

Nghiên cứu các yếu tố tác động đến rủi ro tín dụng của các ngân hàng thương mại cổ phần Việt Nam

NGUYỄN THẾ HÙNG*
PHÙNG THẾ ĐÔNG**

Tóm tắt

Bài nghiên cứu sử dụng phương pháp nhỏ nhất tổng quát (GLS) để phân tích một số yếu tố bên trong tác động đến rủi ro tín dụng (RRTD) của 31 ngân hàng thương mại (NHTM) Việt Nam trong giai đoạn 2018-2021. Kết quả nghiên cứu cho thấy, Quy mô ngân hàng; Tỷ lệ vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản tác động cùng chiều đến RRTD, trong khi Tỷ lệ lợi nhuận sau thuế trên tổng tài sản lại tác động ngược chiều đến RRTD. Trong đó, Tỷ lệ lợi nhuận sau thuế trên tổng tài sản ảnh hưởng quan trọng nhất đến Tỷ lệ dự phòng rủi ro. Ngoài ra, Tỷ lệ tăng trưởng tín dụng được tìm thấy là không ảnh hưởng đến RRTD tại các NHTM. Từ đó, nghiên cứu đưa ra một số khuyến nghị nhằm hạn chế RRTD trong hệ thống các NHTM ở Việt Nam.

Từ khóa: GLS, ngân hàng thương mại cổ phần, rủi ro tín dụng

Summary

The study employs the generalized least squares (GLS) to analyze the impact of internal factors on credit risk of 31 commercial banks in Vietnam during the period 2018-2021. Research results show that Bank size and Equity to asset ratio have a positive effect on credit risk. However, After-tax ROA creates a negative impact on credit risk. Specially, After-tax ROA has the most important influence on credit risk provision. In addition, Credit growth rate does not create any effect on credit risk. From those findings, the study makes some recommendations for limiting credit risk at commercial banks in Vietnam.

Keywords: GLS, joint stock commercial bank, credit risk

GIỚI THIỆU

Tín dụng ngân hàng là kênh cung cấp vốn cho các doanh nghiệp để mở rộng hoạt động sản xuất, kinh doanh, tạo thu nhập và việc làm cho người dân, đẩy mạnh tiêu dùng và kích cầu nền kinh tế. Bên cạnh đó, hoạt động tín dụng luôn được xem là hoạt động cơ bản và quan trọng nhất của ngân hàng, đem lại nguồn thu chủ yếu cho các NHTM. Cụ thể, thu nhập từ hoạt động tín dụng chiếm tỷ trọng 70%-80% tổng thu nhập của ngân hàng. Tuy nhiên, hoạt động tín dụng lại chứa đựng nhiều rủi ro mà các ngân hàng đang phải đối mặt.

RRTD bị ảnh hưởng bởi nhiều nhân tố, cả bên trong ngân hàng và các nhân tố bên ngoài. Tuy nhiên, trong phạm vi bài viết này, tác giả tập trung phân tích một số yếu tố bên trong tác động đến RRTD

của các NHTM trong giai đoạn 2018-2021, qua đó đưa ra một số kết quả nghiên cứu và một số khuyến nghị.

CƠ SỞ LÝ THUYẾT VÀ PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

Cơ sở lý thuyết

Theo Ủy ban Basel (1999), RRTD được định nghĩa là khả năng người đi vay ngân hàng không đáp ứng được nghĩa vụ trả nợ của mình theo các điều khoản đã thỏa thuận. Theo Bessis (2002), RRTD được hiểu là những tổn thất mà ngân hàng phải gánh chịu do khách hàng không có khả năng trả nợ hoặc đó là sự giảm sút chất lượng tín dụng của những khoản vay. Theo Jorion (2009), RRTD là rủi ro tổn thất nền kinh tế xuất phát từ việc bên đối tác không thể thực hiện nghĩa vụ hợp đồng đã thỏa thuận. Cách đo lường RRTD được tính bằng chi phí bỏ ra để có được dòng tiền thay thế nếu bên đối tác phá sản.

