

## MỤC LỤC

### KINH TẾ VÀ QUẢN LÝ

- 1. Phan Thu Hiền và Lý Nguyên Ngọc** - Bộ tiêu chí đo lường hoạt động đại lý hải quan tại Việt Nam: Nghiên cứu áp dụng phương pháp so sánh thứ bậc mờ Fuzzy AHP. *Mã số: 178.ISMET.11* 3  
*Measuring criteria of customs brokerage performance in Vietnam: An application of Fuzzy Analytic Hierarchy Process (Fuzzy AHP)*
- 2. Lê Hải Trung** - Các nhân tố nội tại tác động đến rủi ro hệ thống của các ngân hàng thương mại Việt Nam *Mã số: 178.IFiBa.11* 19  
*Determinants of Systemic Risks in Vietnamese Commercial Banks*
- 3. Trần Ngọc Mai, Cao Thị Khánh Linh, Quách Thu Hà và Phan Thị Tường Vân** - Tác động của logistics xanh đến xuất khẩu của Việt Nam tới các quốc gia RCEP. *Mã số: 178.IIBMg.11* 31  
*Impact of Green Logistics Performance on Vietnam's Export Trade to Regional Comprehensive Economic Partnership Countries*

### QUẢN TRỊ KINH DOANH

- 4. Phạm Thị Dự, Nguyễn Thị Minh Nhân và Nguyễn Thị Thu Hiền** - Ảnh hưởng của thay đổi công nghệ đến chuyển dịch cơ cấu lao động ngành công nghiệp chế biến chế tạo ở Việt Nam. *Mã số: 178.2Deco.21* 40  
*Effects of Technological Change on Labor Structure Shift in Vietnam's Manufacturing and Processing Industry*
- 5. Nguyễn Thị Thu Hương, Phạm Thị Sâm, Nguyễn Linh Chi và Lê Việt Anh** - Các yếu tố ảnh hưởng tới ý định mua sản phẩm thời trang xanh của sinh viên. *Mã số: 178.2BMkt.21* 51  
*Factors affecting students' intention to buy green fashion products*

- 6. Nguyễn Thị Mỹ Nguyệt và Trần Thị Hoàng Hà** - Chất lượng sống trong công việc và sự hài lòng của các lao động giao đồ ăn trực tuyến tại Việt Nam. *Mã số: 178.2Bdm.21*  
*Quality of Working Life and Job Satisfaction of Vietnamese Online Food Delivery Workers* 66
- 7. Nguyễn Thanh Hùng** - Tác động của năng lực phân tích dữ liệu lớn đến hiệu suất của doanh nghiệp dịch vụ logistics tại Thành phố Hồ Chí Minh thông qua khả năng phục hồi chuỗi cung ứng vận tải. *Mã số: 178.2TrEM.21* 77  
*Impact of Big Data Analytics Capabilities on Ho Chi Minh City based Logistics Service Providers' Performance through Transport Supply Chain Resilience*
- 8. Khuu Thị Phương Đông, Khổng Tiến Dũng, Nguyễn Minh Đức, Hồ Thị Huỳnh Giao và Đỗ Gia Linh** - Ảnh hưởng của hiểu biết và thái độ với rủi ro tới quyết định sử dụng dịch vụ ví điện tử: Nghiên cứu trường hợp người dân thành phố Cần Thơ. *Mã số: 178.2TrEM.21* 90  
*The impact of risk attitudes on E-wallet usage decision: Evidences from people in Can Tho city*

## Ý KIẾN TRAO ĐỔI

- 9. Trần Hương Giang, Hồ Ngọc Ninh và Trương Ngọc Tín** - Phát triển chuỗi giá trị dược liệu cho các hộ nghèo dân tộc thiểu số tại huyện Kon Plong, tỉnh Kon Tum. *Mã số: 178.3Deco.31* 106  
*Developing a pharmaceutical value chain for ethnic minority households in Kon Plong District, Kon Tum Province*

# CÁC NHÂN TỐ NỘI TẠI TÁC ĐỘNG ĐẾN RỦI RO HỆ THỐNG CỦA CÁC NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI VIỆT NAM

**Lê Hải Trung**  
Học viện ngân hàng  
Email: trunglh@hvn.edu.vn

Ngày nhận: 10/03/2023

Ngày nhận lại: 15/05/2023

Ngày duyệt đăng: 25/05/2023

*Nghiên cứu này đánh giá các nhân tố nội tại tác động đến rủi ro hệ thống của các ngân hàng thương mại (NHTM) Việt Nam. Cụ thể, tác giả đo lường rủi ro hệ thống cho 14 NHTM Việt Nam trong giai đoạn từ quý 1/2008 tới quý 4/2022 thông qua chỉ số biến động đồng phân vị (CoVaR) và chỉ số rủi ro hệ thống (SRISK). Kết quả nghiên cứu cho thấy các NHTM có quy mô lớn, chất lượng tài sản cùng tỷ lệ tài sản thanh khoản thấp và tỷ lệ thu nhập ngoài lãi cao có ảnh hưởng đến rủi ro hệ thống cao hơn. Bên cạnh đó, tỷ lệ vốn cao khiến các NHTM dễ gây tác động tràn tới hệ thống nhưng có thể giúp các NHTM này bớt thiếu hụt vốn khi thị trường bị sụt giảm. Ngoài ra, nghiên cứu mở rộng cho thấy khả năng sinh lời và tỷ lệ thu nhập từ các hoạt động truyền thống cao có thể giúp các NHTM lớn giảm bớt ảnh hưởng tới rủi ro hệ thống, trong khi đó chất lượng tín dụng thấp sẽ khiến các NHTM nhỏ sẽ gặp rủi ro thiếu hụt vốn trầm trọng hơn.*

**Từ khóa:** Rủi ro hệ thống; CoVaR; SRISK; Ngân hàng thương mại.

**JEL Classifications:** G17; G21; G32

## 1. Giới thiệu

Cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu 2007-2009 cho thấy an toàn của từng ngân hàng riêng lẻ là chưa đủ để đảm bảo cho hệ thống tài chính khi sự sụp đổ các ngân hàng lớn có thể nhanh chóng lan truyền tới toàn bộ hệ thống. Engle and Ruan (2019) chỉ ra rằng, khi gặp cú sốc về rủi ro, các NHTM thường có phản ứng bán tài sản rủi ro để đảm bảo yêu cầu an toàn về vốn. Với tính liên thông ngày càng chặt chẽ, hành vi này đủ lớn có thể dẫn đến cú sốc về sụt giảm giá tài sản và suy giảm vốn cho hệ thống các tổ chức tài chính, từ đó ảnh hưởng tiêu cực đến khả năng cung ứng tín dụng và tiềm tàng suy thoái kinh tế (Brownlees & Engle, 2017). Chính vì vậy, việc đo lường và đánh giá các nhân tố ảnh hưởng đến rủi ro hệ thống của các ngân hàng có ý nghĩa cấp thiết với cơ quan quản lý nhằm đảm bảo an toàn của hệ thống tài chính.

Trong nghiên cứu này, nhóm tác giả đánh giá các nhân tố tác động đến rủi ro hệ thống của các NHTM Việt Nam. Cụ thể, nhóm tác giả thực hiện đo lường rủi ro hệ thống dựa trên chỉ số rủi ro hệ thống (SRISK) của Brownlees and Engle (2017) và chỉ số biến động đồng phân vị (CoVaR) của Adrian and Brunnermeier (2016). Nghiên cứu của các tác giả được tiến hành dựa trên cơ phiếu của 14 NHTM Việt Nam trong giai đoạn từ quý 1/2009 đến quý 4/2022.

Nghiên cứu này có hai đóng góp quan trọng. Thứ nhất, nghiên cứu đánh giá các nhân tố tác động đến rủi ro hệ thống của các NHTM Việt Nam. Mặc dù đã có một số nghiên cứu đánh giá các nhân tố ảnh hưởng đến rủi ro hệ thống của các NHTM, tuy nhiên, các kết quả thực nghiệm chủ yếu ở các nền kinh tế phát triển (Bostandzic & Weiss, 2018; Buch et al., 2019). Các nghiên cứu trước đây đối với thị trường Việt Nam đã đưa ra những đánh giá ban đầu về mức độ rủi ro hệ thống của các NHTM Việt Nam

theo các phương pháp tiếp cận khác nhau như Dao and Báo (2020), Hăng (2022) hay Trung et al. (2022). Tuy nhiên, ở nghiên cứu này, tác giả thực hiện đánh giá một cách tổng thể các nhân tố ảnh hưởng đến rủi ro hệ thống của các NHTM trên cả hai chỉ số đo lường rủi ro hệ thống hiện đại là chỉ số rủi ro hệ thống SRISK và chỉ số biến động đồng phân vị CoVaR.

