BẤT ỔN KINH TẾ VÀ RỦI RO TÍN DỤNG: BẰNG CHỨNG TỪ HỆ THỐNG NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI VIỆT NAM

Lê Duy Khánh

Tóm tắt

Bài viết nghiên cứu ảnh hưởng của tình trạng bất ổn kinh tế tại Việt Nam (sử dụng thước đo World Uncertainty Index dành cho Việt Nam - WUI) đến rủi ro tín dụng của 28 ngân hàng Việt Nam từ năm 2010 đến 2023. Bằng phương pháp hồi quy FGLS, nghiên cứu xác nhận rằng khi bất ổn kinh tế gia tăng, tỷ lệ nợ xấu của các ngân hàng Việt Nam cũng tăng theo. Đây là đóng góp mới quan trọng vì các nghiên cứu trước đây thường bỏ qua tác động của WUI đến rủi ro tín dụng của các hệ thống ngân hàng. Kết quả này nhắc nhở các ngân hàng phải chủ động nâng cao chất lượng thẩm định và quản lý tín dụng trong những giai đoạn thị trường biến động.

Từ khóa: *Bất ổn kinh tế, WUI, rủi ro tín dụng, nợ xấu, ngân hàng thương mại, Việt Nam.*

ECONOMIC UNCERTAINTY AND CREDIT RISK: EVIDENCE FROM THE VIETNAMESE BANKING SYSTEM

Abstract

This study investigates the impact of economic uncertainty, measured by the World Uncertainty Index (WUI), on the credit risk of 28 Vietnamese commercial banks from 2010 to 2023. Utilizing the FGLS regression method, the findings confirm that rising economic uncertainty leads to an increase in non-performing loan ratios. This research addresses a critical literature gap, as prior empirical studies have largely overlooked the specific influence of the WUI on banking credit risk. These results underscore the necessity for banks to proactively enhance credit appraisal and loan management quality during periods of market volatility.

Keywords: *Economic uncertainty, World Uncertainty Index (WUI), credit risk, non-performing loans, Vietnamese commercial banks.*

JEL classification: G21, G32, E32.

DOI: 10.63767/TCKT.39.2026.164.171

1. Giới thiệu

Chỉ số bất ổn thế giới (World Uncertainty Index - WUI) do Ahir và cộng sự (2022) phát triển thường được sử dụng để phản ánh mức độ bất ổn kinh tế (Furceri và cộng sự, 2026). WUI được xây dựng dựa trên phương pháp đếm tần suất xuất hiện của từ "uncertainty" (bất định, hoặc các biến thể) trong các báo cáo kinh tế quý của Economist Intelligence Unit (EIU) cho hơn 140 quốc gia, trong đó có Việt Nam. Đơn vị đo ban đầu của WUI là tỷ lệ phần trăm/tần suất từ (tỷ số giữa số lần xuất hiện từ "uncertainty" chia cho tổng số từ trong báo cáo). Để dễ so sánh giữa các quốc gia và theo thời gian, chỉ số được chuẩn hóa bằng cách nhân với 1.000 (đưa về dạng mật độ từ). Khi WUI tăng cao, nó báo hiệu rằng các nhà phân tích đang nhận thấy và đề cập nhiều hơn đến các rủi ro, sự thiếu chắc chắn trong bối cảnh kinh tế và chính trị. Chỉ số này thường tăng đột biến trong các giai đoạn có những biến cố lớn như khủng hoảng tài chính, đại dịch, chiến tranh, hoặc các cuộc bỏ phiếu chính trị mang tính bước ngoặt.

Bên cạnh đó, một thước đo khác liên quan đến bất ổn kinh tế thường được sử dụng là bất ổn chính sách kinh tế (Economic Policy Uncertainty - EPU) được Baker và cộng sự (2016) công bố. Mặc dù các nghiên cứu hiện sử dụng chỉ số EPU phổ biến hơn do chỉ số này ra đời sớm hơn, nhưng WUI được đánh giá là một thước đo toàn diện hơn.

Tác động của yếu tố bất ổn kinh tế đến rủi ro tín dụng ngân hàng là một trong những chủ đề được quan tâm, bởi rủi ro tín dụng có thể ảnh hưởng đến hiệu quả (Siddique và cộng sự, 2022), sự ổn định (Ghenimi và cộng sự, 2017), hay khả năng vỡ nợ của ngân hàng (Imbierowicz và Rauch, 2014). Tuy nhiên, những nghiên cứu được ghi nhận chủ yếu tập trung vào ảnh hưởng của EPU đến tăng trưởng tín dụng (Bordo và cộng sự, 2016), cho vay ngân hàng (Shabir và cộng sự, 2022), tạo thanh khoản ngân hàng (Wang và cộng sự, 2022) hay định giá khoản vay trong ngân hàng (Ashraf và Shen, 2019). Một số nghiên cứu đánh giá tác động của EPU đến rủi ro tín dụng (Chi và Li, 2017; Hamdi và Hassen, 2022; Karadima và Louri, 2021; Kunjal và Suvvari, 2024) nhưng hầu như không có nghiên cứu đánh giá tác động của WUI đến rủi ro tín dụng. Chỉ một vài nghiên cứu đánh giá tác động của WUI đến tăng trưởng tín dụng các hệ thống ngân hàng trên thế giới (Bilgin và cộng sự, 2021; Demir và Danisman, 2021).

Vì vậy, nghiên cứu này được thực hiện để lấp vào khoảng trống mà các thực nghiệm trước để lại, qua đó cung cấp thêm bằng chứng thực nghiệm về tác động của yếu tố bất ổn kinh tế đến rủi ro tín dụng của các ngân hàng tại Việt Nam. Việc nghiên cứu tại Việt Nam là cần thiết do nền kinh tế có độ mở lớn và phụ thuộc nặng nề vào tín dụng ngân hàng như kênh cung ứng vốn chính, khiến hệ thống tài chính dễ tổn thương trước các cú sốc bất ổn toàn cầu (Huynh và Phan, 2024). Hiểu rõ tác động của WUI không chỉ có ý nghĩa trong việc quản trị rủi ro tại các ngân hàng mà còn hỗ trợ các nhà điều hành chính sách vĩ mô trong việc xây dựng các kịch bản ứng phó nhằm đảm bảo ổn định hệ thống. Do đó, nghiên cứu này cũng kỳ vọng có thể đề xuất được các hàm ý chính sách đối với cơ quan quản lý và các ngân hàng tại Việt Nam

trong việc kiểm soát rủi ro các khoản vay, trong bối cảnh bất ổn kinh tế ngày càng gia tăng.

