

MỤC LỤC

KINH TẾ VÀ QUẢN LÝ

- 1. Phùng Thế Đông và Trần Thị Trúc** - Đánh giá mức độ độc lập của ngân hàng Trung ương Việt Nam. *Mã số: 158. 1FiBa. 11* 3
Assessing Central Bank Independence of Vietnam
- 2. Đỗ Thu Hằng** - Tác động của chính sách an toàn vốn đến rủi ro hệ thống tại các ngân hàng thương mại Việt Nam. *Mã số: 158. 1FiBa. 11* 15
The effect of Bank capital adequacy policies on Systemic risk in Vietnam commercial banks
- 3. Phan Tấn Lực** - Tác động của sự lo lắng, sự lan truyền xã hội đến hành vi mua hàng hoảng loạn và sự sẵn lòng chi trả nhiều hơn cho thực phẩm trong đại dịch Covid-19. *Mã số: 158. 1BMkt.11* 32
The impact of consumer anxiety and social contagion on willingness to pay more for food during the covid-19 pandemic: the mediation effect of panic buying
- 4. Lê Thị Minh Hằng và Lê Việt Tuấn** - Ý định mua thực phẩm trực tuyến sau giai đoạn giãn cách xã hội do Covid - Nghiên cứu tại Thành phố Đà Nẵng. *Mã số: 158. 1BMkt. 11* 42
Behavioral Intention Towards Online Food Purchasing After The Social Distancing Period of Covid-19 in Danang City, Vietnam

QUẢN TRỊ KINH DOANH

- 5. Đặng Thị Thu Trang và Phan Như Hiền** - Ảnh hưởng của trải nghiệm khách hàng đến lòng trung thành trong xu hướng bán lẻ đa kênh tích hợp tại Thành phố Đà Nẵng, Việt Nam. *Mã số: 158. 2BMkt.21* 51
The Impact of Customer Experience on Customer Loyalty In The Context of Omni-Channel Retailing in Danang, Vietnam

- 6. Nguyễn Văn Nền, Nguyễn Thị Ngọc Linh, Lê Phạm Minh Thùy, Vũ Thị Thùy Linh, Hồ Thị Thảo Uyên, Phạm Ngọc Đạt** - Đánh giá tác động của quảng cáo cá nhân hóa đến ý định mua sắm của giới trẻ trên địa bàn Thành phố Hồ Chí Minh. *Mã số: 158. 2BMkt.21* 63
The Influence of Personalized Advertising on The Young Consumers Purchase Intention in Ho Chi Minh City
- 7. Nguyễn Quỳnh Trang** - Kế toán quản trị chi phí theo vòng đời sản phẩm: nghiên cứu tại các doanh nghiệp sản xuất cơ khí Việt Nam. *Mã số: 158. 2BAcc.21* 76
The Use of Life - Cycle Costing Management: A Survey in Vietnamese Mechanical Manufacturing Enterprises
- 8. Nguyễn Hữu Cường và Phan Việt Văn** - Công bố thông tin về báo cáo bộ phận trong báo cáo tài chính cuối niên độ của công ty niêm yết trên sở giao dịch chứng khoán Hà Nội và các nhân tố ảnh hưởng. *Mã số: 158. FiBa. 21* 86
Segment Reporting Disclosure in Annual Financial Statements of Firms Listed on Hanoi Stock Exchange and Influencing Factors
- 9. Nguyễn Thị Hải Hạnh, Trần Anh Ngọc và Lê Anh Dũng** - Tác động của ảnh hưởng ngang hàng đến sự trì hoãn trong học tập của sinh viên. *Mã số: 158. 3OMIs.31* 98
The effect of peer influence on students' academic procrastination
- 10. Đoàn Văn Anh** - Hoàn thiện kế toán thuế tài sản của Việt Nam theo hướng hội nhập với khuôn mẫu quốc tế. *Mã số: 158. 3BAcc.32* 109
Completing Vietnam's Property Tax Accounting Towards Integration of International patterns

TÁC ĐỘNG CỦA CHÍNH SÁCH AN TOÀN VỐN ĐẾN RỦI RO HỆ THỐNG TẠI CÁC NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI VIỆT NAM

Đỗ Thu Hằng

Học viện Ngân hàng

Email: hangdo@hvn.edu.vn

Ngày nhận: 02/08/2021

Ngày nhận lại: 13/09/2021

Ngày duyệt đăng: 17/09/2021

Bài viết nghiên cứu hiệu lực của các chính sách an toàn vốn trong việc giảm thiểu rủi ro hệ thống tại các ngân hàng thương mại Việt Nam trong giai đoạn tháng 06 năm 2009 đến 2019. Trong bài viết, dựa trên dữ liệu thứ cấp về vĩ mô và báo cáo tài chính của các NHTM niêm yết trên thị trường chứng khoán, tác giả sử dụng phương pháp SRISK để đo lường rủi ro hệ thống, đồng thời dựa trên phương pháp hồi quy bảng không cân bằng để đánh giá tác động của các công cụ an toàn vốn. Kết quả nghiên cứu cho thấy, khi sử dụng các công cụ an toàn vốn riêng lẻ có thể không phát huy được hiệu lực nhưng khi kích hoạt đồng thời thì các công cụ này đã có tác động giảm thiểu rủi ro hệ thống tại các ngân hàng. Từ đó, tác giả đưa ra một số khuyến nghị nhằm tăng cường hiệu lực của các công cụ vĩ mô này.

Từ khóa: Công cụ an toàn vốn, chính sách an toàn vĩ mô, rủi ro hệ thống.

JEL Classifications: C23, G21, G28

1. Giới thiệu

Cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu 2007 - 2008 và những vụ việc như Lehman Brothers đã chứng minh rằng sự thất bại của một tổ chức tài chính (TCTC) có thể khiến toàn bộ hệ thống trở nên không ổn định và việc giữ cho các TCTC riêng lẻ hoạt động tốt không phải là điều kiện đủ để đảm bảo sự ổn định tài chính (Meuleman & Vander Vennet, 2020). Trong bối cảnh đó, các cơ quan giám sát tại các quốc gia chuyển hướng sang các công cụ chính sách nhằm phòng ngừa và hạn chế rủi ro hệ thống của khu vực ngân hàng hướng tới ổn định hệ thống (Caruana, 2010). Các công cụ này là các công cụ an toàn vĩ mô (ATVM), trong đó nhóm công cụ an toàn vốn được thiết kế nhằm tăng cường nguồn vốn ổn định và từ đó tăng khả năng phục hồi của các TCTC đối với các cú sốc tổng hợp (IMF, 2013).

Tại Việt Nam trong 20 năm qua, hệ thống ngân hàng thương mại (NHTM) nói chung có sự phát triển nhanh chóng cả về quy mô và cấu trúc, bên cạnh đó cũng tiềm ẩn nhiều vấn đề như năng lực tài

chính, quản trị còn yếu dẫn đến dễ bị tổn thương. Chính vì thế, Ngân hàng Nhà nước (NHNN) Việt Nam đã rất chú trọng trong việc ban hành các công cụ về vốn nhằm nâng cao năng lực chống đỡ rủi ro. Tuy nhiên, cũng có nhiều nghiên cứu chỉ ra, hiệu lực đơn lẻ của các công cụ này còn chưa cao. Vì thế, việc đánh giá hiệu lực của các công cụ an toàn vốn đã triển khai là một việc làm rất cần thiết, làm cơ sở cho việc xây dựng một chính sách an toàn vốn có hiệu lực mạnh hơn.

Với mục tiêu như vậy, bài viết được chia thành 5 phần. Ngoài phần 1 giới thiệu, trong phần 2, tác giả sẽ khái quát cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu về tác động của các công cụ an toàn vốn đến rủi ro hệ thống. Trong phần 3 tác giả sẽ giới thiệu mô hình SRISK để đo lường rủi ro hệ thống và mô hình hồi quy dữ liệu bảng không cân bằng để đánh giá tác động của các công cụ này. Trên cơ sở đó, phần 4 sẽ thảo luận kết quả của mô hình và phần 5 sẽ trình bày các khuyến nghị chính sách và kết luận.

2. Tổng quan nghiên cứu và cơ sở lý thuyết**2.1. Tổng quan nghiên cứu****2.1.1. Tác động của chính sách an toàn vốn đến rủi ro hệ thống**

Hiện nay, có một số nghiên cứu nổi bật về công cụ ATVM nói chung và công cụ an toàn vốn như Kraft và Galac (2011), Bluhm và Krahnert (2014), Andries & cộng sự (2017) và Meuleman & Vander Venet (2020).

Khi nghiên cứu tác động chính sách an toàn vốn đến giảm thiểu rủi ro hệ thống, Engler và các cộng sự (2007) đã chỉ ra mối liên hệ giữa quy định về an toàn vốn, hoạt động cho vay của NHTM và hiệu lực của CSTT. Theo đó, khi quy định an toàn vốn thay đổi sẽ dẫn đến việc NHTM phải rà soát, xây dựng kế hoạch về vốn và/hoặc điều chỉnh chiến lược kinh doanh nhằm đảm bảo tuân thủ quy định về tỷ lệ CAR; từ đó tác động tới hoạt động cấp tín dụng và việc thực thi CSTT của cơ quan quản lý. Những kết quả này phù hợp với kết quả của Bluhm và Krahnert (2014), cho rằng việc tăng tỷ lệ yêu cầu về vốn làm giảm sự đóng góp của NHTM đối với rủi ro hệ thống. Dagher và các cộng sự (2016) chỉ ra rằng khi mức vốn tối ưu của NHTM bằng khoảng 15 - 23% tài sản có rủi ro thì có thể ngăn chặn phần lớn các cuộc khủng hoảng trong quá khứ, vì các NHTM có vốn tốt hơn có thể tiếp tục cho vay dễ dàng hơn trong thời kỳ suy thoái. Tương tự, Kraft và Galac (2011) chỉ ra các yêu cầu về vốn và dự trữ chặt chẽ ở Croatia được coi là có hiệu quả trong việc tăng thanh khoản và bộ đệm vốn của NHTM, giúp các NHTM Croatia vượt qua khủng hoảng tài chính toàn cầu.

