
CƯỜNG ĐỘ NĂNG LƯỢNG VÀ HIỆU QUẢ TÀI CHÍNH: MỐI QUAN HỆ HAI CHIỀU TRONG CÁC DOANH NGHIỆP TẠI VIỆT NAM

Chu Thị Mai Phương*

Trường Đại học Ngoại thương
Email: maiphuongchu@ftu.edu.vn

Lê Hà Anh

Công ty cổ phần Smartosc
Email: anh6@smartosc.com

Mã bài: JED-2867

Ngày nhận: 26/01/2026

Ngày nhận bản sửa: 20/03/2026; 30/03/2026

Ngày duyệt đăng: 30/03/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.2867

Tóm tắt:

Nghiên cứu này phân tích mối quan hệ hai chiều giữa hiệu quả tài chính (ROA) và cường độ năng lượng (EI) của doanh nghiệp tại Việt Nam, nhằm cung cấp bằng chứng thực nghiệm cho chính sách khuyến khích hiệu quả năng lượng và phát triển bền vững. Dữ liệu từ điều tra doanh nghiệp của Tổng cục Thống kê giai đoạn 2012–2023 được phân tích bằng hồi quy dữ liệu bảng và mô hình hệ phương trình đồng thời. Kết quả cho thấy mối quan hệ hai chiều tiêu cực có ý nghĩa thống kê giữa EI và ROA. Đóng góp chính của nghiên cứu gồm: (i) cung cấp bằng chứng thực nghiệm về mối quan hệ hai chiều, nội sinh giữa cường độ năng lượng và hiệu quả tài chính doanh nghiệp trong bối cảnh nền kinh tế đang phát triển; (ii) tích hợp lý thuyết nguồn lực, giả thuyết Porter và lý thuyết nguồn lực dư thừa vào một khung giải thích thống nhất; (iii) tạo cơ sở khoa học vững chắc cho chính sách giảm cường độ năng lượng từ phía cầu và mở rộng tín dụng xanh từ phía cung tài chính.

Từ khóa: Cường độ năng lượng, hiệu quả tài chính, phát triển bền vững, doanh nghiệp.

Mã JEL: Q43, L25, C23.

Energy intensity and financial performance: A bidirectional relationship in Vietnamese enterprises

Abstract

This study examines the bidirectional relationship between enterprises' financial performance (ROA) and energy intensity (EI) in Vietnam, aiming to provide empirical evidence to inform policies that promote energy efficiency and sustainable development. Data from the General Statistics Office's enterprise surveys spanning 2012–2023 are analyzed using panel data regression and a simultaneous equations system. The results reveal a statistically significant negative bidirectional relationship between EI and ROA. The key contributions of this study are threefold: (i) it provides empirical evidence of a bidirectional and endogenous relationship between energy intensity and firm financial performance in the context of a developing economy; (ii) it integrates the Resource-Based View, the Porter Hypothesis, and the Slack Resource Theory into a unified theoretical framework capable of explaining both directions of the relationship; (iii) it establishes a rigorous scientific basis for policy interventions targeting energy intensity reduction on the demand side and the expansion of green credit on the financial supply side.

Keywords: Energy intensity, financial performance, sustainable development, enterprises.

JEL Codes: Q43, L25, C23.

1. Giới thiệu

Hiện nay, ngành năng lượng đang giữ vai trò là nguồn phát thải CO₂ lớn nhất tại Việt Nam, chiếm tới 63,3% tổng lượng khí thải (Ngân hàng Thế giới, 2023). Trong cơ cấu sử dụng năng lượng, ngành công nghiệp là khu vực tiêu thụ chủ yếu, chiếm hơn 50% tổng tiêu thụ năng lượng quốc gia (VNEEP, 2020). Mặc dù tiềm năng tiết kiệm năng lượng được đánh giá ở mức cao, vào khoảng 20-30%, nhưng cường độ sử dụng năng lượng của doanh nghiệp Việt Nam được đo bằng lượng năng lượng tiêu hao trên một đơn vị giá trị sản xuất vẫn còn ở mức cao. Hiện trạng này phần nào được phản ánh qua chi phí điện năng chiếm tới 15-20% tổng giá thành sản xuất, cao hơn đáng kể so với nhiều quốc gia trong khu vực. Cường độ sử dụng năng lượng cao đồng nghĩa với chi phí đầu vào lớn hơn, từ đó trực tiếp làm giảm lợi nhuận và suy yếu năng lực cạnh tranh của doanh nghiệp trong bối cảnh hội nhập ngày càng sâu rộng. Ở chiều ngược lại, các doanh nghiệp có nền tảng tài chính vững mạnh mới có điều kiện đầu tư vào công nghệ tiết kiệm năng lượng, qua đó giảm cường độ tiêu thụ và đáp ứng các yêu cầu ngày càng cao về phát triển bền vững. Theo báo cáo của VNDirect (2023), những doanh nghiệp niêm yết đầu tư mạnh vào năng lượng tái tạo và công nghệ xanh đều có lợi thế về quy mô tài chính và khả năng huy động vốn. Đây là minh chứng cho thấy hiệu quả tài chính là tiền đề để doanh nghiệp có thể giảm cường độ sử dụng năng lượng một cách bền vững. Mối tương tác hai chiều này giữa cường độ sử dụng năng lượng (EI) và hiệu quả tài chính (ROA) đang được quan tâm nghiên cứu ngày càng nhiều, đặc biệt trong bối cảnh áp lực chuyển đổi xanh tại Việt Nam.

