
TÁC ĐỘNG CỦA ĐỘ MỞ KINH TẾ ĐẾN RỦI RO NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI VIỆT NAM: VAI TRÒ CỦA KIỂM SOÁT THAM NHŨNG

Trần Thị Phương Thanh*

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: tranthanh@ufm.edu.vn

Nguyễn Trần Phúc

Đại học Ngân hàng Thành phố Hồ Chí Minh

Email: phucnt@hub.edu.vn

Mã bài: JED-2251

Ngày nhận: 05/02/2025

Ngày nhận bản sửa: 21/03/2025

Ngày duyệt đăng: 26/03/2025

DOI: 10.33301/JED.VI.2251

Tóm tắt:

Bài nghiên cứu kiểm định tác động của độ mở kinh tế, bao gồm độ mở tài chính và độ mở thương mại, đến rủi ro của ngân hàng thương mại Việt Nam trong giai đoạn 2009 – 2023. Đồng thời, tác giả cũng xem xét vai trò của kiểm soát tham nhũng trong tác động của mở cửa kinh tế đến rủi ro của các ngân hàng. Kết quả hồi quy từ phương pháp ước lượng bình phương tối thiểu tổng quát khả thi (FGLS) và mô hình mô men tổng quát (SGMM) cho thấy mở cửa kinh tế làm tăng rủi ro cho các ngân hàng thương mại Việt Nam. Tuy nhiên, nếu vấn đề tham nhũng được kiểm soát tốt sẽ góp phần giảm thiểu tác động tiêu cực của toàn cầu hóa đến rủi ro ngân hàng.

Từ khóa: Độ mở kinh tế, rủi ro ngân hàng, tham nhũng, Việt Nam.

Mã JEL: E02, E22, F36, G21.

The impact of economic openness on risk of Vietnamese commercial banks: The role of corruption control

Abstract:

This study examines the impact of economic openness (including financial and trade openness) on the risk of Vietnamese commercial banks from 2009-2023. In addition, the role of corruption control in moderating the effect of economic integration on bank risks is also investigated. By employing the feasible generalized least squares method and system generalized method of moments, the results reveal that economic openness increases risks for Vietnamese commercial banks. However, when corruption is well-controlled, it helps mitigate the negative impact of globalization on bank risk.

Keywords: Economic openness, bank risk, corruption, Vietnam.

JEL Codes: E02, E22, F36, G21

1. Giới thiệu

Trải qua gần 40 năm đổi mới và mở cửa kinh tế, Việt Nam ngày càng hội nhập sâu hơn với kinh tế thế giới trên cả phương diện thương mại và tài chính. Kết quả của quá trình này đưa Việt Nam trở thành một trong những nền kinh tế có độ mở cao trên thế giới, tổng kim ngạch xuất nhập khẩu lần lượt đạt 184% GDP năm 2022 và 166% GDP năm 2023 (Cập nhật ngày 10/11/2024 tại: <https://data.worldbank.org/indicator/NE.TRD.GNFS.ZS?locations=VN>). Trong giai đoạn 2016-2024, Việt Nam ghi nhận 9 năm xuất siêu liên

tiếp với mức thặng dư tăng dần qua các năm, cho thấy khả năng cạnh tranh ngày càng tăng của hàng hóa Việt Nam trên thị trường quốc tế. Bên cạnh đó, trong quá trình hội nhập tài chính, Việt Nam đã chứng kiến sự gia tăng đáng kể của dòng vốn nước ngoài. Tính đến cuối năm 2024, tổng vốn FDI đăng ký lũy kế vào Việt Nam đã vượt qua mốc 500 tỷ USD (Bộ Kế hoạch và Đầu tư, 2025). Quá trình hội nhập này mang lại cho Việt Nam nhiều thuận lợi nhưng cũng đặt ra không ít thách thức.

Bên cạnh đó, Việt Nam là quốc gia đang phát triển, nguồn cung ứng vốn chủ yếu của nền kinh tế dựa vào các ngân hàng thương mại. Tuy nhiên, một thực tế rõ ràng rằng rủi ro là một khía cạnh cố hữu trong hoạt động kinh doanh của các trung gian tài chính nói chung và ngân hàng nói riêng. Trong bối cảnh hội nhập kinh tế quốc tế, vấn đề rủi ro của ngân hàng thương mại càng được quan tâm hơn bao giờ hết (Ma & Yao, 2022; Saif-Alyousfi, 2023; Wang & Qu, 2024). Hội nhập tài chính mở ra cho Việt Nam thêm nhiều cơ hội tiếp xúc với nguồn vốn quốc tế, điều này có thể là động lực giúp các ngân hàng nội địa củng cố lại năng lực quản trị nhằm tăng khả năng cạnh tranh với ngân hàng nước ngoài (Alamgir & cộng sự, 2020; Nguyen & cộng sự, 2021), nhưng đồng thời sự di chuyển vốn xuyên biên giới với quy mô đáng kể và tính bất ổn cao có thể làm tăng tính dễ tổn thương tài chính của các ngân hàng trong nước (Haufler & Wooton, 2021). Ngoài ra, mở cửa thương mại cũng làm tăng rủi ro cho các doanh nghiệp nội địa bởi những cú sốc cung - cầu hàng hóa từ thị trường quốc tế, từ đó ảnh hưởng đến khả năng trả nợ cho ngân hàng (Kose, 2002).

Trong bối cảnh hội nhập kinh tế toàn cầu, các quốc gia có nền tảng thể chế tốt thường thu hút được nhiều vốn ngoại. Để đánh giá chất lượng thể chế, một trong những chỉ số quan trọng thường được sử dụng là mức độ kiểm soát tham nhũng. Một số học giả như Leff (1964) và Lui (1985) xem tham nhũng như chất xúc tác giúp đẩy nhanh thủ tục hành chính, từ đó có thể cải thiện sự ổn định tài chính cho cả doanh nghiệp lẫn ngân hàng. Ngược lại, quan điểm lý thuyết “bán xe cát” của Shleifer & Vishny (1993) cho rằng tham nhũng tạo ra sự bất bình đẳng trong cạnh tranh, làm tăng rủi ro cho mọi thành phần kinh tế. Trong những năm qua, cuộc chiến chống tham nhũng là một trong những chủ đề ưu tiên ở Việt Nam. Từ đó nảy sinh vấn đề đáng quan tâm là: trong bối cảnh nỗ lực chống tham nhũng của Chính phủ, mở cửa kinh tế có tác động như thế nào đến rủi ro của hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam.

