

CÁC YẾU TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN RỦI RO TÍN DỤNG CỦA HỆ THỐNG NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI VIỆT NAM

Ngày nhận bài : 31/03/2014

Ngày nhận lại : 29/04/2014

Ngày duyệt đăng: 05/05/2014

Võ Thị Quý¹
Bùi Ngọc Toán²

TÓM TẮT

Xu hướng gia tăng rủi ro tín dụng của hệ thống Ngân hàng Thương mại (NHTM) Việt Nam thường là chủ đề trung tâm của nhiều diễn đàn và hội thảo kinh tế trong nước trong thời gian qua. Mức độ rủi ro tín dụng được đo lường bằng tỷ lệ nợ xấu hoặc/và mức trích dự phòng nợ khó đòi. Để góp phần làm sáng tỏ bức tranh nợ xấu của NHTM Việt Nam, chúng tôi nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến rủi ro tín dụng trên 26 NHTM giai đoạn 2009 – 2012. Dữ liệu bảng với phương pháp GMM được sử dụng để khắc phục hiện tượng tự tương quan bậc nhất giữa các sai số và hiện tượng biến nội sinh để đảm bảo các ước lượng thu được vững và hiệu quả. Kết quả nghiên cứu cho thấy rủi ro tín dụng ngân hàng trong quá khứ với độ trễ một năm ($LLR_{i,t-1}$), tỷ lệ tăng trưởng tín dụng trong quá khứ với độ trễ một năm ($LG_{i,t-1}$), và tỷ lệ tăng trưởng GDP trong quá khứ với độ trễ một năm ($\Delta GDP_{i,t-1}$) tác động có ý nghĩa đến rủi ro tín dụng NHTM Việt Nam.

Từ khóa: Rủi ro tín dụng, Nợ xấu, Nợ khó đòi, Ngân hàng Thương mại, Việt Nam

ABSTRACT

The increasing in the credit risk of Vietnamese Commercial Banking System (VCBS) has been main focus in the Economic Seminar in the country recently. The credit risk is measured by bad debts ratio or/and provisions for doubtful debts. We studied the determinants of credit risk of 26 commercial banks from 2009 to 2012 to make clear the picture of bad debts of VCBS. Panel data and GMM technique were used to overcome the Autocorrelation and Endogeneity in Regression Analysis to get efficient and consistent estimators. The results showed that lag variables such credit risk variable ($LLR_{i,t-1}$), loan growth ($LG_{i,t-1}$), and GDP growth rate ($\Delta GDP_{i,t-1}$) with the lag length of one year impact significantly the credit risk level of Vietnamese Commercial Bank System.

Keywords: Credit Risk, Bad Debts, Doubtful Debts, Commercial Banks, Vietnam

1. GIỚI THIỆU

Rủi ro tín dụng của các ngân hàng thương mại (NHTM) đã và đang lôi cuốn sự quan tâm của xã hội, đặc biệt là khi Đề án “Cơ cấu lại hệ thống các tổ chức tín dụng giai đoạn 2011-2015” theo Quyết định 254/QĐ-TTG ngày 01/3/2012 của Thủ tướng Chính phủ có hiệu lực. Tỷ lệ

nợ xấu của các NHTM Việt Nam năm 2007 là 2%, năm 2008 là 3.5%, và tăng cao nhất vào năm 2012 (4.08%), theo số liệu của Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (2013). Vấn đề nợ xấu của hệ thống ngân hàng trong đó có NHTM có thể liên quan đến nhiều yếu tố như kinh tế vĩ mô, kinh tế vi mô và các yếu tố thuộc về nội bộ của

¹ PGS. TS, Trường Đại học Kinh tế TP.HCM.

² ThS, Trường Đại học công nghiệp TP.HCM.

từng ngân hàng. Nghiên cứu các yếu tố tác động đến rủi ro tín dụng rất có ý nghĩa trong bối cảnh mà rủi ro tín dụng là rủi ro lớn nhất mà các ngân hàng phải đối mặt (Bhattacharya & Roy, 2008, trích trong Ravi P. S. Poudel, 2013) và cũng là nguyên nhân chính dẫn đến cuộc khủng hoảng tài chính ở Mỹ tháng Mười năm 2007 sau đó là khủng hoảng kinh tế toàn cầu hiện nay. Chúng tôi tiến hành nghiên cứu này nhằm nhận dạng các yếu tố tác động đến rủi ro tín dụng của NHTM ở Việt Nam trong thời kỳ khủng hoảng kinh tế.

2. CÁC KHÁI NIỆM NGHIÊN CỨU VÀ PHƯƠNG PHÁP ĐO LƯỜNG

Theo Ngân hàng Nhà nước Việt Nam rủi ro tín dụng trong hoạt động ngân hàng là khả năng xảy ra tổn thất cho ngân hàng do khách hàng không thực hiện hoặc không có khả năng thực hiện nghĩa vụ của mình theo cam kết (2005).