*Thứ hai*, nhóm tác giả thực hiện đánh giá các nhân tố tác động đến rủi ro hệ thống của các NHTM với quy mô khác nhau. Laeven et al. (2016) nhấn mạnh, các ngân hàng lớn sẽ có rủi ro hệ thống cao hơn chỉ khi họ có tầm đệm vốn thấp và tỷ lệ thanh khoản nhỏ so với mức độ phức tạp của hoạt động kinh doanh. Buch et al. (2019) chỉ ra rằng tác động của quy mô tới rủi ro hệ thống là không giống nhau và phụ thuộc vào mô hình kinh doanh. Ở nghiên cứu này, nhóm tác giả đánh giá cụ thể tác động của quy mô tới rủi ro hệ thống của các NHTM Việt Nam với khả năng sinh lời, chất lượng tài sản và mô hình kinh doanh khác nhau.

Bài viết được chia thành 4 phần. Ngoài phần 1 giới thiệu, phần 2, tác giả sẽ giới thiệu tổng quan nghiên cứu về rủi ro hệ thống và các nhân tố tác động đến rủi ro hệ thống. Ở phần 3, tác giả sẽ trình bày phương pháp nghiên cứu để phân tích các nhân tố ảnh hưởng đến rủi ro hệ thống của các NHTM Việt Nam dựa trên mô hình định lượng. Kết quả của mô hình được thảo luận ở phần 4. Trên cơ sở đó, phần 5 trình bày các khuyến nghị chính sách.

## **2. Tổng quan nghiên cứu**

### **2.1. Tổng quan về rủi ro hệ thống và đo lường rủi ro hệ thống**

Rủi ro hệ thống được định nghĩa là nguy cơ đổ vỡ trong toàn bộ hệ thống tài chính do việc lan truyền và phóng đại các cú sốc rủi ro trong hệ thống tài chính và gây ảnh hưởng tiêu cực tới nền kinh tế (Kaufman & Scott, 2003). Sự kiện rủi ro hệ thống có thể dẫn tới sự suy giảm của dòng tín dụng cho nền kinh tế, suy yếu chức năng chia sẻ rủi ro của hệ thống tài chính (Brunnermeier & Pedersen, 2009) và gia tăng rủi ro suy thoái kinh tế (Engle, 2018).

Một số chỉ tiêu đo lường rủi ro hệ thống đã được đưa ra trên cơ sở đánh giá tính tương quan giữa các tổ chức tài chính hay tính liên kết trong hoạt động kinh doanh (Gourieroux et al., 2012) hoặc tính điểm thông qua quy mô, mức độ phức tạp trong hoạt động của các ngân hàng (BCBS, 2013). Tuy nhiên các

phương pháp này hạn chế về tần suất do độ trễ trong thông tin từ báo cáo tài chính (Benoit et al., 2017). Chính vì vậy, trong nghiên cứu này, tác giả sử dụng hai chỉ số rủi ro hệ thống dựa trên yếu tố thị trường là chỉ số rủi ro hệ thống (SRISK) của Brownlees and Engle (2017) và chỉ số biến động đồng phân vị (CoVaR) của Adrian and Brunnermeier (2016). Trong đó, CoVaR đo lường mức độ trong biến động của thị trường khi giá trị cổ phiếu một NHTM khi suy giảm mạnh còn SRISK đo lường rủi ro hệ thống thông qua mức độ thiếu hụt vốn tiềm tàng của một NHTM khi nền kinh tế rơi vào một kịch bản rủi ro. Ưu điểm của cả hai chỉ số này là khả năng cập nhật thường xuyên các ước lượng về rủi ro hệ thống của các NHTM dựa trên biến động tương quan của chỉ số giá chứng khoán và cổ phiếu của mỗi NHTM. Cách tiếp cận này cho phép cơ quan quản lý có thể thường xuyên đánh giá và giám sát rủi ro hệ thống của các NHTM, đặc biệt trong những giai đoạn thị trường biến động mạnh. Điểm hạn chế của cách tiếp cận này là sự phụ thuộc vào tính hiệu quả của biến động trên thị trường chứng khoán và giới hạn đánh giá với các NHTM niêm yết. Tuy nhiên, với chủ trương cụ thể trong Đề án “Tái cơ cấu lại thị trường chứng khoán và thị trường bảo hiểm đến năm 2020 và định hướng đến năm 2025” của Thủ tướng Chính phủ theo quyết định số 242/QĐ-TTg, trong đó yêu cầu toàn bộ các NHTM phải thực hiện niêm yết cổ phiếu trên thị trường thì cách tiếp cận này cũng có khả năng ứng dụng cao đối với việc giám sát và quản lý rủi ro hệ thống của các NHTM Việt Nam.

Một số nghiên cứu đã thực hiện đo lường rủi ro hệ thống của các NHTM Việt Nam. Dao and Báo (2020) sử dụng rủi ro phá sản như một thước đo rủi ro hệ thống của các NHTM Việt Nam. Hương et al. (2022) đo lường rủi ro hệ thống thông qua chỉ số thiếu hụt vốn hệ thống ngắn hạn (SES) và chỉ số CoVaR. Nghiên cứu mới đây của Trung et al. (2022) Trung và cộng sự (2022) đã đánh giá tổng thể về rủi ro hệ thống của các NHTM theo cả chỉ số SRISK và CoVaR. Tuy nhiên, các nghiên cứu trước đây mới chỉ tập trung đo lường và xếp hạng rủi ro hệ thống của các NHTM Việt Nam nhưng chưa đề lý giải các nhân tố ảnh hưởng đến rủi ro hệ thống của các NHTM Việt Nam. Việc đưa ra đánh giá cụ thể về các nhân tố tác động đến rủi ro hệ thống của các NHTM giúp cho các cơ quan quản lý xây dựng các chính sách an toàn vĩ mô phù hợp cũng như đánh giá chi

tiết mức độ rủi ro của mỗi NHTM. Đây là khoảng trống nghiên cứu chính mà nghiên cứu này đóng góp về mặt lý luận và thực tiễn.

## 2.2. Các nhân tố nội tại ảnh hưởng đến rủi ro hệ thống

Các nghiên cứu trước đây đã chỉ ra một số nhân tố nội tại tác động đến rủi ro hệ thống của các NHTM. Quy mô là yếu tố được sử dụng nhiều nhất như là nhân tố chính quyết định rủi ro hệ thống của NHTM (Buch et al., 2019; Laeven et al., 2016; Le, 2021; Silva-Buston, 2019). Các ngân hàng có quy mô lớn thường có mức độ phức tạp và liên kết cao trong hoạt động kinh doanh, khiến các NHTM này có nguy cơ rủi ro hệ thống cao hơn khi thị trường và nền kinh tế biến động tiêu cực. Một nhân tố khác cũng có khả năng tác động đến rủi ro hệ thống là mức độ đa dạng hóa thu nhập của các NHTM, mặc dù kết quả các nghiên cứu trước đây là không đồng nhất. DeYoung and Torna (2013) và Brunnermeier and Pedersen (2009) đều cho rằng các NHTM khi mở rộng sang các hoạt động kinh doanh phi truyền thống sẽ phải gánh chịu các rủi ro bổ sung, dẫn đến mức độ rủi ro liên kết và rủi ro hệ thống gia tăng. Ngược lại, Jorion and Zhang (2007) chỉ ra rằng, thu nhập ngoài lãi giúp các NHTM giảm bớt rủi ro hệ thống vốn thường xuất phát từ rủi ro tín dụng của hoạt động truyền thống. Tương tự, tác động của khả năng sinh lời tới rủi ro hệ thống cũng không cho kết quả đồng nhất ở các nghiên cứu trước đây. Mặc dù các NHTM có khả năng sinh lời cao có thể chống chịu tốt hơn những cú sốc từ suy giảm kinh tế, khả năng sinh lời cao cũng có thể là kết quả của việc các NHTM chấp nhận mức độ rủi ro cao hơn trong hoạt động kinh doanh để gia tăng lợi nhuận (De Jonghe, 2010). Bên cạnh đó, khả năng thanh khoản và chất lượng danh mục cho vay cũng tiềm tàng tác động tới rủi ro hệ thống của các NHTM bởi rủi ro thanh khoản và rủi ro tín dụng là những rủi ro có khả năng bị lan truyền lớn hơn khi xảy ra sự kiện rủi ro hệ thống (Benoit et al., 2017). Cuối cùng là đòn bẩy tài chính cũng là một nhân tố ảnh hưởng đến rủi ro hệ thống của các NHTM bởi tỷ lệ vốn chủ sở hữu thấp và tầm đệm vốn mỏng khiến các NHTM dễ chịu ảnh hưởng bởi các cú sốc rủi ro hệ thống (Le, 2021).

