

# MỐI QUAN HỆ PHI TUYẾN GIỮA QUY MÔ HỘI ĐỒNG QUẢN TRỊ VÀ HIỆU QUẢ HOẠT ĐỘNG CỦA CÁC NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI TẠI VIỆT NAM

Nguyễn Minh Tuấn\*

Ngân hàng thương mại cổ phần Việt Nam Thương Tín

## Thông tin bài báo

Nhận bài: 03/2025  
Chấp nhận: 03/2025  
Xuất bản online: 03/2025

## TÓM TẮT

Nghiên cứu này nhằm đánh giá mối quan hệ phi tuyến giữa quy mô hội đồng quản trị (QM HĐQT) và hiệu quả hoạt động (HQHĐ) của các ngân hàng thương mại (NHTM) tại Việt Nam trong giai đoạn 2007-2019. Nghiên cứu sử dụng các kỹ thuật ước lượng phổ biến bao gồm kỹ thuật ước lượng bình phương nhỏ nhất gộp (Pooled Ordinary Least Squares - POLS), kỹ thuật ước lượng ảnh hưởng cố định (Fixed Effects Model - FEM), nhằm khắc phục các vấn đề phương sai sai số thay đổi và tự tương quan trong mô hình hồi quy thì kỹ thuật ước lượng bình phương tối thiểu tổng quát khả thi (Feasible Generalized Least Squares - FGLS) giúp điều chỉnh mô hình có được các ước lượng tin cậy hơn. Dữ liệu nghiên cứu từ 32 ngân hàng thương mại tại Việt Nam. Kết quả cho thấy tồn tại mối quan hệ phi tuyến dạng chữ U ngược giữa QM HĐQT và hiệu quả hoạt động của các ngân hàng thương mại tại Việt Nam. Phát hiện này phù hợp với lý thuyết đại diện (The agency theory) và lý thuyết nhà quản lý (The stewardship theory).

*This study investigates the nonlinear relationship between board size and the performance of commercial banks in Vietnam over the period 2007–2019. The research employs common regression estimation techniques, including Pooled Ordinary Least Squares (Pooled OLS) and the Fixed Effects Model (FEM). To address heteroscedasticity and autocorrelation issues in the regression model, the Feasible Generalized Least Squares (FGLS) method is applied to obtain more reliable estimates. The study utilizes data from 32 commercial banks in Vietnam. The findings reveal an inverted U-shaped nonlinear relationship between board size and the performance of commercial banks in Vietnam. This result is consistent with the agency theory and the stewardship theory.*

**Keywords:** Quy mô hội đồng quản trị; Hiệu quả hoạt động; Mối quan hệ phi tuyến tính; Kỹ thuật ước lượng bình phương tối thiểu tổng quát khả thi (FGLS).

\* Tác giả liên hệ: Nguyễn Minh Tuấn  
Email: [tuannm.bds@gmail.com](mailto:tuannm.bds@gmail.com)

## GIỚI THIỆU

Lý thuyết đại diện (Jensen & Meckling, 1976; Fama, 1980; Fama & Jensen, 1983) và lý thuyết nhà quản lý (Donaldson, 1990; Donaldson & Davis, 1991; Davis & cộng sự, 1997) là hai nền tảng lý thuyết quan trọng trong việc giải thích mối quan hệ giữa QM HĐQT và HĐQT. Đặc biệt, trong lĩnh vực ngân hàng, HĐQT có vai trò then chốt trong việc kiểm soát rủi ro, giám sát hoạt động và ra quyết định chiến lược.

Trong bối cảnh quốc tế, nhiều nghiên cứu đã chỉ ra rằng mối quan hệ giữa QM HĐQT và HĐQT ngân hàng có yếu tố phi tuyến. Cheng (2008) cho rằng khi QM HĐQT tăng lên quá trình ra quyết định có thể trở nên phức tạp hơn, làm giảm HĐQT. Mohamed Belkhir (2009) nghiên cứu các NHTM tại Hoa Kỳ và phát hiện rằng QM HĐQT có tác động tích cực đến HĐQT, nhưng chỉ đến một ngưỡng tối ưu, vượt quá ngưỡng này, tác động trở nên tiêu cực do chi phí giám sát gia tăng và tốc độ ra quyết định chậm hơn. Pathan và Faff (2013) cũng xác nhận mối quan hệ phi tuyến với dạng chữ U ngược, trong đó HĐQT tăng lên khi QM HĐQT mở rộng đến một mức tối ưu, nhưng sau đó suy giảm khi hội đồng quá lớn gây ra sự quan liêu và kém linh hoạt.

Một số nghiên cứu trong nước cũng đã xem xét tác động của QM HĐQT đến HĐQT tại Việt Nam. Chu Thị Thu Thủy (2020) cho thấy QM HĐQT có tác động tích cực đến HĐQT của doanh nghiệp, tức là khi QM HĐQT tăng, HĐQT cũng được cải thiện. Trong khi đó, nghiên cứu của Kiều Anh Khoa & Nguyễn Bá Hoàng (2022) lại đưa ra kết quả ngược lại, chỉ ra rằng QM HĐQT có tác động tiêu cực đến HĐQT, có thể do sự chồng chéo trong cơ cấu quản lý và chi phí giám sát gia tăng.

Tuy nhiên, cho đến nay chưa có nghiên cứu nào xem xét mối quan hệ phi tuyến giữa QM HĐQT và HĐQT của các NHTM tại Việt Nam. Vì vậy, nghiên cứu này sẽ góp phần bổ sung khoảng trống trong nghiên cứu và cung cấp cái nhìn toàn diện về mối quan hệ phi tuyến giữa QM HĐQT và HĐQT của các NHTM tại Việt Nam.