Rủi ro tín dụng ngân hàng có thể được đánh giá thông qua tỷ lệ nợ xấu, là tỷ số của tổng nợ xấu chia cho tổng dư nợ cho vay (Fadzlan *Sufian* & Roy-faizal R. *Chong*, 2008; Nguyễn Thị Thái Hưng, 2012; Rasidah M. Said & Mohd H. Tumin, 2011; Somanadevi Thiagarajan & ctg, 2011; Tobias *Olweny* & Themba M. *Shipho*, 2011). Một số nghiên cứu khác đo lường rủi ro tín dụng qua tỷ lệ của dự phòng rủi ro tín dụng chia cho tổng tài sản của ngân hàng (Luc Laeven & Giovanni Majnoni (2002), Nabila Zribi & Younes Boujelbene (2011)). Quan điểm này cho rằng dư nợ cho vay chiếm chủ yếu trong tổng tài sản nên có thể sử dụng trực tiếp giá trị tổng tài sản để tính rủi ro. Daniel Foos & ctg (2010), Hess & ctg (2009), và Ong & Heng (2012) kết hợp hai cách tính trên để tính rủi ro tín dụng. Họ đo lường rủi ro tín dụng bằng cách tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng năm t so với cho dư nợ cho vay năm $t-1$. Tiêu chí đo lường này xét đến vấn đề trích lập dự phòng cho những tổn thất có thể xảy ra đối với từng khoản nợ cụ thể nên phản ánh chính xác hơn về rủi ro tín

dụng. Nếu so sánh chung chung giữa giá trị nợ xấu thuộc các nhóm nợ khác nhau (nhóm 3, 4 và 5) với tổng dư nợ từ nhóm 1 đến nhóm 5 sẽ không phản ánh đúng bản chất nguy cơ rủi ro tín dụng. Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (2013) xem nợ xấu là nợ thuộc các nhóm 3, 4 và 5, nhưng qui định nợ từ nhóm 2 trở đi phải trích lập dự phòng rủi ro. Chúng tôi đo lường rủi ro tín dụng theo phương pháp của Daniel Foos & ctg (2010), và Hess & ctg (2009), và được xác định như sau:

Rủi ro tín dụng ($LLR_{i,t}$) = Giá trị trích lập dự phòng rủi ro tín dụng ngân hàng i năm t / Tổng dư nợ ngân hàng i năm $(t-1)$

Giá trị trích lập dự phòng rủi ro tín dụng là số tiền được trích lập và hạch toán vào chi phí hoạt động để dự phòng cho những tổn thất có thể xảy ra đối với nợ của tổ chức tín dụng, chi nhánh ngân hàng nước ngoài. Dự phòng rủi ro bao gồm dự phòng cụ thể và dự phòng chung. Dự phòng cụ thể là số tiền được trích lập để dự phòng cho những tổn thất có thể xảy ra đối với từng khoản nợ theo tỷ lệ cụ thể như nhóm 1: 0%; nhóm 2: 5%; nhóm 3: 20%; nhóm 4: 50%; và nhóm 5: 100%. Dự phòng chung là số tiền được trích lập để dự phòng cho những tổn thất có thể xảy ra nhưng chưa xác định được khi trích lập dự phòng. Số tiền dự phòng chung phải trích được xác định bằng 0.75% tổng số dư các khoản nợ từ nhóm 1 đến nhóm 4, trừ các khoản tiền gửi (trừ tiền gửi thanh toán) tại tổ chức tín dụng trong nước, chi nhánh ngân hàng nước ngoài tại Việt Nam theo quy định của pháp luật và tiền gửi tại tổ chức tín dụng nước ngoài; và khoản cho vay, mua có kỳ hạn giấy tờ có giá đối với tổ chức tín dụng, chi nhánh ngân hàng nước ngoài khác tại Việt Nam.

Tăng trưởng tín dụng là sự gia tăng giá trị khoản cho vay qua các năm. Nhiều nghiên cứu đã tìm thấy mối quan hệ giữa tăng trưởng tín dụng với rủi ro tín dụng. Theo Luc Laeven & Giovanni Majnoni (2002), Robert T. Clair (1992), và Soma-

nadevi Thiagarajan & ctg (2011), tăng trưởng tín dụng được tính bằng chênh lệch tổng dư nợ của năm sau và năm trước so với tổng dư nợ của năm trước. Tuy nhiên, Daniel Foos & ctg (2010) cho rằng không phải tất cả các ngân hàng có tăng trưởng tín dụng đều tiềm ẩn rủi ro tín dụng, chỉ có các ngân hàng có tăng trưởng vượt mức tăng trưởng tín dụng trung bình của từng quốc gia mới có nguy cơ rủi ro tín dụng. Khi sử dụng cách tính này, họ đã loại trừ những ngân hàng có mức tăng trưởng tín dụng bằng mức tăng trưởng tín dụng trung bình của quốc gia đó ra khỏi các quan sát. Công trình nghiên cứu này đã sử dụng số liệu từ 16.000 ngân hàng ở nhiều quốc gia (Mỹ, Canada, Nhật và 13 nước Châu Âu) để đảm bảo bài nghiên cứu có ý nghĩa. Cách tính này không phù hợp khi áp dụng cho các nghiên cứu với dữ liệu hạn chế về số lượng ngân hàng thương mại như ở Việt Nam. Do đó, chúng tôi sử dụng cách tính của Luc Laeven & Giovanni Majnoni (2002), Robert T. Clair (1992), Somanadevi Thiagarajan & ctg (2011), với công thức tính tăng trưởng tín dụng như sau:

Tăng trưởng tín dụng ($LG_{i,t}$) = Tổng dư nợ ngân hàng i năm t – Tổng dư nợ ngân hàng i năm $(t-1)$ / Tổng dư nợ ngân hàng i năm $(t-1)$.

