

Nghiên cứu các nhân tố tác động tới rủi ro tín dụng của các ngân hàng khu vực Đông Nam Á: Góc nhìn từ mô hình hồi quy phân vị

Nguyễn Nhật Minh¹, Phạm Thị Hoàng Anh², Nguyễn Đức Trung³

Học viện Ngân hàng, Việt Nam^{1,2}, Trường Đại học Ngân hàng TP. Hồ Chí Minh, Việt Nam³

Ngày nhận: 14/12/2025

Ngày nhận bản sửa: 07/01/2026

Ngày duyệt đăng: 19/01/2026

Tóm tắt: Bài viết sử dụng phương pháp hồi quy mô-men phân vị (method of moments for quantile regression) kết hợp với bộ dữ liệu bảng không cân bằng gồm 185 ngân hàng khu vực Đông Nam Á giai đoạn 2000- 2022 nhằm phân tích các nhân tố tác động tới rủi ro tín dụng theo các mức phân vị khác nhau của rủi ro tín dụng. Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng ở cấp độ ngân hàng, tăng trưởng tín dụng, quy mô ngân hàng, tỷ lệ vốn chủ sở hữu, hiệu quả hoạt động và tính thanh khoản giúp làm giảm rủi ro tín dụng, nhất là với các ngân hàng có rủi ro tín dụng cao, trong khi chiến lược đa dạng hóa làm gia tăng rủi ro tín dụng. Điều này hàm ý các ngân hàng cần thận trọng trong thực hiện chiến lược đa dạng hóa, tăng trưởng tín dụng một cách có chọn lọc và củng cố nền tảng tài chính. Ở góc độ vĩ mô, tăng trưởng cung tiền M2 và tăng trưởng kinh

Determinants of credit risk in Southeast Asian banks: Evidence from quantile regression

Abstract: This paper employs the Method of Moments Quantile Regression (MM-QR) and an unbalanced panel dataset of 185 banks from Southeast Asia over the period 2000- 2022 to examine the determinants of bank credit risk across different quantiles of the credit risk distribution. The empirical results indicate that, at the bank level, credit growth, bank size, equity ratio, operational efficiency, and liquidity contribute to lower credit risk, particularly for banks located at the upper tail of the credit risk distribution, whereas income diversification strategies are associated with higher credit risk. This implies that banks should exercise prudence in implementing diversification strategies, pursue credit growth in a selective manner, and strengthen their financial foundations. From a macroeconomic perspective, money supply (M2) growth and economic growth help mitigate credit risk, while inflation and the 2008 global financial crisis significantly exacerbate credit risk. These findings underscore the critical role of proactive, flexible, and well-coordinated monetary policy management, as well as timely and targeted policy interventions, in maintaining the safety and stability of the financial system.

Keywords: Credit risk, Banks, Quantile regression, Panel data

Link Doi: <https://doi.org/10.59276/JELB.2026.1.2.3132>

Nguyen Nhat Minh¹, Pham Thi Hoang Anh², Nguyen Duc Trung³

Email: minhnn@hvn.edu.vn¹, anhpth@hvn.edu.vn², trungnd@hub.edu.vn³

Organizations: Banking Academy of Vietnam^{1,2}, Ho Chi Minh University of Banking, Viet Nam³

tế góp phần làm giảm rủi ro tín dụng, trong khi lạm phát và cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu 2008 làm rủi ro tín dụng gia tăng. Kết quả này khẳng định vai trò quan trọng của việc điều hành chính sách tiền tệ chủ động, linh hoạt, đồng bộ; các biện pháp can thiệp chính sách kịp thời và có mục tiêu trong duy trì an toàn và ổn định của hệ thống.

Từ khóa: *Rủi ro tín dụng, Ngân hàng, Hồi quy phân vị, Dữ liệu bảng*

Trích dẫn: Nguyễn Nhật Minh, Phạm Thị Hoàng Anh, & Nguyễn Đức Trung. (2026). Nghiên cứu các nhân tố tác động tới rủi ro tín dụng của các ngân hàng khu vực Đông Nam Á: Góc nhìn từ mô hình hồi quy phân vị. *Tạp chí Kinh tế - Luật và Ngân hàng*, 28(1+2), 64-79. <http://doi.org/10.59276/JELB.2026.1.2.3132>

1. Giới thiệu

Hệ thống ngân hàng đóng vai trò trung tâm trong quá trình vận hành của nền kinh tế, vừa là kênh cung ứng tín dụng chủ yếu cho doanh nghiệp và cá nhân, vừa là công cụ quan trọng trong việc điều hành chính sách tiền tệ và duy trì ổn định tài chính (Casu và cộng sự, 2006; Cetorelli & Goldberg, 2012). Vai trò này càng trở nên quan trọng đối với các quốc gia có cấu trúc hệ thống tài chính dựa vào ngân hàng (bank-based) như các quốc gia Đông Nam Á, khi các doanh nghiệp và hộ gia đình tại các quốc gia này phụ thuộc phần lớn vào nguồn vốn tín dụng từ ngân hàng. Theo đó, tín dụng ngân hàng tại các quốc gia này đã tăng trưởng mạnh trong những năm gần đây nhằm hỗ trợ thúc đẩy tăng trưởng kinh tế và phục hồi sau đại dịch COVID-19. Tính đến năm 2024, nhiều nền kinh tế như Thái Lan, Việt Nam, Malaysia, Singapore và Campuchia ghi nhận tỷ lệ tín dụng khu vực tư nhân/GDP vượt mức 100%, phản ánh mức độ phụ thuộc cao của các nền kinh tế trong khu vực vào tín dụng ngân hàng nhưng cũng ngụ ý nguy cơ rủi ro tín dụng gia tăng nếu chất lượng tín dụng suy giảm (World Bank, 2025). Một số nghiên cứu thực nghiệm cũng chỉ ra mối quan hệ cùng chiều giữa tăng trưởng tín dụng và rủi ro tín dụng, khi mở rộng tín dụng quá mức

khiến các ngân hàng nới lỏng các tiêu chuẩn cho vay, dẫn tới suy giảm chất lượng tài sản và gia tăng nợ xấu (Salas & Saurina, 2002; Erdas & Ezanoglu, 2022).

Mặc dù vậy, các nghiên cứu về các nhân tố ảnh hưởng đến rủi ro tín dụng của ngân hàng trong khu vực Đông Nam Á còn hạn chế. Các nghiên cứu trước đây chủ yếu tập trung vào từng quốc gia đơn lẻ như Indonesia, Malaysia hay Việt Nam (Andriani & Wiryono, 2015; Priyadi và cộng sự, 2021, Yusuf và cộng sự, 2021, Vo và cộng sự, 2014), trong khi thiếu vắng các nghiên cứu với mẫu là các ngân hàng thuộc các quốc gia trong khu vực, trong bối cảnh hội nhập tài chính khu vực Đông Nam Á thông qua Khuôn khổ Hội nhập Ngân hàng ASEAN (ABIF) khiến rủi ro tín dụng tại một quốc gia có thể lan truyền sang các quốc gia khác, làm gia tăng rủi ro hệ thống. Bên cạnh đó, kết quả thực nghiệm về tác động của các yếu tố vĩ mô (tăng trưởng GDP, lạm phát, thất nghiệp, cung tiền, lãi suất, các cú sốc khủng hoảng) và các yếu tố đặc thù ngân hàng (tăng trưởng tín dụng, quy mô, vốn tự có, hiệu quả hoạt động, cấu trúc thu nhập, thanh khoản...) tới rủi ro tín dụng còn thiếu thống nhất giữa các nghiên cứu tiền nhiệm, phản ánh khả năng tồn tại sự khác biệt theo mẫu, các giai đoạn và điều kiện kinh tế khác nhau.