Với những vấn đề nêu trên, việc nghiên cứu mối quan hệ giữa cường độ sử dụng năng lượng và hiệu quả tài chính của doanh nghiệp tại Việt Nam là thực sự cấp thiết. Mặc dù chủ đề này đã được khai thác ở nhiều bối cảnh quốc tế (Moon & Min, 2020; Lui & cộng sự, 2021; Alavani & cộng sự, 2024), bằng chứng thực nghiệm vẫn chưa nhất quán và còn tồn tại những khoảng trống quan trọng. Thứ nhất, chiều hướng và mức độ tác động giữa EI và ROA không đồng nhất qua các nghiên cứu, phụ thuộc vào loại chỉ tiêu đo lường, đặc điểm ngành và bối cảnh thể chế của từng quốc gia. Thứ hai, hầu hết các nghiên cứu chỉ xem xét tác động một chiều, bỏ qua khả năng tác động ngược chiều từ ROA đến EI và vấn đề nội sinh đi kèm. Nghiên cứu này nhằm lấp đầy các khoảng trống đó bằng cách cung cấp bằng chứng thực nghiệm về mối quan hệ hai chiều, có xử lý nội sinh, giữa EI và ROA của doanh nghiệp tại Việt Nam. Từ đó bài viết tạo cơ sở khoa học vững chắc cho các chính sách nhằm nâng cao hiệu quả năng lượng và thúc đẩy phát triển bền vững.

2. Tổng quan nghiên cứu và phát triển giả thuyết nghiên cứu

2.1. Tổng quan nghiên cứu về tác động của cường độ sử dụng năng lượng đến hiệu quả tài chính

Mối quan hệ giữa cường độ sử dụng năng lượng (EI) và hiệu quả tài chính (ROA) của doanh nghiệp đã được nghiên cứu rộng rãi, song kết quả chưa nhất quán. Trong đó, nhóm bằng chứng ủng hộ chiều tác động tiêu cực của EI đến ROA chiếm đa số. Lui & cộng sự (2021), xác nhận rằng việc triển khai hệ thống tiết kiệm năng lượng sẽ giúp cải thiện ROA, đồng thời áp lực cạnh tranh từ thị trường thúc đẩy hiệu quả tài chính từ đầu tư năng lượng. Alavani & cộng sự (2024) cho thấy cường độ sử dụng năng lượng có mối quan hệ nghịch biến với lợi nhuận doanh nghiệp, đặc biệt rõ nét ở các doanh nghiệp có năng lực công nghệ tốt. Lakkanawanit & cộng sự (2022), ghi nhận rằng bảo tồn năng lượng có tác động tích cực đến ROA. Tuy nhiên, mức độ tác động là khác nhau giữa ngành thâm dụng và không thâm dụng năng lượng.

Ngược lại, một số nghiên cứu ghi nhận kết quả phức tạp hoặc trái chiều. Moon & Min (2020) chỉ ra rằng hiệu quả năng lượng có liên hệ đáng kể với hiệu quả tài chính, nhưng doanh nghiệp có hiệu quả năng lượng thuần túy cao không phải lúc nào cũng đạt ROA tốt hơn. Yemelyanov & cộng sự (2021) chỉ ra rằng việc giảm sản xuất các sản phẩm thâm dụng năng lượng, dù làm tăng hiệu quả năng lượng tổng thể, có thể làm giảm giá trị gia tăng của doanh nghiệp. Faisal & cộng sự (2021) nhấn mạnh chi phí đầu tư ban đầu vào công nghệ tiết kiệm năng lượng tạo áp lực lên lợi nhuận ngắn hạn, đặc biệt với doanh nghiệp vừa và nhỏ. Dobre & cộng sự (2015) không tìm thấy tác động có ý nghĩa thống kê của các chỉ số môi trường đến ROA, nhưng ghi nhận tác động tiêu cực ngắn hạn đến ROE tại các doanh nghiệp sản xuất. Những kết quả này cho thấy lợi ích tài chính từ cải thiện hiệu quả năng lượng có thể phụ thuộc vào bối cảnh ngành, năng lực công nghệ và thời gian đánh giá.

Đối với Việt Nam, bằng chứng trực tiếp ở cấp doanh nghiệp còn hạn chế, nhưng một số nghiên cứu liên quan cho thấy vấn đề năng lượng có ý nghĩa kinh tế đáng kể. Cụ thể, Tuấn (2012) cho thấy mối liên hệ giữa khía cạnh môi trường và hiệu quả tài chính không đồng nhất giữa các nhóm doanh nghiệp, còn Nguyen & cộng sự (2025) ghi nhận công bố môi trường có liên hệ tích cực với ROA và ROE đối với các doanh nghiệp sản xuất và năng lượng niêm yết tại Việt Nam. Những kết quả này hàm ý rằng việc kiểm soát và sử dụng năng lượng hiệu quả có thể góp phần cải thiện hiệu quả tài chính của doanh nghiệp Việt Nam.

2.2. Tổng quan nghiên cứu về tác động của hiệu quả tài chính đến cường độ sử dụng năng lượng

Ở chiều tác động từ hiệu quả tài chính đến cường độ sử dụng năng lượng cũng nhận được sự quan tâm ngày càng tăng. Một số nghiên cứu ủng hộ cho rằng, doanh nghiệp có ROA cao tích lũy đủ nguồn lực để đầu tư vào công nghệ tiết kiệm năng lượng, từ đó giảm EI. Điển hình, có thể kể đến nghiên cứu của Wang & cộng sự (2022) cung cấp bằng chứng gián tiếp ở cấp độ quốc gia về năng lực tài chính có thể góp phần làm giảm EI. Tuy nhiên, kết quả này không phải lúc nào cũng đồng nhất, bởi Wihandoko & cộng sự (2022) không tìm thấy tác động có ý nghĩa thống kê của khả năng sinh lợi đối với kết quả môi trường.

Đối với Việt Nam, các nghiên cứu gần đây cũng cho thấy mối liên hệ giữa nguồn lực doanh nghiệp, đổi mới và kết quả bền vững đang ngày càng được chú ý, nhưng phần lớn mới dừng ở các khía cạnh gián tiếp thay vì đo lường trực tiếp cường độ sử dụng năng lượng. Chẳng hạn, nghiên cứu về các doanh nghiệp năng lượng trong nền kinh tế chuyển đổi của Duong & cộng sự (2022) nhấn mạnh vai trò của đổi mới và cấu trúc sở hữu đối với tính bền vững tài chính, hàm ý rằng năng lực tài chính và chiến lược đầu tư có ý nghĩa quan trọng đối với quá trình điều chỉnh vận hành của doanh nghiệp. Cùng chiều đó, Nguyen & cộng sự (2025) cho thấy trong các doanh nghiệp tồn tại mối quan hệ hỗ trợ giữa năng lực tài chính và các quyết định quản trị môi trường. Tuy vậy, vì các nghiên cứu này chưa đo lường trực tiếp biến cường độ sử dụng năng lượng, nên khoảng trống về hiệu quả tài chính cao giúp giảm cường độ năng lượng ở cấp doanh nghiệp Việt Nam vẫn chưa được lấp đầy.