## 1. TỔNG QUAN NGHIÊN CỨU / CƠ SỞ LÝ THUYẾT

Mối quan hệ phi tuyến giữa QM HĐQT và HĐQT ngân hàng được xây dựng trên nền tảng của lý thuyết đại diện (Fama, 1980; Fama & Jensen, 1983; Jensen & Meckling, 1976) và lý thuyết nhà quản lý (Donaldson, 1990; Donaldson & Davis, 1991; Davis & cộng sự, 1997).

Lý thuyết đại diện nhấn mạnh rằng xung đột lợi ích giữa nhà quản trị và cổ đông là không thể tránh khỏi do sự khác biệt về mục tiêu và hành vi tư lợi. Trong bối cảnh này, HĐQT đóng vai trò giám sát nhằm bảo vệ lợi ích của cổ đông, hạn chế hành vi cơ hội của ban điều hành. Theo lý thuyết này, khi QM HĐQT tăng lên, năng lực giám sát có thể được cải thiện do có sự đa dạng về kinh nghiệm và quan điểm, giúp nâng cao chất lượng ra quyết định (Fama & Jensen, 1983). Tuy nhiên, nếu QM HĐQT quá lớn, sự phối hợp giữa các thành viên có thể trở nên kém hiệu quả, làm giảm tốc độ ra quyết định và gia tăng chi phí giám sát (Jensen, 1993). Do đó, theo lý thuyết đại diện, QM HĐQT có tác động phi tuyến đến HĐQT, với một mức tối ưu mà tại đó HĐQT đạt hiệu quả cao nhất.

Ngược lại, lý thuyết nhà quản lý cho rằng các nhà quản trị không chỉ theo đuổi lợi ích cá nhân mà còn hướng tới mục tiêu tối đa hóa giá trị cho cổ đông thông qua việc nâng cao HĐQT (Donaldson & Davis, 1991). Theo quan điểm này, HĐQT không chỉ thực hiện chức năng giám sát mà còn đóng vai trò cố vấn, hỗ trợ ban điều hành trong việc ra quyết định chiến lược. Khi QM HĐQT hợp lý, các thành viên có thể cung cấp thông tin chuyên sâu, hỗ trợ ban điều hành trong việc phát triển chiến lược kinh doanh và tối ưu hóa nguồn lực của ngân hàng (Carpenter & Westphal, 2001; Raheja, 2005). Tuy nhiên, nếu QM HĐQT quá lớn, sự phân tán trách nhiệm và sự khó khăn trong điều phối thông tin có thể làm suy giảm HĐQT (Donaldson & Davis, 1991; Bonn, 2004). Do đó, QM HĐQT cũng có thể có tác động phi tuyến đến HĐQT ngân hàng.

Từ góc độ thực nghiệm, nhiều nghiên cứu đã chỉ ra rằng tồn tại mối quan hệ phi tuyến giữa QM HĐQT và HĐQT ngân hàng. Andres & Vallelado (2008) cho rằng mối quan hệ này có thể mang dạng chữ U ngược, tức HĐQT tăng lên khi QM HĐQT đạt đến một mức tối ưu, nhưng sau đó có thể suy giảm khi QM HĐQT trở nên quá lớn.

Bên cạnh đó, nghiên cứu của Cheng (2008) cho thấy mở rộng QM HĐQT có thể cải thiện hiệu quả ra quyết định. Tuy nhiên, khi QM HĐQT vượt quá mức cần thiết, chi phí quản trị gia tăng và khả năng phản ứng linh hoạt

trước biến động môi trường kinh doanh có thể bị hạn chế. Tương tự, nghiên cứu của Belkhir (2009) và Pathan & Faff (2013) cũng khẳng định QM HĐQT có ảnh hưởng phi tuyến đến HQHĐ ngân hàng, với một mức QM HĐQT tối ưu có thể giúp cân bằng giữa giám sát hiệu quả và sự linh hoạt trong điều hành.

Dựa trên lý thuyết đại diện, lý thuyết quản lý và bằng chứng thực nghiệm, nghiên cứu này nhận định mối quan hệ giữa QM HĐQT và HQHĐ ngân hàng không chỉ đơn thuần là tuyến tính mà có thể mang dạng phi tuyến theo hình chữ U ngược (inverted U-shaped). Khi QM HĐQT tăng, HQHĐ có thể được cải thiện nhờ năng lực giám sát tốt hơn và đa dạng hóa trong chiến lược. Tuy nhiên, khi QM HĐQT vượt quá ngưỡng tối ưu, chi phí quản trị và khó khăn trong việc ra quyết định có thể làm giảm HQHĐ.

*Giả thuyết nghiên cứu H1: Tồn tại mối quan hệ phi tuyến giữa quy mô hội đồng quản trị và hiệu quả hoạt động của các ngân hàng thương mại tại Việt Nam.*

## 2. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU VÀ DỮ LIỆU

### 2.1. Mô hình nghiên cứu:

Nghiên cứu này kế thừa mô hình hồi quy phi tuyến của Andres & Vallelado (2008) và có điều chỉnh để phù hợp với bối cảnh hệ thống ngân hàng tại Việt Nam nhằm kiểm tra mối quan hệ phi tuyến giữa QM HĐQT và HQHĐ của các NHTM. Mô hình hồi quy như sau:

$$ROA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 BOARDSIZE_{i,t} + \beta_2 BOARDSIZE_{i,t}^2 + \beta_3 SIZE_{i,t} + \beta_4 LOAN_{i,t} + \beta_5 EQU_{i,t} + \beta_6 AGE_{i,t} + \beta_7 GDPG_{i,t} + \beta_8 CPI_{i,t} + \mu_i + e_{i,t} \quad (1)$$

Trong đó:

$\beta_0$ : hệ số chặn;

$i, t$ : đại diện cho ngân hàng  $i$  và năm  $t$ ;

BOARDSIZE: QM HĐQT;

BOARDSIZE<sup>2</sup>: Thành phần phi tuyến của QM HĐQT;

SIZE: QM ngân hàng;

LOAN: Tỷ lệ dư nợ cho vay;

EQU: Tỷ lệ vốn CSH trên tổng tài sản của ngân hàng;

AGE: Tuổi đời của ngân hàng;

GDPG: Tăng trưởng tổng sản phẩm quốc nội;

CPI: Chỉ số tiêu dùng;

$\mu$ : ảnh hưởng cố định ngân hàng;

$e$ : sai số ngẫu nhiên.

