

RỦI RO ĐỊA CHÍNH TRỊ VÀ HOẠT ĐỘNG TÍN DỤNG CỦA CÁC NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI VIỆT NAM

Geopolitical risk and bank lending: empirical evidence from Vietnam

BÙI HUY TRUNG

*N*ghiên cứu phân tích tác động của rủi ro địa chính trị đến hoạt động tín dụng của các ngân hàng thương mại Việt Nam, sử dụng dữ liệu bảng theo quý giai đoạn quý I-2015 đến quý III-2025 của 27 ngân hàng thương mại kết hợp với phương pháp mô hình Mômen tổng quát hệ thống (System GMM). Kết quả thực nghiệm cho thấy rủi ro địa chính trị tác động tiêu cực đến tăng trưởng tín dụng và tác động cùng chiều đến rủi ro tín dụng. Khi phân tích theo quy mô, tác động bất lợi lên tăng trưởng tín dụng là nhất quán ở cả hai nhóm, trong khi tác động cùng chiều lên rủi ro tín dụng chỉ có ý nghĩa thống kê ở nhóm ngân hàng quy mô nhỏ. Các kết quả gợi mở hàm ý cho việc hoàn thiện khuôn khổ quản trị rủi ro và giám sát an toàn hệ thống trong bối cảnh bất định địa chính trị gia tăng.

Từ khóa: rủi ro địa chính trị, tín dụng ngân hàng, ngân hàng thương mại Việt Nam.

This study examines the impact of geopolitical risk on the credit activities of Vietnamese commercial banks using quarterly panel data for the period 2015Q1-2025Q3 from 27 commercial banks, estimated via the System Generalized Method of Moments (System GMM). The empirical results indicate that geopolitical risk exerts a negative effect on credit growth and a positive effect on credit risk. In the subsample analysis by bank size, the adverse impact on credit growth remains consistent across both groups, whereas the positive association with credit risk is statistically significant only for small banks. These findings offer implications for strengthening risk management frameworks and prudential supervision in the context of heightened geopolitical uncertainty.

Keywords: geopolitical risk, bank lending, Vietnamese commercial banks.

1. Giới thiệu

Trong bối cảnh kinh tế thế giới ngày càng liên kết sâu rộng, các cú sốc phi kinh tế, đặc biệt là rủi ro địa chính trị, đang trở thành nguồn bất định có sức lan tỏa mạnh tới tăng trưởng và ổn định vĩ mô. Tính chất khó dự báo về thời điểm, cường độ và phạm vi lan tỏa khiến rủi ro địa chính trị tác động mạnh lên tâm lý thị trường, làm gia tăng biến động giá tài sản, đồng thời ảnh hưởng đến quyết định đầu tư, tiêu dùng và hoạt động sản xuất, kinh doanh trong nền kinh tế.

Khi bất ổn gia tăng, điều kiện tài chính có thể thắt chặt do phân bổ rủi ro tăng và dòng vốn dịch chuyển; thị trường ngoại hối và lãi suất biến động mạnh hơn; trong khi mức độ sẵn sàng nắm giữ rủi ro của các chủ thể tài chính suy giảm. Trong bối cảnh đó, hệ thống ngân hàng có thể đồng thời chịu tác động từ phía bảng cân đối (chất lượng tài sản và rủi ro tín dụng), phía nguồn vốn (chi phí huy động và thanh khoản) và phía hoạt

Bùi Huy Trung, TS., Học viện Ngân hàng.

động (quy mô tín dụng, tài trợ thương mại và thanh toán quốc tế).

Đối với Việt Nam, mối quan hệ giữa rủi ro địa chính trị và hoạt động tín dụng ngân hàng có ý nghĩa đặc biệt quan trọng vì ba lý do cấu trúc. Thứ nhất, Việt Nam là nền kinh tế có độ mở cao, với tỷ lệ tổng kim ngạch xuất nhập khẩu so với GDP khoảng 180% trong năm 2025 (Tổng cục Thống kê, 2025), khiến các cú sốc địa chính trị truyền qua kênh thương mại và chuỗi cung ứng trở nên trực diện hơn. Thứ hai, khu vực FDI đóng góp khoảng 20% GDP và hơn 70% kim ngạch xuất khẩu; do đó, các thay đổi trong cấu trúc chuỗi cung ứng toàn cầu hay chính sách kiểm soát công nghệ có thể tác động nhanh đến triển vọng đầu tư, dòng ngoại tệ và nhu cầu tín dụng doanh nghiệp. Thứ ba, với mức độ phụ thuộc tương đối lớn vào kênh tín dụng ngân hàng trong cung ứng vốn, các cú sốc lên khu vực sản xuất và xuất khẩu có thể phản ánh nhanh vào rủi ro bảng cân đối của ngân hàng và định hình quyết định mở rộng hay thu hẹp tín dụng, từ đó gây tác động lan tỏa tới doanh nghiệp và hộ gia đình.