Ngoài ra, các nghiên cứu thực nghiệm trước đây chủ yếu sử dụng các phương pháp ước lượng dữ liệu bảng truyền thống như mô hình bình phương bé nhất gộp (POLS), mô hình tác động cố định (FEM), mô hình tác động ngẫu nhiên (REM) hoặc phương pháp mô men tổng quát (GMM) (Andriani & Wiryono, 2015; Vo và cộng sự, 2014; Yusuf và cộng sự, 2021). Tuy nhiên, các phương pháp này chủ yếu phân ánh tác động trung bình của các nhân tố tới rủi ro tín dụng, trong khi giả định rằng tác động này là đồng nhất giữa các ngân hàng. Trên thực tế, các ngân hàng có mức độ rủi ro tín dụng khác nhau thường có sự khác biệt đáng kể về nền tảng vốn, chất lượng tài sản và cấu trúc danh mục cho vay, từ đó khiến tỷ lệ nợ xấu của các ngân hàng thay đổi với mức độ khác nhau khi các yếu tố kinh tế vĩ mô hoặc các đặc điểm nội tại của ngân hàng thay đổi. Cụ thể, đối với các ngân hàng có mức rủi ro tín dụng cao, các cú sốc bất lợi như lạm phát gia tăng, suy giảm tăng trưởng kinh tế hoặc các giai đoạn khủng hoảng thường làm tỷ lệ nợ xấu tăng nhanh hơn do dư địa tài chính hạn chế, khả năng trích lập dự phòng thấp hơn và danh mục tín dụng tập trung nhiều vào các khách hàng hoặc lĩnh vực có mức độ rủi ro cao. Ngược lại, tại các ngân hàng có mức rủi ro tín dụng thấp, với cùng một cú sốc kinh tế có thể chỉ làm gia tăng nợ xấu ở mức độ hạn chế nhờ nền tảng vốn vững hơn, chất lượng thẩm định tín dụng tốt hơn và danh mục cho vay đa dạng hơn. Do đó, bài viết sử dụng phương pháp hồi quy phân vị theo mô men (Method of Moments for Quantile Regression) do Koenker (2005), Canay (2011), Machado và Silva (2019) đề xuất, cho phép ước lượng các yếu tố tác động tại các phân vị khác nhau của rủi ro tín dụng, thay vì chỉ tập trung vào giá trị trung bình. Bài viết này sẽ phân tích các nhân tố tác động tới rủi ro tín dụng của các ngân hàng

khu vực Đông Nam Á theo các mức phân vị khác nhau của rủi ro tín dụng bằng cách sử dụng phương pháp hồi quy phân vị theo mô men kết hợp với bộ dữ liệu bảng không cân bằng của 185 ngân hàng trong giai đoạn 2000- 2022. Ngoài phần giới thiệu, bài viết gồm: Phần 2 tổng quan các nghiên cứu liên quan; Phần 3 về phương pháp nghiên cứu và nguồn dữ liệu; Phần 4 thảo luận các kết quả thực nghiệm; và Phần 5 đưa ra kết luận và hàm ý chính sách.

2. Tổng quan nghiên cứu về các nhân tố tác động tới rủi ro tín dụng của các ngân hàng

Ở góc độ vi mô, nhiều nghiên cứu đã chỉ ra rằng các yếu tố đặc thù của ngân hàng có tác động đáng kể tới rủi ro tín dụng. Thứ nhất, tăng trưởng tín dụng được ghi nhận có mối quan hệ cùng chiều với rủi ro tín dụng do việc mở rộng cho vay nhanh chóng thường đi kèm với nới lỏng tiêu chuẩn tín dụng, gia tăng hành vi chấp nhận rủi ro, làm suy giảm chất lượng khoản vay và dẫn đến tỷ lệ nợ xấu gia tăng (Keeton & Morris, 1987; Salas & Saurina, 2002; Erdas & Ezanoglu, 2022). Ngược lại, một số nghiên cứu cho rằng tăng trưởng tín dụng có thể gắn với rủi ro tín dụng thấp hơn khi các ngân hàng chủ động tăng cường quản trị rủi ro, nâng cao chất lượng thẩm định, đầu tư vào hệ thống quản lý tín dụng và trở nên thận trọng hơn trong quá trình mở rộng cho vay (Boudriga và cộng sự, 2010; Muhammed và cộng sự, 2023). Về quy mô ngân hàng, Barth và cộng sự (2012) và Maudos và Solís (2009) cho rằng quy mô ngân hàng có mối quan hệ cùng chiều với rủi ro tín dụng, khi các ngân hàng lớn dựa trên lợi thế “quá lớn để thất bại” có xu hướng chấp nhận rủi ro cao hơn trong hoạt động cho vay, đồng thời khối lượng và mức độ đa dạng của các khoản vay lớn làm gia tăng khó khăn trong quản lý và khiến rủi ro tín dụng nhạy cảm hơn

với các cú sốc kinh tế vĩ mô. Ngược lại, nhiều bằng chứng thực nghiệm cho thấy ngân hàng có quy mô lớn thường có rủi ro tín dụng thấp hơn nhờ khả năng đa dạng hóa danh mục cho vay, tiềm lực tài chính mạnh và khả năng đầu tư vào hệ thống, quy trình và nhân lực quản trị rủi ro hiệu quả hơn (Soltila & Vihriälä, 1994; Hu và cộng sự, 2004; Tehulu & Olana, 2014; Alzoubi & Obeidat, 2020). Tương tự, nhiều nghiên cứu cho thấy tỷ lệ cho vay trên tổng tiền gửi (LDR) cao thường làm gia tăng rủi ro tín dụng do mở rộng tín dụng nhanh dẫn tới thẩm định chưa đầy đủ, sàng lọc khách hàng kém chặt chẽ và tâm lý chủ quan trong quản lý rủi ro khi phụ thuộc vào nguồn vốn tiền gửi được bảo hiểm (Rahman và cộng sự, 2017; Kabir và cộng sự, 2022). Tuy nhiên, trong một số bối cảnh, LDR cao có thể thúc đẩy ngân hàng tối ưu hóa cơ cấu tài sản và điều chỉnh dự phòng nhằm tạo hình ảnh an toàn hơn trong mắt nhà đầu tư, qua đó làm giảm mức rủi ro được ghi nhận (Zoubi & Al-Khazali, 2007). Đối với tỷ lệ vốn chủ sở hữu, các nghiên cứu cũng cho thấy kết quả trái chiều, khi một mặt, tỷ lệ vốn chủ sở hữu cao có thể tạo “cảm giác an toàn” và khuyến khích ngân hàng chấp nhận rủi ro tài sản lớn hơn nhằm tối đa hóa lợi nhuận (Shrieves & Dahl, 1992; Ghosh, 2017); mặt khác, các ngân hàng thiếu vốn có xu hướng chấp nhận rủi ro cao hơn nhằm tìm kiếm lợi nhuận bù đắp cho sự yếu kém về vốn, từ đó làm gia tăng khả năng phát sinh nợ xấu (Sinkey & Greenawalt, 1991; Altunbas và cộng sự, 2007). Trong khi đó, phần lớn các nghiên cứu thống nhất rằng ngân hàng có hiệu quả hoạt động cao hơn, thể hiện qua ROA cao, đồng thời kiểm soát chi phí tốt hơn với tỷ lệ chi phí trên thu nhập (CIR) thấp, thường có rủi ro tín dụng thấp hơn nhờ năng lực quản trị, thẩm định và giám sát khoản vay hiệu quả hơn, qua đó hạn chế sự hình thành và tích tụ nợ xấu

(Berger & DeYoung, 1997; Ghosh, 2015; Louzis và cộng sự, 2012). Đối với chiến lược đa dạng hóa thu nhập, DeYoung và Roland (2001) cho rằng việc mở rộng sang các hoạt động phi tín dụng có thể làm gia tăng rủi ro tín dụng do thu nhập biến động mạnh hơn và nguồn lực bị phân tán, từ đó làm suy giảm hiệu quả thẩm định và giám sát tín dụng. Ngược lại, Le và cộng sự (2022) lập luận rằng đa dạng hóa thu nhập có thể giúp giảm rủi ro tín dụng nhờ hiệu ứng phân tán rủi ro theo lý thuyết danh mục đầu tư và khả năng khai thác thông tin từ các hoạt động phi tín dụng, qua đó nâng cao chất lượng sàng lọc và quản lý khách hàng. Đối với biến thanh khoản ngân hàng, một số nghiên cứu cho rằng thanh khoản cao có thể làm gia tăng rủi ro tín dụng khi lượng tài sản thanh khoản lớn khiến ngân hàng chủ quan và nới lỏng các tiêu chuẩn cho vay (Msomi, 2022). Ngược lại, các bằng chứng khác cho thấy thanh khoản cao, đặc biệt khi ngân hàng tuân thủ các chuẩn mực như NSFR và LCR theo Basel III, có thể giúp giảm rủi ro tín dụng nhờ duy trì dòng tiền ổn định, giảm biến động lợi nhuận và cải thiện chất lượng tín dụng, bao gồm cả các bằng chứng thực nghiệm tại Việt Nam (Mutarindwa và cộng sự, 2020; Tran và cộng sự, 2022).