Andries & cộng sự (2017) đã nghiên cứu về tác động của chính sách an toàn vốn đến rủi ro hệ thống tại 95 NHTM Châu Âu và Bắc Mỹ trong giai đoạn 2008 đến 2014. Kết quả thực nghiệm chỉ ra rằng việc thắt chặt các yêu cầu về vốn, tín dụng hay thanh khoản có thể làm giảm đáng kể mức độ rủi ro hệ thống của các NHTM này. Tương tự, Meuleman & Vander Venet (2020) đã nghiên cứu tác động của chính sách ATVM bao gồm cả các công cụ về vốn đến rủi ro hệ thống tại 28 quốc gia thành viên Châu Âu từ năm 1995 đến 2017. Nghiên cứu đã cho thấy các chính sách an toàn vốn đã làm giảm rủi ro hệ thống tại các NHTM.

Có thể thấy rằng, các nghiên cứu trước đây chủ yếu tập trung đánh giá tác động của chính sách vốn

đến mục tiêu trung gian (tăng trưởng tín dụng, thanh khoản...) chứ rất ít nghiên cứu đánh giá đến rủi ro hệ thống. Tại Việt Nam thì chưa có nghiên cứu nào đo lường rủi ro hệ thống bằng phương pháp SRISK cũng như đánh giá tác động của công cụ an toàn vốn đến rủi ro hệ thống và tăng cường ổn định hệ thống. Đây chính là khoảng trống nghiên cứu mà tác giả hướng đến.

2.1.2. Tác động của các nhân tố vĩ mô đến rủi ro hệ thống

- Tỷ lệ lạm phát - CPI: phản ánh tình trạng kinh tế vĩ mô. Về mặt lý thuyết, lạm phát có tác động ngược chiều với tăng trưởng tín dụng vì lạm phát cao hơn sẽ làm lãi suất cho vay đắt hơn, đồng thời làm giảm thu nhập thực tế của việc cho vay từ đó làm giảm hoạt động cho vay của ngân hàng (hiệu ứng phân bổ tín dụng) (Kraft và Galac, 2011). Tuy nhiên, cũng có nghiên cứu cho rằng khi lạm phát tăng lên sẽ làm giảm khả năng trả nợ của khách hàng, làm tăng rủi ro của ngân hàng (Gao và các cộng sự, 2020). Vì thế, chiều hướng tác động của lạm phát đến rủi ro hệ thống phụ thuộc vào tác động làm giảm tăng trưởng tín dụng hay tác động làm tăng rủi ro mạnh hơn, trong điều kiện các yếu tố khác không đổi.

- Tốc độ tăng trưởng kinh tế - GDP. Về mặt lý thuyết, GDP có tác động cùng chiều với tăng trưởng tín dụng. Thêm vào đó, khi nền kinh tế tăng trưởng sẽ khuyến khích hành vi thuận chu kỳ về tín dụng và đòn bẩy giữa các NHTM, từ đó gia tăng khả năng tích tụ rủi ro hệ thống của các NHTM (Andries & cộng sự 2017, Gao và các cộng sự, 2020).

- Mức độ biến động trên thị trường chứng khoán thể hiện thông qua độ lệch chuẩn của chỉ số cổ phiếu. Trong nghiên cứu của mình Gao và các cộng sự (2020) chỉ ra mức độ biến động chỉ số chứng khoán có tác động thuận chiều đến rủi ro hệ thống, nghĩa là VOL càng lớn, mức độ rủi ro càng lớn và ngược lại.

2.1.3. Tác động của các nhân tố đặc trưng ngân hàng đến rủi ro hệ thống

- Đòn bẩy tài chính là hệ số thể hiện cơ cấu nguồn vốn của ngân hàng. Sự tác động của đòn bẩy tài chính đối với rủi ro hệ thống được đưa ra trong nhiều nghiên cứu như Adrian và Shin (2010) và Danielsson và các cộng sự (2012) hay Vallascas và Keasey (2012). Các nghiên cứu này đều đồng ý rằng gia tăng đòn bẩy tài chính sẽ làm giảm khả năng hấp

thụ rủi ro và khả năng phục hồi của ngân hàng trong điều kiện rủi ro hệ thống từ đó khiến rủi ro hệ thống của NHTM gia tăng.

- Khả năng sinh lời của NHTM. Nhiều nghiên cứu đã chỉ ra mối liên hệ giữa lợi nhuận ngân hàng và rủi ro hệ thống. Trong nghiên cứu của Matutes và Vives (2000) và Smith và các cộng sự (2003), các tác giả đã chỉ ra các ngân hàng có lợi nhuận cao sẽ giúp giảm rủi ro hệ thống vì những ngân hàng này có nguồn tăng đệm vốn bền vững giúp ngân hàng chống chịu lại những cú sốc thanh khoản hoặc những cú sốc vĩ mô.

với nền kinh tế (FSB, 2009).

Theo đó, các công cụ này có hai cơ chế tác động giảm thiểu rủi ro hệ thống. Thứ nhất, khi các công cụ vốn bị thắt chặt (tức là bộ đệm vốn tăng lên), để đáp ứng yêu cầu vốn cao hơn, các NHTM có thể tăng vốn chủ sở hữu và/hoặc giảm nợ nếu không thể thu hút vốn từ chủ sở hữu. Vốn chủ sở hữu có thể tăng lên bằng cách định giá lại danh mục cho vay, giảm cổ tức và tiền thưởng, hoặc bằng cách tăng vốn chủ sở hữu mới. Mức vốn cao hơn trực tiếp làm tăng khả năng hấp thụ tổn thất của các NHTM, thúc đẩy khả năng phục hồi. Bên cạnh đó, việc thắt chặt công

Bảng 1: Tổng hợp kết quả nghiên cứu tác động chính sách an toàn vốn và nhân tố đến rủi ro hệ thống tại NHTM

STT	Nhân tố	Dấu kỳ vọng	Nghiên cứu trước đây
1	Chính sách an toàn vốn	-	Kraft và Galac (2011), Bluhm và Krahen (2014), Andries & cộng sự (2017) và Meuleman & Vander Vennet (2020)
2	Lạm phát	-/+	Kraft và Galac (2011), Gao và các cộng sự (2020)
3	GDP	+	Andries & cộng sự (2017) , Gao và các cộng sự (2020)
4	Biến động thị trường chứng khoán	+	Gao và các cộng sự (2020)
5	Khả năng sinh lời	-	Matutes và Vives (2000), Smith và các cộng sự (2003)
6	Đòn bẩy tài chính	+	Adrian và Shin (2010), Danielsson và các cộng sự (2012), Vallascas và Keasey (2012)

Nguồn: Tổng hợp của tác giả

2.2. Cơ sở lý thuyết về tác động của chính sách an toàn vốn đến rủi ro hệ thống

Các công cụ an toàn vốn đòi hỏi các NHTM phải nắm giữ vốn chất lượng cao, có khả năng hấp thụ tổn thất trước các rủi ro khác nhau (ESRB, 2013). Các công cụ này được coi là một phần của nhóm chính sách ATVM, bao gồm những công cụ thận trọng hướng hạn chế các rủi ro đối với tổng thể hệ thống tài chính nhằm giảm thiểu khả năng đổ vỡ của hệ thống tài chính và các hậu quả nghiêm trọng đối

cụ vốn cũng có tác động gián tiếp đến rủi ro hệ thống thông qua chu kỳ tín dụng. Sự gia tăng chênh lệch cho vay có thể ảnh hưởng tiêu cực đến nhu cầu tín dụng vì các khoản vay trở nên đắt hơn, trong khi nguồn cung tín dụng có thể giảm nếu các NHTM chọn giảm tài sản. Cơ chế tác động của các công cụ vốn đến rủi ro hệ thống được mô tả trong hình 1.

2.2.1. Tỷ lệ an toàn vốn tối thiểu

Tỷ lệ an toàn vốn CAR là một trong những công cụ vốn được sử dụng rộng rãi và sớm nhất. Tỷ lệ này

đo lường độ an toàn vốn của TCTC, khả năng hấp thụ với các loại rủi ro. Tỷ lệ này được đảm bảo sẽ tạo ra tấm đệm chống lại các cú sốc về tài chính, tự bảo vệ tổ chức và người gửi tiền. Bên cạnh đó, khi tăng tỷ lệ CAR cũng khiến giảm nguy cơ rủi ro hệ thống thông qua thắt chặt chu kỳ tín dụng vì làm gia tăng chi phí tín dụng hoặc giảm cung tín dụng.