Để thực hiện được mục tiêu đánh giá tác động của bất ổn kinh tế đến rủi ro tín dụng, ngoài phần giới thiệu này, phần 2 sẽ trình bày về tổng quan các nghiên cứu trước có liên quan. Phần 3 đề xuất mô hình và phương pháp nghiên cứu, phần 4 trình bày kết quả nghiên cứu và thảo luận. Cuối cùng, phần 5 kết luận và đề xuất các hàm ý chính sách từ kết quả của nghiên cứu.

2. Tổng quan nghiên cứu trước

Dù bất ổn kinh tế và rủi ro tín dụng không phải là những đề tài mới, nhưng các nghiên cứu gần đây vẫn tồn tại những khoảng trống chưa được lấp đầy. Các nghiên cứu thực nghiệm hiện vẫn chủ yếu tập trung vào mối quan hệ giữa bất ổn kinh tế (WUI) đến tăng trưởng tín dụng.

Chẳng hạn, Bui và cộng sự (2024) tìm thấy ảnh hưởng tiêu cực của sự bất ổn đến tăng trưởng dư nợ của các ngân hàng thuộc nhóm BRICS (Ấn Độ, Nga, Brazil, Nam Phi và Trung Quốc). Các tác giả cho rằng điều này xuất phát từ việc các ngân hàng ngần ngại cho các doanh nghiệp và hộ gia đình vay tiền trong thời kỳ bất ổn cao hơn, hơn nữa các cá nhân và doanh nghiệp cũng có xu hướng giảm vay vốn trong thời kỳ bất ổn. Trong khi đó Ashraf (2021) nhận thấy rằng các ngân hàng có xu hướng tăng lãi suất cho vay nhằm bù đắp cho những rủi ro có thể xảy ra trong thời kỳ bất ổn, khi xem xét các ngân hàng thuộc 88 quốc gia từ năm 1998 đến năm 2017.

Bên cạnh đó, Demir và Danisman (2021) nhận thấy bất ổn kinh tế làm giảm tốc độ tăng trưởng tín dụng của hệ thống ngân hàng, đặc biệt là đối với các khoản vay doanh nghiệp khi nghiên cứu 2.439 ngân hàng từ 19 quốc gia trong giai đoạn 2010 – 2019. Một nghiên cứu khác cũng cho thấy bất ổn kinh tế có ảnh hưởng tiêu cực đến tăng trưởng tín dụng là Bilgin và cộng sự (2021). Tuy nhiên trong nghiên cứu này, các tác giả chỉ ra rằng bất ổn kinh tế chỉ tác động đến hoạt động tín dụng ở các ngân hàng thông thường mà không xảy ra ở các ngân hàng Hồi giáo.

Đối với thước đo EPU, Kunjal và Suvvari (2024) là một trong số ít nghiên cứu cho thấy bất ổn chính sách kinh tế có tác động làm giảm rủi ro tín dụng. Theo đó, các tác giả khẳng định, đối với các ngân hàng ở Nam Phi, sự bất ổn chính sách kinh tế làm giảm rủi ro tín dụng và tăng tính ổn định trong lĩnh vực ngân hàng. Hơn nữa, bất ổn kinh tế không ảnh hưởng đáng kể đến quyết định cho vay và hiệu quả hoạt động của các ngân hàng tại quốc gia này.

Ngược lại, nghiên cứu của Hamdi và Hassen (2022) cho thấy tác động cùng chiều đáng kể của EPU lên rủi ro tín dụng và tác động ngược chiều đáng kể lên quy mô và hiệu quả hoạt động của khoản vay. Hơn nữa, nghiên cứu này nhận thấy các ngân hàng quốc doanh bị ảnh hưởng nhiều nhất bởi việc tăng EPU. Rủi ro tín dụng của họ đã tăng lên và lợi nhuận của họ đã giảm. Trong khi đó, các ngân hàng thương mại tư nhân có đòn bẩy tài chính cao đã ghi nhận sự sụt giảm mạnh về kết quả kinh doanh. Nghiên cứu của Aledeimat và Bein (2025) cũng nhấn mạnh mối quan hệ tích cực và có ý nghĩa giữa sự bất ổn về chính sách kinh tế toàn cầu với nợ xấu tại các ngân hàng Trung Đông - Bắc Phi.

Tương tự, trong một nghiên cứu đối với 507 ngân hàng từ 4 nền kinh tế lớn trong khu vực đồng tiền chung châu Âu (Pháp, Đức, Ý và Tây Ban Nha) từ năm 2005 đến 2017, Karadima và Louri (2021) nhận thấy rằng EPU cũng có tác động tích cực đến nợ xấu. Một khía cạnh khác, Tran và Houston (2021) xác nhận dự phòng rủi ro tín dụng của 2.483 công ty mẹ của các ngân hàng tại Hoa Kỳ cũng tăng lên khi mức độ bất ổn chính sách kinh tế tăng lên. Điều này hàm ý bất ổn chính sách kinh tế đã làm gia tăng rủi ro tín dụng. Danisman và cộng sự (2021) cũng xác nhận điều tương tự khi nghiên cứu 6.384 ngân hàng Hoa Kỳ từ năm 2009 đến 2019. Nghiên cứu của Ng và cộng sự (2020) tiếp tục củng cố nhận định này với mẫu là tất cả các ngân hàng thương mại Hoa Kỳ.

Bên cạnh đó, kết quả nghiên cứu của Chi và Li (2017) cho thấy mối liên hệ tích cực đáng kể giữa EPU và tỷ lệ nợ xấu, mức độ tập trung nợ và tỷ lệ chuyển dịch nợ thông thường trong hệ thống các ngân hàng thương mại ở Trung Quốc. Điều này cho thấy EPU làm tăng rủi ro tín dụng của ngân hàng và ảnh hưởng tiêu cực đến quy mô khoản vay. Tương tự, với dữ liệu của 600 ngân hàng thương mại tại 70 quốc gia phát triển và đang phát triển từ năm 2001 đến năm 2021, Samarasinghe và Ahmed (2025) cũng xác nhận mối quan hệ tích cực giữa bất ổn chính sách kinh tế và rủi ro hệ thống ngân hàng.

