
TÁC ĐỘNG PHI TUYẾN TÍNH CỦA RỦI RO TÍN DỤNG ĐẾN TỶ SUẤT SINH LỜI TẠI CÁC NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI CỔ PHẦN VIỆT NAM

Phan Thị Thu Hà

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: hapt@neu.edu.vn

Trần Thị Thanh Diệu

Trường Đại học Quy Nhơn

Email: tranthithanhdiu@qnu.edu.vn

Ngày nhận: 14/9/2020

Ngày nhận bản sửa: 04/10/2020

Ngày duyệt đăng: 05/11/2020

Tóm tắt:

Bài viết này nghiên cứu về tác động của rủi ro tín dụng đến tỷ suất sinh lời tại 31 ngân hàng thương mại cổ phần Việt Nam trong giai đoạn từ năm 2009 đến 2018. Các tác giả sử dụng phương pháp ước lượng mô men tổng quát hệ thống 2 bước để khắc phục các khuyết tật của mô hình và một số kiểm định để kiểm tra sự phù hợp của phương pháp này. Kết quả nghiên cứu cho thấy rủi ro tín dụng có tác động tiêu cực đến tỷ suất sinh lời ROA và ROE tại các ngân hàng thương mại cổ phần Việt Nam. Đồng thời, các tác giả phát hiện tác động phi tuyến tính của rủi ro tín dụng đến mức sinh lời theo hình chữ U ngược, tức là rủi ro tín dụng có tác động thúc đẩy gia tăng mức sinh lời đến một ngưỡng giới hạn nào đó, nếu rủi ro tín dụng tiếp tục tăng cao thì sẽ gây tổn hại đến mức sinh lời. Bên cạnh đó, nghiên cứu này cũng đưa ra một số hàm ý chính sách liên quan đến kết quả ước lượng.

Từ khóa: Rủi ro tín dụng, tác động phi tuyến tính, tỷ suất sinh lời, Việt Nam

Mã JEL: C33, G21, G32

The non-linear impact of credit risk on performance in Vietnamese commercial banks

Abstract:

This paper empirically examines the impact of credit risk on the profitability of 31 joint stock commercial banks in Vietnam from 2009 to 2018. We employed the 2-steps System Generalized Method of Moments estimation method and relevant tests to check whether this method is suitable. The results show that credit risk has adverse impact on ROA and ROE in Vietnamese commercial banks. We also found the evidence for the non-linear impact of credit risk on the profitability in the inverted U-shape. This means credit risk has improved bank profitability until reaching the optimal threshold, which then decreases profitability. Some appropriate recommendations are proposed according to the regression results as well.

Keywords: Credit risk, non-linear impact, profitability, Vietnam.

JEL Codes: C33, G21, G32.

1. Giới thiệu

Trong quá trình hoạt động, các ngân hàng thương mại phải đối mặt với rất nhiều rủi ro như rủi ro tín dụng, rủi ro thị trường, rủi ro hoạt động. Các rủi ro này đều tác động đến kết quả kinh doanh của ngân hàng theo nhiều cách khác nhau, nhưng quy mô và mức độ tổn thất gây ra bởi rủi ro tín dụng có ảnh hưởng nghiêm trọng nhất đến uy tín, khả năng thanh khoản cũng như lợi nhuận của ngân hàng, từ đó ảnh hưởng đến sự tồn tại và phát triển trong dài hạn. Trong suốt thập kỷ qua, ngành ngân hàng Việt Nam trải qua một quá trình tái cấu trúc mạnh mẽ với hàng loạt thương vụ sáp nhập và nhiều thay đổi trong cấu trúc tổ chức. Tuy nhiên, sự

xâm nhập ngày càng nhiều của các ngân hàng ngoại và những yêu cầu về vốn nhằm đáp ứng chuẩn Basel II đã đặt ra yêu cầu các ngân hàng Việt Nam cần phải củng cố sức mạnh tài chính, gia tăng mức sinh lời nhằm bắt kịp với những cơ hội và thách thức của thời đại mới.

Một trong những vấn đề đáng lo ngại trong thời gian qua là tỷ lệ nợ xấu cao, chất lượng tín dụng thấp đã gây ảnh hưởng đến mức sinh lời của các ngân hàng thương mại Việt Nam. Song song với tỷ lệ nợ xấu tăng cao, các ngân hàng thương mại còn đối mặt với chi phí trích lập dự phòng rủi ro tín dụng tăng cao và làm xói mòn lợi nhuận ròng. Báo cáo thường niên của các ngân hàng cho thấy chi phí dự phòng rủi ro tín dụng chiếm tỷ lệ trên 40% lợi nhuận thuần từ hoạt động kinh doanh trước chi phí dự phòng rủi ro tín dụng trong suốt một giai đoạn dài từ 2012 đến 2018. Điều này đã kéo theo sự suy giảm của tỷ suất sinh lời: ROA ở mức thấp dưới 1% từ năm 2012 đến 2018; ROE cũng giảm xuống chỉ còn dưới 7% trong giai đoạn 2013-2016; NIM cũng không ổn định, giảm thấp nhất vào năm 2014 (đạt 2,53%) và chỉ đạt mức 3,14% vào năm 2018, giảm đáng kể so với mức cao nhất là 3,99% vào năm 2011.

Rủi ro tín dụng là một trong những nhân tố chính tác động đến mức sinh lời của ngân hàng và thường được đo lường bởi tỷ lệ nợ xấu (NPL) và tỷ lệ trích lập dự phòng rủi ro tín dụng (LLP). Với tỷ suất sinh lời được đo lường bằng ROA hoặc ROE, hầu hết các nghiên cứu ở nước ngoài và Việt Nam đều chỉ ra tác động tiêu cực của rủi ro tín dụng đến tỷ suất sinh lời vì khoản chi phí trích lập dự phòng rủi ro tín dụng làm giảm lợi nhuận trước thuế (Athanasoglou & cộng sự, 2008; Dietrich & Wanzenried, 2011; Trujillo-Ponce, 2013; Nguyễn Quang Minh, 2015; Nguyễn Thu Nga, 2017; Hien Nguyen & Dung Nguyen, 2018). Tuy nhiên, một số nghiên cứu khác lại cho thấy tác động tích cực của rủi ro tín dụng đến ROA hoặc ROE như Olson & Zoubi (2011), Boahene & cộng sự (2012), Lee & cộng sự (2014). Bên cạnh đó, theo quy định của Ngân hàng Nhà nước Việt Nam, các ngân hàng thương mại phải kiểm soát và duy trì tỷ lệ nợ xấu ở dưới mức 3%. Điều này đặt ra câu hỏi liệu rằng rủi ro tín dụng có tác động phi tuyến tính theo hình chữ U ngược đến tỷ suất sinh lời tại các ngân hàng thương mại Việt Nam hay không?