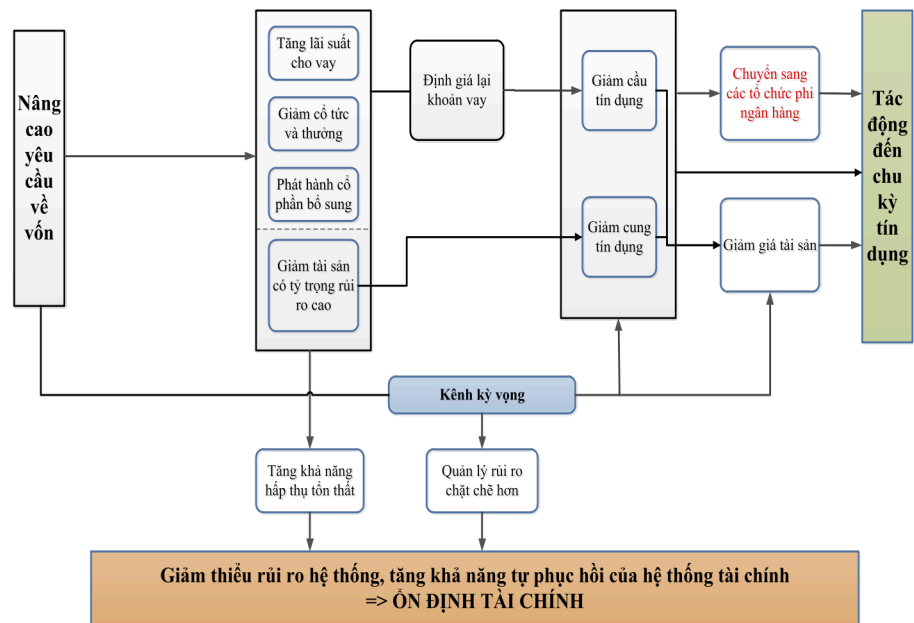
2.2.2. Các bộ đệm vốn

a. Bộ đệm vốn phân chu kỳ (Counter cyclical buffer - CCB)

Bộ đệm vốn phân chu kỳ là một phần bổ sung vốn cho bộ đệm vốn. Phần bổ sung vốn có thể được tăng hoặc giảm theo cách phân chu kỳ tùy theo sự thay đổi của rủi ro hệ thống theo thời gian, đặc biệt là do chu kỳ tín dụng. Mục đích của CCB là bảo vệ hệ thống ngân hàng trước những tổn thất có thể xảy ra khi tăng trưởng tín dụng quá mức đi kèm với sự gia tăng rủi ro trên toàn hệ thống. Công cụ này có ảnh hưởng trực tiếp đến khả năng phục hồi: bộ đệm vốn sẽ được xây dựng trong các giai đoạn mà rủi ro trên toàn hệ thống tăng lên và có thể được sử dụng khi những rủi ro đó giảm xuống. Bên cạnh đó, CCB còn góp phần làm giảm khối lượng tín dụng thông qua giảm nguồn cung tín dụng hoặc tăng chi phí tín dụng do đó giúp tránh được sự tích tụ của rủi ro trên toàn hệ thống.

b. Bộ đệm vốn theo ngành

Công cụ này nên được sử dụng khi các cơ quan giám sát cho rằng rủi ro hệ thống được tích tụ trong một lĩnh vực hoặc loại tài sản cụ thể. Bộ đệm vốn theo ngành có thể được áp dụng bằng cách (a) mở rộng các yêu cầu về vốn vi mô liên quan đến một lĩnh vực hoặc loại tài sản cụ thể theo hệ số nhân hoặc (b) áp dụng một khoản vốn bổ sung vốn lên tài



Nguồn: Chính sửa từ CGFS (2012)

Hình 1: Tác động của việc thắt chặt các công cụ an toàn vốn đến rủi ro hệ thống

sản có rủi ro đối với một lĩnh vực hoặc loại hình cho vay cụ thể. Cũng có thể thiết lập trọng số rủi ro tăng dần theo dư nợ. Cơ chế truyền dẫn của công cụ này tương tự như của CCB, với hai điểm khác biệt. Thứ nhất, gia tăng yêu cầu vốn đối với khu vực cụ thể làm thay đổi giá cả tương đối của khoản vay, do đó làm giảm cho vay (tăng trưởng) đối với khu vực đó do chi phí vốn vay cận biên tương đối cho lĩnh vực này sẽ có xu hướng tăng lên. Thứ hai, các NHTM thường giảm dư nợ cho vay hơn là tăng vốn nếu một lĩnh vực được coi là đặc biệt rủi ro.

c. Bộ đệm vốn đối với các tổ chức tài chính có tầm quan trọng hệ thống (Systemically important financial institutions - SIFIs)

Mục tiêu của công cụ này là để nâng cao khả năng hấp thụ các khoản lỗ của SIFIs. Điều này làm giảm cả xác suất của các sự kiện căng thẳng và tác động tiềm tàng của chúng. Vùng đệm vốn có thể được áp dụng cho các NHTM quan trọng về hệ thống, nhưng có thể được mở rộng cho các tổ chức quan trọng về hệ thống khác. Bên cạnh việc gia tăng khả năng hấp thụ rủi ro, bộ đệm vốn còn có tác dụng hạn chế các động lực sai lệch và rủi ro đạo đức. Bộ đệm vốn này có thể điều chỉnh các khoản trợ cấp tài trợ tiềm năng cho SIFIs bắt nguồn từ sự đảm bảo

ngầm của chính phủ. Như vậy, một sân chơi bình đẳng cho các NHTM quy mô vừa và nhỏ được duy trì và các SIFIs được trang bị tốt hơn để chống lại các cú sốc.

3. Mô hình nghiên cứu

3.1. Mô hình đo lường rủi ro hệ thống

Trong bài viết này, tác giả sử dụng mô hình SRISK - được xây dựng bởi Brownlees & Engle (2012) để đo lường rủi ro hệ thống. Mô hình này đo lường rủi ro hệ thống theo phương pháp “top-down”, nghĩa là sẽ lượng hóa mức độ tổn thất của TCTC khi thị trường gặp phải cú sốc. Theo đó, SRISK được định nghĩa là sự thiếu hụt vốn dự kiến của một TCTC trong điều kiện thị trường sụt giảm trong thời gian dài. So với một mô hình phổ biến khác để đo lường rủi ro hệ thống là mô hình giá trị rủi ro có điều kiện - *CoVaR* (conditional Value at Risk) xây dựng bởi Adrian & Brunnermeier (2008), SRISK có một số ưu điểm. Thứ nhất, *CoVaR* chỉ tính mức rủi ro hệ thống cho từng TCTC, đặt trong giả định các TCTC khác không gặp rủi ro. Điều này là không phù hợp với định nghĩa rủi ro hệ thống. Trong khi đó, SRISK tính toán được mức độ rủi ro của các TCTC khác nhau dựa trên dữ liệu thị trường. Thứ hai, giá trị *CoVaR* không được dùng để tính toán cho cả hệ thống tài chính, còn giá trị SRISK có thể được cộng tổng và đo lường tổn thất cả thị trường. Thêm vào đó, có thể dựa trên giá trị SRISK để xếp hạng mức độ rủi ro hệ thống của các TCTD trên thị trường, từ đó có thể đưa ra cảnh báo sớm về rủi ro hệ thống đối với các tổ chức có giá trị SRISK cao.

Trong mô hình, biến sử dụng để đo lường sự khó khăn của một TCTC là sự thiếu hụt vốn của nó - Capital shortfall CS_{it} , là nguồn vốn mà tổ chức cần nắm giữ theo yêu cầu của cơ quan giám sát trừ đi vốn chủ sở hữu. Công thức để xác định mức độ thiếu hụt vốn của NHTM i vào ngày t như sau:

$$CS_{it} = kA_{it} - W_{it} = k(D_{it} + W_{it}) - W_{it}$$

$$CS_{it} = kD_{it} - (1 - k)W_{it} \quad (1)$$

Trong đó:

W_{it} là giá trị thị trường của vốn chủ sở hữu,

D_{it} là giá trị sổ sách của nợ,

A_{it} là giá trị của tài sản (bằng $D_{it} + W_{it}$)

k là tỷ lệ vốn theo yêu cầu của cơ quan giám sát.

Lượng vốn theo yêu cầu sẽ được tính bằng lượng tài sản mà NHTM có nhân với tỷ lệ an toàn vốn tức là $-kA_{it}$. Trong nghiên cứu này, tỷ lệ k được xác định bằng 8%.

Từ công thức (1) cho thấy một NHTM i sẽ được coi là thiếu vốn tại thời điểm t nếu lượng vốn của họ - W_{it} nhỏ hơn mức vốn theo yêu cầu - kA_{it} , tức là $CS_{it} > 0$. Ngược lại, khi mức thiếu vốn CS_{it} là âm (< 0), tức là NHTM có thặng dư vốn. SRISK là giá trị kỳ vọng của CS_{it} trong điều kiện $\{R_{mt+1:t+h} < C\}$ được biểu diễn:

$$SRISK_{it} = Et(CS_{it+h} | R_{mt+1:t+h} < C);$$

$$= kEt(D_{it+h} | R_{mt+1:t+h} < C) - (1 - k)Et(W_{it+h} | R_{mt+1:t+h} < C) \quad (2)$$

Trong đó:

$R_{mt+1:t+h}$: là mức biến động chỉ số cổ phiếu thị trường từ $(t + 1)$ đến $(t + h)$

C : là mức suy giảm trên thị trường chứng khoán (TTCK) trong khoảng thời gian h và có thể gây ra khó khăn cho thị trường và các TCTC. Theo Acharya & cộng sự (2017), sự kiện hệ thống được định nghĩa là sự suy giảm thị trường dưới ngưỡng C trong một khoảng thời gian $h - \{R_{mt+1:t+h} < C\}$. Trong nghiên cứu này, khoảng thời gian h là sáu tháng và ngưỡng C đến - 40%. Đây là ngưỡng suy giảm trên TTCK trong cuộc khủng hoảng tài chính 2007 - 2008 và được các nhà nghiên cứu sử dụng để làm ngưỡng cho các sự kiện hệ thống (Acharya & cộng sự, 2017, Brownlees & Engle, 2012).

Khi tính toán giá trị kỳ vọng này, giả định rằng trong trường hợp sự kiện hệ thống các khoản nợ không thể được thương lượng lại và giữ nguyên giá trị ban đầu, nghĩa là: $Et(D_{it+h} | R_{mt+1:t+h} < C) = D_{it}$. Từ đó phương trình (2) được viết lại như sau:

$$SRISK_{it} = kD_{it} - (1 - k)W_{it}(1 - LRMES_{it});$$

$$= W_{it}[kLVG_{it} + (1 - k)LRMES_{it} - 1]; \quad (3)$$

Trong đó:

LVG_{it} là tỷ lệ đòn bẩy được tính $= (D_{it} + W_{it}) / W_{it}$

$LRMES_{it}$ là thiếu hụt vốn biên dài hạn (Long Run Marginal Expected Shortfall) của tổ chức i tại thời điểm t . Đây được hiểu là mức độ biến động nhiều chu kỳ kỳ vọng của vốn chủ sở hữu của TCTC trong điều kiện sự kiện hệ thống xảy ra. $LRMES$ được tính theo công thức:

$$LRMES_{it} = - Et(R_{it+1:t+h} | R_{mt+1:t+h} < C)$$

$$= - Et\left(\frac{W_{t+1} - W_{t+h}}{W_{t+1}} | R_{mt+1:t+h} < C\right); \quad (4)$$

Dựa trên nghiên cứu của Laeven & cộng sự (2016), tác giả ước lượng $LRMES$ theo MES: $LRMES_{it} = 1 - e^{(-18 \times dys \times MES_{it})}$ (5)

Trong đó, MES là sự suy giảm giá cổ phiếu trong điều kiện thị trường suy giảm: $MES_{i,t} = -E_t(R_{i,t}|R_{m,t} < C)$, với $R_{i,t}$ và $R_{m,t}$ là mức độ biến động giá cổ phiếu của TCTC và biến động chỉ số cổ phiếu trong một ngày với C là ngưỡng suy giảm thị trường tạo ra khó khăn và được xác định là 2% cho khoảng thời gian 1 ngày.

