Ảnh hưởng liên kết của rủi ro tín dụng và thanh khoản đến sự ổn định của hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam

Võ Thị Thúy Kiều[1] • **Lê Thông Tiến**[2] • **Nguyễn Trung Dũng**[3]

Ngày nhận bài: 18/02/2021 | **Biên tập xong:** 02/5/2021 | **Duyệt đăng:** 10/5/2021

TÓM TẮT: Sự gắn liền của rủi ro tín dụng (RRTD) với rủi ro thanh khoản (RRTK) đặt ra nhiều thách thức đối với sự ổn định của hệ thống ngân hàng. Dựa trên bộ dữ liệu 22 ngân hàng thương mại (NHTM) Việt Nam giai đoạn 2006–2019, bài nghiên cứu xem xét mối quan hệ giữa RRTD và thanh khoản thông qua ước lượng GMM hai giai đoạn và phân tích nhân quả bằng mô hình véc tơ tự hồi quy cho dữ liệu bảng (PVAR). Kết quả nghiên cứu tìm thấy được bằng chứng thống kê về ảnh hưởng tích cực của thanh khoản đến RRTD. Đồng thời, ảnh hưởng liên kết của thanh khoản và RRTD đối với sự ổn định của hệ thống ngân hàng, được đo lường bởi Z-score, cũng được xác nhận thông qua mô hình dữ liệu bảng động. Một trong những đóng góp của nghiên cứu là tìm ra ngưỡng thanh khoản xấp xỉ 13,44%. Ảnh hưởng tiêu cực của RRTD có khả năng bị triệt tiêu khi thanh khoản vượt xa giá trị ngưỡng 13,44%.

TỪ KHÓA: Rủi ro thanh khoản, rủi ro tín dụng, Z-score, PVAR, GMM.

Mã phân loại JEL: C33, E44, G01, G32.

1. Giới thiệu

Các định chế thường phải chịu tổn thất tài chính do một số loại rủi ro. Những rủi ro này bao gồm RRTK (khả năng người gửi tiền có thể rút tiền gửi của họ một cách bất ngờ) (Ahmad & ctg, 2019; Cecchetti & ctg, 2006; Lê Đồng Duy Trung, 2019), RRTD (người đi vay không có khả năng trả nợ khi đáo hạn); rủi ro lãi suất (sự biến động về lãi suất thay đổi giá trị đầu tư), rủi ro danh mục (rủi ro tổng thể không tối ưu tốt các kết hợp của các rủi ro thành phần) và rủi ro tỷ giá (còn được gọi là rủi ro tiền tệ, là sự biến động giá trị của đồng tiền cơ bản so với ngoại tệ). Trong đó, RRTK

[1] **Võ Thị Thúy Kiều** - Trường Đại học Ngân hàng TP.HCM; 36 Tôn Thất Đạm, Phường Nguyễn Thái Bình, Quận 1, Thành phố Hồ Chí Minh; **Email:** kieuvtt@buh.edu.vn.

[2] **Lê Thông Tiến** - Ủy ban Kiểm tra Quận ủy Quận Phú Nhuận; 155A Nguyễn Văn Trỗi, phường 11, Quận Phú Nhuận, Thành phố Hồ Chí Minh; **Email:** lethongtien1609@gmail.com.

[3] **Nguyễn Trung Dũng** - Ngân hàng TMCP Đầu tư và Phát triển Việt Nam; 134 Nguyễn Công Trứ, Phường Nguyễn Thái Bình, Quận 1, Thành phố Hồ Chí Minh; **Email:** jacksondung@yahoo.com.

và RRTD được cho là nguyên nhân chính dẫn đến sự thất bại và phá sản của hàng loạt các NHTM (Ahmad & ctg, 2019). Bài học kinh nghiệm về cuộc khủng hoảng tài chính năm 2008 đã làm cho ngân hàng trung ương và các NHTM từ vị thế thờ ơ, đã phải thừa nhận về vai trò của RRTK. Quản trị RRTK ngày càng có vị trí quan trọng trong quá trình tái cấu trúc các tổ chức tín dụng (Nguyễn Thị Bất & Phạm Thành Đạt, 2016).

Mặc dù có rất nhiều định nghĩa RRTK nhưng về khái quát, RRTK liên quan đến trạng thái thiếu hụt nguồn lực tài chính tức thời đáp ứng các nghĩa vụ nợ khi đến hạn và phải huy động các nguồn vốn với chi phí cao để đáp ứng nhu cầu thanh toán đó (Nikolaou, 2009; Gup & Kolari, 2005). Thực tế, thanh khoản (Liquidity) mô tả khả năng mà công ty về dịch vụ tài chính có thể đáp ứng yêu cầu về tiền mặt của khách hàng, hay ứng trước dưới dạng các khoản vay hoặc thấu chi. Acharya & Mora (2015) thừa nhận rằng, vai trò thanh khoản càng trở nên quan trọng hơn trong thời kỳ khủng hoảng tài chính. Khi thâm hụt giữa tỷ lệ nợ và thanh khoản ngày càng bị nới rộng và nguồn thanh khoản từ tiền gửi ngày một suy giảm, những cam kết thanh khoản không được đáp ứng và ngày một trầm trọng hơn sẽ làm phát sinh thêm RRTK (Choudhry, 2013). RRTK cũng tăng cao trong trường hợp các tổ chức tín dụng vay tiền với mức lãi suất cao hơn, đi kèm với mức phạt quá hạn có thể xảy ra cũng cao hơn, hoặc do tài sản thế chấp được giao dịch ở mức thấp hơn trên thị trường. Hay nói một cách khác, về ý nghĩa kinh tế và tài chính, thanh khoản (tỷ lệ nghịch với RRTK) hàm ý về khả năng chuyển đổi các loại tài sản đang nắm giữ mà không bị sụt giảm về giá trị (Nikolaou, 2009).

Trong khi đó, RRTD phát sinh khi người vay không có khả năng trả nợ hoặc trả nợ không đúng hạn, có thể dẫn đến tình trạng vỡ nợ của người vay hoặc do cố ý vi phạm các điều khoản đã thỏa thuận (Gestel & Baesens, 2009; Boyd & Graham, 1988). Bên cạnh hoạt động cho vay, rất nhiều yếu tố khác cũng dẫn đến RRTD bao gồm hoạt động liên ngân hàng, chính sách tín dụng không phù hợp, tài trợ thương mại, biến động lãi suất, giao dịch ngoại hối, trái phiếu, hoạt động kinh doanh các tài sản phái sinh, quản trị kém, thanh khoản thấp, bảo lãnh phát hành kém chất lượng và bất cân xứng thông tin (Chen & ctg, 2006). Kết quả nghiên cứu của Kiselakova & Kiselak (2013) cũng tìm thấy chiều ảnh hưởng dương của RRTD và xác suất vỡ nợ. Nguyễn Văn Thép & Nguyễn Thị Bích Phượng (2016) nghiên cứu dữ liệu của 29 NHTM giai đoạn 2007–2014 và tìm thấy bằng chứng về ảnh hưởng của tỷ lệ an toàn vốn tối thiểu, quy mô ngân hàng, tỷ lệ chi phí hoạt động, tỷ lệ lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu và tốc độ tăng trưởng kinh tế đến RRTD của các ngân hàng.

Sự gắn liền của RRTD với RRTK là nguyên nhân dẫn đến hàng loạt những vấn đề, kéo theo sự sụp đổ hàng loạt hệ thống tài chính vào giai đoạn 2007–2008. Khi đối mặt với RRTK ngày một cao hơn, hay thiếu hụt vốn và các khoản dự trữ của ngân hàng một cách đột ngột, các NHTM chấp nhận một mức lãi suất cao hơn (Gatev & ctg, 2009; Jenkinson, 2008). Điều này cũng dẫn đến RRTD tăng cao hơn một phần do bất cân xứng thông tin trên thị trường cho vay, một phần là do áp lực trả nợ ngày một lớn hơn. Do đó, sự liên kết của hai loại rủi ro này được cho là có tương quan với sự ổn định của ngân hàng và cần được phân tích thực nghiệm (Mai Thị Phương Thùy, 2018; Gorton & Metrick, 2012; Cai & Thakor; 2008).

Mục tiêu của bài viết là nhằm kiểm tra tác động đồng thời của RRTD với thanh khoản trong hệ thống NHTM Việt Nam, ngoài ra bài viết cũng xem xét ảnh hưởng tương tác giữa chúng đến sự ổn định trong hoạt động ngân hàng (Z-score), đại lượng tỷ lệ nghịch với rủi ro vỡ nợ. Bài viết này được kết cấu thành năm phần. Phần 2 trình bày cơ bản về cơ sở lý thuyết

và tổng quan những nghiên cứu trước đây. Nội dung Phần 3 thiết lập các mô hình nghiên cứu và mô tả phương pháp đo lường của các biến số. Dựa trên mô hình thực nghiệm đã xây dựng, Phần 4 cung cấp các bằng chứng thống kê và giải thích kết quả nghiên cứu. Kết luận nghiên cứu và hàm ý chính sách được trình bày trong Phần 5.