Đối với các biến số kinh tế vĩ mô, các nghiên cứu tiền nhiệm chỉ ra rằng rủi ro tín dụng của các ngân hàng bị ảnh hưởng bởi tăng trưởng cung tiền M2, tăng trưởng kinh tế, lạm phát cũng như các cú sốc kinh tế. Cung tiền M2 tăng quá nhanh có thể làm gia tăng rủi ro tín dụng do nới lỏng tiền tệ thúc đẩy mở rộng tín dụng, làm suy giảm chất lượng cho vay, gia tăng lạm phát và khiến vốn bị phân bổ kém hiệu quả, từ đó làm tăng tỷ lệ nợ xấu (Yurdakul, 2014). Ngược lại, một số bằng chứng thực nghiệm lại chỉ ra rằng tăng trưởng M2 có thể giúp giảm rủi ro tín dụng thông qua kênh lãi suất

thấp hơn, thúc đẩy đầu tư, tiêu dùng và tăng thu nhập, qua đó cải thiện khả năng trả nợ của doanh nghiệp và hộ gia đình (Bucur & Dragomirescu, 2014; Poudel, 2013). Trong khi đó, hầu hết các nghiên cứu đều thống nhất rằng tăng trưởng kinh tế giúp giảm thiểu rủi ro tín dụng thông qua việc cải thiện thu nhập và dòng tiền của cá nhân và doanh nghiệp, qua đó nâng cao khả năng trả nợ, làm giảm tỷ lệ nợ xấu và rủi ro tín dụng của ngân hàng (Morina, 2020; Erdas & Ezanoglu, 2022; Anita và cộng sự, 2022). Đối với lạm phát, các bằng chứng thực nghiệm cho thấy tác động của lạm phát lên rủi ro tín dụng cũng không đồng nhất khi lạm phát cao có thể làm gia tăng rủi ro tín dụng do làm giảm thu nhập thực của người vay và gia tăng bất ổn kinh tế (Abid và cộng sự, 2014), nhưng cũng có thể giúp giảm rủi ro tín dụng thông qua việc làm giảm giá trị thực của các khoản nợ và tăng thu nhập danh nghĩa, gia tăng dòng tiền, và tạo điều kiện thuận lợi để người đi vay thực hiện nghĩa vụ tài chính (Fajar & Umanto, 2017; Kigamwa & Mutwiri, 2023). Đối với các cú sốc kinh tế, nhiều nghiên cứu cho thấy các cuộc khủng hoảng, đặc biệt là khủng hoảng tài chính toàn cầu 2007- 2008, đã khiến rủi ro tín dụng của các ngân hàng tăng mạnh do hệ thống tài chính suy yếu, thanh khoản cạn kiệt, khả năng tạo dòng tiền của doanh nghiệp suy giảm, qua đó dẫn đến sự gia tăng nợ xấu và rủi ro hệ thống, nhất là đối với các ngân hàng có cơ cấu vốn kém ổn định (Demirgüç-Kunt & Huizinga, 2010; Moudud-UI-Huq và cộng sự, 2020). Đối với đại dịch COVID-19, mặc dù chính phủ các quốc gia đã có các biện pháp hỗ trợ ngành ngân hàng nói riêng cũng như nền kinh tế nói chung như giãn nợ và cơ cấu lại khoản vay giúp rủi ro tín dụng giảm trong ngắn hạn, nhiều bằng chứng cho thấy sự suy giảm sâu của các ngành kinh tế chủ chốt đã làm gia tăng áp lực nợ xấu và rủi

ro tín dụng trong các giai đoạn hậu đại dịch (Turan và cộng sự, 2023).

Tổng kết lại, mặc dù đã có nhiều nghiên cứu xem xét các nhân tố tác động tới rủi ro tín dụng của ngân hàng, bao gồm cả các yếu tố đặc thù ngân hàng và các điều kiện kinh tế vĩ mô, các kết quả thực nghiệm vẫn cho thấy sự thiếu thống nhất về chiều hướng và mức độ tác động của các nhân tố này tới rủi ro tín dụng của các ngân hàng. Tác động của các nhân tố này không đồng nhất mà có thể thay đổi theo bối cảnh thể chế, chu kỳ kinh tế và mức độ rủi ro của ngân hàng.

3. Dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng bộ dữ liệu bảng không cân bằng gồm 185 ngân hàng thuộc 10 quốc gia khu vực Đông Nam Á (loại trừ Timor-Leste do hạn chế về dữ liệu) (Bảng A5), trong giai đoạn từ năm 2000 đến năm 2022, với tổng cộng 2.518 quan sát. Dữ liệu ở cấp độ ngân hàng được thu thập từ cơ sở dữ liệu S&P Capital IQ Pro, trong khi các biến kinh tế vĩ mô, bao gồm tăng trưởng cung tiền M2, tăng trưởng GDP và lạm phát, được lấy từ các nguồn dữ liệu uy tín như Ngân hàng Thế giới (World Bank) và Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IMF). Các phân tích định lượng được thực hiện bằng phần mềm Stata 16. Các biến nghiên cứu được trình bày trong Bảng 1.

3.2. Phương pháp nghiên cứu

Để đánh giá xem liệu có sự khác nhau về tác động của các nhân tố tới rủi ro tín dụng của các ngân hàng khu vực Đông Nam Á giữa các phân vị khác nhau của rủi ro tín dụng hay không, nghiên cứu sử dụng phương pháp hồi quy mô-men phân vị (method

Bảng 1. Các biến sử dụng trong mô hình thực nghiệm

Tên biến	Viết tắt	Đo lường	Nguồn tham khảo
Biến phụ thuộc			
Rủi ro tín dụng	NPL	$(\text{Nợ xấu})/(\text{Tổng dư nợ}) \times 100$	Accornero và cộng sự (2017); Ashikuzzaman (2022)
Biến độc lập			
Biến đặc điểm của ngân hàng (Bank characteristics)			
Tăng trưởng tín dụng	LG	$((\text{Cho vay năm } t)/(\text{Cho vay năm } t-1))-1$	Bashir (2003); Accornero và cộng sự (2017)
Quy mô ngân hàng	Size	$\text{Ln}(\text{Tổng tài sản})$	Bashir (2003); Cole và cộng sự (2004)
Tỷ lệ cho vay trên tiền gửi	LDR	$(\text{Tổng dư nợ cho vay})/(\text{Tổng tiền gửi}) \times 100$	Nugraha và cộng sự (2021)
Tỷ lệ VCSH trên tổng tài sản	Capital	$(\text{Vốn chủ sở hữu})/(\text{Tổng tài sản}) \times 100$	Gambacorta và Mistrulli (2004)
Hiệu quả hoạt động	ROA	$(\text{Lợi nhuận sau thuế})/(\text{Tổng tài sản}) \times 100$	Pham và Nguyen (2023)
Tỷ lệ chi phí trên thu nhập	CIR	$\text{CIR} = (\text{Chi phí hoạt động})/(\text{Thu nhập hoạt động}) \times 100$	Ivanović (2016)
Chiến lược đa dạng hóa thu nhập	IDIV	$1 - (\text{NII}/\text{NOP})^2 - (\text{NON}/\text{NOP})^2$ Trong đó: NII: Thu nhập lãi thuần NON: Thu nhập ngoài lãi NOP: Thu nhập hoạt động	Pham và Nguyen (2023)
Tính thanh khoản	Liquidity	$(\text{Tiền và tương đương tiền})/(\text{Tổng tài sản}) \times 100$	Cornett và Tehranian (2011)
Biến vĩ mô (Macroeconomics)			
Tăng trưởng cung tiền M2	M2Growth	$((\text{Cung tiền M2 năm } t)/(\text{Cung tiền M2 năm } t-1))-1$	IMF
Tăng trưởng kinh tế	GDP	Tăng trưởng GDP	World Bank
Lạm phát	Inflation	Lạm phát	IMF
Khủng hoảng tài chính toàn cầu	FC	Biến giả thể hiện giai đoạn khủng hoảng tài chính toàn cầu Nhận giá trị 1 giai đoạn 2007-2009; Nhận giá trị 0 các năm còn lại	
Khủng hoảng đại dịch COVID-19	COVID	Biến giả thể hiện giai đoạn đại dịch Covid-19 Nhận giá trị 1 giai đoạn 2020-2022; Nhận giá trị 0 các năm còn lại	

Nguồn: Tổng hợp của tác giả

of moments for quantile regression- MMQR) được đề xuất bởi Machado và Silva (2019). Khác với các phương pháp hồi quy truyền thống như OLS, FEM, REM thường sử dụng giá trị trung bình của mẫu với giả định rằng tồn tại mối quan hệ đồng nhất giữa biến độc lập và biến phụ thuộc,

phương pháp hồi quy mô-men phân vị cho phép khám phá tính không đồng nhất có điều kiện tiềm ẩn cũng như ước tính các tham số trên các phân bố có điều kiện khác nhau của biến phụ thuộc (Dao và cộng sự, 2024), từ đó có thể đưa ra các khuyến nghị chính sách hiệu quả và chính xác hơn. Bên

cạnh đó, phương pháp hồi quy phân vị không bị phụ thuộc vào các giả định liên quan đến việc phân phối của các biến, cũng như cho phép phân tích tác động của các giá trị ngoại lai do phương pháp này ước tính dựa vào giá trị trung vị thay vì là giá trị trung bình (Koenker, 2005). Cuối cùng, phương pháp hồi quy mô-men phân vị còn cho phép ước tính dữ liệu bảng với các hiệu ứng riêng lẻ, kết hợp phương pháp mô-men và sử dụng các biến độ trễ của các biến độc lập để giải quyết các vấn đề nội sinh và ảnh hưởng của các yếu tố không được quan sát. Tham khảo nghiên cứu của Machado và Silva (2019), Dao và cộng sự (2024), Payne và cộng sự (2023), phương trình ước lượng mô hình hồi quy mô-men phân vị của nghiên cứu có dạng:

$$Q_{y_{it}}(\tau|x_{it}) = \alpha_i(\tau) + x'_{it}\beta(\tau)$$

Trong đó $Q_{y_{it}}(\tau|x_{it})$ biểu thị hàm hồi quy phân vị có điều kiện thứ τ (với $\tau \in (0;1)$) của biến rủi ro tín dụng y_{it} của ngân hàng i tại thời điểm t , với các biến giải thích x_{it} . $\beta(\tau)$

phản ánh tác động cận biên của các biến giải thích tại phân vị thứ τ , cho phép đánh giá mức độ và chiều hướng tác động của các nhân tố tại các phân vị khác nhau của biến phụ thuộc. $\alpha_i(\tau)$ đại diện cho hiệu ứng cố định theo cấp độ ngân hàng (bank-level fixed effect) tại từng phân vị, nhằm kiểm soát các đặc điểm đặc trưng, không quan sát được nhưng không thay đổi theo thời gian của từng ngân hàng (như văn hóa quản trị, khẩu vị rủi ro, năng lực điều hành...) và có thể ảnh hưởng một cách có hệ thống đến rủi ro tín dụng của từng ngân hàng.