Như vậy, mặc dù không phải là một chủ đề mới, hiện vẫn còn thiếu những nghiên cứu đánh giá tác động của WUI đến rủi ro tín dụng của các hệ thống ngân hàng trên thế giới. Hơn nữa, nếu như các nhà nghiên cứu chủ yếu tập trung đánh giá vai trò của WUI đến tăng trưởng tín dụng, thì các nghiên cứu trước cho thấy rằng EPU có ảnh hưởng đa chiều đến rủi ro tín dụng của các ngân hàng. Các kết quả này hàm ý rằng tác động của bất ổn kinh tế đến rủi ro tín dụng của các hệ thống ngân hàng còn phụ thuộc vào những yếu tố đặc trưng của từng quốc gia hay giai đoạn nghiên cứu. Vì vậy, một nghiên cứu đối với trường hợp Việt Nam cho đến nay vẫn là cần thiết.

Mặc dù chưa có sự thống nhất về tác động của bất ổn kinh tế đến rủi ro tín dụng, nhưng dựa trên kết quả từ đa số các nghiên cứu trước, nghiên cứu này kỳ vọng rằng:

Giả thuyết nghiên cứu: Bất ổn kinh tế làm tăng rủi ro tín dụng của các ngân hàng Việt Nam.

3. Mô hình và phương pháp nghiên cứu

3.1 Mô hình nghiên cứu

Nghiên cứu này kế thừa mô hình từ các nghiên cứu của Naili và Lahrichi (2022) và Samarasinghe và Ahmed (2025). Bên cạnh đó, nghiên cứu bổ sung yếu tố đại dịch COVID-19 để phù hợp với giai đoạn khảo

sát (2010 – 2023). Do đó, mô hình kinh tế lượng chi tiết như sau:

$$NPL_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 WUI_t + \beta_2 LI_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 CIR_{i,t} + \beta_5 LDR_{i,t} + \beta_6 SIZE_{i,t} + \beta_7 GDP_t + \beta_8 INF_t + \beta_9 COVID_t + \varepsilon_{i,t}$$

Trong mô hình trên:

- i: ngân hàng thương mại Việt Nam (i = 1, 2, …, 28); và t: thời gian (t = 2010, 2011, …, 2023).
- $\varepsilon_{i,t}$: sai số của mô hình, đại diện cho các biến số có thể tác động đến NPL nhưng chưa được đề cập trong mô hình.

Mặc dù chỉ số WUI đã phản ánh sự gia tăng bất ổn trong giai đoạn đại dịch COVID-19, nghiên cứu này vẫn đưa biến giả COVID vào mô hình như một biến kiểm soát riêng biệt. Việc tách biệt này nhằm mục đích: (i) Phân định rõ giữa cách mà các chuyên gia và thị trường tài chính toàn cầu nhìn nhận về rủi ro (WUI) và tác động trực tiếp của các đợt giãn cách xã hội tại Việt Nam (COVID-19); (ii) Kiểm soát những biến động bất thường về nợ xấu phát sinh từ các quy định đặc thù về cơ cấu lại nhóm nợ của Ngân hàng Nhà nước trong giai đoạn 2020-2022. Kết quả kiểm định VIF (Bảng 3) cho thấy không có hiện tượng đa cộng tuyến nghiêm trọng giữa hai biến này, khẳng định việc tách biệt là cần thiết để đảm bảo tính chuẩn xác của các ước lượng.

Các biến số của mô hình được giải thích và tính toán chi tiết tại Bảng 1, Mục 3.2.

3.2. Dữ liệu

Dữ liệu sử dụng cho nghiên cứu được thu thập từ các nguồn đáng tin cậy và có thể kiểm chứng. Theo đó, các dữ liệu nội bộ của mỗi ngân hàng, bao gồm: Tổng dư nợ, Tổng nợ xấu, Tổng nợ, Tổng tài sản, Tổng tiền gửi, Tổng thu nhập và Tổng chi phí hoạt động được trích xuất từ các báo cáo tài chính có kiểm toán, đăng tải trên website của các ngân hàng. Tiếp đó, giá trị của từng biến được tính toán theo phương pháp đo lường tại Bảng 1. Dữ liệu về tăng trưởng kinh tế, lạm phát được thu thập từ cơ sở dữ liệu của Ngân hàng Thế giới.

Chỉ số bất ổn kinh tế của Việt Nam (WUI) theo quý do Ahir và cộng sự (2022) tính toán, được thu thập từ website https://worlduncertaintyindex.com/. Nghiên cứu này tính chỉ số WUI theo năm của Việt Nam bằng cách bình quân số liệu WUI của 4 quý trong năm.

Năng lực cạnh tranh của các ngân hàng (*LI*) được tính toán dựa trên phương pháp của các nghiên cứu trước, chẳng hạn Assefa và cộng sự (2013) hay Lê Duy Khánh (2025).

Nghiên cứu chọn mẫu từ năm 2010 nhằm mục đích hạn chế các ảnh hưởng có thể có của cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu 2007 – 2009 đến hệ thống ngân hàng Việt Nam, đồng thời giúp mẫu có thêm số quan sát có ý nghĩa (các ngân hàng TPB, LPB mới thành lập cuối năm 2008). Bên cạnh đó, mẫu của nghiên cứu chỉ gồm 28 ngân hàng thương mại, do bên cạnh 5 ngân hàng trong diện tái cơ cấu không công khai số liệu (Vikki, NeoVCB, GPB, MBV, SCB) thì các ngân hàng BaoVietBank, VietBank cũng không công khai đầy đủ dữ liệu trong giai đoạn nghiên cứu.

