hình với độ trễ thời gian 1 năm để kiểm soát cho vấn đề nội sinh trong của hệ số tác động an toàn vốn và các biến đặc trưng của ngân hàng thương mại. Ngoài ra, nhóm nghiên cứu cũng đưa biến trễ của biến phụ thuộc vào mô hình để kiểm soát cho tính ổn định qua thời gian của hoạt động tín dụng của ngân hàng thương mại tương tự như nghiên cứu của Kim & Soln (2017).

Nhóm nghiên cứu lựa chọn hồi quy mô men tổng quát hệ thống 2 bước (2-steps System Generalized Method of Moments – SGMM) với biến trễ của biến phụ thuộc được sử dụng làm biến công cụ nhằm khắc phục được các vấn đề tiềm ẩn như tự tương quan, phương sai sai số thay đổi và biến nội sinh (Arellano & Bover, 1995). Phương pháp này cũng đặc biệt hữu ích khi sử dụng trong ước lượng với chiều thời gian ngắn như số liệu sử dụng trong đề tài (Blundell & Bond, 1998). Để đảm bảo sự phù hợp của các biến công cụ, nhóm nghiên cứu thực hiện kiểm định Sargan và kiểm định Arellano & Bond (1991) đối với vấn đề về tự tương quan.

Tác động của tỷ lệ an toàn vốn tới hoạt động tín dụng có thể khác nhau giữa các ngân hàng thương mại. Một số nghiên cứu trước đây đã chỉ ra tác động của hệ số an toàn vốn tới hoạt động tín dụng là rõ ràng hơn ở các ngân hàng thương mại có quy mô nhỏ (Goddard & cộng sự, 2004) bởi sự cải thiện trong hệ số an toàn vốn của các ngân hàng thương mại quy mô nhỏ giúp họ giảm thiểu đáng kể được rủi ro theo đánh giá của các nhà đầu tư và chủ nợ, từ đó tạo điều kiện huy động được các nguồn vốn với chi phí rẻ hơn để mở rộng tín dụng. Tương tự, tác động của tỷ lệ an toàn vốn có thể sẽ rõ ràng hơn ở các ngân hàng thương mại không có yếu tố nhà nước, giúp các ngân hàng thương mại sẵn sàng hơn trong việc mở rộng tín dụng và chấp nhận rủi ro nhờ sự ghi nhận của thị trường (Iannotta & cộng sự, 2013). Cuối cùng, tác động của hệ số an toàn vốn tới hoạt động tín dụng của các ngân hàng thương mại có thể khác nhau tùy thuộc vào mô hình kinh doanh mà các ngân hàng thương mại lựa chọn. Các ngân hàng thương mại có mô hình kinh doanh truyền thống phụ thuộc vào hoạt động tín dụng có thể sẽ có chiến lược đối với hoạt động tín dụng khác so với các ngân hàng thương mại hiện đại với nguồn thu chính từ phí dịch vụ (Chen & cộng sự, 2017).

Để đánh giá các khả năng này, nhóm nghiên cứu thực hiện mở rộng mô hình cơ sở để đánh giá tác động của hệ số CAR tới hoạt động tín dụng theo các nhóm khác nhau dựa trên sự khác biệt về quy mô, tính chất sở hữu và mô hình kinh doanh của các ngân hàng thương mại như sau:

$$LoanLending_{it} = \beta_1 LoanGrowth_{i-1,t} + \beta_2 CaR_{i-1,t} + \beta_3 CaR_{i-1,t} \times Size_{i-1,t} + \beta' X_{i-1,t} + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$LoanLending_{it} = \beta_1 LoanGrowth_{i-1,t} + \beta_2 CaR_{i-1,t} + \beta_3 CaR_{i-1,t} \times State_{i-1,t} + \beta' X_{i-1,t} + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$LoanLending_{it} = \beta_1 LoanGrowth_{i-1,t} + \beta_2 CaR_{i-1,t} + \beta_3 CaR_{i-1,t} \times NII_{i-1,t} + \beta' X_{i-1,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

Trong đó, *State* là biến giả, nhận giá trị 1 nếu như ngân hàng thương mại thuộc sở hữu nhà nước. Sự khác nhau trong tác động của hệ số an toàn vốn tới hoạt động tín dụng của ngân hàng thương mại được thể hiện thông qua kết quả ước lượng của hệ số  $\beta_3$  của các biến kết hợp trong các mô hình (3), (4) và (5).

