

---

# TÁC ĐỘNG CỦA CÁC CÔNG CỤ AN TOÀN VĨ MÔ TÍN DỤNG 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*

**Phạm Thị Hoàng Anh**

*Học viện Ngân hàng*

*Email: anhpth@hvn.edu.vn*

Ngày nhận: 01/10/2020

Ngày nhận bản sửa: 13/10/2020

Ngày duyệt đăng: 05/11/2020

## **Tóm tắt:**

*Bài viết nghiên cứu tác động của các công cụ an toàn vĩ mô tín dụng đến rủi ro hệ thống tại các ngân hàng thương mại niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn tháng 06 năm 2009 đến 2019. Nhóm tác giả sử dụng phương pháp SRISK để đo lường rủi ro hệ thống, đồng thời sử dụng phương pháp hồi quy bảng không cân bằng để đánh giá tác động của các công cụ. Kết quả nghiên cứu cho thấy, khi sử dụng các công cụ 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 thương mại. Từ đó, các 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 vĩ mô tín dụng, rủi ro hệ thống, SRISK, Việt Nam.

**Mã JEL:** C22, C23, G21, G38.

## **The impact of the credit macroprudential policy instruments on the systemic risk of Vietnam commercial banks**

### **Abstract**

*The paper examines the impact of credit macroprudential policy instruments on the systemic risk of Vietnam listed commercial banks from June 2009 to 2019. We employ the SRISK method to measure systemic risk of commercial banks and the unbalanced panel data regression approach 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.*

**Keywords:** Credit macroprudential policy instruments, systemic risk, SRISK, Vietnam.

**JEL Codes:** C22, C23, G21, G38.

## **1. Giới thiệu**

Trước cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu 2007 – 2008, các cơ quan giám sát chỉ quan tâm đến các rủi ro riêng lẻ (Meuleman & Vander Vennet, 2020) và hoạt động giám sát ngân hàng giai đoạn đó cũng tập trung chủ yếu vào khía cạnh vi mô, nghĩa là đảm bảo sự an toàn, lành mạnh và hạn chế rủi ro của từng tổ chức tài chính (International Monetary Fund, 2013). Tuy nhiên, cuộc khủng hoảng 2008 và những vụ việc như Lehman Brothers đã chứng minh rằng sự thất bại của một ngân hàng có thể khiến toàn bộ hệ thống trở nên không ổn định và việc giữ cho các tổ chức tài chính 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 công cụ an toàn vĩ mô đã trở nên nổi bật trong việc phòng ngừa và hạn chế rủi ro hệ thống của khu vực ngân hàng (Borio,

2003 và Caruana, 2010). Các công cụ này, đặc biệt là nhóm công cụ an toàn vĩ mô hướng đến tín dụng được thiết kế nhằm tăng khả năng phục hồi của các tổ chức tài chính và người đi vay đối với các cú sốc tổng hợp và ngăn chặn sự tăng trưởng quá mức trong trung gian tín dụng từ phản hồi theo chu kỳ giữa tín dụng và giá tài sản (IMF, 2013).

Tại Việt Nam, trong giai đoạn từ 2010 đến 2016, do ảnh hưởng của cuộc khủng hoảng tài chính thế giới, hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam nói chung và hoạt động tín dụng của các ngân hàng nói riêng có sự biến động lớn. Để vượt qua khó khăn trong hoạt động tín dụng của các ngân hàng thương mại, Ngân hàng Nhà nước Việt Nam đã rất chủ động và linh hoạt trong việc kích hoạt và điều hành công cụ của chính sách an toàn vĩ mô trong đó có nhiều công cụ liên quan đến hoạt động tín dụng nhằm kiềm chế tăng trưởng tín dụng, hạn chế tín dụng quá mức trong nền kinh tế và giảm thiểu nguy cơ rủi ro hệ thống. Tuy nhiên, cũng có nhiều nghiên cứu chỉ ra, Việt Nam hiện nay vẫn còn thiếu bộ công cụ tiêu chuẩn của chính sách an toàn vĩ mô hay hiệu lực đơn lẻ của các công cụ còn chưa cao. Vì thế, việc đánh giá hiệu lực của các công cụ an toàn vĩ mô tín dụng đã triển khai là một việc làm rất cần thiết, làm cơ sở cho việc xây dựng một chính sách an toàn vĩ mô hoàn chỉnh, có hiệu lực mạnh hơn.

