

Tác động của tính bất định và các nhân tố khác đến rủi ro thanh khoản ngân hàng thương mại tại Việt Nam

Nguyễn Hoàng Chung*



Use your smartphone to scan this QR code and download this article

TÓM TẮT

Nghiên cứu kiểm định rủi ro thanh khoản nguồn vốn dựa trên mẫu 31 ngân hàng thương mại (NHTM) Việt Nam từ 2007-2019 thông qua phương pháp ước lượng khác nhau như GMM hệ thống hai bước (SGMM) và LSDVC. Nghiên cứu đưa ra bằng chứng cho thấy tính bất định vi mô trong lĩnh vực ngân hàng bao gồm phân tán theo tài sản (UncAsset), phân tán theo nguồn vốn (UncFund) và phân tán theo lợi nhuận (UncProfit) dẫn đến rủi ro thanh khoản huy động vốn cao hơn khi tỷ lệ huy động thấp hơn. Các phân tích bổ sung cho thấy mối quan hệ này phụ thuộc rất nhiều vào đặc tính riêng của từng ngân hàng, điều đó làm cho sức mạnh tài chính của ngân hàng khác nhau thông qua việc tăng lợi nhuận ngân hàng, chất lượng khoản cho vay, quy mô vốn hoá, tài sản lưu động (tài sản ngắn hạn), và quy mô ngân hàng có xu hướng giúp làm giảm thiểu tác động bất lợi của tính bất định đối với rủi ro thanh khoản nguồn vốn ngân hàng. Ngoài ra, các biến số vĩ mô độc lập được đưa vào mô hình bao gồm lãi suất điều hành đại diện cho lãi suất tái cấp vốn do ngân hàng nhà nước thiết lập. Chu kỳ kinh tế phản ánh sự thay đổi GDP hàng năm cũng góp phần làm rõ hơn tác động của tính bất định đến rủi ro thanh khoản. Cuối cùng, phát hiện của nghiên cứu không chỉ thể hiện tính vững đối với các kết hợp hồi quy khác nhau, mà còn không thay đổi khi các biến cấp ngân hàng chính khác nhau được kết hợp sử dụng để đánh giá tác động của tính bất định đến rủi ro thanh khoản.

Từ khóa: tiền gửi ngân hàng, đặc điểm cụ thể ngân hàng, nguồn vốn rủi ro thanh khoản, tính bất định

TỔNG QUAN NGHIÊN CỨU

Tính bất định đã trở thành một chủ đề rất quan tâm đối với các học giả và các nhà hoạch định chính sách, đặc biệt là kể từ cuộc khủng hoảng toàn cầu năm 2008. Theo đó, các tác động bất lợi của tính bất định đã được tìm thấy qua nhiều nghiên cứu từ việc cắt giảm đầu tư/ tiêu dùng và gia tăng thất nghiệp (Aaberge & cộng sự¹; Caggiano & cộng sự²; Drobetz & cộng sự³; Gulen & Ion⁴; Wang & cộng sự, 2014⁵) để giảm tổng sản phẩm quốc dân Baker & cộng sự⁶, Bloom & cộng sự⁷. Đáng chú ý, một số nghiên cứu trong lĩnh vực tài chính ngân hàng cũng đã cho thấy tác động bất lợi của tính bất định. Ví dụ, trong bối cảnh bất định, các ngân hàng có nhiều khả năng giảm giá trị thị trường He & Niu⁸, chấp nhận rủi ro nhiều hơn Chi & Li⁹, Karadima & Louri¹⁰, Wu & cộng sự¹¹, trải qua sự bất ổn tài chính cao hơn Bilgin & cộng sự¹², Phan & cộng sự¹³, và tăng trưởng tín dụng bị hạn chế Bordo & cộng sự¹⁴, Buch & cộng sự [16], Danisman & cộng sự¹⁵, Valencia¹⁶. Trong hai nghiên cứu thực nghiệm gần đây, Berger & cộng sự¹⁷ và Ashraf¹⁸ có cơ hội khám phá việc nắm giữ thanh khoản ngân hàng nhằm phản ứng với các cú sốc bất định. Theo Berger & cộng sự¹⁷,

nghiên cứu này tập trung vào tất cả các khoản mục ngân hàng thanh khoản trong và ngoài bảng cân đối kế toán của các ngân hàng Hoa Kỳ, trong khi Ashraf¹⁸ kiểm tra việc nắm giữ tài sản thanh khoản của các ngân hàng ở 21 quốc gia lớn, với mục tiêu là tìm mối tương quan giữa tính bất định của chính sách kinh tế với tích trữ thanh khoản ngân hàng. Các kết quả nghiên cứu này cho rằng các ngân hàng nắm giữ nhiều tài sản có tính thanh khoản hơn có khả năng phòng ngừa trước những rủi ro thiếu thanh khoản và rủi ro tài chính có thể xảy ra do tính bất định.

Nhìn chung, mặc dù đã có nhiều phân tích về tác động của tính bất định đối với lĩnh vực ngân hàng, một số thậm chí còn nhấn mạnh tính thanh khoản tài sản nhưng các nghiên cứu thực nghiệm cung cấp bằng chứng về rủi ro thanh khoản nguồn vốn ngân hàng trong điều kiện tính bất định vẫn còn hạn chế. Thanh khoản nguồn vốn có một vai trò đặc biệt trong việc cung cấp các quỹ cho phép các ngân hàng trả các khoản nợ đến hạn của họ. Rủi ro thanh khoản nguồn vốn cho thấy việc thất bại trong khả năng chuyển đổi thành tiền từ tài sản của các NHTM một cách nhanh chóng Dahir & cộng sự¹⁹. Đây cũng được xem là sự thất bại của ngân hàng trong việc giải quyết nghĩa vụ

Trường Đại học Thủ Dầu Một

Liên hệ

Nguyễn Hoàng Chung, Trường Đại học Thủ Dầu Một

Email: chungnh@tdmu.edu.vn

Lịch sử

- Ngày nhận: 08-7-2023
- Ngày chấp nhận: 13-9-2023
- Ngày đăng: 30-9-2023

DOI:

<https://doi.org/10.32508/stdjelm.v7i3.1280>



Bản quyền

© ĐHQG Tp.HCM. Đây là bài báo công bố mở được phát hành theo các điều khoản của the Creative Commons Attribution 4.0 International license.



Trích dẫn bài báo này: Chung N H. Tác động của tính bất định và các nhân tố khác đến rủi ro thanh khoản ngân hàng thương mại tại Việt Nam. *Sci. Tech. Dev. J. - Eco. Law Manag.* 2023; 7(3):4729-4744

trả nợ ngắn hạn²⁰.

Rủi ro thanh khoản nguồn vốn được coi là một yếu tố quan trọng trong hoạt động của ngân hàng Drehmann & Nikolaou²⁰. Việc nhận tiền gửi khiến các ngân hàng có nguy cơ đối diện với rủi ro thanh khoản Diamond & Dybvig²¹. Ngoài ra, rủi ro thanh khoản nguồn vốn được biểu thị bằng tỷ lệ tiền gửi thấp hơn, ảnh hưởng xấu đến hoạt động cho vay của ngân hàng Acharya & Naqvi²², Ivashina & Scharfstein²³. Do đó, nghiên cứu đánh giá rủi ro thanh khoản ngân hàng phản ứng như thế nào với tính bất định là vô cùng quan trọng. Trong nghiên cứu này, nghiên cứu bổ sung bằng chứng thực nghiệm bằng cách kiểm định rủi ro thanh khoản nguồn vốn của ngân hàng có nhạy cảm với mức độ bất định cao hay không.

Một mặt, trong thời kỳ bất ổn định cao, các ngân hàng được coi là "nơi trú ẩn an toàn" cho tài sản của người gửi tiền do bảo hiểm tiền gửi và chính phủ khuyến khích các nhà đầu tư gửi tiền ngân hàng hơn các cơ hội đầu tư khác Gatev & Strahan²⁴. Khi cơ chế này chiếm ưu thế, các ngân hàng có thể huy động thêm tiền gửi và tránh rủi ro thanh khoản trong thời điểm bất ổn tăng cao. Mặt khác, người gửi tiền có thể yêu cầu lãi suất tiền gửi lớn hơn như một phí bảo hiểm rủi ro khi họ phải đối mặt với những cú sốc bất lợi trong những thời điểm bất định Pastor & Veronesi²⁵. Nếu các ngân hàng không đủ khả năng đáp ứng nhu cầu này sẽ phải chịu rủi ro thanh khoản nguồn vốn lớn hơn. Nhìn chung, tác động của tính bất định đối với rủi ro thanh khoản nguồn vốn của ngân hàng chưa rõ ràng về mặt lý thuyết, sự gia tăng tính bất định có thể dẫn đến giảm hoặc tăng rủi ro thanh khoản nguồn vốn ngân hàng. Trong khuôn khổ này, nghiên cứu khám phá tác động của tính bất định đối với rủi ro thanh khoản huy động vốn của ngân hàng với dữ liệu bảng của các NHTM Việt Nam trong giai đoạn 2007-2019.

Nghiên cứu góp phần vào việc cung cấp bằng chứng thực nghiệm về tính bất định đối với rủi ro thanh khoản nguồn vốn trong hoạt động ngân hàng như thế nào. Ngoài ra, nghiên cứu tiến hành hồi quy bằng cách sử dụng phương pháp ước tính mômen tổng quát (GMM) và kỹ thuật hiệu chỉnh biến giả bình phương nhỏ nhất (LSDVC) nhằm khắc phục vấn đề nội sinh tiềm ẩn và sai lệch mẫu nhỏ và dữ liệu bảng mất cân bằng Bruno²⁶. Do đó, nghiên cứu đóng góp vào khung khổ các nghiên cứu thực nghiệm ứng dụng kết hợp cả hồi quy GMM và LSDVC Bogliacino & cộng sự²⁷, Boukhatem & Djelassi²⁸, Dahir & cộng sự²⁹, 2019¹⁹, Wang & cộng sự²⁹.