Từ góc độ học thuật, mặc dù đã có một số nghiên cứu về tác động của rủi ro địa chính trị đến hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam, phần lớn tập trung vào khả năng sinh lời và ổn định tài chính, trong khi hoạt động tín dụng chưa được xem xét một cách có hệ thống (Vương Thị Hương Giang và Nguyễn Trần Minh Nhựt, 2023; Nhữ Trọng Bách, 2025). Nghiên cứu này đóng góp bằng chứng thực nghiệm về tác động của rủi ro địa chính trị đến cả hai chiều của hoạt động tín dụng là quy mô tín dụng (LoanGrowth) và chất lượng tín dụng (LoanRisk), đồng thời kiểm tra tính không đồng nhất theo quy mô ngân hàng, sử dụng dữ liệu 27 ngân hàng thương mại Việt Nam giai đoạn quý I - 2015 đến quý II - 2025. Giai đoạn này bao gồm nhiều biến cố địa

chính trị quan trọng như căng thẳng thương mại Mỹ - Trung (2018 - 2019 và 2025), đại dịch COVID-19 (2020), xung đột Nga - Ukraine (2022), gián đoạn an ninh hàng hải tại Biển Đỏ (2023) và căng thẳng eo biển Đài Loan (2024), tạo điều kiện đánh giá phản ứng của tín dụng ngân hàng qua nhiều chu kỳ rủi ro địa chính trị khác nhau.

2. Tổng quan nghiên cứu và khung lý thuyết

2.1. Khái niệm và đo lường rủi ro địa chính trị

Theo cách tiếp cận truyền thống, rủi ro gắn với môi trường chính trị và xã hội được hiểu là xác suất và mức độ tổn thất phát sinh từ các biến cố như bất ổn chính trị, bạo lực, chiến tranh hoặc khủng bố làm thay đổi giá trị tài sản và dòng tiền kỳ vọng của doanh nghiệp (Kobrin, 1979). Dựa trên nền tảng đó, trong các nghiên cứu gần đây, rủi ro địa chính trị được nhấn mạnh như một dạng bất định chính trị và xã hội, tập trung vào các căng thẳng và biến cố phát sinh từ quan hệ giữa các chủ thể quốc tế, bao gồm chiến tranh, xung đột quân sự, khủng bố xuyên biên giới, cạnh tranh chiến lược, các biện pháp trừng phạt và các hình thức đối đầu làm gián đoạn thương mại cũng như chuỗi cung ứng. Điểm khác biệt quan trọng so với bất định chính sách kinh tế là rủi ro địa chính trị gắn với các sự kiện và căng thẳng quốc tế mang tính sốc, khó dự báo về thời điểm và có khả năng tạo ra thay đổi đột ngột trong điều kiện thương mại, giá hàng hóa và khẩu vị rủi ro toàn cầu. Trong hướng tiếp cận này, chỉ số rủi ro địa chính trị do Caldara và Iacoviello (2022) phát triển, dựa trên phân tích tần suất các từ khóa liên quan đến chiến tranh, căng thẳng và khủng bố trong các tờ báo lớn của Mỹ, Vương Quốc Anh và Canada, là thước đo được công nhận và sử dụng rộng rãi nhất trong nghiên cứu học thuật hiện nay.

2.2. Cơ chế truyền dẫn của rủi ro địa chính trị đến hoạt động tín dụng

Do rủi ro địa chính trị có thể được tiếp cận như một dạng bất định có nguồn gốc phi kinh tế, tác động của nó đến hoạt động tín dụng thường được phân tích dựa trên nền tảng lý thuyết về bất định và khuếch đại tài chính. Bernanke (1983) chỉ ra tính khó đảo ngược của nhiều quyết định đầu tư, dẫn đến hành vi trì hoãn khi bất định tăng, qua đó làm suy giảm nhu cầu vốn và hoạt động kinh tế thực. Bloom (2009) lập luận rằng các cú sốc bất định có thể thu hẹp sản xuất và việc làm trong ngắn hạn do doanh nghiệp tạm dừng điều chỉnh. Baker và cộng sự (2016) cung cấp bằng chứng thực nghiệm rằng các đợt gia tăng bất định có liên hệ với sự suy giảm của hoạt động đầu tư và sản xuất.