Bên cạnh đó, Machado và Silva (2019), Payne và cộng sự (2023) và Dao và cộng sự (2024), để thực hiện phương pháp hồi quy phân vị, cần phải thực hiện các kiểm định bao gồm: (i) Kiểm định sự phụ thuộc chéo giữa các đối tượng (Cross-sectional dependence test) để xác định mức độ phụ thuộc giữa các ngân hàng trong mẫu, do các cú sốc kinh tế hoặc chính sách có thể tác động đồng thời đến nhiều đối tượng; (ii)

Bảng 2. Kết quả thống kê mô tả các biến trong nghiên cứu

Biến số	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
NPL	2518	3,58	4,53	0,01	56,05
LG	2518	15,99	67,47	-70,92	2919,88
Size	2518	8,64	1,78	3,32	13,23
LDR	2518	89,85	70,53	2,04	2932,87
Capital	2518	12,21	6,50	-27,49	87,59
ROA	2518	0,95	3,24	-148,07	8,90
CIR	2518	55,45	21,62	-7,65	378,80
IDIV	2518	0,31	0,19	-4,18	0,50
Liquidity	2518	17,97	10,48	0,85	82,44
M2Growth	2518	10,73	6,31	-2,05	39,41
GDP	2518	4,58	3,12	-12,02	14,52
Inflation	2518	3,51	3,04	-1,26	24,10
FC	2518	0,07	0,26	0	1
COVID	2518	0,22	0,41	0	1

Nguồn: Tổng hợp của tác giả

Bảng 3. Ma trận tương quan

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
(1) LG	1,00												
(2) Size	-0,16	1,00											
(3) LDR	0,09	-0,09	1,00										
(4) Capital	0,07	-0,43	0,15	1,00									
(5) ROA	0,13	0,07	0,05	0,16	1,00								
(6) CIR	-0,02	-0,39	-0,06	0,10	-0,23	1,00							
(7) IDIV	-0,06	0,31	-0,11	-0,15	0,04	-0,11	1,00						
(8) Liquidity	0,12	-0,32	-0,16	0,16	0,03	0,03	0,04	1,00					
(9) M2Growth	0,27	-0,34	0,00	0,09	0,03	0,07	-0,05	0,33	1,00				
(10) GDP	0,18	-0,13	0,01	-0,01	0,03	0,01	-0,04	0,12	0,23	1,00			
(11) Inflation	0,09	-0,21	-0,02	-0,01	-0,01	0,04	-0,08	0,14	0,32	0,28	1,00		
(12) FC	0,07	0,05	-0,05	-0,13	-0,05	-0,04	0,10	0,00	0,09	-0,08	0,23	1,00	
(13) COVID	-0,17	0,08	0,01	0,10	-0,02	0,00	-0,03	-0,09	-0,13	-0,45	-0,13	-0,15	1,00

Nguồn: Tính toán của tác giả

Kiểm định tính phân phối chuẩn của dữ liệu (Normality distribution test) nhằm đánh giá đặc điểm phân phối của các biến, qua đó cho thấy sự cần thiết của việc sử dụng hồi quy phân vị thay vì các phương pháp ước lượng dựa trên giả định phân phối chuẩn; (iii) Kiểm định tính dừng (Unit root test) được thực hiện để đảm bảo các chuỗi dữ liệu không chứa xu hướng ngẫu nhiên dài hạn gây sai lệch kết quả ước lượng; và (iv) Kiểm định hiện tượng đồng liên kết (Cointegration test) được sử dụng để xác định sự tồn tại của mối quan hệ cân bằng dài hạn giữa các biến, từ đó củng cố cơ sở cho việc ước lượng và diễn giải các mối quan hệ kinh tế trong mô hình hồi quy phân vị.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Kết quả thống kê mô tả

Bảng 2 trình bày kết quả thống kê mô tả của các biến trong nghiên cứu. Theo đó, trong giai đoạn từ 2000- 2022, tỷ lệ nợ xấu của các ngân hàng khu vực Đông Nam Á dao động trong khoảng từ 0,01% tới 56,05% với giá trị trung bình là 3,58% và độ lệch chuẩn đạt 4,53% phản ánh sự khác biệt đáng kể về mức độ rủi ro tín dụng giữa các ngân hàng trong khu vực cũng như tính phân tán cao của rủi ro tín dụng trong bối cảnh các điều kiện kinh tế và đặc điểm ngân hàng không đồng nhất. Vì vậy, bài viết đã tiến hành xử lý các giá trị ngoại lai (winsorize) của các biến số ở mức 1% và 99% để hạn chế các

tác động nhiều.

Bảng 3 cho thấy hệ số tương quan của các biến độc lập đều thấp hơn 80%, không xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến, nên các biến độc lập đều có hệ số tương quan thấp và phù hợp với hồi quy (Hair và cộng sự, 2006).

4.2. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

Trước hết, nhóm tác giả đã tiến hành các kiểm định nhằm đánh giá đặc điểm của dữ liệu, cụ thể: kiểm định sự phụ thuộc chéo (CD test) có kết quả trị số $p < 0,05$ (5%) cho thấy tồn tại sự phụ thuộc chéo giữa các ngân hàng trong mẫu nghiên cứu; các kiểm định như Shapiro-Wilk, Skewness/Kurtosis và Jarque-Bera đều cho trị số $p < 0,05$ thể hiện phần dư của các biến không phân phối chuẩn; kiểm định tính dừng (unit root test) cũng cho thấy tất cả các biến đều dừng ở cả bậc gốc và sai phân bậc I; kiểm định đồng liên kết bằng phương pháp của Kao (1999) có trị số $p < 0,05$, hàm ý tồn tại mối quan hệ trong dài hạn giữa các biến số trong nghiên cứu (hiện tượng đồng liên kết). Do đó, việc sử dụng phương pháp hồi quy phân vị là phù hợp để khắc phục các vấn đề trên và đảm bảo độ tin cậy của kết quả nghiên cứu. Bảng 4 trình bày tác động của các nhân tố tới tăng trưởng tín dụng của các ngân hàng khu vực Đông Nam Á trong mẫu nghiên cứu tại các phân vị lần lượt thứ 10; 30; 50; 70; 90 của biến rủi ro tín dụng (NPL).

Đối với biến tăng trưởng tín dụng (LG), kết quả nghiên cứu tại Bảng 4 cho thấy tăng trưởng tín dụng giúp giảm thiểu rủi ro tín dụng của các ngân hàng khu vực Đông Nam Á trong mẫu nghiên cứu và tác động này mạnh hơn đối với các ngân hàng có rủi ro tín dụng cao hơn (phân vị NPL cao hơn). Theo đó, khi tín dụng tăng trưởng, quy mô danh mục cho vay mở rộng, dẫn đến việc tổng dư nợ (tức mẫu số trong tỷ lệ NPL) tăng lên nhanh hơn so với tốc độ gia tăng nợ xấu (do

nợ xấu cần có thời gian để hình thành), qua đó giúp tỷ lệ nợ xấu trên tổng dư nợ được pha loãng, nhất là đối với các ngân hàng có rủi ro tín dụng cao. Bên cạnh đó, tăng trưởng tín dụng giúp ngân hàng gia tăng doanh thu từ lãi và phí, tạo điều kiện mở rộng biên lợi nhuận để trích lập dự phòng, nâng cao khả năng xử lý nợ quá hạn và hạn chế tác động tiêu cực của nợ xấu lên bảng cân đối kế toán. Đối với biến quy mô ngân hàng (Size), kết quả nghiên cứu từ mô hình hồi quy phân vị cho thấy tại khu vực Đông Nam Á, tác động của quy mô ngân hàng tới rủi ro tín dụng là không đồng nhất theo phân phối của rủi ro tín dụng. Cụ thể, tại các phân vị NPL thấp, hệ số hồi quy của biến quy mô ngân hàng mang dấu dương, ngụ ý khi tỷ lệ nợ xấu đang ở mức thấp, việc gia tăng quy mô ngân hàng có xu hướng đi kèm với mức độ rủi ro tín dụng cao hơn. Kết quả này phản ánh rằng trong điều kiện rủi ro tín dụng còn thấp, mở rộng quy mô có thể khiến ngân hàng mở rộng danh mục cho vay sang các phân khúc hoặc lĩnh vực có mức độ rủi ro cao hơn, làm gia tăng khả năng phát sinh nợ xấu. Ngược lại, tại các phân vị NPL cao, hệ số hồi quy của biến quy mô ngân hàng mang dấu âm, cho thấy khi rủi ro tín dụng đã ở mức cao, gia tăng quy mô ngân hàng có xu hướng góp phần làm giảm tỷ lệ nợ xấu thông qua việc giúp ngân hàng cải thiện khả năng đa dạng hóa danh mục cho vay, nâng cao năng lực quản trị rủi ro và tăng khả năng tiếp cận các nguồn vốn, từ đó hỗ trợ quá trình xử lý và kiểm soát nợ xấu hiệu quả hơn.