**Bảng 1:** Các biến được sử dụng trong mô hình nghiên cứu

Biến	Mô tả
ROA <sub>i,t</sub>	ROA1: Lợi nhuận sau thuế/tổng TS
	ROA2: Lợi nhuận trước thuế/tổng TS
BOARDSIZE <sub>i,t</sub>	QM HĐQT
SIZE <sub>i,t</sub>	Logarith tổng TS
LOAN <sub>i,t</sub>	Tỷ lệ dư nợ cho vay/tổng TS
EQU <sub>i,t</sub>	Tỷ lệ vốn CSH/tổng tài sản
AGE <sub>i,t</sub>	Logarith hoạt động của ngân hàng theo năm
GDPG <sub>i,t</sub>	Tăng trưởng tổng sản phẩm quốc nội
CPI <sub>i,t</sub>	Chỉ số tiêu dùng

*Nguồn: tác giả tổng hợp*

Lợi nhuận trên tổng tài sản (ROA) là một thước đo quan trọng trong việc đánh giá HQHĐ của ngân hàng. Trong nghiên cứu này, chỉ số ROA được xác định theo hai cách khác nhau: ROA1, tính bằng lợi nhuận sau thuế trên tổng tài sản, và ROA2, dựa trên lợi nhuận trước thuế trên tổng tài sản. Một số nghiên cứu trước đây, chẳng hạn như nghiên cứu của Andres & Vallelado (2008), đã sử dụng ROA để xem xét mối quan hệ giữa QM HĐQT và HQHĐ ngân hàng.

QM HĐQT, thể hiện qua số lượng thành viên trong HĐQT (BS), là một yếu tố có thể ảnh hưởng đến HQHĐ của ngân hàng. Một số nghiên cứu, bao gồm Belkhir (2009) và Pathan & Faff (2013), cho thấy rằng quy mô của hội đồng quản trị có thể tác động theo nhiều chiều hướng khác nhau đến HQHĐ ngân hàng.

Bên cạnh đó, tỷ lệ cho vay trên tổng tài sản (LOAN) phản ánh mức độ ngân hàng sử dụng tài sản của mình để cấp tín dụng. Vì hoạt động cho vay là nguồn thu nhập chính từ lãi của ngân hàng, chỉ số này có thể ảnh hưởng trực tiếp đến doanh thu, chi phí và mức độ rủi ro tín dụng. Rashid (2018) đã đưa ra bằng chứng về tác động đáng kể của tỷ lệ cho vay đến HQHĐ của các ngân hàng thương mại.

Một yếu tố khác cần xem xét là tuổi đời của ngân hàng (AGE), được đo lường bằng số năm hoạt động của tổ chức này. Ngân hàng hoạt động lâu năm thường có lợi thế về kinh nghiệm, mối quan hệ khách hàng và mức độ uy tín trên thị trường. Tuy nhiên, những tổ chức này cũng có thể đối mặt với sự kém linh hoạt trong quản trị. Theo

ngghiên cứu của Mayur & Saravanan (2017), tuổi của ngân hàng là một yếu tố quan trọng ảnh hưởng đến HQHĐ của tổ chức.

Ngoài ra, tỷ lệ vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản (EQU) phản ánh mức độ sử dụng vốn tự có trong tổng tài sản của ngân hàng. Một ngân hàng có tỷ lệ vốn chủ sở hữu cao thường có sự ổn định tài chính tốt hơn và ít gặp rủi ro hơn. Tuy nhiên, điều này cũng có thể dẫn đến lợi nhuận thấp hơn do mức độ sử dụng đòn bẩy tài chính giảm. Andres & Vallelado (2008) đã chỉ ra rằng mức độ sử dụng vốn chủ sở hữu có thể có ảnh hưởng đáng kể đến HQHĐ của ngân hàng.

Trên phạm vi vĩ mô, tăng trưởng GDP (GDPI) là một yếu tố kinh tế quan trọng có tác động đến hoạt động ngân hàng. Khi nền kinh tế phát triển mạnh, nhu cầu tín dụng gia tăng, giúp ngân hàng mở rộng hoạt động và cải thiện lợi nhuận. Theo Bhatia & Gulati (2020), tốc độ tăng trưởng GDP đóng vai trò quan trọng trong việc ảnh hưởng đến lợi nhuận ngân hàng, đặc biệt là tại các nền kinh tế đang phát triển.

Cuối cùng, chỉ số giá tiêu dùng (CPI) được sử dụng để đo lường mức độ lạm phát và sự thay đổi của giá cả trong nền kinh tế. Khi CPI tăng, lãi suất có xu hướng gia tăng, kéo theo chi phí vốn và rủi ro tín dụng cao hơn, từ đó có thể ảnh hưởng đến HQHĐ ngân hàng. Cheng (2008) đã nghiên cứu về tác động của lạm phát đến cấu trúc rủi ro tín dụng của ngân hàng và chỉ ra rằng điều này có thể làm thay đổi lợi nhuận của họ.