Phần còn lại của nghiên cứu được sắp xếp như sau. Phần 2 giới thiệu phương pháp luận và dữ liệu được sử dụng cho phân tích thực nghiệm. Phần 3 trình bày kết quả ước tính chính và kiểm tra độ mạnh. Cuối

cùng, phần 4 kết luận nghiên cứu với những ý nghĩa liên quan và hướng nghiên cứu trong tương lai.

KHUNG KHỔ LÝ THUYẾT VÀ NGHIÊN CỨU LIÊN QUAN

Theo hầu hết các nghiên cứu trước đây về rủi ro thanh khoản nguồn vốn ngân hàng cho rằng khi tỷ lệ tiền gửi trên tổng tài sản, tiền gửi lớn hơn thì rủi ro thanh khoản nguồn vốn thấp hơn. Mặc dù các nghiên cứu trước đây đã xem xét tính bất định về chính sách kinh tế hoặc các thành phần phụ của nó (tính bất định về tiền tệ hoặc tính bất định về tài chính) Al-Thaqeb & Algharabali³⁰, nghiên cứu về tính bất định liên quan đến NHTM³¹ vẫn còn nhiều khía cạnh cần được làm rõ trong việc sử dụng các biến cấp vi mô NHTN đánh giá mức độ bất định trong ngân hàng. Hơn nữa, việc tính toán một biện pháp bất định của ngân hàng dựa trên sự phân tán mặt cắt ngang của các cú sốc đối với các biến cấp ngân hàng có thể mang lại nhiều lợi thế như việc tính toán độ bất định ngân hàng dựa trên dữ liệu thị trường không yêu cầu với tần suất cao³¹, và không giống như biến đại diện tính bất định dựa trên khảo sát văn bản, nó không phải đối mặt với lỗ hổng trong việc đảm bảo độ tin cậy và độ chính xác của báo chí⁶. Phù hợp với Buch & cộng sự³¹, nghiên cứu xem xét sự phân tán các cú sốc đối với các biến số chính ở cấp ngân hàng, theo tổng tài sản, theo nguồn vốn ngắn hạn và theo lợi nhuận ngân hàng.

Khi phân tích tác động của tính bất định đối với rủi ro thanh khoản nguồn vốn, nghiên cứu tiếp tục tập trung vào các phản ứng khác nhau của các ngân hàng không đồng nhất. Thực tế là tính bất định là một yếu tố chung cho tất cả các ngân hàng trong một thị trường hàm ý rằng các ngân hàng không đồng nhất, liên quan đến các năng lực tài chính khác nhau và các đặc điểm cụ thể của ngân hàng, có thể bị tác động với cường độ khác nhau bởi tính bất định. Sự không đồng nhất như vậy trong phản ứng của các ngân hàng đối với tính bất định có thể cho chúng ta biết thêm về các cơ chế hoạt động phía sau tác động đang được nghiên cứu. Nhiều nghiên cứu đã chỉ ra rằng mối liên hệ này được kiểm định rộng rãi thông qua vốn ngân hàng Bordo & cộng sự¹⁴; Buch & cộng sự³¹; Valencia¹⁶, thanh khoản tài sản Bordo & cộng sự¹⁴; Buch & cộng sự³¹, quy mô ngân hàng Bordo & cộng sự¹⁴, rủi ro ngân hàng Hu & Gong³²; Nguyen & cộng sự²⁵) và lợi nhuận ngân hàng³³. Hơn nữa, trong một chuỗi nghiên cứu được thiết lập tốt khác về cách cho vay ngân hàng phản ứng với các cú sốc tiền tệ, nhiều nghiên cứu cho rằng các ngân hàng có bảng cân đối kế toán yếu nhạy cảm hơn với các cú sốc tiền tệ vì khả năng tiếp cận nguồn vốn thay thế hạn chế Kashyap &

Stein³⁴; Kishan & Opiela³⁵. Do đó, điều đáng quan tâm là khám phá sự phát triển của các đặc điểm cụ thể của ngân hàng định hình mối liên hệ giữa tính bất định và rủi ro thanh khoản nguồn vốn. Nghiên cứu thực hiện điều này bằng cách tương tác thực nghiệm tính bất định với một tập hợp phong phú các biến số cụ thể của ngân hàng lấy cảm hứng từ các tài liệu hiện có, bao gồm rủi ro tín dụng ngân hàng, lợi nhuận ngân hàng, vốn hóa, thanh khoản tài sản và quy mô ngân hàng.

Là một đại diện nổi bật của các nền kinh tế mới nổi, Việt Nam cung cấp các đặc điểm thuận lợi để tiến hành phân tích. Do không có các công cụ tài chính tiên tiến để hấp thụ rủi ro, những tác động bất lợi của tính bất định có thể xảy ra nhiều hơn ở các thị trường mới nổi Nguyen & cộng sự³³. Hơn nữa, khu vực tài chính của Việt Nam phụ thuộc rất nhiều vào hệ thống ngân hàng, đóng vai trò quan trọng trong việc thúc đẩy tăng trưởng kinh tế Dang & Dang³⁶. Do đó, bất kỳ rủi ro thanh khoản huy động vốn quá mức nào ở các ngân hàng Việt Nam đều có nhiều khả năng tạo ra hậu quả bất lợi hơn so với các thị trường ít phụ thuộc vào ngân hàng. Trong những năm gần đây, sự bất ổn của ngân hàng ở Việt Nam đã trải qua một giai đoạn biến động khá lớn do nhiều yếu tố, chẳng hạn như cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2008, sự bùng nổ nợ xấu năm 2012 và thậm chí cả những cải cách chính sách liên tục để nâng cấp quản trị rủi ro của hệ thống ngân hàng lên các tiêu chuẩn quốc tế Batten & Vo³⁷. Các cải cách ngân hàng đã ảnh hưởng mạnh mẽ và thay đổi đáng kể hầu hết các ngân hàng trong hệ thống, dẫn đến sự khác biệt quan trọng về đặc thù ngân hàng giữa các ngân hàng riêng lẻ Dang & Huynh³⁶.

PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

Mô hình nghiên cứu

Nghiên cứu khám phá tác động của tính bất định đối với rủi ro thanh khoản nguồn vốn (*Funding Liquidity Risk-FLR*) của ngân hàng bằng cách hồi quy mô hình cơ sở như sau:

$$FLR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times FLR_{i,t-1} + \beta_2 \times Uncertainty_{i,t-1} + \beta_3 \times Microctrl_{i,t-1} + \beta_4 \times Macroctrl_{i,t-1} + \gamma_i + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{mô hình 1})$$

Theo đó, i và t lần lượt là thứ tự các ngân hàng và năm. Biến phụ thuộc FLR là tỷ lệ tổng tiền gửi trên tổng tài sản tương đồng với các nghiên cứu trước Acharya & Naqvi²²; Dahir & cộng sự³⁸; Khan & cộng sự³⁹ Rokhim & Min⁴⁰; Smaoui & cộng sự⁴¹. Hàm ý chung các nghiên cứu trước cho rằng các NHTM có nhiều tiền gửi hơn là các ngân hàng có ít rủi ro thanh khoản nguồn vốn hơn. Nghiên cứu đưa vào biến phụ thuộc

trở như một hồi quy quan trọng, vì rủi ro thanh khoản nguồn vốn ngân hàng có thể bị ảnh hưởng bởi giá trị trong quá khứ của nó.

Tính bất định của ngân hàng thương mại

Biến độc lập $Uncertainty_{i,t-1}$ là thước đo tính bất định của NHTM, bao gồm phân tán theo tài sản ($UncAsset$), phân tán theo nguồn vốn ($UncFund$) và phân tán theo lợi nhuận ($UncProfit$) của các cú sốc được tính toán dựa theo quy trình hai bước của Buch & cộng sự³¹. Theo đó, nghiên cứu xác định các cú sốc cụ thể theo năm (t) của các ngân hàng (i) với từng biến cấp ngân hàng bằng phương trình như sau:

$$\log(X_{i,t}) - \log(X_{i,t-1}) = \Delta \log(X_{i,t}) = \alpha_i + \beta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{mô hình 2})$$

Trong đó $\Delta \log(X_{i,t})$ biểu thị phần trăm thay đổi của tài sản hoặc nguồn vốn ngắn hạn tại ngân hàng i trong năm t . Nghiên cứu cũng thực hiện ước tính bằng cách sử dụng phương trình trên cho mức sinh lời của ngân hàng (tỷ suất lợi nhuận trên tài sản) trong khi nó là một biến liên tục. α_i đại diện cho các hiệu ứng cố định của ngân hàng và β_t đại diện cho các hiệu ứng cố định theo thời gian. Các phần dư $\varepsilon_{i,t}$ từ phương trình chỉ ra cú sốc từng ngân hàng mà nghiên cứu cần thu thập để tạo ra sự phân tán theo mặt cắt ngang của các cú sốc. Tiếp đến, nghiên cứu dựa vào độ lệch chuẩn của phần dư để có được mức độ bất định của ngành ngân hàng trong năm t :

$$Uncertainty_{i,t-1} = SD(\varepsilon_{i,t}) \quad (\text{mô hình 3})$$

Sự phân tán mặt cắt ngang của các cú sốc cấp ngân hàng càng lớn thì mức độ bất định của hệ thống ngân hàng càng cao. Nghiên cứu xây dựng một thước đo về độ bất định dựa trên dữ liệu cấp ngân hàng và làm cơ sở đánh giá tình hình bất định trong lĩnh vực ngân hàng cũng như tiến hành phân tích tác động của nó đối với hoạt động của ngân hàng.