Kết quả nghiên cứu tại Bảng 4 cũng cho thấy tỷ lệ cho vay trên tiền gửi (LDR) và tính thanh khoản (Liquidity) có tác động ngược chiều tới rủi ro tín dụng của các ngân hàng khu vực Đông Nam Á trong mẫu nghiên cứu, đặc biệt tại các ngân hàng có phân vị NPL thấp, ngụ ý rằng việc gia tăng LDR và tính thanh khoản sẽ giúp các ngân hàng này

Bảng 4. Kết quả hồi quy phân vị đánh giá các nhân tố tác động tới rủi ro tín dụng của các ngân hàng khu vực Đông Nam Á

	Mẫu tổng thể	Q10th NPL	Q30th NPL	Q50th NPL	Q70th NPL	Q90th NPL
LG	-0.0200*** (0.004)	-0,0111*** (0,0020)	-0,0154*** (0,0016)	-0,0189*** (0,0023)	-0,0243*** (0,0041)	-0,0423*** (0,0107)
Size	-0.2728*** (0.083)	0,1960*** (0,0380)	-0,0229 (0,0317)	-0,1993*** (0,0485)	-0,4738*** (0,0898)	-1,3830*** (0,2473)
LDR	-0.0015 (0.004)	-0,0044** (0,0019)	-0,0037** (0,0015)	-0,0031 (0,0023)	-0,0022 (0,0043)	0,0008 (0,0113)
Capital	-0.0797*** (0.019)	0,0312*** (0,0098)	-0,0091 (0,0084)	-0,0416*** (0,0119)	-0,0921*** (0,0209)	-0,2595*** (0,0568)
ROA	-0.8728*** (0.175)	-0,2267*** (0,0833)	-0,4215*** (0,0727)	-0,5785*** (0,1080)	-0,8229*** (0,1892)	-1,6321*** (0,4903)
CIR	-0.0031 (0.010)	0,0190*** (0,0044)	0,0125*** (0,0033)	0,0073 (0,0053)	-0,0009 (0,0100)	-0,0279 (0,0268)
IDIV	2.1916*** (0.660)	-0,0235 (0,3850)	1,6194*** (0,3252)	2,9441*** (0,4536)	5,0053*** (0,7931)	11,8309*** (2,1234)
Liquidity	-0.0005 (0.011)	-0,0164*** (0,0057)	-0,0110** (0,0051)	-0,0067 (0,0067)	0,0001 (0,0109)	0,0224 (0,0270)
M2Growth	-0.0205 (0.015)	0,0190** (0,0081)	-0,0034 (0,0069)	-0,0214** (0,0093)	-0,0495*** (0,0157)	-0,1423*** (0,0408)
GDP	-0.0115 (0.034)	-0,0548*** (0,0166)	-0,0671*** (0,0152)	-0,0770*** (0,0218)	-0,0925** (0,0368)	-0,1436 (0,0928)
Inflation	0.0524* (0.029)	0,0216 (0,0166)	0,0190 (0,0151)	0,0168 (0,0206)	0,0135 (0,0337)	0,0025 (0,0843)
FC	1.0778*** (0.338)	0,5122*** (0,1854)	0,6542*** (0,1589)	0,7686*** (0,2296)	0,9467** (0,3968)	1,5365 (1,0198)
COVID	-0.0390 (0.202)	-0,2146** (0,1085)	-0,2370** (0,0936)	-0,2550* (0,1307)	-0,2831 (0,2216)	-0,3760 (0,5668)
Constant	7.6321*** (1.305)	-1,2556** (0,5910)	2,3328*** (0,4914)	5,2261*** (0,7760)	9,7282*** (1,4485)	24,6369*** (3,9760)

*Ghi chú: Kết quả hồi quy mẫu tổng thể sử dụng phương pháp hồi quy hiệu ứng cố định (fixed effect regression) với hiệu ứng cố định theo quốc gia, kết hợp phân cụm hai chiều (two-way cluster) ở cấp độ ngân hàng và cấp độ thời gian (năm) để giảm thiểu các sai lệch do hiện tượng phương sai sai số thay đổi và tự tương quan. Các giá trị ngoại lai (outliers) đã được xử lý (winsorize) ở mức 1% và 99%. Độ lệch chuẩn hiệu chỉnh được trình bày trong ngoặc đơn, *, **, *** tương ứng với các mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.*

Nguồn: Tính toán của tác giả

giảm thiểu rủi ro tín dụng hiệu quả hơn so với các ngân hàng có rủi ro tín dụng cao. Theo đó, đối với các ngân hàng có rủi ro tín dụng thấp, danh mục cho vay thường được xây dựng dựa trên nền tảng quản trị rủi ro chặt chẽ, các quy trình thẩm định nghiêm ngặt và cơ sở khách hàng ổn định.

Kết quả nghiên cứu cũng chỉ ra rằng tỷ lệ vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản (Capital) và hiệu quả hoạt động của ngân hàng (ROA) có tác động tiêu cực với rủi ro tín dụng và tác động này trở nên mạnh hơn với các ngân hàng có phân vị NPL cao hơn, ngụ ý rằng việc nâng cao tỷ lệ vốn chủ sở hữu và cải thiện hiệu quả hoạt động giúp các ngân hàng giảm thiểu rủi ro tín dụng, đặc biệt là tại các ngân hàng có rủi ro tín dụng cao. Theo đó, tại các ngân hàng có rủi ro tín dụng cao, ROA tăng lên thể hiện sự cải thiện trong khả năng sinh lời từ các tài sản hiện có, điều này đặc biệt quan trọng khi ngân hàng đang phải đối mặt với áp lực xử lý nợ xấu lớn. Lợi nhuận gia tăng giúp các ngân hàng này có thêm nguồn lực để trích lập dự phòng rủi ro tín dụng, qua đó giảm tác động tiêu cực của các khoản vay không hiệu quả đến bảng cân đối kế toán. Đồng thời, với dòng tiền cải thiện, ngân hàng có thể tái cơ cấu các khoản vay, hỗ trợ khách hàng gặp khó khăn hoặc thu hồi nợ xấu một cách chủ động hơn, từ đó từng bước giảm thiểu rủi ro tín dụng.

Đối với chiến lược đa dạng hóa thu nhập (IDIV), kết quả hồi quy phân vị cho thấy chiến lược đa dạng hóa thu nhập làm tăng rủi ro tín dụng của các ngân hàng tại khu vực Đông Nam Á và tác động này trở nên mạnh hơn đối với các ngân hàng có rủi ro tín dụng cao hơn.

Đối với các biến vĩ mô, kết quả nghiên cứu tại Bảng 4 cho thấy tăng trưởng cung tiền M2 (M2 Growth) và tăng trưởng kinh tế (GDP) có tác động ngược chiều tới rủi ro tín dụng của các ngân hàng khu vực Đông

Nam Á trong mẫu nghiên cứu và hiệu ứng này mạnh hơn tại các ngân hàng có rủi ro tín dụng cao hơn (phân vị NPL cao hơn). Theo đó, tăng trưởng cung tiền M2 giúp giảm rủi ro tín dụng hiệu quả hơn tại các ngân hàng ở khu vực Đông Nam Á có rủi ro tín dụng cao hơn vì những ngân hàng này thường phục vụ nhóm khách hàng nhạy cảm với điều kiện kinh tế và lãi suất. Khi cung tiền M2 tăng, thanh khoản trong hệ thống ngân hàng được cải thiện, lãi suất giảm, và chi phí vốn vay thấp hơn, giúp khách hàng của các ngân hàng này dễ dàng tiếp cận vốn hơn hoặc tái cơ cấu các khoản nợ hiện tại, qua đó cải thiện khả năng trả nợ và giảm tỷ lệ nợ xấu. Hơn nữa, các ngân hàng có rủi ro tín dụng cao thường đối mặt với áp lực thanh khoản lớn hơn, và tăng trưởng cung tiền M2 góp phần làm dịu áp lực này, giúp ngân hàng duy trì hoạt động ổn định hơn. Ngược lại, các ngân hàng có rủi ro tín dụng thấp thường có khách hàng và danh mục tín dụng chất lượng cao hơn, ít nhạy cảm với biến động cung tiền và lãi suất. Do đó, lợi ích từ tăng trưởng cung tiền M2 đối với các ngân hàng này thường không rõ rệt. Tương tự với biến tăng trưởng kinh tế (GDP), khi tăng trưởng kinh tế tốt, hoạt động kinh tế được mở rộng, doanh nghiệp và cá nhân có nhiều cơ hội hơn để tăng thu nhập và cải thiện dòng tiền, nâng cao khả năng trả nợ, từ đó trực tiếp làm giảm rủi ro tín dụng.

