



Tác động của chính sách tiền tệ đến rủi ro hệ thống của các tổ chức tài chính: Nghiên cứu trường hợp tại Việt Nam

NGUYỄN THỊ THANH HOÀI ^{a,*}, TRẦM THỊ XUÂN HƯƠNG ^{b,*}, NGUYỄN THỊ THÙY LINH ^b

^aNgân hàng TMCP Công thương Việt Nam

^bTrường Đại học Kinh tế TP. Hồ Chí Minh

THÔNG TIN	TÓM TẮT
Ngày nhận: 28/05/2022	Nghiên cứu sử dụng mô hình VAR và phương pháp kiểm định nhân quả Granger để phân tích tác động của chính sách tiền tệ đến rủi ro hệ thống của các tổ chức tài chính (TCTC) tại Việt Nam giai đoạn 2010–2020. Đo lường rủi ro hệ thống được tính bằng chỉ số mức tổn thất kỳ vọng biên (Marginal Expected Shortfall – MES) của 29 TCTC. Chính sách tiền tệ được đo bằng lãi suất chính sách và hoạt động kinh tế thực được đại diện bởi lạm phát và chênh lệch sản lượng thực và sản lượng tiềm năng của nền kinh tế. Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng chính sách tiền tệ có tác động nhân quả Granger đến rủi ro hệ thống của các TCTC tại Việt Nam, đồng thời phản ứng của rủi ro hệ thống của các TCTC trước các cú sốc từ chính sách tiền tệ là khác nhau giữa hai giai đoạn 2010–2012 và giai đoạn 2013–2020. Với kết quả này, Ngân hàng Nhà nước cần cẩn nhắc vai trò của chính sách tiền tệ đến rủi ro hệ thống của các TCTC, từ đó góp phần thúc đẩy quá trình thăng hạng của thị trường chứng khoán Việt Nam trong tương lai.
Ngày nhận lại: 30/09/2022	
Duyệt đăng: 04/10/2022	
Mã phân loại JEL: E52; G21; G30.	
Từ khóa: Chính sách tiền tệ; Rủi ro hệ thống; Tổ chức tài chính; Việt Nam.	
Keywords: Monetary policy; Systemic risk; Financial institutions; Vietnam.	<p>Abstract</p> <p>The study uses the VAR model and Granger causality test to analyze the impact of monetary policy on the systemic risk of financial institutions in Vietnam from 2010 to 2020. The systemic risk of 29 financial institutions in Vietnam is measured by the Marginal Expected Shortfall (MES) method. The Monetary policy data is represented by</p>

* Tác giả liên hệ.

Email: nguyenthithanhhoai.b@gmail.com (Nguyễn Thị Thanh Hoài), bthuong@ueh.edu.vn (Trầm Thị Xuân Hương), linh.nguyen@ueh.edu.vn (Nguyễn Thị Thùy Linh).

Trích dẫn bài viết: Nguyễn Thị Thanh Hoài, Trầm Thị Xuân Hương, & Nguyễn Thị Thùy Linh. (2022). Tác động của chính sách tiền tệ đến rủi ro hệ thống của các tổ chức tài chính: Nghiên cứu trường hợp tại Việt Nam. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 33(11), 23–40.

the monetary policy interest rate while the economic performance is measured by the inflation rate and output gap of Vietnam's economy. Research results show that monetary policy has a Granger causal effect on the systemic risk of financial institutions in Vietnam. The response of systemic risk to monetary policy shocks is different between the 2010–2012 period and 2013–2020 period. Based on this result, the State Bank of Vietnam needs to consider the role of monetary policy on systemic risks of the financial institution; thereby contributing to promoting Vietnam's stock market promotion in the future.

1. Giới thiệu

Lĩnh vực kinh tế vĩ mô và hệ thống tài chính đã thu hút nhiều nghiên cứu nhằm giải thích sự tồn thương của hệ thống tài chính như: Các nghiên cứu của Kaminsky và cộng sự (1998), Kaminsky và Reinhart (1999), Alessi và Detken (2011), Behn và cộng sự (2013), Borio và Drehmann (2010). Đặc biệt, mối quan hệ giữa rủi ro hệ thống (RRHT) của hệ thống tài chính và chính sách tiền tệ (CSTT) trở thành chủ đề được nhiều người quan tâm.

Theo de Bandt Và Hartmann (2000) định nghĩa RRHT là một sự kiện có tính hệ thống ảnh hưởng đáng kể đến các tổ chức hoặc thị trường tài chính, suy giảm nghiêm trọng hoạt động của hệ thống tài chính. Billio và cộng sự (2012) cho rằng RRHT là bất kỳ sự kiện nào đe dọa đến sự ổn định hoặc niềm tin của công chúng đối với hệ thống tài chính. Abdymomunov (2013) định nghĩa RRHT như là rủi ro của cú sốc tiêu cực, ảnh hưởng nghiêm trọng đến toàn bộ hệ thống tài chính và nền kinh tế thực. Patro và cộng sự (2013) định nghĩa RRHT là xác suất xảy ra sự suy giảm nghiêm trọng trong hệ thống tài chính, gây ra bởi một sự kiện mạnh mẽ, chẳng hạn như sự đổ vỡ của TCTC, ảnh hưởng tiêu cực đến không chỉ thị trường tài chính nói riêng mà còn cả nền kinh tế nói chung. Nói cách khác, sự thất bại của TCTC có vai trò quan trọng trong hệ thống, đáp ứng các nghĩa vụ nợ chính là nguyên nhân gây ra sự sụp đổ của hệ thống tài chính, cũng như gây ra các tác động tiêu cực đến nền kinh tế. Ngân hàng Trung ương (NHTW) Châu Âu (European Central Bank – ECB) cho rằng RRHT là nguyên nhân làm suy yếu các chức năng của một hệ thống tài chính, ảnh hưởng nghiêm trọng đến mức tăng trưởng kinh tế và phúc lợi (ECB, 2010).

Các nghiên cứu nêu trên sử dụng các chỉ số tài chính, GDP, lạm phát, lãi suất chính sách, chênh lệch giá bất động sản, chênh lệch giá cổ phiếu... nhằm đưa ra các tín hiệu cảnh báo sớm, các cú sốc tiềm ẩn đối với hệ thống tài chính, đây cũng là nguyên nhân dẫn đến RRHT. Từ đó, định hướng cần thiết phải có các chính sách để giải quyết những mối đe dọa RRHT đến hệ thống tài chính, trong đó sử dụng vai trò của CSTT tác động đến RRHT theo hai hướng như sau:

- *Tác động của CSTT mở rộng đến RRHT:* Sau cuộc khủng hoảng tài chính năm 2008, Acharya và cộng sự (2017) cho rằng có sự liên kết giữa các tổ chức trong hệ thống tài chính và ảnh hưởng khủng hoảng tài chính đối với nền kinh tế. Taylor (2009) tuyên bố rằng Cục Dự trữ Liên bang giữ lãi suất "quá thấp trong thời gian quá dài", góp phần hình thành bong bóng nhà ở Mỹ, dẫn đến cuộc khủng hoảng tài chính năm 2008. Theo Quỹ Tiền tệ Quốc tế, Hội đồng ổn định tài chính và Ngân hàng Thanh toán quốc tế (Financial Stability Board, International Monetary Fund, & Bank for International Settlements) (2009), RRHT là nguy cơ gián đoạn các dịch vụ tài chính, làm giảm giá tài sản tài chính

và có khả năng gây hậu quả tiêu cực đến nền kinh tế thực. Với các nghiên cứu của Altunbasa và cộng sự (2014), Jiménez và cộng sự (2014), Buch và cộng sự (2014), Angeloni và cộng sự (2015), Gang và Qian (2015), Deev và Hodula (2016), Neuenkirch và Nöckel (2018), Colletaz và cộng sự (2018), Kabundi và de Simone (2020)... đưa ra kết luận rằng CSTT mở rộng làm gia tăng RRHT trên các thị trường tài chính.

- *CSTT thắt chặt có thể dẫn đến tăng RRHT:* Bernanke (1983) và Mishkin (1994) đưa ra các lý thuyết về bất cân xứng thông tin của một cuộc khủng hoảng tài chính, lý thuyết này hàm ý rằng CSTT thắt chặt là tác nhân chính gây ra khủng hoảng tài chính. Các nghiên cứu của Laséen và cộng sự (2017), Sabri và cộng sự (2019), Zhang và cộng sự (2020)... cho bằng chứng rằng CSTT thắt chặt làm tăng RRHT.

