

MỤC LỤC

KINH TẾ VÀ QUẢN LÝ

- 1. Dư Thị Chung, Đinh Lê Uyên Phương, Trần Thị Ngọc Tuyên, Trương Bảo Trân và Nguyễn Tường Vi** - Các yếu tố ảnh hưởng đến ý định sử dụng hệ thống đường sắt đô thị của người dân tại thành phố Hồ Chí Minh. *Mã số: 185.1Deco.11* 3
Factors affecting on habitants' intention towards using urban rail system in Ho Chi Minh city
- 2. Phạm Thu Hằng** - Đánh giá tác động của tiếp cận tài chính toàn diện đến tăng trưởng kinh tế: nghiên cứu thực nghiệm với dữ liệu cấp tỉnh ở Việt Nam. *Mã số: 185.1TrEM.11* 16
The impact of financial inclusion on economic growth: emperical study with provincial data in Vietnam
- 3. Nguyễn Thanh Hùng** - Các yếu tố tác động đến sự hài lòng của doanh nghiệp đối với cảng điện tử khu vực Đông Nam Bộ: Tích hợp các mô hình Hệ thống thông tin thành công và Chấp nhận công nghệ. *Mã số: 185.1SMET.11* 28
Factors affecting business satisfaction with ePorts in the Southeast region: Integrating Information System Success and Technology Acceptance Models
- 4. Doãn Nguyên Minh** - Đánh giá tác động của biện pháp kỹ thuật đến xuất khẩu thủy sản tươi sống và chế biến của Việt Nam. *Mã số: 185.1IBMg.11* 45
Analyzing the impact of technical measures on Vietnam's fresh and processed seafood

QUẢN TRỊ KINH DOANH

- 5. Nguyễn Hoàng Chung** - Nghiên cứu thực nghiệm các yếu tố tác động đến rủi ro phá sản của ngân hàng thương mại cổ phần tại Việt Nam. *Mã số: 185.2FiBa.21* 56
Factors Affecting Bankruptcy Risk In Vietnam: an Empirical Investigation

- 6. Nguyễn Thị Liên, Nguyễn Hùng Cường, Ngô Thị Mai, Đoàn Huy Hoàng, Đoàn Huy Hoàng, Lại Quang Huy và Hòa Thị Tươi** - Nghiên cứu ảnh hưởng của gắn kết công việc tới hiệu suất làm việc của nhân viên nhân sự. *Mã số: 185.2.HRMg.21* 70
The Impact of Job Engagement on Human Resources Employee Performance
- 7. Phạm Hùng Cường, Lê Sơn Đại và Lê Minh Thành** - Tác động của trò chơi hóa đến ý định mua hàng của người dùng trên ứng dụng thương mại điện tử Shopee. *Mã số: 185.2BMkt.21* 89
The impacts of gamification on consumers' purchase intention on the Shopee e-commerce application

Ý KIẾN TRAO ĐỔI

- 8. Trịnh Hoàng Anh và Phạm Đức Chính** - Mối quan hệ giữa quản trị công ty và thành quả hoạt động doanh nghiệp tại Việt Nam: vai trò điều tiết của tính minh bạch và tiếp cận thông tin. *Mã số: 185.3BAdm.31* 105
The Relationship Between Corporate Governance And Firm Performance In Vietnam: The Moderating Role Of Transparency And Access To Information

NGHIÊN CỨU THỰC NGHIỆM CÁC YẾU TỐ TÁC ĐỘNG ĐẾN RỦI RO PHÁ SẢN CỦA NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI CỔ PHẦN TẠI VIỆT NAM

Nguyễn Hoàng Chung
Trưởng Đại học Thủ Dầu Một
Email: chungnh@tdmu.edu.vn

Ngày nhận: 28/08/2023

Ngày nhận lại: 20/11/2023

Ngày duyệt đăng: 23/11/2023

Nghiên cứu nhằm nhận diện các yếu tố tác động đến rủi ro phá sản của hệ thống ngân hàng thương mại cổ phần tại Việt Nam giai đoạn 2010-2021. Nghiên cứu sử dụng các phương pháp hồi quy cho dữ liệu bảng với mẫu dữ liệu thứ cấp đã kiểm toán của 30 NHTMCP. Thông qua phương pháp SGMM cho dữ liệu bảng, kết quả cho chi phí hoạt động (OE), lạm phát (INF) có tác động cùng chiều với rủi ro phá sản. Bên cạnh đó, kết hợp kết quả nghiên cứu sau khi kiểm định tính vững bằng ngôn ngữ R và SGMM cũng cho thấy quy mô ngân hàng thương mại (SIZE) và tỷ suất sinh lời trên tài sản (ROA) có tác động ngược chiều với rủi ro phá sản. Kết quả nghiên cứu giúp đưa ra các hàm ý chính sách quan trọng cho các NHTMCP tại Việt Nam trong việc kiểm soát rủi ro phá sản, đảm bảo hạn chế tính bất định của hệ thống ngân hàng thương mại tại Việt Nam.

Từ khóa: Rủi ro phá sản, tính bất định, ngân hàng thương mại, ngôn ngữ R.

JEL Classifications: F65, G21, G33.

DOI: 10.54404/JTS.2023.185V.05

1. Giới thiệu

Sau cuộc khủng hoảng tài chính năm 2008, bất chấp những nỗ lực kích thích kinh tế, nền kinh tế vẫn dấy lên những bất ổn kéo theo hệ thống ngân hàng cũng bị ảnh hưởng bởi những cú sốc bất lợi (Vo, 2016). Mặt khác, các ngân hàng luôn đóng vai trò chi phối trong hệ thống tài chính, cho thấy sự an toàn và lành mạnh của ngân hàng là một chỉ số kinh tế quan trọng (Dang, 2020). Thêm vào đó, Việt Nam theo đuổi nhiều cải cách kinh tế và chịu mức độ bất định cao hơn so với các nền kinh tế phát triển (Bloom, 2014). Thực vậy, mặc dù hệ thống ngân hàng Việt Nam đã dần được tuân thủ áp dụng các chuẩn mực quốc tế trong quản trị rủi ro và cấu trúc vốn (Dang, 2019) nhưng điều này cũng làm cho mức độ bất ổn của hệ thống ngân hàng gia tăng trong những năm gần đây (Batten & Vo, 2019), điều này có thể làm cho ảnh hưởng của

các cú sốc bất định dễ thấy hơn. Sự bất định là một vấn đề quan trọng đối với các học giả, nhà hoạch định chính sách và dẫn được chú ý hơn sau cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu. Tính bất định này làm cho hoạt động NHTM luôn tiềm ẩn nhiều rủi ro và sẽ ảnh hưởng đến hoạt động và khả năng sinh lời của NHTM (Alshatti, 2015). Koch & MacDonald (2014) liệt kê các rủi ro bao gồm rủi ro tín dụng, hoạt động, thanh khoản và phá sản. Tại Việt Nam, cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu 2007 - 2008 đã cho thấy tầm quan trọng của việc khắc phục tính bất định thông qua hoạt động tái cấu trúc các NHTM tại Việt Nam bằng các biện pháp sáp nhập, hỗ trợ thanh khoản nhằm tăng cường sự ổn định tài chính của hệ thống NHTM. Trong quá trình đó tại Việt Nam, một số NHTM bị mua lại với giá 0 đồng hay được tái cấu trúc cho thấy rủi ro mất khả năng thanh khoản,

kiệt quệ tài chính có thể xảy ra bất cứ lúc nào nếu không sớm được nhận diện. Trên cơ sở này, biến số Z-score đã trở thành thang đo phổ biến khả năng phá sản của các NHTMCP. Theo đó, nghiên cứu này cung cấp bằng chứng thực nghiệm các yếu tố tác động đến rủi ro phá sản nhằm đánh giá yếu tố có ảnh hưởng giúp đưa ra những cảnh báo sớm rủi ro phá sản. Nghiên cứu này bổ sung thêm bên cạnh các nghiên cứu của Dang (2019), Nguyễn Phương Anh & Đinh Thị Thùy Trang (2021); Nguyễn Thanh Dương (2013) thông qua việc cập nhật dữ liệu nghiên cứu, sử dụng nhiều phương pháp ước lượng để so sánh kết quả nghiên cứu và xử lý các khuyết tật của mô hình nghiên cứu trong đó có nội sinh, cũng như sử dụng công cụ “robust” của R để khẳng định tính vững của mô hình lựa chọn nhằm giải thích kết quả nghiên cứu đáng tin cậy và đưa ra hàm ý chính sách có giá trị giảm thiểu tính bất định và rủi ro hoạt động đảm bảo an toàn hoạt động hệ thống ngân hàng thương mại.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Khái niệm rủi ro