Đối với các biến khủng hoảng, kết quả nghiên cứu cho thấy cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu (FC) làm gia tăng rủi ro tín dụng của các ngân hàng Đông Nam Á trong mẫu nghiên cứu và tác động này trở nên mạnh hơn đối với các ngân hàng có rủi ro tín dụng cao hơn. Ngược lại, trong đại dịch COVID-19, các ngân hàng có rủi ro tín dụng càng cao thì có xu hướng kiểm soát rủi ro tín dụng tốt hơn. Theo đó, trong khủng hoảng tài chính toàn cầu, dòng vốn đầu tư nước ngoài giảm mạnh, xuất khẩu

sụt giảm, và nhu cầu tiêu dùng nội địa suy yếu đã khiến các doanh nghiệp vừa và nhỏ (SMEs) gặp khó khăn trong việc duy trì hoạt động và trả nợ, làm gia tăng tỷ lệ nợ xấu, đẩy các ngân hàng có rủi ro tín dụng cao vào tình trạng rủi ro tín dụng nghiêm trọng hơn.

Trong khi đó, các biện pháp hỗ trợ tài chính và chính sách tiền tệ kịp thời từ các chính phủ và các ngân hàng trung ương nhằm ứng phó với những tác động tiêu cực của cuộc khủng hoảng đại dịch COVID-19, không chỉ giúp hỗ trợ doanh nghiệp và nền kinh tế, mà còn giảm thiểu rủi ro tín dụng cho các ngân hàng, đặc biệt là đối với các ngân hàng có rủi ro tín dụng cao. Theo đó, các ngân hàng có rủi ro tín dụng cao thường phục vụ nhóm khách hàng dễ bị tổn thương về tài chính, như các doanh nghiệp vừa và nhỏ (SMEs) hoặc cá nhân có khả năng thanh khoản thấp. Trong bối cảnh đại dịch, các biện pháp như giãn, hoãn trả nợ, miễn giảm lãi suất và hỗ trợ thanh khoản đã giúp những khách hàng này duy trì khả năng trả nợ và giảm nguy cơ vỡ nợ, từ đó giúp các ngân hàng có rủi ro tín dụng cao cải thiện chất lượng tín dụng. Ngoài ra, các gói kích thích kinh tế, như hỗ trợ doanh nghiệp duy trì hoạt động hoặc trợ cấp trực tiếp cho người lao động, đã tạo điều kiện cho dòng tiền lưu thông tốt hơn trong nền kinh tế. Cụ thể, tại Việt Nam, các chính sách như Thông tư 01/2020/TT-NHNN và Thông tư 14/2021/TT-NHNN đã cho phép các ngân hàng cơ cấu lại thời hạn trả nợ và giữ nguyên nhóm nợ, vừa hỗ trợ các doanh nghiệp, vừa giúp giảm áp lực nợ xấu. Tại Singapore, chính phủ nước này đã triển khai Chương trình Tài trợ Doanh nghiệp- Khoản vay Vốn lưu động cho SMEs (Enterprise Financing Scheme- SME Working Capital Loan), với hạn mức cho vay lên đến 500.000 đô la Singapore cho mỗi doanh nghiệp, nhằm hỗ trợ vốn lưu động và giúp các doanh nghiệp duy trì khả năng trả nợ trong giai

đoạn đại dịch (Enterprise Singapore, 2024). Tương tự, tại Thái Lan, trong giai đoạn 2020- 2021, chính phủ và Ngân hàng Trung ương Thái Lan đã triển khai các biện pháp hỗ trợ tài chính cho doanh nghiệp và hộ kinh doanh chịu ảnh hưởng của đại dịch thông qua chương trình cho vay ưu đãi (soft loans) và các gói kích thích tài khóa, trong đó một phần lớn dành cho các khoản vay lãi suất thấp và gia hạn nghĩa vụ trả nợ nhằm giảm bớt khó khăn thanh khoản và hạn chế phá sản doanh nghiệp (gói hỗ trợ trị giá khoảng 350 tỷ baht bao gồm 250 tỷ baht cho vay ưu đãi dành cho SMEs và 100 tỷ baht hỗ trợ trả nợ) (Lee, 2021). Trong khi đó, tại Malaysia, nhiều gói kích thích kinh tế quy mô lớn với tổng giá trị ước tính khoảng 530 tỷ ringgit đã được triển khai, bao gồm các khoản hỗ trợ trực tiếp và chương trình cho vay ưu đãi cho doanh nghiệp và SMEs nhằm duy trì dòng tiền và giảm rủi ro vỡ nợ (Malaysia Ministry of Finance, 2021). Nhìn chung, các biện pháp hỗ trợ này đã góp phần duy trì khả năng thanh toán của khu vực doanh nghiệp và hộ gia đình, từ đó hạn chế sự gia tăng rủi ro tín dụng của hệ thống ngân hàng trong giai đoạn COVID-19.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Bài viết nghiên cứu các nhân tố tác động tới rủi ro tín dụng của các ngân hàng khu vực Đông Nam Á dựa trên bộ dữ liệu bảng không cân bằng gồm 185 ngân hàng trong giai đoạn 2000- 2022, kết hợp với phương pháp hồi quy quy mô-men phân vị (MM-QR). Kết quả thực nghiệm cho thấy tác động của các nhân tố tới rủi ro tín dụng không đồng nhất giữa các ngân hàng, và sự khác biệt này trở nên rõ rệt hơn khi xét theo các phân vị khác nhau của tỷ lệ nợ xấu. Ở cấp độ ngân hàng, tăng trưởng tín dụng, quy mô ngân hàng, tỷ lệ cho vay trên tiền gửi, tỷ lệ vốn chủ sở hữu, hiệu quả hoạt động và

thanh khoản nhìn chung góp phần làm giảm rủi ro tín dụng, đặc biệt tại các ngân hàng có mức nợ xấu cao. Ngược lại, chiến lược đa dạng hóa thu nhập có xu hướng làm gia tăng rủi ro tín dụng, và tác động này mạnh hơn đối với các ngân hàng có chất lượng tài sản thấp. Ở góc độ vĩ mô, tăng trưởng cung tiền M2 và tăng trưởng kinh tế giúp giảm rủi ro tín dụng, trong khi các cú sốc khủng hoảng, đặc biệt là khủng hoảng tài chính toàn cầu 2007- 2009, làm rủi ro tín dụng gia tăng đáng kể. Đối với đại dịch COVID-19, kết quả cho thấy các biện pháp hỗ trợ kịp thời đã giúp hạn chế sự gia tăng rủi ro tín dụng, nhất là tại các ngân hàng có mức nợ xấu cao. Nhìn chung, các phát hiện này nhấn mạnh tầm quan trọng của việc xem xét các nhân tố tác động tới rủi ro tín dụng theo từng mức độ rủi ro tín dụng thay vì chỉ dựa trên giá trị trung bình.

Từ các kết quả nghiên cứu trên, bài viết đề xuất một số hàm ý chính sách nhằm kiểm soát rủi ro tín dụng tại các ngân hàng thương mại (NHTM) Việt Nam. Thứ nhất, các NHTM cần hướng tới tăng trưởng tín dụng có chọn lọc, gắn chặt với kiểm soát chất lượng tín dụng, đặc biệt tại các ngân hàng có mức rủi ro tín dụng cao, nhằm tránh khuynh hướng mở rộng tín dụng quá mức vào các lĩnh vực rủi ro. Thứ hai, các NHTM cần ưu tiên củng cố nền tảng tài chính và hiệu quả hoạt động, thông qua nâng cao vốn chủ sở hữu, cải thiện khả năng sinh lời và kiểm soát chi phí, bởi đây là các yếu tố quan trọng trong việc giảm thiểu rủi ro tín dụng tại các phân vị nợ xấu cao. Thứ ba, kết quả nghiên cứu cho thấy chiến lược đa dạng hóa thu nhập không phải lúc nào cũng giúp giảm rủi ro, do đó các ngân hàng cần thận trọng khi mở rộng sang các hoạt động phi tín dụng, bảo đảm rằng việc đa dạng hóa đi kèm với năng lực quản trị rủi ro phù hợp và không làm suy giảm chất lượng tín dụng, khiến nợ xấu gia tăng. Thứ tư, ở góc độ vĩ mô,

Ngân hàng Nhà nước Việt Nam cần tiếp tục điều hành chính sách tiền tệ chủ động, linh hoạt, kịp thời, hiệu quả, duy trì tốc độ tăng trưởng cung tiền M2 ở mức hợp lý, phối hợp đồng bộ, hài hòa, chặt chẽ với chính sách tài khóa và các chính sách khác góp phần ưu tiên thúc đẩy mạnh mẽ tăng trưởng kinh tế gắn với giữ vững ổn định kinh tế vĩ mô, kiểm soát lạm phát, bảo đảm các cân đối lớn của nền kinh tế, qua đó cải thiện khả năng trả nợ của khu vực doanh nghiệp và hộ gia đình. Cuối cùng, kinh nghiệm từ các cú sốc khủng hoảng cho thấy việc can thiệp chính sách kịp thời và có mục tiêu, đặc biệt đối với các ngân hàng có mức rủi ro tín dụng cao, đóng vai trò then chốt trong việc hạn chế lan truyền rủi ro và duy trì ổn định hệ thống ngân hàng trong dài hạn.