Từ các nền tảng này, tác động của rủi ro địa chính trị lên hoạt động tín dụng có thể phân tích theo hai kênh chính. Về phía cầu tín dụng, khi rủi ro địa chính trị gia tăng, triển vọng lợi nhuận kỳ vọng suy giảm và độ bất định tăng cao khiến doanh nghiệp trì hoãn đầu tư và mở rộng sản xuất (Bernanke, 1983; Bloom, 2009), dẫn đến suy yếu cầu tín dụng đầu tư trung và dài hạn. Tuy nhiên, trong một số bối cảnh, gián đoạn chuỗi cung ứng và biến động giá đầu vào có thể làm tăng nhu cầu vốn lưu động ngắn hạn, khiến tác động lên quy mô tín dụng tổng thể có thể không đồng nhất. Về phía cung tín dụng, khi bất ổn địa chính trị gia tăng, ngân hàng có xu hướng điều chỉnh khẩu vị rủi ro và siết tiêu chuẩn cấp tín dụng, phù hợp với hàm ý của Stiglitz và Weiss (1981) về hạn chế tín dụng trong môi trường rủi ro cao và thông tin bất cân xứng. Sự suy giảm băng cân đối của người vay (Bernanke và Gertler, 1989) làm tăng chi phí tài trợ bên ngoài và hạn chế khả năng mở rộng tín

dụng của ngân hàng, đặc biệt khi ngân hàng gặp ràng buộc về vốn hoặc thanh khoản (Kashyap và Stein, 2000).

2.3. Tổng quan bằng chứng thực nghiệm và giả thuyết nghiên cứu

Các nghiên cứu thực nghiệm về tác động của rủi ro địa chính trị đến hoạt động ngân hàng chủ yếu tập trung tại các quốc gia phát triển. Lee và Lee (2019) chứng minh tác động tiêu cực của rủi ro địa chính trị đến lợi nhuận các ngân hàng Trung Quốc thông qua kênh giá dầu. Phan và cộng sự (2022) cung cấp bằng chứng về mối quan hệ ngược chiều giữa rủi ro địa chính trị và ổn định tài chính của hệ thống ngân hàng Mỹ. Ở phạm vi đa quốc gia, Lê Anh Tuấn và Phạm Thị Kiều Khanh (2022) sử dụng dữ liệu 776 ngân hàng tại tám quốc gia Châu Á và chỉ ra tác động tiêu cực của rủi ro địa chính trị đến ổn định tài chính ngân hàng. Niepmann và Shen (2025) cho thấy các ngân hàng Mỹ hoạt động toàn cầu có xu hướng giảm cho vay xuyên biên giới tới các thị trường đối mặt với rủi ro địa chính trị gia tăng. Avril và cộng sự (2025) nghiên cứu tác động của xung đột Nga - Ukraine đến cung tín dụng của các ngân hàng Châu Âu và cho thấy các ngân hàng có mức độ phơi nhiễm lớn hơn đã cắt giảm cho vay đáng kể hơn.

Tại Việt Nam, các nghiên cứu hiện tại chủ yếu đánh giá tác động của rủi ro địa chính trị đến khả năng sinh lời và ổn định tài chính (Vương Thị Hương Giang và Nguyễn Trần Minh Nhựt, 2023; Nhữ Trọng Bách, 2025), trong khi tác động đến hoạt động tín dụng vẫn chưa được nghiên cứu có hệ thống. Khoảng trống này, kết hợp với các đặc điểm cấu trúc của nền kinh tế Việt Nam, là cơ sở để nghiên cứu này kiểm định ba giả thuyết:

H1: Rủi ro địa chính trị tác động tiêu cực đến tăng trưởng tín dụng của các ngân hàng thương mại.

H2: Rủi ro địa chính trị tác động cùng chiều đến rủi ro tín dụng của các ngân hàng thương mại.

H3: Tác động của rủi ro địa chính trị đến hoạt động tín dụng có sự khác biệt giữa các nhóm ngân hàng có quy mô khác nhau.

3. Dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Để đánh giá tác động của rủi ro địa chính trị đến hoạt động tín dụng của các ngân hàng thương mại Việt Nam, nghiên cứu ước lượng mô hình hồi quy dữ liệu bảng động:

$$\text{BankCredit}_{it} = \beta_1 \text{BankCredit}_{i,t-1} + \beta_2 \text{GPR}_{i,t-1} + \beta' X_{i,t-1} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Trong đó, i là chỉ số ngân hàng và t là chỉ số thời gian. Biến phụ thuộc BankCredit_{it} đại diện cho hoạt động tín dụng ngân hàng, được đo lường thông qua hai chỉ báo: (i) LoanGrowth , tốc độ tăng trưởng dư nợ tín dụng so với quý liền trước; và (ii) LoanRisk , tỷ lệ trích lập dự phòng rủi ro tín dụng trên tổng dư nợ (LLP), phản ánh mức độ rủi ro mà ngân hàng ghi nhận trong danh mục cho vay. Biến giải thích chính là chỉ số rủi ro địa chính trị (GPR) của Caldara và Iacoviello (2022), được tính bình quân ba tháng trong quý để chuẩn hóa với dữ liệu quý. Các biến kiểm soát bao gồm quy mô ngân hàng (SIZE, logarit tự nhiên tổng tài sản), tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản (ROA), tỷ lệ vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản (CAP), tỷ lệ tài sản thanh khoản trên tổng tài sản (LIQ) và tốc độ tăng trưởng GDP theo quý. Tất cả các biến giải thích được lấy giá trị trễ một chu kỳ nhằm giảm thiểu vấn đề nội sinh và đảm bảo hướng nhân quả từ biến độc lập đến biến phụ thuộc. μ_i và φ_t lần lượt là hiệu ứng cố định thời gian và hiệu ứng cố định ngân hàng.

Nghiên cứu áp dụng phương pháp Mômen tổng quát hệ thống (System GMM)

do Arellano và Bover (1995) đề xuất, phù hợp với đặc điểm của dữ liệu bảng động có biến phụ thuộc trễ, số lượng đơn vị (N) lớn hơn số kỳ thời gian (T) và tiềm ẩn vấn đề nội sinh từ đặc trưng ngân hàng không quan sát được. Tính phù hợp của các biến công cụ được kiểm định thông qua kiểm định AR(1), AR(2) về tương quan chuỗi và kiểm định Sargan về tính hợp lệ của biến công cụ.

3.2. Dữ liệu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng theo quý của 27 ngân hàng thương mại Việt Nam trong giai đoạn quý I-2015 đến quý III-2025, gồm 1.129 quan sát hợp lệ. Dữ liệu đặc trưng ngân hàng được thu thập và tính toán từ báo cáo tài chính hợp nhất theo quý; dữ liệu vĩ mô (GDP) được lấy từ Tổng cục Thống kê; và chỉ số GPR được lấy từ cơ sở dữ liệu trực tuyến của Caldara và Iacoviello (2022). Để phân tích tính không đồng nhất theo quy mô, mẫu được chia thành hai nhóm: nhóm ngân hàng lớn (428 quan sát, tổng tài sản lớn hơn trung bình ngành) và nhóm ngân hàng nhỏ (701 quan sát, tổng tài sản nhỏ hơn trung bình ngành).

Bảng 1 trình bày thống kê mô tả của các biến trong mô hình. Tốc độ tăng trưởng tín dụng bình quân (LoanGrowth) đạt 4,69%, với độ lệch chuẩn 0,056, phản ánh sự khác biệt đáng kể về tăng trưởng tín dụng giữa các ngân hàng và theo thời gian. Biến rủi ro tín dụng (LoanRisk) có giá trị bình quân khoảng 0,30%, với độ lệch chuẩn 0,0032, cho thấy mức trích lập dự phòng trong mẫu nhìn chung ở mức thấp. Chỉ số GPR có giá trị bình quân 0,0900, độ lệch chuẩn 0,0527 và dao động trong khoảng 0,2128 - 0,8005, phản ánh biến động đáng kể của rủi ro địa chính trị trong giai đoạn nghiên cứu, bao gồm nhiều đỉnh gắn với các biến cố địa chính trị lớn toàn cầu.

BẢNG 1: Thống kê mô tả các biến trong mô hình (n = 1.129)

Biến	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Tối thiểu	Tối đa	Trung vị	Skewness	Kurtosis
LoanGrowth	0,0469	0,0560	-0,1952	0,7348	0,0398	3,7075	36,4885
LoanRisk	0,0030	0,0032	-0,0028	0,0331	0,0023	2,4766	13,5527
GPR	0,0900	0,0527	0,2128	0,8005	0,0808	1,7713	7,3684
SIZE	32,8986	1,1468	30,4215	35,6611	32,8441	0,1489	2,4371
CAP	0,0871	0,0308	0,0407	0,2160	0,0789	1,2100	4,3364
ROA	0,0026	0,0025	-0,0427	0,0158	0,0022	-4,5390	88,8913
LIQ	0,3182	0,0750	0,1433	0,6186	0,3078	0,6287	3,2295
GDP	0,0627	0,0194	0,0036	0,1367	0,0668	0,3539	7,7678