### 3.2. Dữ liệu nghiên cứu và mô tả các biến

#### 3.2.1. Dữ liệu nghiên cứu

Mẫu nghiên cứu bao gồm 26 ngân hàng thương mại Việt Nam trong giai đoạn từ 2005 tới hết 2021. Các biến sử dụng trong mô hình được thu thập và tính toán từ báo cáo tài chính của các ngân hàng thương mại thông qua nguồn dữ liệu S&P CapitalIQ. Do việc công bố số liệu không đầy đủ của các ngân hàng, đặc biệt là trước 2010, dữ liệu được sử dụng trong bài nghiên cứu là dữ liệu dạng bảng không cân bằng.

#### 3.2.2. Thống kê mô tả các biến nghiên cứu

Bảng 1 thể hiện số liệu thống kê mô tả các biến số sử dụng trong mô hình, bao gồm giá trị trung bình, trung vị, độ lệch chuẩn, giá trị nhỏ nhất và giá trị lớn nhất. Tốc độ tăng trưởng tín dụng bình quân của các ngân hàng thương mại Việt Nam ở mức cao trong khoảng thời gian nghiên cứu, với mức bình quân 22,6% và giá trị trung vị ở mức 17,2%. Tuy nhiên, mức độ tăng trưởng tín dụng cũng khác nhau khá rõ rệt giữa các ngân hàng thương mại và qua các năm với giá trị độ lệch chuẩn 28,6%. Tỷ lệ trích lập dự phòng rủi ro trên tổng dư nợ tín dụng của các ngân hàng thương mại Việt Nam bình quân ở mức 0,206 và trung vị ở mức 0,163. Tương tự, mức độ rủi ro tín dụng cũng tương đối khác nhau giữa các ngân hàng thương mại và qua các năm với giá trị độ lệch chuẩn ở mức 0,171. Hệ số CAR bình quân của các ngân hàng thương mại ở mức 12,379%, cao hơn so với mức yêu cầu tối thiểu của Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (8%). Độ lệch chuẩn của hệ số CaR cũng ở mức tương đối cao, 4,371%, trong đó có giá trị thấp nhất là 3,36%. Với các biến thể hiện đặc trưng của các ngân hàng thương mại, tỷ lệ thu nhập trên vốn chủ sở hữu có giá trị bình quân 12,8%, tỷ lệ tài sản thanh khoản trên tổng tài sản của các ngân hàng thương mại Việt Nam chiếm bình quân 19,2%, tỷ lệ thu nhập từ dịch vụ chiếm khoảng 3,3% tổng thu nhập và tỷ lệ đòn bẩy tài chính trung bình ở mức 14,22 lần.

**Bảng 1: Thống kê mô tả các biến sử dụng**

	Giá trị trung bình	Giá trị trung vị	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
LoanGr	0,248	0,172	0,286	-0,362	1,629
LLP	0,206	0,163	0,171	-0,248	1,036
CAR	12,379	11,420	4,371	3,360	40,200
SIZE	15,749	15,803	1,184	10,662	18,148
LIQ	0,192	0,171	0,107	0,019	0,543
ROE	0,128	0,125	0,090	0,000	0,600
NIM	0,033	0,031	0,013	-0,008	0,097
NII	0,033	0,031	0,034	-0,117	0,217
LEV	14,222	13,321	6,337	2,162	60,344

Nguồn: Tính toán của nhóm nghiên cứu

## 4. Kết quả mô hình và thảo luận kết quả

### 4.1. Mô hình cơ sở

Để đảm bảo tính vững của mô hình nghiên cứu, chúng tôi tiến hành đánh giá mức độ tương quan của các biến sử dụng trong mô hình cũng như hệ số phóng đại phương sai (VIF) để tránh các vấn đề tự tương quan cũng như đa cộng tuyến. Kết quả của ma trận tương quan và hệ số VIF được thể hiện ở Bảng 2 cho thấy mức độ tương quan giữa các biến trong mô hình nghiên cứu không quá cao, với mức cao nhất là mức độ tương quan giữa hệ số an toàn vốn và tỷ lệ đòn bẩy tài chính (-0,531), vẫn thấp hơn mức 0,7, đảm bảo cho mô hình không bị ảnh hưởng bởi vấn đề tự tương quan. Hệ số phóng đại phương sai VIF có giá trị nằm trong khoảng từ 1,268 tới 2,161, đảm bảo mô hình không gặp phải vấn đề về đa cộng tuyến trong mô hình nghiên cứu.