Mặc dù đạt được một số kết quả thực nghiệm đáng chú ý, nghiên cứu này vẫn tồn tại một số hạn chế nhất định. Thứ nhất, các phân tích và thảo luận chủ yếu dựa trên kết quả ước lượng từ mô hình hồi quy phân vị trên mẫu tổng thể, do đó chưa xem xét sâu sự khác biệt trong tác động của các nhân tố giữa các nhóm quốc gia có mức độ phát triển kinh tế khác nhau, cũng như giữa các giai đoạn khủng hoảng (đặc biệt là giai đoạn COVID-19) và ngoài khủng hoảng. Thứ hai, mô hình hiện tại chưa bao gồm các biến phản ánh mức độ phát triển của thị trường tài chính, chẳng hạn như quy mô thị trường chứng khoán hoặc tỷ lệ tín dụng trên GDP. Thứ ba, dữ liệu nghiên cứu hiện tại mới được thu thập đến năm 2022 và một số ngân hàng tại các quốc gia trong khu vực chưa được đưa vào mẫu do cơ sở dữ liệu S&P Capital IQ Pro chưa cập nhật đầy đủ. Vì vậy, trong các nghiên cứu tiếp theo, nhóm tác giả sẽ mở rộng các phân tích bằng cách chia mẫu theo nhóm quốc gia (ví dụ theo mức thu nhập hoặc tốc độ tăng trưởng GDP), theo các giai đoạn khủng hoảng và ngoài khủng hoảng, bổ sung các biến phản ánh sự phát

triển của thị trường tài chính từ các nguồn dữ liệu như World Bank WDI, cũng như mở rộng khoảng thời gian nghiên cứu và tiếp tục thu thập dữ liệu nhằm gia tăng độ bao phủ ngân hàng khi dữ liệu được cập nhật đầy đủ

hơn để giúp làm rõ hơn các cơ chế tác động và cung cấp thêm bằng chứng thực nghiệm cho việc xây dựng hàm ý chính sách phù hợp hơn cho từng nhóm quốc gia.■

Tài liệu tham khảo

- Abid, L., Ouertani, M. N., & Zouari-Ghorbel, S. (2014). Macroeconomic and bank-specific determinants of household's non-performing loans in Tunisia: A dynamic panel data. *Procedia Economics and Finance*, 13, 58-68. [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(14\)00430-4](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(14)00430-4)
- Accornero, M., Alessandri, P., Carpinelli, L., & Sorrentino, A. M. (2017). Non-performing loans and the supply of bank credit: evidence from Italy. *Bank of Italy Occasional Paper*, 374. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2954995>
- Altunbas, Y., Carbo, S., Gardener, E. P., & Molyneux, P. (2007). Examining the relationships between capital, risk and efficiency in European banking. *European financial management*, 13(1), 49-70. <https://doi.org/10.1111/j.1468-036X.2006.00285.x>
- Alzoubi, T., & Obeidat, M. (2020). How size influences the credit risk in Islamic banks. *Cogent business & management*, 7(1), 1811596. <https://doi.org/10.1080/23311975.2020.1811596>
- Andriani, V., & Wiryono, S. K. (2015). Bank-specific determinants of credit risk: empirical evidence from Indonesian banking industry. *International Journal of Technical Research and Applications*, 21, 1-4.
- Anita, S. S., Tasnova, N., & Nawar, N. (2022). Are non-performing loans sensitive to macroeconomic determinants? an empirical evidence from banking sector of SAARC countries. *Future Business Journal*, 8(1), 7. <https://doi.org/10.1186/s43093-022-00117-9>
- 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. <https://doi.org/10.1108/AJEB-03-2022-0030>
- Barth, J. R., Prabha, A., & Swagel, P. (2012). Just how big is the too-big-to-fail problem?. *Journal of Banking Regulation*, 13(4), 265-299. <https://doi.org/10.1057/jbr.2012.13>
- Bashir, A. H. M. (2003). Determinants of profitability in Islamic banks: Some evidence from the Middle East. *Islamic economic studies*, 11(1), 31-57. <http://iesjournal.org/english/Docs/103.pdf>
- Berger, A. N., & DeYoung, R. (1997). Problem loans and cost efficiency in commercial banks. *Journal of banking & finance*, 21(6), 849-870. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(97\)00003-4](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(97)00003-4)
- Boudriga, A., Taktak, N. B., & Jellouli, S. (2010). Bank specific, business and institutional environment determinants of banks nonperforming loans: evidence from MENA countries. In *Economic research forum, working paper*, 547, 1-28. <https://erf.org.eg/app/uploads/2014/08/547.pdf>
- Bucur, I. A., & Dragomirescu, S. E. (2014). The influence of macroeconomic conditions on credit risk: Case of Romanian banking system. *Studies and Scientific Researches. Economics Edition*, 19, 84-95. <https://sceco.ub.ro/index.php/SCECO/article/view/250>
- Canay, I. A. (2011). A simple approach to quantile regression for panel data. *The econometrics journal*, 14(3), 368-386. <https://doi.org/10.1111/j.1368-423X.2011.00349.x>
- Casu, B., Girardone, C. and Molyneux, P. (2006). Introduction to banking. *Pearson Education Limited*, London.
- Cetorelli, N., & Goldberg, L. S. (2012). Banking Globalization and Monetary Transmission. *The Journal of Finance*, 67(5), 1811-43. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2012.01773.x>
- Cole, R. A., Goldberg, L. G., & White, L. J. (2004). Cookie cutter vs. character: The micro structure of small business lending by large and small banks. *Journal of financial and quantitative analysis*, 39(2), 227-251. <https://doi.org/10.1017/S0022109000003057>
- Cornett, M. M., McNutt, J. J., Strahan, P. E., & Tehranian, H. (2011). Liquidity risk management and credit supply in the financial crisis. *Journal of financial economics*, 101(2), 297-312. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2011.03.001>
- Dao, N. B., Chu, L. K., Shahbaz, M., & Tran, T. H. (2024). Natural resources-environmental technology-ecological footprint nexus: Does natural resources rents diversification make a difference?. *Journal of Environmental Management*, 359, 121036. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2024.121036>
- Demirgüç-Kunt, A., & Huizinga, H. (2010). Bank activity and funding strategies: The impact on risk and returns. *Journal of Financial Economics*, 98(3), 626-650. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2010.06.004>
- DeYoung, R., & Roland, K. P. (2001). Product mix and earnings volatility at commercial banks: Evidence from a degree of total leverage model. *Journal of financial Intermediation*, 10(1), 54-84. <https://doi.org/10.1006/jfin.2000.0305>
- Enterprise Singapore. (2024). *Enterprise Financing Scheme – SME Working Capital Loan*. Retrieved from <https://www.enterprisesg.gov.sg/financial-support/enterprise-financing-scheme---sme-working-capital>