Ở nghiên cứu này, nhóm tác giả thực hiện đánh giá tổng thể các nhân tố tác động tới rủi ro hệ thống của các NHTM Việt Nam với các nhân tố về quy mô, chất lượng tài sản, khả năng thanh khoản, mức

đòn bẩy tài chính, khả năng sinh lời cũng như mức độ đa dạng hóa thu nhập của các NHTM. Bên cạnh đó, nhóm tác giả cũng đánh giá khả năng này đối với các NHTM Việt Nam thông qua mô hình mở rộng để đánh giá mức độ tác động của các nhân tố được xem xét với các NHTM có quy mô khác nhau, tương tự nghiên cứu của Buch et al. (2019).

## 3. Phương pháp nghiên cứu

### 3.1. Đo lường rủi ro hệ thống

#### 3.1.1. Chỉ số biến động đồng phân vị - CoVaR

Chỉ số CoVaR được phát triển bởi Adrian and Brunnermeier (2011), đo lường giá trị chịu rủi ro (VaR) của hệ thống khi giá cổ phiếu của một ngân hàng  $i$  biến động suy giảm mạnh tới mức giá trị chịu rủi ro tại mức phân vị  $q$ . Cụ thể, mô hình tiến hành đo lường  $CoVaR_q^{m|i}$  là giá trị VaR của biến động thị trường ( $market - m$ ) trong sự kiện rủi ro, xác định khi ngân hàng  $i$  chịu mức tổn thất tối đa VaR tại phân vị  $q$ :

$$Pr_{t-1}(X_t^m \leq CoVaR_{q,t}^{m|X_t^i=VaR_{q,t}^i} | X_t^i = VaR_{q,t}^i) = q \quad (1)$$

Trong đó :

$X_t^m$  là biến động của chỉ số hệ thống tại ngày  $t$   
 $X_t^i$  là biến động của giá cổ phiếu ngân hàng  $i$  tại ngày  $t$

$VaR_{q,t}^i$  là giá trị chịu rủi ro dự báo của ngân hàng  $i$  tại ngày  $t$

$Pr_{t-1}(\cdot)$  cho giá trị  $CoVaR_{q,t}^{m|i}$  tại ngày  $t$  được xác định và dự báo dựa trên các thông tin có tới ngày  $t-1$ .

Để đánh giá cụ thể sự thay đổi của điều kiện thị trường, sự đóng góp của ngân hàng  $i$  vào rủi ro của hệ thống được tính bằng giá trị sai biệt của  $CoVaR_q^{m|i}$  so với trạng thái trung vị của biến động cổ phiếu của ngân hàng đó khi ở trạng thái bình thường :

$$\Delta CoVaR_{q,t}^{m|i} = CoVaR_{q,t}^{m|X_t^i=VaR_q^i} - CoVaR_{q,t}^{m|X_t^i=Median} \quad (2)$$

Giá trị phân vị  $q$  được lựa chọn đủ nhỏ để thể hiện rủi ro thị trường ở các kịch bản với xác suất xảy ra thấp. Nhóm nghiên cứu lựa chọn giá trị phân vị 5%, tương tự như mức phân vị yêu cầu của Ủy ban Basel đối với tín toán giá trị an toàn vốn tối thiểu cho rủi ro thị trường.

#### 3.1.2. Chỉ số rủi ro hệ thống - SRISK

Chỉ số SRISK được đề xuất bởi Brownlees and Engle (2017), đo lường rủi ro hệ thống thông qua mức độ thiếu hụt vốn tiềm tàng của một ngân hàng

khi nền kinh tế rơi vào một kịch bản rủi ro. Cụ thể, mức độ thiếu hụt vốn của một ngân hàng  $i$  (được xác định bằng sự chênh lệch giữa vốn yêu cầu theo quy định và giá trị vốn hóa thị trường:

$$CS_{i,t} = k \times A_{i,t} - W_{i,t} \quad (3)$$

Vốn chủ sở hữu yêu cầu      Vốn chủ sở hữu khả dụng

$$= \overbrace{k \times (D_{i,t} + W_{i,t})} - \overbrace{W_{i,t}}$$

Trong đó:

$k$  là tỷ lệ an toàn vốn tối thiểu quy định

$A_i$  là giá trị của tài sản được tính toán dựa trên giá trị sổ sách của Nợ cộng giá trị thị trường của vốn chủ sở hữu tại ngày  $t$

$W_i$  là giá trị thị trường của vốn chủ sở hữu tại ngày  $t$

$D_{i,t}$  là giá trị sổ sách của nợ tại ngày  $t$

Phương trình (3) cho thấy, mức độ thiếu hụt vốn của một ngân hàng phụ thuộc vào mức độ suy giảm kỳ vọng của vốn  $W_{i,t}$  trong kịch bản rủi ro cũng như mức độ đòn bẩy tài chính của NHTM, thể hiện qua tương quan giữa  $D_{i,t}$  và  $W_{i,t}$ . Chỉ số rủi ro hệ thống SRISK được định nghĩa là mức độ thiếu hụt vốn tiềm tàng của NHTM trong một kịch bản rủi ro, cụ thể:

$$SRISK_i = E_t[CS_{i,t}|suy thoái] \quad (4)$$

Trong đó,  $E_t[.]$  là dự báo về giá trị  $CS_{i,t}$  trong kịch bản suy thoái tại ngày  $t$ . Tương tự như Brownlees and Engle (2017), tác giả định nghĩa kịch bản suy thoái xảy ra khi chỉ số giá chứng khoán suy giảm 40% trong 6 tháng liên tiếp, tương tự với mức suy giảm bình quân của chỉ số giá chứng khoán toàn cầu trong cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu 2007 - 2009. Trên cơ sở đó, phương trình (4) có thể được khai triển và viết lại như sau:

$$SRISK_{i,t} = \frac{\overbrace{k \times (D_{i,t} + (1 - LRMES_{i,t}) \times W_{i,t})}^{\text{Vốn chủ sở hữu yêu cầu}}}{\underbrace{(1 - LRMES_{i,t}) \times W_{i,t}}_{\text{Vốn chủ sở hữu khả dụng}}} \quad (5)$$

Trong đó:

$LRMES_{i,t}$  là giá trị sụt giảm vốn hóa dài hạn ngân hàng  $i$  trong kịch bản rủi ro  $C$

$$LRMES_{i,t} = E[X_{t \rightarrow t+h}^i | X_{t \rightarrow t+h}^m < C] \quad (6)$$

Phương trình (5) cho biết, nếu trong kịch bản rủi ro, giá trị vốn hóa của NHTM nhỏ hơn mức vốn chủ sở hữu yêu cầu tối thiểu, hay  $SRISK_i > 0$ , thì NHTM đó có rủi ro thiếu hụt vốn tiềm tàng nếu kịch bản rủi ro xảy ra. Đồng thời, giá trị  $SRISK_i$  là một hàm của đòn bẩy tài chính (tương quan  $D_i$  và  $W_i$ ), quy mô ngân hàng ( $D_i + W_i$ ) và mức độ nhạy cảm trong biến động của cổ phiếu ngân hàng  $i$  với biến động suy giảm của thị trường ( $LRMES_i$ ).