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan các nghiên cứu trước

2.1. Cơ sở lý thuyết

Lý thuyết về yêu cầu thanh khoản ngân hàng được phát triển bởi Calomiris & ctg (2015) nhấn mạnh, tổ chức ngân hàng cần quản lý tài sản hơn là vốn. Họ cần bảo quản các tài sản có tính thanh khoản cao hơn để đối phó với RRTK và kiểm soát các mối nguy mà họ có thể phải đối mặt. Theo Vazquez & Federico (2015), các ngân hàng có đòn bẩy tài chính cao và thanh khoản mỏng sẽ có nhiều nguy cơ phá sản hơn so với các ngân hàng còn lại. Sự phụ thuộc của các ngân hàng vào thị trường liên ngân hàng cũng làm tăng khả năng mất khả năng thanh toán (Demirgüç-Kunt & Huizinga, 1999). Tuy nhiên, việc duy trì RRTK thấp có thể bị phớt lờ do việc dự trữ thanh khoản cao được coi là chi phí làm suy yếu lợi nhuận (Dang, 2019).

Những nỗ lực của Ghenimi & ctg (2017) và Imbierowicz & Rauch (2014) đã chứng minh rằng, cả hai loại rủi ro (RRTK và RRTD) đều không có quan hệ tương quan ở các độ trễ (Bordeleau & Graham, 2010). Tuy nhiên, liên kết của chúng nhiều khả năng ảnh hưởng đến xác suất vỡ nợ của các tổ chức tín dụng.

Theo Lý thuyết Trung gian tài chính (Theory Financial Intermediation), nếu loại bỏ chi phí giao dịch và vấn đề thông tin bất cân xứng, cung cầu về các tài sản tài chính có thể đáp ứng một cách trực tiếp và tránh các chi phí hoạt động trung gian. Tuy nhiên, sự tồn tại của thông tin bất cân xứng, mà chủ yếu xuất phát từ sự an toàn của các tài sản tài chính và chênh lệch định giá các tài sản thế chấp, các khoản bảo hiểm, cũng như mức độ thanh khoản của chúng, đã giải thích sự tồn tại của các trung gian tài chính hoạt động trong lĩnh vực tài chính-tiền tệ. Hay nói một cách khác, bất cân xứng thông tin là nguyên nhân tìm ẩn đằng sau sự tồn tại và tương tác giữa RRTD và RRTK, cũng như ảnh hưởng của nó đến rủi ro vỡ nợ (Brealey & ctg, 1977).

Lý thuyết tiền tệ cho rằng, việc tăng lãi suất do chính sách tiền tệ sẽ làm giảm lượng tiền dự trữ. Tuy nhiên, hầu hết các nghiên cứu thực nghiệm cho thấy các kết quả ngược lại, tồn tại mối tương quan thuận giữa lãi suất (có thể liên quan với RRTD) và lượng tiền dự trữ. Đây được gọi là câu đố thanh khoản (liquidity puzzle) (Strongin, 1995; Christiano & ctg, 1996). Mô hình Monti-Klein chủ yếu được sử dụng trong nghiên cứu về khả năng tạo tiền để giải thích cho câu đố thanh khoản (Gunji & Miyazaki, 2019).

Bên cạnh đó, quan điểm về lợi thế của đa dạng danh mục hỗ trợ tốt cho việc giải thích ảnh hưởng của quy mô và đa dạng hóa lợi nhuận đến sự ổn định của hệ thống ngân hàng. Do rủi ro tổng thể nhỏ hơn tổng các rủi ro của từng hợp đồng, lợi thế của đa dạng danh mục có thể giúp NHTM trang trải tốt hơn các chi phí và cải thiện lợi nhuận với vai trò trung gian (Lê Đồng Duy Trung, 2019). Lợi thế quy mô cũng giúp cho các ngân hàng lớn tối ưu hóa chi phí dựa vào tiến bộ công nghệ, tận dụng tốt hơn lợi thế đa dạng hóa danh mục (Hughes & Mester, 2013). Tăng cường lợi nhuận ngoài lãi từ các dòng sản phẩm phi truyền thống, như tín dụng và huy động vốn, được cho là cách thức hoạt động dựa trên triết lý về đa dạng hóa lợi nhuận (Lê Đồng Duy Trung, 2019; Prisman & ctg, 1986).

Dựa trên lý thuyết về yêu cầu thanh khoản ngân hàng, lý thuyết Trung gian tài chính (Bryant, 1980; Diamond & Dybvig, 1983) và mô hình Monti-Klein (Prisman & ctg, 1986),

mối quan hệ giữa RRTK và RRTD được cho là có thể gắn liền, có tương quan dương và cùng góp phần vào sự bất ổn định trong hoạt động của ngân hàng (Samartin, 2003; Iyer & Puri, 2012).

2.2. Sự ổn định trong hoạt động của ngân hàng (chỉ số Z-score)

Một số nghiên cứu đã đưa ra những khái niệm về sự ổn định trong hoạt động của ngân hàng; tuy nhiên, định nghĩa chính xác về sự ổn định tài chính vẫn tiếp tục gây tranh cãi. Crockett (1997) đã cân nhắc sự ổn định trong các ngân hàng liên quan đến việc không có sự căng thẳng tài chính (financial stress), một trong những nguyên nhân dẫn đến sự tổn thất ở các ngân hàng lớn hay sự phá sản ở các ngân hàng nhỏ hơn. Vì vậy, các ngân hàng có tình hình tài chính ổn định có thể đáp ứng được các nghĩa vụ mà không cần sự hỗ trợ từ bên ngoài. Bên cạnh đó, sự ổn định tài chính có thể liên hệ đến việc không có biến động giá (price volatility) mạnh gây thiệt hại cho hệ thống. Theo Ngân hàng Trung ương châu Âu (2005), sự ổn định trong hoạt động của ngân hàng là một hệ thống có thể đáp ứng những hỗ trợ liên tục cho một nền kinh tế, bên cạnh việc duy trì sự gia tăng hiệu quả hoạt động của nền kinh tế. Borio (2003) xem xét ổn định tài chính dựa trên hai mô hình chính, đó là mô hình dựa trên yếu tố thận trọng vi mô và vĩ mô.

Chỉ số Z-score đại diện cho sự ổn định của hoạt động ngân hàng và được sử dụng phổ biến trong các nghiên cứu trước đây do hàm ý về mối quan hệ ngược chiều với xác suất vỡ nợ, đại lượng khó có thể đo lường hơn so với Z-score (Hassan & ctg, 2019; Ahmad & ctg, 2019; Ghenimi & ctg, 2017; Lepetit & Strobel, 2015; Demirguç-Kunt & Huizinga, 2010; Foos, 2010; Čihák & Hesse, 2010). Z-score được cho là có mối tương quan nghịch với xác suất vỡ nợ của một ngân hàng (Atoi, 2018; Ghenimi & ctg, 2017; Rizvi & ctg, 2019; Beck & ctg, 2013; Houston & ctg, 2010; Laeven & Levine, 2009). Hay nói một cách khác, chỉ số Z-score càng thấp, tình trạng tài chính của ngân hàng càng gần với nguy cơ cạn kiệt nguồn vốn, dẫn đến mất khả năng thanh toán, thậm chí là phá sản (Nguyễn Thanh Phong, 2019; Teresa & Dolores, 2008). Bài viết sử dụng Z-score đóng vai trò là biến phụ thuộc trong mô hình thực nghiệm, là đại lượng đo lường cho sự ổn định trong hoạt động ngân hàng như các nghiên cứu trước đây (Boyd & Graham, 1988; Blair & Heggestad, 1978; Roy, 1952). Phương pháp đo lường Z-score được trình bày trong Bảng 1.

Vì tính toán Z-score dựa trên báo cáo tài chính có một vài hạn chế nhất định, bài viết tính toán Z-score dựa trên giả định các ngân hàng đều sử dụng cùng một loại thủ thuật trong nghiệp vụ kế toán và do đó có thể loại bỏ phần nào ảnh hưởng do sự cố ý can thiệp số liệu trên báo cáo tài chính. Tính toán Z-score được đưa về dạng logarit tự nhiên nhằm giảm thiểu sự biến động mạnh trong số liệu và gia tăng hiệu quả các ước lượng (Laeven & ctg, 2009; Houston & ctg, 2010).

2.3. Sự tương tác giữa rủi ro tín dụng và rủi ro thanh khoản

Nikomaram & ctg (2013) và Diamond & Rajan (2005) tìm thấy mối quan hệ tích cực và có ý nghĩa thống kê giữa RRTK và RRTD. Dù vậy, Imbierowicz & ctg (2014) đã cho rằng bằng chứng về mối liên hệ có ý nghĩa tích cực cũng không hàm ý về mối liên hệ tương hỗ, trong khi Louati & ctg (2015) lại khẳng định chiều hướng âm của mối quan hệ giữa RRTD và RRTK.