Xuất phát từ những nhận định trên, nghiên cứu này được thiết lập nhằm điều tra tác động của mở cửa kinh tế đến rủi ro của ngân hàng thương mại Việt Nam, xem xét vai trò của kiểm soát tham nhũng. Đóng góp của nghiên cứu này được thể hiện qua một số khía cạnh sau: (i) đưa ra bằng chứng thực nghiệm về tác động của độ mở kinh tế đến rủi ro của ngân hàng thương mại Việt Nam; (ii) đánh giá vai trò điều tiết của kiểm soát tham nhũng lên tác động của độ mở kinh tế đến rủi ro của ngân hàng thương mại; (iii) nghiên cứu đo lường độ mở kinh tế trên cả hai khía cạnh là độ mở thương mại và độ mở tài chính.

2. Cơ sở lý thuyết và các nghiên cứu thực nghiệm liên quan

2.1. Cơ sở lý thuyết

Mở cửa kinh tế ảnh hưởng đến rủi ro ngân hàng qua nhiều kênh truyền dẫn, điều này đã được chứng minh qua các nghiên cứu lý thuyết. Thông qua mô phỏng các kịch bản cho nền kinh tế đóng và mở, McKinnon & Pill (1997) đã chỉ ra rằng trong trường hợp đóng cửa tài chính, nền kinh tế có khả năng tự cân bằng ổn định. Ngược lại, trong điều kiện tự do hóa tài chính, sự kết hợp giữa dòng vốn ngoại tràn vào quá mức và bất cân xứng thông tin có thể dẫn đến khủng hoảng ngân hàng. Với cách lập luận khác, Goldfajn và Valdes (1995) cho thấy trong điều kiện mở cửa tài chính, ngân hàng thu hút vốn ngoại qua tiền gửi thanh khoản cao, nhưng lại dùng vốn ngắn hạn này tài trợ dự án dài hạn, tạo sự mất cân đối kỳ hạn. Biến động vĩ mô như lãi suất và tỷ giá có thể kích hoạt hiện tượng rút vốn hàng loạt của nhà đầu tư nước ngoài, dẫn đến vòng xoáy khủng hoảng thanh khoản ngân hàng và mất giá nội tệ. Trong bối cảnh toàn cầu hóa, tính liên kết thị trường có thể biến cú sốc cục bộ thành khủng hoảng tài chính xuyên biên giới.

Bên cạnh đó, mở cửa tài chính còn ảnh hưởng đến rủi ro ngân hàng qua cơ chế cạnh tranh khi ngân hàng nước ngoài gia nhập thị trường nội địa. Hai quan điểm lý thuyết đối lập đã được đề xuất, lý thuyết «cạnh tranh - ổn định» của Boyd & De Nicoló (2005) cho rằng cạnh tranh khiến các ngân hàng giảm lãi suất cho vay, điều này giúp doanh nghiệp chọn phương án kinh doanh an toàn hơn, từ đó giảm rủi ro nợ xấu. Ngược lại, quan điểm “cạnh tranh - dễ vỡ” của Allen (2000) lập luận rằng áp lực cạnh tranh khiến ngân hàng bị thu hẹp thị phần, do đó họ buộc phải đầu tư vào các khoản cho vay mạo hiểm để duy trì lợi nhuận.

Khi lập luận về tác động của độ mở thương mại đến rủi ro của hệ thống tài chính, Razin & cộng sự (2003) cho rằng độ mở thương mại tạo ra biến động giá cả hàng hóa, dẫn đến dao động mạnh trong tổng đầu tư. Hiện tượng này sinh ra các chu kỳ đầu tư bùng nổ và đình trệ, khiến tâm lý thị trường dao động giữa lạc quan và bi quan, từ đó gây tác động sâu sắc đến hoạt động kinh doanh của ngân hàng và các định chế tài chính.

Như vậy chưa có sự đồng thuận trong quan điểm lý thuyết, tác động của mở cửa kinh tế đến rủi ro ngân hàng phức tạp và đa chiều hơn khi xem xét vai trò điều tiết của chất lượng thể chế, đặc biệt là mức độ kiểm soát tham nhũng. Quan điểm lý thuyết “dầu bôi trơn” lập luận rằng tham nhũng giúp giảm nhẹ các thủ tục hành chính, từ đó tăng năng lực cạnh tranh cho các doanh nghiệp nhỏ - vốn là khách hàng của ngân hàng (Lui, 1985). Mặt khác, tham nhũng cũng có thể được ví như “bánh xe cát” tạo ra những khoản chi phí ngầm, làm giảm hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp và ngân hàng, gây ra rủi ro tiềm ẩn (Shleifer & Vishny, 1993). Ngoài ra, tham nhũng không chỉ ảnh hưởng trực tiếp đến hoạt động ngân hàng mà còn điều tiết cách thức tác động của mở cửa tài chính đến rủi ro hệ thống ngân hàng. Trong nền kinh tế mở cửa, dòng vốn quốc tế có thể tự do di chuyển tìm kiếm cơ hội đầu tư. Tuy nhiên, hiệu quả phân bổ vốn phụ thuộc rất lớn vào mức độ kiểm soát tham nhũng. Theo Diamond (1984), các bên cho vay (đặc biệt là ngân hàng) sẽ sàng lọc và loại bỏ các dự án kém hiệu quả. Tuy nhiên, khi kiểm soát tham nhũng yếu kém, các dự án đầu tư không được lựa chọn dựa trên hiệu quả kinh tế mà phụ thuộc vào mối quan hệ và khả năng chi trả hối lộ. Hệ quả là ngân hàng tích tụ danh mục tài sản có chất lượng thấp, tiềm ẩn rủi ro cao.