**Bảng 2: Bảng ma trận tương quan và hệ số VIF của các biến**

	LoanGr	LLP	CAR	SIZE	LIQ	ROE	NIM	NII	LEV	VIF
<b>LoanGr</b>	1,000									
<b>LLP</b>	-0,188	1,000								
<b>CAR</b>	0,165	-0,158	1,000							<b>1,650</b>
<b>SIZE</b>	-0,387	0,417	-0,496	1,000						<b>1,704</b>
<b>LIQ</b>	0,281	-0,332	0,194	-0,430	1,000					<b>1,512</b>
<b>ROE</b>	0,207	-0,093	-0,270	0,239	0,118	1,000				<b>2,161</b>
<b>NIM</b>	0,053	0,017	-0,027	0,082	-0,132	0,467	1,000			<b>2,131</b>
<b>NII</b>	0,044	0,039	-0,122	0,169	0,058	0,240	-0,060	1,000		<b>1,268</b>
<b>LEV</b>	-0,169	0,229	-0,531	0,438	-0,214	0,260	-0,219	-0,063	1,000	<b>1,902</b>

Nguồn: Tính toán của nhóm nghiên cứu

Bảng 3 thể hiện kết quả của mô hình cơ sở đánh giá tác động của hệ số an toàn vốn tới hoạt động tín dụng của ngân hàng thương mại. Giá trị p-value của kiểm định Arellano & Bond (1991) tại độ trễ AR(2) cho thấy không tồn tại vấn đề tự tương quan trong phần dư của các mô hình. Kiểm định Sargan-Hansen cho thấy các biến công cụ được xác định hợp lý và không xuất hiện tình trạng nhận diện quá mức. Các kiểm định trên cho thấy kết quả trong mô hình là đáng tin cậy và không chệch. Kết quả hồi quy cho thấy hệ số an toàn vốn có tác động cùng chiều tới tốc độ tăng trưởng tín dụng và tác động ngược chiều tới mức độ rủi ro tín dụng của ngân hàng thương mại. Cụ thể, 1% tăng lên của hệ số an toàn vốn tương ứng với tốc độ tăng trưởng tín dụng tăng 1,7% ở kỳ tiếp theo. Ngược lại, 1% tăng lên của hệ số an toàn vốn tương ứng với tỷ lệ trích lập dự phòng rủi ro giảm 7,7% ở kỳ tiếp theo. Điều này cho thấy việc tăng tỷ lệ an toàn vốn giúp ngân hàng thương mại cải thiện hoạt động tín dụng, giúp các ngân hàng thương mại mở rộng hoạt động tín dụng và giảm thiểu rủi ro trong hoạt động tín dụng trong năm tiếp theo.

**Bảng 3: Mô hình cơ sở**

	<i>Biến phụ thuộc:</i>	
	<b>LoanGr</b> (1)	<b>LLP</b> (2)
<b>LoanGr<sub>t-1</sub></b>	0,106 (0,073)	
<b>LLP<sub>t-1</sub></b>		0,464*** (0,065)
<b>CaR<sub>t-1</sub></b>	0,017*** (0,003)	-0,007*** (0,002)
<b>SIZE<sub>t-1</sub></b>	-0,022*** (-0,008)	0,019*** (0,093)
<b>LIQ<sub>t-1</sub></b>	0,450** (0,183)	-0,168* (0,041)
<b>ROE<sub>t-1</sub></b>	0,056 (0,210)	-0,008 (0,152)
<b>NIM<sub>t-1</sub></b>	3,104* (1,730)	-0,579 (1,146)
<b>NII<sub>t-1</sub></b>	0,607 (0,617)	-0,815*** (0,264)
<b>LEV<sub>t-1</sub></b>	0,008** (0,003)	-0,001 (0,002)
Bank-fixed effects	Yes	Yes
Observations	500	526
Sargan-Hansen test	21.883	22
AR(2) test	0,2195	0,3343