Ở Việt Nam, theo Khoản 1, Điều 3, Thông tư số 02/2013/TT-NHNN, ngày 21/01/2013 của Ngân hàng

* TS., ** TS., Học viện Chính sách và Phát triển

Ngày nhận bài: 08/7/2022; Ngày phản biện: 10/8/2022; Ngày duyệt đăng: 25/8/2022

BẢNG 1: MÔ TẢ BIẾN TRONG MÔ HÌNH

Loại biến	Tên biến	Phương pháp đo lường	Đơn vị	Kỳ vọng dấu
Biến phụ thuộc	LRR: Rủi ro tín dụng		%	
Biến độc lập	ROA: Lợi nhuận sau thuế trên tổng tài sản		%	(-) Godlewski (2004); Dimitrios (2010)
	SIZE: Quy mô ngân hàng	Logarit tự nhiên tổng tài sản		(+) Ngọc Diệp và Kiều (2015); Swarnava và cộng sự (2017), Mahdi và Abbas (2018)
	CAR: Vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản		%	(+) Altunbas và cộng sự (2007); Iannotta và cộng sự (2007)
	LG: Tăng trưởng tín dụng		%	(-) Robert (1992)
	CIR: Chi phí hoạt động		%	(+) Ngọc Diệp và Kiều (2015)

Nguồn: Tổng hợp của nhóm tác giả

Nhà nước, thì: *“RRTD trong hoạt động ngân hàng là tổn thất có khả năng xảy ra đối với nợ của tổ chức tín dụng, chi nhánh ngân hàng nước ngoài do khách hàng không thực hiện hoặc không có khả năng thực hiện một phần hoặc toàn bộ nghĩa vụ của mình theo cam kết”*.

Nghiên cứu về các yếu tố ảnh hưởng đến RRTD của ngân hàng được sự quan tâm của rất nhiều nhà nghiên cứu trên thế giới và trong nước, cụ thể như Adebola và cộng sự (2011) đã sử dụng mô hình trễ phân phối tự hồi quy (ARDL) để phân tích tác động các yếu tố quyết định đến nợ xấu của hệ thống ngân hàng Hồi giáo ở Malaysia. Somanadevi và cộng sự (2011) đã nghiên cứu các yếu tố tác động tới RRTD tại các ngân hàng ở Ấn Độ. Kết quả nghiên cứu cho thấy, tồn tại mối quan hệ cùng chiều và tác động rất mạnh giữa RRTD ngân hàng trong quá khứ với độ trễ một năm và RRTD ngân hàng năm hiện hành. Ngoài ra, nghiên cứu cũng chỉ ra rằng tăng trưởng tín dụng có tác động cùng chiều đến RRTD với độ trễ sau hai năm.

Messai và Jouini (2013) đã phân tích các yếu tố bao gồm 3 biến kinh tế vĩ mô (GDP, Lãi suất và Tỷ lệ thất nghiệp) và 3 biến đặc trưng của ngân hàng (ROA, Tỷ lệ tăng trưởng tín dụng và Tỷ lệ dự phòng rủi ro) đến RRTD của 85 ngân hàng ở 3 quốc gia Tây Ban Nha, Ý và Hy Lạp trong giai đoạn 2004-2008. Bằng cách sử dụng mô hình FEM, kết quả nghiên cứu cho thấy, GDP, ROA và Tỷ lệ dự phòng rủi ro có mối quan hệ tiêu cực đến RRTD, trong khi Lãi suất và Tỷ lệ thất nghiệp lại có mối quan hệ cùng chiều với RRTD. Tuy nhiên, sự thay đổi trong tỷ lệ tăng trưởng tín dụng không ảnh hưởng đến nợ xấu của ngân hàng.

Tilahun và Olana (2014) đã sử dụng dữ liệu hàng năm từ năm 2007 đến năm 2011 để khám phá các yếu tố ảnh hưởng đến RRTD của 10 NHTM tại Ethiopian. Bằng cách sử dụng mô hình REM, kết quả cho thấy, Tăng trưởng tín dụng tác động tích cực đến RRTD

trong khi Quy mô ngân hàng tác động tiêu cực đến RRTD. Ngoài ra, các yếu tố khác, như: lợi nhuận ngân hàng, tỷ lệ vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản có mối quan hệ ngược chiều, nhưng không có ý nghĩa thống kê đến RRTD của các NHTM ở Ethiopian.