Mặt khác, các nghiên cứu khác không tìm thấy bằng chứng về tác động của RRHT lên sự thay đổi trong CSTT ở các quốc gia phát triển. Colletaz và cộng sự (2018) bác bỏ tác động của RRHT đến CSTT của Ngân hàng Trung ương Châu Âu (ECB) trước cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu, điều này khẳng định một thực tế rằng, trước cuộc khủng hoảng, RRHT không ảnh hưởng đến lập trường của ECB. Kabundi và de Simone (2020) đưa ra quan điểm tương tự khi cho rằng bằng chứng thực nghiệm về tầm quan trọng của kênh chấp nhận rủi ro của CSTT là không đủ để CSTT đánh đổi giữa ổn định giá cả và ổn định tài chính...

Tại Việt Nam, gần đây đã có một số nghiên cứu liên quan đến RRHT: Hạ Thị Thiều Dao và cộng sự (2019), Nguyen và cộng sự (2019), Vu và Tran (2019). Tuy nhiên, các nghiên cứu này tiếp cận RRHT đối với hệ thống ngân hàng hoặc với các doanh nghiệp niêm yết, nhưng chưa có nghiên cứu nào tiếp cận RRHT dưới góc độ RRHT của các TCTC, mặc dù, cách tiếp cận này phù hợp với cách tiếp cận hệ thống của NHTW Châu Âu – ECB (2010), Quỹ Tiền tệ quốc tế, Hội đồng ổn định tài chính và Ngân hàng Thanh toán quốc tế (2009).

Vai trò quan trọng của CSTT, nhiều nghiên cứu đã được thực hiện, điển hình như nghiên cứu của Trần Thị Xuân Hương và cộng sự (2014), Vo và Nguyen (2017), Chu Khánh Lân và Trần Thị Hạnh Giang (2016), Nguyễn Phúc Cảnh (2014), Dương Ngọc Mai Phương và cộng sự (2015), Trần Thị Hải Lý (2015), Nguyễn Thị Như Quỳnh (2020), Trần Phương Thảo và Phan Chung Thùy (2014). Nhìn chung, các nghiên cứu này đều nhấn mạnh vai trò quan trọng của CSTT đến nền kinh tế Việt Nam, ngoài ra, các thay đổi của CSTT có tác động lớn đến thị trường tài chính. Tuy nhiên, những nghiên cứu về tác động của CSTT đến RRHT tại Việt Nam vẫn còn thiếu vắng.

Sau khủng hoảng tài chính năm 2008, Ngân hàng Nhà nước (NHNN) thực thi một loạt các biện pháp nhằm kiềm chế lạm phát và hạn chế các tác động của khủng hoảng đến nền kinh tế như: Tăng tỷ lệ bắt buộc, phát hành tín phiếu, tăng lãi suất CSTT từ mức 7,5% vào tháng 4/2008 lên mức 13% vào tháng 5/2008, điều chỉnh lãi suất từ 9% vào tháng 1/2011 tăng lên mức 15% vào tháng 11/2011 nhằm kiểm soát lạm phát tăng phi mã, các biện pháp mạnh của NHNN đã giúp lạm phát giảm về một con số, song kèm theo đó là những hệ quả như: Tăng trưởng tín dụng thấp, vốn đầu tư toàn xã hội suy giảm, gây ra những tác động tiêu cực đến thị trường tài chính trong giai đoạn 2011–2012. Từ năm 2013, NHNN thực thi CSTT mở rộng nhằm thúc đẩy kinh tế, lãi suất giảm dần từ 9% vào năm 2013 xuống còn 4% vào cuối năm 2020. Liệu rằng những thay đổi trong CSTT theo từng giai đoạn của nền kinh tế có ảnh hưởng lên RRHT của các TCTC tại Việt Nam hay không? Vì vậy, mục tiêu của nghiên cứu này là đo lường RRHT và bổ sung bằng chứng thực nghiệm về tác động của CSTT đến RRHT đối với các TCTC tại

Việt Nam trong khoảng thời gian từ năm 2010 đến năm 2010. Qua đó hàm ý cho NHNN các giải pháp kịp thời và các cơ chế phù hợp nhằm hạn chế RRHT của các TCTC tại Việt Nam.

2. Lý thuyết và tổng quan nghiên cứu

Khủng hoảng tài chính năm 2008 có sự liên kết giữa các tổ chức trong hệ thống tài chính và ảnh hưởng khủng hoảng tài chính đối với nền kinh tế (Acharya và cộng sự, 2017), nên khi RRHT hình thành có thể ảnh hưởng xấu đến khả năng theo đuổi các mục tiêu của NHTW. Trong khi đó, mục tiêu chính của CSTT là ổn định giá cả và tăng trưởng sản lượng (Taylor, 1995; Mishkin, 1995). Nếu các quy định an toàn vĩ mô không giám thiểu được việc hình thành RRHT thì rủi ro liên quan đến giá cả và sản lượng chắc chắn sẽ trở thành mối quan tâm của CSTT. Tác động của CSTT đến RRHT được thể hiện qua hai quan điểm như sau:

2.1. Quan điểm cho rằng CSTT mở rộng làm tăng RRHT

CSTT mở rộng hướng đến mục tiêu tăng chi tiêu cho đầu tư và tăng sản lượng cho nền kinh tế (Friedman, 1995). Theo Taylor (2009), CSTT mở rộng là một trong những nguyên nhân làm tăng RRHT, giữ lãi suất “quá thấp quá lâu” góp phần hình thành bong bóng nhà ở Mỹ. Borio và Zhu (2012) đã đề xuất một phương pháp truyền dẫn CSTT qua kênh chấp nhận rủi ro, lập luận rằng lãi suất thấp giúp tăng cường chấp nhận rủi ro.

Rajan (2006) cũng đề xuất lý thuyết “kênh chấp nhận rủi ro” (Risk-Taking Channel) của CSTT, nếu lãi suất thấp hơn thì dẫn đến việc các TCTC chấp nhận rủi ro cao hơn. Theo Borio và Zhu (2012), kênh chấp nhận rủi ro là “mối liên hệ giữa CSTT và nhận thức, đánh giá rủi ro của các tác nhân kinh tế”. Lãi suất thay đổi do điều hành CSTT ảnh hưởng đến khả năng chấp nhận rủi ro thông qua các cơ chế khác nhau, làm phát sinh mối liên hệ giữa CSTT và RRHT. Trong khi đó, sự biến động kinh tế vĩ mô phụ thuộc vào lạm phát, sản lượng và mục tiêu chung của CSTT (Clarida và cộng sự, 1999). Đó là mối liên hệ trực tiếp giữa CSTT và RRHT: Nếu CSTT thành công trong việc kiềm chế sự biến động kinh tế vĩ mô có thể khiến các bên tham gia thị trường tài chính chấp nhận mức rủi ro cao hơn, do đó, RRHT tăng lên, mặc dù đã ổn định vĩ mô thành công. Lý thuyết này đã được kiểm chứng ở các nền kinh tế phát triển qua các nghiên cứu như: Angeloni và Faia (2013) chứng minh CSTT mở rộng làm tăng đòn bẩy và RRHT của hệ thống ngân hàng tại Mỹ giai đoạn 1980–2008; Buch và cộng sự (2014) cho rằng CSTT mở rộng là một trong những nguyên nhân chính làm tăng RRHT của hệ thống ngân hàng tại Mỹ giai đoạn 1997–2008; Altunbasa và cộng sự (2014) cho bằng chứng thực nghiệm tại 15 quốc gia phát triển bao gồm Mỹ và Liên minh Châu Âu trong và trước giai đoạn khủng hoảng; Jiménez và cộng sự (2014) đưa ra bằng chứng sự tồn tại của kênh chấp nhận rủi ro tại thị trường Tây Ban Nha giai đoạn 2002–2008; Gang và Qian (2015) nghiên cứu tác động của CSTT đến RRHT tại thị trường Trung Quốc sau khủng hoảng cho thấy CSTT mở rộng không làm tăng lạm phát hay sản lượng, thay vào đó làm tăng đáng kể RRHT trong lĩnh vực tài chính; Deev và Hodula (2016) cho kết quả nghiên cứu tại các nước khu vực đồng tiền chung Châu Âu giai đoạn 2005–2009, CSTT mở rộng không làm tăng lạm phát nhưng làm tăng RRHT; Neuenkirch và Nöckel (2018) cho bằng chứng về kênh chấp nhận rủi ro của CSTT tại các nước khu vực đồng tiền chung Châu Âu giai đoạn quý 3/2003 đến quý 2/2016.

