

TÁC ĐỘNG CỦA CẤU TRÚC SỞ HỮU VỐN ĐẾN HIỆU QUẢ HOẠT ĐỘNG: BẰNG CHỨNG THỰC NGHIỆM TẠI CÁC CÔNG TY NGÀNH NĂNG LƯỢNG TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

Đỗ Thụy Uyên Nhi

Nguyễn Thị Vững

Trường Đại học Đồng Nai

*Tác giả liên hệ: Đỗ Thụy Uyên Nhi – Email: dothuyuyennhi11@gmail.com

(Ngày nhận bài: 9/3/2026, ngày nhận bài chỉnh sửa: 28/3/2026, ngày duyệt đăng: 2/4/2026)

TÓM TẮT

Nghiên cứu thu thập dữ liệu từ 51 công ty ngành năng lượng trên thị trường chứng khoán Việt Nam giai đoạn từ năm 2020 đến năm 2024 nhằm mục đích phân tích tác động của cấu trúc sở hữu đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp ngành năng lượng tại Việt Nam. Kết quả nghiên cứu cho thấy sở hữu của nhà quản lý không tác động đáng kể về mặt thống kê đến ROA nhưng có tác động tiêu cực và có ý nghĩa thống kê với ROE. Ngược lại, sở hữu của cổ đông tổ chức tác động tiêu cực đến ROA nhưng không có ảnh hưởng đến ROE. Sở hữu của cổ đông nhà nước lại có tác động tích cực và mạnh mẽ tới cả hai chỉ số ROE và ROA. Cuối cùng, sở hữu của cổ đông lớn không có ý nghĩa thống kê với ROA nhưng thể hiện tác động tích cực tới ROE. Kết quả nghiên cứu cho thấy cấu trúc sở hữu có vai trò then chốt trong việc cải thiện hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp ngành năng lượng.

Từ khóa: Cấu trúc sở hữu; hiệu quả hoạt động; ngành năng lượng; Việt Nam

1. Giới thiệu

Nhận thức được cấu trúc sở hữu vốn phù hợp không chỉ giúp tăng hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp lên mức tối đa mà còn đánh giá khả năng quản lý của nhà quản trị trong việc nâng cao hiệu quả quản trị và tối ưu hóa giá trị doanh nghiệp trong dài hạn (Boodhoo, 2009). Theo nghiên cứu của Shyu (2013), Aluchna và Kaminski (2017), Alkurdi và cộng sự (2021); Kirimi và cộng sự (2022), v.v..., cấu trúc sở hữu vốn là một trong những yếu tố có ảnh hưởng đáng kể đến hiệu quả hoạt động của một doanh nghiệp. Do đó các doanh nghiệp ngày càng nhận thức rõ tầm quan trọng của việc xây dựng một cấu trúc sở hữu hợp lý, nhằm nâng cao tính minh bạch thông tin doanh nghiệp công bố, giảm chi phí đại diện từ đó gia tăng hiệu quả hoạt động.

Tổng hợp các công trình nghiên cứu trong và ngoài nước về chủ đề nghiên cứu tác giả thấy rằng đa số các nghiên

cứu trước đây nghiên cứu chung về tất cả các công ty không phân biệt ngành nghề hoặc tập trung vào các công ty tài chính như ngân hàng hầu như ít đề cập về công ty phi tài chính ở một ngành cụ thể đặc biệt là công ty ngành năng lượng. Bên cạnh đó, các kết quả nghiên cứu chưa có sự đồng nhất cho thấy ở các quốc gia khác nhau, bối cảnh kinh tế khác nhau, đối tượng xem xét có các đặc điểm khác nhau, cách thức đo lường khác biệt sẽ cho ra kết quả tác động của cơ cấu sở hữu vốn đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp là khác nhau. Để bổ sung bằng chứng thực nghiệm về tác động của cấu trúc sở hữu vốn đến hiệu quả hoạt động, nhóm tác giả lựa chọn bối cảnh nghiên cứu tại các công ty ngành năng lượng.

Tại Việt Nam, ngành năng lượng hiện nay giữ vai trò then chốt trong nền kinh tế, do nhiều thành phần sở hữu và góp vốn nhằm đáp ứng nhu cầu về vốn để có thể hoạt động ổn định tạo ra sự đa dạng trong cấu trúc sở hữu vốn của

doanh nghiệp. Các nhóm cổ đông khác nhau sẽ có vai trò và quyền lợi cũng như lợi ích khác nhau ảnh hưởng đến quá trình ra quyết định, định hướng chiến lược, từ đó tạo ra động lực cải thiện hiệu quả hoạt động và cả những xung đột lợi ích tiềm ẩn (Al-Amarneh, 2014).

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Lý thuyết nền tảng

Lý thuyết đại diện (Agency Theory):

Lý thuyết đại diện của Jensen và Meckling (1976) đề cập người quản lý có động cơ tối đa hóa lợi ích cá nhân thay vì tối đa hóa giá trị doanh nghiệp và xung đột sẽ phát sinh khi có thông tin không đầy đủ và bất cân xứng giữa chủ thể và đại diện trong công ty. Healy và Palepu (2001) đã đề xuất cơ chế giám sát chặt chẽ, yêu cầu cung cấp thông tin minh bạch và khuyến khích quan tâm đến quyền lợi nhà quản lý để làm dịu dung hòa lợi ích giữa hai đối tượng này. Tuy nhiên, cấu trúc sở hữu khác nhau thường gây ra các xung đột đa tầng, mở rộng các vấn đề đại lý vượt ra ngoài mối quan hệ giữa người quản lý và cổ đông sang các tranh chấp giữa các nhóm cổ đông khác nhau (Young và cộng sự, 2008).