Hasan và Karakaya (2014) đã sử dụng phương pháp hồi quy GMM để phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến RRTD của 23 ngân hàng ở Thổ Nhĩ Kỳ trong giai đoạn 2003-2011. Kết quả nghiên cứu cho thấy, Tỷ lệ dự phòng RRTD của 1 năm trước, Tỷ lệ vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản và Tỷ lệ dư nợ trên tổng tài sản tác động cùng chiều đến RRTD. Ngoài ra, các yếu tố vĩ mô cũng tác động đến RRTD của ngân hàng, cụ thể, Tỷ lệ tăng trưởng GDP tác động cùng chiều, trong khi Lạm phát tác động ngược chiều đến RRTD.

Nguyễn Thị Hồng Vinh và các cộng sự (2015) đã sử dụng dữ liệu hàng năm trong giai đoạn 2007-2014 để phân tích các yếu tố vĩ mô ảnh hưởng đến RRTD tại 30 NHTM ở Việt Nam. Bằng cách sử dụng phương pháp GMM, kết quả nghiên cứu cho thấy, đối với các yếu tố vĩ mô, lạm phát tác động cùng chiều và GDP tác động ngược chiều đến RRTD tại các ngân hàng ở Việt Nam. Mặt khác, đối với các nhân tố đặc trưng ngân hàng, ROE và Tỷ lệ vốn chủ sở hữu với độ trễ 1 năm tác động ngược chiều đến RRTD, trong khi Quy mô ngân hàng, Tăng trưởng tín dụng với độ trễ 1 năm lại tác động cùng chiều.

Huỳnh Thị Phi Yến (2017) đã sử dụng phương pháp bình phương nhỏ nhất tổng quát (GLS) để phân tích tác động của các yếu tố ảnh hưởng đến RRTD của 26 NHTM ở Việt Nam trong giai đoạn 2006-2016. Kết quả nghiên cứu cho thấy, Tỷ lệ vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản và quy mô ngân hàng tác động tích cực đến RRTD. Mặt khác, Tỷ lệ tăng trưởng tín dụng ngân hàng, Tỷ lệ vốn góp của nhà đầu tư nước ngoài và Tỷ lệ tăng trưởng GDP có mối quan hệ nghịch biến với RRTD. Ngoài ra, Tỷ lệ dư nợ cho vay trên tổng nguồn vốn huy động, Tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản (ROA) và Lạm phát không có ý nghĩa thống kê với RRTD.

Từ các bằng chứng thực nghiệm ở trên, đa số các nghiên cứu chỉ ra rằng, quy mô ngân hàng, tăng trưởng tín dụng, tỷ lệ vốn chủ sở hữu, tỷ lệ chi phí hoạt động trên thu nhập hoạt động, tỷ lệ tăng

trưởng GDP, lạm phát... đều tác động đến RRTD ngân hàng. Ngoài ra, các nghiên cứu đã sử dụng các phương pháp khác, như: REM, FEM, GMM hay GLS để đánh giá mối quan hệ giữa các biến.

Mô hình nghiên cứu

Để phân tích tác động của các yếu tố đến RRTD của các ngân hàng, nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy đa biến. Mô hình nghiên cứu có dạng tổng quát như sau:

$$LRR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ROA_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 CAR_{i,t} + \beta_4 CIR_{i,t} + \beta_5 LG_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Trong đó:

$\varepsilon_{i,t}$: Sai số ngẫu nhiên;

i: từ 1 đến 31 (31 ngân hàng);

t: chỉ số thời gian theo năm, từ năm 2018 đến năm 2021.

RRTD của ngân hàng được xác định theo nhiều cách khác nhau, bởi nhiều yếu tố. Dựa trên các nghiên cứu trước đây, nhóm tác giả sử dụng biến phụ thuộc là Tỷ lệ dự phòng rủi ro trên tổng dư nợ cho vay của ngân hàng (LRR). Các biến độc lập được mô tả trong Bảng 1.

Dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

Dữ liệu nghiên cứu là dạng dữ liệu bảng được thu nhập từ 31 NHTM đang hoạt động tại Việt Nam trong giai đoạn từ năm 2018 đến năm 2021 với 124 quan sát (Bảng 2). Dữ liệu theo năm và là dữ liệu thứ cấp được cung cấp từ các báo cáo tài chính đã được kiểm toán của 31 ngân hàng, lấy trên Vietstock.

Để nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến RRTD, nghiên cứu sử dụng bốn phương pháp hồi quy, bao gồm: mô hình hồi quy bình phương nhỏ nhất thông thường (Pooled OLS); mô hình tác động ngẫu nhiên (REM); mô hình tác động cố định (FEM) và mô hình bình phương nhỏ nhất tổng quát (GLS). Ngoài ra, sau khi thực hiện hồi quy các phương pháp trên, nghiên cứu sẽ thực hiện các kiểm định, như: hiện tượng đa cộng tuyến, phương sai sai số thay đổi, tự tương quan và kiểm định Hausman được sử dụng để lựa chọn mô hình thích hợp.

KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

Kết quả kiểm định

Kiểm định ma trận hệ số tương quan, kết quả Bảng 3 cho thấy, tất cả hệ số tương quan giữa các biến đều có hệ số tương quan < 0,8. Trong đó, LLR và CIR có mối quan hệ tương quan âm và có tương quan cao là 0,5237. Do đó, giữa

BẢNG 2: DANH SÁCH 31 NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI

STT	Tên ngân hàng	Mã ngân hàng
1	Ngân hàng TMCP Đầu tư và Phát triển Việt Nam	BIDV
2	Ngân hàng TMCP Ngoại thương Việt Nam	VCB
3	Ngân hàng TMCP Kỹ thương Việt Nam	Techcombank
4	Ngân hàng TMCP Quân đội	MB
5	Ngân hàng TMCP Việt Nam Thịnh Vượng	VPBank
6	Ngân hàng TMCP Công Thương Việt Nam	CTG
7	Ngân hàng TMCP Á Châu	ACB
8	Ngân hàng TMCP Bắc Á	Bac A Bank
9	Ngân hàng TMCP Xuất nhập khẩu Việt Nam	EIB
10	Ngân hàng TMCP Phát triển TP. Hồ Chí Minh	HDBank
11	Ngân hàng TMCP Bưu điện Liên Việt	LienVietPostBank
12	Ngân hàng TMCP Hàng hải Việt Nam	MSB
13	Ngân hàng TMCP Quốc dân	NCB
14	Ngân hàng TMCP Phương Đông	OCB
15	Ngân hàng TMCP Sài Gòn - Hà Nội	SHB
16	Ngân hàng TMCP Đông Nam Á	Nam A Bank
17	Ngân hàng TMCP Sài Gòn Thương tín	Sacombank
18	Ngân hàng TMCP Quốc tế Việt Nam	VIB
19	Ngân hàng TMCP Sài Gòn Công Thương	SAIGONBANK
20	Ngân hàng TMCP Sài Gòn	SCB
21	Ngân hàng TMCP Đông Á	DongA Bank
22	Ngân hàng TMCP An Bình	ABBANK
23	Ngân hàng TMCP Tiên Phong	TPBank
24	Ngân hàng TMCP Bản Việt	Viet Capital Bank
25	Ngân hàng TMCP Bảo Việt	BaoVietBank
26	Ngân hàng TMCP Nam Á	Nam A Bank
27	Ngân hàng TMCP Việt Á	VietABank
28	Ngân hàng TMCP Xăng dầu Petrolimex	PGBank
29	Ngân hàng TMCP Kiên Long	KienLongBank
30	Ngân hàng TMCP Đại chúng Việt Nam	PVcomBank
31	Ngân hàng TMCP Việt Nam Thương Tín	Vietbank

Nguồn: Tổng hợp của nhóm tác giả

BẢNG 3: MA TRẬN HỆ SỐ TƯƠNG QUAN

	LLR	LG	SIZE	CAR	CIR	ROA
LLR	1					
LG	-0,1104	1				
SIZE	0,2216	-0,1590	1			
CAR	0,2256	0,2544	-0,3861	1		
CIR	-0,5237	0,0113	-0,4959	-0,1976	1	
ROA	0,2916	0,2268	0,3502	0,4395	-0,6890	1