2.2. Các nghiên cứu thực nghiệm

Mở cửa tài chính tạo cơ hội đa dạng hóa sản phẩm, dịch vụ và nâng cao hiệu quả quản trị nội bộ, từ đó làm giảm rủi ro ngân hàng (Berger & cộng sự, 2017). Đồng quan điểm, Wang & Qu (2024) đã chỉ ra rằng việc thiết lập kết nối giữa thị trường chứng khoán Thượng Hải và Hồng Kông đã góp phần làm giảm rủi ro cho các ngân hàng thương mại Trung Quốc. Cơ chế chính đằng sau hiệu quả này là sự cải thiện đáng kể trong quá trình truyền tải thông tin tài chính, giúp các ngân hàng có khả năng tiếp cận thông tin chính xác và kịp thời hơn, từ đó nâng cao chất lượng đánh giá và quản lý rủi ro. Ngoài ra, mở cửa tài chính còn làm giảm rủi ro ngân hàng trong dài hạn thông qua cơ chế thay đổi cấu trúc kỳ hạn của các khoản cho vay (Li & Moreira, 2024).

Mặt khác, một số học giả lại cho rằng ngân hàng phải đối mặt với nhiều rủi ro hơn trong bối cảnh toàn cầu hoá tài chính. Dinger & Te Kaat (2020) nhận thấy khi ngân hàng có điều kiện tiếp cận với nguồn vốn từ nước ngoài, họ có xu hướng cho vay nhiều hơn, tuy nhiên, điều này dẫn đến tăng tỷ lệ nợ xấu. Theo Saif-Alyousfi (2023), mặc dù dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) bổ sung thanh khoản cho nền kinh tế, tuy nhiên điều này làm giảm thị phần cho vay của các ngân hàng ở các quốc gia thuộc hội đồng hợp tác vùng vịnh (GCC), khiến các ngân hàng cho vay mạo hiểm hơn để đảm bảo lợi nhuận. McLemore & cộng sự (2022) tìm hiểu về mức độ rủi ro của các ngân hàng Hoa Kỳ có phạm vi hoạt động toàn cầu. Kết quả được ghi nhận là các ngân hàng có mức độ liên kết với thị trường tài chính quốc tế càng cao thường đóng góp vào rủi ro hệ thống nhiều hơn.

Khi xem xét ảnh hưởng của mở cửa thương mại đến rủi ro ngân hàng, Alamgir & cộng sự (2020) khảo sát 32 ngân hàng thương mại Bangladesh giai đoạn 2000 – 2017. Kết quả hồi quy GMM cho thấy giao lưu thương mại quốc tế không những giúp ngân hàng tăng trưởng dư nợ mà còn góp phần làm giảm rủi ro tín dụng và rủi ro tổng thể. Sử dụng dữ liệu của 899 ngân hàng thuộc khối BRICS trong giai đoạn 2000 – 2017, Rahman & cộng sự (2020) cũng đồng quan điểm rằng tăng cường giao lưu thương mại quốc tế giúp củng cố ổn định tài chính cho hệ thống ngân hàng trong nước. Kết quả tương tự cũng được tìm thấy trong nghiên cứu của Ashraf & cộng sự (2017).

Nghiên cứu trường hợp của Việt Nam, Tô Vĩnh Sơn (2022) sử dụng phương pháp hồi quy GMM để khảo sát dữ liệu của 30 ngân hàng trong giai đoạn 2008 – 2020. Kết quả cho thấy các ngân hàng có xu hướng chấp nhận rủi ro gia tăng trước áp lực cạnh tranh. Pham & cộng sự (2021) nghiên cứu trường hợp của 31 ngân hàng thương mại Việt Nam từ 2010 – 2018 bằng phương pháp SGMM. Nghiên cứu cho thấy sự gia nhập của các ngân hàng nước ngoài làm tăng mức độ rủi ro cho ngân hàng Việt, tuy nhiên, điều thú vị là tỷ lệ góp vốn của nhà đầu tư nước ngoài vào ngân hàng nội địa càng cao thì ổn định tài chính của ngân hàng càng được củng cố bởi sức ép nâng cao năng lực quản trị và phòng ngừa rủi ro từ nhà đầu tư ngoại.

Kết quả nghiên cứu lý thuyết và thực nghiệm trong và ngoài nước chưa có sự đồng thuận, có thể do các tác giả trước chưa xem xét vai trò của các yếu tố điều tiết. Một số học giả lo ngại rằng sự thiếu đồng bộ trong khuôn khổ pháp lý gây nên sự méo mó cạnh tranh giữa các tổ chức tài chính (Frame & cộng sự, 2020). Mặt khác, vai trò của kiểm soát tham nhũng đặc biệt quan trọng trong việc đảm bảo hiệu lực thực thi các quy định pháp lý (Beck & cộng sự, 2006). Demirgüç & Detragiache (1998) đã xây dựng một chỉ số tổng hợp về chất lượng giám sát ngân hàng bao gồm cả yếu tố kiểm soát tham nhũng. Nhóm tác giả phát hiện rằng kiểm soát tham nhũng hiệu quả có thể giúp giảm thiểu các tác động tiêu cực của mở cửa kinh tế đến rủi ro ngân hàng thông qua việc tăng cường hiệu lực của khuôn khổ pháp lý và giám sát. Nghiên cứu của Bui & Bui (2019) cho thấy trong bối cảnh hội nhập kinh tế, kiểm soát tham nhũng chặt chẽ khiến cho các ngân hàng phải chấp nhận rủi ro cao hơn ở các quốc gia phát triển, ngược lại, đối với trường hợp các nước đang phát triển, việc triển khai tốt các biện pháp chống tham nhũng cải thiện rõ rệt vấn đề rủi ro của ngân hàng.