2.2. Phát triển giả thuyết

2.2.1. Sở hữu của nhà quản lý

Tỉ lệ sở hữu của nhà quản lý có mối quan hệ nghịch biến đáng kể với hiệu quả hoạt động do sự tồn tại của những tác động tiêu cực từ sự cố thủ, tư lợi dẫn đến quyết định quản trị kém của nhà quản lý trong các công ty tại Jordan (Alkurdi & cộng sự, 2021). Đồng quan điểm, Wahba (2014), Mohammed (2018) lập luận rằng các nhà quản lý tập trung tối đa hoá lợi ích cá nhân mà không quan tâm đến nhu cầu của cổ đông khác đồng thời sở hữu cổ phần của ban quản lý quá nhiều dẫn đến quyền kiểm soát lớn khiến cho họ có xu hướng bảo vệ vị trí và tài sản của mình, quyết định đầu tư thiếu đúng đắn làm cho các cổ đông khác lo

lãng lợi ích sẽ bị tổn hại. Điều này ảnh hưởng tiêu cực đến giá trị của doanh nghiệp và mức độ phát triển bền vững.

H1: Sở hữu của nhà quản lý tác động ngược chiều với hiệu quả hoạt động của công ty ngành năng lượng.

2.2.2. Sở hữu của cổ đông nhà nước

Nhờ sự giám sát và kiểm soát chặt chẽ của sở hữu nhà nước trong quy trình vận hành mà lợi ích của cổ đông thiểu số được bảo vệ, giảm bớt sự không chắc chắn về thông tin dẫn đến giảm chi phí đại diện và tăng hiệu quả hiệu quả hoạt động (Alruwaili & cộng sự, 2024). Không những vậy, với những ngành đặc thù thì vốn góp của nhà nước là một phần không thể thiếu, các công ty sẽ được bảo lãnh giúp tăng độ tin cậy, có lợi thế mở rộng mối quan hệ với các đối tác để tiếp cận vốn dài hạn với chi phí thấp, đầu tư các công nghệ hiện đại, giảm rủi ro bị phá sản từ đó nâng cao hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp (Do & Xin, 2014; Lâm Chí Dũng & Võ Hoàng Diễm Trinh, 2023).

H2: Sở hữu của cổ đông nhà nước tác động cùng chiều với hiệu quả hoạt động của công ty ngành năng lượng.

2.2.3. Sở hữu của cổ đông tổ chức

Bhattacharya và Graham (2007) chỉ ra rằng quyền sở hữu cổ phần của các tổ chức được nắm giữ bởi các nhà đầu tư chịu ràng buộc lợi ích với doanh nghiệp như công ty bảo hiểm, ngân hàng ảnh hưởng tiêu cực đến hiệu suất công ty. Cũng cho kết quả tương tự, nghiên cứu của Lin và Fu (2017) kết luận rằng các cổ đông tổ chức nước ngoài có quy mô lớn, ít bị ràng buộc bởi các mối quan hệ lợi ích có tác động tích cực hơn đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp so với các cổ đông tổ chức trong nước, quy mô nhỏ và nhạy cảm với áp lực. Các nhà đầu tư ngắn hạn tìm kiếm lợi nhuận ngắn hạn có thể gây áp lực lên các nhà quản lý để họ điều chỉnh lợi nhuận.

H3: Sở hữu của cổ đông tổ chức tác động ngược chiều với hiệu quả hoạt động của công ty ngành năng lượng

2.2.4. Sở hữu của cổ đông lớn

Cổ đông lớn có vai trò quan trọng đem lại hiệu quả cho doanh nghiệp. Đặc biệt, với công ty trọng điểm có ý nghĩa kinh tế cao, mang tính độc quyền, cổ đông lớn là người bổ sung nguồn vốn, mạng lưới quan hệ với các đối tác dày dặn kinh nghiệm quản trị, có động cơ mạnh mẽ trong việc giám sát ban điều hành và định hướng các chiến lược, từ đó đưa hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp đi lên, gia tăng giá trị trong dài hạn (Alqirem & cộng sự, 2020; Al-Amarneh, 2014; Won & Ryu, 2017).

H4: Sở hữu của cổ đông lớn tác động cùng chiều đến hiệu quả hoạt động của công ty ngành năng lượng.