2.3. Khoảng trống nghiên cứu

Mặc dù đã có nhiều nghiên cứu về mối quan hệ giữa cường độ sử dụng năng lượng và hiệu quả tài chính của doanh nghiệp, nhưng vẫn tồn tại những khoảng trống quan trọng cần được lấp đầy.

Thứ nhất, bằng chứng thực nghiệm hiện có cho thấy kết quả không nhất quán về chiều hướng và mức độ tác động của EI đến ROA. Một số nghiên cứu ghi nhận tác động tiêu cực có ý nghĩa (Lui & cộng sự, 2021; Alavani & cộng sự, 2024), trong khi một số khác không tìm thấy hoặc tìm thấy tác động ngược chiều (Moon & Min, 2020; Dobre & cộng sự, 2015). Sự không nhất quán này đặt ra yêu cầu kiểm định lại trong bối cảnh các doanh nghiệp Việt Nam, nơi có đặc thù về cơ cấu ngành, trình độ công nghệ và áp lực năng lượng có nhiều khác biệt so với các quốc gia đã nghiên cứu.

Thứ hai, phần lớn các nghiên cứu hiện có chỉ phân tích từng chiều tác động riêng lẻ mà chưa xem xét đồng thời tính nội sinh vốn có khi hai biến số này tác động qua lại lẫn nhau. Việc bỏ qua tính nội sinh dẫn đến ước lượng thiên lệch và kết luận không đáng tin cậy (Wooldridge, 2010). Đây là khoảng trống phương pháp luận nghiêm trọng, đặc biệt trong bối cảnh Việt Nam chưa có nghiên cứu nào kiểm định đồng thời cả hai chiều.

2.4. Phát triển giả thuyết nghiên cứu

Từ các bằng chứng thực nghiệm còn chưa thống nhất và khoảng trống nghiên cứu đã nêu, nghiên cứu này cho rằng mối quan hệ giữa cường độ sử dụng năng lượng và hiệu quả tài chính của doanh nghiệp cần được xem xét như một quá trình tác động hai chiều. Theo quan điểm dựa trên nguồn lực, hiệu quả sử dụng đầu vào là một dạng năng lực nội tại giúp doanh nghiệp nâng cao hiệu suất và duy trì lợi thế cạnh tranh (Barney, 1991). Vì vậy, khi cường độ sử dụng năng lượng cao, làm gia tăng chi phí vận hành và làm suy giảm hiệu quả tài chính. Đồng thời, Porter & van der Linde (1995) cho rằng áp lực cải thiện hiệu quả môi trường có thể thúc đẩy đổi mới công nghệ và cải tiến quy trình, qua đó vừa giảm lãng phí năng lượng vừa cải thiện kết quả kinh doanh. Cơ chế này phù hợp với bằng chứng của Lui & cộng sự (2021), Alavani & cộng sự (2024) và Lakkanawanit & cộng sự (2022).

Ở chiều ngược lại, lý thuyết nguồn lực dư thừa cho rằng doanh nghiệp có kết quả tài chính tốt hơn thường có khả năng tích lũy nguồn lực để đầu tư vào công nghệ tiết kiệm năng lượng, đổi mới quy trình và nâng cấp quản trị vận hành (Waddock & Graves, 1997). Vì vậy, hiệu quả tài chính cao không chỉ phản ánh kết quả hoạt động mà còn có thể tạo điều kiện để doanh nghiệp nâng cao hiệu quả sử dụng năng lượng. Lập luận đó được củng cố một phần bởi Wang & cộng sự (2022), khi nghiên cứu này cho thấy hiệu quả tài chính có liên hệ tích cực với hiệu quả năng lượng ở các nền kinh tế mới nổi. Tuy nhiên, Wihandoko & cộng sự (2022) cho thấy nguồn lực tài chính không phải lúc nào cũng chuyển hóa thành kết quả môi trường tốt hơn. Do đó, nghiên cứu kỳ vọng rằng trong bối cảnh doanh nghiệp Việt Nam, EI và ROA có mối quan hệ nghịch biến hai chiều.

Giả thuyết H1: *Tồn tại mối quan hệ nghịch biến hai chiều giữa cường độ sử dụng năng lượng (EI) và hiệu quả tài chính (ROA) của doanh nghiệp tại Việt Nam.*

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Dựa trên các nghiên cứu của Alavani & cộng sự (2024) về tác động của cường độ năng lượng đến hiệu quả tài chính ở cấp doanh nghiệp, cũng như phương pháp đo lường cường độ năng lượng của Imbruno & Ketterer (2018) và Brucal & cộng sự (2019), nghiên cứu này đề xuất Mô hình 1 như sau:

Mô hình 1: Tác động của cường độ năng lượng đến hiệu quả tài chính trong doanh nghiệp.

$$ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1 EI_{it} + \beta_2 \ln EE_{it} + \beta_3 \ln L_{it} + \beta_4 \ln K_{it} + \beta_5 LEV_{it} + \beta_6 SEC_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Về tác động của hiệu quả tài chính đến cường độ năng lượng tại các doanh nghiệp, kết hợp với bằng chứng về vai trò của nguồn lực tài chính trong đầu tư tiết kiệm năng lượng (Waddock & Graves, 1997; Ziaei, 2021), nghiên cứu này phát triển Mô hình 2 như sau:

Mô hình 2: Tác động của hiệu quả tài chính đến cường độ năng lượng trong doanh nghiệp.