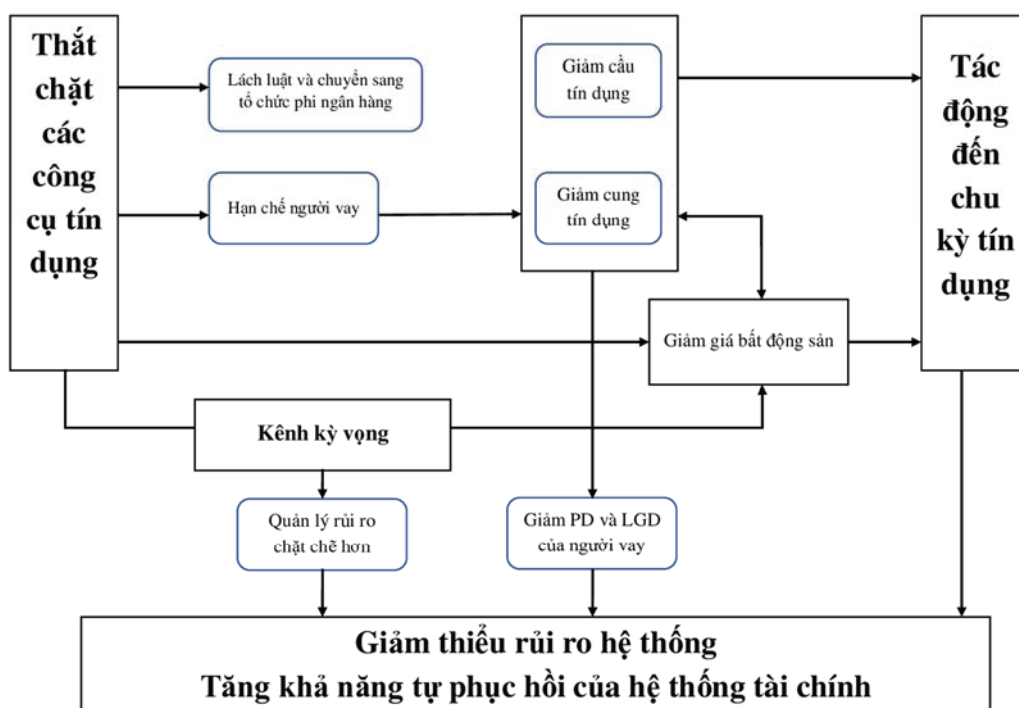
Với mục tiêu như vậy, bài viết được chia thành 5 phần. Ngoài phần 1 giới thiệu, trong phần 2, các tác giả sẽ khái quát cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu về tác động của các công cụ an toàn vĩ mô tín dụng đến rủi ro hệ thống. Trong phần 3 các tác giả sẽ giới thiệu mô hình SRISK để đo lường rủi ro hệ thống và mô hình hồi quy dữ liệu bảng không cân bằng để đánh giá tác động của các công cụ đến rủi ro hệ thống. 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. Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu

### 2.1. Cơ sở lý thuyết

Các công cụ an toàn vĩ mô tín dụng bao gồm các công cụ như: trần tăng trưởng tín dụng; giới hạn dư nợ tín dụng, tỷ lệ cho vay trên tài sản đảm bảo LTV (Loan to value), tỷ lệ nợ trên thu nhập DTI (Debt to Income). Cơ chế tác động chung như sau: việc thắt chặt các công cụ này sẽ tác động đến cả người cho vay (ngân hàng) thông qua giảm thiểu lượng cung tín dụng và tác động đến người đi vay thông qua giảm đòn bẩy tài chính, tăng bộ đệm chống đỡ rủi ro cho người đi vay từ đó giảm thiểu nguy cơ rủi ro. Đồng thời, nhóm công cụ này có thể tác động qua kênh kỳ vọng như hướng tới quản lý hoạt động cho vay chặt chẽ hơn. Cơ

**Hình 1: Tác động của việc thắt chặt các công cụ an toàn vĩ mô tín dụng đến rủi ro hệ thống**



Nguồn: Chỉnh sửa từ CGFS (2012).

---

chế này được thể hiện trong Hình 1.

Cơ chế tác động cụ thể của một số công cụ như sau:

### *2.1.1. Trần tăng trưởng tín dụng*

Khi mức trần tăng trưởng tín dụng được thiết lập, nguồn cung tín dụng sẽ bị hạn chế dẫn đến hạn chế nguy cơ hình thành bong bóng tín dụng, giảm nguy cơ rủi ro hệ thống. Đồng thời, công cụ này tác động gián tiếp thông qua nâng cao tiêu chuẩn cho vay, quản lý rủi ro của ngân hàng, làm giảm xác suất vỡ nợ và tăng khả năng phục hồi của hệ thống ngân hàng.

### *2.1.2. Giới hạn dư nợ tín dụng và giới hạn tăng trưởng tín dụng*

Các giới hạn dư nợ lớn và giới hạn tăng trưởng tín dụng có thể giảm thiểu rủi ro tập trung, giảm rủi ro tín dụng đối tác và khả năng lây lan. Chúng cũng hạn chế mức độ nhạy cảm của các tổ chức đối với các cú sốc chung. Các giới hạn về mức độ rủi ro đối với các đối tác hoặc lĩnh vực cụ thể, giới hạn dư nợ lớn trực sẽ tiếp thúc đẩy việc phân phối rủi ro, giúp cải thiện độ sâu của thị trường liên ngân hàng và đa dạng hóa nguồn vốn cho các ngân hàng thương mại và làm giảm tác động tiềm ẩn của một vụ vỡ nợ đối tác.