2.3. Mô hình nghiên cứu

Kế thừa các nghiên cứu của Alkurdi và cộng sự (2021), Kirimi và cộng sự (2022), Alqirem và cộng sự (2020), để kiểm định giả thuyết nghiên cứu về tác động của các nhân tố trong cấu trúc sở hữu vốn đến hiệu quả hoạt động công ty ngành năng lượng, nhóm tác giả xây dựng mô hình hồi quy gồm 04 biến độc lập (sở hữu của nhà quản lý, sở hữu của cổ đông nhà nước, sở hữu của cổ đông lớn, sở hữu của cổ đông tổ chức), 02 biến kiểm soát (quy mô công ty và đòn bẩy tài chính), biến phụ thuộc là hiệu quả hoạt động được đo bằng chỉ số ROA và ROE, cụ thể như sau:

$$ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1 MAN_{it} + \beta_2 STA_{it} + \beta_3 INS_{it} + \beta_4 LAR_{it} +$$

$$\beta_5 SIZE_{it} + \beta_6 LEV_{it} + \varepsilon \quad (1)$$

$$ROE_{it} = \beta_0 + \beta_1 MAN_{it} +$$

$$\beta_2 STA_{it} + \beta_3 INS_{it} + \beta_4 LAR_{it} +$$

$$\beta_5 SIZE_{it} + \beta_6 LEV_{it} + \varepsilon \quad (2)$$

(Với $i=1,2,3,\dots,55$)

Trong đó:

β_i ($i=0,1,2,3,4,5,6$): Các hệ số của các biến trong mô hình, ROA_{it} : Tỷ suất lợi nhuận trên tổng tài sản của công ty

ngành năng lượng i năm t , ROE_{it} : Tỷ suất lợi nhuận trên VCSH của công ty ngành năng lượng i năm t , MAN_{it} : Sở hữu của nhà quản lý của công ty ngành năng lượng i năm t , LAR_{it} : Sở hữu của cổ đông lớn của công ty ngành năng lượng i năm t , INS_{it} : Sở hữu của cổ đông tổ chức của công ty ngành năng lượng i năm t , STA_{it} : Sở hữu của cổ đông NN của công ty ngành năng lượng i năm t , $SIZE_{it}$: Quy mô của công ty ngành năng lượng i năm t , LEV_{it} : Tỷ lệ đòn bẩy tài chính của công ty ngành năng lượng i năm t , ε_{it} : Sai số ước tính của mô hình.

3. Phương pháp nghiên cứu

Mẫu nghiên cứu bao gồm 51 công ty ngành năng lượng trên thị trường chứng khoán Việt Nam (HOSE, HNX và UPCOM) trong giai đoạn 5 năm (2020 – 2024). Sau khi sàng lọc, các doanh nghiệp đủ điều kiện làm mẫu nghiên cứu sẽ làm thành dữ liệu bảng (Panel Data) với số quan sát bằng 255. Dữ liệu sử dụng trong bài nghiên cứu là dữ liệu thứ cấp thu thập trên 03 sàn chứng khoán là HOSE, HNX và UPCOM thông qua các website đáng tin cậy như Vietstock Finance, Investing.com, CafeF, Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh và Sở Sở Giao dịch Chứng khoán Hà Nội trong 5 năm (2020 – 2024) bao gồm báo cáo tài chính, báo cáo thường niên, báo cáo quản trị và một số thông tin doanh nghiệp cùng thông tin tài chính khác.

Phương pháp nghiên cứu định lượng được sử dụng trong bài viết. Nhóm tác giả sử dụng phần mềm STATA 17 để phân tích và xử lý mô hình nghiên cứu trong dữ liệu bảng, tiến hành thực hiện theo các bước sau: (i) Thống kê mô tả được sử dụng để cung cấp cái nhìn tổng quan về các biến trong mô hình nghiên cứu; (ii) Phân tích hồi quy tuyến tính cho biết mối quan hệ giữa biến phụ thuộc và biến độc lập: Hồi quy theo phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS). Mô hình hồi quy các yếu tố tác động cố định

(FEM), mô hình hồi quy các yếu tố tác động ngẫu nhiên (REM). Dùng các kiểm định F-test, LM-test, Hausman-test để lựa chọn mô hình nào phù hợp hơn; (iii) Kiểm định tự tương quan, kiểm định phương sai, sai số thay đổi, cũng được sử dụng để kiểm tra độ vững của mô hình.

Trường hợp nếu mô hình trên xảy ra vi phạm các giả định, nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy tổng quát theo phương pháp bình phương bình phương tối thiểu tổng quát khả thi (FGLS) để ước lượng nhằm khắc phục chúng.

Bảng 1: Đo lường các biến nghiên cứu

STT	Kí hiệu	Tên biến	Cách đo lường	Nguồn
<i>Biến phụ thuộc</i>				
1	ROA	Tỉ suất sinh lợi trên tổng tài sản (%)	Lợi nhuận sau thuế/Tổng tài sản	Alipour (2013), Aluchna & Kaminski (2017), Do & Xin (2014)
2	ROE	Tỉ suất sinh lợi trên vốn chủ sở hữu (%)	Lợi nhuận sau thuế/Vốn chủ sở hữu	
<i>Biến độc lập</i>				
1	MAN	Sở hữu của nhà quản lí	Tỉ lệ cổ phần do nhà quản lí bao gồm HĐQT có tham gia điều hành/Ban Giám đốc sở hữu	Shuto & Takada (2010); Short & Keasey (1998)
2	LAR	Sở hữu của cổ đông lớn	Tỉ lệ cổ phần do cổ đông lớn (cổ đông sở hữu từ 5% trở lên số cổ phiếu có quyền biểu quyết) sở hữu	Cullinan & cộng sự (2012); Kang & Kim (2012)
3	INS	Sở hữu của cổ đông tổ chức	Tỉ lệ cổ phần do cổ đông tổ chức sở hữu	Ahmed & Duellman (2007); Alipour (2013)
4	STA	Sở hữu của cổ đông nhà nước	Tỉ lệ cổ phần do cổ đông nhà nước sở hữu	Mohammed & cộng sự (2017); Aluchna & Kaminski (2017)
<i>Biến kiểm soát</i>				
1	SIZE	Quy mô công ty	Logarit cơ số e của Tổng tài sản (Ln(Tổng tài sản))	Shyu (2013)
2	LEV	Đòn bẩy tài chính	Tổng nợ phải trả / Tổng tài sản	Yang & cộng sự (2013)

(Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp)

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả các biến nghiên cứu

Bảng 2: Thống kê mô tả các biến

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
ROA	255	0,0940	0,1564	-1,1484	0,9624
ROE	255	0,0417	0,0824	-0,2163	1,0189

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
MAN	255	9,6055	15,8055	0	70,34
LAR	255	66,7681	16,1954	24	96,19
INS	255	58,9112	25,6870	0	97,18
STA	255	49,3707	27,8369	0	98,19
SIZE	255	27,8033	1,7838	23,9221	32,1127
LEV	255	0,5470	0,2453	0,0785	1,5966

(Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp)

Bảng 2 trình bày số liệu thông kê mô tả trong mô hình với 255 quan sát. Biến ROA, ROE trung bình của các công ty năng lượng khá thấp, chỉ khoảng 9,4% và 4,2%. Điều này cho thấy các công ty ngành năng lượng thường có lợi nhuận khiêm tốn so với tổng tài sản và vốn chủ sở hữu đầu tư cũng chưa sinh lời cao, độ lệch chuẩn cao hơn giá trị trung bình cho thấy hiệu quả sử dụng tài sản và vốn chủ sở hữu của công ty ngành năng lượng có sự chênh lệch đáng kể. Các biến về quyền sở hữu bao gồm MAN với mức trung bình là 9,6%; LAR ở mức cao 66,76%; INS ở mức 58,91% và STA ở mức 49,37% phản ánh sự khác biệt đáng kể trong cơ cấu sở hữu cho thấy các công

ty ngành năng lượng có mức độ tập trung sở hữu ở cổ đông lớn cao.

4.2. Kết quả kiểm định giả thuyết nghiên cứu

Mô hình:

$$ROA = \beta_0 + \beta_1 MAN + \beta_2 STA + \beta_3 INS + \beta_4 LAR + \beta_5 SIZE + \beta_6 LEV + \varepsilon \quad (1)$$

$$ROE = \beta_0 + \beta_1 MAN + \beta_2 STA + \beta_3 INS + \beta_4 LAR + \beta_5 SIZE + \beta_6 LEV + \varepsilon \quad (2)$$

4.2.1. Kết quả phân tích mô hình với biến phụ thuộc ROA

4.2.1.1. Lựa chọn mô hình phù hợp

Từ kết quả tổng hợp các kiểm định so sánh 3 mô hình Pooled OLS, FEM, REM cho thấy ước lượng FEM là phù hợp nhất.

Bảng 3: Tổng hợp kết quả lựa chọn giữa Pooled OLS, FEM và REM

Kiểm định	Pooled OLS và FEM	Pooled OLS và REM	KẾT LUẬN
F-test	F(50, 198) = 1,66 Prob > F = 0,0082		
Breusch Pagan test	–	Chibar2 (01) = 1,19 Prob > Chibar2 = 0,1377	
Kết luận	Chọn FEM	Chọn Pooled OLS	Chọn FEM

(Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp từ phần mềm STATA 17)

Tiếp tục tiến hành kiểm tra về bốn giả định của mô hình: **Đa cộng tuyến:** tất cả các giá trị VIF của mỗi biến độc lập của mô hình đều nhỏ hơn 2, không xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến; **Phần dư có phân phối chuẩn:** Thông qua hình dạng của biểu đồ phân phối của phần dư cho thấy phần dư trong mô hình nghiên cứu này có phân phối chuẩn; **Phương sai sai số thay đổi:** giá trị Chi2 (51) = 87280,66 và Prob > chi2 = 0,0000 (có ý nghĩa thống kê ở mức 1%). Điều

này cho thấy mô hình này tồn tại hiện tượng phương sai thay đổi; **Tự tương quan (Wooldridge test):** cho thấy F(1,50)=3,697 và Prob > F = 0,0602 (có mức ý nghĩa thống kê > 5%). Như vậy, giả thuyết Ho: Không có tự tương quan bậc 1 được chấp nhận, nghĩa là mô hình không xảy ra hiện tượng tự tương quan bậc 1. Để khắc phục các vấn đề của mô hình nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy bình phương tối thiểu tổng quát khả thi (FGLS) để ước lượng.