Tổng hợp các lý thuyết về rủi ro từ các nghiên cứu trước cho rằng rủi ro có thể xuất hiện trong hầu hết mọi hoạt động của con người. Khi có rủi ro sẽ khó dự đoán được chính xác kết quả, gây nên sự bất định. (William & cộng sự, 1998) cũng cho rằng rủi ro là bất cứ biến cố không chắc chắn có thể ảnh hưởng tới các kết quả so với kỳ vọng. Mehr & Cammack (1961) định nghĩa rủi ro là sự không chắc chắn về những tổn thất có thể gặp trong tương lai. Theo Fitch (1997), Vũ Thị Thanh Thủy & Vũ Thị Ánh Tuyết (2023) cho rằng rủi ro trong lĩnh vực NHTM (như rủi ro tín dụng, rủi ro hoạt động...) được hiểu là những sự việc xảy ra ngoài ý muốn và ảnh hưởng xấu đến hoạt động kinh doanh của các NHTM, gắn liền với sự giảm sút thu nhập ngoài dự kiến và những biện pháp quản lý rủi ro của NHTM là để kiểm soát rủi ro nằm trong mức có thể kiểm soát được và không gây tổn thất quá lớn, làm giảm lợi nhuận kỳ vọng của NHTM.

2.2. Khái niệm rủi ro phá sản ngân hàng thương mại

Samad & Armstrong (2022) đã chỉ ra rằng rủi ro phá sản của NHTM là sự đổ vỡ của NHTM từ việc hoạt động không hiệu quả. Heffernan (2005) cho rằng rủi ro phá sản của các doanh nghiệp xảy ra khi lâm vào tình trạng mất khả năng thanh toán, khi nợ phải trả vượt quá tài sản hoặc tài sản ròng âm. Martin (1977) cho rằng NHTM sẽ phá sản nếu giá trị ròng bị âm hoặc nếu tiếp tục hoạt động sẽ dẫn tới thiệt hại ngay lập tức dẫn đến giá trị ròng âm. Nguyễn Thanh Dương (2013) cho rằng việc giảm thu nhập dẫn tới làm thâm hụt vốn sẽ khiến NHTM lâm vào trạng thái khánh kiệt và đứng trước nguy cơ phá sản. Bên cạnh đó, Logan (2001) và Heffernan (2005) đưa ra khái niệm về phá sản NHTM là khi mất khả năng thanh toán, bị sáp nhập hoặc bị mua lại bởi một NHTM khác, bị kiểm soát bởi chính phủ hoặc nhận sự cứu trợ từ ngân hàng nhà nước. Theo đó, Shaffer (2012) cho rằng rủi ro phá sản giảm đi nếu như tỷ suất lợi nhuận và tỷ lệ vốn chủ sở hữu cao hay các NHTM có quy mô lớn thì rủi ro phá sản giảm (lý thuyết quá lớn để bị phá sản). Ngược lại, nếu chi phí và nợ xấu (rủi ro tín dụng) tăng lên cũng góp phần dẫn đến rủi ro phá sản tăng lên. Cuối cùng, Shaffer (2012) cũng cho rằng tỷ lệ tín dụng cao hoặc các chứng chỉ tiền gửi Jumbo (Jumbo certificates of deposit) với lãi suất huy động cao và thời hạn ngắn cũng ngụ ý rằng các NHTM có khả năng gặp rủi ro thanh khoản và điều này sẽ tác động làm tăng rủi ro phá sản.

2.3. Đo lường rủi ro phá sản

Beaver (1966) cho rằng một trong những dấu hiệu để nhận biết và dự đoán doanh nghiệp có thể có nguy cơ vỡ nợ là thông qua các tỷ số tài chính. Theo đó, Altman (1968) đã giới thiệu Z-score là kết quả thực nghiệm trên 66 doanh nghiệp sản xuất (50% doanh nghiệp phá sản) từ năm 1946 - 1965. Mô hình cho kết quả dự báo có độ chính xác đến 95% các công ty phá sản trong thời gian trước 1 năm và 72% trong vòng 2 năm. Chỉ số Z-score của Altman (1968) được nghiên cứu và áp dụng để tính toán cho các NHTM. Sau đó,

Hannan và Hanweck (1988) đã nghiên cứu mô hình Z-score của Altman (1968) và phát triển mô hình áp dụng cho NHTM. Nghiên cứu ứng dụng mô hình của Hannan và Hanweck (1988) sử dụng biến tỷ suất lợi nhuận trên tổng tài sản (ROA) và biến vốn chủ sở hữu của NHTM để xác định chỉ số rủi ro RI (Risk index) để tính toán xác suất vỡ nợ của NHTM đó.

$$RI = Z = \frac{\text{Mean}(ROA + \frac{E}{A})}{\sigma_{ROA}}$$

$$[ROA_i - E(ROA_i) + CAP_i] / \sigma_{ROA}$$

Trong đó: ROA_i là tỷ suất lợi nhuận trên tổng tài sản của NHTM năm i ($ROA = \pi/A$, với π là lợi nhuận); $E(ROA_i)$ là bình quân ROA của NHTM trong giai đoạn nghiên cứu; E/A là tỷ lệ vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản; CAP_i là tỷ lệ vốn chủ sở hữu bình quân trên tổng tài sản bình quân năm i ; σ_{ROA} là độ lệch chuẩn của tỷ suất lợi nhuận trên tổng tài sản trong giai đoạn nghiên cứu. Mặc dù mỗi NHTM có quy mô ROA và CAP_i không giống nhau, nhưng việc đưa biến về cùng độ lệch chuẩn và phân phối xác suất giúp so sánh được giữa các NHTM. Công thức RI có ý nghĩa là các rủi ro về lợi nhuận (đặc biệt là rủi ro lợi nhuận âm) có thể được khắc phục nhờ vốn của các NHTM, giúp các NHTM tránh khỏi tình trạng khánh kiệt tài chính. Cụ thể, khi $(ROA + E/A) \leq 0$ thì NHTM sẽ lâm vào tình trạng khánh kiệt tài chính và rủi ro vỡ nợ cao. Do đó, chỉ số Z-score càng thấp thì rủi ro phá sản của NHTM càng cao và ngược lại.

2.4. Tình hình nghiên cứu

2.4.1. Các nghiên cứu nước ngoài

Agarwal & Ben-David (2018) ứng dụng mô hình Z-score để đo lường mức độ rủi ro của hoạt động NHTM tại Ấn Độ, sử dụng số liệu thứ cấp của 5 NHTM hàng đầu tại quốc gia này giai đoạn 2012-2017. Kết quả nghiên cứu cho thấy tỷ lệ vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản, tỷ lệ lợi nhuận giữ lại trên tổng tài sản, tỷ lệ lợi nhuận trước thuế và lãi vay trên tổng tài sản và vốn chủ sở hữu trên tổng nợ phải trả đều tác động cùng chiều đến Z-score có nghĩa là các yếu tố này luôn tác động ngược

chiều với rủi ro hoạt động của NHTM.

Baselga-Pascual và cộng sự (2015) sử dụng mô hình dữ liệu bảng để xác định các yếu tố nội tại của NHTM và các yếu tố vĩ mô ảnh hưởng đến rủi ro phá sản của NHTM được đo lường bằng Z-score. Nghiên cứu sử dụng một mẫu số lượng lớn các NHTM hoạt động tại Liên minh Châu Âu. Theo nghiên cứu này, các yếu tố nội tại như khả năng thanh khoản, quy mô vốn chủ sở hữu, sự gia tăng lợi nhuận của NHTM càng cao thì rủi ro NHTM càng thấp. Trong khi đó, các tác động vĩ mô như lãi suất thấp, lạm phát cao, môi trường không nhiều cạnh tranh và tác động của khủng hoảng kinh tế làm gia tăng rủi ro NHTM.