### 3.1.3. Đo lường độ tương quan

Ở phương trình (2) và (6), giá trị  $CoVaR_{q,t}^{m|i}$  và  $LRMES_{i,t}$  được ước lượng thông qua mối quan hệ tương quan động trong phân phối xác suất của biến động chỉ số hệ thống  $X_t^m$  và  $X_t^i$ . Tương tự như Adrian and Brunnermeier (2016), tác giả ước lượng tương quan động giữa chỉ số hệ thống  $X_t^m$  và biến động giá cổ phiếu của ngân hàng  $X_t^i$  thông qua mô hình DCC-GARCH của Engle (2002) với ma trận hiệp phương sai động như sau:

$$[X_t^m \ X_t^i] \sim D(0, [\sigma_{i,t}^2 \ \rho_{i,m,t} \ \sigma_{i,t} \sigma_{m,t} \ \rho_{i,m,t} \ \sigma_{i,t} \sigma_{m,t} \ \sigma_{m,t}^2]) \quad (7)$$

Trong đó:

$D(.)$  là phân phối đồng xác suất (joint-distribution) của biến động chỉ số hệ thống và biến động giá cổ phiếu của ngân hàng  $i$

$\sigma_{i,t}^2$  và  $\sigma_{m,t}^2$  là phương sai động của biến động chỉ số hệ thống và biến động giá cổ phiếu của ngân hàng  $i$  được tính toán thông qua mô hình ước lượng phương sai GJR-GARCH phổ biến của Glosten et al. (1993).

$$\sigma_{i,t}^2 = \omega_i + \alpha_i X_{i,t-1}^2 + \gamma_i X_{i,t-1} I_{(X_{i,t-1} < 0)} + \beta_i \sigma_{i,t-1}^2$$

$$\sigma_{m,t}^2 = \omega_m + \alpha_m X_{m,t-1}^2 + \gamma_m X_{m,t-1} I_{(X_{m,t-1} < 0)} + \beta_m \sigma_{m,t-1}^2$$

Trong đó  $I(.)$  là phương trình chỉ báo. Hệ số tương quan động giữa biến động chỉ số hệ thống và biến động giá cổ phiếu của ngân hàng, , được xác định thông qua phương trình động như sau:

$$Cor(\epsilon_{i,t} \ \epsilon_{m,t}) = [1 \ \rho_{i,m,t} \ \rho_{i,m,t} \ 1] = diag(Q_{i,m,t})^{-1/2} Q_{i,m,t} diag(Q_{i,m,t})^{-1/2}$$

Trong đó:

$\epsilon_{i,t}$  và  $\epsilon_{m,t}$  là phần dư chuẩn hóa ngẫu nhiên của biến động chỉ số hệ thống và biến động giá cổ phiếu

$Q_{i,m,t}$  là ma trận tương quan động, được ước lượng theo mô hình tự tương quan như sau:



$$Q_{i,m,t} = (1 - \alpha_{c,i} - \beta_{c,i})S_i + \alpha_{c,i}[\epsilon_{i,t-1} \epsilon_{m,t-1}]' + \beta_{c,i}Q_{i,m,t-1}$$

Trong đó:  $S_i$  là ma trận tương quan không điều kiện của biến động chỉ số hệ thống và biến động giá cổ phiếu.

Với giả định phân phối đồng xác suất  $D(\cdot)$  và phân phối biên của biến động chỉ số hệ thống và biến động giá cổ phiếu theo quy luật phân phối chuẩn, phương trình (2) có thể được viết lại như sau:

$$Pr_{t-1} \left( \begin{array}{l} \left[ \frac{x_t^m - \frac{x_t^i \rho_{i,m,t} \sigma_{m,t}}{\sigma_{i,t}}}{\sigma_{m,t} \sqrt{1 - \rho_{i,m,t}^2}} | X_t^i = VaR_{q,t}^i \right] \\ \leq \frac{CoVaR_t^{m|i} - \frac{x_t^i \rho_{i,m,t} \sigma_{m,t}}{\sigma_{i,t}}}{\sigma_{m,t} \sqrt{1 - \rho_{i,m,t}^2}} \end{array} \right) = q(\%) \quad (8)$$

Trong đó, giá trị  $VaR_{q,t}^i$  có thể được tính từ ước lượng phương sai của biến động cổ phiếu (i) theo phương trình (2.3) và giả định phân phối chuẩn,  $VaR_{q,t}^i = D^{-1}(q) s_{i,t}$ , với  $D^{-1}(q)$  là giá trị tại phân vị q của phân phối chuẩn. Thay giá trị này và khai triển phương trình (2) ta có:

$$CoVaR_{q,t}^{m|i} = D^{-1}(q) \sigma_{m,t} \sqrt{1 - \rho_{i,m,t}^2} + D^{-1}(q) \rho_{i,m,t} \sigma_{m,t} \quad (9)$$

Hệ số  $LRMES_{i,t}$  có thể được ước lượng dựa trên tương quan hệ số,  $b_1^1$ , thể hiện mức rủi ro hệ thống của ngân hàng  $i$  tại ngày  $t$  như sau:

$$\hat{\beta}_i^1 = \rho_{i,m,t} \times \sqrt{\frac{\sigma_{i,t}^2}{\sigma_{m,t}^2}} \quad (10)$$

Khai triển phương trình kỳ vọng (6), Engle (2018) cho thấy giá trị  $LRMES_{i,t}$  được xác định như sau:

$$LRMES_{i,t} = 1 - \exp [\hat{\beta}_i^1 \times \log (1 - C)] \quad (11)$$

### 3.2. Mô hình đánh giá các nhân tố ảnh hưởng đến rủi ro hệ thống

Tương tự như Bostandzic and Weiss (2018), tác giả đánh giá các nhân tố nội tại tác động đến rủi ro hệ thống của các NHTM Việt Nam thông qua mô hình hồi quy như sau:

$$RISK_{i,t} = \alpha_i + \gamma_t + \beta^i X_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \quad (12)$$

Trong đó,  $RISK_{i,t}$  là chỉ số đo lường rủi ro hệ thống  $SRISK_{i,t}$  hoặc  $\Delta CoVaR_{i,t}$  của ngân hàng  $i$  tại thời gian  $t$ .  $X_{i,t-1}$  là các nhân tố cá biệt của các NHTM có thể tác động đến rủi ro hệ thống, được sử dụng với biến trễ 1 chu kỳ để tránh vấn đề nội sinh giữa các biến giải thích. Để đảm bảo mô hình có tính tới các nhân tố vi mô và vĩ mô khác có thể ảnh hưởng đến rủi ro hệ thống của NHTM mà chưa phản ánh ở  $X_{i,t-1}$ , tác giả sử dụng mô hình hồi quy với hiệu ứng cố định theo ngân hàng,  $\alpha_i$ , và theo thời gian  $\gamma_t$ .

Để lý giải sự khác nhau về rủi ro hệ thống của các NHTM, tác giả sử dụng các biến số nội tại  $X_{i,t}$  như sau. Thứ nhất, tác giả xem xét tới quy mô của NHTM ( $SIZE_{i,t}$ ), đánh giá thông qua giá trị logarithm của tổng tài sản. Theo lý thuyết “quá lớn để đổ vỡ”, các NHTM có quy mô lớn có thể sẵn sàng thực hiện các hành vi rủi ro hơn bởi sự bảo vệ của Chính phủ khi gặp thua lỗ (Gandhi & Lustig, 2015). Hơn nữa, mức độ phức tạp và liên kết lớn trong hoạt động kinh doanh khiến các NHTM quy mô lớn khó phản ứng nhanh khi thị trường biến động, dẫn đến rủi ro hệ thống gia tăng (Laeven et al., 2016). Thứ hai, chúng tôi xem xét tới khả năng sinh lời của các NHTM, được tính bằng tỷ lệ sinh lời trên tổng tài sản ( $ROA_{i,t}$ ), tương tự như Bostandzic and Weiss (2018) và Silva-Buston (2019). Khả năng sinh lời cao có thể giúp NHTM cải thiện khả năng chống chịu thua lỗ, nhưng cũng có thể là một chỉ báo cho việc NHTM chấp nhận rủi ro cao hơn trong hoạt động kinh doanh. Thứ ba, chúng tôi xem xét tới khả năng đa dạng hoá trong hoạt động kinh doanh của NHTM, thông qua tỷ lệ thu nhập ngoài lãi trên tổng thu nhập ( $NII_{i,t}$ ). Khả năng đa dạng hoá của NHTM có thể giúp NHTM giảm bớt rủi ro hệ thống từ những hoạt động đầu tư tương đồng nhưng cũng có thể khiến các NHTM phải chịu các rủi ro mới từ các hoạt động phi truyền thống (Brunnermeier & Pedersen, 2009). Thứ tư, tác giả đánh giá tới cơ cấu và chất lượng tài sản của NHTM, thể hiện thông qua khả năng thanh khoản với tỷ lệ tài sản thanh khoản trên tổng tài sản ( $LIQ_{i,t}$ ) và tỷ lệ trích lập dự phòng rủi ro trên tổng dư nợ ( $LLP_{i,t}$ ). Khả năng thanh khoản và chất lượng danh mục cho vay chỉ báo cho rủi ro thanh khoản và rủi ro tín dụng trong hoạt động kinh doanh của các NHTM. Khi xảy ra sự kiện rủi

ro hệ thống, hai loại rủi ro này dễ bị ảnh hưởng và có thể bị gia tăng, khiến NHTM gặp thua lỗ lớn hơn (Benoit et al., 2017). Cuối cùng là tỷ lệ vốn chủ sở hữu thông qua tỷ lệ vốn trên tổng tài sản ( $CAP_1$ ). Tỷ lệ vốn chủ sở hữu thấp khiến cho các NHTM dễ chịu ảnh hưởng bởi các cú sốc rủi ro hệ thống hơn bởi tầm đệm vốn mỏng và mức độ nhạy cảm cao với các biến động của thị trường (Le, 2021).