Giả thuyết chính của kênh chấp nhận rủi ro là CSTT ảnh hưởng đến thái độ đối với rủi ro một cách có hệ thống trong lĩnh vực tài chính theo cách thức tuần hoàn (Borio & Zhu, 2012). Nếu CSTT

mở rộng/ thắt chặt, thì các tác nhân kinh tế có xu hướng giảm/ tăng mức độ ngai rủi ro. Nếu thái độ chấp nhận rủi ro phản ứng mang tính chu kỳ đối với các tác động của CSTT, thì tác động của CSTT đối với sự sẵn lòng cho vay của ngân hàng thậm chí còn mạnh hơn dự đoán của lý thuyết về khuếch đại các hiệu ứng tài chính (Financial Accelerator) và kênh cho vay của ngân hàng. Kênh chấp nhận rủi ro có thể được xem là một kênh độc lập, hoặc một kênh tín dụng, hoặc lãi suất trong các kênh truyền dẫn của CSTT. Lãi suất thấp tác động đến khả năng chấp nhận rủi ro của ngân hàng cũng như các TCTC khác tăng lên thông qua một số cách sau:

- *Cách thứ nhất*, thông qua cơ chế “tìm kiếm lợi nhuận” (Rajan, 2006). Lãi suất thấp có thể khuyến khích các nhà đầu tư chấp nhận rủi ro cao hơn.

- *Cách thứ hai*, thông qua cách đo lường rủi ro của các ngân hàng, lãi suất thấp có thể khiến các ngân hàng chịu nhiều rủi ro hơn, thông qua tác động của lãi suất đến định giá, thu nhập và dòng tiền (Altunbasa và cộng sự, 2014). Adrian và Shin (2010) cũng đưa ra lập luận tương tự, những thay đổi trong đo lường rủi ro sẽ dẫn đến sự điều chỉnh trong bảng cân đối của các ngân hàng, lúc này, đòn bẩy sẽ khuếch đại các biến động của chu kỳ kinh doanh.

- *Cách thứ ba*, thông qua hành vi của các ngân hàng và nhà đầu tư. Khi lãi suất được duy trì ở mức thấp trong thời gian dài, ngân hàng mở rộng tín dụng và tăng đầu tư. CSTT mở rộng có thể tăng hoạt động kinh tế thực, làm giảm mức độ ngai rủi ro của nhà đầu tư, bởi vì, trong thời kỳ kinh tế mở rộng, mức tiêu thụ tăng lên so với mức bình thường (Campbell & Cochrane, 1999). Cơ chế này phù hợp với các nghiên cứu trước về mô hình định giá tài sản, dự đoán mức chênh lệch tín dụng cao hơn trong thời gian dài sau các khoảng thời gian lãi suất thấp (Longstaff & Schwartz, 1995; Collin-Dufresne và cộng sự, 2001).

2.2. Quan điểm cho rằng CSTT thắt chặt làm tăng RRHT

Mục tiêu của CSTT thắt chặt làm chậm tăng trưởng kinh tế quá nóng hay kiềm chế lạm phát đang leo thang. NHTW thực thi các chính sách nhằm giảm bớt mức cung tiền trong nền kinh tế, làm cho lãi suất trên thị trường tăng lên; từ đó, thu hẹp được tổng cầu, làm mức giá chung giảm xuống. Mishkin (1994) đưa ra các lý thuyết về bất cân xứng thông tin của khủng hoảng tài chính, cho rằng lãi suất tăng là một trong các nhân tố gây ra khủng hoảng tài chính; thông tin bất cân xứng và cụ thể là vấn đề lựa chọn bất lợi có thể dẫn đến tình trạng hạn chế tín dụng, một mức lãi suất cao hơn làm cho vấn đề lựa chọn bất lợi càng nghiêm trọng hơn. Do đó, thị trường tài chính không thể phân bổ các nguồn vốn một cách hiệu quả đến những cá nhân và doanh nghiệp có các cơ hội đầu tư đạt năng suất cao nhất. Trong khi đó, các cá nhân và doanh nghiệp với các dự án đầu tư rủi ro nhất là những người sẵn sàng trả lãi suất cao nhất. Lãi suất cao làm tăng khả năng ngân hàng cho vay gấp rủi ro tín dụng, nên cắt giảm số lượng các khoản vay, điều này làm cho nguồn cung tín dụng giảm. Vì vậy, ngay khi nhu cầu vay quá lớn, lãi suất cao sẽ không thể cân bằng thị trường bởi vì tăng lãi suất sẽ chỉ làm giảm cung cho vay, dẫn đến sự suy giảm đáng kể trong hoạt động đầu tư và kinh tế. Các nhà kinh tế học lập luận rằng lãi suất cao nghĩa là chính sách tiền tệ thắt chặt trong ngắn hạn (McCallum, 1999), và khẳng định rằng CSTT thắt chặt chắc chắn dẫn đến rủi ro kinh tế vĩ mô và có thể làm cho nền kinh tế suy thoái (Mishkin, 2009).

Üng hộ cho quan điểm này, Ramos-Tallada (2015) với kết quả thực nghiệm tại thị trường Brazil trong giai đoạn 1995–2012 đã cho rằng trong trường hợp CSTT thắt chặt quá căng thẳng, lãi suất tác động cùng chiều với RRHT. Laséen và cộng sự (2017) chỉ ra rằng trong giai đoạn 1960–2014, CSTT

thắt chặt không làm giảm RRHT của hệ thống tài chính Mỹ, đặc biệt, khi hệ thống tài chính đang trong giai đoạn dễ tổn thương. CSTT thắt chặt bất ngờ có tác động tiêu cực đến sản lượng, lạm phát và giá tài sản. Sabri và cộng sự (2019) nghiên cứu mối quan hệ giữa CSTT và RRHT của hệ thống tài chính của Mỹ trong giai đoạn 2000–2015 và chỉ ra rằng lãi suất ngắn hạn cao có thể làm tăng RRHT. Zhang và cộng sự (2020) cung cấp bằng chứng thực nghiệm về tác động của CSTT thắt chặt đối với RRHT tại Trung Quốc trong giai đoạn 2009–2018, kết quả nghiên cứu cho rằng trong ngắn hạn, một cú sốc tiền tệ thắt chặt sẽ làm tăng RRHT.

3. Phương pháp nghiên cứu và dữ liệu

3.1. Phương pháp nghiên cứu

Mô hình vector tự động hồi quy (Vector Autoregression – VAR) được giới thiệu bởi Sims (1980) là một mô hình định lượng phản ứng động của một nhóm nhiều biến vĩ mô mà không yêu cầu các điều kiện mạnh để xác định các cú sốc vĩ mô. Khi nghiên cứu các dữ liệu theo chuỗi thời gian, cần kiểm tra tính dừng và tính đồng liên kết của chuỗi dữ liệu thời gian để xem dữ liệu có phù hợp với mô hình VAR hay không.

Mô hình VAR cung cấp công cụ: Hàm phản ứng xung (Impulse Response Function – IRF) giúp các nhà nghiên cứu đo lường phản ứng của các biến được nghiên cứu đối với các cú sốc CSTT, các phân tích phương sai giúp các nhà nghiên cứu phân tích sự đóng góp của các yếu tố này đối với phương sai của các biến nghiên cứu, đồng thời, kiểm định quan hệ nhân quả Granger giúp các nhà nghiên cứu phân tích mối quan hệ giữa các biến trong mô hình. Các nghiên cứu sử dụng mô hình VAR để nghiên cứu tác động của CSTT đến RRHT như: Angeloni và Faia (2013), Buch và cộng sự (2014)...