Lé (2013) đánh giá tác động của việc áp dụng bảo hiểm tiền gửi lên rủi ro của NHTM và lên đòn bẩy tài chính NHTM. Nghiên cứu sử dụng một tập dữ liệu bảng bao gồm các NHTM tại 117 quốc gia giai đoạn 1986-2011 cùng với một cơ sở dữ liệu mới được cập nhật trên các chương trình bảo hiểm tiền gửi trên thế giới. Nghiên cứu sử dụng chỉ số Z-score đo lường rủi ro NHTM. Kết quả của nghiên cứu cho thấy Z-score càng cao thì rủi ro NHTM càng giảm, ngược lại khi chỉ số Z-score xuống thấp thì rủi ro mất khả năng thanh toán càng tăng. Bên cạnh đó, việc tăng cường vốn chủ sở hữu làm giảm rủi ro cho NHTM nên khi vốn giảm thì rủi ro vỡ nợ cao hơn.

Saleem và cộng sự (2020) cho rằng các yếu tố quyết định của ngành NHTM trong bối cảnh khó khăn về tài chính: Bằng chứng thực nghiệm từ các nước ASEAN giai đoạn 2009-2018 cho thấy các yếu tố dự báo như dòng tiền hoạt động (OCF), khả năng sinh lời (PR), đòn bẩy tài chính (FL), hoạt động giao dịch (TA) và thanh khoản (LQ) có mối tương quan thuận chiều (+) với tình trạng kiệt quệ tài chính của ngành NHTM các nước ASEAN.

Widarjono (2020) trong nghiên cứu sự ổn định của các NHTM Hồi giáo ở Indonesia nhằm xác định các yếu tố tác động đến hiệu quả hoạt động và khả năng kiểm soát tài chính của các NHTM của người Hồi giáo ở Indonesia 2010-2018. Nghiên cứu sử dụng mô hình ARDL. Kết quả cuối

cùng cho thấy mức độ an toàn vốn (CAR), quy mô NHTM, tăng trưởng tài chính tác cùng chiều (+) đến hệ số Z-score. Ngược lại tỷ lệ chi phí hoạt động, lạm phát, tỷ giá tác động nghịch biến (-) đến điểm Z.

2.4.2. Các nghiên cứu trong nước

Nguyễn Thanh Dương (2013) xác định sự tác động của các chỉ tiêu đặc trưng của NHTM đến rủi ro. Nghiên cứu sử dụng phương pháp định lượng dựa trên 36 NHTM tại Việt Nam trong giai đoạn 2006-2011. Hệ số Z-score được kế thừa từ các nghiên cứu trước (Roy, 1952; Boyd & Runkle, 1993; Cihak & Hess, 2008; Marco & Fernandez, 2004) để đo lường rủi ro phá sản NHTM. Biến độc lập bao gồm 7 biến: Tỷ lệ dự phòng nợ xấu (LLR), Tỷ lệ chi phí dự phòng rủi ro tín dụng (LLP), đòn bẩy (LEV), Tỷ lệ thu nhập lãi thuần (NIR), Tỷ lệ chi phí lương và trợ cấp (CTI), tỷ lệ cho vay (LDR), tỷ lệ tài sản thanh khoản (LAD). Kết quả có 4 biến có ý nghĩa thống kê: NIR, LLP, LDR, LEV, trong đó, LLP và NIR đồng biến với rủi ro NHTM; LEV và LDR nghịch biến với rủi ro NHTM. Kết quả của nghiên cứu cũng cho thấy để đảm bảo an toàn vốn, tránh rủi ro về thanh khoản thì các NHTM phải tăng cường vốn chủ sở hữu.

Đặng Văn Dân (2019) khi nghiên cứu tác động của tăng trưởng tín dụng đến hiệu quả hoạt động và rủi ro của NHTM Việt Nam, sử dụng số liệu thứ cấp của 31 NHTM Việt Nam trong giai đoạn 2006 - 2017. Hệ số Z-score làm biến đại diện đo lường cho rủi ro tín dụng của NHTM và các biến độc lập bao gồm quy mô NHTM (SIZE), tăng trưởng tín dụng (GROW), tỷ lệ vốn chủ sở hữu (CAP) và tốc độ tăng trưởng kinh tế. Kết quả nghiên cứu cho rằng tốc độ tăng trưởng tín dụng, quy mô NHTM, tỷ lệ vốn chủ sở hữu có tác động ngược chiều với Z-score, nhưng GDP có tác động cùng chiều với Z-score.

Nguyễn Phương Anh & Đinh Thị Thuỳ Trang (2012) xác định các yếu tố tác động rủi ro tín dụng và rủi ro mất khả năng thanh toán tại Việt Nam, dữ liệu được sử dụng của 25 NHTM trong hơn 10 năm (2008-2017), xem xét mối quan hệ

giữa các biến nội bộ, biến bên ngoài và rủi ro NHTM. Các biến độc lập được sử dụng bao gồm quy mô NHTM, vốn hóa NHTM, lợi nhuận trên tài sản, lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu, dự phòng rủi ro cho vay, tỷ lệ an toàn vốn, tỷ lệ lạm phát và tốc độ tăng trưởng GDP, nợ xấu và điểm Z là các biến phụ thuộc. Sử dụng mô hình hồi quy với 3 cách tiếp cận: OLS, REM và FEM. Kết quả cho thấy quy mô NHTM (LnTA), dự phòng rủi ro cho vay (LLP), tỷ lệ lạm phát (INF) tác động ngược chiều (-) đến điểm Z. Còn vốn hóa NHTM (BC), lợi nhuận trên tài sản (ROA), lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu (ROE), tỷ lệ an toàn vốn (CAR) và tốc độ tăng trưởng GDP tác động cùng chiều (+) đến điểm Z.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình và giả thuyết nghiên cứu

3.1.1. Mô hình nghiên cứu

Mô hình nghiên cứu kế thừa theo nghiên cứu của Dang (2019). Theo đó, mô hình tổng quát có cấu trúc bao gồm biến trễ của biến phụ thuộc, nhóm biến cấp ngân hàng (bank-specific level) và nhóm biến cấp vĩ mô (macro-level) tương ứng:

$$Z - score_{i,t} = \alpha + \gamma \times Z - score_{i,t-1} + \beta \times bank - specific_{i,t} + \mu \times macro level_t + \varepsilon_{i,t}$$

Do đó, mô hình chi tiết:

$$Z - score_{i,t} = \alpha + \gamma \times Z - score_{i,t-1} + \beta_1 \times SIZE_{i,t} + \beta_2 \times LLR_{i,t} + \beta_3 \times ROA_{i,t} + \beta_4 \times OE_{i,t} + \beta_5 \times ETA_{i,t} + \beta_6 \times GROW_{i,t} + \mu_1 \times GDP_{i,t} + \mu_2 \times INF_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Trong đó: Biến phụ thuộc là Z - score = $\frac{\text{Mean}(ROA + \frac{L}{A})}{\text{GROA}}$ Nhóm biến độc lập cấp NHTM bao gồm SIZE là quy mô NHTM, LLR tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng, ROA là tỷ suất sinh lời NHTM, OE là tỷ lệ chi phí hoạt động, ETA là tỷ lệ VCSH/tổng tài sản, GROW là tốc độ tăng trưởng tín dụng và nhóm biến đại diện biến kinh tế vĩ mô như tốc độ tăng trưởng GDP, INF là tỷ lệ lạm phát. Đồng thời, i là NHTM thứ i và t là năm thứ t.