***Bảng 1**: Thông tin các biến*

Tên biến	Ký hiệu	Đo lường	Nguồn
Rủi ro tín dụng	NPL	$\frac{\text{Tổng nợ xấu}}{\text{Tổng dư nợ}}$	Naili và Lahrichi (2022)
Bất ổn kinh tế	WUI	Đo lường và cung cấp bởi Ahir và cộng sự (2022).	Samarasinghe và Ahmed (2025)
Năng lực cạnh tranh	LI	Lerner Index	Assefa và cộng sự (2013)
Đòn bẩy	LEV	$\frac{\text{Tổng nợ của ngân hàng}}{\text{Tổng tài sản của ngân hàng}}$	Quoc Trung (2021)
Chi phí hoạt động	CIR	$\frac{\text{Tổng chi phí hoạt động của ngân hàng}}{\text{Tổng thu nhập của ngân hàng}}$	Naili và Lahrichi (2022)
Thanh khoản	LDR	$\frac{\text{Tổng dư nợ của ngân hàng}}{\text{Tổng tiền gửi của ngân hàng}}$	Samarasinghe và Ahmed (2025)
Quy mô ngân hàng	SIZE	Ln (tổng tài sản của ngân hàng)	Samarasinghe và Ahmed (2025)
Tăng trưởng kinh tế	GDP	Tăng trưởng GDP, Việt Nam, từ 2010 đến 2023.	Samarasinghe và Ahmed (2025)
Tỷ lệ lạm phát	INF	Đo lường bằng CPI, Việt Nam, từ 2010 đến 2023.	Naili và Lahrichi (2022)
Đại dịch COVID-19	COVID	Biến giả, từ năm 2020 đến năm 2022: bằng 1; các năm còn lại: bằng 0.	Pham và Nguyen (2023)

Nguồn: Tác giả tổng hợp

Mô tả thống kê các biến

Bảng 2 trình bày các thông số cơ bản nhất của các biến trong mô hình nghiên cứu. Điểm đáng chú ý nhất trong mô tả thống kê các biến là tỷ lệ nợ xấu lên đến 29,76% (*NPL*) của Ngân hàng thương mại cổ phần Quốc dân (NCB) vào năm 2023. Trong năm này, tổng nợ xấu của NCB là 16.468 tỷ đồng, so với tổng dư nợ đạt 55.344 tỷ đồng, theo thuyết minh báo cáo tài chính của ngân hàng. Đây là tỷ lệ nợ xấu cao nhất trong hệ thống ngân hàng được ghi nhận trong nhiều năm qua.

Bảng 2: *Mô tả thống kê các biến*

Biến	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
NPL	392	0,0221	0,0198	0,0002	0,2976
WUI	392	0,0898	0,0768	0,0000	0,2360
LI	392	0,0867	0,1255	-0,6796	0,4447
LEV	392	0,9081	0,0396	0,7436	0,9594
CIR	392	0,1956	0,0508	0,0788	0,4865
LDR	392	0,8990	0,1950	0,3719	1,8050
SIZE	392	18,7430	1,2400	15,9227	21,5566
GDP	392	0,0602	0,0157	0,0255	0,0812
INF	392	0,0516	0,0446	0,0063	0,1868
COVID	392	0,2143	0,4109	0,0000	1,0000

Nguồn: tác giả tổng hợp từ phần mềm thống kê, Stata 17

Trong khi đó, tỷ lệ nợ xấu thấp nhất của mẫu nghiên cứu thuộc về Ngân hàng TMCP Tiên Phong năm 2010, chỉ 0,02%. Mức nợ xấu thấp chủ yếu xuất phát từ việc ngân hàng này mới thành lập (2008) và chưa có mức dư nợ cao như nhiều ngân hàng khác.

Đối với *WUI* của Việt Nam, các năm 2013, 2019 và 2023 đạt giá trị 0, cho thấy mức độ bất ổn kinh tế ghi nhận được là rất thấp hoặc không đáng kể. Trong khi đó, mức bất ổn cao nhất lên đến 0,2360 diễn ra vào năm 2014.

3.3. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu này sử dụng dữ liệu bảng với tổng cộng 392 quan sát (28 ngân hàng, 14 năm). Vì vậy, theo Wooldridge (2010) nếu tồn tại một trong các hiện tượng đa cộng tuyến, tự tương quan hoặc phương sai số thay đổi giữa các biến trong mô hình thì các phương pháp hồi quy quen thuộc như bình phương bé nhất thông thường (Pooled OLS), hiệu ứng tác động cố định (Fixed effect model – FEM) và hiệu ứng tác động ngẫu nhiên (Random effect model – REM) sẽ không còn phù hợp. Khi đó, ước lượng Bình phương bé nhất tổng quát khả thi (FGLS - Feasible Generalized Least Squares) là lựa chọn phù hợp (Wooldridge, 2010). Vì vậy, nghiên cứu này sẽ kiểm tra các tồn tại trước khi lựa chọn phương pháp ước lượng phù hợp.

Bảng 3: *Kiểm định mức độ đa cộng tuyến bằng chỉ số VIF*

Biến độc lập	VIF	1/VIF
SIZE	3,47	0,29
LI	2,52	0,40
LEV	2,13	0,47
INF	1,66	0,60
COVID	1,59	0,63
GDP	1,39	0,72
WUI	1,35	0,74
LDR	1,33	0,75
CIR	1,32	0,76
Mean VIF	**1,86**	

Nguồn: kết quả từ phần mềm thống kê, Stata 17

Theo Hair Jnr và cộng sự (2010), chỉ số phóng đại phương sai (VIF - variance inflation factor) nhỏ hơn 5 cho thấy mối quan hệ đa cộng tuyến giữa các biến độc lập không nghiêm trọng. Đa cộng tuyến cần phải xử lý khi VIF lớn hơn 5.

Bảng 3 trình bày kết quả kiểm định đa cộng tuyến bằng chỉ số VIF. Giá trị VIF lớn nhất là 3,47 (biến *SIZE*) và nhỏ nhất là 1,32 (biến *CIR*). Kết quả này thể hiện mức độ đa cộng tuyến không nghiêm trọng và có thể không bắt buộc xử lý mà không làm suy giảm đến độ chính xác của ước lượng.

Bảng 4: *Kiểm định hiện tượng tự tương quan và phương sai sai số thay đổi*

Đối tượng kiểm định	Kết quả
Tự tương quan	Prob > F = 0
Phương sai sai số thay đổi	Prob > chi2 = 0

Nguồn: kết quả từ phần mềm thống kê, Stata 17

Tiếp theo, Bảng 4 trình bày kết quả kiểm định tự tương quan bằng kiểm định Wooldridge test (Wooldridge, 2010), và kiểm định hiện tượng phương sai sai số thay đổi giữa các đơn vị bằng phương pháp kiểm định Wald điều chỉnh (Modified Wald test) dành cho dữ liệu bảng (William, 2003). Kết quả kiểm tra xác nhận tồn tại đồng thời cả tự tương quan cũng như phương sai sai số thay đổi đối với dữ liệu của mô hình.