Như vậy, nghiên cứu về tác động của độ mở kinh tế đến rủi ro ngân hàng hiện vẫn tồn tại nhiều khoảng trống đáng chú ý. Các nghiên cứu quốc tế cho kết quả chưa đồng nhất, trong khi các công trình trong nước chỉ khai thác một khía cạnh nhỏ của mở cửa kinh tế như sự gia tăng tính cạnh tranh hay tham gia góp vốn của nhà đầu tư nước ngoài mà chưa nghiên cứu dựa trên các chỉ số tổng hợp đánh giá toàn diện mức độ mở của kinh tế. Hơn nữa, Việt Nam là đại diện cho một trường hợp nghiên cứu hấp dẫn với hệ thống ngân hàng thương mại đóng vai trò trụ cột trong nền kinh tế, đồng thời là quốc gia có độ mở cao cả về thương mại và tài chính. Song song với tiến trình hội nhập kinh tế sâu rộng, Việt Nam cũng đang triển khai mạnh mẽ công cuộc phòng chống tham nhũng. Chính vì vậy, việc nghiên cứu tác động của độ mở kinh tế đến rủi ro ngân hàng Việt Nam, đặc biệt khi xem xét vai trò điều tiết của kiểm soát tham nhũng, không chỉ là cần thiết mà còn mang tính cấp bách nhằm bổ khuyết khoảng trống nghiên cứu hiện tại và cung cấp luận cứ khoa học cho các quyết sách phát triển trong tương lai.

3. Mô hình và dữ liệu nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Kế thừa các nghiên cứu trước của (Bui & Bui, 2019; Dinger & Te Kaat, 2020), để khảo sát tác động của độ mở kinh tế đến rủi ro của ngân hàng thương mại, tác giả xây dựng mô hình nghiên cứu như sau:

$$\text{Rủi ro}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Độ mở kinh tế}_t + \beta_2 \text{Kiểm soát tham nhũng}_t +$$

$$\sum_{b=1}^B \beta_b X_{i,t}^b + \sum_{c=1}^C \beta_c X_{i,t}^c + e_{i,t} \quad (1)$$

Trong đó:

i đại diện cho ngân hàng, t là thời gian (năm).

$X_{i,t}^b$: là vector các biến kiểm soát đặc thù của ngân hàng thay đổi theo thời gian. X_t^c : là vector các biến kiểm soát đặc thù của ngành và quốc gia thay đổi theo thời gian.

$\beta_0, \beta_1, \beta_b, \beta_c$ là các hệ số ước lượng, $e_{i,t}$ là sai số ngẫu nhiên.

Rủi ro là biến phụ thuộc, được đại diện bởi chỉ số Z-score (Bảng 1). Chỉ số này được sử dụng rộng rãi trong các nghiên cứu trước (Ma & Yao, 2022; Li & Moreira, 2024) bởi kết hợp được các thông số quan trọng về khả năng sinh lời, mức độ vốn hóa và độ biến động của thu nhập, do đó cung cấp cái nhìn toàn diện về khả năng hấp thụ các cú sốc của ngân hàng. Để đảm bảo dữ liệu có phân phối chuẩn, bài nghiên cứu lấy logarit cơ số tự nhiên của Z-score. Để tính toán độ lệch chuẩn của ROA, nghiên cứu sử dụng số liệu trung bình của ROA trong 3 năm liên tiếp, bao gồm năm hiện tại và hai năm liền trước đó.

Biến đại diện cho kiểm soát tham nhũng là một trong sáu chỉ số thuộc bộ chỉ số Quản trị toàn cầu (WGI) do Ngân hàng thế giới phát triển. Chỉ số này đo lường nhận thức về mức độ quyền lực công được sử dụng để đạt lợi ích cá nhân, cũng như việc tài sản công bị chiếm đoạt bởi các nhóm quyền lực và lợi ích tư nhân. Chỉ số được tính toán dựa trên tổng hợp dữ liệu từ 31 nguồn khác nhau, bao gồm khảo sát doanh nghiệp và hộ gia đình, đánh giá của các tổ chức phi chính phủ, cơ quan công quyền và nhà cung cấp thông tin kinh doanh thương mại. Điểm số được chuẩn hóa theo phân phối chuẩn, dao động từ khoảng -2,5 đến 2,5 tương đương với mức kiểm soát tham nhũng từ thấp đến cao.

Các biến về độ mở kinh tế sẽ được lần lượt đưa vào mô hình bao gồm biến đại diện cho độ mở thương

mại và độ mở tài chính, tương ứng sẽ có hai mô hình ứng với mỗi biến (Bảng 1).

Để đánh giá vai trò điều tiết của kiểm soát tham nhũng đối với tác động của độ mở kinh tế đến rủi ro của ngân hàng, tác giả tiếp tục xây dựng mô hình nghiên cứu như sau:

$$\begin{aligned} \text{Rủi ro}_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{Độ mở kinh tế}_t + \alpha_2 \text{Độ mở kinh tế}_t * \text{Kiểm soát tham nhũng}_t \\ & + \alpha_3 \text{Kiểm soát tham nhũng}_t + \sum_{b=1}^B \alpha_b X_{i,t}^b + \sum_{c=1}^C \alpha_c X_{i,t}^c + u_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

Trong đó, α_0 : là hệ số chặn, $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_b, \alpha_c$ là hệ số ước lượng của các biến độc lập trong mô hình, $u_{i,t}$: là sai số ngẫu nhiên.

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu thu thập dữ liệu từ báo cáo tài chính của 27 ngân hàng thương mại Việt Nam giai đoạn 2009 – 2023. Sở dĩ tác giả chọn mốc thời gian nghiên cứu này là do thời điểm 2009 các ngân hàng thương mại Việt Nam đã đáp ứng được yêu cầu kiểm toán độc lập đối với báo cáo tài chính, do đó độ tin cậy của dữ liệu được đánh giá cao. Ngoài ra, hiện nay dữ liệu của các biến độc lập trong mô hình được cập nhật đến năm 2023. Các biến trong mô hình được mô tả trong Bảng 1.