3.1.2. Giả thuyết nghiên cứu

Quy mô ngân hàng thương mại (SIZE)

Tỷ lệ này được đo lường bằng cách lấy $\log(\text{tổng tài sản})$. Theo Hu và cộng sự (2004) cho rằng các NHTM có tiềm lực tài chính thường sẽ có nguồn lực và nhiều kinh nghiệm hơn để xử lý các vấn đề rủi ro trong NHTM và ngược lại. Khi tổng tài sản tăng, tức nguồn vốn huy động và VCSH tăng, có nguồn lực để NHTM củng cố hoạt động cho vay, đầu tư và mua sắm các tài sản cố định phục vụ hoạt động kinh doanh của NHTM. Do đó, quy mô càng tăng thì rủi ro phá sản của NHTM càng giảm (Hughes, 2001, García □ Canal, 2008 và Mongid, 2012). Theo đó, giả thuyết H1: *Quy mô NHTM có tương quan cùng chiều (+) với hệ số Z - score của NHTM, hay ngược chiều với rủi ro phá sản.*

Tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng (LLR)

Tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng được đo lường bằng giá trị trích lập/tổng dư nợ tín dụng, là chỉ tiêu để đánh giá tình hình nợ quá hạn hay nợ xấu của NHTM, hay nói cách khác tỷ lệ này càng cao và được duy trì ở mức cao thì NHTM sẽ ngày càng gặp khó khăn trong hoạt động kinh doanh. Ma (1988) cho rằng nếu dự báo có thể xác định các khoản dự phòng rủi ro cho vay phù hợp thì có thể giảm thiểu rủi ro các doanh nghiệp bị phá sản. Vì vậy, tỷ lệ dự phòng rủi ro càng tăng thì rủi ro phá sản cũng tăng theo hay nói cách khác, chỉ tiêu này sẽ ngược chiều với hệ số Z - score (Jeffrey & Roychowdhury, 2014). Vì vậy, giả thuyết H2: *Tỷ lệ dự phòng rủi ro có tương quan ngược chiều (-) với hệ số Z - score của NHTM, hay cùng chiều với rủi ro phá sản.*

Tỷ suất sinh lời (ROA)

Tỷ lệ này được đo lường bằng lợi nhuận sau thuế/tổng tài sản bình quân. Khi lợi nhuận NHTM tăng lên cho thấy hiệu quả hoạt động kinh doanh, do đó rủi ro phá sản của NHTM sẽ giảm xuống (Tan & Floros, 2013); Baselga-Pascual & cộng sự, 2015); Lé, 2013); Agarwal, 2018). Vì vậy, giả thuyết H3: *Tỷ suất sinh lời có tương quan cùng chiều (+) với hệ số Z - score của NHTM, hay ngược chiều với rủi ro phá sản.*

Tỷ lệ chi phí hoạt động (OE)

OE là tỷ lệ giữa tổng chi phí hoạt động của NHTM/tổng thu từ hoạt động nhằm đo lường hiệu quả chi phí để vận hành hoạt động kinh doanh của một doanh nghiệp (Sugianto & cộng sự, 2020). Khi chi phí hoạt động tăng lên sẽ dẫn đến giảm lợi nhuận hoặc khả năng sinh lời (Nuriyah và cộng sự, 2018). Đây cũng được xem là nguyên nhân dẫn đến NHTM phá sản, hay nói cách khác khi chi tỷ lệ chi phí hoạt động càng cao thì hệ số Z - score càng giảm và rủi ro phá sản càng tăng (Buchory, 2015; Agarwal, 2018). Vì vậy, giả thuyết H4: *Tỷ lệ chi phí hoạt động có tương quan ngược chiều (-) với hệ số Z - score của NHTM, hay cùng chiều với rủi ro phá sản.*

Tỷ lệ vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản (ETA)

Tỷ lệ này được đo lường bằng tỷ lệ vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản bình quân (cấu trúc vốn) của NHTM. Khi tỷ lệ vốn chủ sở hữu của các cổ đông trong NHTM tăng lên, có nghĩa là NHTM được tài trợ vốn nhiều hơn thay vì phải vay nợ. Theo Matey (2021) tỷ lệ ETA dương cho thấy khi vốn chủ sở hữu tăng lên thì NHTM sẽ hoạt động ổn định hơn, giảm thiểu rủi ro phá sản (Tan và Floros, 2013; Baselga-Pascual và cộng sự, 2015; Lé, 2013; Agarwal, 2018; Matey, 2021; Nguyễn Thanh Dương, 2013; Đặng Văn Dân, 2019). Theo đó, giả thuyết H5: *Đòn bẩy tài chính có tương quan cùng chiều (+) với hệ số Z - score của NHTM, hay ngược chiều với rủi ro phá sản.*

Tăng trưởng tín dụng (GROW)

Chỉ tiêu được đo lường bằng tỷ lệ chênh lệch dư nợ tín dụng/dư nợ tín dụng năm năm (t-1). Serrano-Cinca (2014) cho rằng nếu các NHTM thực hiện chính sách tăng trưởng tín dụng nhanh có thể là nguyên nhân dẫn đến rủi ro tín dụng (Nguyễn Thanh Dương, 2013; Đặng Văn Dân, 2019). Theo đó, giả thuyết H6: *Tăng trưởng tín dụng có tương quan ngược chiều (-) với hệ số Z - score của NHTM, hay cùng chiều với rủi ro phá sản.*

Tốc độ tăng trưởng GDP

Samir (2013) cho rằng khi một quốc gia có tăng trưởng kinh tế tốt thì rủi ro có xu hướng

giảm. Và ngược lại khi khủng hoảng tài chính và suy thoái kinh tế kéo dài, dẫn đến mọi hoạt động kinh doanh gặp nhiều khó khăn, khách hàng không thực hiện nghĩa vụ trả nợ và hoàn tất khoản vay dẫn đến rủi ro cho NHTM tăng lên. Điều này cũng phù hợp với các nghiên cứu của (Fofack, 2005; Myra, 2020; Nguyễn Phương Anh & Đinh Thị Thùy Trang, 2021). Do đó, nghiên cứu đề xuất giả thuyết H7: *Tốc độ tăng trưởng GDP có tương quan cùng chiều (+) với hệ số Z - score của NHTM, hay ngược chiều với rủi ro phá sản.*

Tỷ lệ lạm phát (INF)

Theo Setyawati và cộng sự (2017) khi giá hàng hóa và dịch vụ tăng có thể làm giảm sức mua, từ đó ảnh hưởng tiêu cực đến hoạt động của nền kinh tế và là nguy cơ tiềm ẩn khiến các NHTM rơi vào tình trạng phá sản. Theo đó, giả thuyết H8: *Tăng trưởng tín dụng có tương quan cùng (+) với hệ số Z - score của NHTM, hay ngược chiều với rủi ro phá sản.*

3.2. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng phương pháp hồi quy dữ liệu bảng với hiệu ứng cố định (Fixed Effects Model - FEM), hiệu ứng ngẫu nhiên (Random Effects Model - REM). Tuy nhiên, mô hình ước lượng có thể bị đa cộng tuyến, phương sai thay đổi hay tự tương quan. Do vậy, nghiên cứu sử dụng phương pháp ước lượng với sai số chuẩn của Driscoll-Kraay (Driscoll-Kraay, 1998) hoặc FGLS (Wooldridge, 2012) để khắc phục các khuyết tật của mô hình nhưng không triệt để khi vẫn tồn tại nội sinh trong mô hình (Wintoki và cộng sự, 2012). Hơn nữa, do đặc tính dữ liệu bảng ngắn nên các ước lượng sẽ sai lệch (Cameron & Trivedi, 2007). Vì vậy, nghiên cứu khắc phục khuyết tật nội sinh nói riêng cũng như các khuyết tật nói chung của mô hình bằng phương pháp ước lượng GMM hệ thống (SGMM) (Arellano & Bond, 1991; Arellano & Bover, 1995; Blundell & Bond, 1998; McLachlan & Peel, 2004) phù hợp với các dữ liệu bảng ngắn, chuỗi thời gian ngắn và số lượng doanh nghiệp nhiều nhằm đảm bảo kết quả ước lượng thu được có cơ sở đáng tin cậy để phân tích. Bên cạnh đó, kết quả nghiên cứu được

kiểm định tính vững của mô hình nghiên cứu lựa chọn thông qua các phương pháp LMG, Last, First và Pratt từ được thực hiện bởi ngôn ngữ R. Ngôn ngữ R được sáng tạo bởi Ross & Robert (1996), là một phần mềm sử dụng cho phân tích thống kê và đồ thị. Theo Nguyễn Văn Tuấn (2020), R là một ngôn ngữ máy tính đa năng, có thể sử dụng cho các phân tích thống kê phức tạp nhưng trong nhiều trường hợp mẫu nghiên cứu đối mặt với vấn đề thiếu dữ liệu hoặc không có lý thuyết xác suất để xây dựng một phân bố mẫu, khi đó phương pháp bootstrap sẽ giúp khắc phục vấn đề này thông qua kỹ thuật tái chọn mẫu (resampling) và mô phỏng (dựa trên dữ liệu thực tế) để tìm phân bố cho một chỉ số thống kê. Theo đó, nghiên cứu sử dụng gói “relaimpo” trong R để cung cấp cơ sở “bootstrap” nhằm đánh giá tính biến thiên của tất cả các số liệu nhằm khẳng định tính vững của mô hình lựa chọn.

