ẢNH HƯỞNG CỦA VỐN CHỦ SỞ HỮU ĐẾN TỈ LỆ DỰ PHÒNG RỦI RO TÍN DỤNG TẠI CÁC NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI VIỆT NAM

Phan Thị Hương¹, Nguyễn Trung Đông²

CAPITAL AND CREDIT RISK: AN EMPIRICAL STUDY ON VIETNAMESE BANKS

Phan Thi Huong¹, Nguyen Trung Dong²

Tóm tắt – Nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm về sự tác động của vốn chủ sở hữu đến tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng tại các ngân hàng thương mại Việt Nam giai đoạn 2006 – 2018. Kết quả cho thấy, có mối quan hệ đồng biến giữa tỉ lệ vốn chủ sở hữu đến tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng. Ngoài ra, kết quả nghiên cứu cũng cho thấy, có mối quan hệ phi tuyến giữa tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng và tỉ lệ vốn chủ sở hữu. Nghiên cứu cung cấp thêm một thông tin về các nhân tố tác động đến dự phòng rủi ro tín dụng của ngân hàng. Từ kết quả nghiên cứu, chúng tôi đưa ra hàm ý chính sách trong việc kiểm soát tác động của vốn chủ sở hữu, quy mô ngân hàng, tỉ lệ lạm phát đến tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng của các ngân hàng thương mại.

Từ khóa: *ngân hàng thương mại, rủi ro tín dụng, tỉ lệ dự phòng, vốn chủ sở hữu.*

Abstract – *The study provides experimental evidence about the effects of owner's capital on credit risk provision rate at Vietnamese Commercial Banks during the period from 2006 to 2018. The results show that this is a positive relationship. In addition, the*

research results also demonstrate that there is a nonlinear relationship between the credit risk provision ratio and the equity ratio. The study provided more information on the factors affecting banks' credit risk provisions. From researching the results of the study, it is possible to give genuine implications in controlling the impacts of equity to the credit risk provision ratio of commercial banks.

Keywords: *commercial banks, credit risk, owner's capital, provision rate.*

I. GIỚI THIỆU

Tín dụng luôn là hoạt động mang lại nguồn lợi nhuận lớn nhất cho các ngân hàng thương mại (NHTM). Lợi nhuận càng cao thì rủi ro càng lớn. Trong xu thế hội nhập kinh tế, tăng trưởng tín dụng là mục tiêu quan trọng hàng đầu của các NHTM. Tuy nhiên, việc tăng trưởng tín dụng quá nhanh sẽ dẫn đến chất lượng tín dụng không được kiểm soát. Điều này sẽ gây ra những hậu quả cho hệ thống ngân hàng như nợ xấu tăng, lợi nhuận sụt giảm, khả năng thanh toán giảm. Rủi ro lớn nhất mà các NHTM phải đối mặt là rủi ro tín dụng. Như vậy, có thể thấy rằng, rủi ro tín dụng là một trong những mối lo ngại rất lớn của các NHTM. Rủi ro này không những ảnh hưởng trực tiếp đến kết quả hoạt động và uy tín của ngân hàng mà nó còn quyết định sự tồn tại và phát triển của ngân hàng. Rủi ro tín dụng làm cho giá trị tài sản của ngân hàng

^{1,2} Trường Đại học Tài chính - Marketing

Ngày nhận bài: 17/4/2020; Ngày nhận kết quả bình duyệt: 15/5/2020; Ngày chấp nhận đăng: 14/8/2020

Email: huongphan@ufm.edu.vn

^{1,2} University of Finance - Marketing

Received date: 17th April 2020; Revised date: 15th May 2020; Accepted date: 14th August 2020

giảm sút, làm mất vốn và sẽ ảnh hưởng đến khả năng thanh toán của ngân hàng. Bessis [1] nhấn mạnh rằng, ngân hàng cần đặc biệt quan tâm đến rủi ro tín dụng vì chỉ cần một số lượng nhỏ các khách hàng chính của ngân hàng mất khả năng thanh toán cũng có thể dẫn đến những tổn thất lớn cho ngân hàng.

Việc trích lập dự phòng rủi ro tín dụng là phương pháp mà các ngân hàng sử dụng để bù đắp những tổn thất rủi ro tín dụng gây ra. Điều 10, 11 của Thông tư 02/2013/TTNHN ngày 21/1/2013 về phân loại nợ và trích lập dự phòng viết: ‘Dự phòng rủi ro tín dụng là khoản tiền được trích lập để dự phòng cho những tổn thất có thể xảy ra do khách hàng của tổ chức tài chính quy mô nhỏ không thực hiện nghĩa vụ theo cam kết vay’ [2]. Về mặt quản lý, tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng được sử dụng như một công cụ để kiểm soát rủi ro tín dụng. Để góp phần hạn chế rủi ro, việc phân tích các yếu tố tác động đến tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng của ngân hàng có vai trò quan trọng đối với các nhà quản trị. Trong các yếu tố đó, đặc biệt, chúng ta phải kể đến vốn chủ sở hữu. Vì vậy, vốn chủ sở hữu cũng mang những đặc điểm riêng biệt. Vốn chủ sở hữu là một trong những nguồn tài trợ thường xuyên của các NHTM. Vốn chủ sở hữu hoàn toàn có thể âm nếu nợ phải trả vượt quá tài sản. Vốn chủ sở hữu được xem như một tấm đệm chống đỡ rủi ro, bảo vệ tiền gửi và các quỹ bảo hiểm tiền gửi. NHTM lấy vốn chủ sở hữu làm bàn đạp ban đầu và ngân hàng không ngừng huy động tiền của các chủ thể khác trong xã hội để tài trợ cho các hoạt động của ngân hàng. Chiếc bàn đạp này đóng vai trò quan trọng trong việc duy trì các hoạt động thường nhật và khả năng phát triển lâu dài của ngân hàng. Vốn chủ sở hữu và tín dụng phải đảm bảo tính an toàn trong hoạt động bảo vệ mỗi ngân hàng và cả hệ thống ngân hàng. Điều này còn quan trọng hơn nữa khi ngành ngân hàng Việt Nam vừa trải qua giai đoạn đầu tiên trong quá trình tái cơ cấu ngành theo Đề án Cơ cấu lại hệ thống các tổ chức tín dụng giai đoạn 2011 – 2015 được ban hành theo Quyết định số 254/QĐ-TT ngày