Bài viết này sử dụng dữ liệu của 31 ngân hàng thương mại cổ phần Việt Nam trong giai đoạn từ năm 2009 đến 2018 và phương pháp ước lượng mô men tổng quát hệ thống 2 bước để xem xét tác động của rủi ro tín dụng (LLP) đến tỷ suất sinh lời (ROA, ROE). Các biến giải thích thuộc về đặc trưng của ngân hàng cũng như các yếu tố kinh tế vĩ mô tác động đến mức sinh lời của ngân hàng cũng được đưa vào mô hình nghiên cứu.

2. Tổng quan nghiên cứu và cơ sở lý thuyết

2.1. Khái quát về rủi ro tín dụng và tỷ suất sinh lời

Ủy ban Basel về Giám sát ngân hàng đã định nghĩa “rủi ro tín dụng là khả năng mất đi một phần hoặc toàn bộ giá trị khoản vay do những sự cố về tín dụng gây ra như bên đối tác đi vay vi phạm nghĩa vụ trả nợ, thoái thác hoặc trì hoãn việc trả nợ, hoặc sự thay đổi về lãi suất vay” (Basel, 2000). Rủi ro tín dụng cũng có thể được hiểu là khi một nhóm khách hàng trì hoãn việc trả nợ, gây tổn thất rất lớn về mặt tài chính và có thể dẫn đến tình trạng mất thanh khoản của ngân hàng (Bessis, 2002). Rủi ro tín dụng thường được đo lường bằng tỷ lệ nợ xấu (NPL) và tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng (LLP).

Tỷ suất sinh lời là một nhóm các chỉ số tài chính được sử dụng để đánh giá khả năng tạo thu nhập của ngân hàng so với doanh thu, chi phí hoạt động, tài sản và vốn chủ sở hữu của cổ đông tại một thời điểm cụ thể. Tỷ suất sinh lời phản ánh mức độ lành mạnh tài chính và thể hiện hiệu quả hoạt động của các ngân hàng thương mại. Các thước đo được sử dụng phổ biến là tỷ suất lợi nhuận trên tổng tài sản (ROA), tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu (ROE), tỷ lệ thu nhập lãi cận biên (NIM).

2.2. Các nghiên cứu về tác động của rủi ro tín dụng đến tỷ suất sinh lời

Trên cơ sở của Lý thuyết thông tin bất cân xứng (*Information Asymmetry Theory*), Stiglitz & Weiss (1981) đã giải thích tác động của rủi ro tín dụng đến lợi nhuận của ngân hàng thông qua lãi suất: lãi suất cho vay có thể tác động đến rủi ro của món vay do những sai lầm khi lựa chọn khách hàng vay (hiệu ứng lựa chọn bất lợi) và sự thay đổi hành động của người đi vay (hiệu ứng rủi ro đạo đức). Khi lãi suất cho vay cao, những người đi vay có khả năng tài chính tốt sẽ không tham gia vào quan hệ tín dụng; mặt khác, lãi suất cho vay cao sẽ làm ảnh hưởng đến lợi nhuận kỳ vọng của dự án kinh doanh, từ đó thúc đẩy người đi vay tham

gia vào những dự án có rủi ro cao để bù lại phần chi phí lãi vay. Stiglitz & Weiss (1981) kết luận rằng lãi suất cho vay tăng lên đồng nghĩa với rủi ro tín dụng sẽ tăng và kéo theo lợi nhuận của ngân hàng giảm đi khi lựa chọn sai đối tượng khách hàng hoặc khi khách hàng vi phạm rủi ro đạo đức. Bên cạnh đó, Stiglitz & Weiss (1981) cũng chỉ ra rằng lợi nhuận của ngân hàng sẽ đạt cực đại khi lãi suất cho vay ở mức r^* nào đó. Nếu lãi suất thấp hơn r^* , người đi vay sẽ có xu hướng chọn dự án đầu tư ít rủi ro và ngược lại.

Berger & DeYoung (1997) cũng đã phát triển các giả thuyết để giải thích mối quan hệ giữa rủi ro tín dụng và mức sinh lời của ngân hàng: *giả thuyết kém may mắn (Bad luck)*, *giả thuyết quản lý kém (Bad management)*, *giả thuyết hà tiện (Skimping)*, *giả thuyết rủi ro đạo đức (Moral Hazard)*. Giả thuyết kém may mắn và giả thuyết quản lý kém cho rằng rủi ro tín dụng có tác động ngược chiều với lợi nhuận của ngân hàng do sự gia tăng về chi phí quản lý nợ xấu hoặc hiệu quả quản lý chi phí kém của nhà quản lý. Ngược lại, giả thuyết hà tiện lại cho rằng mối tương quan này là thuận chiều trong ngắn hạn vì các ngân hàng sẽ tiết kiệm các chi phí liên quan đến việc cho vay và quản lý khoản vay, từ đó tăng hiệu quả chi phí trong ngắn hạn. Giả thuyết này cũng chỉ ra rằng việc tiết kiệm chi phí trong ngắn hạn có thể dẫn đến nợ xấu cao và làm gia tăng chi phí giải quyết nợ xấu trong dài hạn. Giả thuyết rủi ro đạo đức có thể làm khuếch đại tác động của 3 lý thuyết nói trên, tức là tác động của rủi ro tín dụng đến mức sinh lời có thể tích cực hoặc tiêu cực nhưng ở mức độ mạnh mẽ hơn.