**4. Kết quả nghiên cứu**

**4.1. Dữ liệu**

Do chỉ số CoVaR và SRISK đều được xác định dựa trên mối quan hệ tương quan giữa biến động của giá cổ phiếu ngân hàng và biến động của chỉ số giá chứng khoán, đại diện cho nền kinh tế Việt Nam, nhóm tác giả lựa chọn các ngân hàng đã niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Cụ thể, nhóm tác giả sử dụng dữ liệu về chỉ số Vn-Index, giá chứng khoán và báo cáo tài chính của các cổ phiếu của các NHTM niêm yết được thu thập từ Fiin Group và cơ sở dữ liệu S&P Capital IQ từ Quý 1/2008 tới hết Quý 4/2022. Để đảm bảo tính vững của mô hình DCC-GARCH nhằm ước lượng tương quan động giữa biến động của chỉ số VN-Index và biến động giá cổ phiếu, tác giả lựa chọn các NHTM có tối thiểu 500 quan sát. Bộ dữ liệu cuối cùng thỏa mãn điều kiện trên bao gồm 14 NHTM Việt Nam.

lớn nhất thuộc về BIDV với giá trị 2.120.527,692 tỷ tại thời điểm cuối quý 4/2022. Tỷ lệ vốn chủ sở hữu bình quân ở mức 8.1%, trong khi tỷ lệ trích lập dự phòng rủi ro tín dụng của các NHTM Việt Nam ở mức 1.5%. Các NHTM có tỷ lệ tài sản thanh khoản trung bình, ở mức 16.5%, tuy nhiên mức độ lệch chuẩn cũng ở mức cao giữa các NHTM, ở mức 10.1%. Tỷ lệ sinh lời trên tổng tài sản bình quân của các NHTM trong mẫu dữ liệu ở mức 0.4%, trong đó chỉ có 12.3% thu nhập tới từ các khoản thu ngoài lãi.

**4.2. Rủi ro hệ thống của các NHTM Việt Nam**

Phần B của bảng 1 thể hiện các chỉ số rủi ro hệ thống SRISK và  $\Delta$ CoVaR của các NHTM Việt Nam cũng như hai cấu phần quan trọng là giá trị tương quan giữa cổ phiếu NHTM và chỉ số chứng khoán, Rho, và giá trị sụt giảm vốn hóa dài hạn ngân hàng trong sự kiện rủi ro hệ thống, LRMES. Biến động cổ phiếu của các NHTM Việt Nam có mức độ tương quan tương đối lớn với chỉ số giá chứng khoán, với giá trị Rho bình quân ở mức 0.544, cao nhất tới 0.838. Điều này khiến giá trị sụt giảm vốn bình quân của các NHTM Việt Nam khi chỉ số giá cổ phiếu suy giảm 40% trong 6 tháng ở mức 38.7% với giá trị cao nhất lên tới 63.9%. Chỉ số SRISK bình quân ở mức 9.202,122 tỷ, nhưng mức độ lệch chuẩn lớn giữa các NHTM, tới 15.254,32 tỷ. Giá trị của chỉ số  $\Delta$ CoVaR

**Bảng 1:** Thống kê mô tả dữ liệu và ước lượng rủi ro hệ thống

	Giá trị bình quân	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
<i>Phần A: Thống kê mô tả biến số tài chính</i>				
SIZE	435.968,935	412.045,096	19.222,692	2.120.527,692
CAP	0,081	0,026	0,031	0,214
LLP	0,015	0,006	0.0001	0,04
LIQ	0,165	0,101	0,034	1,175
ROA	0,004	0,003	-0,016	0,012
NII	0,123	0,071	-0,024	0,578
<i>Phần B: Ước lượng rủi ro hệ thống</i>				
Rho	0,544	0,165	0,08	0,838
LRMES	0,387	0,112	0,022	0,639
SRISK	9202,122	15254,32	0	99795,27
$\Delta$ CoVaR	-1,099	0,514	-2,791	-0,151

(Nguồn: Tính toán của tác giả)

Phần A của Bảng 1 thể hiện thống kê mô tả những yếu tố tài chính của các NHTM trong mẫu dữ liệu. Các NHTM trong mẫu dữ liệu có quy mô bình quân là 435.968,935 tỷ đồng, với giá trị tổng tài sản

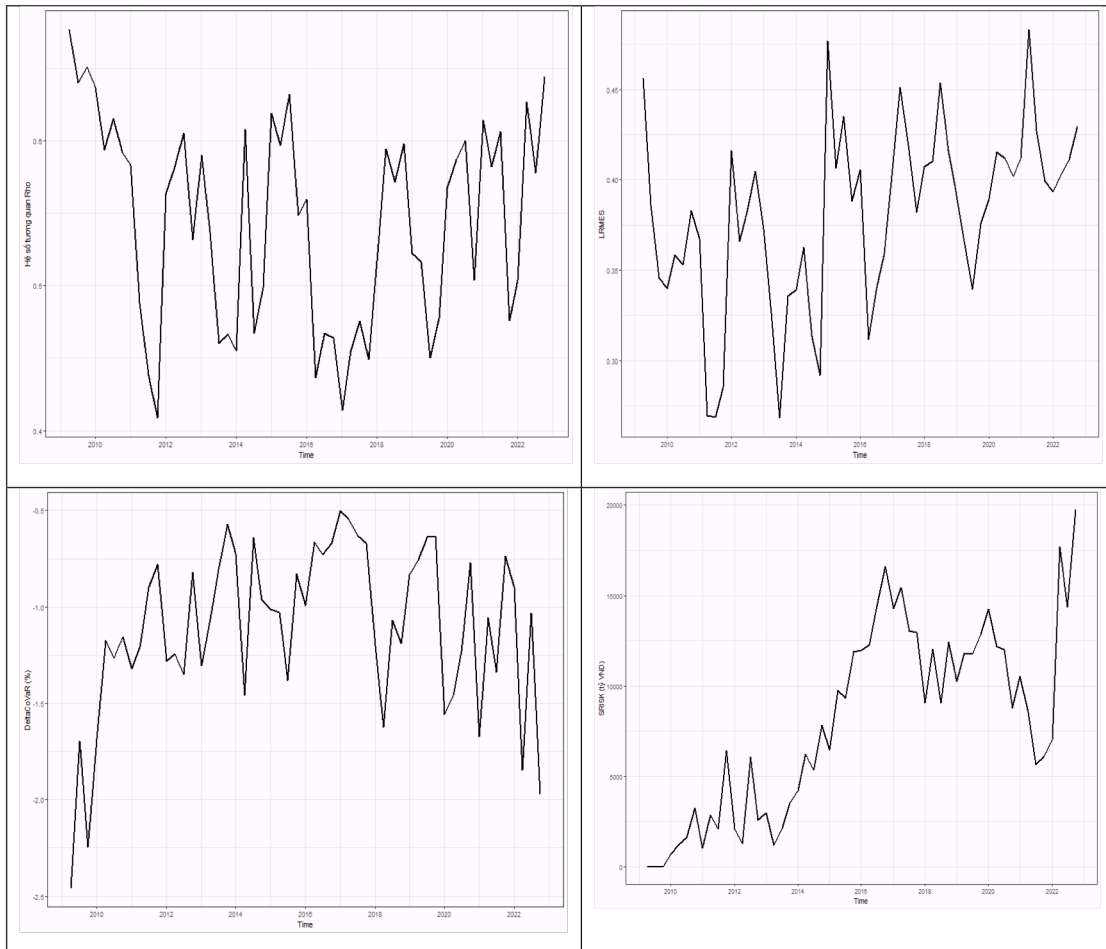
cho thấy bình quân giá trị VaR của chỉ số giá chứng khoán sụt giảm thêm hơn 1% so với giá trị trung vị khi biến động của cổ phiếu các NHTM ở ngưỡng phân vị 5%.