Đối với phân tích hồi quy đa biến thì cỡ mẫu tối thiểu cần đạt được tính theo công thức là $50 + 8 \cdot m$ (m: số biến độc lập) (Tabachnick & Fidell, 1996) nên nghiên cứu cần 106 mẫu tối thiểu. Với dữ liệu bảng bao gồm 30 NHTM, thu thập số liệu trong 12 năm nên dữ liệu nghiên cứu thỏa điều kiện (360 quan sát > 106 mẫu tối thiểu).

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả

Từ kết quả ở bảng 1 cho thấy, các NHTM trong mẫu nghiên cứu có hệ số Z-score trung bình là 4,31 với NHTM có giá trị Zscore cao nhất đạt 29,8 và nhỏ nhất là 0.

4.2. Đánh giá ma trận tự tương quan

Hệ số tương quan là hệ số đo lường mối liên hệ tuyến tính giữa hai biến số. Kết quả ma trận tương quan trên cho thấy tất cả các hệ số tương quan đều có giá trị nhỏ hơn 0,8 (Farrar & Glauber, 1967) cho thấy không tồn tại hiện tượng đa cộng tuyến nghiêm trọng giữa các biến độc lập trong mô hình hoặc hiện tượng đa cộng tuyến không nghiêm trọng. Điều đó cho thấy các biến độc lập có thể được sử dụng để ước lượng và bước đầu đánh giá được các dự báo của mô hình.

Bảng 1: Kết quả thống kê mô tả

Tên biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Trung vị	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
Zscore	360	4,31	3,72	3,50	0	29,8
SIZE	360	16,1	2,38	16,4	0	18,0
LLR	360	0,01	0,01	0,01	0	0,10
ROA	360	0,11	0,05	0,11	-0,08	0,36
OE	360	2,94	0,64	2,90	0	4,45
ETA	360	0,11	0,07	0,08	0	0,80
GROW	360	0,09	0,04	0,08	0	0,28
GDP	360	0,06	0,01	0,06	0,02	0,07
INF	360	0,05	0,04	0,03	0,01	0,18

(Nguồn: Tổng hợp của tác giả từ dữ liệu thông qua phần mềm Stata)

Bảng 2: Ma trận tương quan giữa các biến trong mô hình nghiên cứu

Biến	Z	SIZE	LLR	ROA	OE	ETA	GROW	GDP	INF
Z	1,00								
SIZE	0,09	1,00							
LLR	0,12	0,13	1,00						
ROA	-0,51	0,25	0,24	1,00					
OE	-0,01	0,81	-0,03	0,23	1,00				
ETA	0,40	-0,00	0,4	0,36	-0,2	1,00			
GROW	-0,3	0,45	-0,21	-0,19	0,58	-0,59	1,00		
GDP	-0,13	0,01	-0,09	-0,11	0,1	-0,2	0,11	1,00	
INF	-0,12	-0,07	-0,09	-0,03	0,25	-0,21	0,26	0,09	1,00

(Nguồn: Tính toán và tổng hợp của tác giả từ phần mềm Stata)

4.3. Kiểm định độ tin cậy của mô hình nghiên cứu

Nghiên cứu kiểm định không có sự tự tương quan giữa các biến độc lập trong mô hình (không bị hiện tượng đa cộng tuyến) bằng hệ số phóng đại phương sai VIF, hệ số VIF có giá trị trung bình là $2,47 < 10$. Điều này cho thấy hiện tượng đa cộng tuyến không xảy ra nghiêm trọng trong mô

hình. Tiếp đến, nghiên cứu kiểm định giả thiết phương sai của sai số không đổi bằng kiểm định Wald, với giả thiết H_0 : Không có hiện tượng phương sai thay đổi. Với $Prob > chi2 = 0.0000 < 1\%$ cho thấy mô hình có hiện tượng phương sai thay đổi. Cuối cùng, nghiên cứu thực hiện kiểm định giữa các sai số không có mối quan hệ tương quan với nhau (không bị hiện tượng tự tương

quan) với giả thiết H_0 : không có sự tự tương quan. Kết quả kiểm định $\text{Prob} > F = 0.0394 < 5\%$ nên bác bỏ giả thiết H_0 hay mô hình có tự tương quan (Wooldridge, 2012). Theo đó, nghiên cứu cho thấy mô hình không có đa cộng tuyến nghiêm trọng nhưng xảy ra hiện tượng tự tương quan giữa các sai số và hiện tượng phương sai sai số thay đổi. Bên cạnh đó, một mối quan tâm về hiệu quả ước lượng là tính nội sinh, ngụ ý một vấn đề quan hệ nhân quả đảo ngược hoặc có thể phải đối mặt với các loại nội sinh khác như biến bị bỏ sót hoặc sai số đo lường. Do vậy, tác giả thông qua việc tiếp cận các mô hình bằng động bằng cách sử dụng công cụ GMM hệ thống hai bước, giải quyết tốt tất cả các vấn đề nội sinh được đề cập ở trên và do đó mang lại các ước tính hiệu quả, nhất quán và không chệch (Arellano & Bover, 1995; Blundell & Bond, 1998). Thiết lập này cũng để xác minh tính ổn định của hoạt động của ngân hàng theo thời gian. Một số thủ tục kiểm định được thực hiện để xác nhận độ tin cậy của thiết kế kinh tế lượng đề xuất theo GMM. Cụ thể, các phân tích phải hạn chế độ trễ của các công cụ được tạo ra để tránh vấn đề “quá nhiều công cụ” (Roodman, 2009) và dựa vào các bài kiểm tra AR(1)/AR(2) để tìm mối tương quan trong phần dư và bài kiểm định Hansen cho hạn chế xác định quá mức để xác nhận hiệu lực của bộ công cụ.

4.4. Kết quả nghiên cứu

Từ kết quả ước lượng hồi quy ở Bảng 3, theo phương pháp SGMM đã có 4 yếu tố ảnh hưởng rủi ro phá sản của NHTM là: SIZE, ROA, OE, INF. Sau khi kiểm định tính vững sau 1000 lần robust bằng R, nghiên cứu cũng cố thêm được 2 biến quy mô ngân hàng (SIZE) và tỷ suất sinh lời vẫn có tác động có ý nghĩa thống kê đến Z-Score. Kết hợp kết quả ước lượng của phương pháp SGMM và R, nghiên cứu thấy rằng:

Thứ nhất, quy mô NHTM (SIZE) có tác động cùng chiều với Z-Score hay ngược chiều với rủi ro phá sản của các NHTM. Nói cách khác, rủi ro phá sản của NHTM giảm đi đối với các NHTM có quy mô càng lớn. Kết quả này hoàn toàn phù hợp với giả thuyết H1 và kết quả nghiên cứu của

Hughes (2001), García-Canal (2008), Mongid (2012). Các NHTM có tiềm lực tài chính dồi dào thường sẽ có nguồn lực và nhiều kinh nghiệm hơn để xử lý các vấn đề rủi ro trong NHTM, củng cố thêm lý thuyết “quá lớn để bị phá sản” (Chronopoulos và cộng sự, 2015; Ahamed, 2017; Isik và cộng sự, 2018).

Thứ hai, tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng (LLR) có tương quan ngược chiều đến Z - Score. Kết quả kiểm định này phù hợp với giả thuyết H2, dự phòng rủi ro tín dụng thể hiện mức độ rủi ro tín dụng của ngân hàng chi phí cho các khoản dự phòng rủi ro tín dụng càng cao sẽ làm gia tăng rủi ro phá sản (Jeffrey & Roychowdhury, 2014) nên Ma (1988) cho rằng có thể kiểm soát được rủi ro này nếu dự phòng các khoản rủi ro phù hợp.

Thứ ba, tỷ suất sinh lời (ROA) tương quan cùng chiều với hệ số Z-Score phù hợp với giả thuyết nghiên cứu H3, kết quả này cũng tương đồng kết quả nghiên cứu của (Tan và Floros, 2013; Baselga-Pascual & cộng sự, 2015; Lé, 2013; Agarwal, 2018). Kết quả nghiên cứu đã chỉ ra rằng khi hiệu quả hoạt động NHTM tăng lên làm cho chỉ số Z - Score tăng lên, gia tăng sức khoẻ tài chính của các NHTM đồng nghĩa với việc rủi ro phá sản các NHTM sẽ giảm đi (Sumantri & Jurnal, 2010).