Về các nghiên cứu thực nghiệm, hầu hết các nghiên cứu đều chỉ ra rằng các ngân hàng với tỷ lệ nợ xấu và dự phòng rủi ro tín dụng cao sẽ là mối đe dọa cho tỷ suất sinh lời (đo lường bằng ROA, ROE) của ngân hàng. Khi xảy ra nợ xấu, các ngân hàng buộc phải chia sẻ một phần lợi nhuận ròng cho việc trích lập chi phí dự phòng nhằm bù đắp tổn thất khi các khoản nợ xấu này không thể thu hồi được. Khoản chi phí này làm xói mòn lợi nhuận trước thuế của các ngân hàng, kéo theo sự suy giảm của ROA, ROE (Athanasoglou & cộng sự, 2008; Sufian & Chong, 2008; Hong Liu & Wilson, 2010; Dietrich & Wanzenried, 2012; Trujillo-Ponce, 2013; Lee & Hsieh, 2013). Các nghiên cứu tại Việt Nam cũng cho kết quả tương tự khi sử dụng ROA, ROE để đo lường mức sinh lời hoặc hiệu quả hoạt động như nghiên cứu của Nguyễn Quang Minh (2015), Nguyễn Thu Nga (2017), Hien Nguyen & Dung Nguyen (2018). Khi tỷ lệ nợ xấu tăng lên 1% thì lợi nhuận của các ngân hàng Việt Nam sẽ giảm 0,586% (Nguyễn Thu Nga, 2017).

Tuy nhiên, Buchs & Mathisen (2005) cho rằng mặc dù chi phí quản lý khoản vay và trích lập dự phòng khá lớn, tỷ lệ nợ xấu lớn nhưng ROA và ROE của các ngân hàng Ghana rất cao. Nguyên nhân là do ngân hàng muốn tăng tỷ lệ phân bù rủi ro trong lãi suất cho vay cao hơn rủi ro thực tế của khoản vay, do vậy ngân hàng có thể thu về lợi nhuận cao hơn và chấp nhận rủi ro tín dụng cao. Nghiên cứu tại 22 quốc gia ở khu vực Châu Á của Lee & cộng sự (2014) cũng tìm thấy tác động tích cực của dự phòng rủi ro tín dụng đến ROA, ROE và cho rằng các ngân hàng có tỷ suất sinh lời cao thường đi liền với rủi ro tín dụng cao. Các nghiên cứu khác của Sufian & Habibullah (2009a), Sufian & Habibullah (2009b), Olson & Zoubi (2011), Million & cộng sự (2015) cũng cho thấy tác động tích cực của rủi ro tín dụng đến ROA, ROE. Khi các ngân hàng chấp nhận rủi ro tín dụng cao thì đồng nghĩa với việc họ phải giảm các điều kiện cho vay, nới lỏng tín dụng, làm cho dư nợ cho vay tăng lên và do đó làm tăng lợi nhuận cho ngân hàng.

Nhìn chung, các nghiên cứu trong và ngoài nước về tác động của rủi ro tín dụng đến tỷ suất sinh lời (đo lường bởi ROA, ROE) vẫn chưa thống nhất về chiều hướng tác động do sự khác biệt về phạm vi và phương pháp nghiên cứu. Bên cạnh đó, kết quả nghiên cứu của Stiglitz & Weiss (1981) và giả thuyết hà tiện của Berger & DeYoung (1997) cũng cho thấy có thể tồn tại tác động phi tuyến tính của rủi ro tín dụng đến lợi nhuận của ngân hàng thông qua lãi suất hoặc hậu quả trong dài hạn của việc tiết kiệm chi phí cho vay. Tại Việt Nam, tác động của rủi ro tín dụng đến tỷ suất sinh lời đã được rất nhiều tác giả quan tâm nghiên cứu và hầu hết đều cho thấy tác động ngược chiều giữa hai biến số này. Tuy nhiên, trong giới hạn hiểu biết của các tác giả, hiện nay vẫn chưa có công trình nghiên cứu nào ở Việt Nam đề cập đến tác động phi tuyến tính của rủi ro tín dụng đến tỷ suất sinh lời tại các ngân hàng thương mại. Bài viết này sẽ chỉ ra tác động phi tuyến tính của rủi ro tín dụng đến tỷ suất sinh lời tại các ngân hàng thương mại Việt Nam, đồng thời đưa ra một số hàm ý chính sách liên quan đến kết quả nghiên cứu.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Dựa trên thực tế tại Việt Nam và mô hình nghiên cứu của Trujillo-Ponce (2013), tác giả xây dựng mô hình nghiên cứu có dạng như sau:

$$Y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 L.Y_{it} + \beta_j X_{j,it} + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{k,it} + \sum_{l=1}^L \beta_l X_{l,it} + u_{it}$$

Trong đó:

$i = 1, 2, \dots, N$ và $t = 1, 2, \dots, T$ với $N=31$ và $T=10$ lần lượt là số lượng các ngân hàng và số năm nghiên cứu, u là phần dư.

Y_{it} là biến phụ thuộc, đại diện cho tỷ suất sinh lời; $L.Y_{it}$ là độ trễ 1 kỳ của biến phụ thuộc.

X là các biến giải thích và được chia thành 3 nhóm:

$X_{j,it}$ đại diện cho rủi ro tín dụng

$X_{k,it}$ là các yếu tố đặc trưng của ngân hàng

$X_{l,it}$ là các yếu tố kinh tế vĩ mô

Để đo lường tỷ suất sinh lời, các tác giả sử dụng tỷ suất lợi nhuận trên tổng tài sản (ROA), tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu (ROE). ROA phản ánh khả năng quản lý của nhà quản trị ngân hàng trong việc tạo ra thu nhập từ tài sản; ROE là cơ sở để các cổ đông đánh giá mức lợi nhuận họ thu được từ việc bỏ vốn đầu tư vào ngân hàng. Do vậy, đây là hai chỉ tiêu phổ biến nhất dùng để đo lường khả năng sinh lời cũng như hiệu quả hoạt động của ngân hàng.