## 2.2. Phương pháp nghiên cứu

Các phương pháp hồi quy truyền thống như POLS, FEM và REM thường được áp dụng trong phân tích dữ liệu bảng. Chúng dựa trên giả định rằng không tồn tại tự tương quan và phương sai của sai số đồng nhất, giúp đảm bảo tính hiệu quả của ước lượng. Tuy nhiên, trong thực tế, mô hình có thể gặp phải các vấn đề như tự tương quan hoặc phương sai sai số không đồng nhất, khiến cho các phương pháp này trở nên kém phù hợp. Khi đó, việc sử dụng những phương pháp hồi quy truyền thống có thể dẫn đến ước lượng không chính xác và kém hiệu quả. Để khắc phục những hạn chế này, cần áp dụng phương pháp ước lượng thay thế. Cụ thể, theo Greene (2008) chỉ ra rằng sử dụng kỹ thuật FGLS sẽ nhằm xử lý hiện tượng phương sai sai số thay đổi và tự tương quan, giúp cải thiện độ chính xác và độ tin cậy của kết quả ước lượng.

## 2.3. Nguồn dữ liệu và phương pháp lấy mẫu/thu thập dữ liệu

Nghiên cứu này sử dụng dữ liệu thu thập từ báo cáo tài chính công khai của các NHTM tại Việt Nam trong giai đoạn 2007–2019. Các ngân hàng được lựa chọn bao gồm các NHTM đang hoạt động tại Việt Nam, bao gồm cả ngân hàng sở hữu Nhà nước và ngân hàng cung cấp đầy đủ thông tin tài chính trong khoảng thời gian nghiên cứu.

Nguồn dữ liệu được thu thập từ các báo cáo thường niên đáng tin cậy của ngân hàng, báo cáo tài chính hàng năm cũng như dữ liệu từ Ngân hàng NNVN. Mẫu nghiên cứu cuối cùng bao gồm 32 NHTM tại Việt Nam với tổng cộng 384 quan sát. Toàn bộ dữ liệu trong nghiên cứu được xử lý bằng kỹ thuật winsor hóa ở mức phân vị 1% và 99% để loại bỏ ảnh hưởng của các giá trị ngoại lai đối với các biến liên tục.

## 3. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

### 3.1. Thống kê mô tả và ma trận tương quan

Dữ liệu thống kê từ Bảng 2 cho thấy ROA1 (lợi nhuận sau thuế trên tổng tài sản) có giá trị trung bình là 0,00864 với độ lệch chuẩn 0,00604. Trong khi đó, ROA2 (lợi nhuận trước thuế trên tổng tài sản) đạt mức trung bình 0,01117 và độ lệch chuẩn 0,00781.

Bên cạnh đó, QM HĐQT (BS) có giá trị trung bình 7,11316, với giá trị nhỏ nhất là 4 và lớn nhất là 12, phản ánh sự khác biệt đáng kể giữa các ngân hàng trong cơ cấu quản trị. Về quy mô ngân hàng (SIZE), giá trị trung bình ghi nhận là 31,85873.

Đối với EQU (tỷ lệ vốn chủ sở hữu), giá trị trung bình được xác định ở mức 0,10497. Cuối cùng, số năm hoạt động của ngân hàng (AGE) có giá trị trung bình là 2,89734.

**Bảng 2.** Thống kê mô tả

STATS	ROA1	ROA2	BS	SIZE	LOAN	EQU	AGE	GDPG	CPI
<b>Số quan sát</b>	420	420	43	421	398	421	453	462	462
<b>Trung bình</b>	0,00864	0,01117	7,11316	31,85873	0,54316	0,10497	2,89734	6,49357	7,60051
<b>Trung vị</b>	0,00761	0,00971	7	31,90549	0,56094	0,08799	2,99573	6,55500	6,65482
<b>Độ lệch chuẩn</b>	0,00604	0,00781	1,84055	1,38388	0,13727	0,06146	0,57984	0,68718	6,05458
<b>Giá trị nhỏ nhất</b>	0,00010	0,00015	4	28,34221	0,11384	0,04003	0,69314	5,40000	0,63120
<b>Giá trị lớn nhất</b>	0,02665	0,03380	12	34,75446	0,79987	0,38484	4,06044	7,46000	23,11545

Nguồn: kết quả phân tích từ Stata.

**Bảng 3.** Ma trận hệ số tương quan giữa các biến

BIẾN	ROA1	ROA2	BS	SIZE	LOAN	EQU	AGE	GDPG	CPI
<b>ROA1</b>	1								
<b>ROA2</b>	0,99490*	1							
<b>BS</b>	0,11130*	0,10300*	1						
<b>SIZE</b>	-0,19940*	-0,22250*	0,40810*	1					
<b>LOAN</b>	-0,01200	-,000080	0,07430	0,25650*	1				
<b>EQU</b>	0,39400*	0,40900*	-0,20210*	-0,71630*	-0,14770*	1			
<b>AGE</b>	-0,15350*	-0,14060*	0,23370*	0,57100*	0,36790*	-0,352280*	1		
<b>GDPG</b>	-0,04630	-0,04870	0,01580	0,19990*	0,22360*	-0,20540*	0,19530*	1	
<b>CPI</b>	0,28010	0,29450*	-0,09000	-0,30260*	-0,21590*	0,28980*	-0,22690*	-0,46860*	1

Nguồn: kết quả phân tích từ Stata.

Hệ số tương quan Pearson giữa các biến độc lập trong Bảng 3 đều có giá trị dưới 0,8, cho thấy mức độ tương quan giữa các biến không quá cao trong mô hình nghiên cứu. Theo quy tắc ngón tay cái của Klein (1962) “khi hệ số tương quan giữa các biến độc lập không vượt quá 0.8” thì hiện tượng đa cộng tuyến trong mô hình là thấp.