$$EI_{it} = \beta_0 + \beta_1 ROA_{it} + \beta_2 LEV_{it} + \beta_3 \ln K_{it} + \beta_4 SG_{it} + \beta_5 SEC_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Trong đó:

ROA đại diện cho hiệu quả tài chính được đo lường bởi chỉ số ROA bằng tỷ lệ lợi nhuận sau thuế trên tổng tài sản bình quân (Moon & Min, 2020; Alavani & cộng sự, 2024). Theo đó, doanh nghiệp có chỉ số ROA càng cao càng cho thấy doanh nghiệp đang hoạt động hiệu quả. EI là cường độ sử dụng năng lượng, được đo bằng tỷ lệ tổng chi phí năng lượng trên doanh thu thuần của doanh nghiệp. Như vậy, cường độ sử dụng năng lượng cho biết doanh nghiệp phải chi bao nhiêu đơn vị cho năng lượng để tạo ra một đơn vị doanh thu, hay cường độ càng thấp, doanh nghiệp càng đạt hiệu quả năng lượng cao (Imbruno & Ketterer, 2018). Các biến $\ln EE$, $\ln L$, $\ln K$, LEV , SG , SEC là các biến kiểm soát của mô hình. Với $\ln EE$ là logarit của tổng tiêu thụ năng lượng (Imbruno & Ketterer, 2018). LEV là đòn bẩy tài chính được đo bằng tỷ lệ giữa nợ phải trả và vốn chủ sở hữu (Frank & Goyal, 2009; Waddock & Graves, 1997). $\ln K$ là quy mô vốn đo bằng logarit tổng tài sản (Wen & cộng sự, 2021; Imbruno & Ketterer, 2018). $\ln L$ là quy mô lao động được đo bằng logarit tổng số lao động (Wen & cộng sự, 2021; Imbruno & Ketterer, 2018). SG là tăng trưởng doanh thu (Wen & cộng sự, 2021). SEC là ngành kinh tế được đo bằng biến giả, biến giả nhận giá trị là 1 khi doanh nghiệp đó thuộc các ngành sản xuất, và nhận giá trị 0 nếu thuộc các ngành khác.

3.2. Dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu điều tra doanh nghiệp giai đoạn 2012-2023 do Tổng cục Thống kê thực hiện. Bộ dữ liệu được hình thành từ việc ghép nối hai bảng hỏi: Phiếu 1A chứa các thông tin chung về doanh nghiệp và Phiếu Năng lượng thu thập các thông tin về mức tiêu thụ và cơ cấu năng lượng sử dụng. Quá trình ghép nối được thực hiện dựa trên mã số thuế và năm quan sát nhằm đảm bảo tính nhất quán của dữ liệu. Sau khi làm sạch và loại bỏ các quan sát có giá trị thiếu hoặc bất thường, bộ dữ liệu cuối cùng bao gồm 4.635 quan sát.

Nghiên cứu sử dụng mô hình hệ phương trình đồng thời để xử lý mối quan hệ nhân quả hai chiều và nội sinh giữa các biến (Zellner & Theil, 1962). Để nhận dạng hệ phương trình, nghiên cứu áp dụng điều kiện

loại trừ, biến lnEE và lnL chỉ xuất hiện trong Mô hình 1; biến SG chỉ xuất hiện trong Mô hình 2, đảm bảo thỏa mãn điều kiện thứ tự (Greene, 2018; Wooldridge, 2010). Quy trình phân tích gồm bốn bước: Bước một, thực hiện kiểm định tính dừng cho các biến số (Im & cộng sự, 2003; Levin & cộng sự, 2002). Bước hai, thực hiện các ước lượng cơ bản là mô hình hồi quy gộp (POLS), mô hình tác động cố định (FE), mô hình tác động ngẫu nhiên (RE) và sử dụng kiểm định của Durbin-Wu-Hausman để kiểm tra nội sinh (Wooldridge, 2010), sử dụng Modified Wald test để kiểm tra phương sai thay đổi (Greene, 2018), Wooldridge test cho tự tương quan (Wooldridge, 2010). Bước ba, áp dụng phương pháp ước lượng chính là System GMM với biến trễ ROA_{it-1} , EI_{it-1} làm công cụ nội sinh và các biến ngoại sinh làm công cụ chéo (Roodman, 2009; Blundell & Bond, 1998). Bước bốn, kiểm tra tính vững qua Hansen test ($p > 0,10$) (Hansen, 1982), AR(2) test ($p > 0,10$) (Arellano & Bond, 1991).

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Mô tả thống kê và tương quan các biến

Bảng 1 cho thấy, dữ liệu tương đối lớn và các giá trị ngoại lai đã bị loại bỏ để đảm bảo tính vững cho mô hình ước lượng. Nhìn chung, độ lệch chuẩn và giá trị trung bình của các biến ở mức phù hợp, cho thấy sự khác nhau nhưng không quá chênh lệch trong các doanh nghiệp. Các biến quy mô nguồn vốn (lnK), tổng số lao động (lnL) và tổng tiêu thụ năng lượng (lnEE) được logarit tự nhiên để tránh phân phối bị lệch khiến ước lượng trở nên thiếu chính xác, hai biến này cũng có mức độ tập trung khá đồng đều. Bên cạnh đó, biến giả SEC có giá trị trung bình bằng 0,2951 cho thấy có 29,51% doanh nghiệp trong mẫu là doanh nghiệp thuộc ngành sản xuất.

Bảng 1. Mô tả thống kê

Tên biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
ROA	4.635	0,013	0,070	-0,453	0,475
EI	4.635	0,067	0,108	0,000	0,973
lnEE	4.635	6,695	1,635	0,693	12,111
LEV	4.635	0,563	0,282	-1,094	2,689
lnK	4.635	10,242	1,038	6,626	11,991
lnL	4.635	4,270	1,171	0,693	8,853
SG	4.635	0,139	0,706	-0,979	9,673
SEC	4.635	0,295	0,456	0	1

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán và tổng hợp từ dữ liệu điều tra doanh nghiệp từ năm 2012-2023.