Để giải thích rõ hơn về rủi ro thanh khoản nguồn vốn của ngân hàng, nghiên cứu cho phép các biện pháp kiểm soát khác nhau Hoque & Pour⁴²; Umar & Sunday⁴³. Vectơ $Microctrl_{i,t-1}$ là một tập hợp các biện pháp kiểm soát cấp ngân hàng, bao gồm lợi nhuận ngân hàng (tỷ suất lợi nhuận trên tài sản), rủi ro tín dụng ngân hàng (tỷ lệ dự phòng tổn thất cho vay trên tổng cho vay), vốn (tỷ lệ vốn chủ sở hữu trên tài sản), thanh khoản tài sản (tỷ lệ tài sản lưu động trên tổng tài sản) và quy mô ngân hàng (logarit tự nhiên của tổng tài sản). Trong nhóm biến kiểm soát vec-tơ vi mô $Macroctrl_{i,t-1}$, nghiên cứu kết hợp tốc độ tăng trưởng GDP để kiểm soát chu kỳ kinh tế và lãi suất cho vay tái cấp vốn (lãi suất điều hành) đại diện cho cơ chế chính sách tiền tệ Dang & Dang⁴⁴. Nghiên cứu sử dụng biến trễ của các biến độc lập để giảm các vấn đề nhân quả

ngược và nhấn mạnh các phản ứng ngân hàng có độ trễ. Chỉ báo γ_i là hiệu ứng cụ thể của ngân hàng kiểm soát tính không đồng nhất không quan sát được và $\varepsilon_{i,t}$ là sai số. Ngoài ra, mô hình nghiên cứu có thể phải đối mặt với vấn đề nội sinh như các biến bị bỏ qua hoặc lỗi đo lường do đó mô hình nên được khắc phục như sau: Một là, nghiên cứu sử dụng biến phụ thuộc trễ (t-1) để biểu thị tính liên tục của dữ liệu Blundell & Bond⁴⁵. Hai là, nghiên cứu sử dụng công cụ ước tính GMM hệ thống (System GMM-SGMM) theo đề xuất của Arellano & Bover [4], Blundell & Bond⁴⁵. Cụ thể, nghiên cứu đã sử dụng công cụ ước tính hai bước với hiệu chỉnh mẫu hữu hạn của Windmeijer⁴⁶ để đạt được kết quả hiệu quả hơn. Nghiên cứu giới hạn số lượng công cụ được tạo ra bằng cách làm theo quy trình của Roodman⁴⁷ để tránh vấn đề quá nhiều biến công cụ. Kiểm định Hansen với các biến sai phân trễ là biến đại diện phù hợp (hay thỏa mãn tính chất biến ngoại sinh) hoặc giả thuyết kiểm tra về việc mô hình được xác định đúng (correct model specification) và kiểm tra các ràng buộc quá mức (valid overidentifying restrictions), chẳng hạn tính hợp lý của các biến đại diện. Việc chấp nhận H0 cho thấy mô hình là phù hợp và các biến đại diện là hợp lý Roodman⁴⁷.

Nghiên cứu tiến thêm một bước trong việc phân tích ảnh hưởng của tính bất định đối với rủi ro thanh khoản nguồn vốn của ngân hàng bằng cách kiểm tra xem hiệu ứng được tăng cường hay suy yếu trong các điều kiện cụ thể. Để đạt được điều này, nghiên cứu cải cách mô hình cơ sở của nghiên cứu như sau: Trong đó, vectơ $Microctrl_{i,t-1}$ thể hiện các đặc tính của NHTM. Trước các hệ số trên thuật ngữ tương tác Tính bất định $\times Microctrl_{i,t-1}$ chỉ ra việc ảnh hưởng của tính bất định đối với rủi ro thanh khoản nguồn vốn của ngân hàng có phụ thuộc vào sự không đồng nhất của ngân hàng hay không. Cách tiếp cận của nghiên cứu về vấn đề này làm sáng tỏ tính bất định được chuyển thành rủi ro thanh khoản nguồn vốn ngân hàng như thế nào.

$$\begin{aligned}
 FLR_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \times FLR_{i,t-1} + \beta_2 \times Uncertainty_{i,t-1} \\
 & + \beta_3 \times Uncertainty_{i,t-1} \times Microtrl_{i,t-1} \\
 & + \beta_4 \times Microtrl_{i,t-1} + \beta_5 Macrotrl_{i,t-1} \\
 & + \gamma_i + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned}$$

(mô hình 4)

Dữ liệu

Mẫu của nghiên cứu bao gồm các ngân hàng thương mại Việt Nam giai đoạn 2007-2019. Nghiên cứu thu thập dữ liệu về các báo cáo tài chính hàng năm được kiểm toán và được công bố chính thức. Mẫu nghiên cứu là dữ liệu bảng không cân bằng với tổng số 383

quan sát từ 31 ngân hàng. Mẫu của nghiên cứu là đại diện khá phù hợp của ngành ngân hàng Việt Nam vì giá trị sổ sách tổng hợp của tổng tài sản của các ngân hàng mẫu chiếm hơn 90% tổng tài sản trong NHTM trong giai đoạn nghiên cứu. Nghiên cứu khử trùng (winsorize) tác động của các giá trị ngoại lai tất cả các biến cấp ngân hàng ở mức 2,5% và 97,5%. Dữ liệu kinh tế vĩ mô được lấy từ các chỉ số phát triển của Ngân hàng Thế giới (WDI) (tốc độ tăng trưởng GDP) và Thống kê Tài chính Quốc tế của Quỹ Tiền tệ Quốc tế (lãi suất cho vay ngắn hạn trung bình). Đối với phân tích hồi quy đa biến thì cỡ mẫu tối thiểu cần đạt được tính theo công thức là $50 + 8 \cdot m$ (m: số biến độc lập) Tabachnick & Fidell⁴⁸ nên nghiên cứu cần 122 mẫu tối thiểu. Với dữ liệu bảng bao gồm 31 NHTM, thu thập số liệu trong 13 năm nên dữ liệu nghiên cứu thỏa điều kiện (383 quan sát > 122 mẫu tối thiểu).

Theo Bảng 1 hiển thị số liệu thống kê tóm tắt của mẫu của nghiên cứu. Tỷ lệ tiền gửi trên tài sản có mức trung bình là 64,05%, ngụ ý rằng trung bình tiền gửi của các ngân hàng mẫu bằng 64,05% tổng tài sản. Các phân phối thống kê thông qua các giá trị cực trị và độ lệch chuẩn của các biến pháp bất định cho thấy sự biến động đáng kể về tính bất định trong hệ thống ngân hàng trong những năm qua.

Biến phụ thuộc là thanh khoản nguồn vốn được đo lường bằng tỷ lệ tiền gửi trên tổng tài sản (%).

Nhóm biến độc lập cấp ngân hàng bao gồm: Lợi nhuận là tỷ lệ lợi nhuận trên tài sản (%). Dự phòng là tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng trên tổng các khoản cho vay (%). Vốn là tỷ lệ vốn chủ sở hữu trên tài sản (%). Thanh khoản tài sản là tỷ lệ tài sản lưu động trên tổng tài sản (%). Quy mô NHTM là logarit tự nhiên (Ln) của tổng tài sản.

UncAsset, UncFund và UncProfit là những thước đo bất định cho hệ thống ngân hàng, lần lượt được ước tính bằng sự phân tán của các cú sốc ngân hàng đối với tài sản, nguồn vốn ngắn hạn và lợi nhuận.

Nhóm biến độc lập vĩ mô bao gồm: Lãi suất điều hành đại diện cho lãi suất tái cấp vốn do ngân hàng nhà nước thiết lập (%). Chu kỳ kinh tế phản ánh sự thay đổi GDP hàng năm (%).

KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

Kết quả nghiên cứu với mô hình cơ bản

Theo kết quả hồi quy tại Bảng 2, nghiên cứu cho thấy tương quan tính bất định và rủi ro thanh khoản nguồn vốn ngân hàng thông qua biến phụ thuộc là tỷ lệ tiền gửi là nghịch biến và có ý nghĩa thống kê cho thấy các ngân hàng có xu hướng rủi ro thanh khoản hay động vốn cao hơn trong giai đoạn bất định trong lĩnh vực ngân hàng. Nói cách khác, các ngân hàng có tiền

Bảng 1: Thống kê mô tả

Giá trị trung bình		Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
Nhóm biến đại diện đặc tính ngân hàng				
Tỷ lệ tiền gửi trên tổng tài sản	64,05	13,75	33,22	88,19
Tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản	1,570	0,868	0,171	3,769
Tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng	0,959	0,703	0,035	2,806
Vốn chủ sở hữu	9,984	4,741	4,464	23,831
Tài sản thanh khoản	17,347	9,777	5,168	42,289
Quy mô NHTM	32,015	1,249	29,879	34,573
Nhóm biến tính bất định				
Theo tài sản	21,936	6,747	13,427	34,091
Theo nguồn vốn	24,226	7,890	15,995	40,931
Theo lợi nhuận	1,273	0,386	0,674	2,058
Nhóm biến đại diện yếu tố kinh tế vĩ mô				
Lãi suất điều hành (lãi suất tái cấp vốn)	8,021	2,536	6,000	15,000
Chu kỳ kinh tế (tăng trưởng GDP)	6,245	0,640	5,247	7,130

Độ lệch chuẩn trong ngoặc đơn (): * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$
 Nguồn : Tổng hợp của tác giả từ Stata15

gửi lớn hơn thường có rủi ro thanh khoản huy động vốn thấp hơn hay thanh khoản nguồn vốn của ngân hàng giảm đi trong điều kiện tồn tại tính bất định của NHTM. Bảng chứng này phù hợp với lập luận rằng do những cú sốc bất lợi lớn hơn trong thời kỳ bất định, người gửi tiền có thể yêu cầu chi phí bảo hiểm nguồn vốn cao hơn từ ngân hàng của họ, dẫn đến tăng chi phí nguồn vốn và giảm khả năng số tiền gửi mà các ngân hàng có được Pastor & Veronesi²⁵.