Để ước tính $MES_{i,t}$, tác giả ước lượng sự phụ thuộc theo chuỗi thời gian giữa giá cổ phiếu của TCTC và chỉ số chứng khoán trên thị trường. Trong nghiên cứu này, tác giả xây dựng mô hình theo phương pháp DCC-GARCH (Brownlees & Engle, 2012). Sử dụng hàm logarit để tính toán biến động lợi nhuận tích lũy của TCTC r_{it} và thị trường r_{mt} . Theo đó:

$$r_{it} = \log(1 + R_{it}) \text{ và}$$

$$r_{mt} = \log(1 + R_{mt}).$$

Cập lợi nhuận này có hàm phân phối chung D trong điều kiện thị trường F_{t-1} với mean bằng 0 và hiệp phương sai covariance thay đổi theo thời gian như sau:

$$\begin{bmatrix} r_{i,t} \\ r_{m,t} \end{bmatrix} | F_{t-1} \sim D \left(0, \begin{bmatrix} \sigma_{i,t}^2 & \rho_{i,t} \sigma_{i,t} \sigma_{m,t} \\ \rho_{i,t} \sigma_{i,t} \sigma_{m,t} & \sigma_{m,t}^2 \end{bmatrix} \right) \quad (6)$$

Trong đó, mức độ biến động động volatility σ của TCTC i và thị trường m được ước lượng bằng mô hình GARCH như sau:

$$\begin{aligned} \sigma_{i,t} &= \omega_i + \alpha_i r_{i,t-1}^2 + \gamma_i r_{i,t-1} I_{(r_{i,t-1} < 0)} + \beta_i \sigma_{i,t-1}^2; \quad (7) \\ \sigma_{m,t} &= \omega_m + \alpha_m r_{m,t-1}^2 + \gamma_m r_{m,t-1} I_{(r_{m,t-1} < 0)} + \beta_m \sigma_{m,t-1}^2; \quad (8) \end{aligned}$$

Trong đó, $I(A)$ là hàm chỉ báo của A , chỉ nhận giá trị 0 (A không xảy ra) hoặc 1 (A xảy ra). Tương quan động theo thời gian giữa giá cổ phiếu của TCTC và chỉ số chứng khoán được ước lượng dựa trên mô hình tương quan DCC của Engle (2002, 2009) thông qua phân dư chuẩn (standardized innovations) $\epsilon_{i,t} = r_{i,t} / \sigma_{i,t}$ và $\epsilon_{m,t} = r_{m,t} / \sigma_{m,t}$:

$$\text{Cor} \begin{pmatrix} \epsilon_{i,t} \\ \epsilon_{m,t} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{im,t} \\ \rho_{im,t} & 1 \end{bmatrix} = \text{diag}(Q_t)^{-1/2} (Q_t) \text{diag}(Q_t)^{-1/2} \quad (9)$$

Trong đó, Q_t được xác định như sau:

$$Q_{i,t} = (1 - \alpha_{C,i} - \beta_{C,i}) S_i + \alpha_{C,i} \begin{bmatrix} \epsilon_{i,t-1} \\ \epsilon_{m,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{i,t-1} \\ \epsilon_{m,t-1} \end{bmatrix} + \beta_{C,i} Q_{i,t-1} \quad (10)$$

Trong đó: S_i là ma trận tương quan không điều kiện giữa giá cổ phiếu của TCTC và chỉ số chứng khoán. Mô hình này được ước lượng thông qua ước lượng hai giai đoạn QML.

Từ đó, tác giả ước tính $MES_{i,t}$ là hàm của tương quan có điều kiện, độ lệch chuẩn và sai số chuẩn:

$$\begin{aligned} MES_{i,t} &= -E_t(r_{i,t} | r_{m,t} < C) \\ &= -\sigma_{it} E_{t-1}(\epsilon_{i,t} | \epsilon_{m,t} < C / \sigma_{mt}) \\ &= \sigma_{it} \rho_{it} E_{t-1}(\epsilon_{i,t} | \epsilon_{m,t} < C / \sigma_{mt}) + \sigma_{it} \sqrt{(1 - \rho_{it}^2) E_{t-1}(\xi_{i,t} | \epsilon_{m,t} < C / \sigma_{mt})} \quad (11) \end{aligned}$$

Dựa vào ước tính MES (công thức 11), tác giả tính toán LRMES (công thức 5) và SRISK (công thức 3). Giá trị SRISK dương cho thấy TCTC có sự suy giảm vốn nếu sự kiện rủi ro hệ thống xảy ra trong giai đoạn 6 tháng.

3.2. Mô hình đánh giá tác động của công cụ an toàn vốn đến rủi ro hệ thống

Mô hình đánh giá tác động của công cụ an toàn vốn đến rủi ro hệ thống tại các NHTM được xây dựng dựa trên nghiên cứu của Andries & cộng sự (2017) và Meuleman & Vander Vennet (2020). Tác giả xây dựng mô hình hồi quy bằng đánh giá tác động của các công cụ riêng lẻ và tác động tổng hợp của chính sách vốn đến rủi ro hệ thống. Phương trình như sau:

Phương trình 1: đánh giá tác động từng công cụ vốn SRISK_TA_{i,t} = $\alpha + \gamma \text{SRISK_TA}_{i,t-1} + \Psi_1 \text{CPI}_{t-1} + \Psi_2 \text{GDP}_{t-1} + \Psi_3 \text{Vol}_{t-1} + \Phi_1 \text{ROE}_{i,t-1} + \Phi_2 A_E_{i,t-1} + \beta_1 \text{CAP1}_{t-1} + \beta_2 \text{CAP2}_{t-1} + \beta_3 \text{CAP3}_{t-1} + \epsilon_t$

Phương trình 2: đánh giá tác động tổng hợp của các công cụ:

SRISK_TA_{i,t} = $\alpha + \gamma \text{SRISK_TA}_{i,t-1} + \Psi_1 \text{CPI}_{t-1} + \Psi_2 \text{GDP}_{t-1} + \Psi_3 \text{Vol}_{t-1} + \Phi_1 \text{ROE}_{i,t-1} + \Phi_2 A_E_{i,t-1} + \beta \text{CAP}_{t-1} + \epsilon_t$

Trong đó, các biến được xác định như sau:

- *Biến phụ thuộc - SRISK_TA*:

Biến biểu diễn mức độ rủi ro hệ thống của NHTM i tại thời điểm t . Để phản ánh mức độ nghiêm trọng của rủi ro hệ thống và so sánh giữa các NHTM, tác giả sử dụng giá trị Srisk chia cho tổng tài sản làm biến phụ thuộc.

Các biến độc lập bao gồm:

- *CAP*:

Biến hồi quy chính bao gồm vector các công cụ an toàn vốn, được xác định dựa trên các quy định ban hành bởi NHNN. Trong giai đoạn nghiên cứu NHNN đã sử dụng ba công cụ liên quan đến an toàn vốn là hệ số an toàn vốn tối thiểu CAR, trọng số rủi ro chứng khoán và bất động sản và giới hạn góp vốn mua cổ phần. Dựa trên các nghiên cứu của Akinci và Olmstead -

Rumsey (2018) và Cerutti và cộng sự (2016), các biến này được xây dựng dưới dạng chỉ số, giá trị ghi nhận là 1 nếu công cụ được điều chỉnh theo hướng thắt chặt, ghi nhận là -1 nếu công cụ được điều chỉnh theo hướng nới lỏng. Trong cùng một giai đoạn, nếu có nhiều lần điều chỉnh theo cùng hướng thì giá trị sẽ cộng dồn, nếu có sự điều chỉnh thắt chặt và nới lỏng sẽ được triệt tiêu lẫn nhau. Các biến này bao gồm:

- + CAP1: Hệ số an toàn vốn tối thiểu CAR
- + CAP2: Trọng số rủi ro đối với khoản vay chứng khoán và bất động sản
- + CAP3: Giới hạn góp vốn mua cổ phần
- + CAP: Biến tổng hợp các công cụ an toàn vốn
- Các biến kiểm soát thị trường và vĩ mô
- + Tỷ lệ lạm phát, đo lường bởi chỉ số giá tiêu dùng - CPI;
- + Tốc độ tăng trưởng kinh tế - GDP

(2017), Gao & cộng sự (2018) và Phạm Thị Hoàng Anh & cộng sự (2019). Việc lựa chọn các độ trễ hơn cho kết quả đầu không đổi.

3.3. Dữ liệu

Trong nghiên cứu này, tác giả sử dụng dữ liệu theo quý từ tháng 06 năm 2009 đến tháng 12 năm 2019, trong đó:

- Dữ liệu vĩ mô được thu thập từ các nguồn: Tổng cục thống kê, cơ sở dữ liệu S&P Capital IQ. Dữ liệu trên TTCK được thu thập từ Fiin Group.
- Dữ liệu vi mô trên bảng cân đối kế toán của các NHTM được thu thập từ cơ sở dữ liệu S&P Capital IQ và Báo cáo tài chính của các NHTM. Tính đến tháng 12 năm 2019 có 13 NHTM được niêm yết trên TTCK, tuy nhiên, để đảm bảo số lượng quan sát trong mô hình hồi quy, tác giả loại bỏ 04 NHTM có thời gian niêm yết quá ngắn (từ tháng 01/2017).