4.2.1.2. Kết quả kiểm định giả thuyết nghiên cứu bằng mô hình hồi quy FGLS

Bảng 4: Kết quả hồi quy mô hình FGLS

Cross – sectional time – series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares

Panels: heteroskedastic

Correlation: no autocorrelation

Estimated covariances = 51

Number of obs = 255

Estimated autocorrelations = 0

Number of groups = 51

Estimated coefficients = 7

Time periods = 5

Wald chi2(5) = 62,38

Prob>chi2 = 0,0000

ROA	Coef.	Std. Err.	z	P > z	[95% Conf.	Interval]
MAN	-0,0001	0,0003	-0,46	0,649	-0,0007	0,0004
LAR	-0,0003	0,0003	-0,92	0,360	-0,0010	0,0004
INS	-0,0005	0,0003	-2,24	0,025	-0,0011	-0,0001
STA	0,0017	0,0003	7,42	0,000	0,0013	0,0022
SIZE	-0,0061	0,0026	-2,37	0,018	-0,0111	-0,0011
LEV	0,0469	0,0245	1,92	0,055	-0,0011	0,0949
_cons	0,2083	0,0692	3,01	0,003	0,0727	0,3440

(Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp từ phần mềm STATA 17)

Căn cứ vào kết quả phân tích theo bảng 4 cho thấy, nhân tố sở hữu của cổ đông nhà nước (STA) có ảnh hưởng mạnh mẽ và tích cực đến ROA ($P > z = 0,000$ và hệ số $\beta_2 = 0,0017$); INS có ảnh hưởng tiêu cực nhưng có ý nghĩa thống kê đến ROA ($P > z = 0,025$ và hệ số $\beta_3 = -0,0005$); hai biến MAN, LAR không có tác động đáng

kể đến ROA và không có ý nghĩa thống kê vì giá trị $P > z > 0,05$.

Kết quả mô hình với biến phụ thuộc ROA:

$$ROA = 0,0017 * STA - 0,0005 * INS - 0,0061 * SIZE + 0,0469 * LEV + 0,2083$$

Dựa vào kết quả phân tích ở trên, tác giả tổng hợp kết quả kiểm định giả thuyết nghiên cứu đã đề xuất như sau:

Bảng 5: Tổng hợp kết quả kiểm định các giả thuyết với biến phụ thuộc ROA

Giả thuyết	Nội dung giả thuyết	Kỳ vọng	Kết quả chiều tác động	Kết quả kiểm định giả thuyết
H1	MAN có tác động đến FP	(-)	0	Bác bỏ
H2	STA có tác động đến FP	(+)	(+)	Chấp nhận
H3	INS có tác động đến FP	(-)	(-)	Chấp nhận
H4	LAR có tác động đến FP	(+)	0	Bác bỏ

(Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp)

4.2.2. Kết quả phân tích mô hình với biến phụ thuộc ROE

4.2.2.1. Lựa chọn mô hình phù hợp

Từ kết quả tổng hợp các kiểm định do sánh 3 mô hình Pooled OLS, FEM, REM cho thấy ước lượng REM là phù hợp nhất.

Bảng 6: Tổng hợp kết quả lựa chọn giữa Pooled OLS, FEM và REM

Kiểm định	Pooled OLS và FEM	Pooled OLS và REM	FEM và REM
F – test	F(50,198)= 1,63 Prob>F = 0,0102		
Breusch – Pagan test		Chibar2 (01) = 4,35 Prob>Chibar2 = 0,0185	
Hausman test			Chi2 (6) = 4,99 Prob>chi2=0,5454
Kết luận	Chọn FEM	Chọn REM	Chọn REM

(Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp)

Tiếp tục tiến hành kiểm tra về bốn giả định của mô hình: **Đa cộng tuyến:** tất cả các giá trị VIF của mỗi biến độc lập của mô hình đều nhỏ hơn 2, không xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến; **Phần dư có phân phối chuẩn:** Thông qua hình dạng của biểu đồ phân phối của phần dư cho thấy phần dư trong mô hình nghiên cứu này có phân phối chuẩn; **Phương sai sai số thay đổi (Breusch – Pagan):** Chibar2 (01) = 4.35 và Prob > chibar2 = 0,0185 < 0,05 (có ý nghĩa thống kê ở mức 5%). Điều này cho thấy mô hình này tồn tại hiện

tượng phương sai thay đổi; **Tự tương quan (Wooldridge test):** F(1,50) = 3,315 và Prob > F = 0,0746 (có mức ý nghĩa thống kê > 5%). Như vậy, giả thuyết Ho: Không có tự tương quan bậc 1 được chấp nhận, nghĩa là mô hình không xảy ra hiện tượng tự tương quan bậc 1. Để khắc phục vi phạm các giả định, nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy bình phương tối thiểu tổng quát khả thi (FGLS) để ước lượng.

4.2.2.2. Kết quả kiểm định giả thuyết nghiên cứu bằng mô hình hồi quy FGLS

Bảng 7: Kết quả hồi quy mô hình FGLS

Cross – sectional time – series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares

Panels: heteroskedastic

Correlation: no autocorrelation

Estimated covariances = 51

Estimated autocorrelations = 0

Estimated coefficients = 7

Number of obs = 255

Number of groups = 51

Time periods = 5

Wald chi2(5) = 93,01

Prob>chi2 = 0,0000

ROE	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Interval]
MAN	-0,0003	0,0001	-2,46	0,014	-0,0005 -0,0001
LAR	0,0003	0,0002	1,89	0,059	-0,0000 0,0006
INS	-0,0002	0,0001	-1,60	0,109	-0,0004 0,0000
STA	0,0003	0,0001	3,30	0,001	0,0001 0,0005
SIZE	-0,0017	0,0013	-1,27	0,205	-0,0042 0,0009
LEV	-0,0636	0,0097	6,56	0,000	-0,0826 -0,0446
_cons	0,0965	0,0355	2,72	0,007	0,0268 0,1661