Như vậy, mặc dù dữ liệu của mô hình không tồn tại hiện tượng đa cộng tuyến đáng kể, nhưng tồn tại đồng thời cả tự tương quan với phương sai sai số thay đổi. Do đó, nghiên cứu áp dụng phương pháp hồi quy FGLS để có kết quả ước lượng tốt hơn (Wooldridge, 2010).

Hơn nữa, việc lựa chọn phương pháp FGLS thay vì mô hình tác động cố định hay tác động ngẫu nhiên với sai số chuẩn vững (robust SE) dựa trên các đặc thù của bộ dữ liệu. Với số lượng thực thể N = 28 và thời gian T = 14, dữ liệu bảng này có xu hướng vi phạm giả định về tính độc lập của các sai số. Các kiểm định tại Bảng 4 xác nhận sự tồn tại đồng thời của hiện tượng tự tương quan và phương sai sai số thay đổi. Trong bối cảnh này, ước lượng FGLS được ưu tiên vì khả năng xử lý triệt để cấu trúc sai số phức tạp, cung cấp các hệ số ước lượng hiệu quả hơn so với FEM/REM thông thường vốn chỉ tập trung hiệu chỉnh sai số chuẩn mà không tối ưu hóa các hệ số hồi quy (Wooldridge, 2010).

4. Kết quả ước lượng và thảo luận

4.1. Ma trận tương quan

Để có đánh giá ban đầu mối quan hệ giữa bất ổn kinh tế và rủi ro tín dụng, ma trận tương quan giữa các biến được trình bày tại Bảng 5.

***Bảng 5**: Ma trận tương quan giữa các biến*

	NPL	WUI	LI	LEV	CIR	LDR	SIZE	GDP	INF	COVID
NPL	1									
WUI	0,0547	1								
LI	-0,2587	0,1762	1							
LEV	-0,0582	-0,1935	-0,0995	1						
CIR	-0,0056	-0,0250	-0,3095	-0,0162	1					
LDR	-0,1018	-0,1723	0,3356	-0,1968	-0,1320	1				
SIZE	-0,1362	-0,2759	0,4266	0,5691	-0,0500	0,1512	1			
GDP	-0,0019	0,0498	-0,0014	0,0020	0,1038	-0,0306	-0,0958	1		
INF	0,0706	0,2020	0,2721	-0,2479	-0,3963	0,0741	-0,3015	0,0617	1	
COVID	-0,0758	-0,0788	0,0117	0,0848	0,0298	0,1703	0,2653	-0,5032	-0,2843	1

Nguồn: kết quả từ phần mềm thống kê, Stata 17

Ma trận tương quan cho thấy Bất ổn kinh tế và Rủi ro tín dụng có tương quan dương, nhưng hệ số tương quan khá nhỏ, chỉ 0,0547. Trong các biến độc lập, Năng lực cạnh tranh (*LI*) thể hiện sự tương quan lớn nhất với Rủi ro tín dụng, nhưng hệ số tương quan chỉ đạt -0,2587. Hệ số tương quan nhỏ nhất giữa các biến độc lập và Rủi ro tín dụng thuộc về biến Chi phí hoạt động, chỉ đạt -0,0056.

Mặc dù vậy, ma trận tương quan chỉ thể hiện mối liên hệ đơn lẻ ban đầu giữa từng cặp biến; phân tích hồi quy ở phần tiếp theo sẽ giúp xác định tác động thực sự của từng biến khi đã kiểm soát các yếu tố còn lại trong mô hình.

4.2. Kết quả ước lượng

Kết quả ước lượng ảnh hưởng của Bất ổn kinh tế đến rủi ro tín dụng của các ngân hàng ở Việt Nam bằng hồi quy FGLS được trình bày tại Bảng 6.

***Bảng 6:** Bất ổn kinh tế và rủi ro tín dụng*

Biến	Kết quả
WUI	0,0370*** (0,0141)
LI	-0,0783*** (0,0118)
LEV	-0,1012*** (0,0344)
CIR	-0,0290 (0,0212)
LDR	-0,0004 (0,0055)
SIZE	0,0047*** (0,0014)
GDP	-0,0321 (0,0702)
INF	0,0730*** (0,0270)
COVID	-0,0040 (0,0029)
Constant	0,0338 (0,0269)

*Ghi chú: trong dấu ngoặc đơn là sai số chuẩn; *, **, ***: kết quả có ý nghĩa thống kê lần lượt ở mức 10%, 5% và 1%.*

Nguồn: kết quả từ phần mềm thống kê, Stata 17

Kết quả ước lượng trình bày trong Bảng 6 cho thấy bất ổn kinh tế có quan hệ tích cực với rủi ro tín dụng của các ngân hàng thương mại Việt Nam. Cụ thể, hệ số của *WUI* đạt 0,0370 và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Điều này hàm ý rằng bất ổn kinh tế gia tăng dẫn đến nợ xấu của các ngân hàng Việt Nam cũng tăng theo.

Do chỉ số *WUI* có biên độ biến động nhỏ (với giá trị trung bình là 0,0898 và độ lệch chuẩn là 0,0768), tác động biên của *WUI* lên *NPL* cho thấy: (i) khi *WUI* tăng thêm 0,01 đơn vị, trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, tỷ lệ nợ xấu của các ngân hàng dự kiến tăng thêm 0,037 điểm phần trăm; và (ii) khi *WUI* gia tăng 1 độ lệch chuẩn (0,0768), tỷ lệ nợ xấu dự kiến sẽ tăng thêm 0,284 điểm phần trăm. Xét trong bối cảnh giá trị trung bình của *NPL* toàn mẫu là 2,21% (tương ứng 0,0221), mức tác động này cho thấy rủi ro tín dụng của hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam khá nhạy cảm trước các biến động bất định từ bên ngoài.

WUI tăng lên làm tăng nợ xấu của các ngân hàng thương mại có thể xuất phát từ việc người tiêu dùng giảm chi tiêu khi bất ổn gia tăng (Coibion và cộng sự, 2024; Greasley và cộng sự, 2001), dẫn đến sụt giảm doanh thu và khả năng trả nợ của các doanh nghiệp. Hơn nữa, bất ổn tăng khiến người lao động giảm thu nhập hoặc bị mất việc làm, khiến người vay cá nhân không đủ khả năng thanh toán các khoản vay tiêu dùng, vay mua nhà, hay vay mua ô tô.