### *2.1.3. Tỷ lệ LTV và DTI*

Tỷ lệ LTV, DTI thắt chặt giúp làm giảm thiểu cơ chế “tăng tốc tài chính”: khi cú sốc thu nhập dương dẫn đến tăng giá nhà ở, tốc độ gia tăng vay nợ dự kiến sẽ thấp hơn trong các nước có tỷ lệ LTV thấp hơn, từ đó ảnh hưởng làm giảm biên độ của chu kỳ tín dụng. Hơn nữa, giới hạn LTV thấp hơn có thể làm tăng khả năng phục hồi của hệ thống ngân hàng thông qua mức lỗ thấp hơn khi vỡ nợ, trong khi giới hạn DTI thấp hơn có thể làm giảm xác suất vỡ nợ.

## **2.2. Tổng quan nghiên cứu**

Hiện nay, có một số nghiên cứu nổi bật về công cụ an toàn vĩ mô nói chung và công cụ an toàn vĩ mô tín dụng như Claessens & cộng sự (2013), Akinci & Olmstead-Rumsey (2018), Cerutti & cộng sự (2017) và Altunbas & cộng sự (2018). Các tác giả này đánh giá hiệu lực của các công cụ an toàn vĩ mô tín dụng để xem xét tác động đối với tăng trưởng và bùng nổ tín dụng.

Claessens & cộng sự (2013) chỉ ra các chính sách an toàn vĩ mô giúp kiểm soát các lỗ hổng của hệ thống ngân hàng (tăng trưởng tài sản, tăng trưởng đòn bẩy, khoản đi vay). Các tác giả đã chỉ ra rằng các công cụ nhắm vào người vay có hiệu quả (gián tiếp) làm giảm sự tích tụ của các lỗ hổng hệ thống ngân hàng.

Akinci & Olmstead-Rumsey (2018) phân tích tác động của chính sách an toàn vĩ mô đối với tăng trưởng tín dụng ngân hàng và giá bất động sản. Nghiên cứu cho thấy các biện pháp chính sách an toàn vĩ mô có mối quan hệ ngược chiều đến tăng trưởng tín dụng ngân hàng và tăng giá nhà đồng thời kết luận rằng sau cuộc khủng hoảng tài chính 2008, thắt chặt công cụ an toàn vĩ mô có tác động mạnh hơn đến tăng trưởng và lạm phát giá bất động sản.

Tương tự, Cerutti & cộng sự (2017) đã kết luận trong nghiên cứu của mình là các chính sách an toàn vĩ mô tín dụng dường như đặc biệt hiệu quả khi tốc độ tăng trưởng tín dụng rất cao, nhưng ít tác động hơn trong giai đoạn suy thoái.

Về tác động đến mục tiêu cuối cùng, cho đến nay, các nghiên cứu về tác động của chính sách an toàn vĩ mô đến rủi ro hệ thống tương đối ít, nổi bật là nghiên cứu của Andries & cộng sự (2017), Gao & cộng sự (2018) và Meuleman & Vander Vennet (2020).

Andries & cộng sự (2017) đã nghiên cứu về tác động của chính sách an toàn vĩ mô chung đến rủi ro hệ thống tại 95 ngân hàng thương mại 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 ngân hàng này.

Gao & cộng sự (2018) đã chỉ ra rằng các công cụ an toàn vĩ mô tín dụng tác động đến người vay có hiệu quả, đặc biệt ở những quốc gia có nền kinh tế đóng và những quốc gia có hạn chế chặt chẽ đối với hoạt động ngân hàng. Các tác giả cũng chỉ ra rằng các chính sách an toàn vĩ mô tín dụng hướng đến tổ chức tài chính tỏ ra kém hiệu quả hơn.

Meuleman & Vander Vennet (2020) đã nghiên cứu tác động của chính sách an toàn vĩ mô đến rủi ro hệ thống. Nghiên cứu đã cho việc công bố về các chính sách an toàn vĩ mô đã làm giảm rủi ro hệ thống tại các

ngân hàng và các công cụ này nói chung đều đạt được mục tiêu mong muốn

Có thể thấy rằng, các nghiên cứu chủ yếu tập trung đánh giá tác động của chính sách an toàn vĩ mô 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 vĩ mô tín dụng đến rủi ro hệ thống. Đây chính là khoảng trống nghiên cứu mà các tác giả hướng đến.