Theo Acharya & ctg (2015), sự thất bại của các tổ chức tín dụng trong cuộc khủng hoảng tài chính phần lớn là do không đủ thanh khoản trước thời điểm vỡ nợ thực tế. Các tác giả này cũng chỉ ra, các tổ chức tín dụng không huy động được lượng tiền gửi từ công chúng do mức lãi suất trở nên không đủ hấp dẫn trong thời kỳ khủng hoảng tài chính. Sự tồn tại đồng

thời của cả RRTD với RRTK gia tăng nguy cơ đẩy các ngân hàng vào tình trạng vỡ nợ.

Ở khía cạnh khác, Ghosh (2016) nhận thấy RRTD, tỷ lệ lạm phát và sự thiếu đa dạng hóa tài sản làm tăng đáng kể khả năng xảy ra khủng hoảng ngân hàng trong khi tăng trưởng GDP thực tế, lợi nhuận ngân hàng cao hơn, tự do kinh tế nhiều hơn làm giảm nguy cơ đó. Teresa & Dolores (2008) sử dụng ước lượng GMM trong phân tích khả năng phá sản của các NHTM ở Tây Ban Nha giai đoạn 1993–2000. Theo đó, những ngân hàng với quy mô lớn có mối quan hệ cùng chiều với rủi ro vỡ nợ, trong khi những ngân hàng với quy mô trung bình có mối quan hệ ngược chiều với rủi ro vỡ nợ.

Berger & Bouwman (2017) nhận định, kiểm soát vốn tốt làm tăng triển vọng bền vững và do đó làm giảm nguy cơ ngân hàng mất thanh khoản đột ngột. Điều này cũng nâng cao hiệu quả hoạt động của các ngân hàng nhỏ, trung bình và khá lớn trong các cuộc khủng hoảng tài chính. Trong tình trạng đáo hạn các khoản nợ, thanh khoản thị trường không đủ sẽ làm tăng mối tương quan giữa RRTD và RRTK.

Ghenimi & ctg (2017) sử dụng mẫu nghiên cứu ở 49 ngân hàng ở khu vực MENA trong giai đoạn 2006–2013 để phân tích mối quan hệ giữa RRTD và RRTK, đồng thời phân tích ảnh hưởng riêng rẻ và tương tác của chúng đến sự ổn định của ngân hàng. Kết quả nghiên cứu cho thấy, RRTD và RRTK không có ý nghĩa kinh tế đối ứng đồng thời, hay quan hệ nhân quả hai chiều, mặc dù ảnh hưởng tương tác giữa chúng lên sự ổn định của ngân hàng được tìm thấy. Kết quả này cũng tương tự kết quả của Hassan & ctg (2019) sự dung Hệ phương trình Cấu trúc Đồng thời (Simultaneous Structural Equation). Hassan & ctg (2019) xem xét ảnh hưởng của thanh khoản và RRTD đến sự ổn định ngân hàng thông qua phương pháp tiếp cận phương trình cấu trúc đồng thời trên tập dữ liệu toàn diện bao gồm 52 ngân hàng Hồi giáo (IB) và ngân hàng thông thường (CB) trong giai đoạn 2007–2015. Kết quả nghiên cứu cho thấy rằng, RRTD và thanh khoản có mối quan hệ tiêu cực. Bên cạnh đó, nhóm tác giả cũng tìm thấy mối quan hệ tiêu cực giữa RRTK và sự ổn định chỉ dành cho các IB.

Gần đây, Ahmad & ctg (2019) đã kiểm tra sự liên kết giữa RRTD và RRTK, mà nhóm tác giả gọi là bộ đôi bất khả thi, bằng mô hình PVAR, đồng thời xem xét ảnh hưởng liên kết của chúng đến sự bất ổn định của ngân hàng bằng mô hình GMM. Quy mô nghiên cứu được thực hiện trong phạm vi 33 ngân hàng giai đoạn 2008–2018. Kết quả cũng cho rằng, RRTD và RRTK không có quan hệ nhân quả, tuy nhiên, cả tác động riêng lẻ và gắn liền của chúng đều có ảnh hưởng đến sự bất ổn định của ngân hàng.

3. Mô hình thực nghiệm

Các nhà kinh tế lượng đã phát triển các kỹ thuật khác nhau để ước lượng phương trình tuyến tính đồng thời. Phương pháp ước lượng phổ biến và cơ bản của mô hình phương trình đồng thời là phương pháp 2SLS (Two-Stage Least Squares). Kỹ thuật này thường được sử dụng để phân tích các phương trình cấu trúc. 2SLS là phương pháp ước lượng mở rộng của phương pháp OLS (Theil, 1953; Basmann, 1957). Mô hình 2SLS đã sử dụng để đánh giá mối quan hệ nhân quả giữa RRTD và thanh khoản (Hassan & ctg, 2019; Shen & ctg, 2009; Das & ctg, 2004). Đối với dữ liệu dạng bảng, phương pháp ước lượng GMM hai bước (two-step GMM) có thể được sử dụng thay thế để xem xét mối quan hệ lẫn nhau giữa RRTD và thanh khoản. Cách tiếp cận này khác với một số công trình sử dụng các phương pháp nghiên cứu hiện đại liên quan đến toán, xác suất thống kê hay kinh tế lượng được ứng dụng trong lĩnh vực kinh tế học hay tài chính như Chon (2020), Khrennikova & Haven (2020) và Briggs & Hung (2020).

$$Creditrisk_{it} = \beta_0 + \beta_1 Liquidity_{it} + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 ROE_{it} + \beta_4 Loanasset_{it} + \beta_5 Incomediversity_{it} + \beta_6 Efficiency_{it} + \beta_7 Crisisdummy_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$Liquidity_{it} = \beta_0 + \beta_1 Creditrisk_{it} + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 ROE_{it} + \beta_4 NIM_{it} + \beta_5 Liquiditygaps_{it} + \beta_6 CAR_{it} + \beta_7 Crisisdummy_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Các phương trình 1 và 2 lần lượt mô tả ảnh hưởng của các yếu tố giải thích cho sự biến động của RRTD (Creditrisk) và thanh khoản. Nhằm làm rõ hơn mối quan hệ giữa RRTD và thanh khoản, bài nghiên cứu tiếp tục sử dụng phân tích nhân quả Granger, thông qua mô hình véc tơ tự hồi quy của Dữ liệu bảng (PVAR) để xác nhận sự tồn tại của ảnh hưởng liên kết giữa RRTD và thanh khoản.

Mô hình véc tơ tự hồi quy (Vector Auto-Regression) được sử dụng rộng rãi trong nghiên cứu ứng dụng của các mô hình chuỗi thời gian (Holtz-Eakin & ctg, 1988). Mô hình PVAR (Panel Vector Auto-Regression) là mô hình véc tơ tự hồi quy (VAR) mở rộng dưới dạng dữ liệu bảng, đã được sử dụng trong một vài nghiên cứu trước đây để quan sát mối quan hệ nhân quả có thể có giữa thanh khoản và RRTD. Các nghiên cứu trước đây chủ yếu xem xét mối quan hệ ở độ trễ bậc 1, và chưa tìm ra bằng chứng về mối quan hệ nhân quả giữa thanh khoản và RRTD. (Ghenimi & ctg, 2017; Imbierowicz & ctg, 2014; Hertrich, 2014; Nkusu, 2011). Để kiểm định tính vững cho kết quả nghiên cứu ở các mô hình 1 và 2, bài nghiên cứu xây dựng mô hình PVAR mở rộng độ trễ nghiên cứu từ một đến ba có dạng như sau:

$$Creditrisk_{i,t} = \beta_0 + \Sigma^{P}_{j=1}\beta_{1j} Creditrisk_{i,t-j} + \Sigma^{P}_{j=1}\beta_{2j} Liquidity_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{i,t}$$

$$Liquidity_{i,t} = \beta'_0 + \Sigma^{P}_{j=1}\beta_{1j} Liquidity_{i,t-j} + \Sigma^{P}_{j=1}\beta_{2j} Creditrisk_{i,t-j} + \mu'_i + \varepsilon'_{i,t}$$

Trong đó: i – đại diện cho mỗi NHTM[1]; t – thời gian quan sát ($2006 \le t \le 2019$); j – độ trễ quan sát; và p – độ trễ tối đa được sử dụng, .

Thanh khoản và RRTD được kiểm định tính dừng trước khi đưa vào mô hình thực nghiệm. Phân tích nhân quả Granger được thực hiện sau khi ước lượng mô hình PVAR để xem xét mối quan hệ nhân quả giữa thanh khoản và RRTD.