Bên cạnh đó, giá trị tài sản bảo đảm có thể bị suy yếu trong bối cảnh bất ổn kinh tế (Bianchi và cộng sự, 2018), cũng có thể làm gia tăng nợ xấu ở các ngân hàng

bởi nguy cơ giá trị tài sản không còn bảo đảm cho khoản vay. Hơn nữa, trong bối cảnh bất ổn kinh tế gia tăng, các ngân hàng có thể tăng lãi suất (Ashraf, 2021; Ashraf và Shen, 2019), làm tăng chi phí trả nợ cho cả doanh nghiệp và cá nhân. Điều này đặc biệt đúng với các khoản vay có lãi suất thả nổi. Chi phí trả nợ cao hơn có thể làm giảm khả năng thanh toán nợ của người vay, vì vậy làm tăng tỷ lệ nợ xấu.

Kết quả nghiên cứu này đặt ra yêu cầu đối với các ngân hàng Việt Nam trong việc kiểm soát chất lượng các khoản vay trong giai đoạn bất ổn. Công tác thẩm định cần được tiến hành chặt chẽ hơn, đặc biệt liên quan đến nguồn trả nợ và tài sản bảo đảm – các yếu tố thường bị ảnh hưởng trong giai đoạn bất ổn. Bên cạnh đó, đa dạng hóa tài sản và thu nhập, đặc biệt là mở rộng và gia tăng các nguồn thu ngoài lãi là một hướng đi cần chú trọng, nhằm hạn chế ảnh hưởng tiêu cực từ các bất ổn kinh tế đến hiệu quả của ngân hàng.

Đối với các yếu tố nội bộ, năng lực cạnh tranh (*LI*) và đòn bẩy tài chính (*LEV*) cho thấy mối liên hệ tiêu cực có ý nghĩa thống kê ở mức 1% với tỷ lệ nợ xấu, với các hệ số tương ứng là -0,0783 và -0,1012. Về mặt kinh tế, giá trị *LI* cao hơn gắn liền với rủi ro tín dụng thấp hơn, hàm ý các ngân hàng có sức mạnh thị trường lớn hơn thường sở hữu lợi thế biên lợi nhuận cao và tệp khách hàng chất lượng, từ đó giảm áp lực chấp nhận rủi ro quá mức. Trong khi đó, tỷ lệ đòn bẩy *LEV* cao hơn đi kèm với mức nợ xấu thấp hơn có thể phản ánh tác động của "kỷ luật thị trường", khi áp lực trả nợ lớn buộc các ngân hàng phải thắt chặt quy trình thẩm định và quản trị tín dụng khắt khe hơn.

Ngược lại, quy mô ngân hàng (*SIZE*) có mối liên hệ cùng chiều với nợ xấu ở mức ý nghĩa 1%, thể hiện xu hướng các ngân hàng quy mô lớn thường ghi nhận tỷ lệ nợ xấu cao hơn, điều này có thể liên quan đến độ phức tạp trong quản lý danh mục tín dụng phân tán. Các yếu tố nội bộ còn lại, bao gồm tỷ lệ chi phí trên thu nhập (*CIR*) và tỷ lệ dư nợ trên tiền gửi (*LDR*), không ghi nhận mối liên hệ có ý nghĩa thống kê đối với rủi ro tín dụng trong mẫu nghiên cứu.

Trong ba yếu tố bên ngoài, chỉ có lạm phát có ảnh hưởng đến rủi ro tín dụng. Cụ thể, hệ số của *INF* bằng 0,0730, có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, cho thấy lạm phát tăng có thể khiến nợ xấu của các ngân hàng tăng lên. Còn tăng trưởng kinh tế (*GDP*) và đại dịch COVID-19 không cho thấy vai trò đối với nợ xấu ngân hàng trong thời gian nghiên cứu.

Mặc dù *WUI* có tác động dương rõ rệt đến nợ xấu, biến giả *COVID* lại không cho thấy ý nghĩa thống kê trong mô hình. Kết quả này không phủ nhận ảnh hưởng của đại dịch mà thực tế phản ánh vai trò điều tiết hiệu quả của các chính sách hỗ trợ từ Chính phủ và Ngân hàng Nhà nước Việt Nam. Có thể các chính sách cho phép cơ cấu lại thời hạn trả nợ và giữ nguyên nhóm nợ đã giúp triệt tiêu tác động tiêu cực tức thời của đại dịch lên rủi ro tín dụng ghi nhận trên báo cáo của các ngân hàng. Do đó, rủi ro tín dụng trong giai đoạn này bị chi phối bởi tâm lý bất định dài hạn từ thị trường quốc tế (WUI) nhiều hơn là cú sốc trực tiếp từ đại dịch đã được kiểm soát bằng các công cụ hành chính.

4.3. Kiểm định tính vững

Nghiên cứu này sử dụng phương pháp kiểm định tính vững được nhiều nghiên cứu áp dụng trước đây (Blaine, 2018; Luo và cộng sự, 2024). Theo đó, để bảo đảm tính đồng nhất của dữ liệu, các giá trị dị biệt (outliers) của *NPL* và *WUI* sẽ được làm mượt bằng phương pháp winsorize ở mức 1% và 5% (đặt tên lần lượt là *NPL_w1, NPL_w5, WUI_w1* và *WUI_w5*). Sau đó, nghiên cứu tiếp tục thực hiện lại hồi quy FGLS để đánh giá tính ổn định trong tác động của yếu tố bất ổn kinh tế đối với rủi ro tín dụng của hệ thống ngân hàng Việt Nam. Kết quả kiểm định được trình bày trong Bảng 7.