Thứ tư, tỷ lệ chi phí hoạt động (OE) có tương quan nghịch chiều với điểm Z, hay nói cách khác khi tỷ lệ chi phí hoạt động càng cao thì rủi ro phá sản càng tăng phù hợp với giả thuyết H4. Điều này cũng phù hợp với nghiên cứu của Buchory (2015). Sugianto (2020) cũng cho rằng OE được sử dụng để đo lường hiệu quả hoạt động và khả năng vận hành của các NHTM trong việc thực hiện chức năng trung gian tài chính của mình. Khi chi phí hoạt động tăng lên sẽ dẫn đến việc giảm lợi nhuận trước thuế, điều này cuối cùng sẽ làm giảm lợi nhuận hoặc khả năng sinh lời (ROA) của NHTM (Nuriyah và cộng sự, 2018), thậm chí thua lỗ và đứng trước nguy cơ phá sản.

Thứ năm, VCSH trên tổng tài sản (ETA) càng tăng thì NHTM càng có hiệu quả, góp phần giảm thiểu rủi ro phá sản phù hợp với giả thuyết H5.

Bảng 3: Tổng hợp kết quả ước lượng và kiểm định tính vững bằng R

Tên biến	Z - Score						
	OLS	FEM	REM	FGLS	DK	SGMM	R
SIZE	0,29** [2,04]	0,31** [2,04]	0,29** [2,04]	0,31*** [3,07]	0,31** [2,96]	0,252* [1,71]	0,29** [2,03]
LLR	-41,91** [-2,20]	-43,53** [-2,16]	-41,91** [-2,20]	-30,85** [-2,06]	-43,53 [-1,08]	-2,22 [-0,06]	-41,91** [-2,20]
ROA	28,78*** [8,40]	29,21*** [8,15]	28,78*** [8,40]	31,00*** [12,45]	29,21*** [5,63]	32,52*** [10,14]	28,78*** [8,40]
OE	-0,88 [-1,55]	-0,79 [-1,35]	-0,88 [-1,55]	-0,95** [-2,45]	-0,79 [-1,62]	-0,92* [-1,82]	-0,88 [1,51]
ETA	8,49*** [2,74]	9,02*** [2,73]	8,49*** [2,74]	3,75 [1,60]	9,02 [1,33]	6,434 [0,86]	8,49*** [2,74]
GROW	-11,62** [-2,02]	-11,62* [-1,92]	-11,62** [-2,02]	-13,92*** [-3,64]	-11,62 [-1,42]	-9,022 [-1,20]	-11,62** [-2,02]
GDP	-6,32 [-0,59]	-5,94 [-0,59]	-6,32 [-0,13]	-0,92 [-0,85]	-5,94 [-0,57]	-1,214 [-0,08]	-6,32 [- 0,58]
INF	0,84 [0,20]	0,078 [0,02]	0,84 [0,20]	1,61 [0,54]	0,078 [0,01]	-6,65*** [-2,64]	0,84 [0,19]
L.Zscore						-0,16** [-2,72]	
L.GDP						18,25 [1,31]	
L.INF						10,28** [3,33]	
Biến quan sát	360	360	360	360	360	330	360
R-squared	0,34	0,35					

Kiểm định White's với Prob > chi2 = 0,00 < 1%

Kiểm định Hausman với chi2(16) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B) = 20,80. Prob > chi2 = 0,19 > 10%.

Theo Arellano-Bond (1991), ước lượng SGMM yêu cầu có sự tương quan bậc 1 và không có sự tương quan bậc 2 của phần dư. Vì vậy, giả thuyết H₀ là không có sự tương quan bậc 1 (bác bỏ H₀) và chấp nhận giả thuyết H₀ ở bậc 2 để mô hình cho kết quả phù hợp (Basu, 2008).

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -2,16 Pr > z = **0,00 < 1%**

Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -0,40 Pr > z = **0,21 > 10%**

Kiểm định Sargan với chi2(4) = 0,86 với **Prob > chi2 = 0,04 < 5%**

Kiểm định Hansen kiểm tra tương quan giữa các biến sai phân trễ làm đại diện cho các biến nội sinh với các thành phần tác động riêng lẻ trong các phương trình.

Hansen test với H₀: kiểm định C test các biến sai phân trễ là biến đại diện phù hợp (hay thoả mãn tính chất biến ngoại sinh) hoặc giả thuyết kiểm tra về việc mô hình được xác định đúng (correct model specification) và kiểm tra các ràng buộc quá mức (valid overidentifying restrictions), chẳng hạn tính hợp lý của các biến đại diện (Baum, 2006). Việc chấp nhận H₀ cho thấy mô hình là phù hợp và các biến đại diện là hợp lý, chi2(4) = 1,13 với **Prob > chi2 = 0,14 > 10%** (Roodman, 2016, 2017).

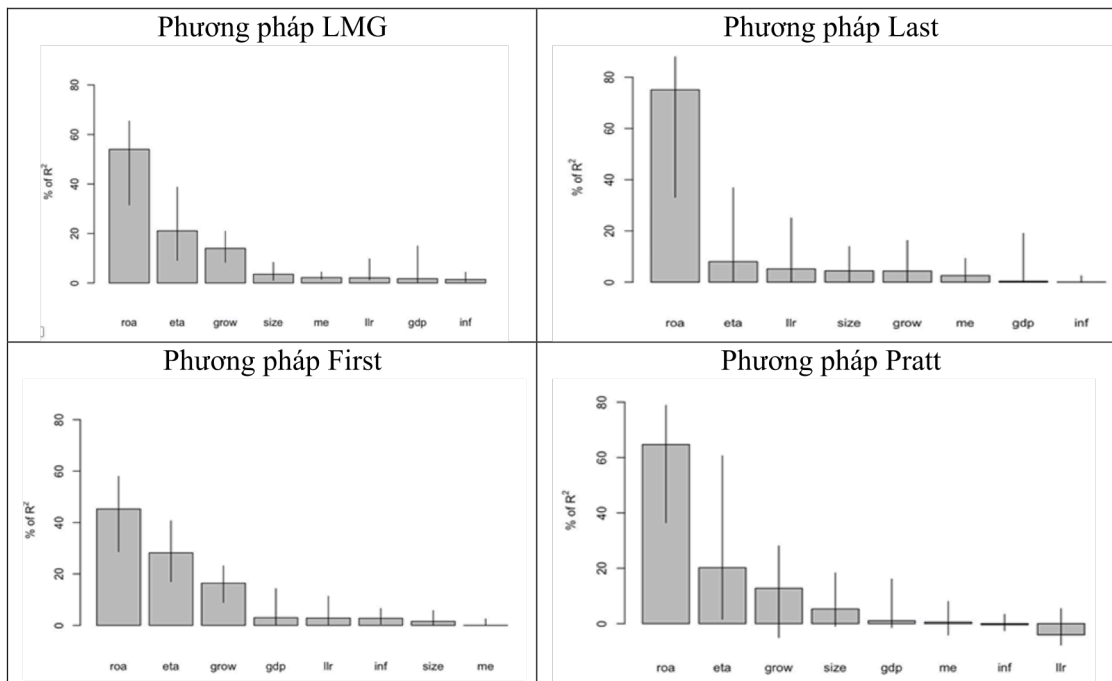
Chú thích: Thông kê t trong ngoặc vuông []; * p<0,1; ** p<0,05; *** p<0,01
(Nguồn: Tính toán và tổng hợp của tác giả từ phần mềm Stata)

Matey (2021) cho rằng tỷ lệ ETA dương cho thấy cấu trúc vốn thiên về vốn chủ sở hữu giúp hạn chế rủi ro phá sản trước những áp lực từ đòn bẩy tài chính. NHTM có tỷ lệ vốn chủ sở hữu cao thường có ưu thế trong việc cung ứng dịch vụ, tạo niềm tin cho khách hàng, đem lại lợi nhuận cao từ hoạt động kinh doanh, từ đó NHTM sẽ có xu hướng giảm thiểu rủi ro phá sản.