Từ những quan điểm lý thuyết và bằng chứng thực nghiệm, bài viết thiết lập mô hình thực nghiệm Z-score để xem xét ảnh hưởng gắn liền của thanh khoản với RRTD đến sự ổn định ngân hàng. Việc mô hình hóa ảnh hưởng của các yếu tố tài chính và vĩ mô lên Z-score được tổng hợp từ những kết quả nghiên cứu trước (Hassan & ctg, 2019; Ahmad & ctg, 2019; Ghenimi & ctg, 2017; Zhang & ctg, 2016; Kabir & ctg, 2015; Imbierowicz & ctg, 2014; Louzis & ctg, 2012; Munteanu, 2012; He & Xiong, 2012; Cole & White, 2012; Acharya & Viswanathan, 2011; Akhtar & ctg, 2011; Aubuchon & Wheelock, 2010). Phương pháp ước lượng GMM hệ thống hai bước (two-step system GMM) cho dữ liệu bảng động, phát triển bởi Blundell & Bond (1998), được sử dụng trong mô hình thực nghiệm Z-score như sau:

$$Z\text{-}score_{it} = \beta_0 + \beta_1 Z\text{-}score_{it-1} + \beta_2 Liquidity_{it} + \beta_3 Creditrisk_{it} + \beta_4 Liquidity^{*}Creditrisk_{it} + \beta_5 Size_{it} + \beta_6 ROE_{it} + \beta_7 CAR_{it} + \beta_8 Loangrowth_{it} + \beta_9 Efficiency_{it} + \beta_{10} diversity_{it} + \beta_{11} Inf_t + \beta_{12} GDP_t + \beta_{13} crisisdummy_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}.$$

Bài viết thêm vào ảnh hưởng có liên kết, thông qua việc xem xét ý nghĩa thống kê về sự tồn tại của biến tương tác (Liquidity*Creditrisk)

[1] *22 NHTM cổ phần trong mẫu nghiên cứu có mã cổ phiếu như sau: ABB; ACB; BID; CTG; EIB; HDB; KLB; MBB; MSB; NAB; NCB; OCB; PGB; SCB; SSB; SGB; SHB; STB; TCB; VCB; VIB; VPB.*

trong mô hình phân tích mở rộng. Ký hiệu và diễn giải các biến được mô tả trong Bảng 1.

Bảng 1 mô tả ký hiệu và phương pháp đo lường của các biến được sử dụng trong mô hình thực nghiệm. Bộ dữ liệu nghiên cứu được thu thập từ báo cáo tài chính đã kiểm toán của 22 NHTM Việt Nam giai đoạn 2006–2019. Các đại lượng vĩ mô như tăng trưởng kinh tế (GDP) và lạm phát (Inf) được thu thập từ Bộ Chỉ số phát triển toàn cầu (World Development Indicators) của Ngân hàng Thế giới (World Bank).

4. Phân tích kết quả nghiên cứu

4.1. Kiểm định tính dừng

Với giả định không có sự tương quan chéo giữa các đối tượng, bài viết thực hiện các kiểm định nghiệm đơn vị của Levin & ctg (2002), Breitung (2000), Harris-Tzavalis (1999) và Im

Bảng 1: Ký hiệu và phương pháp đo lường các biến được sử dụng trong mô hình

Tên gọi	Ký hiệu	Cách thức đo lường
Biến phụ thuộc		
Sự ổn định trong hoạt động ngân hàng	Z-score	$Z\text{-score}_{it} = [ROA_{it} + (\text{Bình quân vốn chủ sở hữu/ Bình quân Tổng Tài sản})]/ \sigma_{it}^{ROA}$ - i là ngân hàng và t là thời gian quan sát - ROA_{it} được tính bằng lợi nhuận sau thuế trên tổng tài sản bình quân. - σ_{it}^{ROA} là độ lệch chuẩn (t đến t-2) của lợi nhuận trên tổng tài sản (ROA).
Biến độc lập		
RRTD	Creditrisk	(Tỷ lệ trích lập dự phòng)/(Nợ vay)
Tính thanh khoản	Liquidity	(Tài sản thanh khoản)/(Tổng tài sản)
Tỷ lệ an toàn vốn	CAR	(Tổng vốn)/(Tổng tài sản)
Lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu	ROE	(Lợi nhuận sau thuế)/(Vốn chủ sở hữu)
Tỷ lệ thu nhập lãi thuần	NIM	(Thu nhập lãi thuần)/(Tổng tài sản sinh lợi)
Thiếu hụt thanh khoản	Liquidgaps	Logarit tự nhiên của Tổng nghĩa vụ nợ
Lợi nhuận trên tổng tài sản	ROA	(Lợi nhuận sau thuế)/(Tổng tài sản)
Quy mô ngân hàng	Size	Logarit tự nhiên của Tổng tài sản
Tăng trưởng dư nợ	Loangrowth	$(loan_t - loan_{t-1})/loan_{t-1}$
Khủng hoảng tài chính	Crisis	Có giá trị là 1 trong hai năm 2007 và 2008; và 0 trong các năm còn lại
Tỷ lệ cho vay	Loanasset	(Tổng tài sản cho vay)/(Tổngtài sản)
Hiệu quả hoạt động	Efficiency	(Chi phí)/(Thu nhập)
Đa dạng thu nhập	Diversity	|1- (Thu nhập lãi thuần-thunhập từ hoạt động khác)/(tổng thu nhập)|
Lạm phát	Inf	$(CPI_t - CPI_{t-1})/CPI_{t-1}$ Với CPI là chỉ số giá tiêu dùng
Tăng trưởng kinh tế	GDP	Tổng sản lượng hàng năm của nền kinh tế

Nguồn: Tổng hợp bởi nhóm tác giả.

& ctg (2003) và kiểm định dạng Fisher, dựa trên kiểm định Augmented Dickey-Fuller và Phillips-Perron (Choi, 2001). Với giả định tồn tại sự tương quan chéo giữa các đối tượng, kiểm định nghiệm đơn vị Pesaran (2007) được thực hiện.

Kết quả tại Bảng 2 cho thấy, các kiểm định tính dừng dữ liệu bảng trong trường hợp có và không có xu hướng của RRTD và thanh khoản đều bị bác bỏ ở mức ý nghĩa 1%, riêng kiểm định nghiệm đơn vị dạng Fisher dựa vào kiểm định Augmented Dickey-Fuller bác bỏ giả thuyết H_0 ở mức ý nghĩa 5%. Do đó, kết quả kiểm định nghiệm đơn vị cho thấy RRTD và thanh khoản được xem là dừng, dù tồn tại hoặc không tồn tại sự tương quan chéo giữa các đối tượng và có thể tham gia vào tiến trình phân tích nhân quả.

4.2. Mối quan hệ giữa rủi ro tín dụng và thanh khoản

Bài viết xem xét mối quan hệ giữa RRTD và thanh khoản, trên cơ sở đó xác định được tác động liên kết của mối quan hệ này đến sự

Bảng 2: Kết quả kiểm định tính dừng

Các kiểm định nghiệm đơn vị (unit-root test)	p_value			
	Credit-risk(không có xu hướng)	Creditrisk (có xu hướng)	Liquidity (không có xu hướng)	Liquidity (có xu hướng)
Kiểm định nghiệm đơn vị của Levin-Lin-Chu (2002)	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000
Kiểm định nghiệm đơn vị của Breitung (2000)	0,0007	0,0002	0,0014	0,0002
Harris-Tzavalis (1999)	0,0000	0,0026	0,0000	0,0000
Im-Pesaran-Shin (2003)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Kiểm định nghiệm đơn vị dạng Fisher (Fisher-type) theo Choi (2001): Dựa trên kiểm định Augmented Dickey-Fuller				
Inverse chi-squared	0,0000	0,0000	0,0228	0,0000
Inverse normal	0,0000	0,0005	0,0335	0,0050
Inverse logit	0,0000	0,0000	0,0215	0,0011
Modified inv. chi-squared	0,0000	0,0000	0,0137	0,0000
Kiểm định nghiệm đơn vị dạng Fisher (Fisher-type) theo Choi (2001): Dựa trên kiểm định Phillips-Perron				
Inverse chi-squared	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Inverse normal	0,0000	0,0001	0,0000	0,0000
Inverse logit	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Modified inv. chi-squared	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Kiểm định nghiệm đơn vị của Maddala and Wu (1999)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Kiểm định nghiệm đơn vị của Pesaran (2007)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

Bảng 3: Kết quả ước lượng ảnh hưởng đồng thời giữa RRTD và thanh khoản

Biến phụ thuộc	RRTD (Creditrisk)		Thanh khoản (Liquidity)	
	Hệ số ước lượng	p_value	Hệ số ước lượng	p_value
Hệ số ước Creditrisk			-0,4061799	0,257
Liquidity	-0,060*	0,09		
Size	0,008**	0,01	-0,120	0,283
ROE	0,135	0,11	0,483***	0,006
Loanasset	0,073*	0,06		
Diversity	-0,0001	0,99		
Efficiency	0,107***	0,00		
NIM			-1,822	0,361
Liquiditygaps			0,080*	0,056
CAR			1,047	0,110
Crisisdummy	0,003	0,36	-0,072***	0,000
Hệ số chặn	0,157**	0,02	1,255***	0,002
Số quan sát (N)	308		308	
Số ngân hàng (N_g)	22		22	
Số biến công cụ	15		15	
Tự tương quan bậc 1 - AR(1)	0,021		0,042	
Tự tương quan bậc 2 - AR(2)	0,570		0,208	
Kiểm định Sargan	0,837		0,952	

, ** và * lần lượt thể hiện mức ý nghĩa thống kê là 10%, 5% và 1%.*
Nguồn: Tính toán bởi nhóm tác giả.