Bên cạnh đó, phân tích tương quan giữa các biến cho thấy, các biến độc lập có mức độ tương quan với nhau khá thấp và nhỏ hơn 0,8 cho thấy mô hình không có đa cộng tuyến giữa các biến độc lập.

4.2. Kết quả ước lượng và kiểm định

Kết quả kiểm định tính dừng bằng kiểm định Im-Pesaran-Shin (IPS) test và Levin – Lin-Chu (LL) test trình bày trong Bảng 2 cho thấy các hệ số kiểm định của các biến số bao gồm ROA, EI, lnEE, LEV, SG, lnK, lnL đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, nghĩa là các biến đều dừng ở bậc gốc. Điều này đảm bảo tính tin cậy của các ước lượng hồi quy và loại trừ khả năng hồi quy giả mạo.

Kết quả ước lượng cơ bản và các kiểm định lựa chọn mô hình, kiểm định chuẩn đoán được thể hiện trong Bảng 3. Theo đó, mô hình FE được lựa chọn cho cả hai phương trình. Đối với các kiểm định chuẩn đoán về phương sai sai số thay đổi và tự tương quan, kết quả kiểm định Wald và Wooldridge cho thấy mô hình FE ở cả hai phương trình đều bị vi phạm về tự tương quan và phương sai sai số thay đổi. Do đó, nghiên cứu áp dụng System GMM để đảm bảo tính hiệu quả và nhất quán của các ước lượng (Roodman, 2009).

4.3. Kết quả ước lượng mô hình System GMM

Bảng 4 là kết quả ước lượng bằng phương pháp System GMM của cả hai mô hình và các kiểm định chuẩn đoán. Theo đó, kết quả kiểm định AR(1) có ý nghĩa thống kê ở cả hai mô hình, điều này là phù hợp với đặc

Bảng 2. Kết quả kiểm định tính dừng

Biến	I(0)		I(0)	
	Im-Peseran-Shin		Levin – Lin- Chu	
	Có yếu tố xu hướng	Không có yếu tố xu hướng	Có yếu tố xu hướng	Không có yếu tố xu hướng
ROA	-15,234***	-12,456***	-18,923***	-14,567***
EI	-13,892***	-11,234***	-16,445***	-13,221***
lnEE	-14,556***	-10,889***	-17,334***	-12,998***
LEV	-11,692***	-9,168***	-15,667***	-12,774***
SG	-16,173***	-13,685***	-19,813***	-15,692***
lnK	-12,569***	-10,123***	-16,753***	-13,520***
lnL	-10,462***	-8,886***	-14,555***	-11,850***

Chú thích: *, **, *** tương ứng với: $p < 0,1$, $p < 0,05$, $p < 0,01$.

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán và tổng hợp từ dữ liệu điều tra doanh nghiệp từ năm 2012-2023.

Bảng 3. Kết quả ước lượng và kiểm định các khuyết tật của mô hình

	FE		RE		OLS	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
ROA		-0,049**		-0,075***		-0,163***
EI	-0,066***		-0,084***		-0,123***	
lnEE	0,005***		0,006***		0,008***	
LEV	-0,004	-0,011**	-0,010***	-0,012**	-0,026***	-0,017***
lnK	-0,003	-0,006*	-0,002	-0,015***	-0,002**	-0,021***
lnL	0,003*		0,003**		0,003**	
SG		-0,007***		-0,006***		-0,004**
SEC	0,001	-0,006		0,076***	0,005**	0,084***
F-test (POLs và FE)	F(385;4243) = 15,87***	F(385;4242) = 12,34***				
Breusch-Pagan LM (POLs và RE)					Chi2 (1) = 3124,39***	Chi2 (1) = 2847,56***
Hausman Test (FE và RE)			Chi2 (5) = 24,78***	Chi2 (6) = 28,45***		
Modified Wald test	Chi2(386) = 3,2E+05***	Chi2(386) = 4,8E+05***				
Wooldridge test	F(1;385) = 87,342***	F(1;385) = 112,568***				

Chú thích: *, **, *** tương ứng với: $p < 0,1$, $p < 0,05$, $p < 0,01$

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán và tổng hợp từ dữ liệu điều tra doanh nghiệp từ năm 2012-2023.

điểm của sai phân bậc 1. Trong khi đó, kiểm định AR(2) không có ý nghĩa thống kê ở cả hai mô hình, xác nhận tính hợp lệ của biến công cụ. Kiểm định Hansen test cũng cho thấy bộ công cụ là hợp lệ và không tương quan với sai số. Kết quả này cũng xác nhận tính hợp lệ của các công cụ GMM-style.

Kết quả GMM cho thấy biến trễ của biến phụ thuộc có ý nghĩa thống kê cao ở mức ý nghĩa 1%, xác nhận tính vững của cả hai biến. So với kết quả ước lượng của mô hình FE, kết quả ước lượng của mô hình GMM cho thấy hệ số tác động lớn hơn đáng kể, tác động của EI lên ROA tăng từ -0,066 (ở mô hình FE) lên -0,247 (ở mô hình GMM), cho thấy FE bị chệch dưới do nội sinh. Mọi quan hệ nhân quả hai chiều được xác nhận, chứng minh rằng EI và ROA ảnh hưởng tiêu cực lẫn nhau.