Kết quả nghiên cứu trong điều kiện kết hợp đặc tính riêng của ngân hàng

Tương đồng với các nghiên cứu trước, các ngân hàng có đặc điểm khác nhau, chẳng hạn như quy mô ngân hàng, mức vốn chủ sở hữu, tài sản có tính thanh khoản và tương quan lợi nhuận – rủi ro, có thể phản ứng khác nhau với các cú sốc bất định. Nghiên cứu này tiếp tục kiểm định để làm rõ mối quan hệ giữa các thành phần biến độc lập và tính bất định bằng cách mở rộng mô hình cơ sở với các thuật ngữ tương tác giữa tính bất định và các đặc điểm cụ thể khác nhau cấp ngân hàng. Trước khi xem xét kết quả cho các điều khoản tương tác của mối quan tâm chính được báo cáo trong Bảng 3-Bảng 7, chúng ta nên chú ý đến kết quả từ biến tính bất định, luôn có ý nghĩa thống kê và thể hiện tương quan nghịch biến. Các kết quả này hàm ý tác động bất lợi của tính bất định đối với

rủi ro thanh khoản nguồn vốn của ngân hàng. Bảng 3 thể hiện kết quả hồi quy rủi ro thanh khoản nguồn vốn với tính bất định & lợi nhuận ngân hàng (*Tính bất định*Lợi nhuận*) là đồng biến. Kết quả hàm ý lợi nhuận ngân hàng tác động làm giảm thiểu tính bất định và rủi ro thanh khoản nguồn vốn ngân hàng. Nói cách khác, các ngân hàng có lợi nhuận cao hơn có khả năng chịu rủi ro thanh khoản nguồn vốn ít hơn so với các ngân hàng cùng ngành kém lợi nhuận hơn nếu sự phân tán các cú sốc đến các biến số cấp ngân hàng quan trọng tăng lên.

Tiếp theo, Bảng 4 trình bày các ước lượng giữa tính bất định và dự phòng rủi ro tín dụng. Kết quả nghiên cứu thể hiện tương quan nghịch biến giữa tỷ lệ tiền gửi và rủi ro tín dụng ngân hàng làm tăng mối liên hệ giữa tính bất định và rủi ro thanh khoản nguồn vốn ngân hàng. Nói cách khác, trong bối cảnh bất định, sự suy giảm chất lượng danh mục tài sản của ngân hàng có xu hướng làm tăng rủi ro thanh khoản nguồn vốn nhiều hơn.

Bảng 5 cho thấy ảnh hưởng của tính bất định của ngân hàng đối với rủi ro thanh khoản nguồn vốn. Tương quan *Tính bất định * Vốn* là đồng biến và có ý nghĩa trong hầu hết các cột, hàm ý do sự gia tăng tính bất định, rủi ro thanh khoản nguồn vốn của các ngân hàng có vốn hóa tốt hơn tăng ít hơn. Trong những giai đoạn bất định, các ngân hàng có vốn hóa tốt hơn

Bảng 2: Hồi quy ước lượng tương quan giữa tính bất định và rủi ro thanh khoản nguồn vốn ngân hàng

Biến phụ thuộc là tỷ lệ tiền gửi trên tổng tài sản (tác động ngược chiều với rủi ro thanh khoản)	Mô hình không bao gồm các biến vĩ mô			Mô hình bao gồm các biến vĩ mô		
	Tính bất định theo tài sản	Tính bất định theo nguồn vốn	Tính bất định theo lợi nhuận	Tính bất định theo tài sản	Tính bất định theo nguồn vốn	Tính bất định theo lợi nhuận
Biến trễ (FLR _{i,t-1})	0,570*** (0,032)	0,545*** (0,032)	0,616*** (0,029)	0,674*** (0,044)	0,686*** (0,046)	0,708*** (0,042)
Tính bất định	-0,320*** (0,058)	-0,202*** (0,033)	-2,549*** (0,383)	-0,110*** (0,035)	-0,172*** (0,039)	-1,796*** (0,447)
Tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản	-2,175*** (0,456)	-1,866*** (0,379)	-2,583*** (0,234)	-2,788*** (0,312)	-2,415*** (0,331)	-3,086*** (0,292)
Tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng	0,958** (0,441)	1,443*** (0,403)	1,514*** (0,389)	1,391*** (0,324)	1,325*** (0,336)	1,528*** (0,303)
Vốn chủ sở hữu	0,482*** (0,167)	0,124 (0,081)	0,122 (0,076)	0,230*** (0,084)	0,201** (0,086)	0,290*** (0,104)
Tài sản thanh khoản	0,158*** (0,040)	0,071* (0,040)	0,056 (0,041)	0,055 (0,044)	0,079 (0,055)	0,053 (0,042)
Quy mô NHTM	4,105*** (0,797)	2,285*** (0,353)	2,470*** (0,262)	2,324*** (0,299)	2,167*** (0,375)	2,468*** (0,360)
Lãi suất điều hành (lãi suất tái cấp vốn)				0,693*** (0,123)	0,713*** (0,123)	0,551*** (0,116)
Chu kỳ kinh tế (tăng trưởng GDP)				1,641*** (0,259)	1,069*** (0,299)	2,097*** (0,317)
Số quan sát	352	352	352	352	352	352
Số ngân hàng	31	31	31	31	31	31
Số biến công cụ	26	26	26	28	28	28
Theo Arellano-Bond ⁴⁹ , ước lượng SGMM yêu cầu có sự tương quan bậc 1 và không có sự tương quan bậc 2 của phần dư. Vì vậy, giả thuyết H0 là không có sự tương quan bậc 1 (bác bỏ H0) và chấp nhận giả thuyết H0 ở bậc 2 để mô hình cho kết quả phù hợp.						
Kiểm định AR(1)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Kiểm định AR(2)	0,115	0,289	0,261	0,605	0,550	0,451
Kiểm định Hansen kiểm tra tương quan giữa các biến sai phân trễ làm đại diện cho các biến nội sinh với các thành phần tác động riêng lẻ trong các phương trình. Hansen test với H0: kiểm định C test các biến sai phân trễ là biến đại diện phù hợp (hay thoả mãn tính chất biến ngoại sinh) hoặc giả thuyết kiểm tra về việc mô hình được xác định đúng (correct model specification) và kiểm tra các ràng buộc quá mức (valid overidentifying restrictions), chẳng hạn tính hợp lý của các biến đại diện. Việc chấp nhận H0 cho thấy mô hình là phù hợp và các biến đại diện là hợp lý, với tất cả Prob > chi2 > 10% Roodman [41].						
Kiểm định Hansen	0,131	0,116	0,105	0,124	0,123	0,129

Độ lệch chuẩn trong ngoặc đơn (): * p<0,1; ** p<0,05; *** p<0,01

Nguồn: Tổng hợp của tác giả từ Stata15

Bảng 3: Ước lượng mô hình với sự kết hợp của tính bất định và tỷ suất sinh lời

Biến phụ thuộc là tỷ lệ tiền gửi trên tổng tài sản	Mô hình không bao gồm các biến vĩ mô			Mô hình bao gồm các biến vĩ mô		
(tác động ngược chiều với rủi ro thanh khoản)	Tính bất định theo tài sản	Tính bất định theo nguồn vốn	Tính bất định theo lợi nhuận	Tính bất định theo tài sản	Tính bất định theo nguồn vốn	Tính bất định theo lợi nhuận
Biến trễ (FLR _{i,t-1})	0,493*** (0,030)	0,429*** (0,043)	0,448*** (0,049)	0,670*** (0,040)	0,676*** (0,046)	0,608*** (0,055)
Tính bất định	-0,650*** (0,107)	-0,298*** (0,075)	-2,372*** (0,902)	-0,581*** (0,150)	-0,636*** (0,169)	- (3,416)
Tính bất định*Tỷ suất sinh lời	0,297*** (0,063)	0,078*** (0,026)	1,382*** (0,500)	0,308*** (0,082)	0,351*** (0,096)	11,487*** (2,580)
Tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản	-9,823*** (1,466)	-11,01*** (1,284)	-11,30*** (1,237)	-10,98*** (1,996)	- (2,632)	- (3,898)
Tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng	2,315*** (0,410)	1,985*** (0,301)	1,818*** (0,296)	2,389*** (0,289)	2,830*** (0,309)	2,746*** (0,515)
Vốn chủ sở hữu	0,130* (0,077)	0,588*** (0,087)	0,507*** (0,089)	0,273** (0,114)	0,371*** (0,118)	0,237* (0,128)
Tài sản thanh khoản	0,063** (0,026)	0,104** (0,044)	0,069 (0,045)	0,074** (0,032)	0,093** (0,043)	0,000 (0,048)
Quy mô NHTM	2,790*** (0,402)	4,708*** (0,466)	4,840*** (0,415)	2,788*** (0,371)	3,056*** (0,458)	2,630*** (0,369)
Lãi suất điều hành (lãi suất tái cấp vốn)				0,783*** (0,135)	0,972*** (0,146)	1,117*** (0,185)
Chu kỳ kinh tế (tăng trưởng GDP)				1,533*** (0,311)	1,818*** (0,360)	2,992*** (0,266)
Số quan sát	352	352	352	352	352	352
Số ngân hàng	31	31	31	31	31	31
Số biến công cụ	27	27	27	29	29	29
Theo Arellano-Bond ⁴⁹ , ước lượng SGMM yêu cầu có sự tương quan bậc 1 và không có sự tương quan bậc 2 của phần dư. Vì vậy, giả thuyết H0 là không có sự tương quan bậc 1 (bác bỏ H0) và chấp nhận giả thuyết H0 ở bậc 2 để mô hình cho kết quả phù hợp.						
Kiểm định AR(1)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Kiểm định AR(2)	0,380	0,626	0,416	0,514	0,364	0,257
Kiểm định Hansen kiểm tra tương quan giữa các biến sai phân trễ làm đại diện cho các biến nội sinh với các thành phần tác động riêng lẻ trong các phương trình. Hansen test với H0: kiểm định C test các biến sai phân trễ là biến đại diện phù hợp (hay thoả mãn tính chất biến ngoại sinh) hoặc giả thuyết kiểm tra về việc mô hình được xác định đúng (correct model specification) và kiểm tra các ràng buộc quá mức (valid overidentifying restrictions), chẳng hạn tính hợp lý của các biến đại diện. Việc chấp nhận H0 cho thấy mô hình là phù hợp và các biến đại diện là hợp lý, với tất cả Prob > chi2 > 10% Roodman [41].						
Kiểm định Hansen	0,194	0,361	0,377	0,198	0,106	0,144