### 3.2. Kết quả hồi quy

**Bảng 4:** Kết quả ước lượng bằng kỹ thuật ước lượng bình phương bé nhất gộp (Pooled OLS)

BIẾN	Mô hình	
	ROA1 <sub>i,t</sub>	ROA2 <sub>i,t</sub>
	1	2
<b>BS</b> <sub>i,t</sub>	0,00220**	0,00250*
	(0,0011)	(0,00135)
<b>BSS</b> <sub>i,t</sub>	-0,00010	-0,00012
	(0,0001)	(0,00009)
<b>SIZE</b> <sub>i,t</sub>	0,00100***	0,00108**
	(0,0003)	(0,00044)
<b>LOAN</b> <sub>i,t</sub>	0,00210	0,00328
	(0,0022)	(0,00276)
<b>EQU</b> <sub>i,t</sub>	0,05160***	0,06559***
	(0,0066)	(0,00841)
<b>AGE</b> <sub>i,t</sub>	-0,00140**	-0,00121
	(0,0006)	(0,00077)
<b>GDPG</b>	0,00130***	0,00164***
	(0,0004)	(0,00057)
<b>CPI</b>	0,00030***	0,00039***
	0,000	0,000
<b>Hàng số</b>	-0,04700***	-0,05304***
	(0,0118)	(0,01511)
<b>Số quan sát</b>	384	384
<b>R-squared</b>	0,271	0,280

Nguồn: kết quả phân tích từ Stata.

Bảng 4 thể hiện kết quả ước lượng sử dụng phương pháp POLS, tuy nhiên, phương pháp này chưa thể kiểm soát đầy đủ các yếu tố đặc thù của từng ngân hàng, dẫn đến khả năng xuất hiện sai lệch trong ước lượng. Do đó, nghiên cứu tiếp tục thực hiện kiểm định bằng FEM nhằm loại bỏ ảnh hưởng của các yếu tố cố định theo từng ngân hàng, giúp đảm bảo tính chính xác cao hơn cho kết quả nghiên cứu.

**Bảng 5:** Kết quả ước lượng bằng kỹ thuật ước lượng ảnh hưởng cố định (FEM)

BIẾN	Mô hình	
	ROA1 <sub>i,t</sub>	ROA2 <sub>i,t</sub>
	1	2
<b>BS<sub>i,t</sub></b>	0,00110	0,00122
	(0,0010)	(0,00134)
<b>BSS<sub>i,t</sub></b>	-0,00000	-0,00005
	(0,0001)	(0,00009)
<b>SIZE<sub>i,t</sub></b>	0,00050	0,00020
	(0,0005)	(0,00070)
<b>LOAN<sub>i,t</sub></b>	0,00480*	0,00686*
	(0,0027)	(0,00349)
<b>EQU<sub>i,t</sub></b>	0,03870***	0,04835***
	(0,0063)	(0,00807)
<b>AGE<sub>i,t</sub></b>	-0,00640***	-0,00753***
	(0,0016)	(0,00205)
<b>GDPG</b>	0,00180***	0,00230***
	(0,0004)	(0,00050)
<b>CPI</b>	0,00020***	0,00026***
	(0,0000)	(0,00006)
<b>Hàng số</b>	-0,01470	-0,00508
	(0,0159)	(0,02039)
<b>Số quan sát</b>	384	384
<b>R-squared</b>	0,328	0,344
<b>Số ngân hàng</b>	32	32

Nguồn: kết quả phân tích từ Stata.

Hệ số ước lượng của QM HĐQT (BS) trong mô hình ROA1 có giá trị 0,00110 và trong mô hình ROA2 là 0,00122, cho thấy mối quan hệ cùng chiều giữa QM HĐQT và HQHĐ ngân hàng, nhưng không đạt mức ý nghĩa thống kê. Điều này cho thấy chưa có đủ bằng chứng chắc chắn để khẳng định tác động của QM HĐQT đến HQHĐ khi đã kiểm soát các yếu tố đặc thù theo từng ngân hàng.

Hệ số ước lượng của BSS (bình phương QM HĐQT) được ghi nhận bằng 0, với giá trị -0,00000 trong mô hình ROA1 và -0,00005 trong ROA2, cho thấy không có dấu hiệu rõ ràng về mối quan hệ phi tuyến giữa QM HĐQT và HQHĐ khi sử dụng phương pháp FEM.

Ngoài ra, nghiên cứu thực hiện kiểm định để đánh giá mức độ phù hợp của mô hình cũng như ý nghĩa thống kê của nhóm biến liên quan. Kiểm định Wald được áp dụng nhằm xác định liệu các biến độc lập có tác động đến biến phụ thuộc hay không.

**Bảng 6:** Kiểm định Wald test

Kiểm định Modified Wald	Mô hình	
	ROA1	ROA2
Chi2 (32)	597,30	420,72
Prob > Chi2	0,0000	0,0000
Kết luận	Có hiện tượng phương sai thay đổi	

Nguồn: kết quả phân tích từ Stata.

Kết quả kiểm định Modified Wald xác nhận sự xuất hiện của hiện tượng phương sai sai số thay đổi trong mô hình hồi quy. Để đánh giá mức độ phù hợp của phương pháp này, nghiên cứu tiếp tục trình bày kết quả hồi quy theo phương pháp ước lượng ảnh hưởng ngẫu nhiên (REM). Việc này giúp so sánh và phân tích tác động của QM HĐQT đến HQHĐ ngân hàng trong bối cảnh đã điều chỉnh vấn đề phương sai sai số thay đổi.