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả bằng phần mềm Stata

BẢNG 4: KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH HIỆN TƯỢNG ĐA CỘNG TUYẾN

Biến	VIF	1/VIF
ROA	2.85	0,35048
CIR	2.30	0,43465
SIZE	2.26	0,44201
CAR	2.14	0,46817
LG	1.16	0,86153
Giá trị trung bình của VIF	2,14	

BẢNG 5: KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH LỰA CHỌN MÔ HÌNH

Kiểm định	Thống kê	Kết luận
F-test (Pooled OLS và FEM)	Prob > F = 0,0000	FEM
Hausman test (FEM và REM)	Prob > chi2 = 0,0225	FEM

BẢNG 6: KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH CÁC CHẨN ĐOÁN

Kiểm định	Thống kê	Kết luận
Phương sai sai số thay đổi (Wald)	Prob > chi2 = 0,0000	Mô hình có hiện tượng phương sai sai số thay đổi
Tự tương quan (Wooldrige)	Prob > F = 0,2210	Mô hình không có hiện tượng tự tương quan

BẢNG 7: TỔNG HỢP KẾT QUẢ HỒI QUY CỦA CÁC MÔ HÌNH

Biến	Mô hình Pool OLS	Mô hình REM	Mô hình FEM	Mô hình GLS
LG	-0,00711	-0,001367	-0,00311	-0,005934
SIZE	0,105065	-0,013944	-0,06004	0,144656***
CAR	0,07631	0,013799	-0,007961	0,093818***
CIR	-0,037559***	-0,049946***	-0,053323***	-0,037747***
ROA	-0,34071**	-0,801206***	-1,013728***	-0,620555***
C	1,53428	1,592507	5,58809	1,085045

Ghi chú: ***, ** tương ứng với mức ý nghĩa 1%, 5%

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả bằng phần mềm Stata

các biến không khả năng xuất hiện đa cộng tuyến trong mô hình.

Kiểm định hiện tượng đa cộng tuyến. Kết quả kiểm định VIF cho thấy (Bảng 4), hệ số phóng đại VIF của các biến trong mô hình đều nhỏ hơn 5, giá trị trung bình của VIF là 2,14. Vì vậy, mô hình nghiên cứu không có hiện tượng đa cộng tuyến.

Kiểm tra lựa chọn mô hình. Với kiểm định F-test, giá trị P-value < 5%, mô hình hồi quy FEM tốt hơn so với hồi quy Pooled OLS. Với kiểm định Hausman, giá trị P-value < 5%, mô hình hồi quy FEM phù hợp hơn so với mô hình REM. Do vậy, nghiên cứu lựa chọn mô hình FEM (Bảng 5).

Kiểm định các chẩn đoán. Với kiểm định hiện tượng phương sai sai số thay đổi của mô hình FEM, nghiên cứu sử dụng kiểm định Wald. Kết quả kiểm định cho thấy (Bảng 6), giá trị P-value < 5%, mô hình FEM có hiện tượng phương sai sai số thay đổi. Với kiểm định hiện tượng tự tương quan của mô hình FEM, nghiên cứu sử dụng kiểm định Wooldrige. Kết quả kiểm định cho thấy, giá trị P-value > 5%, mô hình FEM không có hiện tượng tự tương quan.

Kết quả phân tích hồi quy

Sau khi thực hiện các kiểm định, kết quả cho thấy, mô hình FEM có hiện tượng phương sai sai số thay đổi.

Vì vậy, để khắc phục hiện tượng này, nghiên cứu sử dụng phương pháp bình phương nhỏ nhất tổng quát (GLS) để ước lượng mô hình.