Thứ sáu, tốc độ tăng trưởng tín dụng (GROW) đang có tương quan nghịch chiều với điểm Z-score, có nghĩa là tín dụng càng tăng trưởng nhanh thì rủi ro phá sản sẽ gia tăng tương ứng tương đồng với giả thuyết nghiên cứu H6. Kết quả nghiên cứu cho thấy các NHTM có quy mô tín dụng cao thường đối diện với rủi ro thanh khoản (Trương Quang Thông, 2013) từ đó dẫn đến rủi ro phá sản. Các khoản cho vay thông thường có tính thanh khoản thấp, do đó những khoản rút tiền lớn và không được dự báo trước có thể dẫn đến việc mất thanh khoản của ngân hàng (Bonin và cộng sự, 2008). Kết quả nghiên cứu này phù hợp với nghiên cứu của các tác giả

Aspachs và cộng sự (2005), Bonfim và Kim (2011), Indriani (2004), Golin (2001), Serrano-Cinca (2014).

Cuối cùng, tỷ lệ lạm phát (INF) có khả năng làm gia tăng rủi ro phá sản tương đồng với giả thuyết nghiên cứu H8. Setyawati và cộng sự (2017) cho rằng khi giá hàng hóa và dịch vụ tăng có thể làm giảm sức mua, các doanh nghiệp, NHTM chậm điều chỉnh tăng chi phí làm giảm lợi nhuận, dẫn đến tình trạng kiệt quệ tài chính, làm cho các NHTM lâm vào tình trạng thua lỗ dẫn đến phá sản. Ngoài ra, việc kiểm định tính vững tại Bảng 3 và Hình 1 đã củng cố thêm về việc giải thích kết quả nghiên cứu đối với quy mô ngân hàng và tỷ suất sinh lời thực sự có tác động cùng chiều đến Z-Score hay khi quy mô ngân hàng tăng lên và tỷ suất sinh lời trong hoạt động của các NHTM tốt hơn sẽ làm giảm rủi ro phá sản. Kết quả này mở ra các hàm ý chính sách trong hoạt động NHTM và điều hành chính sách của Ngân hàng Nhà nước.



(Nguồn: Kết quả phân tích từ R Studio)

Hình 1: Kết quả kiểm định tính vững của mô hình đề xuất ($R^2 = 33,92\%$)

5. Kết luận

Từ kết quả nghiên cứu cho thấy quy mô NHTM (SIZE), tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng (LLR), tỷ suất sinh lời (ROA), tỷ lệ chi phí hoạt động (OE), cơ cấu vốn (ETA), tốc độ tăng trưởng tín dụng (GROW) và lạm phát (INF) có tác động đến rủi ro phá sản. Tuy nhiên, việc kiểm định tính vững đã củng cố kết quả nghiên cứu đối với biến quy mô NHTM (SIZE) và tỷ suất sinh lời NHTM (ROE). Theo đó, các NHTM có tiềm lực tài chính dồi dào thường sẽ có nguồn lực và nhiều kinh nghiệm hơn để ứng phó với rủi ro phá sản. Do đó các NHTM nên mở rộng mạng lưới kinh doanh, đa dạng hoá hoạt động kinh doanh, đa dạng trong cách tiếp cận vốn. Ngoài ra, các NHTM cần xem xét và cân nhắc kỹ lưỡng để giải quyết bài toán cân đối giữa quy mô và chi phí hoạt động. Duy trì tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng ở mức phù hợp, đảm bảo năng lực tài chính cho NHTM thông qua các biện pháp thẩm định tín dụng, trích lập đúng và đầy đủ các khoản dự phòng rủi ro. Tiếp đến, các NHTM cần quan tâm đến hiệu quả hoạt động kinh doanh vì đây chính là yếu tố góp phần giúp các NHTM giảm thiểu rủi ro phá sản. Tuy nhiên, việc làm này chỉ thực sự có ý nghĩa khi các NHTM duy trì được tốc độ tăng trưởng tín dụng phù hợp. Điều này chỉ có thể làm được khi NHNN hướng đến các chính sách hỗ trợ cho một thị trường tài chính với các quy định nghiêm ngặt về mức độ an toàn vốn đối với các nhóm ngân hàng dựa trên mức độ rủi ro của họ và có cơ chế cảnh báo sớm các rủi ro từ hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam. ♦

Tài liệu tham khảo:

Agarwal, S., & Ben-David, I. (2018). Loan prospecting and the loss of soft information. *Journal of Financial*

Economics, 129(3), 608-628. Doi: 10.1016/j.jfineco.2018.05.003.

Ahamed, M. M. (2017). Asset Quality, Non-Interest Income, And Bank Profitability: Evidence From Indian Banks. *Economic Modelling*, 63(C), 1-14. Doi: 10.1016/j.econmod.2017.01.016.

Alshatti, A. S. (2015). The effect of credit risk management on financial performance of the Jordanian commercial banks. *Investment management and financial innovations*, 12(1), 338-345.

Altman, Edward I. 1968. Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy. *The Journal of Finance*, 23(4), 589-609. Doi: <https://doi.org/10.2307/2978933>.

Arellano, M. & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297. Doi: <https://doi.org/10.2307/2297968>.

Arellano, M. & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51. Doi: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-D](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-D).

Buchory, H. A. (2015). Banking profitability: How does the credit risk and operational efficiency effect. *Journal of Business and Management Sciences*, 3(4), 118-123. Doi: <http://pubs.sciepub.com/jbms/3/4/3>.

Baselga-Pascual, L., Trujillo-Ponce, A., & Cardone-Riportella, C. (2015). Factors influencing bank risk in Europe: Evidence from the financial crisis. *The North American Journal of Economics and Finance*, 34, 138-166. Doi: <https://doi.org/10.1016/j.najef.2015.08.004>.

Batten, J. A., & Vo, X. V. (2019). Determinants of bank profitability-Evidence from Vietnam. *Emerging Markets Finance and Trade*, 55(6),

1417-1428. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2018.1524326>.

Beaver, W. H. (1966). Financial ratios as predictors of failure. *Journal of Accounting Research*, 43, 71-111. Doi: <https://doi.org/10.2307/2490171>

Blundell, R. & Bond, S. (1998). Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, Elsevier, 87(1), 115-143. [http://dx.doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](http://dx.doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8)

Bloom, N. (2014). Fluctuations in uncertainty. *Journal of Economic Perspectives*, 28(2), 153–176. <https://doi.org/10.1257/jep.28.2.153>

Bonin, J., Hasan I. & Wachtel, P. (2008). Banking in Transition Countries.. 10.2139/ssrn.2416826

Cameron, A. Colin & Trivedi, K. Pravin. (2007). *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press. Doi: <https://doi.org/10.1111/j.1475-4932.2007.00386.x>.

Chronopoulos, D. K., Liu, H., McMillan, F. J., & Wilson, J. O. (2015). The dynamics of US bank profitability. *The European Journal of Finance*, 21(5), 426-443. Doi: <https://doi.org/10.1080/1351847X.2013.838184>

Dang, V. D., (2019). Should Vietnamese banks need more equity? Evidence on risk-return trade-off in dynamic models of banking. *Journal of Risk and Financial Management*, 12(2), 84. Doi: <https://doi.org/10.3390/jrfm12020084>.

Dang, V. D. (2020). Do non-traditional banking activities reduce bank liquidity creation? Evidence from Vietnam. *Research in International Business and Finance*, 54. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2020.101257>.

Fofack, H., & Fofack, H. L. (2005). Nonperforming loans in Sub-Saharan Africa: causal analysis and macroeconomic

implications. *World Bank Publications*, 3769. Doi: <https://doi.org/10.1596/1813-9450-3769>

Hannan, T. H., & Hanweck, G. A. (1988). Bank insolvency risk and the market for large certificates of deposit. *Journal of money, credit and banking*, 20(2), 203-211. Doi: <https://doi.org/10.2307/1992111>

Hefferman, J., Smith, R., & Wahl, L. (2005). Perspectives on the basic reproduction ratio. *Journal of the Royal Society interface*, 2, 281-293. Doi: 10.1098/rsif.2005.0042

Hughes, J. P., Mester, L. J., & Moon, C. G. (2001). Are scale economies in banking elusive or illusive?: Evidence obtained by incorporating capital structure and risk-taking into models of bank production. *Journal of Banking & Finance*, 25(12), 2169-2208. Doi: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=237812.