Biến qui mô ngân hàng ($SIZE_{i,t}$) được tính bằng logarit tự nhiên tổng dư nợ của ngân hàng như trong nghiên cứu của Daniel Foos & ctg (2010), Jin-Li Hu & ctg (2004), Somanadevi Thiagarajan & ctg (2011).

GDP là chỉ số giá trị thị trường của tất cả hàng hóa hữu hình và vô hình được sản xuất ra trên phạm vi một lãnh thổ quốc gia trong một thời kỳ nhất định, thường là một năm. GDP là tiêu chí đo lường mức tăng trưởng kinh tế của một nước. Tăng trưởng GDP là mức gia tăng GDP năm sau so với năm trước và được thể hiện bằng đơn vị phần trăm. Biến tỷ lệ tăng trưởng GDP được đưa vào các mô hình nghiên cứu mức độ ảnh hưởng đến rủi ro

tín dụng ngân hàng như trong nghiên cứu của Abhiman Das & Saibal Ghosh (2007), Gabriel Jimenez & Jesus Saurina (2006), Nabila Zribi & Younes Boujelbene (2011), Somanadevi Thiagarajan & ctg (2011), Vicente Salas & Jesús Saurina (2002).

3. GIẢ THUYẾT VÀ MÔ HÌNH NGHIÊN CỨU

3.1. Giả thuyết nghiên cứu

3.1.1. Rủi ro tín dụng ngân hàng trong quá khứ với độ trễ một năm ($LLR_{i,t-1}$) và rủi ro tín dụng ngân hàng năm hiện hành ($LLR_{i,t}$)

Somanadevi Thiagarajan & ctg (2011) đã nghiên cứu các yếu tố tác động tới rủi ro tín dụng tại các ngân hàng ở Ấn Độ. Họ đã thu thập dữ liệu của 22 ngân hàng thuộc sở hữu nhà nước và 15 ngân hàng thuộc sở hữu tư nhân từ năm 2001-2010. Nghiên cứu này đã cho thấy sự tác động của rủi ro tín dụng trong quá khứ với độ trễ một năm đến rủi ro tín dụng ngân hàng năm hiện hành. Những tác giả giải thích rằng do rủi ro tín dụng ngân hàng trong quá khứ không hoàn toàn bị xóa bỏ mà có thể chuyển sang và ảnh hưởng tới năm tiếp theo. Daniel Foos & ctg (2010), Abhiman Das & Saibal Ghosh (2007), Gabriel Jimenez & Jesus Saurina (2006) cũng tìm được kết quả tương tự. Do đó, chúng tôi đặt giả thuyết nghiên cứu H_1 kỳ vọng *rủi ro tín dụng ngân hàng trong quá khứ với độ trễ một năm sẽ tác động cùng chiều với rủi ro tín dụng ngân hàng năm hiện hành.*

3.1.2. Tăng trưởng tín dụng và rủi ro tín dụng ngân hàng ($LLR_{i,t}$)

Daniel Foos & ctg (2010) nghiên cứu các yếu tố tác động đến rủi ro tín dụng tại 16.000 ngân hàng giai đoạn 1997-2007, thuộc 16 quốc gia có ngành tài chính phát triển như Mỹ, Canada, Nhật và 13 nước Châu Âu. Nghiên cứu đã cho thấy tăng trưởng tín dụng tác động cùng chiều đến rủi ro tín dụng ngân hàng sau hai và ba năm. Khi nền kinh tế tăng trưởng, do cạnh

tranh để phát triển các ngân hàng hoặc giảm lãi suất trên mỗi khoản vay mới hoặc nói lỏng điều kiện cấp tín dụng. Việc nói lỏng điều kiện xét duyệt tín dụng như giảm tiêu chuẩn tài sản đảm bảo, chấp nhận những khách hàng có lịch sử tín dụng không tốt hoặc yêu cầu ít chứng cứ về dòng thu nhập đảm bảo cho khoản vay sẽ tích lũy rủi ro và bộc phát vào giai đoạn kinh tế suy thoái. Các khoản vay có chất lượng thấp có nguy cơ thất thoát cao trong điều kiện kinh tế khó khăn, tác động này có độ trễ một vài năm sau. Tăng trưởng tín dụng theo cách này sẽ làm tăng rủi ro tín dụng dẫn đến việc trích lập dự phòng nhiều hơn trong tương lai cho những khoản vay như vậy. Nghiên cứu của Somanadevi Thiagarajan & ctg (2011) tại các ngân hàng ở Ấn Độ trong giai đoạn 2001-2010 cũng chỉ ra rằng tăng trưởng tín dụng có tác động cùng chiều đến rủi ro tín dụng với độ trễ sau hai năm.

Tăng trưởng tín dụng không phải lúc nào cũng tác động cùng chiều đến rủi ro tín dụng. Tăng trưởng tín dụng sẽ có thể làm giảm rủi ro tín dụng trong trường hợp các ngân hàng thường tăng lãi suất cho vay hoặc tăng tiêu chuẩn xét duyệt tín dụng khi nhu cầu tín dụng tăng cao. Trong trường hợp này, tăng trưởng tín dụng (năm hiện tại hoặc với độ trễ một năm) có tác động ngược chiều đến rủi ro tín dụng như kết quả nghiên cứu của Robert T. Clair (1992) khi phân tích các ngân hàng ở Texas trong giai đoạn 1976-1990.