Tỷ lệ tăng trưởng tín dụng tác động ngược chiều với Tỷ lệ dự phòng RRTD. Cụ thể, khi tỷ lệ tăng trưởng tín dụng tăng 1%, thì tỷ lệ dự phòng RRTD trung bình giảm 0,006% với các yếu tố khác không đổi. Kết quả trong nghiên cứu này phù hợp với nghiên cứu của Robert (1992); Louzis và cộng sự (2010); Phi Yến (2017). Tuy nhiên, hệ số này lại không có mức ý nghĩa thống kê. Vì vậy, không tồn tại mối quan hệ giữa tăng trưởng tín dụng và RRTD.

Quy mô ngân hàng được tìm thấy có mối quan hệ cùng chiều với tỷ lệ dự phòng RRTD và hệ số này có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Cụ thể, khi quy mô ngân hàng tăng 1%, thì tỷ lệ dự phòng RRTD trung bình tăng 0,1447%, nếu các yếu tố khác không đổi. Điều này có nghĩa là những ngân hàng có quy mô ngân hàng lớn, thì RRTD càng cao. Một phần được giải

thích bởi các khách hàng của các ngân hàng lớn thường là các doanh nghiệp lớn, có nhiều lợi thế khi đi vay. Do đó, các ngân hàng sẽ đơn giản hóa quy trình xét duyệt cho vay, điều này chứa đựng nhiều rủi ro tiềm ẩn. Ngoài ra, tại Việt Nam các ngân hàng có quy mô vốn lớn thường có xu hướng tập trung cho vay đối với một nhóm khách hàng, như: các doanh nghiệp Nhà nước, các tập đoàn, tổng công ty Nhà nước... Tuy nhiên, đa số các doanh nghiệp này thường hoạt động không minh bạch, rõ ràng và hiệu quả thấp, vì vậy, RRTD trong tương lai tiềm ẩn tăng cao. Phát hiện này phù hợp với các nghiên cứu trước đó, như: Ngọc Diệp và Kiều (2015); Thuận và Ngọc (2015); Bhagat (2015); Poghosyan và cộng sự (2016); Hồng Vĩnh (2015); Phi Yến (2017); Swarnava và cộng sự (2017); Mahdi và Abbes (2017).

Tỷ lệ dự phòng RRTD cũng có quan hệ thuận chiều với tỷ lệ vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản và hệ số này có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Cụ thể, khi tỷ lệ vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản tăng 1%, thì tỷ lệ dự phòng RRTD trung bình tăng tăng 0,0938% với các yếu tố khác không đổi. Kết quả này phù hợp với các nghiên cứu của Yener Altunbas và cộng sự (2007); Iannotta và cộng sự (2007); Ayaydin và Karakaya (2014); Phi Yến (2017).

Tỷ lệ chi phí hoạt động trên tổng thu nhập HĐKD trước dự phòng có tác động tiêu cực đến Tỷ lệ dự phòng RRTD. Điều này có nghĩa là khi tỷ lệ chi phí hoạt động trên thu nhập (CIR) tăng lên, sẽ dẫn đến RRTD tăng. Tuy nhiên, biến này không giống như kỳ vọng dấu, vì vậy chưa thể kết luận tỷ lệ chi phí hoạt động trên tổng thu nhập HĐKD trước dự phòng có mối tương quan ngược chiều với RRTD.

Tỷ lệ lợi nhuận sau thuế trên tổng tài sản có tác động ngược chiều với Tỷ lệ dự phòng RRTD và hệ số này có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Cụ thể, khi Tỷ lệ lợi nhuận sau thuế trên tổng tài sản tăng 1% thì Tỷ lệ dự phòng RRTD trung bình giảm 0,6206% với các yếu tố khác không đổi. Nghĩa là các ngân hàng có tỷ suất sinh lợi cao, lợi nhuận nhiều, thì khả năng quản

trị rủi ro tốt, dẫn đến làm hạn chế RRTD của các ngân hàng. Phát hiện này phù hợp với các nghiên cứu trước đó như Godlewski (2004); Louzis và cộng sự (2010); Misman và Ahmad (2011); Mustafa và cộng sự (2012); Messai và Jouini (2013). Vì vậy, Tỷ lệ lợi nhuận sau thuế trên tổng tài sản là nhân tố quan trọng trong việc giải thích mức độ RRTD của các ngân hàng.