### 3. Mô hình nghiên cứu

#### 3.1. Mô hình đo lường rủi ro hệ thống

Trong bài viết này, các 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 tổ chức tài chính khi thị trường gặp phải cú sốc. Theo đó, SRISK được định nghĩa là sự thiếu hụt vốn dự kiến của một tổ chức tài chính 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 tổ chức tài chính, đặt trong giả định các tổ chức tài chính 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 tổ chức tài chính 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 tổ chức tài chính 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 ngân hàng  $i$  vào ngày  $t$  như sau:

$$\begin{aligned}CS_{it} &= kA_{it} - W_{it} = k(D_{it} + W_{it}) - W_{it} \\CS_{it} &= kD_{it} - (1 - k)W_{it} \quad (1)\end{aligned}$$

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 ngân hàng 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 ngân hàng  $i$  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 ngân hàng 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:

$$\begin{aligned}SRISK_{it} &= E_t(CS_{it+h} | R_{mt+1:t+h} < C); \\&= kE_t(D_{it+h} | R_{mt+1:t+h} < C) - (1 - k)E_t(W_{it+h} | R_{mt+1:t+h} < C) \quad (2)\end{aligned}$$

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 (trong khoảng thời gian  $h$ ) có thể gây ra khó khăn cho thị trường và các tổ chức tài chính. Theo Acharya & cộng sự (2017), sự kiện hệ thống được định nghĩa là sự suy giảm thị trường dưới ngưỡng  $C$  trong 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 thị trường chứng khoán 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:  $E_t(D_{it+h}|R_{mt+1:t+h} < C) = D_{it}$ . Từ đó phương trình (2) được viết lại như sau:

$$\begin{aligned} \text{SRISK}_{it} &= kD_{it} - (1 - k) W_{it} (1 - \text{LRMES}_{it}); \\ &= W_{it} [k\text{LVG}_{it} + (1 - k) \text{LRMES}_{it} - 1]; \quad (3) \end{aligned}$$

Trong đó:

$\text{LVG}_{it}$  là tỷ lệ đòn bẩy được tính  $= (D_{it} + W_{it})/W_{it}$

$\text{LRMES}_{it}$  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 tổ chức tài chính trong điều kiện sự kiện hệ thống xảy ra.  $\text{LRMES}$  được tính theo công thức:

$$\begin{aligned} \text{LRMES}_{it} &= -E_t(R_{it+1:t+h}|R_{mt+1:t+h} < C) \\ &= -E_t\left(\frac{W_{t+1} - W_{t+h}}{W_{t+1}} | R_{mt+1:t+h} < C\right); \quad (4) \end{aligned}$$

Dựa trên nghiên cứu của Laeven & cộng sự (2016), các tác giả ước lượng  $\text{LRMES}$  theo MES:

$$\text{LRMES}_{it} = 1 - e^{(-18 \times \text{dys} \times \text{MES}_{it})} \quad (5)$$

Trong đó, MES là sự suy giảm giá cổ phiếu trong điều kiện thị trường suy giảm:  $\text{MES}_{it} = -E_t(R_{i,t}|R_{m,t} < C)$ , với  $R_{i,t}$  và  $R_{m,t}$  là mức độ biến động giá cổ phiếu của tổ chức tài chính 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  $\text{MES}_{i,t}$ , các tác giả ước lượng sự phụ thuộc theo chuỗi thời gian giữa giá cổ phiếu của tổ chức tài chính và chỉ số chứng khoán trên thị trường. Trong nghiên cứu này, các 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 tổ chức tài chính  $r_{it}$  và thị trường  $r_{mt}$ . Theo đó

$$\begin{aligned} r_{it} &= \log(1 + R_{it}) \text{ và} \\ r_{mt} &= \log(1 + R_{mt}). \end{aligned}$$

Cặp 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  $\sigma$  của tổ chức tài chính  $i$  và thị trường  $m$  được ước lượng bằng mô hình GARCH như sau:

$$\sigma_{i,t} = \omega_i + \alpha_i r_{i,t-1}^2 + \gamma_i r_{i,t-1} I(r_{i,t-1} < 0) + \beta_i \sigma_{i,t-1}^2; \quad (7)$$

$$\sigma_{m,t} = \omega_m + \alpha_m r_{m,t-1}^2 + \gamma_m r_{m,t-1} I(r_{m,t-1} < 0) + \beta_m \sigma_{m,t-1}^2; \quad (8)$$

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 tổ chức tài chính và chỉ số chứng khoán được ước lượng dựa trên mô hình tương quan DCC của Engle (2002, 2009) thông qua phần 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 tổ chức tài chính và chỉ số chứng khoán. Mô hình này được ước lượng thông qua ước lượng hai giai đoạn QML.