Độ lệch chuẩn trong ngoặc đơn (): * p<0,1; ** p<0,05; *** p<0,01

Nguồn : Tổng hợp của tác giả từ Stata15

Bảng 4: Ước lượng mô hình với sự kết hợp của tính bất định và tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng

Biến phụ thuộc là tỷ lệ tiền gửi trên tổng tài sản	Mô hình không bao gồm các biến vĩ mô			Mô hình bao gồm các biến vĩ mô		
(tác động ngược chiều với rủi ro thanh khoản)	Tính bất định theo tài sản	Tính bất định theo nguồn vốn	Tính bất định theo lợi nhuận	Tính bất định theo tài sản	Tính bất định theo nguồn vốn	Tính bất định theo lợi nhuận
Biến trễ (FLR _{i,t-1})	0,547*** (0,027)	0,485*** (0,035)	0,606*** (0,029)	0,699*** (0,043)	0,706*** (0,053)	0,722*** (0,049)
Tính bất định	-0,083 (0,056)	-0,188*** (0,037)	- (0,456)	-0,081** (0,036)	-0,140*** (0,033)	-1,495*** (0,487)
Tính bất định * tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng	-0,237*** (0,053)	-0,086*** (0,021)	- (0,330)	-0,117*** (0,041)	-0,160*** (0,038)	-0,894*** (0,326)
Tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản	-2,132*** (0,378)	-2,493*** (0,242)	- (0,457)	-2,710*** (0,388)	-2,235*** (0,404)	-3,077*** (0,398)
Tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng	8,767*** (1,161)	1,931*** (0,442)	9,282*** (0,775)	1,703*** (0,363)	4,923*** (0,978)	1,718*** (0,299)
Vốn chủ sở hữu	0,082 (0,102)	0,161* (0,097)	0,119 (0,113)	0,329*** (0,097)	0,152 (0,115)	0,293** (0,122)
Tài sản thanh khoản	0,108*** (0,039)	-0,073 (0,046)	0,156*** (0,045)	0,057 (0,042)	0,106* (0,059)	0,025 (0,049)
Quy mô NHTM	1,790*** (0,284)	2,900*** (0,338)	1,519*** (0,278)	2,653*** (0,306)	1,969*** (0,489)	2,500*** (0,415)
Lãi suất điều hành (lãi suất tái cấp vốn)				0,849*** (0,122)	0,994*** (0,152)	0,615*** (0,132)
Chu kỳ kinh tế (tăng trưởng GDP)				1,412*** (0,344)	1,079*** (0,332)	2,161*** (0,330)
Số quan sát	352	352	352	352	352	352
Số ngân hàng	31	31	31	31	31	31
Số biến công cụ	27	27	27	29	29	29
Theo Arellano-Bond ⁴⁹ , ước lượng SGMM yêu cầu có sự tương quan bậc 1 và không có sự tương quan bậc 2 của phần dư. Vì vậy, giả thuyết H0 là không có sự tương quan bậc 1 (bác bỏ H0) và chấp nhận giả thuyết H0 ở bậc 2 để mô hình cho kết quả phù hợp.						
Kiểm định AR(1)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Kiểm định AR(2)	0,219	0,325	0,205	0,393	0,493	0,415
Kiểm định Hansen kiểm tra tương quan giữa các biến sai phân trễ làm đại diện cho các biến nội sinh với các thành phần tác động riêng lẻ trong các phương trình. Hansen test với H0: kiểm định C test các biến sai phân trễ là biến đại diện phù hợp (hay thoả mãn tính chất biến ngoại sinh) hoặc giả thuyết kiểm tra về việc mô hình được xác định đúng (correct model specification) và kiểm tra các ràng buộc quá mức (valid overidentifying restrictions), chẳng hạn tính hợp lý của các biến đại diện. Việc chấp nhận H0 cho thấy mô hình là phù hợp và các biến đại diện là hợp lý, với tất cả Prob > chi2 > 10% Roodman [41].						
Kiểm định Hansen	0,194	0,177	0,381	0,135	0,140	0,174

Bảng 5: Ước lượng mô hình với sự kết hợp của tính bất định và vốn chủ sở hữu

Biến phụ thuộc là tỷ lệ tiền gửi trên tổng tài sản	Mô hình không bao gồm các biến vĩ mô			Mô hình bao gồm các biến vĩ mô		
(tác động ngược chiều với rủi ro thanh khoản)	Tính bất định theo tài sản	Tính bất định theo nguồn vốn	Tính bất định theo lợi nhuận	Tính bất định theo tài sản	Tính bất định theo nguồn vốn	Tính bất định theo lợi nhuận
Biến trễ (FLR _{t,t-1})	0,585*** (0,029)	0,613*** (0,026)	0,634*** (0,031)	0,780*** (0,041)	0,804*** (0,042)	0,782*** (0,045)
Tính bất định	-0,382*** (0,043)	-0,194*** (0,036)	-4,994*** (0,674)	-0,51*** (0,054)	-0,395*** (0,047)	-5,323*** (0,695)
Tính bất định * Vốn chủ sở hữu	0,005* (0,003)	0,017*** (0,004)	0,591*** (0,075)	0,007** (0,003)	0,013*** (0,003)	0,462*** (0,074)
Tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản	-1,888*** (0,386)	-2,676*** (0,362)	-3,319*** (0,347)	-2,33*** (0,299)	-2,610*** (0,235)	-3,555*** (0,315)
Tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng	1,225*** (0,445)	1,438*** (0,507)	1,333*** (0,495)	0,850** (0,342)	0,967*** (0,345)	1,127*** (0,384)
Vốn chủ sở hữu	0,192* (0,104)	-0,046 (0,084)	-0,157 (0,097)	0,250* (0,133)	0,108 (0,119)	0,005 (0,114)
Tài sản thanh khoản	0,125*** (0,035)	0,067* (0,037)	0,086** (0,038)	0,179*** (0,045)	0,154*** (0,030)	0,082* (0,045)
Quy mô NHTM	2,640*** (0,263)	2,931*** (0,271)	3,356*** (0,284)	2,409*** (0,447)	2,425*** (0,477)	2,963*** (0,382)
Lãi suất điều hành (lãi suất tái cấp vốn)				1,013*** (0,118)	1,213*** (0,164)	0,703*** (0,123)
Chu kỳ kinh tế (tăng trưởng GDP)				0,100 (0,271)	1,633*** (0,251)	1,950*** (0,275)
Số quan sát	352	352	352	352	352	352
Số ngân hàng	31	31	31	31	31	31
Số biến công cụ	27	27	27	29	29	29
Theo Arellano-Bond ⁴⁹ , ước lượng SGMM yêu cầu có sự tương quan bậc 1 và không có sự tương quan bậc 2 của phần dư. Vì vậy, giả thuyết H0 là không có sự tương quan bậc 1 (bác bỏ H0) và chấp nhận giả thuyết H0 ở bậc 2 để mô hình cho kết quả phù hợp.						
Kiểm định AR(1)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Kiểm định AR(2)	0,159	0,178	0,226	0,160	0,296	0,387
Kiểm định Hansen kiểm tra tương quan giữa các biến sai phân trễ làm đại diện cho các biến nội sinh với các thành phần tác động riêng lẻ trong các phương trình. Hansen test với H0: kiểm định C test các biến sai phân trễ là biến đại diện phù hợp (hay thoả mãn tính chất biến ngoại sinh) hoặc giả thuyết kiểm tra về việc mô hình được xác định đúng (correct model specification) và kiểm tra các ràng buộc quá mức (valid overidentifying restrictions), chẳng hạn tính hợp lý của các biến đại diện. Việc chấp nhận H0 cho thấy mô hình là phù hợp và các biến đại diện là hợp lý, với tất cả Prob > chỉ2 > 10% Roodman ⁴⁷ .						
Kiểm định Hansen	0,132	0,111	0,106	0,130	0,142	0,154

Độ lệch chuẩn trong ngoặc đơn (): * p<0,1; ** p<0,05; *** p<0,01
 Nguồn : Tổng hợp của tác giả từ Stata15

này có thể bảo vệ một phần thanh khoản nguồn vốn của họ trước các cú sốc.

Tương tự trong Bảng 6, ước lượng kết hợp *Tính Bất định * Thanh khoản tài sản* tương quan đồng biến với tỷ lệ tiền gửi hay nghịch biến với rủi ro thanh khoản nguồn vốn, hàm ý rằng khi tính bất định trong lĩnh vực ngân hàng cao, các ngân hàng tích trữ nhiều tài sản thanh khoản hơn có thể bị giảm tiền gửi ít hơn so với các ngân hàng có tài sản thanh khoản thấp hơn. Cuối cùng, nghiên cứu kiểm định quy mô ngân hàng có thể thay đổi tác động bất lợi của tính bất định đối với rủi ro thanh khoản nguồn vốn ngân hàng hay không.

Một cách nhất quán, kết quả của nghiên cứu cho thấy các ước lượng kết hợp giữa *Tính bất định * Quy mô* trong Bảng 7 là đồng biến và có ý nghĩa thống kê, cho thấy rủi ro thanh khoản nguồn vốn ít rõ rệt hơn ở các ngân hàng lớn hơn trong thời gian có tính bất định cao.