(Nguồn: Tác giả tổng hợp từ phần mềm STATA 17)

Kết quả phân tích theo bảng 7 cho thấy, nhân tố sở hữu của cổ đông nhà nước (STA), nhân tố sở hữu của cổ đông lớn (LAR) có ảnh hưởng mạnh mẽ và tích cực đến ROE ($P > z = 0,001$; $\beta_2 = 0,0003$ và $P > z = 0,059$; $\beta_4 = 0,0003$); nhân tố sở hữu của nhà quản lý (MAN) có ảnh hưởng tiêu cực nhưng có ý nghĩa thống kê đến ROE ($P > z = 0,014$; $\beta_1 = -0,0003$); nhân tố sở hữu của cổ đông tổ chức (INS)

không có tác động đáng kể về mặt thống kê đến ROE vì $P > z > 0,05$.

Kết quả mô hình với biến phụ thuộc ROE:

$$ROE = 0,0003 * STA + 0,0003 * LAR - 0,0003 * MAN - 0,0636 * LEV + 0,0965$$

Dựa vào kết quả phân tích ở trên, tác giả tổng hợp kết quả kiểm định giả thuyết nghiên cứu đã đề xuất như sau:

Bảng 8: Tổng hợp kết quả kiểm định các giả thuyết với biến phụ thuộc ROE

Giả thuyết	Nội dung giả thuyết	Kỳ vọng	Kết quả chiều tác động	Kết quả kiểm định giả thuyết
H1	MAN có tác động đến FP	(-)	(-)	Chấp nhận
H2	STA có tác động đến FP	(+)	(+)	Chấp nhận
H3	INS có tác động đến FP	(-)	0	Bác bỏ
H4	LAR có tác động đến FP	(+)	(+)	Chấp nhận

(Nguồn: Tác giả tổng hợp)

5. Kết luận và các hàm ý quản trị

5.1. Kết luận

Tác giả sử dụng phương pháp bình phương bình phương tối thiểu tổng quát khả thi (FGLS) để phân tích dữ liệu bảng từ 51 công ty ngành năng lượng đã được kiểm toán trên thị trường chứng khoán Việt Nam giai đoạn 2020 – 2024.

Kết quả nghiên cứu cho thấy sở hữu của nhà quản lý không tác động đáng kể về mặt thống kê đến ROA nhưng có mối quan hệ tiêu cực và có ý nghĩa thống kê với ROE. Chúng tôi cho rằng nhà quản lý có xu hướng bảo vệ vị trí của mình mà ra quyết định thiếu hiệu quả cũng như tránh dùng đòn bẩy tài chính để đầu tư làm giảm rủi ro cá nhân và làm suy giảm lợi nhuận. Điều này phù hợp với nghiên cứu của Alkurdi và cộng sự (2021), Kirimi và cộng sự (2022) nhưng khác với nghiên cứu của Won và Ryu (2017), Alruwaili và cộng sự (2024).

Ngược lại, sở hữu của cổ đông tổ chức tác động tiêu cực đến ROA nhưng không có ảnh hưởng đến ROE. Điều này có thể do các cổ đông tổ chức tại Việt Nam thường đầu tư “lướt sóng”, ưu tiên

lợi nhuận ngắn hạn, làm giảm hiệu quả sử dụng tài sản. Ngoài ra, mối quan hệ kinh tế giữa cổ đông tổ chức và doanh nghiệp còn có thể khiến cơ chế giám sát suy giảm và ít tập trung góp ý điều hành. Phát hiện này tương tự kết luận của Bhattacharya và Graham (2007), Đinh Thị Thu Hiền và cộng sự (2020) nhưng trái với nghiên cứu của Alkurdi và cộng sự (2021), Alruwaili và cộng sự (2024).

Sở hữu của cổ đông nhà nước có tác động tích cực và mạnh mẽ đến hiệu quả hoạt động các công ty ngành năng lượng được đo bằng cả hai chỉ số ROA và ROE. Khi sở hữu của nhà nước cao thì công ty sẽ được hưởng những lợi ích kinh tế và chính sách làm tăng giá trị và chất lượng quản trị. Phát hiện này tương đồng với nghiên cứu của Alruwaili và cộng sự (2024), Kang và Kim (2012) nhưng khác biệt với kết luận của Mohammad (2013), Huỳnh Mỹ Tiên và Nguyễn Đỗ Bích Nga (2021).

Nhóm tác giả nhận thấy rằng sở hữu của cổ đông lớn không có tác động đáng kể về mặt thống kê đến hiệu quả hoạt động khi đo lường bằng ROA nhưng lại

tác động tích cực đến chỉ số ROE. Kết quả này cho thấy sự hiện diện của cổ đông lớn chưa tạo sự thay đổi rõ rệt trong hiệu quả sử dụng tài sản. Tuy vậy, họ có thể ảnh hưởng đến quyết định tài trợ, chiến lược sử dụng nợ sao cho tối ưu nhất, từ đó nâng cao lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu, gia tăng cổ tức và giá trị cổ phiếu. Kết quả này tương đồng với nghiên cứu của Alkurdi và cộng sự (2021); Won và Ryu (2017), Alqirem và cộng sự (2020) nhưng trái ngược với Alruwaili và cộng sự (2024), Aluchna và Kaminski (2017).