01/3/2012 [3]. Việc quản trị vốn không chặt chẽ có thể làm giảm hoạt động kinh doanh thu lợi nhuận của ngân hàng, gây ra tổn thất về tài chính, giảm giá trị thị trường của vốn ngân hàng.

Nhiều công trình nghiên cứu về các yếu tố ảnh hưởng đến tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng đã được thực hiện. Đa số các nghiên cứu tiếp cận từ nhiều khía cạnh khác nhau như tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng trong quá khứ, tốc độ tăng trưởng tín dụng, nợ xấu, tỉ lệ lãi cận biên hay tỉ lệ lạm phát. Tại Việt Nam, số lượng các nghiên cứu đánh giá mức độ ảnh hưởng của vốn chủ sở hữu đến tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng chưa nhiều. Phần lớn các nghiên cứu đánh giá mối quan hệ tuyến tính giữa các yếu tố ảnh hưởng đến tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng. Trên cơ sở đó, trong nghiên cứu này, tác giả tiến hành kiểm định mối quan hệ phi tuyến về ảnh hưởng của vốn chủ sở hữu đến tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng tại các NHTM Việt Nam. Kết quả nghiên cứu sẽ cung cấp thêm bằng chứng thực nghiệm về ảnh hưởng của vốn chủ sở hữu đến rủi ro tín dụng tại các NHTM Việt Nam.

II. TỔNG QUAN NGHIÊN CỨU

A. Cơ sở lý thuyết và giả thuyết nghiên cứu

Hầu hết các nghiên cứu trước đều tập trung chủ yếu vào các lý thuyết.

- *Lý thuyết rủi ro đạo đức (Moral hazard)*

Theo Keeton and Morris [4], vốn chủ sở hữu ngân hàng thấp sẽ làm gia tăng rủi ro đạo đức vì rủi ro của các khoản vay cũng sẽ tăng theo, dẫn đến nợ xấu cũng gia tăng. Như vậy, theo lý thuyết này, mối quan hệ giữa vốn chủ sở hữu ngân hàng và rủi ro tín dụng là ngược chiều. Điều này có nghĩa là, khi vốn chủ sở hữu tăng thì rủi ro giảm. Các nghiên cứu thực nghiệm ủng hộ lý thuyết này có thể kể đến như Berger et al. [5], Mustafa et al. [6], Nguyễn Thị Hồng Vinh và cộng sự [7], Nguyễn Thị Tuyết Nga [8].

- *Lý thuyết về quản lý (Regulatory Hypothesis)*

Lí thuyết về quản lý đưa ra hoàn toàn ngược lại so với lí thuyết về rủi ro đạo đức. Theo lí thuyết này, nhà quản lý thường yêu cầu ngân hàng tăng vốn chủ sở hữu tương ứng với mức độ rủi ro tín dụng. Lí thuyết này cho rằng, mối quan hệ giữa vốn ngân hàng và rủi ro tín dụng được xác định là cùng chiều. Điều này có nghĩa là khi rủi ro tăng thì vốn chủ sở hữu cũng tăng theo. Các nghiên cứu phù hợp với lí thuyết này phải kể đến nghiên cứu của Pettway [9], Shrieves and Dahl [10].

- *Lí thuyết chi phí đại diện (Agency Cost)*

Lí thuyết này đề cập đến chi phí đại diện của vốn chủ sở hữu phát sinh do tình trạng bất cân xứng thông tin giữa người quản lý và chủ sở hữu doanh nghiệp. Do đó, để giảm chi phí đại diện, doanh nghiệp có xu hướng tăng cường sử dụng nợ vay. Theo Jensen [11], khi tỉ số nợ tăng lên, nhà quản lý thận trọng hơn trong các quyết định về sử dụng vốn vay và việc quản lý doanh nghiệp hiệu quả hơn.

B. Các nghiên cứu có liên quan

Để đảm bảo hệ thống ngân hàng hoạt động một cách liên tục và ổn định, Hiệp ước Basel ra đời để quy định các vấn đề về an toàn hoạt động cho từng NHTM và cho cả hệ thống ngân hàng [12]. Một trong những quy định đó là việc trích lập tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng. Mục đích của việc trích lập tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng chính là hạn chế việc ngân hàng chạy theo lợi nhuận, tăng cường đầu tư vào các lĩnh vực rủi ro cao nhằm đảm bảo cho NHTM hoạt động một cách ổn định.