Rủi ro tín dụng được đo lường bởi tỷ lệ trích lập dự phòng rủi ro tín dụng (LLP). Tỷ lệ này càng cao chứng tỏ chất lượng tín dụng càng thấp và do đó, chi phí ngân hàng bỏ ra để quản lý các khoản nợ và trích lập dự phòng càng cao, dẫn đến mức sinh lời càng thấp (Dietrich & Wanzenried, 2012; Trujillo-Ponce, 2013). Tuy nhiên, tổng quan nghiên cứu cho thấy rủi ro tín dụng có thể có tác động phi tuyến tính đối với tỷ suất sinh lời, tức là LLP sẽ tác động tích cực đến ROA, ROE đến một ngưỡng giới hạn nào đó, nếu LLP tiếp tục tăng lên thì rủi ro tín dụng sẽ có tác động tiêu cực đến ROA, ROE. Do vậy, bên cạnh biến LLP, nhóm tác giả sử dụng biến bình phương của LLP (LLP^2) để xem xét tác động phi tuyến tính của rủi ro tín dụng đến ROA, ROE tại các ngân hàng thương mại cổ phần Việt Nam.

Về các đặc trưng của ngân hàng, nghiên cứu này sử dụng các biến như sau:

- Tỷ trọng cho vay trong tổng tài sản (LA) là một thước đo về nguồn thu nhập chính của ngân hàng và được kỳ vọng có tác động tích cực đến tỷ suất sinh lời (Trujillo-Ponce, 2013; Lee & Hsieh, 2013).

- Cấu trúc vốn (ETA) có thể có tác động tích cực hoặc tiêu cực đến biến phụ thuộc, vì tỷ lệ vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản thấp có thể giúp ngân hàng có thu nhập cao hơn nhờ vào đòn bẩy tài chính; nếu tỷ lệ này cao thì ngân hàng sẽ hoạt động an toàn hơn và vẫn có lợi nhuận ngay cả trong các tình huống khó khăn (Dietrich & Wanzenried, 2011; Trujillo-Ponce, 2013).

- Mức độ đa dạng hóa thu nhập được đo lường bằng chỉ số HHI (*Herfindahl Hirschman Index*) với kỳ vọng sẽ có tác động ngược chiều với mức sinh lời, tức là việc đa dạng hóa nguồn thu nhập sẽ giúp các ngân hàng gia tăng mức sinh lời (Mercieca & cộng sự, 2007).

- Khả năng vỡ nợ đo lường bằng chỉ tiêu ZSCORE được kỳ vọng có tác động cùng chiều với biến phụ thuộc, vì chỉ tiêu này càng cao chứng tỏ ngân hàng đang ở trong tình trạng an toàn và có mức sinh lời ổn định (Mercieca & cộng sự, 2007; Hien Nguyen & Dung Nguyen, 2018).

- Quy mô của ngân hàng (LNTA) có thể có tác động đến sinh lời của ngân hàng theo 2 hướng: thúc đẩy gia tăng tỷ suất sinh lời nhờ việc đa dạng hóa sản phẩm, phân tán rủi ro và nhận lợi ích gia tăng theo quy mô; làm suy giảm tỷ suất sinh lời nếu ngân hàng có quy mô quá lớn, làm gia tăng các chi phí như chi phí văn phòng và các chi phí quản lý khác (Athanasoglou & cộng sự, 2008; Dietrich & Wanzenried, 2011).

Bảng 1: Mô tả các biến trong mô hình nghiên cứu

Tên biến	Cách tính	Dấu kỳ vọng
Tỷ suất sinh lời		
ROA	Lợi nhuận sau thuế/Tổng tài sản bình quân	
ROE	Lợi nhuận sau thuế/Vốn chủ sở hữu bình quân	
Rủi ro tín dụng		
LLP	Dự phòng rủi ro tín dụng/Tổng cho vay	+/-
LLP ²	(Dự phòng rủi ro tín dụng/Tổng cho vay) ²	+/-
Đặc trưng của ngân hàng		
Tỷ trọng cho vay (LA)	Dư nợ cho vay/Tổng tài sản	+
Cấu trúc vốn (ETA)	Vốn chủ sở hữu/Tổng tài sản	+/-
Đa dạng hóa thu nhập (HHI)	(Thu nhập từ lãi/Thu nhập hoạt động) ² + (Thu nhập ngoài lãi/Thu nhập hoạt động) ²	-
Nguy cơ vỡ nợ (ZSCORE)	$(ROA + ETA)/\sigma ROA$	+
Quy mô NH (LNTA)	Logarit tự nhiên của tổng tài sản	+/-
Kinh tế vĩ mô		
Mức độ tập trung ngành (CR3)	Tỷ trọng tài sản của 3 ngân hàng lớn nhất	+
Tăng trưởng kinh tế (GDP)	Tốc độ tăng/giảm của GDP hằng năm	+
Lạm phát (INF)	Tốc độ tăng/giảm của CPI hằng năm	+/-

Nguồn: Tổng hợp của các tác giả.

Về các yếu tố kinh tế vĩ mô, nghiên cứu này sử dụng các yếu tố như sau:

- Mức độ tập trung của ngành (CR3) được kỳ vọng có tác động tích cực đến biến phụ thuộc theo giả thuyết Hiệu suất - Tiến hành - Cấu trúc (SCP). Các ngân hàng trong một thị trường có mức độ tập trung cao có thể thông đồng với nhau và có được lợi nhuận độc quyền (Athanasoglou & cộng sự, 2008; Dietrich & Wanzenried, 2011).

- Lạm phát (INF) có thể tác động tích cực hoặc tiêu cực tới mức sinh lời tùy thuộc vào việc nó có được dự đoán trước hay không. Nếu được dự đoán trước, lạm phát sẽ có tác động tích cực đến mức sinh lời và ngược lại (Athanasoglou & cộng sự, 2008; Trujillo-Ponce, 2013).

- Tốc độ tăng trưởng kinh tế (GDP) được kỳ vọng sẽ có tác động tích cực tới mức sinh lời của ngân hàng vì khi nền kinh tế tăng trưởng, nhu cầu vay vốn và sử dụng các dịch vụ của ngân hàng sẽ gia tăng (Athanasoglou & cộng sự, 2008; Trujillo-Ponce, 2013).