Tại Việt Nam, một số nghiên cứu đã áp dụng mô hình VAR để nghiên cứu truyền dẫn của CSTT như: Trần Thị Xuân Hương và cộng sự (2014), Bui Van Hai và Tran Thi Minh Trang (2015), Le và Pfau (2009), Vo và Nguyen (2017)... Trong nghiên cứu này, nhóm tác giả áp dụng mô hình VAR (Dufour và cộng sự, 2013) để nghiên cứu tác động của CSTT của Việt Nam đối với RRHT, đồng thời, xem xét đến tính chất chu kỳ của nền kinh tế theo từng giai đoạn: Giai đoạn 2010–2012 – Giai đoạn ảnh hưởng bởi khủng hoảng tài chính năm 2008, lạm phát tăng cao, NHNN thực thi chính sách thắt chặt tiền tệ trong giai đoạn này; và giai đoạn từ 2013–2020 – Giai đoạn ổn định, lạm phát được kiểm soát. Các nghiên cứu như: Blommestein và cộng sự (2011), Taylor (2013) cũng chỉ ra rằng các CSTT nhằm giảm thiệt hại của cuộc khủng hoảng hiện tại nhưng có thể “gioe mầm” cho một cuộc khủng hoảng tài chính tương lai. Mô hình VAR có dạng:

$$Y_t = \mu + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Trong đó:

Y_t, \dots, Y_{t-p} : Các vector $n \times 1$ của các biến nội sinh và biến trễ; vector Y_t bao gồm các biến số trong mô hình $Y_t = (\text{MESS}_t, \text{CPI}_t, \text{GAP}_t, \text{IR}_t)$; μ : Vector $n \times 1$ của các hằng số; và A_1, \dots, A_p : Các ma trận hệ số $n \times n$; ε_t : Vector các phần dư, mỗi phần tử trong vector ε_t có giá trị trung bình bằng 0 và theo một quá trình nhiễu trắng với phương sai hữu hạn.

CPI: Chỉ số giá tiêu dùng đại diện cho lạm phát được thu thập từ Tổng cục Thống kê¹.

GAP: Lỗ hổng sản lượng, là chênh lệch giữa sản lượng thực tế và sản lượng tiềm năng. Sản lượng thực tế được đại diện bởi GDP thực; tuy nhiên, số liệu GDP hàng tháng không tồn tại, do đó, nhóm tác giả sử dụng chỉ tiêu tăng trưởng sản lượng công nghiệp thu thập từ Ngân hàng Phát triển Châu Á (ADB)² và sử dụng bộ lọc Hodrick-Prescott để ước tính tăng trưởng sản lượng tiềm năng.

IR: Lãi suất chính sách, là biến đại diện cho CSTT được thu thập từ Quỹ Tiền tệ Quốc tế (International Monetary Fund – IMF³). Bởi lý thuyết của Keynes (1936) đánh giá cao vai trò của lãi suất trong điều hành CSTT, Taylor (1995) cũng đồng tình với quan điểm lãi suất là chìa khóa trong điều hành CSTT. NHNN chủ yếu thay đổi trực tiếp đến lãi suất chính sách để thực hiện CSTT, do đó, lãi suất chính sách thường được sử dụng như một đại diện tốt cho CSTT.

MESS: Biến đại diện cho RRHT của các TCTC Việt Nam, nhóm tác giả tính giá trị trung bình từng tháng dựa trên chỉ số MES hay còn gọi là mức thiểu hụt dự kiến biên chung, do Acharya (2009), Acharya và cộng sự (2017) đặt nền tảng lý thuyết, MES là một thành phần dùng để tính chỉ số Tồn thất kỳ vọng của hệ thống (Systemic Expected Shortfall – SES), bởi vì SES cho biết mức đóng góp của từng TCTC đối với RRHT, trong khi MES đóng vai trò như một chỉ báo về RRHT. Gang và Qian (2015) xem MES như một chỉ báo đối với RRHT tại Trung Quốc. Độ lường RRHT bằng MES được áp dụng trong nhiều nghiên cứu như: Battaglia và Gallo (2013) áp dụng phương pháp MES cho các ngân hàng Ý giai đoạn 2000–2009, Idier và cộng sự (2014) áp dụng phương pháp này cho 65 ngân hàng Hoa Kỳ trong giai đoạn 1996–2010, Yun và Moon (2014) áp dụng cho thị trường Hàn Quốc từ tháng 7 năm 2002 đến tháng 3 năm 2013, Gang và Qian (2015), Huang và cộng sự (2019), và Zhou và cộng sự (2020) áp dụng phương pháp này để đại diện cho RRHT tại thị trường Trung Quốc...

Acharya và cộng sự (2017) cho thấy tỷ suất sinh lợi trung bình trên vốn chủ sở hữu của các TCTC trong những ngày “xấu” (trong giai đoạn bình thường) có thể là một dự báo tốt về lợi nhuận trong một cuộc khủng hoảng tài chính. Tỷ suất lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu trung bình như vậy được Acharya và cộng sự (2017) gọi là Mức tồn thất kỳ vọng biên (MES). Ước tính tồn thất MES kỳ vọng cận biên ở mức rủi ro tiêu chuẩn là $\alpha = 5\%$ sử dụng dữ liệu lợi nhuận hàng ngày. Điều này có nghĩa là lấy 5% ngày tồi tệ nhất cho lợi nhuận thị trường (R) trong bất kỳ khoảng thời gian nào và sau đó tính toán lợi nhuận trung bình có trọng số tương đương trên bất kỳ tổ chức (R^i) nào trong những ngày này:

$$MES_{5\%}^i = \frac{1}{\#days} \sum R_t^i \quad (2)$$

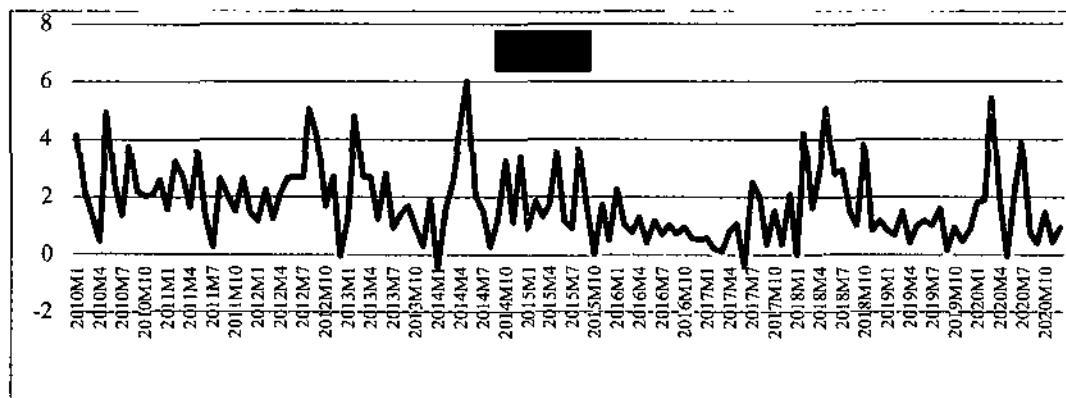
Trong đó: t : Hệ thống khi ở đuôi 5%.

Nhìn chung, mức tồn thất kỳ vọng biên của các tổ chức riêng lẻ không đủ để ước tính RRHT, vì mức đóng góp của từng tổ chức trong cuộc khủng hoảng chưa được xác định. Tuy nhiên, RRHT tăng lên nếu mức tồn thất kỳ vọng biên của tất cả các tổ chức riêng lẻ tăng lên. Điều này có nghĩa là chúng ta có thể sử dụng Mức thiểu hụt dự kiến biên chung (MESS) của các tổ chức riêng lẻ để đo lường RRHT.

¹ Dữ liệu thu thập từ Số liệu thống kê của Tổng cục Thống kê. Truy cập tại website <https://www.gso.gov.vn/so-lieu-thong-ke/>

² Dữ liệu Ngân hàng Phát triển Châu Á (ADB). Truy cập tại website <https://aric.adb.org>

³ Dữ liệu Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IMF). Truy cập tại website <https://www.imf.org>

**Hình 1.** Mức thiêu hụt dự kiến biên chung (MESS)

MESS được xây dựng dựa trên trung bình MES hàng tháng của các tổ chức tài chính trong mẫu nghiên cứu. Nhóm tác giả sẽ sử dụng chỉ số này để đại diện cho RRHT của hệ thống tài chính Việt Nam trong mô hình nghiên cứu tác động của CSTT đến RRHT.