Thế giới cũng đã có nhiều nghiên cứu về các yếu tố ảnh hưởng đến rủi ro tín dụng. Theo nghiên cứu của Brownbridge [13], lãi suất cho vay cao sẽ làm nợ xấu tăng lên và nó ảnh hưởng trực tiếp đến lợi nhuận của ngân hàng. Khi tỉ lệ nợ xấu tăng thì tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng của ngân hàng cũng tăng để có thể bù đắp những rủi ro có thể xảy ra. Hess et al. [14] nghiên cứu tốc độ tăng trưởng tín dụng và dự phòng rủi ro tín dụng. Kết quả cho thấy, tín dụng tăng trưởng quá nhanh dễ dẫn đến sự suy giảm chất lượng

tín dụng. Việc chạy đua theo lợi nhuận sẽ làm cho ngân hàng trở nên thiếu kiểm soát trong công tác cho vay. Nợ xấu tăng lên, ngân hàng cần trích lập dự phòng rủi ro tín dụng nhiều hơn. Việc tăng trưởng tín dụng mạnh dẫn đến rủi ro cao hơn với độ trễ từ hai đến bốn năm. Cũng theo các nghiên cứu có liên quan, Wall [15] cho rằng, việc áp dụng đúng các chuẩn mực về quản trị vốn sẽ giúp các NHTM tối thiểu hóa việc phá sản, giúp các NHTM hoạt động ổn định. Các ngân hàng đủ tiêu chuẩn về an toàn vốn có kết quả kinh doanh tốt hơn những ngân hàng không đủ tiêu chuẩn an toàn vốn, việc này biểu hiện qua kết quả huy động vốn, kết quả hoạt động tín dụng và kết quả kinh doanh. Crouhy et al. [16] cho rằng, rủi ro tín dụng phát sinh trong quá trình cấp tín dụng biểu hiện qua việc khách hàng không muốn hay không thể thực hiện nghĩa vụ trả nợ đúng hạn. Theo giả thuyết của Keeton and Morris [17], nhóm tác giả đã thực hiện nghiên cứu trên các NHTM Mỹ giai đoạn 1979 – 1985. Kết quả nghiên cứu cho thấy, rủi ro tín dụng gia tăng đối với ngân hàng có tỉ lệ vốn chủ sở hữu trên tài sản tương đối thấp. Mối liên hệ ngược chiều giữa rủi ro và các chỉ số vốn cũng được tìm thấy trong nghiên cứu của Louzis et al. [18]. Berger et al. [5] nghiên cứu thực nghiệm tại 42 ngân hàng châu Á giai đoạn 1998 – 2003. Kết quả cho thấy, vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản có quan hệ ngược chiều đến rủi ro tín dụng, nhưng đối với các ngân hàng có sức mạnh thị trường, hiệu ứng này càng suy yếu đáng kể, thậm chí có thể bị đảo ngược. Nghiên cứu tiên phong của Pettway [9] khám phá mối quan hệ giữa cấu trúc vốn và rủi ro tín dụng của các ngân hàng Mỹ, kết quả cho thấy mối quan hệ giữa vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản và rủi ro tín dụng là cùng chiều. Shrieves and Dahl [10] cũng thông qua dữ liệu của Mỹ và đạt được kết quả giữa hai yếu tố là cùng chiều. Mustafa et al. [6] nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng tới lợi nhuận của ngân hàng cho thấy rằng dự phòng rủi ro tín dụng có mối quan hệ nghịch biến với tỉ lệ lợi nhuận trên tổng tài sản. Marko et al. [19]

đã kiểm tra mối quan hệ phi tuyến giữa tỉ lệ lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu và tỉ số tài chính của 10 ngành công nghiệp lớn ở Mỹ và Nhật Bản trong 05 năm. Nhóm tác giả sử dụng mô hình CAPM để xác định tỉ lệ lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu. Kết quả cho thấy, có mối quan hệ phi tuyến giữa tỉ lệ lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu và các tỉ số tài chính trên mẫu nghiên cứu. Hasan and Wall [20] nghiên cứu các yếu tố quyết định đến việc mất khoản vay cho thấy có mối quan hệ đồng biến giữa tỉ lệ nợ xấu và trích lập dự phòng rủi ro tín dụng. Ngoài ra, nghiên cứu còn cho thấy tỉ lệ nợ không thu hồi được và tỉ lệ cho vay trên tổng tài sản đồng biến với biến trích lập dự phòng rủi ro tín dụng.

Tại Việt Nam, Nguyễn Thị Hồng Vinh và cộng sự [7] đã tiến hành nghiên cứu tác động của vốn ngân hàng đến khả năng sinh lời và rủi ro tín dụng tại các NHTM Việt Nam. Kết quả của nhóm nghiên cứu cho thấy, có sự tác động ngược chiều từ vốn chủ sở hữu đến khả năng sinh lời và rủi ro tín dụng của các NHTM Việt Nam. Nghiên cứu của Lê Thanh Ngọc và cộng sự [21] phát hiện các ngân hàng có hệ số CAR thấp hơn mức quy định 9% có xu hướng cơ cấu lại tài sản. Bằng cách giảm tài sản có hệ số rủi ro cao, thay vì gia tăng vốn chủ sở hữu. Sự gia tăng vốn chủ sở hữu của các ngân hàng chịu ảnh hưởng bởi các nhân tố: quy mô tài sản, tỉ suất sinh lợi của tài sản và mức độ thay đổi vốn chủ sở hữu của kì trước. Tiếp nối chuỗi nghiên cứu trên, Nguyễn Thị Tuyết Nga [8] đánh giá tác động của vốn chủ sở hữu đến rủi ro tín dụng tại hệ thống NHTM Việt Nam giai đoạn 2008-2015. Kết quả nghiên cứu cho thấy, nếu tỉ lệ vốn tăng thì rủi ro tín dụng giảm, khi rủi ro tín dụng giảm đến một ngưỡng nhất định thì ngân hàng hoạt động không hiệu quả. Nghiên cứu của Nguyễn Thị Kim Anh [22] về tác động của vốn chủ sở hữu ngân hàng đến khả năng sinh lời và rủi ro tín dụng của 15 NHTM cổ phần ở Việt Nam từ 2009-2016 cho thấy, có mối quan hệ ngược chiều giữa vốn ngân hàng đến khả năng sinh lời và cùng chiều với rủi ro tín dụng. Bên cạnh đó, nghiên

cứu còn cho thấy các yếu tố tác động đến khả năng sinh lời và rủi ro tín dụng ngân hàng bao gồm tăng trưởng tín dụng, quy mô ngân hàng, GDP và lạm phát.