Việt Nam đã trải qua thời kỳ dài tăng trưởng tín dụng nóng, và dư nợ cho vay trong lĩnh vực bất động sản chiếm tỷ trọng cao. Thị trường bất động sản đóng băng trong thời gian qua đã làm gia tăng rủi ro tín dụng của hệ thống NHTM Việt Nam. Các NHTM Việt Nam với đặc thù là nợ ngắn hạn chiếm tỷ trọng lớn trong tổng dư nợ, dẫn đến độ trễ của biến tăng trưởng tín dụng được kỳ vọng sẽ ngắn hơn so với các nước đã phát triển. Do đó, chúng tôi đặt giả thuyết nghiên cứu H_2 *tăng trưởng tín dụng tác động ngược chiều với rủi ro tín dụng ngân hàng*. Chúng tôi sử dụng biến

tăng trưởng tín dụng năm hiện hành, và tăng trưởng tín dụng với độ trễ một năm và hai năm.

3.1.3. Quy mô ngân hàng ($SIZE_{i,t}$) và rủi ro tín dụng ngân hàng ($LLR_{i,t}$)

Nghiên cứu của Jin-Li Hu & ctg (2004) đã chỉ ra mối quan hệ ngược chiều giữa quy mô ngân hàng và rủi ro tín dụng ngân hàng. Các ngân hàng lớn có hệ thống quản lý rủi ro tốt hơn và nắm giữ danh mục cho vay ít rủi ro hơn nên có thể hạn chế được rủi ro tín dụng so với những ngân hàng có quy mô nhỏ. Somanadevi Thiagarajan & ctg (2011) nghiên cứu các yếu tố tác động đến rủi ro tín dụng tại các ngân hàng ở Ấn Độ trong giai đoạn từ năm 2001-2010, và nghiên cứu của Hess & ctg (2008) trên 32 ngân hàng Australia trong giai đoạn 1980 – 2005 cũng tìm được kết quả tương tự.

Tuy nhiên, Daniel Foos & ctg (2010) không tìm thấy tác động có ý nghĩa của quy mô ngân hàng đến rủi ro tín dụng ngân hàng. Nabila Zribi & Younes Boujelbene (2011) nghiên cứu 10 ngân hàng thương mại trong khoảng thời gian từ năm 1995 tới năm 2008 ở Tunisia cũng cho kết quả tương tự. Các ngân hàng ở Tunisia có quy mô gần như tương tự nhau và phần lớn trong số họ phù hợp với quy định, yêu cầu của hệ thống ngân hàng nên quy mô ngân hàng không tác động đến rủi ro tín dụng ngân hàng.

Đối với Việt Nam, các ngân hàng có quy mô lớn thường tập trung cho các doanh nghiệp Nhà nước và các tập đoàn lớn vay vốn, mà các doanh nghiệp này luôn có ưu thế trong quan hệ vay mượn, nên các ngân hàng thường đơn giản hóa thủ tục xét duyệt cho vay. Điều này có nguy cơ ẩn chứa rủi ro tín dụng đối với các khoản vay này. Do đó, chúng tôi đặt giả thuyết nghiên cứu H_3 *là quy mô ngân hàng có tác động cùng chiều đến rủi ro tín dụng ngân hàng*.

3.1.4. Tỷ lệ tăng trưởng GDP ($\Delta GDP_{i,t}$) và rủi ro tín dụng ngân hàng ($LLR_{i,t}$)

Luc Laeven & Giovanni Majnoni (2002) sử dụng số liệu của 1.419 ngân hàng từ 45 quốc gia khác nhau trong khoảng thời gian 1988-1999; Nir Klein (2013) sử dụng số liệu của các ngân hàng ở miền Trung, Đông và Đông Nam châu Âu trong giai đoạn 1998-2011 đã tìm thấy tác động ngược chiều của tỷ lệ tăng trưởng GDP đến rủi ro tín dụng ngân hàng. Một số nghiên cứu khác cũng cho rằng có sự tác động ngược chiều của tỷ lệ tăng trưởng GDP đến rủi ro tín dụng ngân hàng khi sử dụng dữ liệu của từng quốc gia riêng lẻ. Điển hình như Abhiman Das & Saibal Ghosh (2007) nghiên cứu một nhóm các ngân hàng thuộc sở hữu nhà nước ở Ấn Độ hoặc nghiên cứu của Vicente Salas & Jesús Saurina (2002) ở các ngân hàng ở Tây Ban Nha. Các nghiên cứu này chứng minh rằng khi nền kinh tế tăng trưởng tốt sẽ tạo môi trường thuận lợi cho hoạt động của các khách hàng đang vay tiền, điều này sẽ góp phần làm tăng khả năng hoàn trả vốn vay ngân hàng, dẫn đến làm giảm rủi ro tín dụng ngân hàng.