Chú thích: \*p\*\*p\*\*\*p<0.01

Nguồn: Tính toán của nhóm nghiên cứu

## 4.2. Mô hình mở rộng

Bảng 4 thể hiện kết quả hồi quy mở rộng để đánh giá tác động của hệ số an toàn vốn tới hoạt động tín dụng của ngân hàng thương mại với các ngân hàng thương mại có quy mô khác nhau (phương trình (3)), cấu trúc sở hữu (phương trình (4)) và mô hình kinh doanh (phương trình (5)). Tương tự như đối với mô hình cơ sở, hệ số an toàn vốn giúp cải thiện hoạt động tín dụng của các ngân hàng thương mại. Hệ số an toàn vốn có mối quan hệ cùng chiều với tốc độ tăng trưởng tín dụng và ngược chiều tới rủi ro tín dụng của các ngân hàng thương mại với ý nghĩa thống kê ở mức cao. Ước lượng của các biến kết hợp cho thấy mối quan hệ này là lớn hơn ở các ngân hàng thương mại có quy mô nhỏ khi ước lượng của biến kết hợp giữa hệ số an toàn vốn và quy mô ngân hàng thương mại ngược dấu với biến CAR. Tương tự, kết quả hồi quy của biến kết hợp giữa hệ số an toàn vốn và biến giả STATE mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê ở mô hình của tỷ lệ trích lập dự phòng rủi ro. Điều này cho thấy rằng hoạt động tín dụng của các ngân hàng thương mại không có yếu tố nhà nước được cải thiện nhiều hơn từ việc nâng cao tỷ lệ an toàn vốn. Cuối cùng, chúng tôi không tìm thấy sự khác biệt trong mối quan hệ của tỷ lệ an toàn vốn đối với hoạt động tín dụng của các ngân hàng thương mại truyền thống hay hiện đại.

**Bảng 4: Kết quả hồi quy mở rộng**

	Quy mô (1)		Cấu trúc sở hữu (2)		Mô hình kinh doanh (3)	
	LoanGr	LLP	LoanGr	LLP	LoanGr	LLP
<i>LoanGr</i> <sub>t-1</sub>	0,003 (0,053)		0,114 (0,070)		0,098 (0,070)	
<i>LLP</i> <sub>t-1</sub>		0,470*** (0,057)		0,445**** (0,063)		0,467*** (0,065)
<i>CaR</i> <sub>t-1</sub>	0,116*** (0,037)	-0,031** (0,013)	0,016*** (0,003)	-0,005** (0,002)	0,020*** (0,003)	-0,007* (0,002)
<i>CaRxSize</i>	-0,007*** (0,003)	0,002* (0,001)				
<i>CaRxSTATE</i>			-0,003 (0,003)	-0,005* (0,003)		
<i>CaRxNII</i>					-0,199 (0,125)	0,011 (0,048)
Bank-fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Biến kiểm soát	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	500	526	500	526	500	526
Sagan-Hansen test	23,9523	26	24,107	23	23,8444	23
AR (2) test	0,18491	0,37916	0,23454	0,35685	0,13354	0,33847

Chú thích: \* \*\* \*\*\*  $p < 0.01$

Nguồn: Tính toán của nhóm nghiên cứu

## 4.3. Thảo luận kết quả

Từ kết quả tại mô hình cơ sở, việc tăng hệ số an toàn vốn giúp ngân hàng thương mại Việt Nam nâng cao tốc độ tăng trưởng tín dụng. Kết quả này là phù hợp với các nghiên cứu trước đây như của Cornett & cộng sự (2011) hay Kim & Sohn (2017). Theo đó, sự cải thiện trong hệ số an toàn vốn giúp các ngân hàng thương mại giảm rủi ro phá sản (Ngân & cộng sự, 2021), từ đó cho phép các ngân hàng thương mại mở rộng quy mô cho vay để tìm kiếm lợi nhuận. Ngược lại, sự suy giảm của hệ số an toàn vốn khiến các ngân hàng thương mại phải thắt chặt lại các tiêu chuẩn tín dụng để giảm thiểu rủi ro phá sản và tránh ảnh hưởng tiêu cực của biến động kinh tế. Điều này được thể hiện rõ ràng ở cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu khi sự thiếu vốn của các ngân hàng thương mại đã dẫn đến việc suy kiệt tín dụng (credit crunch) trong nền kinh tế và gián tiếp khiến nền kinh tế gặp rất nhiều khó khăn từ cuộc khủng hoảng ngân hàng (Brei & cộng sự, 2013).