Từ đó, các 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), các tác giả tính toán LRMES (công thức 5) và SRISK (công thức 3). Giá trị SRISK dương cho thấy tổ chức tài chính 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 vĩ mô tín dụng đến rủi ro hệ thống

Mô hình đánh giá tác động của chính sách an toàn vĩ mô tín dụng đến rủi ro hệ thống tại các ngân hàng thương mại được xây dựng dựa trên nghiên cứu của Andries & cộng sự (2017), Gao & cộng sự (2018) và Meuleman & Vander Venet (2020). Các tác giả xây dựng mô hình hồi quy bảng đánh giá tác động của các công cụ riêng lẻ và tác động của chỉ số an toàn vĩ mô tín dụng tổng hợp đến rủi ro hệ thống. Phương trình được xây dựng như sau:

Phương trình 1:

$$SRISK\_TA_{i,t} = \alpha + \gamma SRISK\_TA_{i,t-1} + \Psi_1 CPI_{t-1} + \Psi_2 GDP_{t-1} + \Psi_3 Vol_{t-1} + \Phi_1 ROE_{i,t-1} + \Phi_2 A\_E_{i,t-1} + \beta_1 MAPP1_{t-1} + \beta_2 MAPP2_{t-1} + \beta_3 MAPP3_{t-1} + \beta_4 MAPP4_{t-1} + \epsilon_t$$

Phương trình 2:

$$SRISK\_TA_{i,t} = \alpha + \gamma SRISK\_TA_{i,t-1} + \Psi_1 CPI_{t-1} + \Psi_2 GDP_{t-1} + \Psi_3 Vol_{t-1} + \Phi_1 ROE_{i,t-1} + \Phi_2 A\_E_{i,t-1} + \beta MAPP\_CREDIT_{t-1} + \epsilon_t$$

Trong đó, các biến được xác định như sau:

#### 3.2.1. Biến phụ thuộc – SRISK\_TA:

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

Các biến độc lập bao gồm:

#### 3.2.2. MAPP:

Biến hồi quy chính bao gồm vector các công cụ chính sách an toàn vĩ mô tín dụng (được xác định dựa trên các quy định ban hành bởi Ngân hàng Nhà nước Việt Nam). Dựa trên các nghiên cứu của Akinci & Olmstead-Rumsey (2018) và Cerutti & 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:

- MaPP1: Trần tăng trưởng tín dụng
- MaPP2: Đối tượng cho vay ngoại tệ
- MaPP3: Trọng số rủi ro đối với khoản vay chứng khoán và bất động sản
- MaPP4: Tỷ lệ cho vay trên giá trị TSĐB
- MaPP\_Credit: biến tổng hợp các công cụ tín dụng, được tính toán bằng tổng các công cụ Mapp 1,

2, 3 và 4.

### 3.2.3. Các biến kiểm soát thị trường và vĩ mô

- Tỷ lệ lạm phát, đo lường bởi chỉ số giá tiêu dùng – CPI: biến kiểm soát 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. 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.

- Tốc độ tăng trưởng kinh tế – GDP: biến kiểm soát vĩ mô. Về mặt lý thuyết, GDP có tác động cùng chiều với tăng trưởng tín dụng. Đồng thời, khi nền kinh tế tăng trưởng sẽ khuyến khích hành vi thuận chu kỳ về tín dụng và đòn bẩy giữa các ngân hàng thương mại, từ đó gia tăng khả năng tích tụ rủi ro hệ thống của các ngân hàng thương mại.

-VOL: biến kiểm soát thị trường, được đo bằng độ lệch chuẩn thực của chỉ số Vnindex. Gao & cộng sự (2020) chỉ ra VOL có tác động thuận chiều đến rủi ro hệ thống.

**Bảng 1: Danh mục các ngân hàng niêm yết trên thị trường chứng khoán**

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
10	VPB	Ngân hàng TMCP Việt Nam thịnh vượng	17/08/2017
11	HDB	Ngân hàng TMCP Phát triển thành phố Hồ Chí Minh	05/01/2018
12	TPB	Ngân hàng TMCP Tiên Phong	19/04/2018
13	TCB	Ngân hàng TMCP Kỹ thương Việt Nam	04/06/2018

Nguồn: Tác giả tổng hợp từ số liệu của Fii Group.

### 3.2.4. Các biến đặc trưng hoạt động ngân hàng

-A/E: biến đòn bẩy tài chính, thể hiện cơ cấu nguồn vốn của ngân hàng. Adrian & Shin (2010) và Vallascas & Keasey (2012) đã chỉ ra tăng đòn bẩy tài chính sẽ làm giảm khả năng hấp thụ rủi ro và khả năng phục hồi của ngân hàng từ đó khiến rủi ro hệ thống của ngân hàng thương mại gia tăng.

- ROE: biến phản ánh lợi nhuận ngân hàng. Matutes & Vives (2000) và Smith & cộng sự (2003) 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.

Trong phương trình, các biến kiểm soát thị trường và đặc trưng ngân hàng 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 vĩ mô được lựa chọn trễ một chu kỳ dựa trên kinh nghiệm và các nghiên cứu của Andries & cộng sự (2017), Gao & cộng sự (2018) và Phạm Thị Hoàng Anh & cộng sự (2019). Việc lựa chọn các độ trễ hơn cho kết quả dấu không đổi.