Nghiên cứu của Gabriel Jimenez & Jesus Saurina (2006) ở các ngân hàng Tây Ban Nha trong giai đoạn 1984 - 2002 cũng tìm thấy tác động ngược chiều của tỷ lệ tăng trưởng GDP ở năm hiện hành và tỷ lệ tăng trưởng GDP với độ trễ một năm đến rủi ro tín dụng ngân hàng. Tuy nhiên, một số nghiên cứu khác lại không tìm thấy tác động có ý nghĩa của tỷ lệ tăng trưởng GDP đến rủi ro tín dụng ngân hàng như nghiên cứu của Ravi P. S. Poudel (2013) ở Nepal từ 2001-2011. Kết quả tương tự cũng được tìm thấy trong nghiên cứu của Harvir Kalirai & Martin Scheicher (2002) tại Áo

trong giai đoạn 1990 – 2001. Trong bối cảnh kinh tế Việt Nam chúng tôi đặt giả thuyết H_4 là *tỷ lệ tăng trưởng GDP năm hiện hành và tỷ lệ tăng trưởng GDP với độ trễ một năm sẽ tác động ngược chiều đến rủi ro tín dụng ngân hàng*.

3.2. Mô hình nghiên cứu

Dựa vào các giả thuyết nghiên cứu đã được phát biểu ở trên, mô hình nghiên cứu được đề xuất như sau:

$$LLR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LLR_{i,t-1} + \beta_2 LG_{i,t} + \beta_3 LG_{i,t-1} + \beta_4 LG_{i,t-2} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 \Delta GDP_{i,t} + \beta_7 \Delta GDP_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

Trong đó:

Biến phụ thuộc ($LLR_{i,t}$): Rủi ro tín dụng ngân hàng

Các biến độc lập:

$LLR_{i,t-1}$: Rủi ro tín dụng ngân hàng trong quá khứ với độ trễ một năm

$LG_{i,t}$: Tỷ lệ tăng trưởng tín dụng năm hiện hành

$LG_{i,t-1}$, $LG_{i,t-2}$: Tỷ lệ tăng trưởng tín dụng với độ trễ một năm và tỷ lệ tăng trưởng tín dụng với độ trễ 2 năm

$SIZE_{i,t}$: Quy mô ngân hàng

$\Delta GDP_{i,t}$, $\Delta GDP_{i,t-1}$: Tỷ lệ tăng trưởng GDP năm hiện hành và tỷ lệ tăng trưởng GDP với độ trễ một năm

4. MÔ TẢ MẪU VÀ KIỂM ĐỊNH GIẢ THUYẾT NGHIÊN CỨU

4.1. Mô tả mẫu

Dữ liệu nghiên cứu được thu thập từ 26 ngân hàng thương mại trong giai đoạn 2009-2012 với 8 biến số được mô tả trong Bảng 1

Bảng 1. Thống kê mô tả

Biến	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
$LLR_{i,t}$	0.0168082	0.0068704	0.004575	0.041005
$LLR_{i,t-1}$	0.0150990	0.0075030	0.002437	0.042810
$LG_{i,t}$	0.3430952	0.3625401	-0.406623	1.649590
$LG_{i,t-1}$	0.3745397	0.3649898	-0.312943	1.649590
$LG_{i,t-2}$	0.6892231	0.8623481	-0.312943	6.107468
$SIZE_{i,t}$	30.874010	1.2113060	28.21393	33.45974
$\Delta GDP_{i,t}$	0.0575500	0.0067101	0.050300	0.067800
$\Delta GDP_{i,t-1}$	0.0605500	0.0053259	0.053200	0.067800

(Nguồn: Tác giả tự tính toán trên bộ dữ liệu tự thu thập)

4.2. Kiểm định các giả thiết của hồi qui tuyến tính (OLS)

4.2.1. Kiểm định hiện tượng phương sai thay đổi

Phương sai của sai số thay đổi sẽ làm cho các ước lượng thu được bằng phương pháp OLS vững nhưng không hiệu quả, các kiểm định hệ số hồi quy không còn đáng tin cậy. Từ đó dẫn đến hiện tượng ngộ nhận các biến độc lập trong mô hình nghiên cứu có ý nghĩa, lúc đó kiểm định hệ số hồi quy và R^2 không dùng được. Bởi vì phương sai của sai số thay đổi làm mất tính hiệu quả của ước lượng, nên cần thiết phải tiến hành kiểm định giả thuyết phương sai của sai số không đổi bằng kiểm định White, với giả thuyết H_0 (Không có hiện tượng phương sai thay đổi). Với mức ý nghĩa $\alpha = 5\%$, kiểm định White cho kết quả là: $P\text{-value} = 0.1347 > 0.05$ nên chấp nhận giả thuyết H_0 hay không có hiện tượng phương sai thay đổi.

4.2.2. Kiểm định hiện tượng tự tương quan

Giữa các sai số có mối quan hệ tương quan với nhau sẽ làm cho các ước lượng thu được bằng phương pháp OLS vững nhưng không hiệu quả, các kiểm định hệ số hồi qui không còn đáng tin cậy. Nghiên cứu tiến hành kiểm định giả thuyết không bị tự tương quan trên dữ liệu bảng, với giả thuyết H_0 : không có sự tự tương quan bậc nhất. Với mức ý nghĩa $\alpha = 5\%$, kiểm định cho kết quả là: $P\text{-value} = 0.0064 < 0.05$ nên bác bỏ giả thuyết H_0 hay có sự tự tương quan bậc nhất.

4.2.3. Kiểm định hiện tượng đa cộng tuyến

Đa cộng tuyến là hiện tượng các biến độc lập trong mô hình tương quan tuyến tính với nhau. Nghiên cứu tiến hành kiểm định giả thuyết không bị hiện tượng đa cộng tuyến bằng cách dùng chỉ tiêu VIF với kết được trình bày trong Bảng 2.