- Erdas, M. L., & Ezanoglu, Z. (2022). How do bank-specific factors impact non-performing loans: Evidence from G20 countries. *Journal of Central Banking Theory and Practice*, 11(2), 97-122. <https://doi.org/10.2478/jcbtp-2022-0015>
- Fajar, H., & Umanto, U. (2017). The impact of macroeconomic and bank-specific factors toward non-performing loan: evidence from Indonesian public banks. *Banks & bank systems*, 12(1), 67-74. [https://doi.org/10.21511/bbs.12\(1\).2017.08](https://doi.org/10.21511/bbs.12(1).2017.08)
- Gambacorta, L., & Mistrulli, P. E. (2004). Does bank capital affect lending behavior?. *Journal of Financial Intermediation*, 13(4), 436-457. <https://doi.org/10.1016/j.jfi.2004.06.001>
- Ghosh, A. (2015). Banking-industry specific and regional economic determinants of non-performing loans: Evidence from US states. *Journal of financial stability*, 20, 93-104. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2015.08.004>
- Ghosh, A. (2017). Sector-specific analysis of non-performing loans in the US banking system and their macroeconomic impact. *Journal of Economics and Business*, 93, 29-45. <https://doi.org/10.1016/j.jeconbus.2017.06.002>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. J. (2006). *Multivariate data analysis* (6th ed.). Upper Saddle River, NJ: Pearson Prentice Hall.
- Hu, J. L., Li, Y., & Chiu, Y. H. (2004). Ownership and nonperforming loans: Evidence from Taiwan's banks. *The Developing Economies*, 42(3), 405-420. <https://doi.org/10.1111/j.1746-1049.2004.tb00945.x>
- Ivanović, M. (2016). Determinants of credit growth: The case of Montenegro. *Journal of Central Banking Theory and Practice*, 5(2), 101-118. <https://doi.org/10.1515/jcbtp-2016-0013>
- Kabir, M. N., Dulal, M. M., & Huda, R. N. (2022). Determinants of credit risk: A comparative analysis between Islamic and conventional banks in Bangladesh. *The Singapore economic review*, 67(01), 349-379. <https://doi.org/10.1142/S0217590820420011>
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of econometrics*, 90(1), 1-44. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00023-2](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00023-2)
- Keeton, W. R., & Morris, C. S. (1987). Why do banks' loan losses differ. *Economic review*, 72(5), 3-21. <https://www.kansascityfed.org/documents/1255/1987-Why%20Do%20Banks%20Loan%20Losses%20Differ%3F.pdf>
- Kigamwa, J. N., & Mutwiri, N. M. (2023). Macro economic factors and non-performing loans in the Kenyan banking industry. *International Academic Journal of Economics and Finance*, 3 (8), 279-291. https://www.iajournals.org/articles/iajef_v3_i8_279_291.pdf
- Koenker, R. (2005). *Quantile regression*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Le, T. T., Nguyen, Q. A., Vu, T. M. N., Do, M. P., & Tran, M. D. (2022). Impact of income diversification on the default risk of Vietnamese commercial banks in the context of the COVID-19 pandemic. *Cogent Business & Management*, 9(1), 2119679. <https://doi.org/10.1080/23311975.2022.2119679>
- Lee, C. (2021). Thailand unveils new support measures for pandemic-stricken firms. Retrived from <https://hrmasia.com/thailand-unveils-new-support-measures-for-pandemic-stricken-firms/>
- 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. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.10.012>
- Machado, J. A., & Silva, J. S. (2019). Quantiles via moments. *Journal of econometrics*, 213(1), 145-173. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2019.04.009>
- Malaysia Ministry of Finance. (2021). Aid package, economic stimulus packages help people and economy survive during COVID-19 pandemic. Available from: <https://www.mof.gov.my/portal/en/news/press-citations/aid-package-economic-stimulus-packages-help-people-and-economy-survive-during-covid-19-pandemic>
- Maudos, J., & Solís, L. (2009). The determinants of net interest income in the Mexican banking system: An integrated model. *Journal of Banking & Finance*, 33(10), 1920-1931. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2009.04.012>
- Morina, D. (2020). Determinants of credit risk in commercial banks of Kosovo. *International Journal of Economics and Business Administration*, 3(2), 179-190. <https://www.um.edu.mt/library/oar/handle/123456789/55176>
- Moudud-Ul-Huq, S., Akter, R., & Biswas, T. (2020). Impact of financial crisis on credit risk: Pre-and post-financial crises in an emerging economy. *FIIIB Business Review*, 9(2), 118-132. <https://doi.org/10.1177/2319714520923952>
- Msomi, T. S. (2022). Factors affecting non-performing loans in commercial banks of selected West African countries. *Banks and Bank Systems*, 17(1), 1. [https://doi.org/10.21511/bbs.17\(1\).2022.01](https://doi.org/10.21511/bbs.17(1).2022.01)
- Muhammed, S., Desalegn, G., Fekete-Farkas, M., & Bruder, E. (2023). Credit risk determinants in selected Ethiopian commercial banks: A panel data analysis. *Journal of Risk and Financial Management*, 16(9), 406. <https://doi.org/10.3390/jrfm16090406>
- Mutarindwa, S., Schäfer, D., & Stephan, A. (2020). The impact of liquidity and capital requirements on lending and stability of African banks. *Journal of international financial Markets, Institutions and Money*, 67, 101201. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2020.101201>
- Nugraha, N. M., Yahya, A., Nariswari, T. N., Salsabila, F., & Octaviantika, I. Y. (2021). Impact of Non-Performing Loans, Loan to Deposit Ratio and Education Diversitiy on Firm Performance of Indonesia Banking Sectors. *Review of International Geographical Education Online*, 11(3). <https://rigeo.org/menu-script/index.php/rigeo/article/view/4305>

- Payne, J. E., Truong, H. H. D., Chu, L. K., Doğan, B., & Ghosh, S. (2023). The effect of economic complexity and energy security on measures of energy efficiency: Evidence from panel quantile analysis. *Energy Policy*, 177, 113547. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2023.113547>
- Pham, M. H., & Nguyen, N. M. (2023). Bank funding diversity, risk and profitability: Evidence from Vietnam in the context of the Covid-19 pandemic. *Cogent Business & Management*, 10(1), 2191305. <https://doi.org/10.1080/23311975.2023.2191305>
- Poudel, R. P. S. (2013). Macroeconomic determinants of credit risk in Nepalese banking industry. In *Proceedings of 21st International Business Research Conference*, 21, 10-11. https://www.researchgate.net/publication/282286715_Macroeconomic_Determinants_of_Credit_Risk_in_Nepalese_Banking_Industry
- Priyadi, U., Utami, K. D. S., Muhammad, R., & Nugraheni, P. (2021). Determinants of credit risk of Indonesian Sharī'ah rural banks. *ISRA International Journal of Islamic Finance*, 13(3), 284-301. <https://doi.org/10.1108/IJIF-09-2019-0134>
- Rahman, M. A., Asaduzzaman, M., & Hossin, M. S. (2017). Impact of financial ratios on non-performing loans of publicly traded commercial banks in Bangladesh. *International Journal of Financial Research*, 8(1), 181-188. <http://dx.doi.org/10.5430/ijfr.v8n1p181>
- Salas, V., & Saurina, J. (2002). Credit risk in two institutional regimes: Spanish commercial and savings banks. *Journal of financial services research*, 22(3), 203-224. <https://doi.org/10.1023/A:1019781109676>
- Shrieves, R. E., & Dahl, D. (1992). The relationship between risk and capital in commercial banks. *Journal of banking & finance*, 16(2), 439-457. [https://doi.org/10.1016/0378-4266\(92\)90024-T](https://doi.org/10.1016/0378-4266(92)90024-T)
- Sinkey Jr, J. F., & Greenawalt, M. B. (1991). Loan-loss experience and risk-taking behavior at large commercial banks. *Journal of Financial services research*, 5(1), 43-59. <https://doi.org/10.1007/BF00127083>
- Soltila, H., & Vihriälä, V. (1994). *Finnish banks' problem assets: Result of unfortunate asset structure of too rapid growth?*. Bank of Finland Research Discussion Paper. <https://www.econstor.eu/handle/10419/211711>
- Tehulu, T. A., & Olana, D. R. (2014). Bank-specific determinants of credit risk: Empirical evidence from Ethiopian banks. *Research journal of finance and accounting*, 5(7), 80-85. <https://files01.core.ac.uk/download/pdf/234629869.pdf>
- Tran, O. K. T., Van Nguyen, D., & Duong, K. D. (2022). How market concentration and liquidity affect non-performing loans: Evidence from Vietnam. *Polish Journal of Management Studies*, 26(1), 325-337. <https://doi.org/10.17512/pjms.2022.26.1.20>
- Turan, T., Haseki, M. İ., & Elma, O. E. (2023). The effects of global financial crisis, Covid-19 pandemic, and bank ownership structure on non-performing loans in Turkey. *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 41(2), 316-333. <https://doi.org/10.17065/huniibf.1113344>
- Vo, T. N. H., Le Vinh, T., & Ho, D. (2014). Macro determinants on non-performing loans and stress testing of Vietnamese commercial banks' credit risk. *VNU Journal of Economics and Business*, 30(5E). <https://js.vnu.edu.vn/EAB/article/view/372>
- World Bank. (2025). World Bank Data: Domestic credit to private sector (% of GDP). <https://data.worldbank.org/indicator/FS.AST.PRVT.GD.ZS>
- Yurdakul, F. (2014). Macroeconomic modelling of credit risk for banks. *Procedia-Social and behavioral sciences*, 109, 784-793. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2013.12.544>
- Yusuf, N. H., Mohamad Shamsudin, M. S., Mohd Abdoh, W. M. Y., Badri Shah, N. S., & Shekh Zain, R. (2021). Determinants of credit risk: evidence from commercial banks in Malaysia. *Jurnal Intelek*, 16(1), 134-143. <https://doi.org/10.24191/ji.v16i1.373>
- Zoubi, T. A., & Al-Khazali, O. (2007). Empirical testing of the loss provisions of banks in the GCC region. *Managerial Finance*, 33(7), 500-511. <https://doi.org/10.1108/03074350710753771>