---

Kết quả từ mô hình cơ sở cũng cho thấy cải thiện hệ số an toàn vốn cũng có mối quan hệ ngược chiều với rủi ro tín dụng của ngân hàng thương mại. Kết quả này tương tự như nghiên cứu của Shrieves & Dahl (1992) hay Godlewski (2005), cho thấy rằng khi hệ số an toàn vốn gia tăng, các nhà quản trị ngân hàng và chủ sở hữu cũng có động lực giảm bớt rủi ro trong hoạt động kinh doanh ngân hàng nhằm “tận dụng” sự cải thiện từ niềm tin của thị trường đối với hoạt động kinh doanh của Ngân hàng thay vì mở rộng rủi ro. Jacques & Nigro (1997) kết luận rằng việc hệ số an toàn vốn được cải thiện đồng nghĩa với cơ chế quản trị rủi ro của ngân hàng thương mại được cải thiện, do đó giảm được các rủi ro, đặc biệt là hoạt động tín dụng.

Từ kết quả tại mô hình mở rộng đã đưa ra các thực trạng sau:

*Thứ nhất*, mô hình mở rộng một lần nữa khẳng định việc tăng tỷ lệ an toàn vốn giúp các ngân hàng thương mại cải thiện hoạt động tín dụng, mối quan hệ cùng chiều với tăng trưởng tín dụng và ngược chiều đối với rủi ro trong hoạt động tín dụng của ngân hàng thương mại.

*Thứ hai*, tác động của hệ số an toàn vốn là ít rõ ràng hơn ở các ngân hàng thương mại có quy mô lớn so với các ngân hàng thương mại có quy mô nhỏ khi biến kết hợp giữa hệ số an toàn vốn và quy mô mang dấu âm. Điều này cho thấy việc gia tăng hệ số an toàn vốn có ý nghĩa lớn hơn với các ngân hàng thương mại nhỏ, khi nó giúp các ngân hàng thương mại có quy mô nhỏ cải thiện tốc độ tăng trưởng tín dụng nhiều hơn và giảm thiểu rủi ro tín dụng nhiều hơn so với các ngân hàng thương mại có quy mô lớn. Nguyên nhân có thể lý giải bởi sự gia tăng trong hệ số an toàn vốn giúp các ngân hàng thương mại trở nên an toàn hơn đối với các chủ nợ (người gửi tiền, người mua trái phiếu, các ngân hàng thương mại khác), giúp các ngân hàng thương mại này giảm được phần bù rủi ro trong lãi suất khi đi vay, từ đó tạo cơ sở để mở rộng hoạt động tín dụng dựa trên nguồn vốn với chi phí rẻ hơn. Hiệu ứng cải thiện chi phí vốn này có tác động lớn hơn tới các ngân hàng thương mại có quy mô nhỏ, vốn đã có chi phí vốn cao hơn so với các ngân hàng thương mại có quy mô lớn. Đối với rủi ro tín dụng, hệ số an toàn vốn tăng lên cho thấy sự cải thiện của hệ thống quản trị rủi ro và điều này có tác động rõ ràng hơn ở các ngân hàng thương mại nhỏ, vốn có hệ thống quản trị rủi ro thấp hơn và mức độ rủi ro tín dụng cao hơn so với các ngân hàng thương mại lớn. Ngoài ra, các ngân hàng thương mại nhỏ cũng bị hạn chế hơn trong việc tìm kiếm các nguồn vốn để gia tăng hệ số an toàn vốn hơn so với các ngân hàng thương mại lớn. Do đó, khi hệ số an toàn vốn được cải thiện, họ sẽ ít có động lực để mở rộng rủi ro trong hoạt động kinh doanh để đánh đổi với khó khăn sẽ gặp phải khi phải gia tăng hệ số an toàn vốn so với các ngân hàng thương mại lớn (Roulet, 2018).