Bảng 2: Danh mục các NHTM sử dụng để tính toán SRISK

STT	Mã CK	Tên Ngân hàng	Thời điểm niêm yết
1	STB	Ngân hàng TMCP Sài Gòn Thương Tín	12/07/2006
2	ACB	Ngân hàng TMCP Á Châu	31/10/2006
3	SHB	Ngân hàng TMCP Sài Gòn - Hà Nội	20/04/2009
4	VCB	Ngân hàng TMCP Ngoại thương Việt Nam	30/06/2009
5	CTG	Ngân hàng TMCP Công thương Việt Nam	16/07/2009
6	EIB	Ngân hàng TMCP Xuất nhập khẩu Việt Nam	27/10/2009
7	NVB	Ngân hàng TMCP Quốc dân	13/09/2010
8	MBB	Ngân hàng TMCP Quân đội	01/11/2011
9	BID	Ngân hàng TMCP Đầu tư và phát triển Việt Nam	24/01/2014

Nguồn: Tác giả tổng hợp từ số liệu của Fiin Group

- VOL: mức độ biến động thị trường chứng khoán, được tính bằng độ lệch chuẩn Vnindex
- Các biến đặc trưng hoạt động ngân hàng
- + A/E: biến đòn bẩy tài chính, thể hiện cơ cấu nguồn vốn của NHTM.
- + ROE: biến phản ánh lợi nhuận NHTM.

Trong phương trình, biến trễ của biến phụ thuộc được đưa vào để khắc phục hiện tượng nội sinh, các biến kiểm soát thị trường và đặc trưng NHTM được lấy trễ 1 chu kỳ để tránh hiện tượng tự tương quan (do được sử dụng trong ước lượng SRISK nên có tương quan với biến phụ thuộc). Các biến an toàn vốn được lựa chọn trễ một chu kỳ dựa trên kinh nghiệm và các nghiên cứu của Andries & cộng sự

4. Kết quả mô hình

4.1. Kết quả ước tính rủi ro hệ thống theo phương pháp SRISK

Dựa vào mô hình DCC-GARCH, tác giả đã tính toán ra giá trị SRISK cho từng NHTM trong giai đoạn 2010 - 2019 (Phụ lục). Kết quả đo lường cho thấy giá trị SRISK tương đối biến động và khác nhau giữa các NHTM. Trong đó, đáng chú ý là một số NHTM sẽ chịu tác động lớn khi hệ thống ngân hàng rơi vào khó khăn như BID, CTG, SHB, NVB hay STB.

4.2. Kết quả ước lượng của mô hình

Với 9 NHTM trong chuỗi thời gian là 10 năm đã tạo được bảng dữ liệu từ hai thành phần là dữ liệu

Bảng 3: Kết quả phân tích thống kê mô tả biến nghiên cứu

	Tổng số quan sát	Giá trị trung bình	Trung vị	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
SRISK TA	349	0,0117	0,0122	0,0291	-0,1173	0,0659
CPI	387	0,0151	0,0124	0,0157	-0,0070	0,0675
GDP	387	0,0614	0,0612	0,0083	0,0446	0,0745
VOL	387	0,0898	0,0821	0,0366	0,0384	0,2153
ROE	348	0,1195	0,1209	0,0750	-0,1604	0,3120
A/E	349	13,9879	13,5868	4,1631	4,6704	24,5309
CAP1	387	1,7674	2	0,9857	0	3
CAP2	387	0,4419	0	0,4973	0	1
CAP3	387	1,3953	1	0,6528	0	2
CAP	387	3,6047	4	1,4347	0	6

Nguồn: Tác giả tính toán từ phần mềm Eviews

chéo và dữ liệu theo chuỗi thời gian bao. Việc kết hợp hai loại dữ liệu thành cấu trúc bảng dữ liệu giúp việc phân tích thuận lợi hơn đặc biệt khi muốn quan sát và phân tích sự biến động của các nhóm đối tượng nghiên cứu hay phân tích sự khác biệt của các nhóm đối tượng nghiên cứu, ngoài ra dữ liệu bảng cũng có ưu điểm đó là việc ước lượng các tham số trong mô hình sẽ cho kết quả tin cậy hơn. Từ các số liệu thứ cấp thu thập được tác giả nhập vào phần mềm excel và sau đó dữ liệu được xử lý trên phần mềm Eviews theo phương pháp hồi quy dữ liệu bảng.

Để đảm bảo mô hình không có đa cộng tuyến, tác giả thực hiện phân tích hệ số tương quan giữa các biến độc lập và tính hệ số VIF (phụ lục 2.1.a). Kết quả hệ số tương quan cho thấy trong phương trình 1, biến CAP1 và CAP3 có hệ số tương quan cao (0.9). Đồng thời, hệ số VIF của biến CAP3 > 6 (2.1.b) nên sẽ bị loại khỏi mô hình. Sau khi tiến hành loại CAP3, tác giả chạy lại hệ số VIF và thấy rằng không còn hiện tượng đa cộng tuyến (2.1.b). Trong phương trình 2 không có hiện tượng đa cộng tuyến vì các hệ số VIF đều nhỏ hơn 5.

Trong nghiên cứu dữ liệu bảng (panel data), ba phương pháp ước lượng thường được sử dụng là Pooled OLS, FEM (fixed effect model) và REM (random effect model). Trong đó, mô hình OLS thích hợp trong những trường hợp dữ liệu không tồn tại các yếu tố đặc trưng (từng ngân hàng) và yếu tố thời gian. Mô hình FEM cho rằng tồn tại những đặc điểm riêng của mỗi quan sát trong mô hình và không thay đổi theo thời gian có ảnh hưởng đến các biến giải thích đồng thời tồn tại sự tương quan giữa phần dư các thực thể đó với biến giải thích. Mô hình REM

xem các đặc điểm riêng giữa các quan sát là ngẫu nhiên và không tương quan đến các biến giải thích. Đặc biệt, trong ba mô hình thì mô hình FEM phù hợp với dữ liệu bảng không cân bằng trong điều kiện có $T > N$. Kết quả kiểm định giữa mô hình OLS và mô hình hiệu ứng cố định FEM và mô hình hiệu ứng ngẫu nhiên REM cũng cho thấy mô hình phù hợp là mô hình FEM (Phụ lục 3 và 4). Kết quả hồi quy được thể hiện trong bảng 4.

Từ kết quả mô hình có thể thấy rằng, trong mô hình này rủi ro, GDP và A/E của kỳ trước có tác động cùng chiều rủi ro hệ thống của kỳ sau đó. Trong khi đó, ROE và VOL của kỳ trước lại có tác động ngược chiều với rủi ro hệ thống của kỳ sau đó. Các công cụ CAP1 và công cụ CAP tổng hợp có tác động ngược chiều với rủi ro hệ thống. Kết quả này tương đối phù hợp với lý thuyết. Tuy nhiên, kết quả của mô hình chỉ ra, công cụ CAP2 có tác động cùng chiều với rủi ro hệ thống.

4.3. Thảo luận kết quả

Thứ nhất, rủi ro hệ thống kỳ trước có tác động mạnh đến rủi ro hệ thống của kỳ sau đó, hơn nữa giá trị lớn (0.7~0.9). Điều này cho thấy rủi ro hệ thống có mức độ tích tụ qua thời gian. Nếu rủi ro hệ thống kỳ trước của các NHTM tăng sẽ làm tăng nguy cơ rủi ro hệ thống kỳ sau. Và điều này cũng cho thấy việc cần nhận diện sớm rủi ro hệ thống có ý nghĩa lớn trong công tác quản lý và giảm thiểu rủi ro hệ thống để tránh nguy cơ rủi ro hệ thống tích tụ.

Thứ hai, GDP và VOL tác động đến rủi ro hệ thống. GDP kỳ trước có tác động cùng chiều với rủi ro hệ thống. Điều này được lý giải là do chu kỳ kinh tế tại Việt Nam đã có thúc đẩy xu hướng hành động thuận chu kỳ trong tăng trưởng tài sản (làm tăng đòn bẩy tài chính) và hoạt động tín dụng của các NHTM từ đó dẫn đến nguy cơ tích tụ rủi ro hệ thống. Trong giai đoạn 2010 - 2012, do ảnh hưởng của khủng hoảng thế giới nên tăng trưởng GDP liên tục suy giảm, các NHTM Việt Nam bắt đầu thắt chặt hoạt động tín dụng, thận trọng trong việc mở rộng tài sản nên trong giai đoạn này rủi ro hệ thống có xu hướng giảm. Tuy nhiên từ năm 2014, nền kinh tế có dấu hiệu phục hồi, tăng trưởng GDP cao trên 6%, điều

Bảng 4: Kết quả hồi quy phân ảnh tác động của công cụ an toàn vốn đến rủi ro hệ thống tại các NHTM

Biến	Kỳ vọng	Phương trình 1	Phương trình 2
C		-0.0103*	0.0017
SRISK_TA(-1)	+	0.7131***	0.7342***
CPI(-1)	-	-0.0726*	-0.0299
GDP(-1)	+	0.2481***	0.1467*
VOL(-1)	+	-0.0703***	-0.0785***
ROE(-1)	-	-0.0270**	-0.0174
A E(-1)	+	0.0008***	0.0005*
CAP1(-1)	-	-0.0018*	
CAP2(-1)	-	0.0038**	
CAP(-1)	-		-0.0012*
N		339	339

*, **, *** thể hiện các hệ số có mức ý nghĩa thống kê ở mức 10%, 5% và 1%.

Chi tiết mô hình thể hiện trong phụ lục 3 và 4.