ổn định của ngân hàng (Z-score). Bảng 3 trình bày kết quả hồi quy bởi mô hình GMM, ước lượng hai bước (two steps).

Các kiểm định được sử dụng trong bài viết bao gồm kiểm định tự tương quan Arellano-Bond và kiểm định Sargan. Kiểm định tự tương quan bậc 1 của Arellano-Bond lần lượt tìm ra ý nghĩa thống kê ở mức 5% đối với mô hình biến phụ thuộc là RRTD và mô hình biến phụ thuộc là thanh khoản. Tuy nhiên, tự tương quan bậc 1 này chỉ có ý nghĩa trong việc gia tăng hiệu quả ước lượng. Kiểm định tự tương quan bậc 2 cho thấy p_value lần lượt là 0,570 và 0,208; do chưa có đủ bằng chứng để bác bỏ giả thiết H_0: tồn tại tự tương quan bậc 2 giữa phần dư và các biến công cụ, mô hình không có hiện tượng tự tương quan bậc 2. Mặt khác, số biến công cụ được sử dụng là 15, nhỏ hơn số ngân hàng tham gia vào mẫu nghiên cứu (N_g = 22 ngân hàng). Do đó, ước lượng thu được là phù hợp, vấn đề tự tương quan không thực sự đáng lo ngại. Đồng thời, kiểm định Sargan tương ứng với hai mô hình có p_value lần lượt là 0,837 và 0,952; do chưa đủ cơ sở để bác bỏ giả thuyết H_0: các biến công cụ là ngoại sinh ở các mức ý nghĩa thống kê, các biến công cụ được sử dụng ở cả hai mô hình được cho là ngoại sinh.

Một số nghiên cứu cho rằng tồn tại mối quan hệ tích cực hai chiều giữa RRTD và RRTK (Louati & ctg, 2015; Puri, 2012). Kết quả nghiên cứu ảnh hưởng đồng thời cho 22

Bảng 4: Kết quả phân tích nhân quả Granger giữa RRTD và thanh khoản

Nhân quả Granger	p_value		
	Mô hình PVAR với độ trễ 1	Mô hình PVAR với độ trễ 2	Mô hình PVAR với độ trễ 3
Creditrisk-->Liquidity	0,687	0,878	0,945
Liquidity-->Creditrisk	0,585	0,004	0,016
Kết luận	-	Liquidity-->Creditrisk	Liquidity-->Creditrisk

Nguồn: Tính toán của nhóm tac giả.

NHTM ở Việt Nam, thông qua mô hình ước lượng bằng phương pháp GMM hai bước chưa tìm ra ảnh hưởng (p_value = 0,257) của RRTD đối với thanh khoản. Ảnh hưởng âm (-0,060) của thanh khoản đối với RRTD được tìm thấy (p_value = 0,092) ở mức ý nghĩa 10%. Nhằm làm rõ hơn mối quan hệ giữa RRTD và thanh khoản, bài viết tiếp tục phân tích quan hệ nhân quả Granger, thông qua mô hình véc tơ tự hồi quy của dữ liệu Bảng (PVAR), nhằm xác nhận sự tồn tại của ảnh hưởng liên kết giữa RRTD với thanh khoản.

Thay vì xem xét đồng thời hai mô hình như trên, bài viết phân tích sâu hơn kết quả nghiên cứu để làm rõ tương quan nhân quả giữa RRTD và thanh khoản bằng phân tích nhân quả Granger, thông qua mô hình PVAR.

Kết quả phân tích nhân quả PVAR ở ba mức độ trễ được trình bày ở Bảng 4. Mô hình PVAR với độ trễ 1 không cho thấy bất kỳ ảnh hưởng nhân quả nào giữa RRTD và thanh khoản. Tuy nhiên, đối với mô hình PVAR với độ trễ 2 và 3, thanh khoản ngân hàng có xu hướng tác động nhân quả Granger một chiều lên RRTD, lần lượt ở mức ý nghĩa 1% và 5%.

Kết quả phân tích nhân quả Granger một chiều được tìm thấy có ý nghĩa quan trọng trong việc xác định mối tương quan, hàm ý về sự tồn tại của biến tương tác. Xét trong mối quan hệ với sự ổn định ngân hàng, thể hiện bởi biến Z-score, các nghiên cứu trước đây cũng cho rằng các loại rủi ro chỉ bao gồm RRTD và RRTK. Các rủi ro này không chỉ tác động riêng lẻ, mà còn tác động có liên kết đến Z-score. Do đó, các loại rủi ro nên được nghiên cứu trong một hệ thống liên kết có tương tác với nhau. Bài học thực tiễn cho thấy, không ít các ngân hàng trong suốt thời kỳ khủng hoảng tài chính đã phần nào chịu tác động mạnh mẽ bởi những vấn đề phát sinh từ sự liên kết của RRTK và RRTD.

Từ những quan điểm lý thuyết và bằng chứng thực nghiệm được tìm thấy, việc kiểm định liệu xem mô hình chỉ có ảnh hưởng riêng lẻ, hay ảnh hưởng có liên kết, thông qua việc xem xét ý nghĩa thống kê về sự tồn tại của biến tương tác (Liquidity*Creditrisk) trong mô hình mở rộng tiếp theo phân phân tích này là cần thiết. Phương pháp ước lượng GMM hệ thống hai bước (two-step system GMM) Arellano & Bond (1991) và Blundell & ctg (1998) cho dữ liệu bảng động tiếp tục được sử dụng.

4.3. Tác động của mối quan hệ giữa rủi ro tín dụng và rủi ro thanh khoản đến sự ổn định của các ngân hàng thương mại Việt Nam

Kết quả kiểm định Arellano-Bond được sử dụng để kiểm tra hiện tượng tự tương quan của sai số. Theo kết quả nghiên cứu ở Bảng 5, mô hình chịu ảnh hưởng của tự tương quan bậc 1 (p_value = 0,094) giữa phần dư và các biến công cụ ở mức ý nghĩa thống kê 10%, tuy nhiên không có bằng chứng cho thấy sự tồn tại của tự tương quan bậc 2 (p_value = 0,275) ở các mức ý nghĩa thống kê. Mặt khác, số biến công cụ được sử dụng là 21, nhỏ hơn số ngân

Bảng 5: Kết quả nghiên cứu ảnh hưởng của các nhân tố đến Z-score

Biến phụ thuộc: Z-score	Hệ số ước lượng	p_value
Zscoret-1	0,475***	0,004
Liquidity	0,999***	0,008
Creditrisk	-3,946**	0,020
Liquidity*Creditrisk	29,359**	0,023
Size	-0,035*	0,071
Loangrowth	-0,029**	0,033
ROE	0,592***	0,004
CAR	1,012**	0,042
Diversity	0,019	0,819
Efficiency	0,014	0,902
Crisisdummy	-0,007**	0,027
GDP	0,709	0,323
INF	-0,079*	0,056
Hệ số chặn	0,633	0,171
Số quan sát (N)	286	
Số ngân hàng (N_g)	22	
Số biến công cụ	21	
Tự tương quan bậc 1 - AR(1)	0,094	
Tự tương quan bậc 2 - AR(2)	0,275	
Kiểm định Sargan	0,646	

, ** và * lần lượt thể hiện mức ý nghĩa thống kê là 10%, 5% và 1%.*

Nguồn: Tính toán bởi nhóm tác giả.

hàng tham gia vào mẫu nghiên cứu (N_g = 22 ngân hàng). Do đó, ước lượng thu được là phù hợp, vấn đề tự tương quan không thực sự đáng lo ngại.

Kết quả kiểm định Sargan (Bảng 5), còn được gọi là kiểm định ràng buộc quá mức, chưa đủ cơ sở để bác bỏ giả thuyết H_0: các biến công cụ là ngoại sinh ở các mức ý nghĩa thống kê. Theo đó, giá trị p_value của kiểm định Sargan là 0,646. Các biến công cụ được sử dụng là ngoại sinh.

Z-score = 0,9990 Liquidity + 29,3589 Liquidity*Creditrisk – 3,946106 Creditrisk.