### 3.3. Dữ liệu

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

**Bảng 2: Chuỗi dữ liệu theo quý với mô tả thống kê**

	Dấu kỳ vọng	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
MAPP1	-	387	0,2791	0	0,6231	0	2
MAPP2	-	387	1,0233	1	0,6292	0	3
MAPP3	-	387	0,4419	0	0,4973	0	1
MAPP4	-	387	0,3023	0	0,4599	0	1
MAPP5	-	387	1,7674	2	0,9857	0	3
MAPP6	-	387	1,3953	1	0,6528	0	2
MAPP7	-	387	0,4884	0	0,5005	0	1
MAPP8	-	387	1,3953	1	0,6528	0	2
MAPP9	-	387	1,0465	1	0,8351	0	3
MAPP10	-	387	0,7442	1	0,4369	0	1
MAPP11	-	387	3,4186	4	1,9343	0	6
MAPPCREDIT	-	387	2,0465	2	1,2583	0	5
MAPPCAP	-	387	3,6047	4	1,4347	0	6
MAPPLIQ	-	387	2,9302	2	1,6502	0	6
MAPPFOREX	-	387	5,1860	6	2,7592	0	10
MAPPINDEX	-	387	12,3023	12	5,8126	0	23

Nguồn: Tác giả tính toán từ phần mềm Eviews.

- 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 thị trường chứng khoán được thu thập từ Fiin Group.
- Dữ liệu vi mô trên bảng cân đối kế toán của các ngân hàng được thu thập từ cơ sở dữ liệu S&P Capital IQ và Báo cáo tài chính của các ngân hàng thương mại.

Ước lượng SRISK được thực hiện cho 13 ngân hàng thương mại. Tuy nhiên, để đảm bảo số lượng quan sát trong mô hình hồi quy, các tác giả loại bỏ 04 ngân hàng thương mại có thời gian niêm yết quá ngắn (từ tháng 01/2017). Mô tả thống kê và dấu kỳ vọng của các biến được trình bày trong Bảng 2.

#### 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, các tác giả đã tính toán ra giá trị SRISK cho từng ngân hàng trong giai đoạn 2010 – 2019 (Phụ lục). Kết quả đo lường cho thấy giá trị SRISK tương đối biến động. Một số ngân hàng thương mại sẽ chịu tác động lớn khi hệ thống ngân hàng rơi vào khó khăn như BID, CTG, SHB, NVB hay STB. Ngược lại, một số ngân hàng thương mại dường như không chịu tác động từ sự khó khăn của hệ thống như TPB, TCB, VPB. Tuy nhiên do các ngân hàng thương mại này mới niêm yết nên kết quả ước tính cũng chưa thật sự phù hợp vì thời gian quan sát chưa đủ dài.

##### 4.2. Kết quả tác động của chính sách an toàn vĩ mô tín dụng đến rủi ro hệ thống



**Bảng 3: Kết quả hồi quy phản ánh tác động của công cụ an toàn vĩ mô tín dụng đến rủi ro hệ thống tại các ngân hàng thương mại**

Biến	Kỳ vọng	Phương trình 1		Phương trình 2	
		Mô hình Pooled OLS	Mô hình hiệu ứng cố định	Mô hình Pooled OLS	Mô hình hiệu ứng cố định
C		-0.0033	-0.0065	0.0069	0.0062
SRISK_TA(-1)	+	0.8655***	0.6987***	0.8759***	0.7244***
CPI(-1)	-	-0.0778*	-0.0844*	0.0034	-0.0183
GDP(-1)	+	0.1725*	0.1534*	0.0361	0.0348
VOL(-1)	+	-0.0617***	-0.0700***	-0.0555***	-0.0706***
ROE(-1)	-	-0.0181**	-0.0268**	-0.0099	-0.0119
A_E(-1)	+	0.0004**	0.0009***	0.0002	0.0004
MAPP1(-1)	-	-0.0026**	-0.0029**		
MAPP2(-1)	-	-0.0026**	-0.0012		
MAPP3(-1)	-	0.0052***	0.0052***		
MAPP4(-1)	-	-0.0035**	-0.0039**		
MAPPCREDIT(-1)	-			-0.0015**	-0.0012**
N		339	339	339	339
Kiểm định phần dư hiệu ứng cố định		P = 0.0000 Lựa chọn mô hình hiệu ứng cố định		P = 0.0000 Lựa chọn mô hình hiệu ứng cố định	

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

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

Kết quả hồi quy với chuỗi dữ liệu bảng không cân bằng của 9 ngân hàng thương mại trong giai đoạn nghiên cứu được thể hiện trong Bảng 3.