5.2. Hàm ý quản trị

Các công ty cần tái cấu trúc sở hữu vốn theo hướng tối ưu để đạt trạng thái tốt nhất về hiệu quả hoạt động. Ngoài các chỉ số tài chính đánh giá hiệu quả hoạt động thì công ty cũng nên quan tâm tới cơ cấu sở hữu vốn của các công ty ngành năng lượng và chất lượng quản trị.

Thứ nhất, cần tiếp tục phát huy vai trò giám sát của cổ đông nhà nước và cổ đông lớn tận dụng lợi thế uy tín thu hút

nguồn lực và sức cạnh tranh với các doanh nghiệp cùng ngành vì đây là nhóm cổ đông có ảnh hưởng tích cực và mạnh mẽ đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp ngành năng lượng nhưng cũng cần có lộ trình tái cơ cấu vốn và cổ phần hoá doanh nghiệp nhà nước.

Thứ hai, nên tăng cường cơ chế kiểm soát nội bộ cũng như vai trò giám sát của các thành viên độc lập đối với ban quản lý để thông tin được minh bạch và hạn chế trục lợi cá nhân. Cần phải xây dựng cơ chế phân bổ quyền biểu quyết hợp lý giữa các nhóm cổ đông, tránh phụ thuộc vào cổ đông tổ chức.

Thứ ba, Nhà nước cần tiếp tục hoàn thiện khung pháp lý chuẩn theo thông lệ quốc tế, phân chia rõ ràng vai trò và quyền giữa các nhóm cổ đông, trách nhiệm liên quan của ban điều hành, quy định về công bố thông tin để hạn chế sự xung đột lợi ích, bảo vệ quyền lợi của các cổ đông thiểu số cũng như nâng cao hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Ahmed, A. & Duellman, S. (2007). Accounting conservatism and board of director characteristics: An empirical analysis. *Journal of Accounting and Economics*, 43(2-3), 411–437. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2007.01.005>.
- Al-Amarneh, A. (2014). Corporate Governance, Ownership Structure and Bank Performance in Jordan. *International Journal of Economics and Finance*, 6(6), 192–202. DOI: 10.5539/ijef.v6n6p192.
- Alipour, M. (2013). An investigation of the association between ownership structure and corporate performance Empirical evidence from Tehran Stock Exchange (TSE). *Management Research Review*, 36(11), 1137–1166. <https://doi.org/10.1108/MRR-08-2012-0188>.
- Alkurdi, R., Hamad, A. K., Thneibat, H. & Elmarzouky, M. (2021). Ownership structure's effect on financial performance: An empirical analysis of Jordanian listed firms. *Cogent Business & Management*, 8(1), 321–343. <https://doi.org/10.1080/23311975.2021.1939930>.
- Alruwaili, F., Al-Matari, E. M., Mgamal, M. H., & Hamed, N. (2024). The influence of ownership structure on corporation performance: Evidence from Saudi listed corporations. *Corporate & Business Strategy Review*, 5(1), 450–462. <https://doi.org/10.22495/cbsrv5i1siart18>.
- Alqirem, R., Afifa, M. A., Saled, I. & Haniah, F. (2020). Ownership Structure, Earnings Manipulation, and Organizational Performance: The Case of