Bảng 2. Kết quả kiểm định hiện tượng đa cộng tuyến

Biến	VIF	1 / VIF
$\Delta GDP_{i,t}$	1.67	0.598100
$LLR_{i,t-1}$	1.65	0.605734
$SIZE_{i,t}$	1.62	0.616640
$LG_{i,t-1}$	1.51	0.664249
$LG_{i,t-2}$	1.36	0.737778
$\Delta GDP_{i,t-1}$	1.31	0.760521
$LG_{i,t}$	1.18	0.849510
Giá trị trung bình VIF	1.47	

(Nguồn: Tác giả tự tính)

VIF của tất cả các biến độc lập đều nhỏ hơn 10 nên hiện tượng đa cộng tuyến trong mô hình được đánh giá là không nghiêm trọng.

4.2.4. Kiểm định hiện tượng biến nội sinh

Hiện tượng biến nội sinh sẽ làm cho các ước lượng thu được bằng phương pháp OLS không vững. Mô hình nghiên cứu sử dụng biến trễ của biến phụ thuộc ($LLR_{i,t-1}$) làm biến độc lập nên theo Abhiman Das & Saibal Ghosh (2007), Daniel Foos & ctg (2010), Gabriel Jimenez & Jesus Saurina (2006), Richard Blundell & Stephen Bond (1998), thì nghiên cứu thuộc dạng mô hình với số liệu dạng bảng động (*Dynamic panel data*) và với biến trễ của biến phụ thuộc ($LLR_{i,t-1}$) là biến nội sinh.

4.3. Kiểm định giả thuyết nghiên cứu

Với kết quả kiểm định từng phần ở trên cho thấy mô hình nghiên cứu không có phương sai thay đổi, hiện tượng đa cộng tuyến được đánh giá là không nghiêm trọng; Tuy nhiên, mô hình có sự tự tương quan bậc nhất giữa các sai số và có hiện tượng biến nội sinh. Hiện tượng này sẽ làm cho các ước lượng thu được bằng phương pháp OLS không vững và không hiệu quả, các kiểm định hệ số hồi qui không còn đáng tin cậy. Do vậy, chúng tôi dùng phương pháp GMM để khắc phục hiện tượng tự tương quan bậc nhất giữa các sai số và hiện tượng biến nội sinh để đảm bảo ước lượng thu được vững và hiệu quả. Kết quả kiểm định các giả thuyết nghiên cứu được trình bày trong Bảng 3.

Bảng 3. Kết quả kiểm định các giả thuyết nghiên cứu

$LLR_{i,t}$	Hệ số hồi qui	Sai số chuẩn	z	$P > z $	Khoảng tin cậy 95%	
$LLR_{i,t-1}$	0.6147141	0.2261226	2.72	0.007***	0.1715219	1.057906
$LG_{i,t}$	0.0021544	0.0028438	0.76	0.449	-0.0034193	0.0077281
$LG_{i,t-1}$	-0.009933	0.0025642	-3.87	0.000***	-0.0149589	-0.0049072
$LG_{i,t-2}$	-0.0021503	0.0025376	-0.85	0.397	-0.0071239	0.0028233
$\Delta GDP_{i,t}$	-0.077782	0.1131187	-0.69	0.492	-0.2994906	0.1439267
$\Delta GDP_{i,t-1}$	-0.2243808	0.1073699	-2.09	0.037**	-0.434822	-0.0139396
Hằng số	0.0298181	0.0093067	3.20	0.001***	0.0115773	0.0480589

Ghi chú: (**): có ý nghĩa ở mức 5%; (***): có ý nghĩa ở mức 1%

Nguồn: Tác giả tự tính

5. THẢO LUẬN KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

Kết quả hồi qui cho thấy rủi ro tín dụng ngân hàng trong quá khứ với độ trễ một năm ($LLR_{i,t-1}$) có tác động cùng chiều và khá mạnh đến rủi ro tín dụng ($p<0.05$, $\beta=0.615$), tương đồng với kết quả tìm được trong các nghiên cứu của Abhiman Das & Saibal Ghosh (2007), Daniel Foos & ctg (2010), Gabriel Jimenez & Jesus Saurina (2006), Somanadevi Thiagarajan & ctg (2011). Điều này cho thấy rủi ro tín dụng

trong quá khứ không hoàn toàn bị xóa bỏ mà có thể chuyển sang và ảnh hưởng khá mạnh tới năm tiếp theo.

Tăng trưởng tín dụng năm hiện hành ($LG_{i,t}$) tác động cùng chiều đến rủi ro tín dụng với $\beta=0.002$ nhưng không có ý nghĩa thống kê. Kết quả này tương đồng với kết quả tìm được trong nghiên cứu của Daniel Foos & ctg (2010), Hess & ctg (2009), Vicente Salas & Jesús Saurina (2002). Thông thường, khách hàng không lâm vào cảnh mất khả năng trả nợ ở thời điểm vay vốn.

Bởi vì, trong ngắn hạn hầu hết các khách hàng đều nhìn nhận đúng nguồn thu nhập trong tương lai gần để đảm bảo khả năng trả nợ. Nhưng không phải ai cũng có thể nhận định đúng nguồn thu nhập của mình với một tương lai xa hơn.