Từ kết quả mô hình có thể thấy rằng, hầu hết các biến đều có tác động giống kỳ vọng. Các biến CPI, VOL, ROE, MAPP1, MAPP4 và MAPPCREDIT có tác động ngược chiều; các biến GDP, A\_E và MAPP3 kỳ trước có tác động cùng chiều; trong khi biến MAPP2 không có ý nghĩa thống kê.

#### 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 lại lớn (0.7~0.8). Điều này cho thấy rủi ro hệ thống có mức độ tích tụ qua thời gian.

*Thứ hai*, các biến vĩ mô và thị trường có tác động đến rủi ro hệ thống. CPI kỳ trước có tác động ngược chiều với rủi ro hệ thống kỳ liền sau đó chứng tỏ rằng các biện pháp kiểm soát lạm phát của Ngân hàng Nhà nước trong giai đoạn trước đã tác động giảm chu kỳ tín dụng và giảm rủi ro hệ thống kỳ sau đó. GDP kỳ trước có tác động cùng chiều với rủi ro hệ thống chứng tỏ rằng 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 ngân hàng từ đó dẫn đến nguy cơ tích tụ rủi ro hệ thống. VOL kỳ trước có tác động ngược chiều với rủi ro hệ thống kỳ liền sau đó. Kết quả này tương đồng với kết quả nghiên cứu của Le (2020).

*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 liền sau đó, điều này phù hợp với các nghiên cứu trước đó của Matutes & Vives (2000) và Smith & cộng sự (2003). Ngược lại, A/E của kỳ trước tăng sẽ làm gia tăng rủi ro hệ thống kỳ liền sau đó, giống kỳ vọng. Trong giai đoạn nghiên cứu, các ngân hàng thương mại 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 biến công cụ an toàn vĩ mô tín dụng có tác động đến rủi ro hệ thống. MAPP1 có tác động giảm thiểu rủi ro hệ thống, cho thấy rằng việc phân nhóm ngân hàng và áp dụng trần tăng trưởng tín dụng trong

---

giai đoạn 2012 – 2013 đã phát huy tác dụng làm giảm tăng trưởng tín dụng, dẫn đến giảm rủi ro hệ thống. Kết quả này phù hợp với kết quả nghiên cứu của Phạm Thị Hoàng Anh & cộng sự (2019). Biến MAPP2 không có ý nghĩa, cho thấy việc quy định chỉ có những doanh nghiệp hay tổ chức có nguồn thu ngoại tệ mới được phép vay bằng ngoại tệ vẫn không có tác dụng giảm tín dụng bằng ngoại tệ, bình ổn thị trường ngoại tệ và giảm thiểu rủi ro hệ thống. MAPP3 có tương quan cùng chiều với rủi ro hệ thống, ngược với kỳ vọng. 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 ngân hàng thương mại Việt Nam. MAPP4 có tác động ngược chiều với rủi ro hệ thống tại kỳ sau đó. Hiện nay, tỷ lệ LTV được áp dụng theo thông tư 41/2016/TT-NHNN (chính thức áp dụng từ 01/01/2020 và gia hạn đến 01/01/2023). Tuy nhiên, trên thực tế đã có khá nhiều ngân hàng thương mại đã tiến hành triển khai thông tư này cho thấy công cụ này đã phát huy hiệu lực. Cuối cùng, kết quả chỉ ra khi kích hoạt đồng thời thì các công cụ an toàn vĩ mô tín dụng MAPP\_CREDIT đã có tác động giảm thiểu rủi ro hệ thống tại các ngân hàng thương mại với độ trễ là 1 kỳ. Điều này cho thấy hiệu lực của các công cụ ở Việt Nam này đã được chứng minh.

### 5. Kết luận và khuyến nghị

Nghiên cứu này đã chỉ ra rằng việc thắt chặt các công cụ an toàn vĩ mô tín dụng đã có tác động làm giảm thiểu rủi ro hệ thống tại các ngân hàng thương mại Việt Nam. Bài viết sử dụng dữ liệu của 9 ngân hàng thương mại Việt Nam niêm yết trên thị trường chứng khoán giai đoạn từ tháng 6 năm 2009 đến hết năm 2019 và phương pháp SRISK để đo lường rủi ro hệ thống tại các ngân hàng thương mại này đồng thời sử dụng phương pháp hồi quy bằng không cân bằng để đánh giá tác động của các công cụ an toàn vĩ mô tín dụng đến rủi ro hệ thống. Kết quả nghiên cứu cho thấy trong giai đoạn 2009 – 2019, bên cạnh một số 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, các tác giả đề xuất một số khuyến nghị như sau. Thứ nhất, với các công cụ đã phát huy hiệu lực như trần tăng trưởng tín dụng, LTV thì cần tiếp tục sử dụng trong việc giảm thiểu tăng trưởng tín dụng và rủi ro hệ thống. Thứ hai, đối với công cụ trọng số rủi ro và hạn chế đối tượng cho vay ngoại tệ 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. Thứ ba, cần tiếp tục triển khai can thiệp đồng thời các công cụ an toàn vĩ mô đã kích hoạt. Việc triển khai kết hợp không chỉ giữa các công cụ trong cùng một nhóm mà còn giữa các công cụ thuộc các nhóm khác nhau.