***Bảng 7**: Kiểm định tính vững*

Biến	Kết quả	
	NPL_w1	**NPL_w5**
WUI_w1	0,0344*** (0,0085)	-
WUI_w5	-	0,0326*** (0,0062)
LI	-0,0519*** (0,0071)	-0,0447*** (0,0052)
LEV	-0,0914*** (0,0208)	-0,0817*** (0,0152)
CIR	-0,0096 (0,0128)	-0,0119 (0,0093)
LDR	0,0004 (0,0033)	0,0022 (0,0024)
SIZE	0,0035*** (0,0008)	0,0030*** (0,0006)
GDP	-0,0500 (0,0424)	-0,0451 (0,0309)
INF	0,0606*** (0,0163)	0,0465*** (0,0119)
COVID	-0,0045*** (0,0017)	-0,0043*** (0,0013)
Constant	0,0433*** (0,0162)	0,0405*** (0,0119)

*Ghi chú: giá trị trong ngoặc đơn thể hiện sai số chuẩn, ***: kết quả có ý nghĩa thống kê ở mức 1%.*

Kết quả kiểm định tính vững trình bày trong Bảng 7 khẳng định tác động tích cực nhất quán của yếu tố bất ổn kinh tế vĩ mô đến rủi ro tín dụng. Cả hai giá trị *WUI_w1* và *WUI_w5* đều có tác động cùng chiều đến lần lượt *NPL_w1* và *NPL_w5*, cùng có ý nghĩa thống kê ở mức 1% như kết quả ở Bảng 6, với các hệ số lần lượt đạt 0,0344 và 0,0326. Như vậy, bất ổn kinh tế có thể làm gia tăng tỷ lệ nợ xấu đối với các ngân hàng ở Việt Nam trong giai đoạn 2010 – 2023 là kết quả đáng tin cậy. Tuy nhiên, độ lớn của các hệ số biến WUI sau khi làm mượt nhỏ hơn so với chính nó ở mô hình chính. Điều này cho thấy rằng những giá trị dị biệt có thể đã làm khuếch đại tác động của WUI đến rủi ro của hệ thống ngân hàng Việt Nam.

Đối với các biến kiểm soát bên trong ngân hàng, các biến *LI* và *LEV* cũng cho thấy kết quả nhất quán, cùng tác động tiêu cực đến rủi ro tín dụng, còn biến *SIZE* cũng cho thấy là yếu tố làm gia tăng rủi ro tín dụng. Các kết quả này hoàn toàn nhất quán với kết quả hồi quy của mô hình nghiên cứu chính được trình bày trong Bảng 6.

Tuy nhiên, có sự khác biệt trong kết quả ước lượng đối với các biến bên ngoài ngân hàng. Theo đó, nếu *INF* vẫn cho thấy ảnh hưởng cùng chiều, *GDP* không tác động nhưng *COVID* thể hiện tác động ngược chiều, điều mà mô hình chính chưa ghi nhận có ý nghĩa thống kê.

Như vậy, ảnh hưởng tiêu cực của COVID-19 đến tỷ lệ nợ xấu cho thấy sự khác biệt trong kết quả của kiểm định tính vững so với kết quả hồi quy của mô hình chính. Điều đó cho thấy, ngoài yếu tố đại dịch cần kiểm tra thêm, bất ổn kinh tế có ảnh hưởng cùng chiều với rủi ro tín dụng ở hệ thống ngân hàng Việt Nam là kết quả nhất quán.

5. Kết luận

Nghiên cứu đã cung cấp bằng chứng thực nghiệm mạnh mẽ về mối quan hệ thuận chiều giữa bất ổn kinh tế vĩ mô và rủi ro tín dụng tại Việt Nam. Kết quả này khẳng định rằng rủi ro trong hệ thống ngân hàng nội địa không chỉ đến từ nội tại nền kinh tế mà còn chịu tác động đáng kể bởi các cú sốc bất định từ quốc tế. Đồng thời, nghiên cứu làm sáng tỏ vai trò của cấu trúc quản trị (đòn bẩy) và đặc điểm quy mô trong việc định hình khả năng chống chịu rủi ro của ngân hàng.

Các ngân hàng quy mô lớn cần rà soát lại quy trình giám sát tín dụng phân tán để tránh hiện tượng nợ xấu tỷ lệ thuận với quy mô danh mục. Hơn nữa, các ngân hàng nên duy trì một mức đòn bẩy hợp lý để tạo ra "kỷ luật thị trường" tự thân, buộc đội ngũ thẩm định phải khắt khe hơn trong lựa chọn khách hàng nhằm bảo vệ chất lượng tín dụng tốt hơn. Về phía cơ quan quản lý, dựa trên tác động biên của WUI, Ngân hàng Nhà nước nên tích hợp chỉ số bất ổn thế giới vào các kịch bản kiểm tra sức chịu đựng (stress test) của hệ thống ngân hàng. Trong những giai đoạn chỉ số WUI biến động mạnh, các chính sách hỗ trợ thanh khoản hoặc giãn nợ cần được kích hoạt sớm hơn để ngăn chặn sự lây lan rủi ro tín dụng.

Hạn chế và hướng nghiên cứu tiếp theo:

Bài viết chưa đi sâu phân tích sự khác biệt giữa nhóm ngân hàng gốc quốc doanh và ngân hàng tư nhân, hoặc với nhóm ngân hàng có vốn ngoại. Đây có thể là yếu tố làm thay đổi mức độ nhạy cảm đối với bất ổn kinh tế. Cuối cùng, bên cạnh WUI, việc sử dụng các thước đo khác như bất ổn chính sách kinh tế (EPU) hoặc biến động thị trường tài chính (Volatility Index) sẽ giúp làm phong phú thêm kết quả so sánh.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

Ahir, H., Bloom, N., & Furceri, D. (2022). *The world uncertainty index* (NBER Working Paper No. 29763). National Bureau of Economic Research.

Aledeimat, S. R. M., & Bein, M. A. (2025). Assessing US and Global Economic Policy Uncertainty Effects on Non‐Performing Loans in MENA's Islamic and Conventional Banks. *International Journal of Finance & Economics*. https://doi.org/10.1002/ijfe.3121

Ashraf, B. N. (2021). Is Economic uncertainty a risk factor in bank loan pricing decisions? international evidence. *Risks*, *9*(5), 81. https://doi.org/10.3390/risks9050081

Ashraf, B. N., & Shen, Y. (2019). Economic policy uncertainty and banks' loan pricing. *Journal of Financial Stability*, *44*, 100695. https://doi.org/10.1016/j.jfs.2019.100695

Assefa, E., Hermes, N., & Meesters, A. (2013). Competition and the performance of microfinance institutions. *Applied Financial Economics*, *23*(9), 767-782. https://doi.org/10.1080/09603107.2012.754541

Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, *131*(4), 1593-1636. https://doi.org/10.1093/qje/qjw024

Bianchi, F., Ilut, C. L., & Schneider, M. (2018). Uncertainty shocks, asset supply and pricing over the business cycle. *The Review of Economic Studies*, *85*(2), 810-854. https://doi.org/10.1093/restud/rdx035

Bilgin, M. H., Danisman, G. O., Demir, E., & Tarazi, A. (2021). Bank credit in uncertain times: Islamic vs. conventional banks. *Finance Research Letters*, *39*, 101563. https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101563

Blaine, B. E. (2018). Winsorizing. *The SAGE encyclopedia of educational research, measurement, and evaluation*, 1817. https://doi.org/10.4135/9781506326139.n747

Bordo, M. D., Duca, J. V., & Koch, C. (2016). Economic policy uncertainty and the credit channel: Aggregate and bank level US evidence over several decades. *Journal of Financial Stability*, *26*, 90-106. https://doi.org/10.1016/j.jfs.2016.07.002

Bui, M.-T., Le, T.-H., & Do, L. T. P. (2024). The Nexus between Uncertainty and Credit Growth in BRICS Countries. In *Convergence and Developmental Aspects of Credit Allocations in BRICS Nations* (pp. 158-172). Routledge India.