Nguồn: Kết quả ước lượng mô hình thu được từ phần mềm Eviews

này làm thúc đẩy nhu cầu tín dụng. Trong giai đoạn tăng trưởng kinh tế, các NHTM có xu hướng hành động thuận chu kỳ trong tăng trưởng tài sản (làm tăng đòn bẩy tài chính), nói lỏng điều khoản cho vay nhằm tăng trưởng tín dụng. Điều này dẫn đến rủi ro hệ thống sẽ được tích tụ. Đối với VOL, các mô hình chỉ ra khi thị trường chứng khoán biến động (VOL tăng lên) thì rủi ro hệ thống tại các NHTM có xu hướng giảm xuống. Kết quả này không phù hợp kỳ vọng nhưng lại tương đồng với kết quả nghiên cứu của Le (2020). Trong khi đó, không tìm thấy bằng chứng CPI tác động với rủi ro hệ thống.

Thứ ba, các biến đặc trưng ngân hàng cũng tác động đến rủi ro hệ thống. ROE kỳ trước tăng sẽ làm giảm rủi ro hệ thống kỳ liên sau đó, điều này phù hợp với các nghiên cứu trước đó của Matutes & Vives (2000). Điều này chứng minh tỷ lệ sinh lời tăng sẽ giúp ngân hàng tăng đệm vốn bền vững từ đó giúp ngân hàng chống chịu lại những cú sốc thanh khoản hoặc những cú sốc vĩ mô. Ngược lại, đòn bẩy tài chính A/E của kỳ trước tăng sẽ làm gia tăng rủi ro hệ thống kỳ liên sau đó. Điều này được lý giải là khi bộ đệm vốn của NHTM giảm, khả năng chống đỡ rủi ro của ngân hàng cũng giảm từ đó gia tăng nguy cơ rủi ro hệ thống. Trong giai đoạn nghiên cứu, các NHTM Việt Nam duy trì tỷ lệ đòn bẩy tương đối cao, điều này dẫn đến nguy cơ rủi ro hệ thống tích tụ trong hệ thống tài chính.

Thứ tư, các công cụ an toàn vốn phân nào tác động giảm thiểu rủi ro hệ thống, cụ thể:

Hệ số CAR của kỳ trước đã có tác động ngược chiều đến rủi ro hệ thống kỳ sau. Kết luận này phù

hợp với lý thuyết về tác động của tỷ lệ an toàn vốn đến rủi ro hệ thống. Bởi các nghiên cứu đều chỉ ra, khi thắt chặt công cụ an toàn vốn CAR sẽ tạo ra một bước đệm, giảm đòn bẩy tài chính, nâng cao khả năng chống đỡ rủi ro. Đồng thời, tỷ lệ an toàn vốn cao hơn sẽ gây áp lực tăng vốn đến NHTM từ đó tăng chi phí vốn. Vì thế, trong bối cảnh các NHTM không tăng được vốn sẽ phải giảm tài sản có rủi ro, từ đó cũng giúp giảm nguy cơ rủi ro hệ thống. Thực tế tại Việt Nam cho thấy, trong giai đoạn nghiên cứu, hệ số CAR liên tục được thắt chặt và các NHTM Việt Nam đã thực hiện tương đối nghiêm túc các yêu cầu về hệ số CAR. Thậm chí cả

những thông tư chưa chính thức có hiệu lực chính thức là Thông tư 41/2016/TT-NHNN cũng được nhiều các NHTM tích cực thực hiện và điều chỉnh hoạt động kinh doanh để đáp ứng thông tư này. Chính điều này đã nâng cao hiệu lực của công cụ này.

Công cụ trọng số rủi ro đối với khoản vay chứng khoán và bất động sản lại có tương quan cùng chiều với rủi ro hệ thống. Nguyên nhân được chỉ ra trong nghiên cứu của Phạm Thị Hoàng Anh & cộng sự (2019) là do từ cả phía cầu (tâm lý đầu cơ của khách hàng) và từ phía cung xuất phát từ chiến lược phát triển hoạt động ngân hàng bán lẻ giữa các NHTM Việt Nam. Điều này dẫn đến kể cả khi thắt chặt trọng số rủi ro với hoạt động chứng khoán và bất động sản nhưng vẫn không làm giảm tín dụng vào khu vực này và từ đó vẫn gia tăng nguy cơ rủi ro hệ thống.

Khi kết hợp hoặc kích hoạt đồng thời thì các công cụ ATVM liên quan đến vốn đã có tác động ngược chiều đến rủi ro hệ thống với độ trễ 1 kỳ. Kết quả này phù hợp với nghiên cứu của tác giả Andries và các cộng sự (2017), Gao và các cộng sự (2018) và Meuleman và các cộng sự (2020). Về mặt lý thuyết, việc sử dụng nhiều công cụ có lợi ích là cho phép giải quyết nhiều vấn đề cụ thể. Đồng thời, khi kết hợp nhiều công cụ có thể hạn chế các nhược điểm của từng công cụ và nâng cao tính hiệu lực của các công cụ. Kết quả nghiên cứu đã chứng minh rằng việc kết hợp các công cụ an toàn vốn tại Việt Nam đã phát huy được hiệu lực giảm thiểu rủi ro hệ thống tại các NHTM Việt Nam.

5. Kết luận và khuyến nghị

Nghiên cứu này đã chỉ ra rằng việc thắt chặt các công cụ an toàn vốn đã có tác động làm giảm thiểu rủi ro hệ thống tại các NHTM Việt Nam. Kết quả nghiên cứu cho thấy trong giai đoạn 2009 - 2019, có công cụ riêng lẻ đã phát huy được hiệu lực cũng có công cụ chưa phát huy được tác động, nhưng khi kích hoạt đồng thời thì các công cụ này đã có tác động làm giảm thiểu rủi ro hệ thống.

Từ kết quả nghiên cứu, tác giả đề xuất một số khuyến nghị như sau. Thứ nhất, với hệ số CAR, đây là công cụ đã phát huy được hiệu lực trong việc giảm thiểu rủi ro hệ thống vậy nên, trong thời gian tới cần tăng cường tác động của công cụ này thông qua một số giải pháp sau: (i) nâng cao nhận thức của các NHTM về việc tuân thủ yêu cầu về CAR và ứng

để tăng cường hiệu lực của công cụ này. Đồng thời, việc chưa phát huy hiệu lực cũng có thể do công cụ này chưa được kích hoạt đúng thời điểm và giá trị của công cụ chưa được phù hợp. Vì thế, với công cụ này, cần xác định lại thời điểm kích hoạt. Đối với các chính sách an toàn vĩ mô nói chung và chính sách vốn nói riêng, việc xác định đúng thời điểm để thực hiện các hành động can thiệp (kích hoạt, thắt chặt hoặc nới lỏng) là yếu tố then chốt trong việc đạt được mục tiêu, bởi vì thời điểm can thiệp không chính xác có thể dẫn đến việc các mục tiêu của chính sách bị triển khai quá mức hoặc dưới mức yêu cầu. Việc xác định thời điểm của các hành động cần dựa trên các kịch bản được xây dựng dựa trên cơ sở kết hợp giữa chu kỳ tài chính và điều kiện nền kinh tế (bảng 5).

Bảng 5: Thời điểm can thiệp các công cụ ATVM

		Chu kỳ tài chính		
		Bùng nổ	Suy thoái	
			Xảy ra khủng hoảng	Không xảy ra khủng hoảng
Các điều kiện vĩ mô khác	Tốt	Thắt chặt (Kịch bản 1)	Nới lỏng (Kịch bản 6)	Không thay đổi hoặc nới lỏng (Kịch bản 4)
	Xấu	Không thay đổi hoặc thắt chặt (Kịch bản 2)	Nới lỏng (Kịch bản 3)	Nới lỏng (Kịch bản 5)

Nguồn: CGFS, 2012

dụng quản trị vốn trong công tác điều hành (tỷ lệ CAR ngoài mục đích đánh giá tuân thủ, còn có ý nghĩa phản ánh sức khỏe của ngân hàng...); (ii) tăng cường công tác kiểm tra, đôn đốc, chấn chỉnh việc tuân thủ chế độ báo cáo, thông kê về vốn của ngân hàng, qua đó nhằm đảm bảo ngân hàng báo cáo đúng, đầy đủ dữ liệu, số liệu về vốn; từ đó nâng cao chất lượng, độ tin cậy của số liệu giám sát; (iii) tăng cường công tác thanh tra, giám sát (đặc biệt đối với các ngân hàng áp dụng sớm Thông tư 41/2016/TT-NHNN), tăng cường áp dụng thanh tra, giám sát trên cơ sở rủi ro đối với cấu phần vốn của ngân hàng; nghiêm khắc xử lý hành vi phạm quy định về an toàn vốn và việc không tuân thủ chỉ đạo của NHNN về vốn; (iv) tăng cường sự phối hợp, chia sẻ thông tin giữa các đơn vị trong NHNN về việc kiểm tra, giám sát về vốn.

Thứ hai, đối với công cụ trọng số rủi ro chưa phát huy được hiệu lực thì cần xem xét, đánh giá và thiết lập lại các điều kiện để công cụ phát huy có hiệu lực. Trong thời gian tới, NHNN có thể thực hiện một số giải pháp tương tự hệ số CAR như trên

Đồng thời, cần xác định lại mức độ, liều lượng công cụ trọng số rủi ro vì công cụ này không phát huy được hiệu lực có thể là do giá trị, liều lượng quá cao hoặc quá thấp. Giá trị của các công cụ quá cao sẽ dẫn đến việc các NHTM tuân thủ là rất khó, công cụ không phát huy được hiệu lực. Còn giá trị của công cụ này quá thấp có thể dẫn đến việc can thiệp bằng các công cụ không có tác dụng, thậm chí còn gửi tín hiệu sai đến NHTM (CGFS, 2012). Vì thế, để xác định mức độ của các công cụ trọng số rủi ro và các công cụ an toàn vốn hiện tại, cần nghiên cứu kinh nghiệm của các quốc gia đã kích hoạt các công cụ này, đồng thời có thể áp dụng các phương pháp như stress-test hay phương pháp nghiên cứu kịch bản để đưa ra mức độ và liều lượng tác động của công cụ cho phù hợp và đạt được mục tiêu đề ra.