Bảng 1: Mô tả biến và nguồn dữ liệu

Ký hiệu biến	Mô tả biến	Phương pháp đo lường	Nguồn dữ liệu
Z-score	Rủi ro của ngân hàng thương mại	$Z - score = \left(\frac{ROA + CAR}{\sigma(ROA)} \right)$ ROA là lợi nhuận ròng/ tổng tài sản bình quân CAR là tỷ lệ vốn chủ sở hữu/tổng tài sản $\sigma(ROA)$ là độ lệch chuẩn của ROA.	Tác giả tự tính toán từ báo cáo tài chính của ngân hàng thương mại
FO	Độ mở tài chính	$FO = \frac{FA + FL}{GDP}$ Trong đó: FA, FL lần lượt là tài sản và nợ nước ngoài. GDP: tổng sản phẩm quốc nội	Lane & Maria Milesi-Ferretti (2007)
TO	Độ mở thương mại	(Giá trị xuất khẩu + giá trị nhập khẩu)/ GDP	World Bank
COR	Kiểm soát tham nhũng	nhận giá trị từ -2,5 đến 2,5	WGI
LTA	Tỷ lệ phân bổ tài sản	Dư nợ/tổng tài sản	Báo cáo tài chính
LIQ	Tính thanh khoản	Tài sản thanh khoản/tổng tài sản	Báo cáo tài chính
NII	Mức độ đa dạng hoá thu nhập	Thu nhập ngoài lãi/tổng thu nhập	Báo cáo tài chính
EAR	Tỷ suất sinh lời của tài sản	Lợi suất trung bình của tài sản sinh lời	Báo cáo tài chính
BC	Mức độ tập trung của thị trường	Tỷ trọng tổng tài sản của 5 ngân hàng thương mại lớn nhất	World Bank và tác giả tự tính toán năm 2022, 2023
GDP	Tăng trưởng kinh tế	Tốc độ tăng trưởng GDP	World Bank

Nguồn: Tác giả tự tổng hợp.

Sau khi xác định dạng của mô hình và thu thập dữ liệu nghiên cứu, tác giả thực hiện thống kê mô tả, kiểm định một số khuyết tật của mô hình. Nếu mẫu nghiên cứu vi phạm các kiểm định về phương sai thay đổi, tự tương quan và sự phụ thuộc chéo thì ước lượng bình phương tối thiểu tổng quát khả thi (FGLS) sẽ được sử dụng để hồi quy. Bên cạnh đó, để đối sánh kết quả nghiên cứu cũng như khắc phục hiện tượng nội sinh (nếu có) trong mô hình, tác giả đồng thời sử dụng phương pháp hồi quy SGMM để giải quyết vấn đề cần nghiên cứu.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả

Bảng 2 cho thấy dữ liệu bảng khảo sát là cân bằng với 405 quan sát cho mỗi biến. Logarit cơ số tự nhiên của Z-score có giá trị trung bình là 2,853 thể hiện tính ổn định tài chính của các ngân hàng thương mại Việt Nam trong giai đoạn 2009 – 2023 tương đối cao. Ngoài ra, độ mở tài chính và độ mở thương mại của Việt Nam lần lượt nhận giá trị trung bình gấp 1,162728 và 1,1485387 so với GDP, thể hiện Việt Nam là một nền kinh tế mở lớn. Trái ngược với các chỉ số về độ mở, chỉ số kiểm soát tham nhũng của Việt Nam còn khiêm

Bảng 2: Thống kê mô tả các biến

Biến	Quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
Log(Z-score)	405	2,853	0,558	-0,996	4,560
FO	405	1,178	0,234	0,857	1,519
TO	405	1,496	0,216	1,140	1,870
EAR	405	0,089	0,025	0,018	0,197
LIQ	405	0,174	0,084	0,015	0,607
LTA	405	0,560	0,127	0,147	0,818
NII	405	0,238	0,195	-0,266	2,052
COR	405	-0,483	0,102	-0,628	-0,287
BC	405	0,547	0,049	0,483	0,642
GDP	405	0,059	0,015	0,026	0,081

Nguồn: Tác giả tổng hợp từ phần mềm Stata.

Bảng 3: Ma trận tự tương quan

	Log (Z-score)	FO	TO	EAR	LIQ	LTA
Log (Z-score)	1,0000					
FO	-0,0751	1,0000				
TO	-0,1556	0,6601	1,0000			
EAR	0,1482	-0,3447	-0,4875	1,0000		
LIQ	-0,0530	-0,1191	-0,2032	0,0459	1,0000	
LTA	0,2098	0,2896	0,4391	-0,1286	-0,4841	1,0000
NII	-0,3058	-0,0237	-0,0351	-0,0017	0,0781	-0,1995
COR	0,0117	-0,2569	-0,1046	-0,0118	-0,0486	-0,1540
BC	0,1068	-0,2975	-0,5227	0,1062	-0,0985	-0,2565
GDP	-0,0285	-0,5213	-0,1116	0,0068	-0,0910	-0,0362
	NII	COR	BC	GDP		
NII	1,0000					
COR	-0,0104	1,0000				
BC	-0,0438	0,0499	1,0000			
GDP	-0,0176	0,1696	0,2521	1,0000		

Nguồn: Tác giả tổng hợp từ phần mềm Stata.

tón, với giá trị cao nhất chỉ đạt -0,287. Ngoài ra, độ lệch chuẩn của các biến trong mô hình tương đối nhỏ, điều này thể hiện trong mẫu quan sát không tồn tại những giá trị dị biệt.

4.2. Ma trận tự tương quan

Dữ liệu ma trận tự tương quan ở Bảng 3 cho thấy mức tương quan giữa các biến độc lập trong mô hình đều nhỏ hơn 0,7. Bên cạnh đó, hai biến đại diện cho độ mở kinh tế là độ mở tài chính và độ mở thương mại đều có tương quan âm đến log (Z-score).

Bảng 4: Kết quả kiểm định sự phụ thuộc chéo

Biến	Kiểm định CD	P-value	Giá trị T trung bình	Trung bình p	Trung bình abs (p)
Z-score	10,26	0,000	15,00	0,14	0,45
FO	72,56	0,000	15,00	1,00	1,00
TO	72,56	0,000	15,00	1,00	1,00
EAR	55,17	0,000	15,00	0,76	0,76
LIQ	20,16	0,000	15,00	0,28	0,41
LTA	25,25	0,000	15,00	0,35	0,49
NII	9,64	0,000	15,00	0,13	0,35
COR	72,56	0,000	15,00	1,00	1,00
BC	72,56	0,000	15,00	1,00	1,00
GDP	72,56	0,000	15,00	1,00	1,00

Nguồn: Tác giả tổng hợp từ phần mềm Stata.