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu thu thập dữ liệu từ các TCTC được niêm yết trên thị trường chứng khoán tại Việt Nam trong giai đoạn 2010–2020, bao gồm: Giá đóng cửa hằng ngày của các cổ phiếu, với tiêu chí là thông tin đầy đủ nhất và đủ dữ liệu để đáp ứng mô hình nghiên cứu, được thu thập từ Sở Giao dịch Chứng khoán Hà Nội (HNX) và Sở Giao dịch Chứng khoán TP.HCM (HOSE).

Các biến kinh tế vĩ mô được thu thập theo tháng từ Tổng cục Thống kê, Ngân hàng Phát triển Châu Á (ADB) và Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IMF).

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

Bảng 1.

Thống kê mô tả các biến nghiên cứu trong mô hình nghiên cứu tác động của CSTT đến RRHT

Biến/tiêu chí	CPI	GAP	IR	MESS
2010M1–2012M12				
Trung bình	0,962	0,011	11,028	2,302
Độ lệch chuẩn	0,851	4,993	2,699	1,167
Giá trị nhỏ nhất	-0,290	-12,539	8	-0,048
Giá trị lớn nhất	3,320	16,226	15	5,044
Số quan sát	36	36	36	36
2013M1–2020M12				
Trung bình	0,259	-0,004	6,323	1,579
Độ lệch chuẩn	0,452	4,681	0,813	1,295

Biến/tiêu chí	CPI	GAP	IR	MESS
Giá trị nhỏ nhất	-1,540	-16,853	4	-0,448
Giá trị lớn nhất	1,400	15,944	9	6,002
Số quan sát	96	96	96	96

Ghi chú: 2010M1–2012M12: Dữ liệu từ tháng 1/2010 đến tháng 12/2012; 2013M1–2020M12: Dữ liệu từ tháng 1/2013 đến tháng 12/2020.

Trong giai đoạn 2010–2012, Chính phủ theo đuổi CSTT thắt chặt với mục tiêu ban đầu là vực dậy nền kinh tế sau khủng hoảng, sau đó là giảm lạm phát và lãi suất, ổn định kinh tế vĩ mô. Giá trị của các biến Lãi suất chính sách (IR), chỉ số giá tiêu dùng (CPI) và RRHT trong giai đoạn 2010–2012 đều cao hơn giá trị của giai đoạn 2013–2020 (thời kỳ ổn định kinh tế vĩ mô và phát triển kinh tế).

Kiểm định đơn vị gốc để xem xét tính dừng và không dừng của chuỗi thời gian của các biến trong kiểm định mô hình thực để tránh hồi quy giả mạo khi phân tích dữ liệu. Kiểm định thường được sử dụng để xem xét tính dừng của một chuỗi thời gian là kiểm định nghiệm đơn vị theo phương pháp ADF (Augmented Dickey - Fuller).

Bảng 2.

Kiểm định nghiệm đơn vị Dickey - Fuller

Biến	Dickey - Fuller bậc 0		Dickey - Fuller bậc 1		Kết quả
	Thống kê T	Giá trị p	Thống kê T	Giá trị p	
2010M1–2012M12					
CPI	-2,505	0,326	-5,878	0,000	Dừng bậc 1
GAP	-12,070	0,000			Dừng bậc 0
IR	0,389	0,997	-3,267	0,072	Dừng bậc 1
MESS	-5,664	0,000			Dừng bậc 0
2013M1–2020M12					
CPI	-6,334	0,000			Dừng bậc 0
GAP	-11,395	0,000			Dừng bậc 0
IR	-2,546	0,305	-10,286	0,000	Dừng bậc 1
MESS	-7,941	0,000			Dừng bậc 0

Ghi chú: 2010M1–2012M12: Dữ liệu từ tháng 1/2010 đến tháng 12/2012; 2013M1–2020M12: Dữ liệu từ tháng 1/2013 đến tháng 12/2020.

Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị cho thấy các biến không dừng cùng bậc, do vậy, nhóm tác giả lấy sai phân cho các biến (đối với biến dừng bậc 1) và giữ nguyên (đối với biến dừng bậc 0). Kết quả kiểm định đồng liên kết Johansen cho thấy dữ liệu phù hợp cho mô hình VAR.

Việc xác định số bước trễ tối ưu trong mô hình VAR là rất quan trọng. Độ trễ tối ưu của mô hình VAR ước tính đã được chọn dựa trên năm tiêu chí sau: (1) Tiêu chí thông tin Akaike (AIC), (2) tiêu

chí thông tin Schwarz (SC), (3) Hannan và Quinn (HQ), (4) sai số dự báo cuối cùng (FPE), và (5) giá trị thống kê log-likelihood (LR). Trong nghiên cứu này, độ trễ thích hợp cùng bảng 2 cho giai đoạn 2010–2012 và giai đoạn 2013–2020.

Kết quả của mô hình VAR (Bảng 3) cho thấy CTT tác động đến RRHT trong giai đoạn 2010–2012, nhưng không tác động đến RRHT giai đoạn 2013–2020, lỗ hổng sản lượng tác động đến RRHT trong giai đoạn 2013–2020.

Bảng 3.

Kết quả mô hình VAR nghiên cứu tác động của CTT đến RRHT

2010M1–2012M12				
BIẾN	ΔCPI	GAP	ΔIR	MESS
ΔCPI _{t-1}	-0,060	0,294	0,096	0,399
ΔCPI _{t-2}	-0,251	0,926	0,069	0,040
GAP _{t-1}	-0,053*	-0,546***	-0,0273	-0,040
GAP _{t-2}	0,022	-0,191	-0,0266	0,063
ΔIR _{t-1}	0,028	-0,685	0,478***	0,323
ΔIR _{t-2}	-0,113	0,288	0,119	-0,930***
MESS _{t-1}	0,129	-0,225	-0,082	-0,165
MESS _{t-2}	-0,002	-0,824	0,089	-0,101
Hàng số	-0,307	2,273	-0,029	2,970***
Số quan sát	33	33	33	33

2013M1–2020M12				
BIẾN	CPI	GAP	ΔIR	MESS
CPI _{t-1}	0,491***	0,563	0,089**	0,281
CPI _{t-2}	-0,239**	0,167	-0,053	-0,325
GAP _{t-1}	-0,010	-0,048	-0,009**	0,099***
GAP _{t-2}	-0,008	0,024	0,011***	-0,050*
ΔIR _{t-1}	0,269	3,618	-0,078	-0,943
ΔIR _{t-2}	0,025	1,567	0,360***	0,018
MESS _{t-1}	-0,039	-0,164	-0,006	0,229**
MESS _{t-2}	0,023	0,217	0,009	0,098
Hàng số	0,222***	0,049	-0,037	0,978***
Số quan sát	93	93	93	93

Ghi chú: *, ** và *** là lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%; 2010M1–2012M12: Dữ liệu từ tháng 1/2010 đến tháng 12/2012; 2013M1–2020M12: Dữ liệu từ tháng 1/2013 đến tháng 12/2022; Δ: Sai phân bậc 1 của biến.

Kết quả kiểm định tự tương quan của mô hình thông qua kiểm định LM cho thấy mô hình VAR không còn tự tương quan, do vậy mô hình phù hợp. Kiểm tra độ bền với AR Root Test cho cả hai mô hình đều thỏa mãn điều kiện độ bền, vì tất cả các giá trị riêng nằm bên trong vòng tròn đơn vị.

4.1. Tác động của các biến đến RRHT trong mô hình nghiên cứu

Kết quả kiểm định nhân quả Granger (Bảng 4) chỉ ra rằng: CSTT có tác động đến RRHT trong giai đoạn 2010–2012 (mức ý nghĩa 1%; độ trễ $p = 2$), tuy nhiên, không tác động đến RRHT giai đoạn 2013–2020. Điều này cho thấy CSTT có vai trò quan trọng đến RRHT trong giai đoạn nền kinh tế chịu nhiều tổn thương, trong khi đó, giai đoạn 2013–2020 khi nền kinh tế và hệ thống tài chính ổn định, chỉ có lỗ hổng sản lượng tác động đến RRHT.

Bảng 4.