Nhìn chung, kết quả ước tính trong Bảng 3-Bảng 7 cho thấy sự gia tăng lợi nhuận ngân hàng, vốn hóa, thanh khoản tài sản và quy mô ngân hàng có thể giúp giảm bớt mối liên hệ giữa tính bất định và rủi ro thanh khoản nguồn vốn ngân hàng, trong khi sự gia tăng rủi ro tín dụng ngân hàng có xu hướng làm trầm trọng thêm tác động bất lợi của tính bất định. Tất cả các kết quả của nghiên cứu vẫn không thay đổi khi các biện pháp bất định thay thế được sử dụng. Nhìn chung, phát hiện của nghiên cứu cho thấy ở Việt Nam, các ngân hàng có tình hình tài chính mạnh hơn có xu hướng ít bị ảnh hưởng bởi sự phân tán của các cú sốc ngân hàng. Về vấn đề này, rủi ro thanh khoản huy động vốn của các ngân hàng có lợi nhuận cao hơn, ít rủi ro hơn, vốn hóa tốt hơn, thanh khoản hơn và lớn hơn trong thời kỳ bất ổn cao sẽ nhỏ hơn. Các nhà tham gia thị trường đánh giá thấp các ngân hàng yếu hơn về tài chính Jayaratne & Morgan⁵⁰. Do đó, người gửi tiền có thể nhận ra những cú sốc bất lợi lớn hơn khi gửi tiền tại các ngân hàng này và do đó yêu cầu phí bảo hiểm nguồn vốn lớn hơn nhiều trong thời gian có tính bất định cao, điều này có thể khuếch đại rủi ro thanh khoản nguồn vốn. Kết quả của nghiên cứu nhìn chung phù hợp với các tài liệu cho thấy các ngân hàng có tình hình tài chính yếu hơn sẽ chịu nhiều cú sốc kinh tế vĩ mô hơn do khả năng tiếp cận nguồn vốn hạn chế hơn Kashyap & Stein³⁴; Kishan & Opiela³³. Nói chung, những phát hiện của nghiên cứu với các mô hình có điều kiện đã làm sáng tỏ cơ chế tiềm năng mà qua đó tính bất định làm gia tăng rủi ro thanh khoản nguồn vốn của ngân hàng.

THẢO LUẬN

Dựa vào kết quả trên, nghiên cứu vẫn chưa thể đảm bảo rằng với các thước đo tính bất định khác nhau và các tập hợp biến hồi quy khác nhau là vững và đáng tin cậy tuyệt đối để đưa ra hàm ý chính sách. Để giải quyết vấn đề này, nghiên cứu tiếp tục ước lượng một lần nữa các mô hình trên theo phương pháp LSDVC, được chứng minh là có hiệu quả cao khi mẫu đơn vị cắt ngang nhỏ và dữ liệu bảng rất mất cân bằng²⁶.

Bảng 8 trình bày kết quả kiểm tra độ tin cậy từ hồi quy LSDVC. Mặc dù mức ý nghĩa của các ước lượng có giảm, nhưng không đáng kể và những phát hiện chính của kết quả nghiên cứu vẫn không thay đổi. Các hệ số âm của thước đo tính bất định độc lập chỉ ra tác động bất lợi của tính bất định đối với rủi ro thanh khoản nguồn vốn ngân hàng là không thay đổi. Theo đó, tính bất định của ngân hàng làm thay đổi rủi ro thanh khoản nguồn vốn là có độ vững và khá tin cậy, cung cấp bằng chứng thực nghiệm quan trọng để đi đến các kết luận và hàm ý chính sách quan trọng.

KẾT LUẬN

Nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm về phân tích rủi ro thanh khoản nguồn vốn trong bối cảnh bất định ngân hàng làm tăng rủi ro thanh khoản nguồn vốn. Dựa vào các nghiên cứu trước, nghiên cứu cũng cung cấp bằng chứng thực nghiệm các đặc tính của ngân hàng có thể làm suy yếu hoặc tăng cường việc các ngân hàng phản ứng với các cú sốc bất định hay không. Phát hiện của nghiên cứu trên các khía cạnh khác nhau của đặc điểm ngân hàng có xu hướng hội tụ về một mô hình thống nhất cho thấy sức mạnh tài chính lớn hơn của các ngân hàng thông qua sự gia tăng lợi nhuận ngân hàng, chất lượng cho vay, thanh khoản vốn, tài sản, quy mô ngân hàng, có thể góp phần làm giảm tác động của tính bất định đối với rủi ro thanh khoản nguồn vốn ngân hàng. Phát hiện của nghiên cứu không chỉ thể hiện tính vững đối với các kết hợp hồi quy khác nhau, mà còn không thay đổi khi các biến cấp ngân hàng chính khác nhau được kết hợp sử dụng để tính toán sự phân tán của các cú sốc ngân hàng khi các biện pháp bất định của ngân hàng hoặc các phương pháp ước tính khác nhau được áp dụng, chẳng hạn như GMM động và LSDVC.

Nghiên cứu cung cấp một số hàm ý chính sách, tính bất định của ngân hàng là một yếu tố thiết yếu giải thích rủi ro thanh khoản nguồn vốn của các ngân hàng, khuyến nghị các cơ quan quản lý cần nhắc khi ban hành các chính sách có thể làm thay đổi mức độ bất định. Do rủi ro thanh khoản có thể ảnh hưởng xấu đến hoạt động của ngân hàng và hơn nữa là nền kinh tế thực, các hành động để giảm tính bất định

Bảng 6: Ước lượng mô hình với sự kết hợp của tính bất định và tài sản có tính thanh khoản

Biến phụ thuộc là tỷ lệ tiền gửi trên tổng tài sản	Mô hình không bao gồm các biến vĩ mô			Mô hình bao gồm các biến vĩ mô		
(tác động ngược chiều với rủi ro thanh khoản)	Tính bất định theo tài sản	Tính bất định theo nguồn vốn	Tính bất định theo lợi nhuận	Tính bất định theo tài sản	Tính bất định theo nguồn vốn	Tính bất định theo lợi nhuận
Biến trễ (FLR _{i,t-1})	0,545*** (0,026)	0,508*** (0,044)	0,490*** (0,029)	0,813*** (0,055)	0,635*** (0,058)	0,615*** (0,040)
Tính bất định	-0,300*** (0,064)	-0,190*** (0,038)	-13,588*** (0,899)	-0,353*** (0,078)	-0,146*** (0,046)	-13,274*** (1,009)
Tính bất định * Tài sản có tính thanh khoản	0,007*** (0,001)	0,006*** (0,001)	0,949*** (0,059)	0,010*** (0,003)	0,003 (0,002)	0,835*** (0,076)
Tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản	-1,921*** (0,456)	-6,884*** (1,250)	-2,483*** (0,261)	-4,757*** (0,897)	-8,993*** (0,811)	-2,955*** (0,374)
Tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng	4,180*** (0,965)	4,038*** (1,053)	1,306*** (0,402)	8,106*** (1,399)	6,002*** (1,016)	1,480*** (0,400)
Vốn chủ sở hữu	0,258** (0,125)	0,601*** (0,219)	-0,045 (0,074)	0,257 (0,290)	0,848*** (0,200)	0,157 (0,104)
Tài sản thanh khoản	0,351*** (0,031)	0,289*** (0,105)	1,155*** (0,066)	-0,122 (0,101)	0,094 (0,086)	0,971*** (0,081)
Quy mô NHTM	1,022** (0,425)	3,559*** (0,690)	2,414*** (0,315)	0,296 (1,177)	4,136*** (0,314)	2,556*** (0,375)
Lãi suất điều hành (lãi suất tái cấp vốn)				1,290*** (0,133)	0,327 (0,219)	0,350*** (0,123)
Chu kỳ kinh tế (tăng trưởng GDP)				1,937*** (0,468)	1,711*** (0,480)	2,386*** (0,383)
Số quan sát	352	352	352	352	352	352
Số ngân hàng	31	31	31	31	31	31
Số biến công cụ	27	27	27	29	29	29
Theo Arellano-Bond ⁴⁹ , ước lượng SGMM yêu cầu có sự tương quan bậc 1 và không có sự tương quan bậc 2 của phần dư. Vì vậy, giả thuyết H0 là không có sự tương quan bậc 1 (bác bỏ H0) và chấp nhận giả thuyết H0 ở bậc 2 để mô hình cho kết quả phù hợp.						
Kiểm định AR(1)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Kiểm định AR(2)	0,171	0,637	0,191	0,163	0,816	0,255
Kiểm định Hansen kiểm tra tương quan giữa các biến sai phân trễ làm đại diện cho các biến nội sinh với các thành phần tác động riêng lẻ trong các phương trình, Hansen test với H0: kiểm định C test các biến sai phân trễ là biến đại diện phù hợp (hay thỏa mãn tính chất biến ngoại sinh) hoặc giả thuyết kiểm tra về việc mô hình được xác định đúng (correct model specification) và kiểm tra các ràng buộc quá mức (valid overidentifying restrictions), chẳng hạn tính hợp lý của các biến đại diện. Việc chấp nhận H0 cho thấy mô hình là phù hợp và các biến đại diện là hợp lý, với tất cả Prob > chi2 > 10% Roodman ⁴⁷ .						
Kiểm định Hansen	0,136	0,149	0,155	0,181	0,191	0,148