Bảng 5: Kết quả hồi quy

Biến	Mô hình 1a		Mô hình 1b		Mô hình 2a		Mô hình 2b	
	FGLS	SGMM	FGLS	SGMM	FGLS	SGMM	FGLS	SGMM
FO	-0,752*** [-20,52]	-0,640*** [-8,29]			-0,460** [-2,10]	-0,725*** [-3,44]		
TO			-0,356*** [-4,35]	-0,144*** [-3,01]			-0,891*** [-4,03]	-1,087*** [-6,62]
c.FO##c.COR					2,552*** [6,34]	2,847*** [5,87]		
c.TO##c.COR							2,944*** [7,26]	3,015*** [7,69]
COR	0,003*** [5,83]	0,005*** [6,26]	0,004*** [2,66]	0,001*** [4,19]	3,140*** [5,79]	3,459*** [5,21]	4,518*** [6,55]	4,578*** [6,76]
EAR	0,225 [0,96]	0,901 [1,19]	1,453*** [4,42]	3,029*** [7,82]	0,423* [1,81]	0,334 [0,56]	0,731** [2,47]	1,799*** [5,15]
LIQ	0,195*** [2,90]	1,965*** [6,89]	0,401*** [4,28]	0,473* [1,87]	0,074 [1,12]	0,430 [1,33]	0,294*** [3,30]	-0,049 [-0,12]
LTA	1,298*** [23,14]	1,911*** [5,96]	1,177*** [16,34]	0,312 [0,94]	1,327*** [24,93]	1,548*** [5,51]	1,243*** [18,92]	0,551*** [2,86]
NII	-0,244*** [-47,45]	-0,210*** [-7,59]	-0,245*** [-44,82]	-0,196*** [-6,56]	-0,246*** [-47,24]	-0,189*** [-7,32]	-0,242*** [-43,70]	-0,150*** [-9,88]
BC	0,182* [1,73]	1,002** [12,97]	0,865*** [2,90]	1,252*** [18,80]	0,2422 [1,31]	0,688*** [9,08]	0,891*** [3,48]	0,743*** [7,64]
GDP	-1,537*** [-6,02]	-2,423*** [-5,02]	-1,651** [-2,12]	-1,581*** [-9,77]	-0,463 [-1,12]	-1,256*** [-4,55]	-1,346*** [-2,34]	-0,740*** [-3,60]
cons	3,016*** [30,39]	1,784*** [9,70]	2,219*** [9,33]	1,982*** [10,90]	1,445*** [3,99]	0,680*** [2,04]	0,298 [0,67]	0,362 [1,16]
Số quan sát	405	378	405	378	405	378	405	378
AR(2) ($P_t > z$)		0,587		0,620		0,175		0,292
Kiểm định Hansen Prob > chi2		0,381		0,189		0,277		0,411
Số nhóm		27		27		27		27
Số biến công cụ		26		26		26		26

Chú thích: Thống kê t trong ngoặc vuông. * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$)

Nguồn: Tác giả tổng hợp từ phần mềm Stata.

4.3 Kiểm định các khuyết tật và lựa chọn mô hình phù hợp

Kết quả kiểm định đa cộng tuyến cho thấy hệ số VIF đối với mô hình có biến độc lập FO và TO lần lượt là 1,40 và 1,47. Như vậy có thể kết luận không có bằng chứng về hiện tượng đa cộng tuyến hoàn hảo ở mô hình nghiên cứu. Kết quả kiểm định Breusch & Pagan Lagrangian multiplier cho giá trị Prob > chi2 = 0,0000 ở cả hai mô hình có biến độc lập FO, TO minh chứng tồn tại hiện tượng phương sai sai số thay đổi. Tương tự, kiểm định Wooldridge cho kết quả Prob > F = 0,0000 ở cả hai mô hình. Như vậy cả hai mô hình có biến độc lập là FO và TO đều tồn tại hiện tượng tự tương quan. Kết quả kiểm định sự phụ thuộc chéo theo Pesaran & cộng sự (2004) cho giá trị p = 0,000 ở tất cả các chuỗi, do đó tồn tại sự phụ thuộc chéo giữa các ngân hàng.

Như vậy, ở cả hai mô hình với biến độc lập đại diện cho độ mở kinh tế là FO và TO đều tồn tại các khuyết tật về phương sai thay đổi, tự tương quan và sự phụ thuộc chéo. Vậy để khắc phục các khuyết tật này, nghiên cứu sử dụng ước lượng bình phương tối thiểu tổng quát khả thi (FGLS) để hồi quy.

Ngoài ra, kết quả kiểm định Durbin Wu

Hausman ở hai mô hình có biến độc lập là FO và TO đều cho thấy các biến LTA, BC và GDP bị nội sinh với giá trị p nhỏ hơn 0,05. Vì vậy, bài nghiên cứu sử dụng hồi quy SGMM với các biến công cụ là các biến ngoại sinh còn lại trong mô hình để hồi quy.

4.4. Kết quả hồi quy

Kết quả hồi quy cho thấy độ mở thương mại và độ mở tài chính đều tác động ngược chiều đến chỉ số Z-score, hay nói cách khác, độ mở kinh tế ở Việt Nam càng lớn thì càng làm tăng thêm rủi ro cho ngân hàng thương mại, kết quả này đồng nhất với nghiên cứu của Dinger & Te Kaat (2020), McLemore & cộng sự (2022), Saif-Alyousfi (2023). Như vậy, trường hợp ở Việt Nam phù hợp với quan điểm lý thuyết “cạnh tranh – dễ vỡ”. Mở cửa kinh tế tạo điều kiện cho các định chế tài chính tham gia vào thị trường Việt Nam nhiều hơn, gây áp lực cạnh tranh và làm tăng tính rủi ro cho các ngân hàng thương mại. Kết quả này được củng cố hơn qua tác động dương của biến BC đến Z-score. Cụ thể hơn, nếu mức độ tập trung tài chính được phân bổ chủ yếu tại các ngân hàng lớn sẽ làm giảm rủi ro của hệ thống ngân hàng thương mại, hay nói cách khác, tính độc quyền càng cao thì ổn định tài chính của các ngân hàng càng cao. Ngoài ra, kết quả này cũng ủng hộ cho lý thuyết của Razin & cộng sự (2003) khi cho rằng mở cửa thương mại có thể gây bất ổn lên chu kỳ đầu tư, từ đó ảnh hưởng không nhỏ tới rủi ro hoạt động của ngân hàng.