III. DỮ LIỆU, MÔ HÌNH VÀ PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

A. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng mẫu nghiên cứu có dạng dữ liệu bảng (panel data) được trích xuất từ báo cáo tài chính đã được kiểm toán của 22 NHTM cổ phần Việt Nam công bố trên website của ngân hàng trong giai đoạn từ năm 2006 đến năm 2018. Sau khi đã loại ra một số NHTM cổ phần không thu thập được đầy đủ dữ liệu trong khoảng thời gian trên, bộ dữ liệu thu thập được cho mẫu nghiên cứu bao gồm 286 quan sát.

B. Mô hình nghiên cứu

Với các biến được liệt kê trong Bảng 1, để kiểm định ảnh hưởng của vốn chủ sở hữu và tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng, nghiên cứu này sử dụng mô hình hồi quy đa biến. Kế thừa nghiên cứu của Mustafa et al. [4], Marko et al. [16], Nguyễn Thị Tuyết Nga [6], Nguyễn Thị Kim Anh [19], chúng tôi xây dựng mô hình nghiên cứu ảnh hưởng của vốn chủ sở hữu đến tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng tại các NHTM Việt Nam như sau:

$$LLR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LLR_{i,t-1} + \beta_2 CAP_{i,t} + \beta_3 CAP2_{i,t} + \beta_4 LTD_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 INF_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

(i: ngân hàng, t: năm)

Trong đó: i = 1,2,..., n (với n: số lượng ngân hàng) ; t = 1,2,..., T (với T là thời gian quan sát trong mô hình được tính theo năm).

Trên cơ sở lí thuyết và các nghiên cứu liên quan đã được đề cập đến, trong nghiên cứu này, chúng tôi kiểm định ảnh hưởng của vốn chủ sở hữu đến tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng qua các biến sau:

Để kiểm soát vấn đề sai lệch do thiếu biến, các biến kiểm soát được đưa vào mô hình hồi quy. Kế thừa các nghiên cứu trước, các biến tỉ lệ dư nợ cho vay (LTD), quy mô ngân

Bảng 1: Các biến nghiên cứu và đo lường các biến

Kí hiệu	Biến	Kì vọng	Lí thuyết	Đo lường	Nghiên cứu trước
Biến phụ thuộc					
LLR	Tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng			Dự phòng rủi ro tín dụng/ dư nợ tín dụng	
Biến độc lập					
CAP	Tỉ lệ vốn chủ sở hữu	(+)	Moral hazard, Regulatory Hypothesis	Vốn chủ sở hữu/ tổng nguồn vốn	Pettway [9], Tuyết Nga [8], Kim Anh [21]
CAP2	Tỉ lệ vốn chủ sở hữu	(-)		(Vốn chủ sở hữu/ tổng nguồn vốn)	
Biến kiểm soát					
LTD	Tỉ lệ dư nợ cho vay trên vốn huy động	(-)	Regulatory Hypothesis	Dư nợ chovay/ vốn lưu động	Pettway [9], Mustafa et al. [6], Kim Anh [21]
SIZE	Quy mô ngân hàng	(-)	Agency Cost	Ln (tổng tài sản)	Pettway [9], Mustafa et al. [6], Tuyết Nga [8], Kim Anh [21]
INF	Tỉ lệ lạm phát	(+)		%	Tuyết Nga [8], Kim Anh [21]

(Nguồn: Tác giả tổng hợp)

hàng (SIZE) và tỉ lệ lạm phát (INF) là những yếu tố tác động đến tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng. Theo nghiên cứu của Nguyễn Thị Tuyết Nga [8], rủi ro tín dụng ở thời điểm hiện tại chịu tác động bởi rủi ro tín dụng trong quá khứ, việc quản lí tốt rủi ro trong hiện tại sẽ giúp giảm nợ xấu trong tương lai. Ngoài ra, việc chuyển đổi sai phân bậc nhất của biến tỉ lệ dự phòng rủi ro có thể kiểm soát được tính không đồng nhất không quan sát được và giảm vấn đề nội sinh tiềm tàng do có những nhân tố khác không quan sát được tác động đến tỉ lệ rủi ro tín dụng và đồng thời cũng tác động các biến độc lập khác. Vì vậy, biến tỉ lệ dự phòng rủi ro trong quá khứ (LLR_{t-1}) và tỉ lệ vốn chủ sở hữu bình phương (CAP2) cũng được đưa vào mô hình để nghiên cứu.