- Jordanian Insurance Organizations. *Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 7(12), 293–308. <https://doi.org/10.13106/jafeb.2020.vol7.no12.293>.
- Aluchna, M. & Kaminski, B. (2017). Ownership structure and company performance: a panel study from Poland. *Baltic Journal of Management*, 12(1), 485–502. <https://doi.org/10.1108/BJM-01-2017-0025>.
- Boodhoo, R. (2009). *Capital Structure and performance of Mauritius Listed Firms: Theoretical and Empirical Evidences*. Online Web. <http://www.nyu.edu/classes/keefe/EvergreenEnergy/boodhoorebook.pdf>.
- Bhattacharya, P. S. & Graham, M. (2007). Institutional Ownership and Firm Performance: Evidence from Finland. Working Paper on SSRN *Electronic Journal*, 1–26. DOI:10.2139/ssrn.1000092.
- Cullinan, C. P., Wang, F., Wang, P. và Zhang, J. (2012). Ownership structure and accounting conservatism in China. *Journal International Accounting, Auditing and Taxation*, 21(1), 1-16. <https://doi.org/10.1016/j.intaccudtax.2012.01.001>.
- Do, X. Q. & Xin, W. Z. (2014). The Impact of Ownership Structure and Capital Structure on Financial Performance of Vietnamese Firms. *International Business Research*, 7(2), 64–74. <https://doi.org/10.5539/ibr.v7n2p64>.
- Đinh Thị Thu Hiền, Hoàng Thị Phương Anh, Đinh Thị Thu Hà. (2020). Môi quan hệ cơ cấu sở hữu vốn đến hiệu quả hoạt động và cấu trúc vốn của công ty: Nghiên cứu thực nghiệm tại thị trường chứng khoán Việt Nam. *Tạp Chí Công thương*. Truy cập 20/12/2025, từ <https://tapchicongthuong.vn/moi-quan-he-co-cau-so-huu-von-den-hieu-qua-hoat-dong-va-cau-truc-von-cua-cong-ty--nghien-cuu-thuc-nghiem-tai-thi-truong-chung-khoan-viet-nam-69902.htm>.
- Healy, P. M., & Palepu, G. K. (2001). Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature. *Journal of Accounting and Economics*, 31(1-3), 405–440. DOI: 10.1016/S0165-4101(01)00018-0.
- Huỳnh Mỹ Tiên & Nguyễn Đỗ Bích Nga. (2021). Tác động của cấu trúc sở hữu đến hiệu quả của các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam. *Hong Bang Journal of Science*, 18(1), 1–14.
- Jensen, M. & Meckling, W. (1976). Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305–360.
- Kang, Y. S. & Kim, B. Y. (2012). Ownership structure and firm performance: Evidence from the Chinese corporate reform. *China Economic Review*, 23(2), 471–481. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2012.03.006>.
- Kirimi, P. N., Kariuki, S. N. & Ocharo, K. N. (2022). Ownership structure and financial performance: Evidence from Kenyan commercial banks. *PLoS ONE*, 17(5), e0268301. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0268301>.
- Lâm Chí Dũng & Võ Hoàng Diễm Trinh. (2023). Tác động của cấu trúc sở hữu đến khả năng sinh lời và rủi ro của các ngân hàng thương mại Việt Nam. *Tạp chí Ngân hàng*. Truy cập 21/12/2025, từ <https://tapchinganhang.gov.vn/tac-dong-cua-cau-truc-so-huu-den-kha-nang-sinh-loi-va-rui-ro-cua-cac-ngan-hang-thuong-mai-viet-nam-12273.html>.
- Lin, Y. & Fu, X. (2017). Does institutional ownership influence firm performance? Evidence from China. *International Review of Economics & Finance, Elsevier*, 49(C), 17–57.
- Mohammed, A. M. (2018). The impact of ownership structure on firm performance: Evidence from Jordan. *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*, 22(5), 1–9.

- Mohammed, F. N., Ahmed, K. và Xu-Dong, J. (2017). Accounting conservatism, corporate governance and political connections. *Asian Review of Accounting*, 25(2), 288–318. <https://doi.org/10.1108/ARA-04-2016-0041>.
- Short, H. & Keasey, K. (1999). Managerial ownership and the performance of firms: Evidence from the UK. *Journal of Corporate Finance*, 5(1), 79–101. [http://dx.doi.org/10.1016/S0929-1199\(98\)00016-9](http://dx.doi.org/10.1016/S0929-1199(98)00016-9).
- Shuto, A. & Takada, T. (2010). Managerial Ownership and Accounting Conservatism in Japan: A Test of Management Entrenchment Effect. *Journal of Business Finance & Accounting*, 37(7-8), 815–840. <https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.2010.02196.x>.
- Shyu, J. (2013). Ownership structure, capital structure, and performance of group affiliation. *Managerial Finance*, 39(4), 404–420. <https://doi.org/10.1108/03074351311306210>.
- Wahba, H. (2014). Capital structure, Managerial ownership and Firm performance: evidence from Egypt. *Journal of Management and Governance*, 18(4), 1041–1061. DOI:10.1007/s10997-013-9271-8.
- Won, J. & Ryu, S. L. (2017). Ownership structure and operational efficiency in emerging market: the case of Korea. *International Journal Trade and Global Markets*, 10(1), 99–107. <https://doi.org/10.1504/IJTG.M.2017.082382>.
- Yang, Y. J., Chen, J., Kweh, Q. và Chen, H. (2013). Ownership structure and efficiency in Taiwanese electronics firms. *Review of Accounting and Finance*, 12(4), 351–368. <https://doi.org/10.1108/RAF-07-2012-0063>.
- Young, M. N., Peng, M. W., Ahlstrom, D., Bruton, G. D. & Jiang, Y. (2008). Corporate governance in emerging economies: A review of the principal – principal perspective. *Journal of Management Studies*, 45(1), 196–220. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6486.2007.00752.x>.

THE IMPACT OF OWNERSHIP STRUCTURE ON FIRM PERFORMANCE: EMPIRICAL EVIDENCE FROM ENERGY COMPANIES LISTED ON THE VIETNAMESE STOCK MARKET

Do Thuy Uyen Nhi

Nguyen Thi Vung

Dong Nai University

*Corresponding author: Do Thuy Uyen Nhi – Email: dothuyuyennhi11@gmail.com

(Received: 9/3/2026, Revised: 28/3/2026, Accepted for publication: 2/4/2026)

ABSTRACT

The study collected data from 51 energy companies listed on the Vietnam Stock Exchange in the period from 2020 to 2024 with the aim of analyzing the impact of ownership structure on firm performance of energy companies in Vietnam. The results of the study show that manager ownership does not have a statistically significant impact on ROA but has a negative and statistically significant impact on ROE. In contrast, institutional shareholder ownership negatively impacts ROA but has no effect on ROE. The ownership of state shareholders has a positive and strong impact on both ROE and ROA indicators. Finally, the ownership of major shareholders is not statistically significant for ROA but represents a positive impact on ROE. The results of the study show that the ownership structure plays a key role in improving the operational efficiency of firm in the energy sector.

Keywords: Ownership structure; firm performance; energy sector; Vietnam