**Bảng 7:** Kết quả ước lượng bằng kỹ thuật ước lượng ảnh hưởng ngẫu nhiên (REM)

BIẾN	Mô hình	
	ROA1 <sub>i,t</sub>	ROA2 <sub>i,t</sub>
	1	2
<b>BS<sub>i,t</sub></b>	0,00120	0,00135
	(0,0010)	(0,00131)
<b>BSS<sub>i,t</sub></b>	-0,00010	-0,00005
	(0,0001)	(0,00009)
<b>SIZE<sub>i,t</sub></b>	0,00040	0,00017
	(0,0004)	(0,00056)
<b>LOAN<sub>i,t</sub></b>	0,00380	0,00547*
	(0,0025)	(0,00321)
<b>EQU<sub>i,t</sub></b>	0,04320***	0,05452***
	(0,0062)	(0,00798)
<b>AGE<sub>i,t</sub></b>	-0,00300***	-0,00314**
	(0,0010)	(0,00128)
<b>GDPG</b>	0,00150***	0,00194***
	(0,0004)	(0,00050)
<b>CPI</b>	0,00020***	0,00033***
	(0,0000)	(0,00006)
<b>Hàng số</b>	-0,02050	-0,01587
	(0,0137)	(0,01752)
<b>Số quan sát</b>	384	384
<b>Số ngân hàng</b>	32	32

Nguồn: kết quả phân tích từ Stata.

Hệ số ước lượng của QM HĐQT (BS) trong mô hình ROA1 là 0,00120 và trong mô hình ROA2 là 0,00135, nhưng không có ý nghĩa thống kê, cho thấy rằng QM HĐQT không có mối quan hệ rõ ràng với HQHĐ của ngân hàng trong mô hình REM. Khi kiểm tra mối quan hệ phi tuyến, biến BSS (bình phương của BS) có hệ số -0,00010 trong ROA1 và -0,00005 trong ROA2, nhưng cũng không có ý nghĩa thống kê, phản ánh rằng không có bằng chứng rõ ràng về QM HĐQT tối ưu trong mô hình REM.

Một bước quan trọng trong quá trình đánh giá tính phù hợp của mô hình hồi quy là xác định liệu kỹ thuật REM có thực sự là phương pháp tối ưu so với kỹ thuật POLS. Để kiểm định điều này, Breusch và Pagan test được thực hiện nhằm xác định liệu có sự tồn tại của hiện tượng phương sai thay đổi theo nhóm giữa các ngân hàng hay không.

**Bảng 8:** Breusch và Pagan test

Phương pháp kiểm định	Biến phụ thuộc	Chibar2(01)	Giá trị P_value	Kết luận
Breusch và Pagan Lagrangian test	ROA1	108,47	0,0000 < 0,05	Xảy ra hiện tượng phương sai thay đổi
	ROA2	206,65	0,0000 < 0,05	

Nguồn: kết quả phân tích từ Stata.

Kết quả từ Bảng 8 xác nhận rằng hiện tượng phương sai sai số thay đổi theo nhóm là có tồn tại. Ngoài ra, sai số trong mô hình có thể có mối tương quan theo thời gian, điều này làm tăng nguy cơ sai lệch và làm giảm độ chính xác của ước lượng. Để kiểm tra vấn đề này, kiểm định Wooldridge tiếp tục được thực hiện nhằm xác định xem có hiện tượng tự tương quan trong dữ liệu hay không.

**Bảng 9:** Kiểm định Wooldridge

Phương pháp kiểm định	Biến phụ thuộc	Giá trị F	P_value	Kết luận
Wooldridge test	ROA1	14,462	0,0005 < 0,05	Có hiện tượng tự tương quan
	ROA2	14,719	0,0006 < 0,05	Có hiện tượng tự tương quan

Nguồn: kết quả phân tích từ Stata.

Bảng 9 cho thấy có tồn tại hiện tượng tự tương quan giữa các quan sát. Để khắc phục vấn đề này, một trong những phương pháp phù hợp là sử dụng kỹ thuật FGLS. Phương pháp này giúp điều chỉnh sai số trong mô hình khi có cả hiện tượng phương sai sai số thay đổi và tự tương quan, từ đó nâng cao độ tin cậy của hệ số hồi quy. Khi đánh giá tác động của QM HĐQT đến HQHĐ của các NHTM tại Việt Nam, việc áp dụng FGLS giúp đảm bảo rằng ước lượng mô hình không bị ảnh hưởng bởi các vấn đề kỹ thuật trong dữ liệu bảng.

**Bảng 10:** Kết quả ước lượng bằng kỹ thuật ước lượng bình phương tối thiểu tổng quát khả thi (FGLS)

BIẾN	Mô hình	
	ROA1 <sub>i,t</sub>	ROA2 <sub>i,t</sub>
	1	2
<b>BS<sub>i,t</sub></b>	0,00190***	0,00232**
	(0,0007)	(0,00094)
<b>BSS<sub>i,t</sub></b>	-0,00010**	-0,00012**
	(0,0000)	(0,00006)
<b>SIZE<sub>i,t</sub></b>	0,00010	-0,00010
	(0,0003)	(0,00044)
<b>LOAN<sub>i,t</sub></b>	0,00100	0,00109
	(0,0022)	(0,00286)
<b>EQU<sub>i,t</sub></b>	0,03340***	0,04529***
	(0,0059)	(0,00759)
<b>AGE<sub>i,t</sub></b>	-0,00100	-0,00094
	(0,0007)	(0,00083)
<b>GDPG</b>	0,00060**	0,00085**
	(0,0003)	(0,00039)
<b>CPI</b>	0,00010*	0,00008**
	(0,0000)	(0,00004)
<b>Hàng số</b>	-0,00760	-0,00453
	(0,0106)	(0,01361)
<b>Số quan sát</b>	384	384
<b>Số ngân hàng</b>	32	32

Nguồn: kết quả phân tích từ Stata.

Bảng 10 trình bày kết quả hồi quy sử dụng phương pháp FGLS nhằm đánh giá mối quan hệ phi tuyến giữa QM HĐQT và HQHĐ của các NHTM tại Việt Nam. Hai mô hình (1) và (2) báo cáo kết quả ước lượng đối với biến phụ thuộc, bao gồm ROA1 (thu nhập sau thuế trên tổng tài sản) và ROA2 (thu nhập trước thuế trên tổng tài sản).