3.2. Dữ liệu nghiên cứu và phương pháp ước lượng

Bảng 2: Thống kê mô tả các biến nghiên cứu

Tên biến	Số quan sát	Trung bình	Trung vị	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	Lớn nhất
ROA	297	0,7936	0,72	0,5375	0,03	2,0013
ROE	297	8,8094	7,7878	6,4068	0,34	23,606
LLP	295	1,2659	1,1516	0,4632	0,2402	2,3516
LA	295	0,5293	0,5494	0,1315	0,1448	0,806
ETA	295	9,6601	8,7219	3,8074	3,2572	17,915
HHI	294	0,7251	0,7124	0,1404	0,5	0,9875
ZSCORE	295	25,863	22,803	13,155	2,4155	56,535
LNTA	295	18,185	18,2	1,1613	15,02	21
CR3	310	40,845	40,472	4,9183	31,663	50,498
INF	310	6,138	5,651	3,5960	0,879	13,885
GDP	310	6,1492	6,2255	0,6009	5,247	7,076

Nguồn: Tổng hợp từ Stata.

Bảng 3: Ma trận hệ số tương quan

	LLP	LA	ETA	HHI	ZSCORE	LNTA	CR3	INF	GDP
LLP	1,000								
LA	-0,109*	1,000							
ETA	-0,095	-0,077	1,000						
HHI	-0,073	0,019	0,086	1,000					
ZSCORE	0,194***	-0,065	0,245***	-0,066	1,000				
LNTA	0,270***	0,212***	-0,734***	-0,214***	-0,040	1,000			
CR3	-0,102*	0,073	0,039	-0,030	0,021	-0,029	1,000		
INF	0,153***	-0,315***	0,267***	0,144**	0,179***	-0,253***	-0,369***	1,000	
GDP	-0,175***	0,216***	-0,271***	-0,071	-0,184***	0,269***	-0,045	-0,422***	1,000

Chú thích: (*), (**) và (***) tương ứng với mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%

Nguồn: Tổng hợp từ Stata.

Nghiên cứu này sử dụng dữ liệu của 31 ngân hàng thương mại cổ phần Việt Nam, chiếm 84% trong tổng số các ngân hàng thương mại ở Việt Nam, mang tính đại diện cho toàn hệ thống, trong đó có 3 ngân hàng có quy mô lớn nhất là BIDV, Vietinbank và Vietcombank. Dữ liệu nghiên cứu là thứ cấp, trình bày dưới dạng dữ liệu bảng không cân, được thu thập từ báo cáo tài chính kiểm toán của các ngân hàng trong thời gian từ năm 2009 đến 2018. Các dữ liệu về kinh tế vĩ mô được thu thập từ cơ sở dữ liệu của Ngân hàng thế giới (World Bank) và các báo cáo thường niên của Ngân hàng Nhà nước Việt Nam.

Bảng 2 trình bày thống kê mô tả các biến nghiên cứu được sử dụng trong mô hình. ROA dao động từ 0,03% đến 2,0013% với giá trị trung bình là 0,7936%; trong khi đó ROE có mức biến động mạnh hơn với giá trị trung bình là 8,8094% và độ lệch chuẩn là 6,4068. LLP có giá trị thấp nhất là 0,2402 và giá trị lớn nhất là 2,3516, đạt giá trị trung bình là 1,2659 với độ lệch chuẩn 0,4632.

Ma trận hệ số tương quan được trình bày ở Bảng 3 cho thấy hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến giải thích là không đáng kể. Hiện tượng đa cộng tuyến có thể xảy ra ở cặp biến LNTA và ETA (hệ số tương quan là 0,734). Do vậy, các tác giả sẽ lựa chọn phương pháp ước lượng phù hợp để loại bỏ vấn đề này.

Về phương pháp ước lượng, để loại bỏ các khuyết tật tiềm ẩn của mô hình như phương sai sai số thay đổi, tự tương quan, đa cộng tuyến và hiện tượng nội sinh, các tác giả sử dụng phương pháp ước lượng mô men tổng quát (*Generalized Method of Moments – GMM*) được đề xuất bởi Arellano & Bover (1995) và Blundell & Bond (1998). Với quy mô mẫu nhỏ, thời gian nghiên cứu ngắn (10 năm) và dữ liệu bảng không cân, GMM hệ thống sẽ phù hợp hơn GMM sai phân. Bên cạnh đó, GMM 2 bước được xem là hiệu quả và đáng tin cậy hơn so với GMM 1 bước, đặc biệt là đối với GMM hệ thống (Lee & Hsieh, 2013; Trujillo-Ponce, 2013). Do vậy, các tác giả sẽ sử dụng phương pháp ước lượng moment tổng quát hệ thống hai bước (*2-step System Generalized Method of Moments – 2-step SGMM*).

Để kiểm tra sự phù hợp của phương pháp ước lượng, các kiểm định Sargan và Hansen sẽ được sử dụng để kiểm tra sự phù hợp của các biến công cụ được sử dụng. Đây là kiểm định về nội sinh của mô hình với giả thuyết H_0 : biến công cụ là ngoại sinh, nghĩa là không tương quan với sai số của mô hình. Kiểm định Arellano–Bond (bao gồm AR(1) và AR(2)) cũng được sử dụng để kiểm tra hiện tượng tự tương quan của các biến trong mô hình với giả thuyết H_0 : không có hiện tượng tự tương quan bậc 1/bậc 2. Trong đó AR(1) phải có p-value < 0,05 và AR(2) phải có p-value > 0,05.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Kết quả nghiên cứu

Kết quả ước lượng được trình bày trong Bảng 4, trong đó mô hình (1) và (2) có biến phụ thuộc là ROA; mô hình (3) và (4) có biến phụ thuộc là ROE; mô hình (2) và (4) có thêm biến bình phương của LLP để xem xét tác động phi tuyến tính của rủi ro tín dụng đến ROA và ROE.