Thứ ba, có thể thấy rằng khi đánh giá đơn lẻ, có thể có công cụ không phát huy hiệu lực (trọng số rủi ro) nhưng khi kết hợp lại theo nhóm thì đều có tác động làm giảm thiểu rủi ro hệ thống. Vì thế, cần tiếp tục triển khai can thiệp đồng thời các công cụ vốn đã kích hoạt, có kết hợp với các công cụ an toàn vĩ mô thuộc

nhóm khác như tín dụng và thanh khoản. Việc sử dụng nhiều công cụ có lợi ích là cho phép giải quyết nhiều vấn đề cụ thể. Hơn nữa, việc kết hợp nhiều công cụ cho phép giải quyết các xung đột chính sách tiềm ẩn liên quan đến việc sử dụng cùng một công cụ để theo đuổi các mục tiêu chính sách khác nhau (IMF, 2010; CGFS, 2012). Việc ban hành và kích hoạt các nhóm công cụ ATVM cần dựa trên mục tiêu trung gian mà NHNN hướng tới trong từng thời kỳ.

Nghiên cứu này tập trung vào tại các NHTM đã niêm yết trên TTCK, chưa bao gồm các NHTM chưa niêm yết và các NHTM nước ngoài. Thêm vào đó, việc đo lường rủi ro hệ thống mới tập trung vào các ngân hàng, chưa tiến hành đo lường cho các tổ chức thuộc lĩnh vực tài chính và bảo hiểm. Điều này dẫn đến một số hạn chế và gợi mở hướng nghiên cứu sâu hơn trong tương lai. ♦

Tài liệu tham khảo:

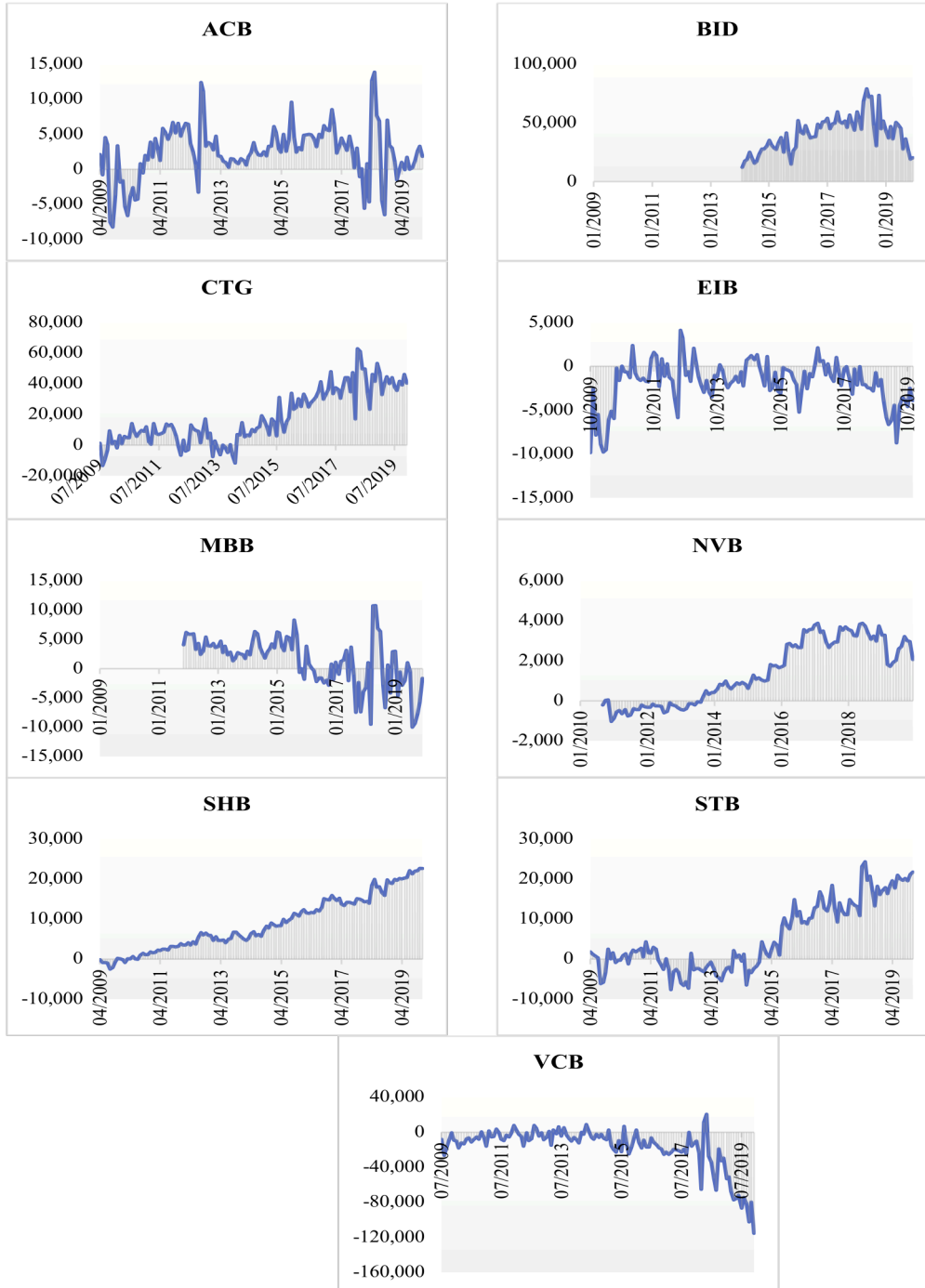
1. Adrian, T. and Brunnermeier, M.K., 2008, *CoVaR Staff Report No. 348*, New York: Federal Reserve Bank.
2. Adrian, T. and Shin, H.S., 2010, *Liquidity and leverage*, Journal of financial intermediation, 19(3), pp.418-437.
3. Akinci, O. and Olmstead-Rumsey, J., 2018, *How effective are macroprudential policies? An empirical investigation*, Journal of Financial Intermediation, 33, pp.33-57.
4. Andries, A.M., Melnic, F. and Nistor Mutu, S., 2017, *Effects of macroprudential policy on systemic risk and bank risk taking*, Czech Journal of Economics and Finance, Charles University Prague, Faculty of Social Sciences, vol. 68(3), pages 202-244, July.
5. Bluhm, M. and Krahen, J.P., 2014, *Systemic risk in an interconnected banking system with endogenous asset markets*, Journal of Financial Stability, 13, pp.75-94.
6. Brownlees, C.T. and Engle, R., 2012, *Volatility, correlation and tails for systemic risk measurement*, Available at SSRN, 1611229.
7. Caruana, J., 2010, *Macroprudential policy: working towards a new consensus*, Bank for International Settlements, Basel, Switzerland.
8. Cerutti, E., Correa, M.R., Fiorentino, E. and Segalla, E., 2016, *Changes in prudential policy instruments—a new cross-country database*, International Monetary Fund.
9. Committee on Global Financial System (CGFS), 2012, *Operationalizing the selection and application of macroprudential instruments*, CGFS Papers No 48.
10. Dagher, J., Dell'Ariccia, G., Laeven, L., Ratnovski, L. and Tong, H., 2016, *Benefits and Costs of Bank Capital*, IMF Staff Discussion, SDN/16/04.
11. European Systemic Risk Board (ESRB) (2013), *Recommendation of the European Systemic Risk Board of 4 April 2013 on intermediate objectives and instruments of macro-prudential policy* (ESRB/2013/1), C170, 15.6.2013.
12. Gao, W., Miller, T.J. and Taboada, A.G., 2018, *International Evidence on the Impact of Macroprudential Policies on Bank Risk Taking and Systemic Risk*, Available at SSRN 3207722.
13. International Monetary Fund, 2013, *Key Aspects of Macroprudential Policy*, IMF working paper, <https://www.imf.org/external/np/pp/eng/2013/061013b.pdf>.
14. Kraft, E. and Galac, T., 2011, *Macroprudential regulation of credit booms and busts—The case of Croatia*, The World Bank.
15. Matutes, C. and Vives, X., 2000, *Imperfect competition, risk taking, and regulation in banking*, European economic review, 44(1), pp.1-34.
16. Meuleman, E. and Vander Vennet, R., 2020, *Macroprudential policy and bank systemic risk*, Journal of Financial Stability, 47, p.100724.
17. Phạm Thị Hoàng Anh và các cộng sự, 2019, *Hiệu lực cơ chế truyền dân chính sách giám sát an toàn vĩ mô tại Việt Nam*, Đề tài NCKH do Quỹ Nafosted tài trợ.
18. Vallascas, F. and Keasey, K., 2012, *Bank resilience to systemic shocks and the stability of banking systems: Small is beautiful*, Journal of International Money and Finance, 31(6), pp.1745-1776.

Summary

The paper examines the impact of bank capital adequacy policy on reducing systemic risk of Vietnam listed commercial banks from June 2009 to 2019. In this paper, the SRISK method is employed to measure systemic risk of commercial banks and then, the unbalanced panel data regression approach is used to assess the impact of these instruments. The results indicate that individual tools may not be effective, but when being activated at the same time, these tools had a downward effect on systemic risk of commercial banks. Based on the findings, some recommendations are proposed to enhance the effectiveness of these macroprudential tools.