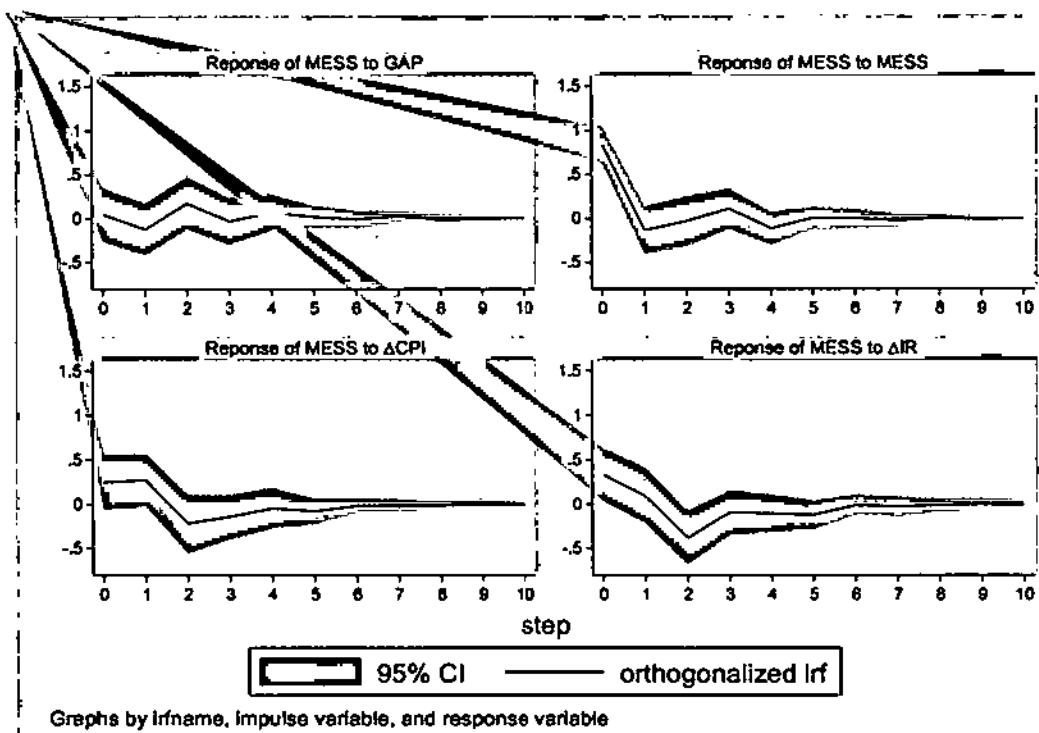
Kết quả kiểm định quan hệ nhân quả Granger

	chi2	Độ trễ	Prob > chi2
<i>2010M1–2012M12</i>			
ΔCPI	2,122	2	0,346
GAP	4,542	2	0,103
ΔIR	9,158	2	0,010
<i>2013M1–2020M12</i>			
CPI	1,485	2	0,474
GAP	15,122	2	0,001
ΔIR	2,253	2	0,324

Ghi chú: H₀: Biến không có quan hệ nhân quả Granger đến MESS;

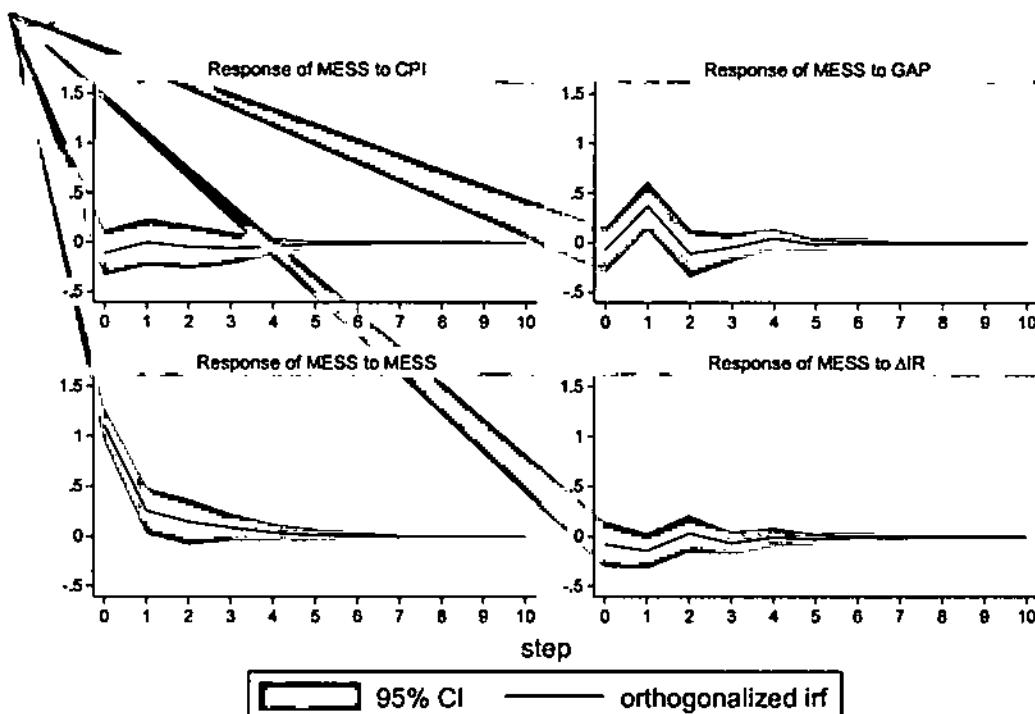
2010M1–2012M12: Dữ liệu từ tháng 1/2010 đến tháng 12/2012; 2013M1–2020M12: Dữ liệu từ tháng 1/2013 đến tháng 12/2020; Δ : Sai phân bậc 1 của biến.

Để làm rõ mức độ tác động, nghiên cứu tiếp tục phân tích hàm phản ứng xung của các biến lỗ hổng sản lượng, lạm phát và CSTT đến RRHT trong 10 kỳ tiếp theo. Các phản ứng xung của RRHT đối với các biến được thể hiện trong Hình 2 (giai đoạn 2010–2012) và Hình 3 (giai đoạn 2013–2020).



Hình 2. Phân tích IRF của các biến đến RRHT giai đoạn 2010–2012

Giai đoạn 2010–2012: Khi có cú sốc tăng lãi suất CSTT, phản ứng tức thời của RRHT là dương sau cú sốc, nghĩa là lãi suất CSTT tăng lên một độ lệch chuẩn, RRHT sẽ tăng 33,6%, nhưng sẽ giảm liên tục ở các kỳ tiếp theo, tác động giảm mạnh nhất ở kỳ thứ 2 sau cú sốc (RRHT giảm 38,2%); từ kỳ thứ 3, xu hướng giảm dần về 0, có nghĩa là CSTT thắt chặt bằng việc tăng lãi suất làm tăng RRHT, tuy nhiên, sau đó giúp hạn chế RRHT của hệ thống tài chính, kết quả này phù hợp với hầu hết các kết quả của các nghiên cứu trước đây (Sabri và cộng sự, 2019; Zhang và cộng sự, 2020...). Phản ứng của RRHT đối với lạm phát là dương sau cú sốc, sau đó giảm dần và tác động giảm mạnh nhất ở kỳ thứ 2; từ kỳ thứ 3, xu hướng giảm dần về 0; đối với lỗ hổng sản lượng, phản ứng của RRHT là khá nhỏ trong giai đoạn này.



Graphs by irfname, impulse variable, and response variable

Hình 3. Phân tích IRF của các biến đến RRHT giai đoạn 2013–2020

Giai đoạn 2013–2020: Cú sốc trong CSTT dường như có tác động làm giảm RRHT nhưng không lớn, tác động này thể hiện tức thời ở kỳ thứ nhất, sang kỳ thứ ba, xu hướng dần về 0. Tương tự, lỗ hổng sản lượng tác động cùng chiều với RRHT, tác động này cũng thể hiện ở kỳ thứ nhất, sang kỳ thứ hai, xu hướng giảm dần về 0. Lạm phát gần như không tác động đến RRHT trong giai đoạn này.