Bên cạnh đó, kết quả hồi quy cũng cho thấy kiểm soát tham nhũng có tác động tích cực đến ổn định tài chính của ngân hàng thương mại Việt Nam, hay nói cách khác, vấn đề tham nhũng được kiểm soát chặt chẽ góp phần giảm rủi ro cho ngân hàng. Kết quả này phù hợp với quan điểm lý thuyết “bánh xe cát” (Shleifer & Vishny, 1993). Trong trường hợp của Việt Nam, tham nhũng gây ra chi phí ẩn, làm suy yếu hiệu suất kinh doanh và tăng rủi ro trong hệ thống ngân hàng.

Ngoài ra, tác giả cũng tìm thấy tác động dương của tỷ lệ dư nợ trên tổng tài sản đến chỉ số Z-score. Song hành cùng đề án tái cấu trúc hệ thống các tổ chức tín dụng của Thủ tướng Chính phủ năm 2012, Ngân hàng Nhà nước Việt Nam cũng áp dụng quy định về “room tín dụng” – giới hạn mức tăng trưởng tín dụng tối đa cho từng ngân hàng. Tuy mang tính hành chính nhưng quy định này buộc các ngân hàng tập trung nâng cao chất lượng tín dụng thay vì chạy theo tăng trưởng, điều này góp phần làm giảm rủi ro trong hoạt động kinh doanh ngân hàng. Bên cạnh đó, tính thanh khoản và lợi suất trung bình của tài sản sinh lời là những nhân tố giúp giảm rủi ro cho hệ thống ngân hàng Việt Nam. Ngược lại, sự đa dạng hóa nguồn thu nhập lại làm tăng rủi ro cho ngân hàng, điều này thể hiện các hoạt động đầu tư, kinh doanh của ngân hàng thương mại Việt Nam vào các lĩnh vực khác ngoài tín dụng tiềm ẩn nhiều rủi ro. Bên cạnh đó, tăng trưởng GDP cũng làm làm tăng rủi ro cho các ngân hàng thương mại Việt Nam. Bởi tăng trưởng nóng thường đi kèm với bong bóng tài sản, điều này làm giá trị tài sản bảo đảm giảm đột ngột, làm suy giảm khả năng trả nợ của khách hàng và tăng nợ xấu cho ngân hàng.

Nghiên cứu tiếp tục xem xét tác động của độ mở kinh tế đến rủi ro của ngân hàng thương mại Việt Nam trong mối tương quan với kiểm soát tham nhũng ở mô hình 2a và 2b. Theo đó, biến tương tác giữa độ mở kinh tế và kiểm soát tham nhũng ở hai mô hình đều có dấu dương. Điều này có nghĩa đối với trường hợp của Việt Nam, kiểm soát tham nhũng tốt giúp tạo môi trường cạnh tranh lành mạnh hơn, giảm các chi phí ngầm trong hoạt động kinh doanh của ngân hàng và doanh nghiệp, từ đó tạo điều kiện giảm tác động tiêu cực của mở cửa kinh tế đến ổn định tài chính của ngân hàng thương mại Việt Nam.

5. Kết luận

Mục tiêu của nghiên cứu là tìm hiểu tác động của độ mở kinh tế (bao gồm độ mở tài chính và độ mở thương mại) đến rủi ro của ngân hàng thương mại tại Việt Nam, nơi được đánh giá có độ mở kinh tế lớn trong những năm qua. Bên cạnh đó, Việt Nam luôn nằm trong top các quốc gia có mức độ tham nhũng cao, do vậy cần tìm hiểu tác động của mở cửa kinh tế đến rủi ro của ngân hàng thương mại trong điều kiện về kiểm soát tham nhũng ở Việt Nam. Vấn đề nghiên cứu càng có ý nghĩa hơn trong bối cảnh những năm qua Chính phủ luôn quán triệt đẩy lùi tham nhũng. Kết quả tìm được cho thấy mở cửa thương mại và tài chính đều làm tăng rủi ro cho ngân hàng thương mại Việt Nam. Điều này này ủng hộ cho quan điểm lý thuyết “cạnh tranh – dễ vỡ” và cũng tương đồng với nghiên cứu của một số tác giả như McLemore & cộng sự (2022), Saif-Alyousfi (2023). Bên cạnh đó, kiểm soát tham nhũng chặt chẽ giúp giảm tác động tiêu cực của hội nhập kinh tế đến ổn định tài chính của ngân hàng thương mại Việt Nam.

Kết quả nghiên cứu đóng góp một bằng chứng thực nghiệm về tác động của hội nhập kinh tế đến rủi ro của ngân hàng thương mại, từ đó khuyến nghị các ngân hàng thương mại Việt Nam cần nâng cao năng lực quản trị tài chính để giảm thiểu rủi ro trong bối cảnh toàn cầu hóa. Ngoài ra, kết quả hồi quy cũng hoàn toàn ủng hộ quan điểm tích cực phòng chống tham nhũng của Nhà nước vì tham nhũng thấp tạo điều kiện cho các ngân hàng cạnh tranh công bằng, giảm các chi phí ngầm, từ đó giảm tác động tiêu cực của hội nhập kinh tế đến ổn định tài chính của ngân hàng.

Trong quá trình nghiên cứu, tác giả chưa mở rộng khảo sát tác động của độ mở kinh tế đến rủi ro của ngân hàng thương mại khi xem xét vai trò của các yếu tố khác của chất lượng thể chế như ổn định chính trị hay hiệu quả quản lý nhà nước. Những khoảng trống nghiên cứu này sẽ là định hướng cho các nghiên cứu khác trong tương lai.