Các điều kiện và kiểm định về tính phù hợp của phương pháp GMM hệ thống 2 bước đều thỏa mãn: biến

Bảng 4: Kết quả ước lượng

Biến phụ thuộc	ROA		ROE	
Mô hình	(1)	(2)	(3)	(4)
ROA _{t-1}	0,5981***	0,5553***		
ROE _{t-1}			0,6168***	0,5490***
LLP	-0,1116***	0,7294***	-1,5710***	2,4875*
LLP ²		-0,2396***		-1,3000***
LA	0,5927***	0,7097***	8,6627***	6,0675**
ETA	-0,0226**	-0,0374***	-0,3874**	-0,3411***
HHI	-0,7507***	-0,5140**	-8,2358***	-13,837***
ZSCORE	0,0134***	0,0155*	0,1515***	0,0972*
LNTA	-0,0332***	-0,0700***	-0,3353**	-0,1982
CR3	-0,0022	-0,0007	-0,0448**	-0,0165
INF	0,0344***	0,0341***	0,3165***	0,4600***
GDP	0,1614***	0,1310***	1,9677***	1,9379***
Số nhóm	31	31	31	31
Số công cụ	31	31	31	31
F-test	0,000	0,000	0,000	0,000
Sargan test	0,139	0,760	0,504	0,768
Hansen test	0,482	0,775	0,580	0,547
AR(1)	0,002	0,008	0,003	0,001
AR(2)	0,928	0,916	0,802	0,546

Chú thích: (*), (**) và (***) tương ứng với mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%

Nguồn: Tổng hợp từ Stata.

độ trễ của các biến phụ thuộc đều dương và có ý nghĩa thống kê trong tất cả các mô hình; số công cụ bằng số nhóm; kiểm định Sargan và Hansen có p-value lớn hơn 0,05; AR(1) có p-value nhỏ hơn 0,05, AR(2) có p-value lớn hơn 0,05. Nhìn chung, chiều hướng tác động của các biến giải thích có sự thống nhất với nhau trong tất cả các mô hình và phù hợp với dấu kỳ vọng, ngoại trừ biến CR3.

4.2. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Rủi ro tín dụng có tương quan ngược chiều với ROA và ROE là phù hợp với lý thuyết của Stiglitz & Weiss (1981) và các giả thuyết kém may mắn và quản lý kém của Berger & DeYoung (1997). Kết quả này cũng tương đồng với các nghiên cứu thực nghiệm trên thế giới như nghiên cứu của Athanasoglou & cộng sự (2008), Sufian & Chong (2008), Dietrich & Wanzenried (2011), Lee & Hsieh (2013), Trujillo-Ponce (2013); và các nghiên cứu tại Việt Nam như Nguyễn Quang Minh (2015), Nguyễn Thu Nga (2017), Hien Nguyen & Dung Nguyen (2018). Trong thời gian qua, các ngân hàng thương mại Việt Nam có tỷ lệ nợ xấu tăng cao và phải trích lập dự phòng rủi ro tín dụng cho các khoản nợ xấu này với tỷ lệ 20%, 50% và 100% tương ứng với các nhóm nợ 3, 4, 5. Bên cạnh đó, Công ty quản lý tài sản của các Tổ chức tín dụng (VAMC) được thành lập vào năm 2013 đã mua lại các khoản nợ xấu này, làm giảm số dư nợ xấu trên bảng báo cáo tài chính của các ngân hàng. Tuy nhiên, các ngân hàng phải nắm giữ trái phiếu đặc biệt của VAMC trong thời gian 5 năm và trích lập dự phòng rủi ro tín dụng cho khoản trái phiếu này với tỷ lệ 20%/năm. Các khoản chi phí dự phòng này đã làm suy giảm nghiêm trọng lợi nhuận trước thuế của các ngân hàng, kéo theo sự sụt giảm của tỷ suất sinh lời. Báo cáo tài chính của các ngân hàng cho thấy chi phí dự phòng rủi ro tín dụng đã làm xói mòn hơn 40% lợi nhuận hoạt động và ảnh hưởng nghiêm trọng đến lợi nhuận trước thuế của các ngân hàng.

Khi xem xét tác động phi tuyến tính của rủi ro tín dụng đến tỷ suất sinh lời, các tác giả phát hiện mối tương quan này có hình dạng chữ U ngược, tức là LLP sẽ có tác động thúc đẩy mức sinh lời gia tăng đến một ngưỡng tối ưu nào đó; nếu LLP tiếp tục tăng lên thì tỷ suất sinh lời ROA, ROE sẽ giảm đi. Kết quả có thể được giải thích dựa vào lý thuyết của Stiglitz & Weiss (1981), tức là rủi ro tín dụng tác động đến tỷ suất

sinh lời thông qua lãi suất. Khi lãi suất đạt ở mức r^* thì lợi nhuận của ngân hàng sẽ đạt cực đại, nhưng nếu r tiếp tục tăng lên sẽ kéo theo rủi ro tín dụng tăng lên và gây tổn hại đến mức sinh lời. Bên cạnh đó, tác động phi tuyến tính này cũng có thể được giải thích dựa vào giả thuyết hà tiện của Berger & DeYoung (1997), tức là việc tiết kiệm chi phí quản lý khoản vay trong ngắn hạn sẽ giúp ngân hàng đạt được hiệu quả chi phí và gia tăng lợi nhuận. Nhưng về dài hạn, các khoản vay này có thể dẫn đến rủi ro tín dụng và ngân hàng phải tốn nhiều chi phí để quản lý và kiểm soát rủi ro, kéo theo lợi nhuận suy giảm. Tại Việt Nam, các ngân hàng thương mại phải duy trì tỷ lệ nợ xấu thấp dưới 3% nhằm đảm bảo an toàn cho hoạt động ngân hàng. Tỷ lệ nợ xấu thấp đồng nghĩa với chi phí trích lập dự phòng rủi ro tín dụng cũng thấp hơn, chi phí quản lý và kiểm soát các khoản nợ xấu cũng thấp hơn. Nếu tỷ lệ nợ xấu quá cao, các ngân hàng phải tốn nhiều chi phí quản lý, chi phí trích lập dự phòng và thậm chí có nguy cơ mất vốn nếu khách hàng không thể trả được nợ.