Coibion, O., Georgarakos, D., Gorodnichenko, Y., Kenny, G., & Weber, M. (2024). The effect of macroeconomic uncertainty on household spending. *American economic review*, *114*(3), 645-677. https://doi.org/10.1257/aer.20221167

Danisman, G. O., Demir, E., & Ozili, P. (2021). Loan loss provisioning of US banks: Economic policy uncertainty and discretionary behavior. *International Review of Economics & Finance*, *71*, 923-935. https://doi.org/10.1016/j.iref.2020.10.016

Demir, E., & Danisman, G. O. (2021). The impact of economic uncertainty and geopolitical risks on bank credit. *The North American Journal of Economics and Finance*, *57*, 101444. https://doi.org/10.1016/j.najef.2021.101444

Furceri, D., Karras, G., & Yarveisi, K. (2026). The effects of uncertainty on the current account. *Journal of International Money and Finance*, 103589. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2026.103589

Ghenimi, A., Chaibi, H., & Omri, M. A. B. (2017). The effects of liquidity risk and credit risk on bank stability: Evidence from the MENA region. *Borsa Istanbul Review*, *17*(4), 238-248. https://doi.org/10.1016/j.bir.2017.05.002

Greasley, D., Madsen, J. B., & Oxley, L. (2001). Income uncertainty and consumer spending during the great depression. *Explorations in Economic History*, *38*(2), 225-251. https://doi.org/10.1006/exeh.2000.0751

Hair Jnr, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). Multivariate data analysis.

Hamdi, K., & Hassen, G. (2022). Economic policy uncertainty effect on credit risk, lending decisions and banking performance: evidence from Tunisian listed banks. *Journal of Economic and Administrative Sciences*, *38*(2), 287-303. https://doi.org/10.1108/JEAS-09-2020-0159

Huynh, J., & Phan, T. M. H. (2024). Uncertainty in banking and debt financing of firms in Vietnam. *Plos one*, *19*(7), e0305724. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0305724

Imbierowicz, B., & Rauch, C. (2014). The relationship between liquidity risk and credit risk in banks. *Journal of Banking & Finance*, *40*, 242-256. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.11.030

Karadima, M., & Louri, H. (2021). Economic policy uncertainty and non-performing loans: The moderating role of bank concentration. *Finance Research Letters*, *38*, 101458. https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101458

Kunjal, D., & Suvvari, A. R. (2024). Do Economic and Geopolitical Risks Matter for Banks' Lending Decisions, Credit Risk, Performance, and Stability in South Africa? *Finance, Accounting and Business Analysis (FABA)*, *6*(1), 74-85.

Lê Duy Khánh. (2025). Tác động của sức mạnh thị trường đến hiệu quả hoạt động: Trường hợp các ngân hàng thương mại. *Tạp chí Kinh tế - Luật & Ngân hàng*, *276*(4), 59-70. https://doi.org/10.59276/JELB.2025.04.2776

Luo, H., Kamarudin, F., & Nor, N. M. (2024). The impact of economic uncertainty on bank efficiency—the moderating role of country governance. *Heliyon*, *10*(6), e27905. https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2024.e27905

Naili, M., & Lahrichi, Y. (2022). Banks' credit risk, systematic determinants and specific factors: recent evidence from emerging markets. *Heliyon*, *8*(2), e08960. https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2022.e08960

Ng, J., Saffar, W., & Zhang, J. J. (2020). Policy uncertainty and loan loss provisions in the banking industry. *Review of accounting studies*, *25*(2), 726-777. https://doi.org/10.1007/s11142-019-09530-y

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

Quoc Trung, N. K. (2021). The relationship between internal control and credit risk–The case of commercial banks in Vietnam. *Cogent Business & Management*, *8*(1), 1908760. https://doi.org/10.1080/23311975.2021.1908760

Samarasinghe, A., & Ahmed, A. D. (2025). Economic Policy Uncertainty ‐ Bank Risk Nexus: Cross ‐ Country Evidence. *Accounting & Finance*. https://doi.org/10.1111/acfi.70069

Shabir, M., Jiang, P., Hashmi, S. H., & Bakhsh, S. (2022). Non-linear nexus between economic policy uncertainty and bank lending. *International Review of Economics & Finance*, *79*, 657-679. https://doi.org/10.1016/j.iref.2022.02.016

Siddique, A., Khan, M. A., & Khan, Z. (2022). The effect of credit risk management and bank-specific factors on the financial performance of the South Asian commercial banks. *Asian journal of accounting research*, *7*(2), 182-194. https://doi.org/10.1108/AJAR-08-2020-0071

Tran, D. V., & Houston, R. (2021). The effects of policy uncertainty on bank loan loss provisions. *Economic Modelling*, *102*, 105575. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2021.105575

Wang, C.-W., Lee, C.-C., & Chen, M.-C. (2022). The effects of economic policy uncertainty and country governance on banks' liquidity creation: International evidence. *Pacific-Basin Finance Journal*, *71*, 101708. https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2022.101708

William, H. G. (2003). *Econometric analysis fifth edition*. Pearson Education, Inc., Upper Saddle River, NewJersey, 07458.

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press.

Thông tin tác giả:
Lê Duy Khánh
- Đơn vị công tác: Trường Đại học Mở Thành phố Hồ Chí Minh
- Địa chỉ email: *khanh.ld@ou.edu.vn*

Ngày nhận bài: 30/01/2026
Ngày nhận bản sửa: 20/03/2026
Ngày duyệt đăng: 09/10/2026