Isik, O., Kosaroglu, Ş. M., & Demirci, A. (2018). The impact of size and growth decisions on Turkish banks' profitability. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 8(1), 21-29.

Koch, T. W., & MacDonald, S. S. (2014). *Bank management*. Nelson Education.

Lé, M. (2013). Deposit insurance adoption and bank risk-taking: The role of leverage. *PSE Working Paper No. 2013 –4*. Doi: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2363376>.

Logan, A. (2001). The United Kingdom's small banks' crisis of the early 1990s: what were the leading indicators of failure?. Doi: 10.2139/ssrn.282171.

Ma, C. K. (1988). Loan loss reserves and income smoothing: the experience in the US banking industry. *Journal of Business Finance & Accounting*, 15(4), 487-497. Doi: 10.1111/j.1468-5957.1988.tb00150.x.

Martin, D. (1977). Early warning of bank failure: A logit regression approach. *Journal of banking & finance*, 1(3), 249-276. Doi: [https://doi.org/10.1016/0378-4266\(77\)90022-X](https://doi.org/10.1016/0378-4266(77)90022-X).

Matey, J. (2021). Financial Performance Analysis of Distressed Banks in Ghana: Exploration of Financial Ratios and Z-score. *Journal of Advanced Studies in Finance*, XII, 1(23), 20-27. Doi:10.14505/jasf.v12.1(23).02.

McLachlan, G. & Peel, D. (2004), *Finite Mixture Models*, John Wiley & Sons, United States.

Mehr, R. I., Cammack, E., & Rose, T. (1961). *Principles of Insurance*. Richard D. Irwin. Inc, Homewood, Illinois.

Mongid, A., Tahir, I. M., & Haron, S. (2012). The relationship between inefficiency, risk and capital evidence from commercial banks in ASEAN. *International Journal of Economics and Management*, 6(1), 58-74.

Myra, V. De L. (2020). The impact of credit risk and macroeconomic factors on profitability: the case of the ASEAN banks. *Banks and Bank Systems*, 15(1), 21-29. Doi: [http://dx.doi.org/10.21511/bbs.15\(1\).2020.03](http://dx.doi.org/10.21511/bbs.15(1).2020.03).

Ng, J., & Roychowdhury, S. (2014). Do loan loss reserves behave like capital? Evidence from recent bank failures. *Review of Accounting Studies*, 19(3), 1234-1279. Doi: <https://doi.org/10.1007/s11142-014-9281-z>.

Nguyễn Thị Mùi (2006). *Quản trị ngân hàng thương mại*. NXB Tài Chính, TP. Hồ Chí Minh.

Nguyễn Phương Anh & Đinh Thị Thùy Trang (2021). Factors Affecting Bank Risks in Vietnam. *International Journal of Economics and Finance*, 13(10), 1-42.

Nguyễn Thanh Dương (2013). Phân tích rủi ro trong hoạt động NHTM. *Tạp Chí Phát Triển & Hội Nhập*, 9(19), 29-39. Doi: 10.5539/ijef.v13n10p42.

Nuriyah, A., Endri, E., & Yasid, M. (2018). Micro, Small-Financial Financing and Its Implications on the Profitability of Sharia Banks. *DeReMa (Development Research of Management): Jurnal Manajemen*, 13(2), 175-197. Doi:10.19166/derema.v13i2.1054.

Roy, A. D. (1952). Safety first and the holding of assets. *Econometrica: Journal Of The Econometric Society*, 20, 431-449. Doi: <https://doi.org/10.2307/1907413>.

Saleem, R., Hussain, A., & Ibraheem, R. (2020). Banking Industry Specific Determinants of Financial Distress: Empirical Evidence from ASEAN Countries. *iRASD Journal of Economics*, 2(2), 113-123. Doi: <https://doi.org/10.52131/joe.2020.0202.0020>.

Samad, Abdus, and Vaughn S. Armstrong. 2022. Bootstrap-DEA Management Efficiency and Early Prediction of Bank Failure: Evidence from 2008-2009 U.S. Bank Failures. *Central Bank Review* 22 (3): 119–27. Doi: <https://doi.org/10.1016/J.CBREV.2022.08.002>.

Serrano-Cinca, C., Fuertes-Callén, Y., Gutiérrez-Nieto, B., & Cuellar-Fernández, B. (2014). Path Modelling To Bankruptcy: Causes And Symptoms Of The Banking Crisis. *Applied Economics*, 46(31), 3798-3811. Doi: <https://doi.org/10.1080/00036846.2014.943882>.

Nguyễn Văn Tuấn (2020). *Phân tích dữ liệu với R*. NXB Tổng hợp TP. Hồ Chí Minh.

Ihaka, R., & Gentleman, R. (1996). R: A Language for Data Analysis and Graphics. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 5(3), 299–314. <https://doi.org/10.2307/1390807>

Setyawati, I., Suroso, S., Suryanto, T., & Nurjannah, D. S. (2017). Does financial performance of Islamic banking is better? Panel data estimation. *European Research Studies Journal*, 20(2A), 592-606.

Shaffer, Sherrill. 2012. Bank Failure Risk: Different Now?. *Economics Letters*, 116(3), 613-16. Doi: <https://doi.org/10.1016/J.ECONLET.2012.06.016>

Sugianto, S., Oemar, F., Hakim, L., & Endri, E. (2020). Determinants of firm value in the banking sector: Random effects model. *International Journal of Innovation, Creativity and Change*, 12(8), 208-218.

Sumantri, S., & Jurnal, T. (2010). Manfaat Rasio Keuangan dalam Memprediksi Kepailitan Bank Nasional. *Jurnal Bisnis dan Akuntansi*, 12(1), 39-52.

Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (1996). *Using Multivariate Statistics (3rd ed.)*. New York: Harper Collins.

Tan, Y., & Floros, C. (2013). Risk, capital and efficiency in Chinese banking. *Journal of international financial Markets, Institutions and Money*, 26, 378-393. Doi: <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2013.07.009>.

Fitch, T. P., (1997). *Dictionary of Banking Terms*, Barron's Educational Series, Inc.

Trương Quang Thông. (2013). Các nhân tố tác động đến rủi ro thanh khoản của hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam. *Tạp chí Phát triển kinh tế*, 276, 50-62.

Vũ Thị Thanh Thủy & Vũ Thị Ánh Tuyết (2023). Hạn chế rủi ro tín dụng và nâng cao hiệu quả kinh doanh của các ngân hàng thương mại Việt Nam. *Tạp chí Ngân hàng*. Doi: <https://tapchinganhang.gov.vn/rui-ro-tin-dung-va-hieu-qua-kinh-doanh-cua-cac-ngan-hang-thuong-mai-niem-yet-tren-thi-truong-chung-k.htm>

Vo, X. V. (2016). Finance in Vietnam-an overview. *Afro-Asian Journal of Finance and Accounting*, 6(3), 202-209. <https://doi.org/10.1504/AAJFA.2016.079311>.

Widarjono, A. (2020). Stability of Islamic banks in Indonesia: Autoregressive distributed lag

approach. *Jurnal Keuangan Dan Perbankan*, 24(1), 40-52. Doi: 10.26905/jkdp.v24i1.3932.

Williams, C. A., Smith, M. L. & Young, P. C. (1998). *Risk management and insurance*, Irwin/McGraw-Hill, United States.

Willett, A.H. (1951). *The Economic Theory of Risk and Insurance*. Philadelphia: University of Pennsylvania Press.

Wooldridge, J. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press, Cambridge.

Summary

The research aims to identify the factors affecting the bankruptcy risk of the joint-stock commercial banks (JSCB) in Vietnam in the period 2010-2021. The research uses regression methods for panel data with a sample of 30 commercial banks, using secondary data collected from audited financial statements of banks. Through the system GMM (SGMM) method for panel data, the results show the operating expenses (OE), inflation (INF) have the impact on the bankruptcy risk. In addition, the combining research results after the robustness check of R language and SGMM also show that the size of commercial banks (SIZE) and return on assets (ROA) have an opposite impact on the risk of bankruptcy. These suggest important policy implications for commercial banks in Vietnam in controlling bankruptcy risks, ensuring to curb the uncertainty of the commercial banks in Vietnam.