Phụ lục 1: Giá trị SRISK của các NHTM Việt Nam trong giai đoạn 2009 - 2019

Đơn vị: Tỷ VND



Nguồn: Tính toán của tác giả

Phụ lục 2: Kết quả kiểm tra tương quan giữa các biến trong mô hình

a. Hệ số tương quan giữa các biến

	SRISK TA	ROE	LOG ASSET	NPL	A/E	CPI	GDP	CDS	VOL	RETURN	ROA	CAP	CAP1	CAP2	CAP3
SRISK TA	1.00														
ROE	-0.24	1.00													
LOG ASSET	0.14	0.38	1.00												
NPL	0.19	-0.43	-0.19	1.00											
A/E	0.60	0.16	0.47	-0.14	1.00										
CPI	-0.17	0.25	-0.20	-0.08	-0.15	1.00									
GDP	0.07	0.04	0.21	-0.17	0.31	-0.13	1.00								
CDS	-0.10	0.10	-0.29	0.02	-0.31	0.31	-0.36	1.00							
VOL	-0.20	0.26	-0.25	-0.10	-0.16	0.29	-0.19	0.26	1.00						
RETURN	-0.01	-0.06	-0.01	0.02	0.01	-0.06	-0.36	-0.22	0.14	1.00					
ROA	-0.45	0.87	0.14	-0.41	-0.23	0.30	-0.04	0.19	0.32	-0.07	1.00				
CAP	0.39	-0.27	0.41	0.03	0.35	-0.34	0.37	-0.40	-0.71	-0.20	-0.41	1.00			
CAP1	0.36	-0.25	0.44	-0.01	0.42	-0.42	0.44	-0.58	-0.61	-0.10	-0.39	0.94	1.00		
CAP2	-0.18	0.15	-0.27	0.11	-0.34	0.43	-0.40	0.50	0.00	-0.15	0.25	-0.18	-0.46	1.00	
CAP3	0.40	-0.30	0.40	-0.02	0.38	-0.44	0.45	-0.39	-0.63	-0.17	-0.44	0.91	0.90	-0.47	1.00

b. Hệ số VIF

Trước khi loại CAP3				Sau khi loại CAP 3			
Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF	Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
C	4.19E-05	133.6806	NA	C	3.71E-05	118.0617	NA
SRISK_TA(-1)	0.000816	2.516100	2.153053	SRISK_TA(-1)	0.000766	2.358077	2.017830
CPI(-1)	0.002026	2.666614	1.462166	CPI(-1)	0.002014	2.648018	1.451969
GDP(-1)	0.007420	91.21015	1.549657	GDP(-1)	0.007255	89.05061	1.512967
VOL(-1)	0.000551	14.83044	1.732520	VOL(-1)	0.000510	13.70121	1.600600
ROE(-1)	8.42E-05	5.290460	1.495288	ROE(-1)	8.40E-05	5.273500	1.490494
A_E(-1)	4.33E-08	29.34442	2.396589	A_E(-1)	4.24E-08	28.66173	2.340833
CAP1(-1)	1.78E-06	24.81490	4.884996	CAP1(-1)	1.02E-06	14.15208	2.785941
CAP2(-1)	3.22E-06	4.233332	2.485053	CAP2(-1)	2.83E-06	3.718271	2.182702
CAP3(-1)	5.25E-06	42.44290	6.047466				

Phụ lục 3: Kết quả ước lượng tác động các chính sách riêng lẻ

Mô hình hồi quy POLS

Dependent Variable: SRISK_TA
 Method: Panel Least Squares
 Date: 10/28/21 Time: 15:50
 Sample (adjusted): 2009Q3 2019Q4
 Periods included: 42
 Cross-sections included: 9
 Total panel (unbalanced) observations: 339

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.008278	0.006089	-1.359490	0.1749
SRISK_TA(-1)	0.872090	0.027679	31.50674	0.0000
CPI(-1)	-0.072810	0.044882	-1.622236	0.1057
GDP(-1)	0.310256	0.085174	3.642615	0.0003
VOL(-1)	-0.073806	0.022582	-3.268329	0.0012
ROE(-1)	-0.021325	0.009165	-2.326635	0.0206
A_E(-1)	0.000472	0.000206	2.291856	0.0225
CAP1(-1)	-0.003409	0.001009	-3.379509	0.0008
CAP2(-1)	0.002896	0.001682	1.722261	0.0860

Mô hình hiệu ứng cố định FEM

Dependent Variable: SRISK_TA
 Method: Panel Least Squares
 Date: 10/28/21 Time: 15:51
 Sample (adjusted): 2009Q3 2019Q4
 Periods included: 42
 Cross-sections included: 9
 Total panel (unbalanced) observations: 339

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.010347	0.006024	-1.717562	0.0868
SRISK_TA(-1)	0.713088	0.037010	19.26757	0.0000
CPI(-1)	-0.072583	0.043214	-1.679641	0.0940
GDP(-1)	0.248078	0.082606	3.003166	0.0029
VOL(-1)	-0.070322	0.021621	-3.252541	0.0013
ROE(-1)	-0.027027	0.011706	-2.308855	0.0216
A_E(-1)	0.000814	0.000274	2.972165	0.0032
CAP1(-1)	-0.001813	0.001009	-1.796476	0.0734
CAP2(-1)	0.003816	0.001625	2.347898	0.0195

Kết quả kiểm định lựa chọn Pooled OLS và FEM

Redundant Fixed Effects Tests
Equation: EQ01
Test cross-section fixed effects

Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	5.426585	(8,322)	0.0000
Cross-section Chi-square	42.875295	8	0.0000

Kết quả kiểm định cho thấy mô hình phù hợp là mô hình FEM

Mô hình hiệu ứng cố định REM

Dependent Variable: SRISK_TA
Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
Date: 10/28/21 Time: 15:53
Sample (adjusted): 2009Q3 2019Q4
Periods included: 42
Cross-sections included: 9
Total panel (unbalanced) observations: 339
Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.008278	0.005787	-1.430576	0.1535
SRISK_TA(-1)	0.872090	0.026304	33.15418	0.0000
CPI(-1)	-0.072810	0.042652	-1.707060	0.0888
GDP(-1)	0.310256	0.080942	3.833082	0.0002
VOL(-1)	-0.073806	0.021460	-3.439225	0.0007
ROE(-1)	-0.021325	0.008710	-2.448292	0.0149
A_E(-1)	0.000472	0.000196	2.411693	0.0164
CAP1(-1)	-0.003409	0.000959	-3.556218	0.0004
CAP2(-1)	0.002896	0.001598	1.812315	0.0708

Effects Specification		S.D.	Rho
Cross-section random		3.34E-08	0.0000
Idiosyncratic random		0.009806	1.0000

Kết quả kiểm định lựa chọn FEM và REM

Correlated Random Effects - Hausman Test
Equation: EQ01
Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	43.412679	8	0.0000

Kết quả kiểm định cho thấy mô hình phù hợp là mô hình FEM

Phụ lục 4: Kết quả ước lượng tác động tổng hợp các chính sách
Kết quả kiểm tra tương quan giữa các biến trong mô hình

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
C	2.52E-05	86.06650	NA
SRISK_TA(-1)	0.000720	2.382249	2.038515
CPI(-1)	0.001669	2.356558	1.292155
GDP(-1)	0.005759	75.94802	1.290354
VOL(-1)	0.000500	14.43738	1.686601
ROE(-1)	7.58E-05	5.111624	1.444742
A_E(-1)	3.63E-08	26.35889	2.152758
CAP(-1)	4.47E-07	23.89878	2.279631

Mô hình hồi quy POLS

Dependent Variable: SRISK_TA
 Method: Panel Least Squares
 Date: 10/28/21 Time: 15:56
 Sample (adjusted): 2009Q3 2019Q4
 Periods included: 42
 Cross-sections included: 9
 Total panel (unbalanced) observations: 339

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004866	0.005252	0.926523	0.3548
SRISK_TA(-1)	0.890370	0.028102	31.68319	0.0000
CPI(-1)	-0.030924	0.042768	-0.723047	0.4702
GDP(-1)	0.220620	0.079454	2.776700	0.0058
VOL(-1)	-0.088709	0.023415	-3.788515	0.0002
ROE(-1)	-0.016844	0.009115	-1.847942	0.0655
A_E(-1)	0.000273	0.000199	1.368437	0.1721
CAP(-1)	-0.002678	0.000700	-3.826318	0.0002

Mô hình hiệu ứng cố định FEM

Dependent Variable: SRISK_TA
 Method: Panel Least Squares
 Date: 10/28/21 Time: 15:57
 Sample (adjusted): 2009Q3 2019Q4
 Periods included: 42
 Cross-sections included: 9
 Total panel (unbalanced) observations: 339

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001650	0.005157	0.319982	0.7492
SRISK_TA(-1)	0.734184	0.038260	19.18940	0.0000
CPI(-1)	-0.029927	0.041819	-0.715640	0.4747
GDP(-1)	0.146695	0.078361	1.872052	0.0621
VOL(-1)	-0.078507	0.022513	-3.487144	0.0006
ROE(-1)	-0.017436	0.011518	-1.513848	0.1310
A_E(-1)	0.000501	0.000262	1.915055	0.0564
CAP(-1)	-0.001188	0.000719	-1.652248	0.0995

Kết quả kiểm định lựa chọn Pooled OLS và FEM

Redundant Fixed Effects Tests
 Equation: EQ01
 Test cross-section fixed effects

Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	4.979587	(8,323)	0.0000
Cross-section Chi-square	39.425880	8	0.0000

Kết quả kiểm định cho thấy mô hình phù hợp là mô hình FEM

Mô hình hiệu ứng cố định REM

Dependent Variable: SRISK_TA
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
 Date: 10/28/21 Time: 15:59
 Sample (adjusted): 2009Q3 2019Q4
 Periods included: 42
 Cross-sections included: 9
 Total panel (unbalanced) observations: 339
 Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004866	0.005016	0.970059	0.3327
SRISK_TA(-1)	0.890370	0.026841	33.17191	0.0000
CPI(-1)	-0.030924	0.040849	-0.757021	0.4496
GDP(-1)	0.220620	0.075888	2.907171	0.0039
VOL(-1)	-0.088709	0.022364	-3.966529	0.0001
ROE(-1)	-0.016844	0.008706	-1.934773	0.0539
A_E(-1)	0.000273	0.000190	1.432736	0.1529
CAP(-1)	-0.002678	0.000668	-4.006108	0.0001

Kết quả kiểm định lựa chọn FEM và REM

Correlated Random Effects - Hausman Test
 Equation: EQ01
 Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	39.773215	7	0.0000

Kết quả kiểm định cho thấy mô hình phù hợp là mô hình FEM