5. Kết luận và khuyến nghị

Nghiên cứu này phân tích tác động của CSTT đến RRHT của các TCTC tại Việt Nam (Ngân hàng thương mại, công ty bảo hiểm và công ty chứng khoán) trong 11 năm từ năm 2010 đến năm 2020. Việc phân tích được thực hiện theo hai bước:

- *Một là*, đo lường RRHT của tác TCTC tại Việt Nam bằng phương pháp MES;
- *hai là*, nghiên cứu tác động của CSTT đến RRHT bằng mô hình VAR. Nghiên cứu xem xét đến tính chất chu kỳ của nền kinh tế theo từng giai đoạn: Giai đoạn 2010–2012 – giai đoạn ảnh hưởng bởi khủng hoảng tài chính năm 2008, và giai đoạn 2013–2020 – giai đoạn ổn định của nền kinh tế.
- *Giai đoạn 2010–2012*, kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng, CSTT tác động đến RRHT của các TCTC tại Việt Nam, phản ứng của RRHT đối với các cú sốc CSTT cũng khác nhau trong từng giai đoạn nghiên cứu. Giai đoạn bị ảnh hưởng mạnh bởi khủng hoảng tài chính 2010–2012, một cú sốc tăng lãi suất CSTT làm giảm RRHT của các TCTC, nhưng tăng lãi suất ngay lập tức làm tăng RRHT trước

khi giảm sau đó. Tác động của CSTT đối với RRHT tại thị trường Việt Nam cho kết quả tương đồng với thị trường Trung Quốc với minh chứng rằng tăng lãi suất ngay lập tức làm tăng RRHT (Zhang và cộng sự, 2020). Kết quả này cũng tương đồng với nghiên cứu của Sabri và cộng sự (2019) tại thị trường Mỹ cho rằng lãi suất ngắn hạn tăng bất ngờ làm tăng RRHT.

- *Giai đoạn nền kinh tế ổn định 2013–2020*, giai đoạn này NHNN thực thi CSTT mở rộng, nhằm phát triển nền kinh tế, trong giai đoạn này, tác động của CSTT đến RRHT gần như không đáng kể và khá nhỏ. CSTT hầu như không tác động đến RRHT trong giai đoạn này. Ngoài ra, lỗ hổng sản lượng tác động cùng chiều đến RRHT trong giai đoạn 2013–2020.

Do vậy, NHNN cần đánh giá chính xác thực trạng của nền kinh tế và hệ thống tài chính, đặc biệt là kịp thời xác định những yếu tố kinh tế vĩ mô sự thay đổi lãi suất sẽ gây cú sốc tài chính làm xuất hiện RRHT, biến động giá cả trên thị trường tài chính cũng như thay đổi sản lượng nền kinh tế và lạm phát biến động. Về ngắn hạn hay dài hạn, NHNN cần chủ động điều chỉnh công cụ lãi suất, cũng như các công cụ vĩ mô khác để kiểm soát khối lượng tiền trong nền kinh tế và ổn định lạm phát và giá cả ngăn ngừa cú sốc phát sinh gây nên RRHT cho các TCTC.

Trong dài hạn, điều kiện tăng trưởng kinh tế nếu NHNN duy trì quá lâu lãi suất thấp thì có nghĩa là mức độ chấp nhận rủi ro của các TCTC càng tăng thì nguy cơ đối mặt với RRHT cũng gia tăng. Vì vậy, Chính phủ cần có chính sách ổn định hệ thống tài chính và thị trường tài chính, đặc biệt trong bối cảnh Việt Nam, kênh chấp nhận rủi ro qua kênh tín dụng ngân hàng là chủ yếu nên NHNN cần kịp thời ban hành quy định hỗ trợ các NHTM quản trị rủi ro tín dụng, hay nói cách khác, cần đưa ra những biện pháp, chính sách phù hợp trong từng giai đoạn.

Nghiên cứu này có một số hạn chế: *Thứ nhất*, nghiên cứu này nghiên cứu về tác động của CSTT đối với RRHT, trong khi đi kèm với CSTT, chính phủ thực hiện một loạt chính sách tài khóa trong từng giai đoạn của nền kinh tế. Các nghiên cứu trong tương lai có thể kết hợp tác động của CSTT và chính sách tài khóa đối với RRHT của các TCTC tại Việt Nam, đồng thời, xem xét tác động của chính sách tài khóa trong việc hạn chế RRHT của các TCTC tại Việt Nam có hiệu quả hơn CSTT?. *Thứ hai*, giai đoạn nghiên cứu từ năm 2010 đến năm 2020, các nghiên cứu tiếp theo có thể mở rộng đến năm 2021, giai đoạn lãi suất CSTT liên tục giảm nhằm ứng phó với tác động của đại dịch COVID-19 đối với nền kinh tế, tác động của CSTT đến RRHT giai đoạn này liệu có khác so với giai đoạn ảnh hưởng bởi cuộc khủng hoảng năm 2008?.

Chú thích

Bài báo này là một phần của luận án tiến sĩ của nghiên cứu sinh Nguyễn Thị Thanh Hoài tại Trường Đại học Kinh tế TP. Hồ Chí Minh theo Quyết định số 1331/QĐ-DHKT-VSDH ban hành ngày 15/04/2016.

Tài liệu tham khảo

- Abdymomunov, A. (2013). Regime-switching measure of systemic financial stress. *Annals of Finance*, 9(3), 455–470.
- Acharya, V. V. (2009). A theory of systemic risk and design of prudential bank regulation. *Journal of Financial Stability*, 5(3), 224–255.
- 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., & Shin, H. S. (2010). *Financial intermediaries and monetary economics*. Federal Reserve Bank of New York Staff Reports No. 398. Retrieved from <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/60885/1/622780220.pdf>
- Alessi, L., & Detken, C. (2011). Quasi real time early warning indicators for costly asset price boom/bust cycles: A role for global liquidity. *European Journal of Political Economy*, 27(3), 520–533.
- Altunbasa, Y., Gambacortab, L., & Marques-Ibanezc, D. (2014). Does monetary policy affect bank risk?. *International Journal of Central Banking*, 10(1), 95–136.
- Angeloni, I., & Faia, E. (2013). Capital regulation and monetary policy with fragile banks. *Journal of Monetary Economics*, 60(3), 311–324.
- Angeloni, I., Faia, E., & Duca, M. L. (2015). Monetary policy and risk taking. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 52, 285–307.
- Battaglia, F., & Gallo, A. (2013). Securitization and systemic risk: An empirical investigation on Italian banks over the financial crisis. *International Review of Financial Analysis*, 30, 274–286.
- Behn, M., Detken, C., Peltonen, T. A., & Schudel, W. (2013). *Setting countercyclical capital buffers based on early warning models: Would it work?*. ECB Working Paper No. 1604. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2341038>
- Bernanke, B. S. (1983). Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *The Quarterly Journal of Economics*, 98(1), 85–106.
- Billio, M., Getmansky, M., Lo, A. W., & Pelizzon, L. (2012). Econometric measures of connectedness and systemic risk in the finance and insurance sectors. *Journal of Financial Economics*, 104(3), 535–559.
- Blommestein, H. J., Eijffinger, S. C. W., & Qian, Z. (2011). *A dynamic general equilibrium analysis of monetary policy rules, adverse selection and long-run financial risk*. CEPR Discussion Paper No. DP8652. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1964142>
- Borio, C., & Drehmann, M. (2010). Toward an operational framework for financial stability: 'Fuzzy' measurement and its consequences. In Rodrigo A. Alfarro, *Financial Stability, Monetary Policy, and Central Banking*. Chile: Central Bank of Chile.
- Borio, C., & Zhu, H. (2012). Capital regulation, risk-taking and monetary policy: A missing link in the transmission mechanism?. *Journal of Financial Stability*, 8(4), 236–251.