Độ lệch chuẩn trong ngoặc đơn (): * p<0,1; ** p<0,05; *** p<0,01

Nguồn: Tổng hợp của tác giả từ Stata15

Bảng 7: Ước lượng mô hình với sự kết hợp của tính bất định và quy mô ngân hàng

Biến phụ thuộc là tỷ lệ tiền gửi trên tổng tài sản	Mô hình không bao gồm các biến vĩ mô			Mô hình bao gồm các biến vĩ mô		
(tác động ngược chiều với rủi ro thanh khoản)	Tính bất định theo tài sản	Tính bất định theo nguồn vốn	Tính bất định theo lợi nhuận	Tính bất định theo tài sản	Tính bất định theo nguồn vốn	Tính bất định theo lợi nhuận
Biến trễ (FLR _{i,t-1})	0,536*** (0,029)	0,590*** (0,036)	0,634*** (0,037)	0,679*** (0,043)	0,711*** (0,050)	0,699*** (0,051)
Tính bất định	-4,837*** (0,500)	-5,522*** (0,561)	-74,585*** (14,036)	-3,445* (1,818)	- (1,328)	- (23,204)
Tính bất định * Quy mô NHTM	0,145*** (0,016)	0,167*** (0,017)	2,223*** (0,427)	0,105* (0,057)	0,142*** (0,041)	1,498** (0,712)
Tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản	-1,621*** (0,367)	-1,384*** (0,420)	-2,447*** (0,248)	- (0,530)	- (0,514)	- (0,469)
Tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng	1,135*** (0,428)	0,943** (0,436)	1,531*** (0,390)	1,125*** (0,381)	0,994*** (0,372)	1,577*** (0,328)
Vốn chủ sở hữu	0,085 (0,086)	0,151* (0,086)	0,063 (0,080)	0,251*** (0,087)	0,230** (0,101)	0,203 (0,127)
Tài sản thanh khoản	0,070* (0,037)	0,088* (0,046)	0,069 (0,047)	0,065 (0,043)	0,083 (0,058)	0,056 (0,049)
Quy mô NHTM	-0,970* (0,538)	1,911*** (0,676)	-0,551 (0,742)	0,020 (1,459)	-1,401 (1,332)	0,340 (1,224)
Lãi suất điều hành (lãi suất tái cấp vốn)				0,617*** (0,131)	0,646*** (0,124)	0,464*** (0,134)
Chu kỳ kinh tế (tăng trưởng GDP)				1,842*** (0,270)	1,350*** (0,340)	1,857*** (0,343)
Số quan sát	352	352	352	352	352	352
Số ngân hàng	31	31	31	31	31	31
Số biến công cụ	27	27	27	29	29	29
Theo Arellano-Bond ⁴⁹ , ước lượng SGMM yêu cầu có sự tương quan bậc 1 và không có sự tương quan bậc 2 của phần dư. Vì vậy, giả thuyết H0 là không có sự tương quan bậc 1 (bác bỏ H0) và chấp nhận giả thuyết H0 ở bậc 2 để mô hình cho kết quả phù hợp.						
Kiểm định AR(1)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Kiểm định AR(2)	0,632	0,485	0,404	0,755	0,754	0,543
Kiểm định Hansen kiểm tra tương quan giữa các biến sai phân trễ làm đại diện cho các biến nội sinh với các thành phần tác động riêng lẻ trong các phương trình. Hansen test với H0: kiểm định C test các biến sai phân trễ là biến đại diện phù hợp (hay thoả mãn tính chất biến ngoại sinh) hoặc giả thuyết kiểm tra về việc mô hình được xác định đúng (correct model specification) và kiểm tra các ràng buộc quá mức (valid overidentifying restrictions), chẳng hạn tính hợp lý của các biến đại diện. Việc chấp nhận H0 cho thấy mô hình là phù hợp và các biến đại diện là hợp lý, với tất cả Prob > chi2 > 10% Roodman ⁴⁷ .						
Kiểm định Hansen	0,113	0,123	0,112	0,129	0,125	0,126

Bảng 8: Ước lượng kiểm định tính vững thông qua kết hợp biến

Biến phụ thuộc là tỷ lệ tiền gửi trên tổng tài sản (tác động ngược chiều với rủi ro thanh khoản)	Mô hình tính bất định kết hợp với tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản			Mô hình tính bất định kết hợp với tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng		
	Tính bất định theo tài sản	Tính bất định theo nguồn vốn	Tính bất định theo lợi nhuận	Tính bất định theo tài sản	Tính bất định theo nguồn vốn	Tính bất định theo lợi nhuận
Biến trễ (FLR _{i,t-1})	0.725*** (0.040)	0.710*** (0.044)	0.651*** (0.033)	0.714*** (0.051)	0.717*** (0.053)	0.772*** (0.051)
Tính bất định	-0.260* (0.136)	-0.208 (0.134)	-1.288** (0.596)	-0.017 (0.039)	-0.097** (0.042)	-1.596*** (0.487)
Tính bất định * Tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản	0.152* (0.085)	0.086 (0.083)	0.859** (0.346)			
Tính bất định * tỷ lệ dự phòng RRTD				-0.125*** (0.046)	-0.116** (0.047)	-1.524*** (0.426)
Tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản	-7.530*** (2.188)	-6.259*** (2.384)	- 10.518*** (0.975)	-3.295*** (0.518)	-2.762*** (0.543)	-3.464*** (0.502)
Tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng	2.304*** (0.363)	2.341*** (0.458)	4.601*** (1.155)	2.215*** (0.392)	4.300*** (1.040)	2.394*** (0.363)
Vốn chủ sở hữu	0.353*** (0.115)	0.340*** (0.108)	0.654*** (0.179)	0.376*** (0.129)	0.198* (0.118)	0.372*** (0.122)
Tài sản thanh khoản	0.114*** (0.037)	0.133*** (0.050)	0.183*** (0.056)	0.069 (0.045)	0.118** (0.057)	0.064 (0.046)
Quy mô NHTM	2.774*** (0.338)	2.677*** (0.369)	4.403*** (0.423)	2.700*** (0.354)	2.036*** (0.462)	2.550*** (0.316)
Lãi suất điều hành (lãi suất tái cấp vốn)	0.623*** (0.118)	0.638*** (0.120)	0.373** (0.155)	0.713*** (0.097)	0.770*** (0.128)	0.571*** (0.119)
Chu kỳ kinh tế (tăng trưởng GDP)	1.756*** (0.259)	1.628*** (0.265)	2.154*** (0.476)	1.488*** (0.328)	1.275*** (0.280)	2.290*** (0.307)
Số quan sát	352	352	352	352	352	352
Số ngân hàng	31	31	31	31	31	31

Độ lệch chuẩn trong ngoặc đơn (): * p<0,1; ** p<0,05; *** p<0,01
 Nguồn : Tổng hợp của tác giả từ Stata15

và ổn định ngành ngân hàng cần được ưu tiên. Nói cách khác, cần xem xét một khuôn khổ nhất quán để cải thiện sức mạnh tài chính của các ngân hàng. Tuy nhiên, phân tích của nghiên cứu có một số hạn chế khi chỉ có một thị trường và một cơ sở dữ liệu hạn chế, và trong thị trường này, nghiên cứu chỉ coi tính bất định của ngân hàng được tính toán bởi dữ liệu cấp ngân hàng là một loại bất định duy nhất. Do hạn chế về dữ liệu, nghiên cứu chỉ tập trung vào tiền gửi ngân hàng nói chung, mặc dù các nguồn tiền gửi khác nhau (tiền gửi không kỳ hạn và tiền gửi tiết kiệm) có thể khác nhau đáng kể. Nghiên cứu trong tương lai có thể mở rộng sang các thị trường khác với các hình thức bất định khác nhau và bổ sung thêm cấu trúc tiền gửi.

DANH MỤC TỪ VIẾT TẮT

NHTM: Ngân hàng thương mại

RRTK: Rủi ro thanh khoản

WDI: World Development Index

GMM: phương pháp ước tính mômen tổng quát

LSDVC: Kỹ thuật hiệu chỉnh biến giả bình phương nhỏ nhất

XUNG ĐỘT LỢI ÍCH

Bài viết không có xung đột lợi ích.

ĐÓNG GÓP CỦA TÁC GIẢ

Bài báo trên được tác giả Nguyễn Hoàng Chung chịu trách nhiệm toàn bộ nội dung thu thập số liệu và thực hiện thống kê phân tích và viết kết quả nghiên cứu, kết luận.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. Aaberge R, Liu K, Zhu Y. Political uncertainty and household savings. *J Comp Econ*. 2017;45(1):154-70; Available from: <https://doi.org/10.1016/j.jce.2015.12.011>.
2. Caggiano G, Castelnuovo E, Figueres JM. Economic policy uncertainty and unemployment in the United States: a nonlinear approach. *Econ Lett*. 2017;151:31-4; Available from: <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2016.12.002>.
3. Drobetz W, Ghoul, El S, Guedhami O, Janzen M. Policy uncertainty, investment, and the cost of capital. *J Financ Stab*. 2018;39:28-45; Available from: <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2018.08.005>.
4. Gulen H, Ion M. Policy uncertainty and corporate investment. *Rev Financ Stud*. 2016;29(3):523-64; Available from: <https://doi.org/10.1093/rfs/hhv050>.
5. Wang Y, Chen CR, Huang YS. Economic policy uncertainty and corporate investment: evidence from China. *Pacific-Basin Fin J*. 2014;26:227-43; Available from: <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2013.12.008>.
6. Baker SR, Bloom N, Davis SJ. Measuring economic policy uncertainty. *Q J Econ*. 2016;131(4):1593-636; Available from: <https://doi.org/10.1093/qje/qjw024>.
7. Bloom N, Floetotto M, Jaimovich N, Saporta-Eksten I, Terry SJ. Really uncertain business cycles. *Econometrica*. 2018;86(3):1031-65; Available from: <https://doi.org/10.3982/ECTA10927>.
8. He Z, Niu J. The effect of economic policy uncertainty on bank valuations. *Appl Econ Lett*. 2018;25(5):345-7; Available from: <https://doi.org/10.1080/13504851.2017.1321832>.