KẾT LUẬN VÀ HÀM Ý QUẢN TRỊ

Kết luận

Nhóm tác giả sử dụng dữ liệu giai đoạn 2018-2021 để phân tích tác động của các yếu tố đặc trưng thuộc về các NHTM đến RRTD của 31 NHTM đang hoạt động ở Việt Nam. Bằng cách sử dụng phương pháp nhỏ nhất tổng quát (GLS), kết quả nghiên cứu cho thấy, Quy mô ngân hàng; Tỷ lệ vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản tác động cùng chiều đến RRTD, trong khi Tỷ lệ lợi nhuận sau thuế trên tổng tài sản lại tác động ngược chiều đến RRTD. Trong đó, Tỷ lệ lợi nhuận sau thuế trên tổng tài sản ảnh hưởng quan trọng nhất đến Tỷ lệ dự phòng rủi ro. Ngoài ra, Tỷ lệ tăng trưởng tín dụng được tìm thấy là không ảnh hưởng đến RRTD tại các NHTM ở Việt Nam.

Hàm ý quản trị

Dựa trên kết quả nghiên cứu, nhóm tác giả đưa ra một số khuyến nghị như sau:

Thứ nhất, các ngân hàng cần lựa chọn quy mô phù hợp với năng lực quản trị rủi ro của mình. Các NHTM dựa trên hệ thống quản trị rủi ro, các công cụ quản trị rủi ro, năng lực cán bộ quản lý, việc ứng dụng công nghệ trong quản trị ngân hàng nói chung và quản trị rủi ro nói riêng để thiết lập quy mô ngân hàng phù hợp, nhằm đảm bảo RRTD nằm trong mức an toàn.

Thứ hai, về khía cạnh nào đó, khi hệ số CAR tăng lên sẽ giúp cho các ngân hàng hoạt động an toàn hơn. Tuy nhiên, nếu các ngân hàng sử dụng vốn chủ sở hữu không hiệu quả sẽ dẫn đến việc tỷ lệ RRTD sẽ tăng lên. Do vậy, các ngân hàng cần phải sử dụng nguồn vốn chủ sở hữu một cách hợp lý và linh hoạt.

Thứ ba, một trong những mục tiêu quan trọng của các NHTM là nâng cao tỷ suất lợi nhuận sau thuế trên tổng tài sản (ROA), điều này không những nâng cao hiệu quả hoạt động kinh doanh của ngân hàng mà giúp ngân hàng giảm RRTD, do việc giám sát và quản lý các khoản tín dụng chặt chẽ hơn. Một trong những giải pháp cần làm là phân bổ hợp lý dư nợ cho vay giữa các nhóm ngành nghề, lĩnh vực, các nhóm khách hàng khác nhau, đa dạng hóa danh mục cho vay để tránh tình trạng dư nợ tập trung quá nhiều ở một phân khúc khách hàng, giảm thiểu RRTD. □

TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. Ngân hàng Nhà nước (2005). *Quyết định số 493/2005/QĐ-NHNN, ngày 22/05/2005 về việc ban hành quy định về phân loại nợ, trích lập và sử dụng dự phòng để xử lý rủi ro tín dụng trong hoạt động ngân hàng của tổ chức tín dụng*