Quy mô cho vay (LA) có tác động tích cực đối với các biến phụ thuộc, phù hợp với kỳ vọng của các tác giả và đồng nhất với các nghiên cứu của Trujillo-Ponce (2013), Lee & Hsieh (2013). Thu nhập từ hoạt động cho vay chiếm khoảng 80% tổng thu nhập của các ngân hàng Việt Nam, do vậy quy mô cho vay càng lớn thì lợi nhuận của ngân hàng càng được cải thiện.

Cấu trúc vốn (ETA) có tương quan âm với ROA và ROE, đồng nhất với các nghiên cứu của Dietrich & Wanzenried (2011), Trujillo-Ponce (2013). Trong thời gian qua, các ngân hàng thương mại Việt Nam phải chịu áp lực tăng vốn để đáp ứng các tiêu chuẩn về an toàn vốn, tiến tới áp dụng chuẩn Basel II. Vốn chủ sở hữu chiếm tỷ trọng lớn khiến cho các ngân hàng rất khó đẩy mạnh cho vay cho những điều kiện an toàn ràng buộc như tỷ lệ dư nợ cho vay so với tổng tiền gửi, tỷ lệ vốn ngắn hạn dùng để cho vay trung dài hạn. Điều này làm ảnh hưởng đến tỷ suất sinh lời của các ngân hàng, đặc biệt là ROE.

Đúng như kỳ vọng, mức độ đa dạng hóa thu nhập (HHI) có dấu tác động âm đối với các biến phụ thuộc và trùng khớp với các nghiên cứu của Mercieca & cộng sự (2007), Chiorazzo & cộng sự (2008). Rõ ràng, việc đẩy mạnh sang các hình thức thu nhập ngoài lãi như dịch vụ thanh toán, thẻ, bảo hiểm, dịch vụ công nghệ cao đã mang lại nguồn thu nhập lớn cho các ngân hàng Việt Nam. Tăng trưởng thu nhập ngoài lãi sẽ giúp các ngân hàng phân tán rủi ro và giảm sự phụ thuộc vào hoạt động tín dụng.

Nguy cơ vỡ nợ (ZSCORE) cũng có tác động dương đúng như kỳ vọng của các tác giả, tức là các ngân hàng thương mại Việt Nam có ZSCORE càng cao thì nguy cơ vỡ nợ càng thấp và do đó tỷ suất sinh lời càng cao. Thực tế cho thấy các ngân hàng thương mại Việt Nam đều duy trì tỷ lệ an toàn vốn tối thiểu ở mức ổn định (hơn 12%), chứng tỏ các ngân hàng có mức độ an toàn cao, rủi ro vỡ nợ thấp và có khả năng duy trì mức sinh lời ổn định trong dài hạn.

Quy mô tài sản (LNTA) có tác động tiêu cực đối với ROA, ROE, chứng tỏ các ngân hàng thương mại Việt Nam không tận dụng được lợi thế theo quy mô. Các nghiên cứu của Athanasoglou & cộng sự (2008), Dietrich & Wanzenried (2011) hay nghiên cứu tại Việt Nam của Hien Nguyen & Dung Nguyen (2018) cũng cho kết quả tương tự. Điều này chứng tỏ các ngân hàng đã đạt được quy mô tối ưu và sự gia tăng của tổng tài sản có thể dẫn đến sự phi hiệu quả trong quản lý như tổn kém chi phí quản lý, chi phí vận hành, văn phòng, chi phí quản lý và kiểm soát nợ xấu cao.

Mức độ tập trung của ngành (CR3) có chiều tác động âm nhưng chỉ có ý nghĩa trong mô hình (3). Kết quả này đi ngược lại với kỳ vọng của các tác giả, chứng tỏ các ngân hàng thương mại Việt Nam chưa khai thác được lợi nhuận độc quyền ngành. Nguyên nhân có thể là do sự xâm nhập ngày càng nhiều của các ngân hàng ngoại, làm gia tăng cạnh tranh trong ngành. Hơn nữa, các doanh nghiệp có nhiều cơ hội tiếp cận vốn vay từ các nguồn khác và không còn phụ thuộc quá nhiều vào vốn vay ngân hàng.

Lạm phát và tăng trưởng kinh tế đều có tác động tích cực đến ROA và ROE, phù hợp với kỳ vọng của các tác giả và tương đồng với các nghiên cứu của Athanasoglou & cộng sự (2008), Trujillo-Ponce (2013). Chính phủ Việt Nam luôn dự đoán tỷ lệ lạm phát thường niên, tạo thuận lợi cho các ngân hàng điều chỉnh lãi suất để không gây ảnh hưởng đến lợi nhuận kỳ vọng. Bên cạnh đó, tốc độ tăng trưởng kinh tế trong những năm qua có xu hướng ổn định, thu nhập người dân tăng lên nên nhu cầu sử dụng dịch vụ ngân hàng cũng tăng lên, tác động tích cực đến mức sinh lời của các ngân hàng thương mại Việt Nam.

5. Kết luận và khuyến nghị

Nghiên cứu này chỉ ra tác động tiêu cực của rủi ro tín dụng đến tỷ suất sinh lời tại các ngân hàng thương mại cổ phần Việt Nam với dữ liệu nghiên cứu từ năm 2009 đến 2018 và phương pháp ước lượng GMM hệ thống 2 bước. Kết quả ước lượng cũng cho thấy tác động của rủi ro tín dụng đến các biến phụ thuộc là tác động phi tuyến tính theo hình chữ U ngược, tức là rủi ro tín dụng sẽ có tác động tích cực đến mức sinh lời đến một ngưỡng giới hạn nào đó, nếu rủi ro tín dụng tiếp tục tăng thì sẽ gây tổn hại đến mức sinh lời của ngân hàng. Bên cạnh đó, kết quả nghiên cứu cũng cho thấy quy mô cho vay, đa dạng hóa thu nhập, mức độ an toàn (thể hiện thông qua nguy cơ vỡ nợ), lạm phát và tăng trưởng kinh tế có tác động tích cực đến ROA và ROE; trong khi đó cấu trúc vốn, mức độ tập trung của ngành có tác động ngược chiều đối với mức sinh lời.