Ghi chú: Tất cả biến tỷ lệ được tính theo giá trị thực (không nhân 100); SIZE là logarit tự nhiên tổng tài sản tính bằng tỷ đồng.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Bảng 2 trình bày ma trận tương quan phóng đại phương sai (VIF) đều nhỏ hơn 2, giữa các biến giải thích. Nhìn chung, các hệ cho thấy mô hình không gặp vấn đề đa cộng số tương quan đều ở mức thấp và hệ số tuyến nghiêm trọng.

BẢNG 2: Ma trận tương quan và hệ số VIF của các biến giải thích

Biến	GPR	SIZE	CAP	ROA	LIQ	GDP	VIF
GPR	1,000						1,01
SIZE	-0,0062	1,000					1,42
CAP	-0,0303	-0,2209***	1,000				1,28
ROA	0,0039	0,3767***	0,2886***	1,000			1,43
LIQ	-0,0759**	-0,1719***	0,0161	0,0381	1,000		1,06
GDP	0,0587**	0,0314	-0,0033	-0,0073	0,0217	1,000	1,01

Ghi chú: ***, ** lần lượt biểu thị mức ý nghĩa thống kê 1% và 5%.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

BẢNG 3: Thống kê mô tả theo nhóm quy mô ngân hàng

Biến	N	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Tối thiểu	Tối đa	Trung vị	Skewness	Kurtosis
Nhóm ngân hàng thương mại quy mô lớn								
LoanGrowth	428	0,0472	0,0426	-0,0556	0,3793	0,0425	2,3271	15,3000
LoanRisk	428	0,0040	0,0035	-0,0011	0,0172	0,0029	1,6587	5,5184
GPR	428	0,0895	0,0523	0,0259	0,3002	0,0808	1,7944	7,4994
SIZE	428	33,9968	0,7439	32,1187	35,6611	33,9957	0,1025	2,2161
CAP	428	0,0846	0,0323	0,0407	0,1758	0,0772	1,2318	3,8267
ROA	428	0,0036	0,0021	-0,0017	0,0158	0,0033	0,8590	4,8879
LIQ	428	0,2923	0,0651	0,1433	0,5080	0,2771	0,5874	2,7872
GDP	428	0,0628	0,0192	0,0036	0,1367	0,0668	0,3517	7,9162
Nhóm ngân hàng thương mại quy mô nhỏ								
LoanGrowth	701	0,0467	0,0628	-0,1952	0,7348	0,0383	3,8003	35,2745
LoanRisk	701	0,0024	0,0027	-0,0028	0,0331	0,0018	3,4810	28,0909
GPR	701	0,0903	0,0530	0,0259	0,3002	0,0808	1,7574	7,2909
SIZE	701	32,2281	0,7708	30,4215	33,9291	32,2749	-0,1940	2,5129
CAP	701	0,0887	0,0297	0,0436	0,2160	0,0801	1,2290	4,8073
ROA	701	0,0020	0,0026	-0,0427	0,0104	0,0018	-6,8484	121,3780
LIQ	701	0,3339	0,0762	0,1557	0,6186	0,3253	0,5871	3,2068
GDP	701	0,0628	0,0192	0,0036	0,1367	0,0668	0,3553	7,6800

Nguồn: Tính toán của tác giả.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Kết quả mô hình chính

Bảng 4 trình bày kết quả ước lượng GMM cho toàn mẫu. Các kiểm định AR(2) và Sargan không bác bỏ giả thuyết không về tương quan chuỗi bậc hai và tính hợp lệ

của biến công cụ, xác nhận sự phù hợp của mô hình.

Đối với mô hình (1) với biến phụ thuộc LoanGrowth, hệ số của GPR là -0,3992 và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, hàm ý rủi ro địa chính trị gia tăng tương quan với sự suy

giảm tốc độ tăng trưởng tín dụng của các ngân hàng thương mại Việt Nam. Kết quả này ủng hộ giả thuyết H1 và nhất quán với lập luận về hành vi trì hoãn quyết định trong bối cảnh bất định (Bernanke, 1983; Bloom, 2009) cũng như vai trò khuếch đại tài chính qua kênh tín dụng ngân hàng (Bernanke và Gertler, 1989; Kashyap và Stein, 2000).