Trước hết, bài viết xem xét ảnh hưởng biên của thanh khoản lên sự ổn định của ngân hàng (Z-score). Ảnh hưởng này được rút trích như sau $(\text{Z-score})'_{\text{Liquidity}}$ = 0,9990 + 29,3589 Creditrisk. Điều này cho thấy, khi RRTD càng lớn, tác động tích cực của thanh khoản ngân hàng lên sự ổn định của ngân hàng càng cao. Hay nói một cách khác, khi RRTD càng lớn, vai trò của thanh khoản ngân hàng trong tác động làm giảm rủi ro vỡ nợ (phản chiếu ngược bởi Z-score) càng quan trọng. Hiện nay, mức RRTD của các NHTM thực hiện theo Thông tư số 19/2017/TT-NHNN và Thông tư số 36/2014/TT của Ngân hàng Nhà nước Việt Nam, quy định tỷ lệ nợ xấu ở dưới mức 3%.

Tuy nhiên, ảnh hưởng của RRTD lên sự ổn định của ngân hàng lại là một câu chuyện khác. Ảnh hưởng của RRTD được rút trích như sau $(\text{Z-score})'_{\text{Creditrisk}}$ = -3,9461 + 29,3589 Liquidity. Đạo hàm của Z-score theo RRTD cho thấy mối tương quan phi tuyến của RRTD, phụ thuộc vào mức độ thanh khoản. Để trung hòa ảnh hưởng của RRTD, $(\text{Z-score})'_{\text{Creditrisk}}$ = 0, tương ứng với mức thanh khoản xấp xỉ 13,44%. Trong trường hợp mức thanh khoản nhỏ hơn 13,44%, RRTD càng có bằng chứng cho thấy sự tác động tiêu cực lên sự ổn định của ngân hàng. Trong trường hợp mức thanh khoản lớn hơn 13,44%, tương quan âm của RRTD có xu hướng bị triệt tiêu. Điều này cho thấy những ngân hàng có mức thanh khoản bình quân trong giai đoạn 2006–2019 lớn hơn 13,44% có thể cô lập tương đối với RRTD so với những ngân hàng có mức thanh khoản nhỏ hơn 13,44%. Trong khi mức thanh khoản bình quân trong giai đoạn 2006–2019 của các ngân hàng trong mẫu nghiên cứu xấp xỉ 16,37%, mức thanh khoản tối thiểu cần thiết để vô hiệu hóa RRTD được cho là thấp hơn mức bình quân trong giai đoạn 2006–2019 (13,44%<16,37%).

Có thể nói rằng, dù trong kịch bản nào, sự tồn tại của thanh khoản trong mối liên kết với RRTD cũng góp phần làm giảm ảnh hưởng tiêu cực của RRTD đối với sự ổn định của ngân hàng, hạn chế làm trầm trọng hơn rủi ro vỡ nợ. Cũng cần lưu ý rằng, ngưỡng thanh khoản trong mối liên kết với RRTD là không cố định, phụ thuộc vào số lượng các ngân hàng tham gia vào mẫu nghiên cứu, thời gian nghiên cứu cũng như loại trừ các loại rủi ro khác trong mô hình như rủi ro thị trường, rủi ro lãi suất, rủi ro công nghệ, rủi ro quốc gia, rủi ro chính trị,... Ngưỡng an toàn thanh khoản cao hơn vẫn luôn được khuyến nghị xem xét cẩn trọng.

Về quy mô ngân hàng (Size), được đo lường bởi logarit tự nhiên của tổng tài sản, kết quả nghiên cứu cho thấy bằng chứng thống kê về tương quan âm có thể có (xấp xỉ -0,035), với mức ý nghĩa thống kê 10% (p_value = 0,071). Điều này chỉ ra quy mô ngân hàng càng lớn, rủi ro vỡ nợ thậm chí càng cao hơn do áp lực quản trị các thành phần của tài sản ngày một trở nên khó khăn hơn.

Điều này cũng tương tự đối với bài toán về sự tăng trưởng dư nợ (Loangrowth). Hiệu quả mang lại trong tăng trưởng dư nợ (Loangrowth) đòi hỏi một khoản bù đắp cho những rủi ro phát sinh, làm giảm tính ổn định của ngân hàng. Bằng chứng được tìm thấy về tác động âm (xấp xỉ -0,027) của tăng trưởng dư nợ lên sự ổn định của ngân hàng ở mức ý nghĩa 5%. Tương quan âm của quy mô ngân hàng và tăng trưởng dư nợ hàm ý rõ ràng về một cái giá phải trả đi kèm với xu hướng tăng trưởng. Điều này cũng giống như "hai mặt của một đồng xu".

Phía còn lại của bức tranh toàn cảnh trông có vẻ sáng sủa hơn. Các bằng chứng thống kê về tương quan dương được tìm thấy ở tỷ suất sinh lợi trên vốn chủ sở hữu (ROE) và tỷ lệ an toàn vốn (CAR) lần lượt có ý nghĩa thống kê ở mức 1% và 5% (p_value lần lượt là 0,004 và 0,042).

Có thể thấy, tỷ suất sinh lợi trên vốn chủ sở hữu (ROE) phản ánh hiệu quả sinh lợi của vốn chủ sở hữu, có sự tác động cùng chiều (0,5916, với p_value = 0,004) đến sự ổn định của ngân hàng. Lợi nhuận sinh lợi cao hơn cũng đồng nghĩa hiệu quả đầu tư mang lại cao hơn, cải thiện sự ổn định của hệ thống ngân hàng, cũng là "mặt còn lại của đồng xu". Tăng trưởng dư nợ và tăng trưởng quy mô phải đi kèm với hiệu quả sinh lợi của vốn.

Bên cạnh đó, hệ số an toàn vốn (CAR) của ngân hàng cũng được xem như là một yếu tố tác động cùng chiều đến sự ổn định của ngân hàng (p_value = 0,042). Hệ số an toàn vốn (CAR) càng cao thì ngân hàng càng duy trì tốt một mức vốn tối thiểu để phòng ngừa các rủi ro phát sinh trong những tình huống chưa tiên lượng được.

Sự đa dạng hóa thu nhập vẫn không ngừng được đẩy mạnh về mặt lý thuyết và truyền thông. Kết quả thực nghiệm đến nay vẫn thuyết phục. Bằng chứng thống kê về tác động của đa dạng thu nhập (Diversity) vẫn chưa được tìm thấy (p_value = 0,819) mặc dù hệ số tương quan dương vẫn được ghi nhận (0,019), nhưng vẫn chưa đủ để có thể kết luận một cách chắc chắn. Đa dạng hóa thu nhập là một bài toán khó và không có nghĩa là phân tán được rủi ro vỡ nợ, bởi lẽ nó cũng mang lại nhiều vấn đề liên quan đến rủi ro hệ thống. Điều này cũng hàm ý không rõ ràng rằng sự ổn định của ngân hàng có thể liên quan mật thiết với rủi ro thị trường, loại rủi ro không thể loại bỏ bởi các loại hình đa dạng hóa, trong đó có đa dạng thu nhập.

Một trong những bằng chứng thống kê chưa thể hiện chiều hướng nhất định khác là hiệu quả hoạt động (Efficiency), được đo lường bởi tỷ lệ chi phí trên thu nhập, không cho thấy sự liên quan (p_value = 0,902) đến sự ổn định của ngân hàng ở mọi mức ý nghĩa. Khoảng cách giữa chi phí và thu nhập không thực sự phản ánh đầy đủ rủi ro phát sinh, cũng không cho thấy hiệu quả mang lại trong vốn như (ROE).

Đối với các yếu tố vĩ mô, tác động của các nhân tố, không xuất phát từ nội tại của các ngân hàng hoặc của ngành, cũng có một số ảnh hưởng nhất định đến sự ổn định của ngân hàng. Dễ thấy nhất là sự ảnh hưởng nặng nề của các cuộc khủng hoảng tài chính, liên quan chặt chẽ đến rủi ro hệ thống. Biến giả mô hình hóa sự ảnh hưởng cuộc khủng hoảng tài chính (Crisisdummy) cũng tìm được ý nghĩa thống kê (p_value = 0,027) ở mức 5% về mối tương quan âm (-0,006) lên sự ổn định của ngân hàng. Trong khi ảnh hưởng của tăng trưởng sản lượng (GDP) không có ý nghĩa thống kê (p_value = 0,323), lạm phát (INF), thường được cho là gắn liền với nhiều loại rủi ro ngân hàng, trong đó chủ yếu là rủi ro lãi suất và rủi ro tỷ giá, và có tác động ngược chiều (-0,079) đến sự ổn định của ngân hàng được tìm thấy ở mức ý nghĩa 10%.