C. Phương pháp nghiên cứu

Để thực hiện kiểm định giả thuyết đã đưa ra, chúng tôi sử dụng phương pháp định lượng để hồi quy bội dạng tĩnh trên số liệu dạng bảng để đánh giá tác động của vốn chủ sở hữu đến tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng tại các NHTM Việt Nam. Các kĩ thuật hồi quy trên số liệu bảng bao gồm hồi quy Pooled OLS, FEM, REM được áp dụng. Ngoài ra, việc ước lượng hệ số hồi quy bằng dữ liệu

bảng chéo có thể dẫn đến hiện tượng sai lệch do tương quan phát sinh giữa các biến và sai số. Dựa trên phương pháp của Arellano [22], phương pháp ước lượng moment tổng quát (Generalised Method of Moments – GMM) được sử dụng để khắc phục hiện tượng tự tương quan giữa các sai số nhằm đảm bảo ước lượng thu được vững và hiệu quả, đưa ra kết quả nhất quán và chính xác hơn. Theo phương pháp ước lượng này, tương quan giữa các biến công cụ và sai số không tồn tại. Do đó, kiểm định Sargan được sử dụng để kiểm định tính phù hợp của mô hình cũng như xác định tính hiệu lực của các biến công cụ. Cuối cùng là việc kiểm định sự không tồn tại tương quan chuỗi bậc hai trong mô hình.

D. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

1) *Kết quả thống kê mô tả dữ liệu:* Kết quả thống kê mô tả của các biến sử dụng trong mô hình được trình bày trong Bảng 2. Tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng trung bình đạt 0,4% với độ lệch chuẩn 8,9% và giá trị trung vị là 1,4%, điều này cho thấy 50% các NHTM Việt Nam có tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng từ 1,4% trở xuống. Tỉ lệ vốn chủ sở hữu trung bình là 12,4% nằm trong khoảng từ 15,8% đến 125,8% với độ lệch chuẩn là

12,3% và có giá trị trung vị là 9,1%. Các biến kiểm soát trong mô hình được thống kê chi tiết tại Bảng 2.

2) *Ma trận hệ số tương quan*: Ma trận hệ số tương quan giữa các biến độc lập và biến kiểm soát được trình bày trong Bảng 3.

Kết quả cho thấy không có cặp nào lớn hơn 0,8. Do đó, việc sử dụng mô hình hồi quy sẽ ít có khả năng gặp hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến độc lập. Tuy nhiên, trong phương trình có chứa biến độ trễ (LLR_{t-1}) và biến tỉ lệ vốn chủ sở hữu bình phương (CAP^2). Vì vậy, hiện tượng tự tương quan giữa các biến sẽ xảy ra và biến độ trễ của nó. Ước lượng GMM sẽ được sử dụng để khắc phục hiện tượng này.

3) *Kết quả hồi quy và thảo luận*: Bảng 4 trình bày kết quả hồi quy ảnh hưởng của vốn chủ sở hữu đến tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng dựa trên phương trình bậc 2 theo phương pháp ước lượng OLS, ước lượng ảnh hưởng cố định (FEM), ước lượng ngẫu nhiên (REM) và ước lượng GMM.

Kết quả hồi quy theo phương pháp Pooled OLS cho thấy, có sáu biến trong mô hình, trong đó, chỉ có biến tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng năm trước có ý nghĩa thống kê và tác động nhiều nhất đến biến phụ thuộc. Các biến còn lại có ảnh hưởng rất ít đến biến phụ thuộc trong giai đoạn nghiên cứu. Về chiều tác động, tỉ lệ vốn chủ sở hữu và tỉ lệ vốn chủ sở hữu bình phương, tỉ lệ dư nợ cho vay trên vốn huy động, và quy mô ngân hàng có tác động ngược chiều đến tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng. Các biến như tỉ lệ dư nợ cho vay trên vốn huy động và tỉ lệ lạm phát có chiều tác động đúng với dự báo, các biến kiểm soát còn lại thì có dấu không đúng với kì vọng. Kết quả hồi quy theo phương pháp Pooled OLS, mức độ phù hợp của mô hình là $R^2 = 69,32\%$. Kết quả hồi quy theo FEM cho thấy, tỉ lệ dự phòng rủi ro trong quá khứ, tỉ lệ vốn chủ sở hữu, tỉ lệ vốn chủ sở hữu bình phương đều có ý nghĩa thống kê. Trong đó, tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng trong quá khứ và tỉ lệ vốn chủ sở hữu đồng biến với tỉ lệ rủi ro tín dụng. R-squared cho thấy mức độ phù hợp

của mô hình FEM là 39,21%. Kết quả hồi quy theo mô hình REM Bảng 4 cho thấy, tỉ lệ rủi ro tín dụng năm trước có tác động cùng chiều với tỉ lệ rủi ro tín dụng. Kết quả này trùng khớp với kì vọng ban đầu. Các biến tỉ lệ vốn chủ sở hữu và tỉ lệ dư nợ cho vay trên vốn lưu động có quan hệ ngược chiều với tỉ lệ rủi ro tín dụng. Điều này đúng với kì vọng nhưng không có ảnh hưởng nhiều. Các biến tỉ lệ vốn chủ sở hữu bình phương và quy mô ngân hàng có tác động ngược chiều với tỉ lệ rủi ro tín dụng, ngược lại, tỉ lệ lạm phát quan hệ giống cùng chiều với vốn chủ sở hữu. R-squared cho thấy mức độ phù hợp của mô hình REM là 32,52%.