Đối với mô hình (2) với biến phụ thuộc LoanRisk, hệ số của GPR là -0,0062 và có ý nghĩa ở mức 5%. Kết quả này cho thấy rủi ro địa chính trị tương quan ngược chiều với

LLP ở toàn mẫu, chưa ủng hộ giả thuyết H2 ở cấp độ toàn mẫu. Một cách giải thích nhất quán là khi môi trường bất định tăng, ngân hàng phản ứng bằng cách thận trọng hóa danh mục cho vay, tập trung vào khách hàng có tài sản bảo đảm tốt hơn và hạn chế mở rộng vào phân khúc rủi ro cao, phù hợp với lập luận về hạn chế tín dụng trong điều kiện thông tin bất cân xứng (Stiglitz và Weiss, 1981). Hệ quả là áp lực trích lập dự phòng có thể giảm trong ngắn hạn, phản ánh phản ứng phòng thủ của ngân hàng trước rủi ro bên ngoài.

BẢNG 4: Kết quả ước lượng GMM: Tác động của GPR đến hoạt động tín dụng của các ngân hàng thương mại Việt Nam

Biến	Mô hình (1) - LoanGrowth	Mô hình (2) - LoanRisk
L(LoanGrowth)	-0,2706*** (0,0224)	
L(LoanRisk)		0,0047*** (0,0192)
L(GPR)	-0,3992*** (0,0433)	-0,0062** (0,0018)
L(SIZE)	0,0008 (0,0001)	0,0003** (0,0001)
L(CAP)	-0,0677 (0,0623)	0,0216*** (0,0039)
L(ROA)	0,9254* (0,4950)	0,1513*** (0,0413)
L(LIQ)	0,1439*** (0,0151)	0,0002 (0,0006)
L(GDP)	0,0009 (0,0001)	-0,0216 (0,0046)
Hằng số	0,0466* (0,0516)	-0,0081* (0,0046)
N	1.129	1.129
FE thời gian	Có	Có

Rủi ro địa chính trị...

FE ngân hàng	Có	Có
AR(1)	4,01	3,01
AR(2)	0,76	1,08
Sargan	46,10	63,43

Ghi chú: ***, **, * lần lượt biểu thị mức ý nghĩa thống kê 1%, 5% và 10%; giá trị trong ngoặc đơn là sai số chuẩn; L(.) ký hiệu giá trị trễ một chu kỳ.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

4.2. Phân tích theo nhóm quy mô ngân hàng

Bảng 5 trình bày thống kê mô tả và kết quả hồi quy GMM cho hai nhóm ngân hàng phân chia theo quy mô tổng tài sản so với trung bình ngành. GPR mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê đối với LoanGrowth ở cả hai nhóm ngân hàng, với hệ số lớn hơn ở nhóm nhỏ (-0,3876) so với nhóm lớn (-0,2097), xác nhận tác động bất lợi của rủi ro địa chính trị lên tăng trưởng tín dụng là nhất quán và mạnh hơn ở nhóm ngân hàng nhỏ.

Đối với LoanRisk, hệ số GPR mang dấu dương và chỉ có ý nghĩa thống kê ở nhóm ngân hàng nhỏ (0,0123, mức 1%), trong khi không có ý nghĩa ở nhóm ngân hàng lớn. Kết quả này ủng hộ cả giả thuyết H2 và H3

ở cấp độ nhóm, đồng thời phù hợp với phát hiện của Avril và cộng sự (2025). Sự bất đối xứng này phản ánh hai hiệu ứng trái chiều đồng thời tác động lên LLP khi GPR tăng: hiệu ứng phòng thủ (ngân hàng thận trọng hóa danh mục, làm giảm áp lực trích lập) và hiệu ứng suy giảm chất lượng (dòng tiền doanh nghiệp xấu đi do gián đoạn thương mại và biến động chi phí đầu vào, làm tăng nhu cầu dự phòng). Ở nhóm ngân hàng nhỏ, hiệu ứng thứ hai trội hơn do năng lực tái cơ cấu danh mục hạn chế hơn, mức độ tập trung tín dụng cao hơn và tỷ trọng cho vay doanh nghiệp nhỏ và vừa lớn hơn, đây là nhóm khách hàng nhạy cảm nhất với gián đoạn thương mại và biến động chi phí đầu vào (Stiglitz và Weiss, 1981; Bernanke và cộng sự, 1999).