2. Ngân hàng Nhà nước (2013). *Thông tư số 02/2013/TT-NHNN, ngày 21/01/2013 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*
3. Nguyễn Thị Ngọc Diệp và Nguyễn Minh Kiều (2015). Ảnh hưởng của yếu tố đặc điểm đến rủi ro tín dụng ngân hàng thương mại Việt Nam, *Tạp chí Phát triển kinh tế*, số 26(3), 49-63
4. Võ Thị Quý và Bùi Ngọc Toàn (2014). Các nhân tố ảnh hưởng đến rủi ro tín dụng của các ngân hàng thương mại Việt Nam, *Tạp chí Khoa học Trường Đại học Mở TP. Hồ Chí Minh*, số 3(36), 16-25
5. Nguyễn Văn Thuận và Dương Hồng Ngọc (2015). Phân tích các yếu tố tác động đến dự phòng rủi ro, *Tạp chí Khoa học Trường Đại học Mở TP. Hồ Chí Minh*, số 4(43)
6. Nguyễn Thị Hồng Vinh (2015). Yếu tố tác động đến nợ xấu các ngân hàng thương mại Việt Nam. *Tạp chí Phát triển Kinh tế*, số 26(11), 80-98
7. Huỳnh Thị Phi Yến (2017). *Nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng đến rủi ro tín dụng của các ngân hàng Thương mại Việt Nam*, Luận văn thạc sĩ, Trường Đại học Kinh tế TP. Hồ Chí Minh
8. Ngân hàng Nhà nước Việt Nam. *Danh sách các ngân hàng Thương mại Cổ phần trong nước (đến 31/03/2022)*
9. Adebola, S. S., Yusoff, W. S. W. and Dahlan, J. (2011). An ARDL approach to the determinants of nonperforming loans in Islamic banking system in Malaysia, *Kuwait Chapter of Arabian Journal of Business and Management Review*, 1 (1), 20-30
10. Ahlem Selma Messai and Fathi Jouini (2013). Micro and Macro Determinants of Non-Performing Loans, *International Journal of Economics and Financial Issues*, 4, 852-860
11. Basel Committee on banking Supervision (1999). *Principles for the Management of Credit Risk*, CH -4002 Basel, Switzerland Bank for International Settlements
12. Bessis, J. (2002). *Risk Management in Banking*, John Wiley & Sons. Inc., New York
13. Dimitrios P. Louzis, Angelos T. Vouldis and Vasilios L. Metaxa (2010). Macroeconomic and bank-specific determinants of non-performing loans in Greece: a comparative study of mortgage, business and consumer loan portfolios, *Bank of Greece Working Paper*, 118, 5-43
14. Godlewski, C. J. (2004). *Capital regulation and credit risk taking: Empirical evidence from banks in emerging market economies*, SSRN 588163
15. Hasan Ayaydin and Aykut Karakaya (2014). The Effect of Bank capital on Profitability and Risk in Turkish Banking, *International Journal of Business and Social Science*, 5(1), 252-271
16. Iannotta, G., Nocera, G., and Sironi, A. (2007). Ownership structure, risk, and performance in the European banking industry, *Journal of Banking and Finance*, 31 (7), 2127-2149
17. Karimiyani, A., Nasserinia, A., and Shafiee, H. M. (2013). *Relationship between Loan Loss Provision and Future Earning, Return and Cash flow in Commercial Banks of Malaysia*, Proceedings of 4th Asia-Pacific Business Research Conference, Bayview Hotel, Singapore, ISBN: 978-1-922069-31-3
18. Mahdi, I. B. S., and Abbes, M. B. (2018). Relationship between capital, risk and liquidity: a comparative study between Islamic and conventional banks in MENA region, *Research in International Business and Finance*, 45, 588-596
19. Misman, F. N., and Ahmad, W. (2011). Loan loss provisions: evidence from Malaysian Islamic and conventional banks, *International Review of Business Research Papers*, 7(4), 94-103
20. Robert T. Clair (1992). Loan growth and loan quality: Some preliminary evidence from Texas banks, *Economic Review, Federal Reserve Bank of Dallas*, (3), 9-22
21. Swarnava Sonny, Biswas, Fabiana Gómez and Wei Zhai (2017). Who needs big banks? The real effects of bank size on outcomes of large US borrowers, *Journal of Corporate Finance*, 46, 170-185
22. Thiagarajan, S., Ayyappan, S., and Ramachandran, A. (2011). Credit risk determinants of public and private sector banks in India, *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 34(34), 147-153
23. Tilahun Aemiro Tehulu and Dugasa Rafisa Olana (2014). Bank-Specific Determinants of Credit risk: Empirical Evidence from Ethiopian Banks, *Research Journal of Finance and Accounting*, 2222-2847
24. Vítor Castro (2013). Macroeconomic determinants of the credit risk in the banking system: The case of the GIPSI, *Economic Modelling*, 31, 672- 683
25. Zoubi, T. A. and Al-Khazali, O. (2007). Empirical testing of the loss provisions of banks in the GCC region, *Managerial Finance*, 33(7), 50