9. Chi Q, Li W. Economic policy uncertainty, credit risks and banks' lending decisions: evidence from Chinese commercial banks. *China J Acc Res*. 2017;10(1):33-50; Available from: <https://doi.org/10.1016/j.cjar.2016.12.001>.
10. Karadima M, Louri H. Economic policy uncertainty and non-performing loans: the moderating role of bank concentration. *Fin Res Lett*. 2021;38; Available from: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101458>.
11. Wu J, Yao Y, Chen M, Jeon BN. Economic uncertainty and bank risk: evidence from emerging economies. *J Int Financ Markets Inst Money*. 2020;68; Available from: <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2020.101242>.
12. Bilgin MH, Danisman GO, Demir E, Tarazi A. Economic uncertainty and bank stability: conventional vs. Islamic banking. *J Financ Stab*. 2021;56; Available from: <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2021.100911>.
13. Phan DHB, lyke BN, Sharma SS, Affandi Y. Economic policy uncertainty and financial stability-Is there a relation? *Econ Mod-ell*. 2021;94:1018-29; Available from: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2020.02.042>.
14. Bordo MD, Duca JV, Koch C. Economic policy uncertainty and the credit channel: aggregate and bank level U.S. evidence over several decades. *J Financ Stab*. 2016;26:90-106; Available from: <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2016.07.002>.
15. Danisman GO, Ersan O, Demir E. Economic policy uncertainty and bank credit growth: evidence from European banks. *J Multinat Financ Manag*. 2020;57-58; Available from: <https://doi.org/10.1016/j.mulfin.2020.100653>.
16. Valencia F. Aggregate uncertainty and the supply of credit. *J Banking Fin*. 2017;81:150-65; Available from: <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2017.05.001>.
17. Berger A, Guedhami N, O, kim HH, Li X. Economic policy uncertainty and bank liquidity hoarding. *J Financ Intermed*. 2020; Available from: <https://doi.org/10.1016/j.jfi.2020.100893>.
18. Ashraf BN. Policy uncertainty and bank liquidity hoarding: international evidence. *SSRN Electron J*. 2020 ; Available from: <https://doi.org/10.2139/ssrn.3574193>.
19. Dahir AM, Mahat FB, Ali NAB. Funding liquidity risk and bank risk-taking in BRICS countries: an application of system GMM approach. *Int J Emerg Markets*. 2018;13(1):231-48; Available from: <https://doi.org/10.1108/IJoEM-03-2017-0086>.
20. Drehmann M, Nikolaou K. Funding liquidity risk: definition and measurement. *J Banking Fin*. 2013;37(7):2173-82; Available from: <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2012.01.002>.
21. Diamond DW, Dybvig PH. Bank runs, deposit insurance, and liquidity. *J Pol Econ*. 1983;91(3):401-19; Available from: <https://doi.org/10.1086/261155>.
22. Acharya V, Naqvi H. The seeds of a crisis: a theory of bank liquidity and risk taking over the business cycle. *J Financ Econ*. 2012;106(2):349-66; Available from: <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2012.05.014>.
23. Ivashina V, Scharfstein D. Bank lending during the financial crisis of 2008. *J Financ Econ*. 2010;97(3):319-38; Available from: <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2009.12.001>.
24. Gatev E, Strahan PE. Banks' advantage in hedging liquidity risk: theory and evidence from the commercial paper market. *J Fin*. 2006;61(2):867-92; Available from: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.00857.x>.
25. Pástor L, Veronesi P. Uncertainty about government policy and stock prices. *J Fin*. 2012;67(4):1219-64; Available from: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2012.01746.x>.
26. Bruno GSF. Estimation and inference in dynamic unbalanced panel-data models with a small number of individuals. *The Stata Journal*. 2005;5(4):473-500; Available from: <https://doi.org/10.1177/1536867X0500500401>.
27. Bogliacino F, Piva M, Vivarelli M. R&D and employment: an application of the LSDVC estimator using European microdata. *Econ Lett*. 2012;116(1):56-9; Available from: <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2012.01.010>.

28. Boukhatem J, Djelassi M. Liquidity risk in the Saudi banking system: is there any Islamic banking specificity? *Q Rev Econ Fin.* 2020;77:206-19; Available from: <https://doi.org/10.1016/j.qref.2020.05.002>.
29. Wang Y, Wang K, Chang CP. The impacts of economic sanctions on exchange rate volatility. *Econ Modell.* 2019;82:58-65; Available from: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.07.004>.
30. Al-Thaqeb SA, Algharabali BG. Economic policy uncertainty: A Literature Review. *J Econ Asymmetries.* 2019;20; Available from: <https://doi.org/10.1016/j.jeca.2019.e00133>.
31. Buch CM, Buchholz M, Tonzer L. Uncertainty, bank lending, and bank-level heterogeneity. *IMF Econ Rev.* 2015;63(4):919-54; Available from: <https://doi.org/10.1057/imfer.2015.35>.
32. Hu S, Gong D. Economic policy uncertainty, prudential regulation and bank lending. *Fin Res Lett.* 2019;29:373-8; Available from: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2018.09.004>.
33. Nguyen CP, Le TH, Su TD. Economic policy uncertainty and credit growth: evidence from a global sample. *Res Int Bus Fin.* 2020;51 ; Available from: <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2019.101118>.
34. Kashyap AK, Stein JC. The impact of monetary policy on bank balance sheets. *Carnegie-Rochester confer. Series on public policy.* 1995; 42(C);2231(95)00032:151-95; Available from: [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(95\)00032-U](https://doi.org/10.1016/0167-2231(95)00032-U).
35. Kishan RP, Opiela TP. Bank size, bank capital, and the bank lending channel. *J Money Credit Banking.* 2000;32(1):121-41; Available from: <https://doi.org/10.2307/2601095>.
36. Dang V D, Huynh J. Bank funding, market power, and the bank liquidity creation channel of monetary policy. *Res Int Bus Fin.* 2021;59; Available from: <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2021.101531>.
37. Batten J. a, & Vo, X. V. Determinants of bank profitability. Evidence from Vietnam. *Emerg Markets Fin Trade.* 2019;55(6):1417-28; Available from: <https://doi.org/10.1080/1540496X.2018.1524326>.
38. Dahir AM, Mahat F, Razak NHA, Bany-ariffin AN. Capital, funding liquidity, and bank lending in emerging economies: an application of the LSDVC approach. *Borsa Istanb Rev.* 2019;19(2):139-48; Available from: <https://doi.org/10.1016/j.bir.2018.08.002>.
39. Khan MS, Scheule H, Wu E. Funding liquidity and bank risk taking. *J Banking Fin.* 2017;82:203-16; Available from: <https://doi.org/10.1016/j.bankfin.2016.09.005>.
40. Rokhim R, Min I. Funding liquidity and Risk taking behavior in Southeast Asian banks. *Emerg Markets Fin Trade.* 2018;56(2):305-13; Available from: <https://doi.org/10.1080/1540496X.2018.1483230>.
41. Smaoui H, Mimouni K, Miniaoui H, Temimi A. Funding liquidity risk and banks' risk-taking: evidence from Islamic and conventional banks. *Pacific-Basin Fin J.* 2020;64; Available from: <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2020.101436>.
42. Hoque H, Pour EK. Bank-level and country-level determinants of bank capital structure and funding sources. *Int J Fin Econ.* 2018;23(4):504-32; Available from: <https://doi.org/10.1002/ijfe.1635>.
43. Umar M, Sun G. Interaction among funding liquidity, liquidity creation and stock liquidity of banks: evidence from BRICS countries. *J Financ Regul Compliance.* 2016;24(4):430-52; Available from: <https://doi.org/10.1108/JFRC-11-2015-0062>.
44. Dang VD, Dang VC. The conditioning role of performance on the bank risk-taking channel of monetary policy: evidence from a multiple-tool regime. *Res Int Bus Fin.* 2020;54; Available from: <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2020.101301>.
45. Blundell R, Bond S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *J Econ.* 1998;87(1):115-43; Available from: [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8).
46. Windmeijer F. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *J Econ.* 2005;126(1):25-51; Available from: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2004.02.005>.
47. Roodman D. How to do xtabond2: an introduction to difference and system GMM in Stata. *The Stata Journal.* 2009;9(1):86-136; Available from: <https://doi.org/10.1177/1536867X0900900106>.
48. Tabachnick BG, Fidell LS. *Using multivariate statistics.* 3rd ed. New York: HarperCollins; 1996;.
49. Arellano M, Bond S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Rev Econ Stud.* 1991;58(2):277-97; Available from: <https://doi.org/10.2307/2297968>.
50. Jayaratne J, Morgan DP. Capital market frictions and deposit constraints at banks. *J Money Credit Banking.* 2000;32(1):74-92; Available from: <https://doi.org/10.2307/2601093>.

 Open Access Full Text Article

Impact of uncertainty and other factors on bank liquidity risk in Vietnam

Hoang Chung Nguyen *



Use your smartphone to scan this QR code and download this article

ABSTRACT

This paper examines the impact of uncertainty on bank funding liquidity risk (FLR). Based on 31 Vietnamese commercial banks from 2007 to 2019 through two step SGMM estimator and the least squares dummy variable corrected (LSDVC) technique, the study shows evidence that micro uncertainty in the banking sector which is captured by the cross-sectional dispersion of shocks to assets (UncAsset), short-term funding (UncFund) and bank profitability (UncProfit) leads to higher funding liquidity risk, as proxied by lower deposit ratios. Additional analyses reveal that this nexus widely depends on bank heterogeneity. More precisely, various bank-specific levels that improve banks' financial strength (i.e., an increase in bank return, loan quality, capitalization, liquid assets, and bank size) tend to mitigate the adverse impact of uncertainty on bank funding liquidity risk. In addition, macro variables are included in the model such as the refinancing rate of the State Bank of Vietnam. Economic cycles reflecting annual GDP changes also contribute to clarify the impact of banking uncertainty on funding liquidity risk. Finally, the study's findings not only demonstrate the robustness for different regression, but also remain unchanged when different bank-level variables are combined used to assess the impact of uncertainty on funding liquidity risk.

Key words: bank deposits, bank-specific characteristics, funding liquidity risk, uncertainty

Thu Dau Mot University

Correspondence

Hoang Chung Nguyen, Thu Dau Mot University

Email: chungnh@tdmu.edu.vn

History

- Received: 08-7-2023
- Accepted: 13-9-2023
- Published: 30-9-2023

DOI :

<https://doi.org/10.32508/stdjelm.v7i3.1280>



Copyright

© VNUHCM Press. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International license.



Cite this article : Nguyen H C. **Impact of uncertainty and other factors on bank liquidity risk in Vietnam.** *Sci. Tech. Dev. J. - Eco. Law Manag.* 2023; 7(3):4729-4744.