Hình 1 thể hiện biến động của các chỉ số đo lường rủi ro hệ thống. Có thể thấy các NHTM Việt Nam có mức độ rủi ro gia tăng với hệ số tương quan với chỉ số giá chứng khoán gia tăng cũng như mức sụt giảm vốn dài hạn tăng dần qua thời gian. Đặc biệt với chỉ số SRISK với chỉ số rủi ro hệ thống tại cuối năm 2022 đạt giá trị cao nhất, ở mức 19.729,71 tỷ. Nói cách khác, nếu chỉ số giá chứng khoán suy giảm 40% trong 6 tháng tới, các NHTM Việt Nam sẽ bình quân thiếu tới 19.729,71 để đảm bảo hệ số an toàn vốn duy trì ở mức 8%. Tương tự, tại thời điểm cuối 2022, bình quân giá trị VaR của chỉ số giá chứng khoán sụt giảm thêm gần 2% so với giá trị trung vị khi biến động của cổ phiếu các NHTM ở ngưỡng phân vị 5%.

**4.3. Kết quả kết quả**

Để đảm bảo tính vững của mô hình nghiên cứu, chúng tôi tiến hành đánh giá mức độ tương quan của các biến sử dụng trong mô hình cũng như hệ số phóng đại phương sai (VIF) để tránh các vấn đề tự tương quan cũng như đa cộng tuyến. Kết quả của ma trận tương quan và hệ số VIF được thể hiện ở Bảng 2 cho thấy mức độ tương quan giữa các biến trong mô hình nghiên cứu không quá cao, với mức cao nhất là mức độ tương quan giữa CAP và ROA (0.479), vẫn thấp hơn mức 0.7, đảm bảo cho mô hình không bị ảnh hưởng bởi vấn đề tự tương quan. Hệ số phóng đại phương sai VIF có giá trị nằm trong khoảng từ 1.289 tới 1.743, đảm bảo mô hình không gặp phải vấn đề về đa cộng tuyến trong mô hình nghiên cứu.



Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

**Hình 1:** Biến động bình quân của các chỉ số đo lường rủi ro hệ thống

**Bảng 2:** Bảng ma trận tương quan và hệ số VIF của các biến

	ΔCoVaR	SRISK	SIZE	CAP	LLQ	LIQ	ROA	NII	VIF
ΔCoVaR	1								
SRISK	0.066	1							
SIZE	0.246	0.091	1						1.686
CAP	0.059	-0.600	-0.285	1					1.692
LLP	0.132	-0.058	0.391	-0.100	1				1.289
LIQ	-0.025	-0.247	-0.252	0.138	0.082	1			1.409
ROA	0.246	-0.458	0.050	0.479	-0.042	0.099	1		1.743
NII	0.067	-0.062	0.060	0.098	-0.048	-0.106	0.130	1	1.589

(Nguồn: Tính toán của tác giả)

Bảng 3 thể hiện kết quả của mô hình đánh giá các nhân tố tác động đến rủi ro hệ thống của các NHTM Việt Nam như sau. Thứ nhất, quy mô có tác động cùng chiều và làm gia tăng mức rủi ro hệ thống của các NHTM Việt Nam đối với cả chỉ số CoVaR và SRISK. Điều này cho thấy các NHTM có quy mô lớn tiềm tàng rủi ro hệ thống lớn hơn do tính phức tạp và liên kết cao trong các hoạt động kinh doanh, cũng như khả năng chấp nhận hành vi rủi ro cao hơn theo lý thuyết “quá lớn để đổ vỡ”, tương tự với các phát hiện của Bostandzic and Weiss (2018) tại Mỹ và Buch et al. (2019) tại Châu Âu.

Thứ hai, tỷ lệ vốn có mối quan hệ cùng chiều với ΔCoVaR nhưng ngược chiều với SRISK và đều có ý nghĩa thống kê. Kết quả này có thể được lý giải do ΔCoVaR cho biết rủi ro đối với thị trường khi một NHTM rơi vào trạng thái rủi ro (bottom-up), trong khi SRISK cho biết NHTM sẽ bị thiếu vốn như thế nào nếu như thị trường rơi vào kịch bản rủi ro hệ thống (top-down). Do vậy, khi tỷ lệ vốn gia tăng, NHTM sẽ có khả năng ảnh hưởng lớn hơn thị trường. Ngược lại, tỷ lệ vốn gia tăng sẽ giúp NHTM chống đỡ rủi ro tốt nếu thị trường biến động. Kết quả này cũng tương tự đối với kết quả được tìm thấy ở nghiên cứu của Bostandzic and Weiss (2018) với ΔCoVaR và Le (2021) với SRISK.

Thứ ba, chất lượng và cấu trúc tài sản của NHTM có tác động đến rủi ro hệ thống. Mức độ rủi ro trong hoạt động tín dụng (LLP) đều khiến các NHTM có mức độ rủi ro hệ thống cao hơn, tuy chỉ có ý nghĩa thống kê đối với SRISK. Kết quả này cho thấy các NHTM sẽ bị thiếu vốn trầm trọng hơn trong kịch bản rủi ro hệ thống nếu như danh mục tín dụng của NHTM có chất lượng thấp. Allen et al. (2012) chỉ ra rằng, các NHTM có chất lượng tín

dụng thấp sẽ dễ bị ảnh hưởng hơn bởi tác động tràn từ rủi ro của các NHTM khác. Ngược lại, tỷ lệ tài sản thanh khoản (LIQ) cao giúp các NHTM giảm rủi ro hệ thống, nhưng chỉ có ý nghĩa thống kê với ΔCoVaR. Điều này cho thấy các NHTM có mức độ rủi ro thanh khoản cao sẽ ít lan truyền rủi ro tới thị trường hơn.

Thứ tư, khả năng sinh lời (ROA) giúp giảm thiểu chỉ số rủi ro hệ thống SRISK, cho thấy NHTM có khả năng sinh lời tốt sẽ có sức chống chịu tốt hơn từ sự kiện rủi ro hệ thống. Kết quả này tương tự như các nghiên cứu trước đây, cho thấy khả năng sinh lời giúp các NHTM giảm thiểu rủi ro trong hoạt động kinh doanh (Ariss, 2010; Schaeck et al., 2009). Cuối cùng, tỷ lệ thu nhập ngoài lãi gia tăng khiến các NHTM gặp rủi ro hệ thống lớn hơn, cả ở chỉ số ΔCoVaR và SRISK. Kết quả này là tương đồng với phát hiện của các nghiên cứu trước đây (Bostandzic & Weiss, 2018; Buch et al., 2019; De Jonghe et al., 2015; DeYoung & Torna, 2013; Le, 2021). Điều này cho thấy, các NHTM mở rộng các hoạt động phi tín dụng sẽ chịu rủi ro hệ thống lớn hơn cũng như có khả năng gây tác động tràn tới hoạt động khi gặp rủi ro.

Buch et al. (2019) chỉ ra rằng các nhân tố tác động đến rủi ro hệ thống có thể khác nhau với các NHTM có quy mô khác nhau. Điều này là do quy mô khác nhau có thể khiến các NHTM có mô hình kinh doanh, khả năng sinh lời và khả năng đa dạng hóa kinh doanh là không giống nhau. Để đánh giá các khả năng này đối với các NHTM Việt Nam, tác giả thực hiện các mô hình hồi quy mở rộng như sau:

$$RISK_{i,t} = \alpha_i + \gamma_t + \beta^{*i} Size_{i,t} \times X_{i,t-1} + \beta^i X_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \quad (13)$$

**Bảng 3:** Các nhân tố tác động tới rủi ro hệ thống của các NHTM Việt Nam

	Biến phụ thuộc:	
	$\Delta\text{CoVaR}$	SRISK
$SIZE_{t-1}$	0.002*** (0.001)	0.015*** (0.005)
$CAP_{t-1}$	0.031*** (0.010)	-0.364*** (0.072)
$LLP_{t-1}$	0.01 (0.038)	1.307*** (0.266)
$LIQ_{t-1}$	-0.003* (0.002)	-0.002 (0.012)
$ROA_{t-1}$	0.038 (0.073)	-0.893* (0.518)
$NII_{t-1}$	0.014*** (0.005)	0.060*** (0.016)
Bank-fixed	YES	YES
Time-fixed	YES	YES
Số quan sát	518	518
$R^2$	0.072	0.238
F-statistics	4.915***	19.770***

(Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả)

Trong đó,  $Size_{i,t} \times X_{i,t-1}$  là biến kết hợp (interaction variables) giữa biến quy mô (SIZE) và các biến giải thích thể hiện mô hình kinh doanh khác nhau, bao gồm tỷ lệ vốn (CAP), chất lượng tài sản (LLP), khả năng sinh lời (ROA) và đa dạng hóa thu nhập (NII).