4.4. Kiểm định tính vững của mô hình

Kiểm định tính vững của mô hình ước lượng được thực hiện nhằm đánh giá độ tin cậy và sự ổn định của các kết quả phân tích. Nghiên cứu này sử dụng 3 phương pháp gồm: (i) Thay đổi phương pháp ước lượng bằng ước lượng 3SLS; (ii) Thay đổi thước đo cho biến ROA thành ROE và tỷ lệ EI trên số lao động thay

Bảng 4. Kết quả ước lượng mô hình System GMM**Mô hình 1: Biến phụ thuộc ROA**

Biến	Hệ số	SE	P> z
L.ROA	0,284	(0,038)	0,000
EI	-0,247	(0,056)	0,000
lnEE	0,014	(0,003)	0,000
lnL	0,003	(0,001)	0,022
lnK	-0,010	(0,002)	0,000
LEV	-0,025	(0,004)	0,000
SEC	0,007	(0,003)	0,016
Hệ số chặn	0,033	(0,013)	0,012
Số quan sát	4.249		
Số doanh nghiệp	386		
Số công cụ	34		
Kiểm định chuẩn đoán			
AR(1) test		z= -3,42 p = 0,001	
AR(2) test		z=-0,85 p = 0,395	
Hansen test		Chi2 (26) = 28,45 p = 0,334	

Mô hình 2: Biến phụ thuộc EI

Biến	Hệ số	SE	P> z
L.EI	0,321	(0,042)	0,000
ROA	-0,300	(0,098)	0,003
LEV	-0,023	(0,005)	0,000
lnK	-0,019	(0,004)	0,000
SG	-0,008	(0,032)	0,805
SEC	0,083	(0,015)	0,000
Hệ số chặn	0,259	(0,048)	0,000
Số quan sát	4.249		
Số doanh nghiệp	386		
Số biến công cụ	36		
Kiểm định chuẩn đoán			
AR(1) test		z= -3,67 p = 0,000	
AR(2) test		z = -1,14 p = 0,253	
Hansen test		Chi2 (28) = 31,23 p = 0,309	

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán và tổng hợp từ dữ liệu điều tra doanh nghiệp từ năm 2012-2023.

cho EI; (iii) Ước lượng theo giai đoạn. Tổng hợp kết quả kiểm tra tính vững bằng 3 phương pháp được thể hiện trong Bảng 5.

Kết quả kiểm tra tính vững từ Bảng 5 cho thấy, chiều tác động và mức ý nghĩa thống kê của các biến độc lập chính trong cả ba trường hợp đều tương đồng với mô hình ước lượng chính. Sự nhất quán này là bằng chứng mạnh mẽ khẳng định rằng mô hình ước lượng chính có tính vững và các kết luận về mối quan hệ giữa cường độ năng lượng và hiệu quả tài chính là đáng tin cậy.

4.5. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Kết quả ước lượng từ mô hình System GMM cung cấp bằng chứng thực nghiệm vững chắc hỗ trợ giả thuyết H1. Thứ nhất, cường độ năng lượng (EI) có tác động tiêu cực có ý nghĩa thống kê lên hiệu quả tài chính (ROA) với hệ số -0,247, xác nhận rằng sử dụng năng lượng kém hiệu quả làm gia tăng chi phí, giảm biên lợi nhuận và suy yếu năng lực cạnh tranh. Ngược lại, cải thiện hiệu quả năng lượng giúp tối ưu hóa chi phí vận hành và nâng cao ROA. Thứ hai, ROA có tác động tiêu cực có ý nghĩa thống kê lên EI với hệ số -0,300, cho thấy doanh nghiệp có ROA cao có xu hướng giảm EI thông qua đầu tư công nghệ tiết kiệm

Bảng 5. Kết quả kiểm định tính vững

	Thay đổi phương pháp ước lượng		Thay đổi thước đo của biến số		Ước lượng theo giai đoạn	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
ROA		-0,256***		-0,293**		
EI	-0,189***		-3,318***			
Sargan test (p-value)	(0,287)	(0,295)				
Hausen test (p-value)			(0,322)	(0,126)		
Giai đoạn 2012-2017						
ROA						-0,285***
EI					-0,231 ***	
Hausen test (p-value)					(0,312)	(0,298)
Giai đoạn 2018-2023						
ROA						-0,312***
EI					-0,264***	
Hausen test (p-value)					(0,289)	(0,276)

*Chú thích: *, **, *** tương ứng với: $p < 0,1$, $p < 0,05$, $p < 0,01$; giá trị trong ngoặc đơn là p-value.*

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán và tổng hợp từ dữ liệu điều tra doanh nghiệp từ năm 2012-2023.

năng lượng, cải thiện quy trình vận hành và tăng cường quản trị năng lượng. Kết quả xác nhận mối quan hệ hai chiều tiêu cực giữa EI và ROA, đây là một đóng góp quan trọng. Trong khi các nghiên cứu trước đây chỉ kiểm định từng chiều tác động riêng lẻ, Moon & Min (2020), Lakkanawanit & cộng sự (2022), Alavani & cộng sự (2024) cho chiều EI đến ROA, và Wang & cộng sự (2022) cho chiều ngược lại, nghiên cứu này là một trong những nghiên cứu đầu tiên xác nhận đồng thời cả hai chiều trong một hệ phương trình ước lượng thống nhất, qua đó cung cấp bằng chứng trực tiếp về tính nhân quả hai chiều giữa EI và ROA ở cấp độ doanh nghiệp tại một nền kinh tế đang phát triển.

Bên cạnh đó, kết quả này cũng có những đóng góp nhất định ở góc độ lý thuyết, như là: (i) nghiên cứu làm phong phú thêm lý thuyết dựa trên nguồn lực (Barney, 1991) bằng cách cung cấp bằng chứng thực nghiệm rằng năng lực quản lý năng lượng là một nguồn lực chiến lược có giá trị, hiếm và khó bắt chước, từ đó tạo nên lợi thế cạnh tranh bền vững. Khác với các nghiên cứu dựa trên nguồn lực (Resource-Based View) trước đây chủ yếu nhấn mạnh năng lực công nghệ và tổ chức, nghiên cứu này cho thấy hiệu quả năng lượng cũng là một nguồn lợi thế cạnh tranh quan trọng, đặc biệt trong bối cảnh các nền kinh tế đang phát triển, nơi chi phí năng lượng chiếm tỷ trọng lớn trong sản xuất; (ii) Kết quả nghiên cứu củng cố giả thuyết Porter (Porter & van der Linde, 1995) và lý thuyết nguồn lực dư thừa (Waddock & Graves, 1997) trong một khuôn khổ tích hợp và đồng thời thay vì kiểm định từng chiều tác động riêng lẻ như hầu hết các nghiên cứu trước.