Tài liệu tham khảo

- Alamgir Hossain, S., Moudud-Ul-Huq, S., & Kader, M. B. (2020), 'Impact of trade openness on bank risk-taking behavior: Evidence from a developing country', *Cogent Economics & Finance*, 8(1), 1765468.
- Allen, F. (2000), *Comparing financial systems*, MIT Press.
- Ashraf, B. N., Arshad, S., & Yan, L. (2017), 'Trade openness and bank risk-taking behavior: Evidence from emerging economies', *Journal of Risk and Financial Management*, 10(3), 15.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Levine, R. (2006), 'Bank supervision and corruption in lending', *Journal of monetary Economics*, 53(8), 2131-2163.
- Berger, A. N., El Ghouli, S., Guedhami, O., & Roman, R. A. (2017), 'Internationalization and bank risk', *Management Science*, 63(7), 2283-2301.
- Bộ Kế hoạch và Đầu tư (2025), *Báo cáo nhanh tình hình thu hút đầu tư nước ngoài tại Việt Nam và đầu tư của Việt Nam ra nước ngoài năm 2024*, Cập nhật ngày 09/01/2025 tại: <https://www.mpi.gov.vn/portal/Pages/2025-1-6/Tinh-hinh-thu-hut-dau-tu-nuoc-ngoai-tai-Viet-Nam-v5506hz.aspx>.
- Boyd, J. H., & De Nicolo, G. (2005), 'The theory of bank risk taking and competition revisited', *The Journal of finance*, 60(3), 1329-1343.
- Bui, D. T., & Bui, T. M. H. (2019), 'How does institutional development shape bank risk-taking incentives in the context of financial openness?', *Pacific-Basin Finance Journal*, 58, 101209.
- Demirgüç-Kunt, A., & Detragiache, E. (1998), *Financial liberalization and financial fragility* (No. 1917), World Bank Publications.
- Diamond, D. W. (1984), 'Financial intermediation and delegated monitoring', *The review of economic studies*, 51(3), 393-414.
- Dinger, V., & Te Kaat, D. M. (2020), 'Cross-border capital flows and bank risk-taking', *Journal of Banking & Finance*, 117, 105842.
- Frame, W. S., Mihov, A., & Sanz, L. (2020), 'Foreign investment, regulatory arbitrage, and the risk of US banking organizations', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 55(3), 955-988.
- Goldfajn, Ilan & Valdés, Rodrigo. (1995), 'Balance-of-Payments Crises and Capital Flows: the Role of Liquidity', *Mimeo, Massachusetts Institute of Technology*.
- Haufler, A., & Wooton, I. (2021), 'Multinational banks in regulated markets: Is financial integration desirable?', *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 54(4), 1811-1841.
- Kose, M. A. (2002), 'Explaining business cycles in small open economies: 'How much do world prices matter?', *Journal of International Economics*, 56(2), 299-327, DOI: 10.1016/S0022-1996(01)00120-9.
- Lane, P. R., & Milesi-Ferretti, G. M. (2007), 'The external wealth of nations mark II: Revised and extended estimates of foreign assets and liabilities', 1970–2004, *Journal of international Economics*, 73(2), 223-250.

-
- Leff, N. H. (1964), 'Economic development through bureaucratic corruption', *American behavioral scientist*, 8(3), 8-14, DOI: 10.1177/000276426400800303.
- Li, Z., & Moreira, F. (2024), 'Financial openness, liability composition of banks, and bank risk: International evidence', *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 97, 102066.
- Lui, F. T. (1985), 'An equilibrium queuing model of bribery', *Journal of political economy*, 93(4), 760-781, DOI: 10.1086/261329.
- Ma, Y., & Yao, C. (2022), 'Openness, financial structure, and bank risk: International evidence', *International review of financial analysis*, 81, 102065.
- McKinnon, R. I., & Pill, H. (1997), 'Credible economic liberalizations and overborrowing', *The American Economic Review*, 87(2), 189-193.
- McLemore, P., Mihov, A., & Sanz, L. (2022), 'Global banks and systemic risk: The dark side of country financial connectedness', *Journal of International Money and Finance*, 129, 102734.
- Nguyen, D. T. T., Diaz-Rainey, I., Roberts, H., & Le, M. (2021), 'Loans from my neighbours: East Asian commercial banks, financial integration, and bank default risk', *International Review of Financial Analysis*, 74, 101659.
- Pesaran, M. H., Schuermann, T., & Weiner, S. M. (2004), 'Modeling regional interdependencies using a global error-correcting macroeconometric model', *Journal of Business & Economic Statistics*, 22(2), 129-162.
- Pham, T. T., Dao, L. K. O., & Nguyen, V. C. (2021), 'The determinants of bank's stability: a system GMM panel analysis', *Cogent Business & Management*, 8(1), 1963390.
- Rahman, M. M., Begum, M., Ashraf, B. N., & Masud, M. A. K. (2020), 'Does trade openness affect bank risk-taking behavior? Evidence from BRICS countries', *Economies*, 8(3), 75, DOI: 10.3390/economies8030075.
- Razin, A., Sadka, E., & Coury, T. (2003), 'Trade openness, investment instability and terms-of-trade volatility', *Journal of International Economics*, 61(2), 285-306, DOI: 10.1016/S0022-1996(03)00014-X.
- Saif-Alyousfi, A. Y. (2023), 'Impact of FDI inflows on bank loans in Gulf Cooperation Council economies: an empirical insight', *International Journal of Emerging Markets*, 18(2), 505-524.
- Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1993), 'Corruption', *The quarterly journal of economics*, 108(3), 599-617, DOI: 10.2307/2118402.
- Tô Vĩnh Sơn (2022), 'Tác động của cạnh tranh đến rủi ro của các ngân hàng thương mại Việt Nam', *Tạp chí Nghiên cứu Tài chính-Marketing*, 13(3), 53-65, DOI: 10.52932/jfm.vi69.260.
- Wang, W., & Qu, Z. (2024), 'Capital market opening and commercial bank risk: Evidence from "Shanghai-Hong Kong Stock Connect"', *Finance Research Letters*, 59, 104827.

*** Tác giả liên hệ: Trần Thị Phương Thanh - Email: tranthanh@ufm.edu.vn**