Tiếp theo, nghiên cứu sẽ dùng kiểm định Wald để xác định mô hình OLS hay FEM là phù hợp hơn. Kết quả kiểm định Wald (p -value = 0,000) cho thấy, FEM là phù hợp hơn. Để đánh giá REM hay FEM phù hợp hơn, ta cần các chỉ số của kiểm định Hausman. Kết quả kiểm định Hausman trên giá trị thống kê thu được, giá trị p -value = 0,000 < 0,05 với độ tin cậy 95%, ta có đủ cơ sở để lựa chọn FEM là phù hợp. Mặc dù kết quả kiểm tra của Hausman, Wald gợi ý chúng ta nên dùng fixed effect (FEM). Do bản chất dữ liệu bảng động, hiện tượng nội sinh sẽ khiến kết quả ước lượng không vững và bị chệch. Phương pháp GMM sẽ giúp chúng ta khắc phục nhược điểm trên; đồng thời, phương pháp GMM còn giúp thu được ước lượng vững và hiệu quả. Trong kiểm định GMM, biến trễ của biến phụ thuộc và sai phân của các biến giải thích được sử dụng làm biến công cụ bao gồm LLR_{t-1} , CAP , CAP^2 , LTD , $SIZE$, INF .

Sau khi hồi quy bằng phương pháp GMM, chúng ta cần thực hiện kiểm định Sargan nhằm đảm bảo các biến là công cụ ngoại sinh phù hợp để sử dụng trong mô hình. Kết quả kiểm định Sargan test cho thấy p -value > α , như vậy, giả thuyết các biến công cụ là ngoại sinh được chấp nhận, do đó, nó phù hợp để sử dụng trong mô hình. Kiểm định Arellano-Bond để chắc chắn hiện tượng nội sinh đã được khắc phục và cuối cùng là kiểm định

Bảng 2: Thống kê mô tả các biến

	LLR	LLR _{t-1}	CAP	LTD	SIZE	INF
Trung bình	0,004	0,001	0,124	0,838	228,237	0,087
Trung vị	0,014	0,014	0,091	0,761	291,338	0,068
Giá trị nhỏ nhất	-0,032	-0,256	0,158	0,000	158,45	-0,041
Giá trị lớn nhất	0,747	0,747	1,258	7,401	381,66	0,260
Độ lệch chuẩn	0,089	0,084	0,123	0,552	45,067	0,063
Số quan sát	286	286	286	286	286	286

(Nguồn: Nghiên cứu của tác giả)

Bảng 3: Ma trận hệ số tương quan

Biến	CAP	SIZE	LTD	INF
CAP	1,0000			
SIZE	-0,2397	1,0000		
LTD	0,0797	-0,1331	1,0000	
INF	0,1210	-0,0505	-0,0744	1,0000

(Nguồn: Nghiên cứu của tác giả)

tính phân phối chuẩn của phần dư. Kết quả kiểm định Arellano-Bond đúng như mong đợi, với sai phân phần dư gần như không có tự tương quan bậc 1 (p-value > α, AR(1) và AR(2) không có ý nghĩa thống kê nên không xảy ra hiện tượng tự tương quan). Như vậy, chúng ta có thể kết luận việc sử dụng GMM trong trường hợp này là phù hợp vì tập hợp các biến công cụ phù hợp (theo Sargan test) và không xảy ra tự tương quan bậc 1 và bậc 2 (kiểm định AR(1) và AR(2)). Cuối cùng, chúng ta kiểm định tính phân phối chuẩn của phần dư riêng gắn với từng ngân hàng và phần dư tổng hợp. Kết quả p-value (e) = 0.017, p-value (u) = 0,101 cho thấy, phần dư riêng của từng ngân hàng chưa có phân phối chuẩn. Từ kết quả ước lượng GMM, mô hình nghiên cứu được xây dựng như sau:

$$LLR_{i,t} = 0.1354299 + 0.8149462 * LLR_{i,t-1} + 0.0708446 * CAP_{i,t} - 0.2226209 * CAP_{i,t}^2 + 0.0337193 * INF_t + \varepsilon_{i,t}$$

Với mức ý nghĩa 1%, biến LLR_{t-1} có ảnh hưởng nhiều nhất đến LLR, kết quả này cho thấy tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng với độ trễ một năm có tác động cùng chiều với tỉ lệ dự phòng rủi ro hiện tại. Tại Việt Nam, kết

quả này phù hợp với kết quả nghiên cứu của Nguyễn Thị Tuyết Nga [8].

Biến độc lập CAP tác động cùng chiều đến LLR. Như vậy, kết quả hồi quy cho thấy có mối quan hệ đồng biến giữa cấu trúc vốn và tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng. Kết quả này ủng hộ cho lí thuyết về quản lí và phù hợp với kết quả của các nghiên cứu Nguyễn Thị Kim Anh [21], Pettway [9], Shrieves [10].

Biến CAP² có tác động ngược chiều đến LLR. Kết quả này phù hợp với kết quả nghiên cứu của Berger et al. [5], Mustafa et al. [6], Nguyễn Thị Hồng Vinh và cộng sự [7], Nguyễn Thị Tuyết Nga [8]. Với mức ý nghĩa 1%, kết quả hồi quy cho thấy có mối quan hệ phi tuyến giữa vốn chủ sở hữu và tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng. Kết quả nghiên cứu này cũng ủng hộ giả thuyết rủi ro đạo đức. Điều này có ý nghĩa khi vốn chủ sở hữu tăng thì tỉ lệ dự phòng rủi ro giảm. Mối quan hệ phi tuyến này cho thấy: nếu tỉ lệ vốn tăng thì rủi ro tín dụng tăng, nhưng đến một ngưỡng nhất định nào đó, tỉ lệ vốn càng tăng thì tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng sẽ giảm. Đây chính là điểm mới của nghiên cứu.