Tăng trưởng tín dụng với độ trễ 1 năm ($LG_{i,t-1}$) có tác động ngược chiều ($\beta = -0.010$) đến rủi ro tín dụng ở mức ý nghĩa 1%, phù hợp với kết quả nghiên cứu của Robert T. Clair (1992) khi phân tích các ngân hàng ở Texas trong giai đoạn 1976-1990. Thực tế nợ ngắn hạn của các ngân hàng thương mại tại Việt Nam chiếm tỷ trọng lớn trong tổng dư nợ (Ngân hàng Nhà nước Việt Nam, 2012), điều này cũng có nghĩa là độ trễ của biến tăng trưởng tín dụng tác động đến rủi ro tín dụng cũng ngắn hơn so với các nước phát triển. Tăng trưởng tín dụng với độ trễ 2 năm ($LG_{i,t-2}$) tác động ngược chiều đến rủi ro tín dụng nhưng không có ý nghĩa thống kê.

Biến qui mô ngân hàng ($SIZE_{i,t}$) có tương quan cùng chiều với rủi ro tín dụng ngân hàng nhưng không có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 5%. Kết quả này tương đồng với các nghiên cứu của Daniel Foos & ctg (2010) và nghiên cứu của Somana-devi Thiagarajan & ctg (2011). Thực tế ở Việt Nam, giai đoạn vừa qua các ngân hàng thương mại tổng dư nợ biến động không nhiều trong khi đó rủi ro tín dụng ngân hàng lại biến động rất nhiều nên chúng ta không tìm thấy sự tương quan có ý nghĩa giữa qui mô ngân hàng đến rủi ro tín dụng ngân hàng.

Tỷ lệ tăng trưởng GDP năm hiện hành ($\Delta GDP_{i,t}$) tác động ngược chiều đến rủi ro tín dụng ($\beta = -0.0778$) nhưng không có ý nghĩa thống kê. Kết quả này tương đồng với kết quả nghiên cứu của Ravi P. S. Poudel (2013) khi phân tích các yếu tố vĩ mô tác động đến rủi ro tín dụng trong lĩnh vực ngân hàng tại Nepal từ 2001 đến 2011, và nghiên cứu của Harvir Kalirai & Martin Scheicher (2002) tại Áo trong giai đoạn 1990 – 2001. Căn cứ vào kết quả

nghiên cứu, ta thấy tình hình tăng trưởng GDP không ảnh hưởng ngay đến rủi ro tín dụng ngân hàng mà phải có một độ trễ nhất định. Do đó, trong giai đoạn này chúng ta không tìm thấy được sự tương quan có ý nghĩa của tỷ lệ tăng trưởng GDP năm hiện hành và rủi ro tín dụng ngân hàng.

Biến tỷ lệ tăng trưởng GDP trong quá khứ với độ trễ một năm ($\Delta GDP_{i,t-1}$) có tác động ngược chiều khá mạnh ($\beta = -0.224$) đến rủi ro tín dụng ngân hàng và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%. Kết quả này tương đồng với nghiên cứu của Gabriel Jimenez & Jesus Saurina (2006) tại Tây Ban Nha trong giai đoạn 1984 – 2002.

6. KẾT LUẬN

Do bộ dữ liệu vi phạm các giả định hồi qui tuyến tính OLS, phương pháp GMM đã được sử dụng để kiểm định các giả thuyết nghiên cứu. Kết quả nghiên cứu đã chỉ ra ba biến - rủi ro tín dụng ngân hàng trong quá khứ với độ trễ một năm ($LLR_{i,t-1}$), tỷ lệ tăng trưởng tín dụng với độ trễ một năm ($LG_{i,t-1}$), tỷ lệ tăng trưởng GDP với độ trễ một năm ($\Delta GDP_{i,t-1}$), ảnh hưởng có ý nghĩa đến rủi ro tín dụng của NHTM Việt Nam. Kết quả này có hàm ý là tốc độ tăng trưởng GDP giảm, tăng trưởng tín dụng, kết hợp với những khoản cho vay chất lượng thấp trước đó đã làm gia tăng rủi ro tín dụng của các NHTM. Cụ thể, nếu rủi ro tín dụng năm nay tăng 1% sẽ làm gia tăng rủi ro tín dụng năm tới 0,615% ; Tăng trưởng GDP năm nay giảm 1% sẽ làm gia tăng rủi ro tín dụng năm tới 0,224%; Và tăng trưởng tín dụng năm nay giảm 1% sẽ làm gia tăng rủi ro tín dụng năm tới 0,1%. Kết quả nghiên cứu cho thấy rủi ro tín dụng tương quan nghịch với tăng trưởng GDP và tăng trưởng tín dụng, và tương quan thuận với rủi ro tín dụng của năm liền trước. Để giảm rủi ro tín dụng trong tương lai các NHTM cần xử lý và kiểm soát tốt tình trạng rủi ro tín dụng ở thời điểm hiện tại, đồng thời tăng cường quan hệ tín dụng với những khách hàng có nền tảng kinh doanh cơ bản tốt và

có tình hình tài chính lành mạnh. Việc gia tăng các khoản tín dụng có chất lượng tốt sẽ góp phần làm tăng trưởng GDP cả nước, do đó cũng sẽ góp phần làm giảm rủi ro tín dụng của NHTM trong tương lai.