Bảng 4 thể hiện kết quả hồi quy của mô hình mở rộng (13) với lần lượt giá trị  $\Delta\text{CoVaR}$ . Kết quả hồi quy cho thấy tác động của các biến đơn lẻ tương đồng với kết quả của mô hình cơ sở ở bảng 3. Tuy nhiên, bảng 4 cho thấy mặc dù khả năng sinh lời không có tác động có ý nghĩa thống kê tới  $\Delta\text{CoVaR}$ , nhưng hệ số của biến kết hợp  $SIZE \times ROA$  mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê. Điều này cho thấy việc gia tăng khả năng sinh lời có thể giúp các NHTM giảm được rủi ro hệ thống, đặc biệt là các NHTM có quy mô lớn. Ngược lại, ở mô hình (4) thì biến  $NII$  không còn ý nghĩa thống kê, trong khi biến kết hợp  $SIZE \times NII$  mang dấu dương và có ý nghĩa thống kê, cho thấy tác động cùng chiều của tỷ lệ thu nhập ngoài lãi tới rủi ro hệ thống chủ yếu ở xuất hiện ở các NHTM có quy mô gia tăng. Điều này cho thấy, khi các NHTM lớn ở Việt Nam mở rộng các hoạt động kinh doanh phi truyền thống sẽ khiến cho khả năng lan truyền rủi ro hệ thống của các NHTM tới hệ thống là cao hơn. Kết quả này là tương tự so với phát hiện của Buch et al. (2019).

Bảng 5 thể hiện kết quả hồi quy của mô hình mở rộng (13) với giá trị SRISK. Tương tự như với  $\text{CoVaR}$ , hệ số của biến kết hợp  $SIZE \times ROA$  cho thấy việc gia tăng khả năng sinh lời có thể giúp các NHTM quy mô lớn giảm được rủi ro hệ thống. Một điều thú vị là biến kết hợp  $SIZE \times LLP$  mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê, trong khi giá trị của biến đơn lẻ LLP gia tăng về giá trị tuyệt đối so với mô hình cơ sở. Điều này cho thấy chất lượng tài sản kém khiến giá trị SRISK gia tăng với mức thiếu hụt vốn lớn hơn khi thị trường rơi vào trạng thái rủi ro và tác động này là mạnh hơn ở các NHTM nhỏ. Trong khi đó, tác động của tỷ lệ vốn hay mức độ đa dạng hóa thu nhập không có sự khác biệt với các NHTM có quy mô khác nhau.

### 5. Hàm ý và khuyến nghị

Tác giả đánh giá các nhân tố nội tại tác động đến rủi ro hệ thống dựa trên hai chỉ số là  $\Delta\text{CoVaR}$ , cho biết mức độ sụt giảm của thị trường khi một NHTM bị rủi ro, và SRISK, cho biết mức độ thiếu hụt vốn của một NHTM khi thị trường xảy ra kịch bản rủi ro hệ thống với sự sụt giảm lớn trong khoảng thời gian dài.

Kết quả nghiên cứu thực hiện với 14 NHTM Việt Nam trong giai đoạn 2008-2022 cho thấy một số hàm ý như sau: Thứ nhất, các NHTM có quy mô lớn, chất lượng tài sản và tỷ lệ tài sản thanh khoản

**Bảng 4:** Các nhân tố tác động đến  $\Delta\text{CoVaR}$  với yếu tố quy mô

	Biến phụ thuộc: $\Delta\text{CoVaR}$			
	Biến kết hợp			
	CAP (1)	LLP (2)	ROA (3)	NII (4)
$SIZE_{t-1}$	0.002*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.001* (0.004)
$SIZE_{t-1} \times X_{t-1}$	-0.012 (0.009)	-0.014 (0.026)	-0.146* (0.076)	0.008* (0.004)
$CAP_{t-1}$	0.175* (0.102)	0.032*** (0.010)	0.033*** (0.010)	0.029*** (0.010)
$LLP_{t-1}$	0.009 (0.038)	0.169 (0.337)	0.011 (0.038)	0.007 (0.038)
$LIQ_{t-1}$	-0.003* (0.002)	-0.003* (0.002)	-0.003* (0.002)	-0.003* (0.002)
$ROA_{t-1}$	0.04 (0.073)	0.041 (0.073)	0.789 (0.912)	0.042 (0.073)
$NII_{t-1}$	0.015*** (0.005)	0.014*** (0.005)	0.015*** (0.005)	0.084 (0.053)
Bank-fixed	YES	YES	YES	YES
Time-fixed	YES	YES	YES	YES
Số quan sát	518	518	518	518
$R^2$	0.076	0.072	0.08	0.079
F-statistics	4.561***	4.321***	4.790***	4.750***

(Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả)

thấp và tỷ lệ thu nhập ngoài lãi cao có ảnh hưởng tới rủi ro hệ thống cao hơn. Bên cạnh đó, tỷ lệ vốn cao khiến các NHTM dễ gây tác động tràn tới các NHTM khác với chỉ số  $\Delta\text{CoVaR}$ , trong khi giúp các NHTM này giảm bớt được tác động của các kịch bản rủi ro đối với thị trường qua chỉ số SRISK. Thứ hai, khi thực hiện đánh giá tác động của các nhân tố tới rủi ro hệ thống với các NHTM có quy mô khác nhau, tác giả tìm thấy rằng khả năng sinh lời và tỷ lệ thu nhập từ các hoạt động truyền thống cao có thể giúp các NHTM lớn của Việt Nam giảm bớt rủi ro hệ thống. Ngoài ra, các NHTM nhỏ sẽ gặp rủi ro thiếu hụt vốn SRISK lớn hơn nếu chất lượng danh mục tín dụng thấp. Trên cơ sở các hàm ý kể trên, tác giả đề xuất một số khuyến nghị như sau:

Thứ nhất, đối với Ngân hàng nhà nước (NHNN). Kết quả cho thấy các NHTM có quy mô lớn tiềm tàng khả năng lan truyền rủi ro tới các NHTM khác cũng như chịu ảnh hưởng mạnh từ các kịch bản rủi ro hệ thống của thị trường. Do đó, NHNN cần tăng cường giám sát rủi ro hệ thống, đặc biệt là đối với các NHTM có quy mô lớn. Hiện tại, NHNN đã bắt đầu công bố nhóm các tổ chức tín dụng có tầm quan trọng hệ thống (D-SIBs) theo thông tư 08/2017/TT-NHNN từ tháng 3/2021 nhưng chưa có các biện

pháp kiểm soát gia tăng đối với các nhóm tổ chức này. Do đó, NHNN cần áp dụng các biện pháp kiểm soát phù hợp với các ngân hàng có tầm quan trọng hệ thống như thực hiện các quy định cao hơn về vốn và thanh khoản đối với các ngân hàng này nhằm mục tiêu giảm khả năng đổ vỡ của các ngân hàng này thông qua việc tăng khả năng hấp thụ đối với rủi ro và hạn chế thiếu hụt thanh khoản.

Bên cạnh đó, NHNN cần cân nhắc nâng cao các quy định về an toàn vốn tối thiểu cũng như khả năng thanh tra, giám sát rủi ro của các NHTM. Kết quả cho thấy chất lượng tài sản thấp, tỷ lệ vốn nhỏ, tỷ lệ tài sản thanh khoản thấp hay tỷ lệ các hoạt động phi truyền thống cao đều khiến các NHTM gặp rủi ro hệ thống lớn hơn. Do đó, NHNN cần tiếp tục hoàn thiện thể chế cho phát triển hệ thống ngân hàng, nâng cao năng lực thanh tra, giám sát ngân hàng của Cơ quan Thanh tra giám sát ngân hàng trên cơ sở rủi ro, đảm bảo các NHTM thực hiện đúng và đầy đủ các quy định về an toàn vốn, các tỷ lệ đảm bảo an toàn và tỷ lệ thanh khoản theo chuẩn mực Basel II cũng như giám sát các hoạt động kinh doanh phi truyền thống của các NHTM, đặc biệt là các hoạt động đầu tư.