*Thứ ba*, tác động của hệ số an toàn vốn tới cải thiện hoạt động tín dụng của các ngân hàng thương mại là lớn hơn ở các ngân hàng thương mại không thuộc sở hữu nhà nước hoặc các ngân hàng thương mại có mô hình hoạt động hiện đại và tỷ lệ thu nhập từ phí cung cấp các dịch vụ tài chính cao. Tuy nhiên, chỉ duy nhất tác động góp phần giảm thiểu rủi ro tín dụng của việc gia tăng hệ số an toàn vốn ở các ngân hàng thương mại không thuộc sở hữu nhà nước là có ý nghĩa thống kê. Điều này có thể lý giải tương tự như đối với trường hợp của yếu tố quy mô bởi các ngân hàng thương mại có quy mô lớn nhất trên thị trường cũng đồng thời là các ngân hàng thương mại có yếu tố nhà nước. Với các ngân hàng thương mại có quy mô nhỏ, không thuộc sở hữu nhà nước, vốn có mức độ rủi ro cao hơn, phần bù rủi ro yêu cầu lớn hơn từ các chủ nợ, khi hệ số an toàn vốn cải thiện sẽ làm cho họ có ít động lực để nâng cao mức rủi ro trong hoạt động kinh doanh bởi sự hạn chế trong việc cải thiện hệ số an toàn vốn (Roulet, 2018). Cuối cùng, việc không tìm thấy sự khác biệt trong mối quan hệ của hệ số an toàn vốn và hoạt động tín dụng giữa các ngân hàng thương mại có mô hình kinh doanh truyền thống và hiện đại tại Việt Nam có thể lý giải bởi hầu hết các ngân hàng thương mại ở Việt Nam hiện nay đều đang phụ thuộc chủ yếu vào nguồn thu từ hoạt động tín dụng và chưa có sự khác biệt rõ ràng giữa các ngân hàng thương mại.

## 5. Kết luận và khuyến nghị

Kết quả hồi quy cho thấy việc tăng hệ số CAR có tác động tích cực tới việc gia tăng tốc độ tăng trưởng tín dụng và giảm thiểu mức độ rủi ro tín dụng cho các ngân hàng thương mại Việt Nam giai đoạn 2005-2021. Đặc biệt, việc tăng lên của hệ số CAR có tác động tích cực và rõ rệt hơn đối với các ngân hàng thương mại có quy mô nhỏ hơn và các ngân hàng thương mại không thuộc sở hữu nhà nước

Do đó, nhóm nghiên cứu cho rằng các ngân hàng thương mại Việt Nam cần tiếp tục thực hiện các biện pháp để cải thiện hệ số an toàn vốn, trước mắt đáp ứng các quy định về an toàn vốn theo Thông tư 41 theo chuẩn Basel II và hướng tới chuẩn mực Basel III trên tất cả các trụ cột. Một số giải pháp mà các ngân hàng thương mại có thể



---

thực hiện như: (i) cân nhắc các giải pháp mua bán và sáp nhập đối với các ngân hàng thương mại nhỏ và có khả năng tự tăng vốn thấp; (ii) cải thiện hệ số CAR thông qua giảm tài sản có rủi ro, điều chỉnh danh mục cho vay để hướng tới các đối tượng khách hàng có rủi ro thấp hoặc triển khai các sản phẩm, dịch vụ áp dụng công nghệ số để đa dạng hoá cơ cấu danh mục tài sản. Đối với Ngân hàng Nhà nước, với tầm quan trọng của hệ số an toàn vốn trong hoạt động tín dụng, cơ quan quản lý cần tiếp tục hoàn thiện thể chế cho phát triển hệ thống ngân hàng, nâng cao năng lực thanh tra, giám sát ngân hàng của cơ quan thanh tra giám sát ngân hàng để đảm bảo các ngân hàng thương mại thực hiện đúng và đầy đủ các quy định về an toàn vốn theo chuẩn mực Basel II đã quy định trong thông tư 41 và thông tư 13 về hệ thống đánh giá mức độ đủ vốn (ICAAP). Bên cạnh đó, để tạo điều kiện giúp các ngân hàng thương mại chủ động trong việc tăng vốn nhằm cải thiện hệ số an toàn vốn, Chính phủ cần tiếp tục phát triển thị trường vốn, bao gồm thị trường cổ phiếu và trái phiếu, theo hướng ổn định, minh bạch và đa dạng sản phẩm.