Về mặt ý nghĩa kinh tế, chi phí năng lượng thường chiếm tỷ trọng đáng kể trong cơ cấu chi phí sản xuất, đặc biệt trong các ngành thâm dụng năng lượng như xi măng, thép và hóa chất tại Việt Nam. Khi EI tăng lên, tức là năng lượng tiêu thụ trên mỗi giá trị sản xuất tăng, chi phí đầu vào của doanh nghiệp sẽ tăng theo, trực tiếp thu hẹp biên lợi nhuận và kéo giảm ROA. Áp lực này càng trở nên nghiêm trọng hơn trong bối cảnh giá năng lượng đầu vào có xu hướng tăng trong dài hạn và cơ cấu năng lượng Việt Nam vẫn phụ thuộc vào nhiên liệu hóa thạch nhập khẩu. Đáng chú ý, hệ số của biến trễ ROA dương và có ý nghĩa thống kê, xác nhận ROA có tính kế thừa theo thời gian, nghĩa là doanh nghiệp duy trì EI cao sẽ chịu áp lực tích lũy lên ROA qua nhiều kỳ liên tiếp. Mặt khác, ở chiều ngược lại, kết quả này phản ánh cơ chế truyền dẫn quan trọng là các doanh nghiệp có ROA cao tích lũy được nguồn vốn nội sinh đủ lớn để đầu tư vào công nghệ sản xuất sạch hơn, thiết bị tiết kiệm năng lượng, hệ thống quản lý năng lượng theo chuẩn ISO 50001 hoặc chuyển đổi sang nguồn năng lượng tái tạo. Ngược lại, doanh nghiệp có lợi nhuận thấp thường không đủ năng lực tài chính để thực hiện các khoản đầu tư dài hạn này, dẫn đến tiêu hao năng lượng lãng phí.

Từ góc độ chính sách, kết quả nghiên cứu này hàm ý rằng các cơ quan quản lý nhà nước cần xây dựng cơ chế khuyến khích giảm EI một cách hệ thống, như là mở rộng chương trình kiểm toán năng lượng miễn phí cho doanh nghiệp nhỏ và vừa, áp dụng ưu đãi thuế gắn với chỉ tiêu tiết kiệm năng lượng và tăng cường thực thi các tiêu chuẩn hiệu quả năng lượng trong sản xuất công nghiệp theo khuôn khổ chương trình quốc gia về sử dụng năng lượng tiết kiệm và hiệu quả (VNEEP). Đồng thời cơ quan quản lý nhà nước cũng cần thiết kế cơ chế hỗ trợ tài chính đặc thù cho doanh nghiệp nhỏ và vừa, bao gồm mở rộng khả năng tiếp cận tín dụng xanh với lãi suất đãi ưu đãi thông qua hệ thống ngân hàng thương mại, thành lập quỹ bảo lãnh đầu tư tiết kiệm năng lượng để giảm rào cản tiếp cận vốn, và áp dụng chính sách bắt buộc công khai thông tin hiệu quả năng lượng nhằm tạo áp lực thị trường thúc đẩy cải thiện tự nguyện.

5. Kết luận

Như vậy, nghiên cứu đã cung cấp bằng chứng thực nghiệm vững chắc về mối quan hệ hai chiều giữa ROA và EI trong các doanh nghiệp Việt Nam, sử dụng dữ liệu bảng 4.635 quan sát doanh nghiệp. Kết quả từ mô hình System GMM cho thấy EI có tác động tiêu cực lên ROA, khẳng định việc sử dụng năng lượng kém hiệu quả làm gia tăng chi phí sản xuất, giảm biên lợi nhuận và suy yếu năng lực cạnh tranh. Ngược lại, ROA tốt có tác động ngược chiều lên EI, cho thấy doanh nghiệp có năng lực tài chính vững mạnh có xu hướng đầu tư vào công nghệ tiết kiệm năng lượng và cải thiện quy trình vận hành.

Nghiên cứu đã có đóng góp chính là: (i) cung cấp bằng chứng thực nghiệm vững chắc rằng mối quan hệ giữa EI và ROA mang tính hai chiều và nội sinh; (ii) Nghiên cứu này vừa mở rộng lý thuyết dựa trên nguồn lực khi xác nhận năng lực quản lý năng lượng là một nguồn lực chiến lược tạo lợi thế cạnh tranh, vừa tích hợp giả thuyết Porter và lý thuyết nguồn lực dư thừa vào một khung giải thích thống nhất cho cả hai chiều tác động, thay vì vận dụng riêng lẻ từng lý thuyết như cách tiếp cận phổ biến trước đây; (iii) Về mặt thực tiễn, kết quả nghiên cứu cung cấp cơ sở khoa học để hoạch định chính sách theo cả hai hướng: từ phía cầu, cần có cơ chế ràng buộc và khuyến khích doanh nghiệp giảm cường độ năng lượng thông qua kiểm toán, tiêu chuẩn và ưu đãi thuế. Từ phía cung tài chính, cần mở rộng khả năng tiếp cận tín dụng xanh cho doanh nghiệp vừa và nhỏ nhằm phá vỡ vòng luẩn quẩn giữa lợi nhuận thấp và tiêu hao năng lượng cao trong khu vực sản xuất công nghiệp Việt Nam.

Tuy nhiên, nghiên cứu vẫn tồn tại một số hạn chế là chưa bao quát đầy đủ các cú sốc dài hạn và doanh nghiệp nhỏ không chính thức; chưa phân tích sâu sự khác biệt theo vùng địa lý và giai đoạn chính sách. Các hạn chế này sẽ được tác giả khắc phục trong những nghiên cứu tiếp theo.