Dựa trên giả thuyết nghiên cứu H1, nghiên cứu này xem xét mối quan hệ phi tuyến giữa QM HĐQT và HQHĐ của các NHTM tại Việt Nam, đồng thời phân tích hệ số ước lượng kỳ vọng của các biến trong mô hình.

Để xác định mức tối ưu của QM HĐQT (BOARDSIZE) – tức là điểm mà tại đó tác động của biến này đến HQHĐ ngân hàng (ROA) chuyển từ tích cực sang tiêu cực trong mối quan hệ phi tuyến có dạng chữ U ngược – nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy bậc hai với phương trình như sau:

$$y = ax^2 + bx + c$$

Trong đó:

y: Biến phụ thuộc, đại diện cho HQHĐ của ngân hàng (ROA).

x: Biến độc lập, đại diện cho QM HĐQT (BOARDSIZE).

a, b, c: Các hệ số hồi quy của phương trình.

Theo lý thuyết toán học, đỉnh của một hàm bậc hai có dạng hình chữ U ngược được xác định theo công thức:

$$x = (-b)/2a$$

Công thức này giúp xác định quy mô QM HĐQT tối ưu, tại đó ảnh hưởng của BOARDSIZE đến HQHĐ ngân hàng đạt mức cao nhất. Giá trị này đóng vai trò quan trọng trong việc thiết lập cấu trúc quản trị hợp lý, cho phép ngân hàng cân đối giữa việc gia tăng số lượng thành viên nhằm nâng cao hiệu quả giám sát và tránh những hạn chế do bộ máy quản trị trở nên quá cồng kềnh. Việc duy trì QM HĐQT ở mức phù hợp có thể giúp tối ưu hóa hiệu quả hoạt động và đảm bảo tính linh hoạt trong quản trị ngân hàng.

Trong đó:

x: QM HĐQT tối ưu.

a: Hệ số của  $BOARDSIZE^2$  (biến bình phương của QM HĐQT).

b: Hệ số của BOARDSIZE.

Việc xác định mức tối ưu của QM HĐQT đóng vai trò quan trọng trong việc cung cấp cơ sở thực tiễn để các ngân hàng điều chỉnh quy mô hội đồng một cách phù hợp. Điều này giúp nâng cao HQHĐ trong bối cảnh các NHTM tại Việt Nam đang phải thích ứng với những thách thức từ quá trình hội nhập quốc tế. Hội đồng quản trị không chỉ đảm nhiệm chức năng quản trị nội bộ mà còn có ảnh hưởng trực tiếp đến HQHĐ cũng như khả năng cạnh tranh của ngân hàng trên thị trường.

Áp dụng cho (ROA1). Từ bảng kết quả FGLS ta xác định:

$$a_{ROA1} = -0,00010$$

$$b_{ROA1} = 0,00190$$

$$x_1 = (-0,00190)/(2 \times (-0,00010)) = 9,5$$

Áp dụng cho (ROA2). Từ bảng kết quả FGLS ta xác định:

$$a_{ROA2} = -0,00012$$

$$b_{ROA2} = 0,00232$$

$$x_1 = (-0,00232)/(2 \times (-0,00012)) = 9,6$$

Kết quả từ phương pháp ước lượng FGLS cho thấy mối quan hệ phi tuyến giữa quy mô HĐQT và HQHĐ ngân hàng, thể hiện thông qua giá trị tối ưu được tính toán. Cụ thể, khi áp dụng công thức xác định điểm cực đại trong mối quan hệ phi tuyến, quy mô HĐQT tối ưu được ước tính là 9,5 thành viên đối với ROA1 và 9,6 thành viên đối với ROA2. Điều này cho thấy rằng HQHĐ ngân hàng đạt mức cao nhất khi QM HĐQT tăng đến một ngưỡng nhất định là 9 thành viên, trước khi xu hướng tác động có sự thay đổi.

### 3.3. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Nghiên cứu này cung cấp bằng chứng thực nghiệm về mối quan hệ phi tuyến dạng chữ U ngược giữa QM HĐQT và HQHĐ của ngân hàng, với quy mô tối ưu của HĐQT được xác định vào khoảng 9 thành viên. Khi QM HĐQT gia tăng đến mức này, HQHĐ ngân hàng có xu hướng cải thiện nhờ khả năng giám sát hiệu quả hơn và chuyên môn hóa tốt hơn.

Tuy nhiên, nếu QM HĐQT tiếp tục mở rộng vượt quá mức tối ưu, tác động tích cực giữa QM HĐQT và HQHĐ giảm dần do chi phí quản trị gia tăng và sự chậm trễ trong quá trình ra quyết định. Do đó, kết quả nghiên cứu này phù hợp với giả thuyết H1, khẳng định mối quan hệ phi tuyến giữa QM HĐQT và HQHĐ của các NHTM tại Việt Nam.

Kết quả từ nghiên cứu này đóng góp vai trò quan trọng trong việc củng cố các lý thuyết về quản trị doanh nghiệp trong việc giám sát và điều hành nhằm nâng cao hiệu quả hoạt động của ngân hàng. Khi QM HĐQT mở rộng, có thể giúp ngân hàng hoạt động tốt hơn nhờ việc tăng cường giám sát và đa dạng hóa chuyên môn. Ngược lại, khi QM HĐQT vượt quá một ngưỡng tối ưu, HQHĐ có thể bị ảnh hưởng tiêu cực do sự phức tạp trong quản trị, chi phí gia tăng và giảm tính linh hoạt trong điều hành.

Kết quả này nhấn mạnh tầm quan trọng của việc xác định quy mô HĐQT hợp lý để tối ưu hóa HQHĐ của NHTM.