Cuối cùng, không thể phủ nhận rằng nguyên nhân giải thích cho sự ổn định của ngân hàng, phản ánh đảo ngược của rủi ro vỡ nợ, chính là mức độ ổn định trước đó của nó, được phản ánh trong mô hình dữ liệu bảng động. Hệ số ước lượng ở độ trễ thứ nhất là 0,4746 có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1% (p_value là 0,004). Điều này hàm ý rằng truyền thống và phương cách hoạt động của ngân hàng cũng là nhân tố tiềm năng giữ gìn sự ổn định của hệ thống. Rủi ro vỡ nợ không đến một cách đột ngột. Những ngân hàng có sẵn rủi ro vỡ nợ cao liên tục có nguy cơ đẩy sự mất ổn định ngày một trầm trọng và chịu ảnh hưởng lâu dài hơn so với các ngân hàng có truyền thống ưa thích sự ổn định.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Bài viết phân tích sâu sắc hơn ảnh hưởng của sự gắn liền của RRTD với thanh khoản của các NHTM lên sự ổn định của ngân hàng. Cơ chế liên kết tìm ẩn trong mô hình nghiên cứu được tìm thấy thông qua phân tích đồng thời bằng ước lượng GMM hai bước (two-step GMM) và phân tích nhân quả Granger thông qua mô hình PVAR. Phân tích nhân quả Granger với độ trễ 1 không cho thấy bất kỳ ảnh hưởng nhân quả nào giữa RRTD và thanh khoản. Tuy nhiên, thanh khoản ngân hàng có xu hướng tác động nhân quả Granger một chiều lên RRTD khi phân tích nhân quả Granger với độ trễ 2 và 3.

Bên cạnh đó, một trong những đóng góp chính của nghiên cứu là tìm ra ngưỡng thanh khoản xấp xỉ 13,44%. Ảnh hưởng tiêu cực của RRTD có khả năng bị triệt tiêu khi thanh khoản càng vượt xa ngưỡng 13,44%. Đồng thời, mức ngưỡng thanh khoản 13,44% cũng được xác định nằm ở giá trị thấp hơn thanh khoản bình quân trong giai đoạn 2006-2019 của 22 NHTM tham gia vào mẫu nghiên cứu (16,37%). Khi RRTD gia tăng, vai trò của thanh khoản ngân hàng trong tác động làm giảm rủi ro vỡ nợ, phản chiếu ngược bởi Z-score, quan trọng hơn.

Tài liệu tham khảo

Acharya, V. V., & Mora, N. (2015). A crisis of banks as liquidity providers. *The Journal of Finance,* 70(1), 1–43.

Acharya, V. V., & Viswanathan, S. (2011). Leverage, moral hazard, and liquidity. *The Journal of Finance,* 66(1), 99–138.

Ahmad, I., Salam, S., Ahmad, A., & Abbas, S. (2019). The nexus between credit risk and liquidity risk and their impact on banks financial performance: evidence from Pakistan. *Sarhad Journal of Management Sciences,* 5(1).

Akhtar, M. F., Ali, K., & Sadaqat, S. (2011). Liquidity risk management: A comparative study between conventional and Islamic banks of Pakistan. *Interdisciplinary Journal of Research in Business,* 1(1), 35–44.

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence & an application to employment equations. *The Review of Economic Studies,* 58(2), 277–297.

Atoi, N. V. (2018). Non-performing loan and its effects on banking stability: Evidence from national and international licensed banks in Nigeria. *Journal of Applied Statistics,* 9(2), 43–74.

Aubuchon, C. P., & Wheelock, D. C. (2010). The geographic distribution and characteristics of US bank failures, 2007-2010: do bank failures still reflect local economic conditions? Federal Reserve Bank of St. *Louis Review,* 92(5), 395–415.

Basmann, R. L. (1957). A generalized classical method of linear estimation of coefficients in a structural equation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society,* 77–83.

Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Merrouche, O. (2013). Islamic vs. conventional banking: Business model, efficiency and stability. *Journal of Banking & Finance,* 37(2), 433–447.

Berger, A. N., & Bouwman, C. H. S. (2017). Bank liquidity creation, monetary policy, and financial crises. *Journal of Financial Stability,* 30, 139–155.

Blair, R. D., & Heggestad, A. A. (1978). Bank portfolio regulation and the probability of bank failure: Note. *Journal of Money, Credit and Banking,* 10(1), 88–93.

Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics,* 87(1), 115–143.

Bordeleau, E., & Graham, C. (2010). The impact of liquidity on bank profitability. In: Bank of Canada. *Bank of Canada Working Paper* 2010, 38

Borio, C. (2003). Towards a macro-prudential framework for financial supervision and regulation?. *CESifo Economic Studies,* 49(2/2003), 181-215.

Boyd, J. H., & Graham, S. L. (1988). The profitability and risk effects of allowing bank holding companies to merge with other financial firms: A simulation study. *Quarterly Review* (Federal Reserve Bank of Minneapolis), 12, 3–20.

Brealey, R., Leland, H. E., & Pyle, D. H. (1977). Informational Asymmetries, Financial Structure, and Financial Intermediation. *The Journal of the American Finance Association,* 32(2), 371–387.

Breitung, J. (2000). The local power of some unit root tests for panel data. Advances in Econometrics, Volume 15: Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, ed. B. H. Baltagi, Amsterdam: JAY Press, 161–178.

Briggs, W. M & Hung, N. T. (2020). Decision Making versus Testing: A Changing of the Guards in Empirical Research?. *Asian Journal of Economics and Banking,* 4(2).

Bryant, J. (1980). A model of reserves, bank runs and deposit insurance. *Journal of Banking & Finance,* 4, 335–344.

Cai, J., & Thakor, A. V. (2008). Liquidity risk, credit risk and interbank competition. *Working paper Olin Business School,* W.D.C: http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1307879.

Calomiris, C. W., Heider, F., & Hoerova, M. (2015). A theory of bank liquidity requirements. *Columbia Business School Research Paper* No 14–39.

Cecchetti, S. G., Schoenholtz, K. L., & Fackler, J. (2006). *Money, Banking, and Financial Markets* (Vol. 4). McGraw-Hill/Irwin.

Chen, R. R., J Fabozzi, F., Pan, G. G., & Sverdlove, R. (2006). *Sources of Credit Risk: Evidence from Credit Default Swaps* (Vol. 16).

Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance,* 20, 249–272.

Chon, L. (2020). How to Choose Tuning Parameters in Lasso and Ridge Regression?. *Asian Journal of Economics and Banking,* 4(1).

Choudhry, M. (2013). An Introduction to Value-at-Risk. John Wiley & Sons.

Christiano, L. J., M. Eichenbaum, and C. Evans (1996). The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds. *The Review of Economics and Statistics,* 78(1), 16–34.

Čihák, M. & Hesse, H., (2010). Islamic Banks and Financial Stability: An Empirical Analysis. *Journal of Financial Services Research,* 38(2), 95–113.

Cole, R. A., & White, L. J. (2012). Deja Vu all over again: The causes of US commercial bank failures this time around. *Journal of Financial Services Research,* 42, 5–29.

Crockett, A, D. (1997). Why is financial stability a goal of public policy?. Economic Review, *Federal Reserve Bank of Kansas City,* 82, 5-22.

Dang, V. D. (2019). The effects of loan growth on bank performance: Evidence from Vietnam. *Management Science Letters,* 9, 899–910.

Das, M. U. S., Quintyn, M. M., & Chenard, M. K. (2004). Does Regulatory Governance Matter for Financial System Stability? An Empirical Analysis: International Monetary Fund.

Demirgüç-Kunt, A., & Huizinga, H. (1999). Determinants of commercial bank interest margins and profitability: some international evidence. *The World Bank Economic Review,* 13(2), 379–408.

Demirguç-Kunt, A., & Huizinga, H. (2010). Bank activity and funding strategies: The impact on risk and returns. *Journal of Financial Economics,* 98(3), 626–650.

Diamond, D. W. & Rajan, R. G. (2005). Liquidity Shortages And Banking Crises. *The Journal of Finance,* x(2).

Diamond, D. W., & Dybvig, P. H. (1983). Bank runs, deposit insurance, and liquidity. *Journal of Political Economy,* 91(3), 401–419.

Foos, D., Norden, L., & Weber, M. (2010). Loan growth and riskiness of banks. *Journal of Banking and Finance,* 34(13), 2929-2940.

Gatev, E., Schuermann, T., & Strahan, P. E. (2009). Managing bank liquidity risk: How deposit-loan synergies vary with market conditions. *Review of Financial Studies,* 22(3), 995–1020.

Gestel, T. V., & Baesens, B. (2009). Credit Risk Management Basic Concepts. Oxford University Press Inc, New York.

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.

Ghosh, A. (2016). How does banking sector globalization affect banking crisis? *Journal of Financial Stability,* 25, 70–82.

Gorton, G., & Metrick, A. (2012). Securitized banking and the run on repo. Journal of Finance Economics, 104(3), 425–451.

Gunji, H. & Miyazaki, K. (2019). An Industrial-Organization Approach to Conventional and Unconventional Monetary Policy. *SSRN Electronic Journal.* Available at: https://ssrn.com/abstract=3394627

Gup, B. E., & Kolari, J. W. (2005). *Commercial Banking: The Management of Risk.* John Wiley & Sons, Inc

Harris, R. D. F., & Tzavalis, E. (1999). Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed. *Journal of Econometrics,* 91, 201–226.