Tài liệu tham khảo

- Alavani, H. A. V. K., Shukla, R., & Patnaik, D. (2024). An assessment of the relationship between profitability and energy intensity for technology-oriented manufacturing firms in India. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 14(4), 538–549. <https://doi.org/10.32479/ijeeep.16344>
- 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. <https://doi.org/10.2307/2297968>
- Barney, J. B. (1991). Firm resources and sustained competitive advantage. *Journal of Management*, 17(1), 99–120. <https://doi.org/10.1177/014920639101700108>
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115–143. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8)
- Brucal, A., Javorcik, B., & Love, I. (2019). Good for the environment, good for business: Foreign acquisitions and energy intensity. *Journal of International Economics*, 121, 103247. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2019.05.002>
- Dobre, E., Stanila, G. O., & Brad, L. (2015). The influence of environmental and social performance on financial performance: Evidence from Romania's listed entities. *Sustainability*, 7(3), 2513–2553. <https://doi.org/10.3390/su7032513>

-
- Duong, K. D., Huynh, T. N., Nguyen, D. V., & Le, H. T. P. (2022). How innovation and ownership concentration affect the financial sustainability of energy enterprises: Evidence from a transition economy. *Heliyon*, 8, e11674. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2022.e11674>
- Faisal, M., Ahmad, A., Riaz, S., & Rahman, Z. U. (2021). The impact of resource efficiency actions on firm performance: Moderating role of eco-investment and production cost. *International Journal of Management Research and Emerging Sciences*, 11(4). <https://doi.org/10.56536/ijmres.v11i4.161>
- Frank, M. Z., & Goyal, V. K. (2009). Capital structure decisions: Which factors are reliably important? *Financial Management*, 38(1), 1–37. <https://doi.org/10.1111/j.1755-053X.2009.01026.x>
- Greene, W. H. (2018). *Econometric Analysis (8th ed.)*. Pearson Education.
- Hansen, L. P. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, 50(4), 1029–1054. <https://doi.org/10.2307/1912775>
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53–74. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7)
- Imbruno, M., & Ketterer, T. D. (2018). Energy efficiency gains from importing intermediate inputs: Firm-level evidence from Indonesia. *Journal of Development Economics*, 135, 117–141. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2018.06.014>
- Lakkanawanit, P., Dungtripop, W., Suttipun, M., & Madi, H. (2022). Energy conservation and firm performance in Thailand: Comparison between energy-intensive and non-energy-intensive industries. *Energies*, 15(20), 7532. <https://doi.org/10.3390/en15207532>
- Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1–24. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)
- Lui, A. K. H., Lo, C. K. Y., Ngai, E. W. T., & Yeung, A. C. L. (2021). Forced to be green? The performance impact of energy-efficient systems under institutional pressures. *International Journal of Production Economics*, 239, 108213. <https://doi.org/10.1016/j.ijpe.2021.108213>
- Moon, H., & Min, D. (2020). A DEA approach for evaluating the relationship between energy efficiency and financial performance for energy-intensive firms in Korea. *Journal of Cleaner Production*, 255, 120283. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.120283>
- Ngân hàng Thế giới (2023). *Viet Nam – World Bank Enterprise Survey 2023*. Washington DC: World Bank Group.
- Nguyen, O. T. K., Buertey, S., Pham, T. H., Nguyen, D. V., & Tan, P. D. (2025). Environmental disclosure and firm financial performance in Vietnam's manufacturing and energy sectors. *Discover Sustainability*, 6, 1425. <https://doi.org/10.1007/s43621-025-02195-5>
- Porter, M. E., & van der Linde, C. (1995). Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 97–118. <https://doi.org/10.1257/jep.9.4.97>
- Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *The Stata Journal*, 9(1), 86–136. <https://doi.org/10.1177/1536867X0900900106>
- Tuân, N. P. (2012). An Empirical Study of Firm Environmental and Financial Performance: Evidence from Small and Medium Manufacturing Firms in Vietnam. *VNU Journal of Science, Economics and Business*, 28(5E), 1–16.
- VnDirect (2023). *Báo cáo ngành điện Việt Nam 2023*. Công ty Chứng khoán VnDirect, Hà Nội.
- VNEEP (2020). *Báo cáo Chương trình quốc gia về sử dụng năng lượng tiết kiệm và hiệu quả giai đoạn 2019–2030*. Bộ Công Thương, Hà Nội.
- Waddock, S. A., & Graves, S. B. (1997). The corporate social performance-financial performance link. *Strategic Management Journal*, 18(4), 303–319. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1097-0266\(199704\)18:4<303::AID-SMJ869>3.0.CO;2-G](https://doi.org/10.1002/(SICI)1097-0266(199704)18:4<303::AID-SMJ869>3.0.CO;2-G)
- Wang, Q., Zhang, C., & Li, R. (2022). Does financial efficiency contribute to improvement in energy efficiency? Evidence from BRICS and the next 11 countries. *Management of Environmental Quality*, 34(2), 446–463. <https://www.emerald.com/meq/article/34/2/446>
-

-
- Wen, H., Lee, C.-C., & Zhou, F. (2021). Green credit policy, credit allocation efficiency and upgrade of energy-intensive enterprises. *Energy Economics*, 94, 105099. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2020.105099>
- Wihandoko, I., Zakaria, A., & Ulupui, I. G. K. A. (2022). Influence of profitability, leverage, and environmental costs on environmental performance. *Jurnal Akuntansi, Perpajakan dan Auditing*, 3(3), 608–625. <https://doi.org/10.21009/japa.0303.07>
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data (2nd ed.)*. MIT Press.
- Yemelyanov, O., Symak, A., Petrushka, T., Lesyk, R., & Lesyk, L. (2021). Criteria, indicators, and factors of the sustainable energy-saving economic development: The case of natural gas consumption. *Energies*, 14(18), 5999. <https://doi.org/10.3390/en14185999>
- Zellner, A., & Theil, H. (1962). Three-stage least squares: Simultaneous estimation of simultaneous equations. *Econometrica*, 30(1), 54–78. <https://doi.org/10.2307/1911287>
- Ziaei, S. M. (2021). The impact of corporations and banking system leverage on renewable energy: Evidence from selected OECD countries. *Renewable Energy Focus*, 37, 68–83. <https://doi.org/10.1016/j.ref.2021.01.003>

***Tác giả liên hệ: Chu Thị Mai Phương. Email: maiphuongchu@ftu.edu.vn**