**Bảng 5:** Các nhân tố tác động đến SRISK với yếu tố quy mô

	Biến phụ thuộc: SRISK			
	Biến kết hợp			
	CAP (1)	LLP (2)	ROA (3)	NII (4)
$SIZE_{t-1}$	0.023*** (0.005)	0.023*** (0.005)	0.013** (0.006)	0.019*** (0.005)
$SIZE_{t-1} \times X_{t-1}$	-0.086 (0.061)	-0.425** (0.186)	-1.604*** (0.535)	-0.015 (0.029)
$CAP_{t-1}$	-1.438** (0.727)	-0.406*** (0.072)	-0.398*** (0.072)	-0.411*** (0.073)
$LLP_{t-1}$	1.313*** (0.268)	3.720*** (2.386)	1.315*** (0.265)	1.310*** (0.268)
$LIQ_{t-1}$	0.003 (0.012)	0.0001 (0.012)	-0.006 (0.012)	0.0004 (0.012)
$ROA_{t-1}$	-1.021* (0.520)	-0.922* (0.519)	1.278*** (6.451)	-1.019* (0.521)
$NII_{t-1}$	0.102*** (0.036)	0.109*** (0.036)	0.119*** (0.036)	0.304* (0.080)
Bank-fixed	YES	YES	YES	YES
Time-fixed	YES	YES	YES	YES
Số quan sát	518	518	518	518
$R^2$	0.2328	0.2383	0.2447	0.2298
F-statistics	16.806***	17.328***	17.491***	16.526***

(Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả)

Thứ hai, đối với các NHTM, việc gia tăng khả năng sinh lời và tỷ lệ vốn giúp các NHTM giảm thiểu rủi ro hệ thống cũng như tác động tiêu cực của thị trường trong giai đoạn suy giảm. Điều này đặc biệt quan trọng đối với các NHTM có quy mô lớn bởi mô hình kinh doanh phức tạp và tính liên kết cao khiến rủi ro có thể dễ dàng lan truyền tới các NHTM khác trong hệ thống. Ngoài ra, các NHTM cần chú trọng tới khả năng quản trị tài sản, đặc biệt là rủi ro trong hoạt động tín dụng cũng như đảm bảo tỷ lệ tài sản thanh khoản cao ở mức phù hợp. Điều này sẽ giúp các NHTM giảm bớt sự nhạy cảm đối với các biến động hệ thống cũng như tránh rủi ro thanh khoản, vốn thường trở nên trầm trọng hơn trong giai đoạn sụt giảm của các kịch bản rủi ro hệ thống. ♦

**Tài liệu tham khảo:**

1. Adrian, T., & Brunnermeier, M. K. (2011). *CoVaR*.  
 2. Adrian, T., & Brunnermeier, M. K. (2016). *CoVaR*. *The American Economic Review*, 106(7), 1705.

3. Allen, F., Babus, A., & Carletti, E. (2012). Asset commonality, debt maturity and systemic risk. *Journal of Financial Economics*, 104(3), 519-534.  
 4. Ariss, R. T. (2010). On the implications of market power in banking: Evidence from developing countries. *Journal of banking & Finance*, 34(4), 765-775.  
 5. BCBS. (2013). Global systemically important banks: updated assessment methodology and the higher loss absorbency requirement. *July 2013*. Available online at.  
 6. Benoit, S., Colliard, J.-E., Hurlin, C., & Pérignon, C. (2017). Where the risks lie: A survey on systemic risk. *Review of Finance*, 21(1), 109-152.  
 7. Bostandzic, D., & Weiss, G. N. (2018). Why do some banks contribute more to global systemic risk? *Journal of Financial Intermediation*, 35, 17-40.  
 8. Brownlees, C., & Engle, R. F. (2017). SRISK: A conditional capital shortfall measure of systemic risk. *The Review of Financial Studies*, 30(1), 48-79.  
 9. Brunnermeier, M. K., & Pedersen, L. H. (2009). Market liquidity and funding liquidity. *The Review of Financial Studies*, 22(6), 2201-2238.



10. Buch, C. M., Krause, T., & Tonzer, L. (2019). Drivers of systemic risk: Do national and European perspectives differ? *Journal of International Money and Finance*, 91, 160-176.
11. Dao, H. T. T., & Bảo, C. H. Q. (2020). Rủi ro hệ thống của các ngân hàng thương mại Việt Nam-Phương pháp CCA. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 30(11), 05-30.
12. De Jonghe, O. (2010). Back to the basics in banking? A micro-analysis of banking system stability. *Journal of Financial Intermediation*, 19(3), 387-417.
13. De Jonghe, O., Diepstraten, M., & Schepens, G. (2015). Banks' size, scope and systemic risk: What role for conflicts of interest? *Journal of banking & Finance*, 61, S3-S13.
14. DeYoung, R., & Torna, G. (2013). Nontraditional banking activities and bank failures during the financial crisis. *Journal of Financial Intermediation*, 22(3), 397-421.
15. Engle, R. (2002). Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3), 339-350.
16. Engle, R. (2018). Systemic risk 10 years later. *Annual Review of Financial Economics*, 10, 125-152.
17. Engle, R. F., & Ruan, T. (2019). Measuring the probability of a financial crisis. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 116(37), 18341-18346.
18. Gandhi, P., & Lustig, H. (2015). Size anomalies in US bank stock returns. *The Journal of Finance*, 70(2), 733-768.
19. Glosten, L. R., Jagannathan, R., & Runkle, D. E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The journal of finance*, 48(5), 1779-1801.
20. Gouriéroux, C., Héam, J. C., & Monfort, A. (2012). Bilateral exposures and systemic solvency risk. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 45(4), 1273-1309.
21. Hằng, Đ. T. (2022). Tác động của chính sách an toàn vốn đến rủi ro hệ thống tại các ngân hàng thương mại Việt Nam. *Tạp chí Khoa học thương mại*, 158, 15-32.
22. Hương, T. T. X., Linh, N. T. T., & Hoài, N. T. T. (2022). Tác động của lãi suất và tỷ giá hối đoái đến rủi ro hệ thống của các tổ chức tài chính tại Việt Nam. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 32(8), 05-23.
23. Jorion, P., & Zhang, G. (2007). Good and bad credit contagion: Evidence from credit default swaps. *Journal of Financial Economics*, 84(3), 860-883.
24. Kaufman, G. G., & Scott, K. E. (2003). What is systemic risk, and do bank regulators retard or contribute to it? *The independent review*, 7(3), 371-391.
25. Laeven, L., Ratnovski, L., & Tong, H. (2016). Bank size, capital, and systemic risk: Some international evidence. *Journal of banking & Finance*, 69, S25-S34.
26. Le, T. H. (2021). Systemic risk in ASEAN-6: a new empirical investigation. *International Journal of Emerging Markets*, 17(8), 2052-2083.
27. Schaeck, K., Cihak, M., & Wolfe, S. (2009). Are competitive banking systems more stable? *Journal of Money, Credit and banking*, 41(4), 711-734.
28. Silva-Buston, C. (2019). Systemic risk and competition revisited. *Journal of banking & Finance*, 101, 188-205.
29. Trung, L. H., Hằng, Đ. T., & Huyền, T. T. (2022). Đo lường rủi ro hệ thống của các Ngân hàng Thương mại Việt Nam: Cách tiếp cận mới từ chỉ số COVAR và SRISK. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*.

### Summary

This paper explores the determinants of systemic risks in Vietnamese commercial banks. In particular, we investigate the systemic risks of 14 Vietnamese commercial banks over the period from 2008Q1 to 2022Q4 using two comprehensive measures, namely the CoVaR and SRISK. Our results show that banks of larger size, lower quality in the loans to customer, less liquid assets and more reliance on the non-interest income have higher systemic risks. Moreover, banks with higher level of bank capital results to higher possibilities of risks spillover to others, whereas the low leverage helps to shield the banks against adverse impacts of the systemic event. We also find that improved profitability and lowering non-traditional activities could help large banks reduce their systemic risk exposure, while small banks with lower credit quality are more exposed to the systemic risks.