Đây là một nghiên cứu tương quan nhằm chỉ ra mối quan hệ giữa rủi ro tín dụng ngân hàng với tốc độ tăng trưởng tín dụng, tình hình nợ xấu của năm trước đó, và tốc độ tăng trưởng GDP cả nước. Kết quả nghiên cứu là các giá trị ước lượng (β) có thể được sử dụng để dự báo tình hình rủi

ro tín dụng thông qua tiêu chí mức trích dự phòng rủi ro tín dụng trong tương lai dựa trên các dữ liệu về tốc độ tăng trưởng tín dụng, GDP và thực trạng rủi ro tín dụng năm hiện tại. Hạn chế của nghiên cứu này là không có cơ sở để đề xuất các biện pháp cụ thể để cải thiện tình hình rủi ro tín dụng của các ngân hàng. Do đó, một nghiên cứu định tính về các giải pháp giảm thiểu rủi ro tín dụng nên được tiến hành trên từng ngân hàng từ đó được đề xuất cho nghiên cứu tiếp theo nghiên cứu này.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. Abhiman Das & Saibal Ghosh 2007, "Determinants of credit risk in Indian state owned banks: An empirical investigation", *MRPA Paper*, (17301).
2. Chính phủ 2012, Quyết định số 254/QĐ-TTG.
3. Daniel Foos, Lars Norden, & Martin Weber 2010, "Loan growth and riskiness of banks", *Journal of banking and finance*, (34), 217-228.
4. Fadzman Sufian & Royfaizal R. Chong 2008, "Determinants Of Bank Profitability In A Developing Economy: Empirical Evidences From The Philippines", *Asian Academy of Management Journal of Accounting and Financial*, 4(2), 91-112.
5. Gabriel Jimenez & Jesus Saurina 2006, "Credit cycles, credit risk and prudential regulation", *International Journal of Central Banking*, 2(2), 65-98.
6. Harvir Kalirai & Martin Scheicher 2002, "Macroeconomic stress testing: preliminary evidence for Austria", *Financial Stability Report*, (3), 58-74.
7. Hess, K., Grimes, A., & Holmes, M 2009. Credit Losses in Australasian Banking. *Economic Record*, 85(270), 331-343
8. Jin-Li Hu, Yang Li, Yung-Ho Chiu 2004, "Ownership and Nonperforming Loans: Evidence from Taiwan's Banks", *The Developing Economies*, 42(3), 405-420.
9. Luc Laeven & Giovanni Majnoni 2002, "Loan Loss Provisioning and Economic Slowdowns: Too Much, Too Late?", *Journal of financial intermediation*, (12), 178-197.
10. Nabila Zribi & Younes Boujelbène 2011, "The factors influencing bank credit risk: The case of Tunisia", *Journal of Accounting and Taxation*, 3(4), 70-78.
11. Ngân hàng Nhà nước Việt Nam 2005, Quyết định số 493/2005/QĐ-NHNN.
12. Ngân hàng Nhà nước Việt Nam 2012, "Thông cáo báo chí về điều hành chính sách tiền tệ và hoạt động ngân hàng 6 tháng đầu năm, giải pháp trong 6 tháng cuối năm 2012".
13. Ngân hàng Nhà nước Việt Nam 2013, Thông tư số 02/2013/TT-NHNN.
14. Nguyễn Thị Thái Hưng 2012, "Giải pháp giảm thiểu rủi ro tín dụng đầu tư phát triển của Nhà nước", *Tạp chí Ngân hàng*, (20).

15. Nguyễn Trí Hiếu 2012, “Tái cấu trúc hệ thống ngân hàng Việt Nam và vấn đề giải quyết nợ xấu ở tầm quốc gia”, *Tạp chí Ngân hàng*, (14).
16. Nir Klein 2013, “Non-Performing Loans in CESEE: Determinants and Macroeconomic Performance”, *International Monetary Fund*.
17. Ong T. San & Teh B. Heng 2012, “Factors affecting the profitability of Malaysian commercial banks”, *African Journal of Business Management*, 7(8), 649-660.
18. Rasidah M. Said & Mohd H. Tumin 2011, “Performance and Financial Ratios of Commercial Banks in Malaysia and China”, *International Review of Business Research Papers*, 7(2), 157 - 169.
19. Ravi P. S. Poudel 2013, “Macroeconomic Determinants of Credit Risk in Nepalese Banking Industry”, *Proceedings of 21st International Business Research Conference 10 - 11 June, 2013, Ryerson University, Toronto, Canada*.
20. Richard Blundell & Stephen Bond 1998, “Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models”, *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.
21. Robert T. Clair 1992, “Loan growth and loan quality: Some preliminary evidence from Texas banks”, *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review*, (3), 9–22.
22. Somanadevi Thiagarajan, S. Ayyappan, A. Ramachandran 2011, “Credit Risk Determinants of Public and Private Sector Banks in India”, *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, (34).
23. Tobias Olweny & Themba M. Shipho 2011, “Effects of Banking Sectoral Factors on The Profitability of Commercial Banks in Kenya”, *Economics and Finance Review*, 1(5), 01 – 30.
24. Trần Chí Chính 2012, “Nguyên nhân dẫn đến nợ xấu của hệ thống ngân hàng Việt Nam hiện nay”, *Tạp chí Công nghệ Ngân hàng*, (77).
25. Vicente Salas & Jesús Saurina 2002, “Credit Risk in Two Institutional Regimes: Spanish Commercial and Savings Banks”, *Journal of Financial Services Research*, (22), 203 – 224.