Các ngân hàng thương mại Việt Nam cần đẩy mạnh công tác quản lý và kiểm soát nợ xấu để đảm bảo an toàn cho hoạt động ngân hàng, góp phần cải thiện tỷ suất sinh lời. Khâu thẩm định cho vay cần được chú trọng nhiều hơn nhằm đảm bảo khả năng thu hồi nợ, giảm thiểu rủi ro tín dụng. Các ngân hàng cần cố gắng duy trì tỷ lệ nợ xấu ở dưới mức 3%, điều này sẽ giúp chi phí trích lập dự phòng rủi ro tín dụng giảm đi và không ảnh hưởng nhiều đến lợi nhuận trước thuế. Hơn nữa, nếu tỷ lệ nợ xấu cao, các ngân hàng có thể vi phạm những quy định về đảm bảo an toàn vốn và rất khó khăn trong việc đẩy mạnh các hoạt động tìm kiếm lợi nhuận, từ đó tác động gián tiếp đến khả năng sinh lời.

Nghiên cứu này thực hiện trên mẫu nghiên cứu gồm 31 ngân hàng thương mại cổ phần, chưa có sự tham gia của các ngân hàng thương mại nhà nước và ngân hàng nước ngoài nên chưa có sự so sánh theo hình thức sở hữu. Mặc dù nghiên cứu này đã chỉ ra tác động phi tuyến tính của rủi ro tín dụng đến tỷ suất sinh lời nhưng vẫn chưa chỉ ra ngưỡng rủi ro tín dụng tối ưu. Những hạn chế này sẽ tiếp tục được thực hiện trong các nghiên cứu tiếp theo.

Tài liệu tham khảo

- Arellano M. & Bover O. (1995), 'Another look at the instrument variable estimation of error – components models', *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51.
- Athanasoglou, P. P., Brissimis, S. N., & Delis, M. D. (2008), 'Bank-specific, industry-specific and macroeconomic determinants of bank profitability', *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 18(2), 121–136.
- Basel Committee on Banking Supervision (2000), '*Principles for the Management of Credit Risk*', Washington, D.C.
- Berger, A. N., & DeYoung, R. (1997), 'Problem loans and cost efficiency in commercial banks', *Journal of Banking & Finance*, 21(6), 849–870.
- Bessis J. (2002), *Risk Management in Banking*, Published by John Wiley & Sons, Inc., New York, 5/2002.
- Blundell, R. W. & S. R. Bond (1998), 'Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models', *Journal of Econometrics* 87(1), 115-143.
- Boahene S., Dasah J. & Agyei S. (2012), 'Credit Risk and Profitability of Selected Banks in Ghana', *Research Journal of Finance and Accounting*, 3(7), 6-14.
- Buchs, T. & Mathisen, J. (2005), 'Competition and efficiency in Banking Behavioral Evidence from Ghana', *International Monetary Fund Working paper*, WP/05/17.
- Chiorazzo, V., Milani, C., & Salvini, F. (2008), 'Income Diversification and Bank Performance: Evidence from Italian Banks', *Journal of Financial Services Research*, 33(3), 181–203
- Dietrich, A., & Wanzenried, G. (2011), 'Determinants of bank profitability before and during the crisis: Evidence from Switzerland', *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 21(3), 307–327
- Hien T. K. Nguyen & Dung T. Nguyen (2018), 'Globalisation and Bank Performance in Vietnam', *Malaysian Journal of Economic Studies*, 55(1), 49–70
- Hong Liu & Wilson John O. S. (2010), 'The profitability of banks in Japan', *Applied Financial Economics*, 20(2a),

- Lee, C.-C., & Hsieh, M.-F. (2013), 'The impact of bank capital on profitability and risk in Asian banking', *Journal of International Money and Finance*, 32, 251–281
- Lee, C.-C., Yang, S.-J., & Chang, C.-H. (2014), 'Non-interest income, profitability, and risk in banking industry: A cross-country analysis', *The North American Journal of Economics and Finance*, 27, 48–67
- Mercieca, S., Schaeck, K., & Wolfe, S. (2007), 'Small European banks: Benefits from diversification', *Journal of Banking & Finance*, 31(7), 1975–1998.
- Million, G., Matewos, K., & Sujata, S. (2015), 'The impact of credit risk on profitability performance of commercial banks in EEthiopi', *African Journal of Business Management*, 9(2), 59–66.
- Nguyễn Quang Minh (2015), 'Hiệu quả hoạt động kinh doanh của Ngân hàng thương mại Việt Nam sau M&A', Luận án tiến sĩ Kinh tế, ĐH Kinh tế quốc dân.
- Nguyễn Thu Nga (2017), 'Phân tích mối quan hệ giữa rủi ro tín dụng với hiệu quả kinh doanh của các ngân hàng thương mại cổ phần Việt Nam', Luận án Tiến sĩ Kinh tế, ĐH Kinh tế quốc dân.
- Olson D. & Zoubi T. A. (2011), 'Efficiency and bank profitability in MENA countries', *Emerging Markets Review*, 12, 94–110.
- Stiglitz J. E. & Weiss A. (1981), 'Credit Rationing in Markets with Imperfect Information', *The American Economic Review*, 71(3), 393–410
- Sufian F. & Chong R. R. (2008), 'Determinants of bank profitability in a developing economy: empirical evidence from the Philippines', *Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance*, 4(2), 91–112.
- Sufian, F., & Habibullah, M. S. (2009a), 'Determinants of bank profitability in a developing economy: Empirical evidence from Bangladesh', *Journal of Business Economics and Management*, 10(3), 207–217.
- Sufian, F., & Habibullah, M. S. (2009b), 'Bank specific and macroeconomic determinants of bank profitability: Empirical evidence from the China banking sector', *Frontiers of Economics in China*, 4(2), 274–291.
- Trujillo-Ponce A. (2013), 'What determines the profitability of banks? Evidence from Spain', *Accounting and Finance*, 53, 561–586.