### Tài liệu tham khảo

- Aisen, M. A., & Franken, M. (2010), *Bank credit during the 2008 financial crisis: A cross-country comparison*, International Monetary Fund.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991), 'Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations', *The review of economic studies*, 58(2), 277-297.
- Arellano, M., & Bover, O. (1995), 'Another look at the instrumental variable estimation of error-components models', *Journal of econometrics*, 68(1), 29-51.
- Beck, T., & Levine, R. (2004), 'Stock markets, banks, and growth: Panel evidence', *Journal of Banking & Finance*, 28(3), 423-442.
- Berger, A. N., & Bouwman, C. H. (2009), 'Bank liquidity creation', *The review of financial studies*, 22(9), 3779-3837.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998), 'Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models', *Journal of econometrics*, 87(1), 115-143.
- Brei, M., Gambacorta, L., & Von Peter, G. (2013), 'Rescue packages and bank lending', *Journal of Banking & Finance*, 37(2), 490-505.
- Chen, C. R., Huang, Y. S., & Zhang, T. (2017), 'Non-interest income, trading, and bank risk', *Journal of Financial Services Research*, 51(1), 19-53.
- Cornett, M.M., McNutt, J.J., Strahan, P.E., Tehranian, H., (2011), 'Liquidity risks management and credit supply in the financial crisis', *Journal of Financial Economics*, 101, 297-312.
- Goddard, J., Molyneux, P., & Wilson, J. O. (2004), 'Dynamics of growth and profitability in banking', *Journal of money, credit and banking*, 36(4), 1069-1090
- Godlewski, C. J. (2005), 'Bank capital and credit risk taking in emerging market economies', *Journal of banking Regulation*, 6(2), 128-145.
- Iannotta, G., Nocera, G., & Sironi, A. (2013), 'The impact of government ownership on bank risk', *Journal of Financial Intermediation*, 22(2), 152-176.
- Imran, K., & Nishat, M. (2013), 'Determinants of bank credit in Pakistan: A supply side approach', *Economic Modelling*, 35, 384-390.
- Jacques, K., & Nigro, P. (1997), 'Risk-based capital, portfolio risk, and bank capital: A simultaneous equations approach', *Journal of Economics and business*, 49(6), 533-547.
- Kim, D., & Sohn, W. (2017), 'The effect of bank capital on lending: Does liquidity matter?', *Journal of Banking & Finance*, 77, 95-107.
- Klein, N. (2013), *Non-performing loans in CESEE: Determinants and impact on macroeconomic performance*,

- Lê Hoàng Vinh, Phan Thị Mỹ Duyên & Lương Đình Quang (2021), ‘Quy mô ngân hàng, tăng trưởng cho vay và rủi ro tín dụng: Bằng chứng thực nghiệm từ các ngân hàng thương mại ở Việt Nam’, *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 32(5), 05–17.
- Louzis, D. P., Vouldis, A. T., & Metaxas, V. L. (2012), ‘Macroeconomic and bank-specific determinants of non-performing loans in Greece: A comparative study of mortgage, business and consumer loan portfolios’, *Journal of Banking & Finance*, 36(4), 1012-1027.
- Natsir, M., Soedarmono, W., Yudhi, W. S. A., Trinugroho, I., & Warokka, A. (2019), ‘Foreign penetration, competition, and credit risk in banking’, *Borsa Istanbul Review*, 19(3), 249-257.
- Nguyễn Bích Ngân, Lê Hải Trung, Nguyễn Thị Vân, Vũ Hương Quỳnh (2021), ‘Tác động của tỷ lệ an toàn vốn tối thiểu tới tỷ lệ sinh lời và mức độ rủi ro của các ngân hàng thương mại Việt Nam’, *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 294, 2-12.
- Nguyễn Văn Thuận (2021), ‘Yếu tố ảnh hưởng đến tăng trưởng tín dụng của các ngân hàng thương mại Việt Nam’, *Tạp chí Tài chính*, số kỳ 2 tháng 11/2021, 94-97.
- Noss, J., & Toffano, P. (2016), ‘Estimating the impact of changes in aggregate bank capital requirements on lending and growth during an upswing’, *Journal of Banking & Finance*, 62, 15-27.
- Roulet, C. (2018), ‘Basel III: Effects of capital and liquidity regulations on European bank lending’, *Journal of Economics and Business*, 95, 26-46.
- Shrieves, R. E., & Dahl, D. (1992), ‘The relationship between risk and capital in commercial banks’, *Journal of Banking & Finance*, 16, 439–457.
- Stepanyan, V., & Guo, K. (2011), *Determinants of bank credit in emerging market economies*, International Monetary Fund.
- Tu, D. L., & Xuân P.T. (2021), ‘The inter-relationships among liquidity creation, bank capital and credit risk: evidence from emerging Asia–Pacific economies’, *Managerial Finance*, 47(8), 1149-1167.
- Van den Heuvel, S. J. (2008), ‘The welfare cost of bank capital requirements’, *Journal of Monetary Economics*, 55(2), 298-320.
- Vo, X. V. (2018), ‘Bank lending behavior in emerging markets’, *Finance Research Letters*, 27, 129-134.