BẢNG 5: Kết quả ước lượng GMM theo nhóm quy mô ngân hàng

Biến	NHTM quy mô lớn		NHTM quy mô nhỏ	
	LoanGrowth	LoanRisk	LoanGrowth	LoanRisk
L(LoanGrowth)	-0,0817* (0,0482)		0,3321*** (0,0278)	
L(LoanRisk)		0,1716** (0,2786)		-0,0304*** (0,0299)
L(GPR)	-0,2097*** (0,0721)	0,0229 (0,0220)	-0,3876*** (0,0686)	0,0123*** (0,0047)
L(SIZE)	0,1249** (0,0562)	0,0008 (0,0003)	-0,0063** (0,0027)	0,0004* (0,0002)

Rủi ro địa chính trị...

L(CAP)	0,1037* (0,3092)	0,1149** (0,0974)	-0,0268*** (0,0822)	0,0405*** (0,0033)
L(ROA)	0,5640 (0,6588)	0,2304 (0,2106)	0,1302** (0,0625)	-0,0894 (0,1156)
L(LIQ)	0,5094*** (0,1836)	0,0045** (0,0095)	0,1637*** (0,0183)	0,0070*** (0,0020)
L(GDP)	-0,0001 (0,0004)	0,0004 (0,0005)	0,0005 (0,0003)	-0,0001 (0,0000)
Hằng số	-0,4187** (0,1907)	0,0048** (0,0147)	0,2626*** (0,0897)	-0,0194** (0,0087)
N	428	428	701	701
FE thời gian	Có	Có	Có	Có
FE ngân hàng	Có	Có	Có	Có
AR(1)	2,16	2,70	3,25	2,59
AR(2)	1,96	1,99	0,57	1,89
Sargan	25,53	25,11	24,74	19,04

Ghi chú: ***, **, * lần lượt biểu thị mức ý nghĩa thống kê 1%, 5% và 10%; giá trị trong ngoặc đơn là sai số chuẩn; L(.) ký hiệu giá trị trễ một chu kỳ.

Nguồn: Tính toán của tác giả

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm về tác động của rủi ro địa chính trị đến hoạt động tín dụng của các ngân hàng thương mại Việt Nam, sử dụng dữ liệu bảng theo quý giai đoạn quý I-2015 đến quý III-2025 của 27 ngân hàng thương mại và phương pháp System GMM. Ba phát hiện chính đáng chú ý. Thứ nhất, rủi ro địa chính trị tương quan ngược chiều có ý nghĩa thống kê với tăng trưởng tín dụng ở toàn mẫu và ở cả hai nhóm ngân hàng theo quy mô, với mức độ tác động mạnh hơn ở nhóm nhỏ. Thứ hai, ở cấp độ toàn mẫu, rủi ro địa chính trị tương quan ngược chiều với LLP, phản ánh phản ứng phòng thủ của ngân hàng trong bối cảnh bất định. Thứ ba, ở nhóm ngân hàng nhỏ, rủi ro địa chính trị

tương quan cùng chiều có ý nghĩa với LLP, cho thấy nhóm này nhạy cảm hơn với các cú sốc địa chính trị bên ngoài và có năng lực hấp thụ rủi ro hạn chế hơn.

Từ các kết quả này, nghiên cứu gợi ý một số hàm ý chính sách theo hai hướng. Về phía cơ quan quản lý, cần tích hợp GPR hoặc chỉ số tương đương vào hệ thống cảnh báo sớm và khuôn khổ giám sát vĩ mô thận trọng. Cơ chế giám sát dựa trên rủi ro cần ưu tiên theo dõi nhóm ngân hàng nhỏ trong các giai đoạn bất định địa chính trị gia tăng, tập trung vào danh mục cho vay nhạy cảm với thương mại và chuỗi cung ứng. Chính sách điều hành tín dụng trong các giai đoạn đó cần hướng tới hạn chế nguy cơ thắt chặt tín dụng đồng loạt gây tác động lan tỏa bất lợi lên doanh

ng nghiệp nhỏ và vừa phụ thuộc lớn vào tín dụng ngân hàng. Về phía ngân hàng thương mại, nghiên cứu gợi ý việc tích hợp GPR vào Quy trình đánh giá mức độ đủ vốn nội bộ (ICAAP) theo hướng kịch bản hóa rủi ro, đặc biệt với các kịch bản gián đoạn thương mại và chuỗi cung ứng. Với nhóm ngân hàng nhỏ, cần ưu tiên nâng tiêu chuẩn thẩm định đối với khách hàng phụ thuộc xuất nhập khẩu, tăng tần suất theo dõi sau giải ngân và rà soát hạn mức tập trung theo ngành.