- Buch, C. M., Eickmeier, S., & Prieto, E. (2014). In search for yield? Survey-based evidence on bank risk taking. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 43, 12–30.
- Bui Van Hai, & Tran Thi Minh Trang. (2015). *The transmission mechanism of monetary policy in Vietnam: A VAR approach* (Working Paper No. IHEIDWP15-2015). Graduate Institute of International and Development Studies - International Economics Department. Retrieved from http://repec.graduateinstitute.ch/pdfs/Working_papers/HEIDWP15-2015.pdf
- Campbell, J. Y., & Cochrane, J. H. (1999). By force of habit: A consumption-based explanation of aggregate stock market behavior. *Journal of Political Economy*, 107(2), 205–251.
- Chu Khánh Lân, & Trần Thị Hạnh Giang. (2016). Nghiên cứu thực nghiệm về truyền tải chính sách tiền tệ qua kênh tín dụng tại Việt Nam. *Tạp chí Khoa học và Công nghệ Việt Nam*, 58(8). Truy cập từ https://b.vjst.vn/index.php/ban_b/article/view/412
- Clarida, R., Gali, J., & Gertler, M. (1999). The science of monetary policy: A new Keynesian perspective. *Journal of Economic Literature*, 37(4), 1661–1707.
- Colletaz, G., Levieuge, G., & Popescu, A. (2018). Monetary policy and long-run systemic risk-taking. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 86, 165–184.
- Collin-Dufresn, P., Goldstein, R. S., & Martin, J. S. (2001). The determinants of credit spread changes. *The Journal of Finance*, 56(6), 2177–2207.
- de Bandt, O., & Hartmann, P. (2000). *Systemic risk: A survey*. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=258430> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.258430>
- Dccv, O., & Hodula, M. (2016). *The impact of the ECB monetary policy on systemic risk changes in Eurozone*. Paper presented at the Proceedings of the 15th International Conference on Finance and Banking, Ostrava, Czechia (pp. 50–59). Czechia: Silesian University Karviná.
- Dufour, J.-M., Khalaf, L., & Kichian, M. (2013). Identification-robust analysis of DSGE and structural macroeconomic models. *Journal of Monetary Economics*, 60(3), 340–350.
- Đương Ngọc Mai Phương, Vũ Thị Phương Anh, Đỗ Thị Trúc Đào, & Nguyễn Hữu Tuân. (2015). Tác động của chính sách tiền tệ đến thị trường chứng khoán: Bằng chứng tại Việt Nam. *Tạp chí Phát triển & Hội nhập*, 25(35), 37–45.
- ECB. (2010). *Financial Stability Review*. Technical report, European Central Bank.
- Financial Stability Board, International Monetary Fund, & Bank for International Settlements. (2009). *Guidance to assess the systemic importance of financial institutions, markets and instruments: Initial considerations – Report to the G-20 finance ministers and central bank governors*. Retrieved from <https://www.imf.org/external/np/g20/pdf/100109.pdf>
- Friedman, M. (1995). The role of monetary policy. In Estrin, S., Marin, A. (eds), *Essential Readings in Economics*, 215–231. London: Palgrave.
- Gang, J., & Qian, Z. (2015). China's monetary policy and systemic risk. *Emerging Markets Finance and Trade*, 51(4), 701–713.
- Hạ Thị Thiều Dao, Châu Hồ Quốc Bảo, Lê Nguyễn Minh Phương, & Lê Thị Hồng Gấm. (2019). 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.

- Huang, Q., de Haan, J., & Scholtens, B. (2019). Analysing systemic risk in the Chinese banking system. *Pacific Economic Review*, 24(2), 348–372.
- Idier, J., Lamé, G., & Mésonnier, J.-S. (2014). How useful is the Marginal Expected Shortfall for the measurement of systemic exposure? A practical assessment. *Journal of Banking & Finance*, 47, 134–146.
- Jiménez, G., Ongena, S., Peydró, J.-L., & Saurina, J. (2014). Hazardous times for monetary policy: What do twenty-three million bank loans say about the effects of monetary policy on credit risk-taking?. *Econometrica*, 82(2), 463–505.
- Kabundi, A., & De Simone, F. N. (2020). Monetary policy and systemic risk-taking in the euro area banking sector. *Economic Modelling*, 91, 736–758.
- Kaminsky, G., Lizondo, S., & Reinhart, C. M. (1998). Leading indicators of currency crises. *IMF Staff Papers*, 45(1), 1–48.
- Kaminsky, G. L., & Reinhart, C. M. (1999). The twin crises: The causes of banking and balance-of-payments problems. *American Economic Review*, 89(3), 473–500.
- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Interest, Employment and Money*. London: MacMillan.
- Laséen, S., Pescatori, A., & Turunen, J. (2017). Systemic risk: A new trade-off for monetary policy?. *Journal of Financial Stability*, 32, 70–85.
- Le, V. H., & Pfau, W. D. (2009). VAR analysis of the monetary transmission mechanism in Vietnam. *Applied Econometrics and International Development*, 9(1), 165–179.
- Longstaff, F. A., & Schwartz, E. S. (1995). A simple approach to valuing risky fixed and floating rate debt. *The Journal of Finance*, 50(3), 789–819.
- McCallum, B. T. (1999). Issues in the design of monetary policy rules. *Handbook of Macroeconomics*, 1, 1483–1530.
- Mishkin, F. S. (1994). Preventing financial crises: An international perspective. *The Manchester School*, 62(S1), 1–40.
- Mishkin, F. S. (1995). Symposium on the monetary transmission mechanism. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 3–10.
- Mishkin, F. S. (2009). Is monetary policy effective during financial crises?. *American Economic Review*, 99(2), 573–577.
- Neuenkirch, M., & Nöckel, M. (2018). The risk-taking channel of monetary policy transmission in the euro area. *Journal of Banking & Finance*, 93, 71–91.
- Nguyễn Phúc Cảnh. (2014). Truyền dẫn của chính sách tiền tệ qua kênh giá tài sản tài chính: Nghiên cứu thực nghiệm tại Việt Nam. *Tạp chí Phát triển và Hội nhập*, 19(29), 11–18.
- Nguyễn Thị Như Quỳnh. (2020). Tác động của chính sách tiền tệ và chính sách an toàn vĩ mô đối với ổn định ngân hàng tại Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế và ngân hàng Châu Á*, 171.
- Nguyen, T. D.-T., Vo, T. A., & Vo, D. H. (2019). The determinants of systematic risk in Vietnam. *Advances in Decision Sciences*, 23(2), 15–36.
- Patro, D. K., Qi, M., & Sun, X. (2013). A simple indicator of systemic risk. *Journal of Financial Stability*, 9(1), 105–116.

- Rajan, R. G. (2006). Has finance made the world riskier?. *European Financial Management*, 12(4), 499–533.
- Ramos-Taillada, J. (2015). Bank risks, monetary shocks and the credit channel in Brazil: Identification and evidence from panel data. *Journal of International Money and Finance*, 55, 135–161.
- Sabri, A., Gilder, D., & Onali, E. (2019). *Monetary policy and systemic risk*. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3499219> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3499219>
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1–48.
- Taylor, J. B. (1995). The monetary transmission mechanism: An empirical framework. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 11–26.
- Taylor, J. B. (2009). *The financial crisis and the policy responses: An empirical analysis of what went wrong* (NBER Working Paper No. 14631). Retrieved from National Bureau of Economic Research: <http://www.nber.org/papers/w14631.pdf>
- Taylor, J. B. (2013). *Getting off Track: How Government Actions and Interventions Caused, Prolonged, and Worsened the Financial Crisis*. Stanford University: Hoover Press.
- Trầm Thị Xuân Hương, Võ Xuân Vinh, & Nguyễn Phúc Cảnh. (2014). Truyền dẫn của chính sách tiền tệ qua kênh lãi suất ngân hàng tại Việt Nam trước và sau khủng hoảng. *Tạp chí phát triển kinh tế*, 283, 42–67.
- Trần Phương Thảo, & Phan Chung Thùy. (2014). Mối quan hệ giữa độ bất ổn của thị trường chứng khoán và độ bất ổn của các công cụ điều hành chính sách tiền tệ tại VN. *Tạp chí phát triển kinh tế*, 288, 19–37.
- Trầm Thị Hải Lý. (2015). Chính sách tiền tệ và thanh khoản của thị trường chứng khoán Việt Nam. *Tạp chí phát triển kinh tế*, 26(6), 2–22.
- Vo, X. V., & Nguyen, P. C. (2017). Monetary policy transmission in Vietnam: Evidence from a VAR approach. *Australian Economic Papers*, 56(1), 27–38.
- Vu, T. T. V., & Tran, D. K. (2019). Systemic risk in Vietnam stock market. *Asian Economic and Financial Review*, 9(3), 339. doi: 10.18488/journal.aefr.2019.93.339.352
- Yun, J., & Moon, H. (2014). Measuring systemic risk in the Korean banking sector via dynamic conditional correlation models. *Pacific-Basin Finance Journal*, 27, 94–114.
- Zhang, A., Pan, M., Liu, B., & Weng, Y.-C. (2020). Systemic risk: The coordination of macroprudential and monetary policies in China. *Economic Modelling*, 93, 415–429.
- Zhou, H., Liu, W., & Wang, L. (2020). Systemic risk of China's financial system (2007–2018): A comparison between Δ CoVaR, MES and SRISK across banks, insurance and securities firms. *The Chinese Economy*, 53(3), 221–245.