Hassan, M. K., Khan, A., & Paltrinieri, A. (2019). Liquidity risk, credit risk and stability in Islamic and conventional banks. *Research in International Business and Finance,* 48, 17–31.

He, Z., & Xiong, W. (2012). Rollover risk and credit risk. *Journal of Finance,* 67, 391–429.

Hertrich, M. (2014). Does credit risk impact liquidity risk? Evidence from credit default swap markets. *International Journal of Applied Economics,* 12(2), 1–46

Holtz-Eakin, D., Newey, W., & Rosen, H. S. (1988). Estimating vector autoregressions with panel data. *Econometrica: Journal of the Econometric Society,* 1371–1395.

Houston, J. F., Lin, C., Lin, P., & Ma, Y. (2010). Creditor rights, information sharing, and bank risk taking. *Journal of Financial Economics,* 96(3),485–512.

Hughes, J. P., & Mester, L. J. (2013). Who said large banks don't experience scale economies? Evidence from a risk-return-driven cost function. *Journal of Financial Intermediation,* 22(4), 559–585.

Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics,* 115, 53–74.

Imbierowicz, B., & ctg, C. (2014). The relationship between liquidity risk and credit risk in banks. *Journal of Banking & Finance,* 40, 242–256.

Iyer, R., & Puri, M. (2012). Understanding Bank Runs: The Importance of Depositor-Bank Relationships and Networks. *American Economic Review,* 102(4), 1414-1445.

Jenkinson, N. (2008). Strengthening regimes for controlling liquidity risk: some lessons from the recent turmoil. *Bank of England Quarterly Bulletin,* Quarterly, 2.

Kabir, M. N., Worthington, A., & Gupta, R. (2015). Comparative credit risk in Islamic and conventional bank. *Pacific-Basin Finance Journal,* 34, 327–353.

Khrennikova, A. & Haven, E. (2020). Quantum-Like Modeling: from Economics to Social Laser. *Asian Journal of Economics and Banking,* 4(1).

Kiselakova, D., & Kiselak, A. (2013). Analysis of banking business and its impact on financial stability of economies in Euro area. *Polish Journal of Management Studies,* 8, 121–131.

Laeven, L., & Levine, R. (2009). Bank governance, regulation and risk-taking. *Journal of Financial Economics,* 93(2), 259–275.

Lê Đồng Duy Trung (2019). Hiệu ứng ngưỡng quy mô trong tác động của đa dạng hóa thu nhập tới lợi nhuận NHTM - Nghiên cứu thực nghiệm tại Việt Nam. *Tạp chí Ngân hàng,* 21, 10–20.

Lepeti, L., & Strobel, F. (2015), Bank Insolvency Risk and Z-Score Measures: A Refinement, *Finance Research Letters,* 13, 214–224.

Levin, A., Lin, C.-F., & Chu, C.-S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics,* 108, 1–24.

Louati, S., Abida, I. G., & Boujelbene, Y. (2015). Capital adequacy implications on Islamic and non-Islamic bank's behavior: Does market power matter? *Borsa Istanbul Review,* 15(3), 192–204.

Louzis, D. P., Vouldis, A. T., & Metaxas, V. L. (2012). Macroeconomic and bank-specific determinants of non-performing loans in Greece: A comparative study of mortgage, business and consumer loan portfolios. *Journal of Banking & Finance,* 36(4), 1012–1027.

Mai Thị Phương Thùy (2018). Mối quan hệ giữa RRTK và RRTD tại các NHTM. *Tạp chí Tài chính*, 1(11), 92-95

Munteanu, I. (2012). Bank liquidity and its determinants in Romania. *Journal of Economics and Finance,* 3, 993–998.

Nguyễn Thanh Phong (2019). Tác động của RRTD đến khả năng phá sản các NHTM Việt Nam. *Tạp chí Tài chính,* 2(12), 36–40

Nguyễn Thị Bất & Phạm Thành Đạt (2016). Rủi ro thanh khoản và vai trò của Ngân hàng Nhà nước Việt Nam trong quản lý RRTK hệ thống NHTM. *Tạp chí Kinh tế & Phát triển,* 230 (II), 57–65

Nguyễn Văn Thép & Nguyễn Thị Bích Phượng (2016). Mối quan hệ giữa tăng trưởng và RRTD tại các NHTM Việt Nam. *Tạp chí khoa học Đại học Trà Vinh*, 24, 1-11

Nikolaou, K. (2009). Liquidity (risk) concepts: definitions and interactions.

Nikomarama, H., Taghavia, M., & Diman, S. K. (2013). The relationship between liquidity risk and credit risk in Islamic banking industry of Iran. *Management Science Letters,* 3, 1223–1232.

Nkusu, M. (2011). Nonperforming loans and macrofinancial vulnerabilities in advanced economies. *IMF Working Paper.* WP/11/161.

Pesaran, M. H. (2007). A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence. *Journal of Applied Econometrics,* 22, 265–312

Prisman, E. Z., Slovin, M. B., & Sushka, M. E. (1986). A general model of the banking firm under conditions of monopoly, uncertainty, and recourse. *Journal of Monetary Economics,* 17(2), 293–304.

Puri, R. (2012). Reforming the Public Distribution System: Lessons from Chhattisgarh. *Economic and Political Weekly,* 47(5). Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=2004959.

Ratnovski, L. (2013). Liquidity and transparency in bank risk management. *Journal of Financial Intermediation,* 22(3), 422–439.

Rizvi, S. A. R., Narayan, P. K., Sakti, A., & Syarifuddin, F. (2019). Role of Islamic banks in Indonesian banking industry: An empirical exploration. *Pacific-Basin Finance Journal.*

Roy, A. D. (1952). Safety first and the holding of assets. *Econometrica,* 20(3), 431–449.

Samartın, M. (2003). Should bank runs be prevented? *Journal of Banking & Finance,* 27, 977–1000.

Shen, C. H., Chen, Y. K., Kao, L. F., & Yeh, C. Y. (2009). Bank liquidity risk and performance. Paper presented at the 17th Conference on the Theories and Practices of Securities and Financial Markets, Hsi-Tze Bay, Kaohsiung, Taiwan.

Strongin, S. (1995). The identification of monetary policy disturbances explaining the liquidity puzzle. *Journal of Monetary Economics,* 35(3), 463–497.

Teresa, G. M., & Dolores, R. F. M., (2008). Risk-taking behaviour and ownership in the banking industry: The Spanish evidence. *Journal of Economics and Business, Elsevier,* 60(4), 332–354.

Theil, H. (1953). Repeated least squares applied to complete equation systems. The Hague: central planning bureau.

Vazquez, F., & Federico, P. (2015). Bank funding structures and risk: Evidence from the global financial crisis. *Journal of Banking & Finance,* 61, 1–14.

Zhang, D., Cai, J., Dickinson, D. G., & Kutan, A. M. (2016). Non-performing loans, moral hazard and regulation of the Chinese commercial banking system. *Journal of Banking & Finance,* 63, 48–60.

The Reciprocal Impact of Credit Risk and Liquidity on the Stability of Vietnamese Banking System

Vo Thi Thuy Kieu[1], Le Thong Tien[2]
Nguyen Trung Dung[3]

Received: 18 February 2021 | **Revised:** 02 May 2021 | **Accepted:** 10 May 2021

ABSTRACT: The reciprocal relationship between credit risk and liquidity risk has recently posed many challenges to the stability of the banking system. With a panel dataset of 22 Vietnamese commercial bank over the 2006-2019 period, this article considers the causal relationship between liquidity and credit risk by two-step system GMM, and Granger test for Panel Autoregression model (PVAR). The empirical findings provide statistical evidence that positive impact of liquidity on credit risk proved to be significant. Simultaneously, its reciprocal effect on banking stability, as proxied by Z-score, was verified by dynamic panel data analysis. Besides, the other important contribution was about threshold of liquidity, approximately 13,44%. The negative effect of credit risk was inclined to be weakened or eliminated when the liquidity is much higher than 13,44%.

KEYWORDS: Liquidity risk, credit risk, Z-score, PVAR, GMM.

JEL classification: C33, E44, G01, G32.

✉ **Vo Thi Thuy Kieu / Email:** kieuvtt@buh.edu.vn.
Le Thong Tien / Email: lethongtien1609@gmail.com.
Nguyen Trung Dung / Email: jacksondung@yahoo.com.

(1) Banking University of HCMC;
36 Ton That Dam Street, Nguyen Thai Binh Ward, District 1, Ho Chi Minh City.
(2) Inspection Committee of Phu Nhuan District;
155A Nguyen Van Troi, Ward 11, Phu Nhuan District.
(3) Joint Stock Commercial Bank for Investment and Development of Vietnam;
134 Nguyen Cong Tru, Nguyen Thai Binh Ward, District 1, Ho Chi Minh City.