Kết quả nghiên cứu phù hợp với Luật Các tổ chức tín dụng 2024 “quy định về số lượng thành viên HĐQT của tổ chức tín dụng là công ty cổ phần từ 5 đến 11 người” và các nghiên cứu trước đây như Mohamed Belkhir (2009), Pathan & Faff (2013). Bên cạnh đó kết quả nghiên cứu cũng bổ sung bằng chứng thực nghiệm về QM HĐQT tối ưu và thống nhất với Andres & Vallelado (2008) và Cheng (2008).

#### 4. KẾT LUẬN

Qua phân tích kết quả nghiên cứu, sử dụng kỹ thuật FGLS dựa trên dữ liệu từ 32 NHTM tại Việt Nam trong giai đoạn 2007 - 2019. Kết quả nghiên cứu cho thấy tồn tại mối quan hệ phi tuyến giữa QM HĐQT và HQHĐ của các NHTM tại Việt Nam, có dạng hình chữ U ngược (inverted U-shaped). Cụ thể, khi QM HĐQT tăng lên, HQHĐ ngân hàng cũng được cải thiện nhờ nâng cao khả năng giám sát và đa dạng hóa chuyên môn. Tuy nhiên, khi QM HĐQT vượt quá ngưỡng tối ưu là 9 thành viên, HQHĐ có xu hướng giảm sút.

Kết quả của nghiên cứu này cung cấp hàm ý quan trọng cho quản trị ngân hàng, khẳng định rằng QM HĐQT hợp lý là 9 thành viên có tác động tích cực đến HQHĐ của các NHTM. Đồng thời, nghiên cứu nhấn mạnh rằng chất lượng thành viên HĐQT quan trọng hơn số lượng, cho thấy việc bổ nhiệm thành viên hội đồng cần dựa trên năng lực chuyên môn và khả năng giám sát, thay vì chỉ tập trung vào mở rộng QM HĐQT.

Ngoài những đóng góp trong quản trị ngân hàng, nghiên cứu này cũng đưa ra hàm ý chính sách quan trọng đối với khung pháp lý về quản trị ngân hàng tại Việt Nam. Cụ thể, các cơ quan quản lý có thể xem xét xây dựng các quy định rõ ràng hơn về quy mô tối ưu của HĐQT nhằm giúp các NHTM cân bằng giữa tính đa dạng chuyên môn và hiệu quả ra quyết định, từ đó nâng cao chất lượng quản trị doanh nghiệp trong ngành ngân hàng.

#### TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Andres, P., & Vallelado, E. (2008). Corporate governance in banking: The role of the board of directors. *Journal of Banking & Finance*, 32(12), 2570-2580.
- [2] Belkhir, M. (2009). Board of directors' size and performance in the banking industry. *International Journal of Managerial Finance*, 5(2), 201-221.
- [3] Bhatia, S., & Gulati, R. (2020). Impact of macroeconomic factors on bank profitability: Evidence from BRICS nations. *Economic Modelling*, 91, 487-499.
- [4] Bonn, I. (2004). Board structure and firm performance: Evidence from Australia. *Journal of the Australian and New Zealand Academy of Management*, 10(1), 14-24.
- [5] Carpenter, M. A., & Westphal, J. D. (2001). The strategic context of external network ties: Examining the impact of director appointments on board involvement in strategic decision making. *Academy of Management Journal*, 44(4), 639-660.
- [6] Cheng, M. (2008). Inflation and bank risk-taking behavior. *Journal of Economic Studies*, 35(3), 207-221.
- [7] Cheng, S. (2008). Board size and the variability of corporate performance. *Journal of Financial Economics*, 87(1), 157-176.
- [8] Chu Thị Thu Thủy (2020). Quy mô hội đồng quản trị và hiệu quả hoạt động doanh nghiệp: Bằng chứng thực nghiệm tại Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 278(2), 23-34.
- [9] Davis, J. H., Schoorman, F. D., & Donaldson, L. (1997). Toward a stewardship theory of management. *Academy of Management Review*, 22(1), 20-47.
- [10] Donaldson, L. (1990). The ethereal hand: Organizational economics and management theory. *Academy of Management Review*, 15(3), 369-381.
- [11] Donaldson, L., & Davis, J. H. (1991). Stewardship theory or agency theory: CEO governance and shareholder returns. *Australian Journal of Management*, 16(1), 49-64.
- [12] Fama, E. F. (1980). Agency problems and the theory of the firm. *Journal of Political Economy*, 88(2), 288-307.
- [13] Fama, E. F., & Jensen, M. C. (1983). Separation of ownership and control. *Journal of Law and Economics*, 26(2), 301-325.
- [14] Greene, W. H. (2008). *Econometric analysis* (6th ed., pp. 168-172). Pearson Prentice Hall
- [15] Jensen, M. C. (1993). The modern industrial revolution, exit, and the failure of internal control systems. *Journal of Finance*, 48(3), 831-880.
- [16] Kiều Anh Khoa & Nguyễn Bá Hoàng (2022). Ảnh hưởng của quy mô hội đồng quản trị đến hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế & Quản trị Kinh doanh*, 40(4), 45-58.
- [17] Klein, L. (1962). *An Introduction to Econometrics*. Prentice-Hall.
- [18] Mayur, M., & Saravanan, P. (2017). Board characteristics and bank performance in India. *International Journal of Corporate Governance*, 8(1), 1-21.
- [19] Pathan, S., & Faff, R. (2013). Does board structure in banks really affect their performance? *Journal of Banking & Finance*, 37(5), 1573-1589.
- [20] Quốc hội nước Cộng hòa Xã hội Chủ nghĩa Việt Nam (2024). Luật Các tổ chức tín dụng (Luật số 32/2024/QH15). Hà Nội: Nhà xuất bản Chính trị Quốc gia.
- [21] Rashid, A. (2018). Board independence and firm performance: Evidence from Bangladesh. *Future Business Journal*, 4(1), 34-49.