Nghiên cứu này tập trung vào tại các ngân hàng thương mại đã niêm yết trên thị trường chứng khoán, chưa bao gồm các ngân hàng chưa niêm yết và các ngân hàng 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

- Acharya, V.V., Pedersen, L.H., Philippon, T. & Richardson, M. (2017), ‘Measuring systemic risk’, *The Review of Financial Studies*, 30(1), 2-47.
- Adrian, T. & Brunnermeier, M.K. (2008), *CoVaR Staff Report No.348*, Federal Reserve Bank, New York.
- Adrian, T. & Shin, H.S. (2010), ‘Liquidity and leverage’, *Journal of Financial Intermediation*, 19(3), 418-437.
- Akinci, O. & Olmstead-Rumsey, J. (2018), ‘How effective are macroprudential policies? An empirical investigation’, *Journal of Financial Intermediation*, 33(1), 33-57;
- Altunbas, Y., Binici, M. & Gambacorta, L. (2018), ‘Macroprudential policy and bank risk’, *Journal of International Money and Finance*, 81(1), 203-220.
- Andries, A.M., Melnic, F. & Nistor Mutu, S. (2017), ‘Effects of macroprudential policy on systemic risk and bank risk taking’, *Czech Journal of Economics and Finance*, retrieved on February 26<sup>th</sup> 2021 from < [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=3021278](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3021278) >.
- Borio, C.E. (2003), ‘Towards a macroprudential framework for financial supervision and regulation?’, *CESifo*

---

*Economic Studies*, 49(2), 181-215.

- Brownlees, C.T. & Engle, R. (2012), *Volatility, correlation and tails for systemic risk measurement*, retrieved on February 26<sup>th</sup> 2021 from <[https://creates.au.dk/fileadmin/site\\_files/filer\\_oekonomi/subsites/creates/Seminar\\_Papers/2012/mes.pdf](https://creates.au.dk/fileadmin/site_files/filer_oekonomi/subsites/creates/Seminar_Papers/2012/mes.pdf)>.
- Caruana, J. (2010), *Macroprudential policy: working towards a new consensus*, Bank for International Settlements, Basel, Switzerland.
- Cerutti, E., Claessens, S. & Laeven, L. (2017), 'The use and effectiveness of macroprudential policies: New evidence', *Journal of Financial Stability*, 28(1), 203-224.
- Claessens, S., Ghosh, S.R & Mihet, R. (2013), 'Macro-prudential policies to mitigate financial system vulnerabilities', *Journal of International Money and Finance*, 39(1), 153-185.
- Committee on Global Financial System (2012), 'Operationalizing the selection and application of macroprudential instruments', *CGFS Papers* (48), 1-68, retrieved on February 25<sup>th</sup> 2021 from <<https://www.bis.org/publ/cgfs48.pdf>>.
- International Monetary Fund (2013), 'Key Aspects of Macroprudential Policy', *IMF working paper*, retrieved on February 25<sup>th</sup> 2021 from <<https://www.imf.org/external/np/pp/eng/2013/061013b.pdf>>.
- Gao, W., Miller, T.J. & Taboada, A.G. (2018), 'International Evidence on the Impact of Macroprudential Policies on Bank Risk Taking and Systemic Risk', retrieved on February 21<sup>st</sup> 2021 from <[https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=3207722](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3207722)>.
- Le, T.H. (2021), 'Systemic risk in ASEAN-6: a new empirical investigation', *International Journal of Emerging Markets*, retrieved on February 21<sup>st</sup> 2021 from <<https://doi.org/10.1108/IJOEM-05-2020-0567>>.
- Matutes, C. & Vives, X. (2000), 'Imperfect competition, risk taking, and regulation in banking', *European Economic Review*, 44(1), 1-34.
- Meuleman, E. & Vander Vennet, R. (2020), 'Macroprudential policy and bank systemic risk', *Journal of Financial Stability*, 47(1), 100724.
- Phạm Thị Hoàng Anh, Nguyễn Phi Lâm, Phan Hữu Việt, Nguyễn Thị Thùy Vinh, Nguyễn Thanh Nhân & Nguyễn Hồng Ngọc (2019), 'Hiệu lực cơ chế truyền dẫn chính sách giám sát an toàn vĩ mô tại Việt Nam', Đề tài NCKH do Quỹ Nafosted tài trợ, mã số 502.99-2016.01, 2016.
- Smith, M.B.D., De Nicoló, M.G. & Boyd, J.H. (2003), 'Crisis in competitive versus monopolistic banking systems', *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(3), 487-506;
- Vallascas, F. & 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), 745-1776.