Nghiên cứu có một số hạn chế cần được khắc phục trong các công trình tiếp theo. Thứ nhất, việc sử dụng LLP làm đại diện cho rủi ro tín dụng có thể chưa phản ánh đầy đủ chất lượng tín dụng theo nghĩa rộng; các nghiên cứu tương lai có thể bổ sung tỷ lệ nợ xấu để kiểm chứng tính vững của kết quả. Thứ hai, mặc dù System GMM giúp giảm bớt sai lệch do nội sinh, vẫn có khả năng tồn tại nội sinh do bỏ sót biến không quan sát được; các thiết kế nhận dạng bổ sung như biến công cụ bên ngoài hoặc mô hình ngưỡng sẽ củng cố thêm lập luận nhân quả. Thứ ba, nghiên cứu chưa xác định ngưỡng cảnh báo cụ thể của GPR; hướng triển khai phù hợp là xây dựng ngưỡng theo phân vị GPR kết hợp với các chỉ báo nội tại ngân hàng nhằm chuyển hóa kết quả định lượng thành công cụ giám sát thực hành./.

TÀI LIỆU TRÍCH DẪN

1. Arellano M., Bover O. (1995), “Another look at the instrumental variable estimation of error-components models”, *Journal of Econometrics*, vol. 68, no. 1, pp. 29-51.
2. Avril P. et al. (2025), “Geopolitical risk, bank lending and real effects on firms: evidence from the Russian invasion of Ukraine”, *ECB Working Paper Series*, no. 3143.
3. Baker S.R., Bloom N., Davis S.J. (2016), “Measuring economic policy uncertainty”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 131, no. 4, pp. 1593-1636.
4. Bernanke B.S. (1983), “Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 98, no. 1, pp. 85-106.
5. Bernanke B.S., Gertler M. (1989), “Agency costs, net worth, and business fluctuations”, *The American Economic Review*, vol. 79, no. 1, pp. 14-31.
6. Bernanke B.S., Gertler M., Gilchrist S. (1999), “The financial accelerator in a quantitative business cycle framework”, *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1, pp. 1341-1393.
7. Bloom N. (2009), “The impact of uncertainty shocks”, *Econometrica*, vol. 77, no. 3, pp. 623-685.
8. Caldara D., Iacoviello M. (2022), “Measuring geopolitical risk”, *American Economic Review*, vol. 112, no. 4, pp. 1194-1225.
9. Kashyap A.K., Stein J.C. (2000), “What do a million observations on banks say about the transmission of monetary policy?”, *American Economic Review*, vol. 90, no. 3, pp. 407-428.
10. Kobrin S.J. (1979), “Political risk: a review and reconsideration”, *Journal of International Business Studies*, vol. 10, no. 1, pp. 67-80.
11. Lê Anh Tuấn, Phạm Thị Kiều Khanh (2022), “Mối liên hệ giữa rủi ro địa chính trị và sự ổn định tài chính của các ngân hàng thương mại Châu Á”, *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, số 8, tr. 82-101.
12. Lee C.C., Lee C.C. (2019), “Oil price shocks and Chinese banking performance: do country risks matter?”, *Energy Economics*, vol. 77, pp. 46-53.
13. Nhữ Trọng Bách (2025), “Tác động của rủi ro địa chính trị tới sự ổn định của các ngân hàng thương mại Việt Nam”, *Tạp chí Nghiên cứu Tài chính Kế toán*, số 291, tr. 52-55.

14. Niepmann F., Shen L.S. (2025), “Geopolitical risk and global banking”, *International Finance Discussion Papers*, no. 1418.
15. Phan D.H.B., Tran V.T., Iyke B.N. (2022), “Geopolitical risk and bank stability”, *Finance Research Letters*, vol. 46, 102453.
16. Stiglitz J.E., Weiss A. (1981), “Credit rationing in markets with imperfect information”, *The American Economic Review*, vol. 71, no. 3, pp. 393-410.
17. Tổng cục Thống kê (2025), *Báo cáo tình hình kinh tế - xã hội năm 2025*, Hà Nội.
18. Vương Thị Hương Giang, Nguyễn Trần Minh Nhựt (2023), “Tác động của rủi ro địa chính trị tới hiệu quả hoạt động của các ngân hàng thương mại Việt Nam”, *Tạp chí Nghiên cứu Tài chính Kế toán*, số 245, tr. 34-39.

Ngày nhận bài : 09-01-2026

Ngày nhận bản sửa : 10-02-2026

Ngày duyệt đăng : 11-02-2026