Biến kiểm soát LTD và SIZE có tác động ngược chiều đến LLR với mức ý nghĩa 1%. Kết quả này cũng hoàn toàn phù hợp với kết quả nghiên cứu của các tác giả như Pettway [9], Mustafa et al. [6], Nguyễn Thị Kim Anh [21]. Biến INF tác động cùng chiều đến LLR, với mức ý nghĩa 1%, kết quả này cũng phù hợp với các nghiên cứu của Nguyễn Thị Tuyết Nga [8] và Nguyễn Thị Kim Anh [21].

Bảng 4: Kết quả hồi quy và mối quan hệ phi tuyến giữa vốn chủ sở hữu và tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng của các NHTM Việt Nam trong giai đoạn 2006 – 2018

Biến	Dấu kì vọng	Pooled OLS	FEM	REM	GMM
LLR(-1)		0,887*** (0,000)	0,455*** (0,000)	0,887*** (0,000)	0,814*** (0,000)
CAP	+	0,053 (0,363)	0,217*** (0,001)	0,053 (0,363)	0,070*** (0,000)
CAP ²	-	-0,081* (0,165)	-0,328*** (0,000)	-0,081* (0,164)	-0,222*** (0,000)
LTD	+	-0,001 (0,781)	-0,003 (0,530)	-0,001 (0,781)	-0,022 (0,004)
SIZE	+	0,040 (0,699)	0,067 (0,800)	-0,040 (0,388)	-0,000 (0,000)
INF	+	0,006 (0,888)	0,029 (0,479)	0,015 (0,690)	0,337*** (0,000)
R square		0,6932	0,3921	0,3252	
Wald test					
Chi2			69212		
Prob>chi2			0,000		
Hausman test					
Chi2			115,2		
Prob>chi2			0,000		
Sargan test					
H ₀ : Các biến là công cụ ngoại sinh					
H ₁ : Các biến không là công cụ ngoại sinh					
Chi2			20,4643		
Prob>chi2			0,4292		
Arellano-Bond					
H ₀ : Mô hình không xảy ra hiện tượng tự tương quan					
H ₁ : Mô hình xảy ra hiện tượng tự tương quan					
AR(1)			0,221		
AR(2)			0,2262		

(Nguồn: Nghiên cứu của tác giả)

IV. KẾT LUẬN VÀ KHUYẾN NGHỊ

A. Kết luận

Nghiên cứu sử dụng số liệu gồm tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng, tỉ lệ vốn chủ sở hữu, tỉ lệ dư nợ cho vay trên vốn lưu động, quy mô ngân hàng, tỉ lệ lạm phát từ các NHTM Việt Nam giai đoạn 2006-2018 để nghiên cứu mối quan hệ giữa vốn chủ sở hữu đến tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng. Số liệu được phân tích bằng kĩ thuật hồi quy với dữ liệu bảng để kiểm định mối quan hệ giữa vốn chủ sở hữu và tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng của

các NHTM Việt Nam. Kết quả phân tích cho thấy có mối quan hệ đồng biến giữa tỉ lệ vốn chủ sở hữu đến tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng. Ngoài ra, kết quả nghiên cứu cũng cho thấy có mối quan hệ phi tuyến giữa tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng và tỉ lệ vốn chủ sở hữu. Nghiên cứu đã cung cấp thêm một thông tin về các nhân tố tác động đến dự phòng rủi ro tín dụng của ngân hàng. Từ kết quả nghiên cứu, chúng tôi có thể đưa ra những hàm ý chính sách trong việc kiểm soát tác động của vốn chủ sở hữu, quy mô ngân hàng, tỉ lệ lạm

phát đến tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng của các NHTM. Ngoài ra, ước lượng GMM cho thấy có mối quan hệ phi tuyến giữa tỉ lệ vốn chủ sở hữu và tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng. Điều này có ý nghĩa khi vốn chủ sở hữu tăng thì tỉ lệ dự phòng rủi ro giảm. Mối quan hệ phi tuyến này cho thấy tỉ lệ vốn tăng thì rủi ro tín dụng tăng, nhưng đến một ngưỡng nhất định nào đó, tỉ lệ vốn càng tăng thì tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng sẽ giảm.

Tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng hiện tại chịu tác động rất lớn bởi tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng trong quá khứ. Điều này có ý nghĩa rất lớn trong việc quản lý tốt tỉ lệ dự phòng ở hiện tại, giảm nợ xấu trong tương lai.

B. Khuyến nghị

Trên cơ sở kết quả nghiên cứu, tác giả có một số luận giải và khuyến nghị như sau:

- Vốn chủ sở hữu: Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng, có mối quan hệ phi tuyến và đồng biến giữa tỉ lệ vốn chủ sở hữu và tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng tại các NHTM Việt Nam trong giai đoạn 2006 – 2018. Điều này hàm ý rằng, khi các NHTM Việt Nam tăng tỉ lệ vốn chủ sở hữu thì họ cũng sẽ tăng tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng. Tuy nhiên, mối quan hệ phi tuyến cho thấy, hai yếu tố này chỉ đồng biến đến một ngưỡng nhất định thì mối quan hệ này trở thành ngược chiều. Điều này cho thấy, khi các NHTM không thể tăng vốn chủ sở hữu thì họ sử dụng nợ vay nhiều và làm gia tăng rủi ro đạo đức. Vì vậy, rủi ro của các khoản vay cũng tăng theo, dẫn đến nợ xấu cũng gia tăng. Điều này hàm ý rằng, tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng được xem như một công cụ hữu hiệu để kiểm soát rủi ro tín dụng và tỉ lệ vốn chủ sở hữu có ảnh hưởng trực tiếp đến công cụ này. Việc điều tiết các chính sách liên quan đến tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng cần được xem xét đến yếu tố vốn chủ sở hữu của các NHTM.

- Tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng trong quá khứ: Kết quả ước lượng theo phương pháp GMM cho thấy, tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng trong quá khứ có tác động tích cực đến tỉ lệ

dự phòng rủi ro tín dụng của hiện tại. Điều này hàm ý rằng, các NHTM tuân thủ tốt các yêu cầu về trích lập dự phòng rủi ro tín dụng của năm hiện tại sẽ đảm bảo tốt tỉ lệ trích lập dự phòng rủi ro tín dụng cho các năm sau.

- Tỉ lệ lạm phát: Kết quả nghiên cứu cho thấy, tỉ lệ lạm phát có tác động cùng chiều với tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng. Điều này có ý nghĩa rằng, khi lạm phát tăng, tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng cũng sẽ tăng. Kết quả nghiên cứu cho thấy tỉ lệ lạm phát có tác động cùng chiều với tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng, điều này có nghĩa rằng, khi tỉ lệ lạm phát giảm thì tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng sẽ giảm và ngược lại. Điều này hàm ý rằng, việc điều tiết các công cụ tài khóa cần phải được xét đến yếu tố tỉ lệ dự phòng rủi ro tín dụng của các NHTM hiện tại và trong quá khứ.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Bessis J. Risk. *Management in Banking*. John Wiley & Sons. 2002.
- [2] Ngân hàng Nhà nước. *Thông tư số 02/2013/TT-NHNN ngày 21/01/2013 của Thống đốc Ngân hàng Nhà nước Việt Nam Quy định về phân loại tài sản có, mức trích, phương pháp trích lập dự phòng rủi ro và việc sử dụng dự phòng để xử lý rủi ro trong hoạt động của tổ chức tín dụng, chi nhánh ngân hàng nước ngoài*. 2013.
- [3] Thủ tướng Chính phủ. *Đề án Cơ cấu lại hệ thống các tổ chức tín dụng giai đoạn 2011 – 2015 được ban hành theo Quyết định số 254/QĐ-TT ngày 01/3/2012 của Thủ tướng Chính phủ*. 2012.
- [4] Keeton W. R., Morris C. S. Why do banks' loan losses differ?. *Economic Review*. 1987:3-21.
- [5] Berger A. N., Bouwman C. H. S. How does capital affect bank performance during financial crises?. *Journal of Financial Economics*. 2013;109:146-176.
- [6] Mustafa A.R., Anasari R.H., Younis M.U. Does the loan loss provision affect the banking profitability in case of Pakistan. *Asian Economic and Financial*. 2012;2(7):772-783.
- [7] Nguyễn Thị Hồng Vinh, Lê Phan Thị Diệu Thảo. Tác động của vốn ngân hàng đến khả năng sinh lời và rủi ro tín dụng: Trường hợp các ngân hàng thương mại Việt Nam. *Tạp chí Phát triển Kinh tế*. 2015;27(3):25-44.
- [8] Nguyễn Thị Tuyết Nga. Tác động của vốn chủ sở hữu đến rủi ro tín dụng tại các ngân hàng thương mại Việt Nam. *Tạp chí Tài chính*. 2016;12: 39-41.

- [9] Pettway Richard H. The Effects of Large Bank Failures Upon Investors' Risk Cognizance in the Commercial Banking Industry. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 1976;11:465-477.
- [10] Ronald E Shrieves, Drew Dahl. The Impact of Regulation on Bank Equity Infusions. *Journal of Banking and Finance*. 1992;16(2):439-57.
- [11] Jensen M.C. Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers. *The American Economic Review*. 1986;76(2):323-329.
- [12] Basel Committee on Banking Supervision (BCBS). The Group of Governors and Heads of Supervision reach broad agreement on Basel Committee capital and liquidity reform package. *BIS*. 2010.
- [13] Brownbridge M. *The causes of financial distress in local banks in Arica and implications for prudential policy*. Geneva: United Nations Conference on Trade and Development. 1998;3.
- [14] Hess K, Grimes A, Holmes M. Credit losses in Australasian Banking. *Economic Record*. 2009;85:331-343.
- [15] Wall L. D. Regulation of banks' equity capital. Economic review. *Federal reserve bank of Atlanta*. 1985;70(10):4-18.
- [16] Crouhy M. G., D. Galai, R. Mark. The Essentials of Risk Management. *McGrawHill*. 2006.
- [17] Keeton William R., Charles S. Morris. Why do banks' loan losses differ? Economic Review. *Federal Reserve Bank of Kansas City*. 1987;72:3-21.
- [18] DP Louzis, AT Vouldis, VL Metaxas. Macroeconomic and bank-specific determinants of non-performing loans in Greece: A comparative study of mortgage, business and consumer loan portfolios. *Journal of Banking & Finance*. 2010;36(4): 1012-1027. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.10.012>.
- [19] Hasan I., Wall L. D. Determinants of the loan loss allowance: Some cross-country comparisons. *Financial review*. 2004;39(1):129-152.
- [20] Lê Thanh Ngọc, Đặng Trí Dũng, Lê Nguyễn Minh Phương. Mối quan hệ giữa tỉ lệ vốn tự có và rủi ro của ngân hàng thương mại: Bằng chứng từ Việt Nam. *Tạp chí Phát triển và Hội nhập*. 2015;25(35):54-61.
- [21] Nguyễn Thị Kim Anh. Tác động của vốn ngân hàng đến khả năng sinh lời và rủi ro tín dụng của các ngân hàng thương mại cổ phần ở Việt Nam. *Tạp chí Khoa học Trường Đại học An Giang*. 2018;19(1):59-66.