

Mục lục

Doanh nghiệp nhỏ và vừa trong hội nhập kinh tế quốc tế: thực trạng, vấn đề và giải pháp đối với nhóm ngành dệt, sản xuất trang phục và điện tử	<i>Hồ Đình Bảo, Nguyễn Thanh Tùng</i>	2
Tác động của hiệp định thương mại tự do Việt Nam – EU đến xuất khẩu Việt Nam	<i>Hà Văn Sự</i>	12
Biến động giá dầu thô thế giới, đòn bẩy và sự ổn định của các công ty niêm yết trên sở giao dịch chứng khoán Việt Nam	<i>Vương Thị Hương Giang</i>	23
Nghiên cứu sự phụ thuộc lợi nhuận của tiền kỹ thuật số: Tiếp cận phương pháp COPULA có điều kiện	<i>Phan Thị Hằng Nga</i>	35
Ảnh hưởng của đầu tư nước ngoài, công nghiệp hóa, tài nguyên và đổi mới công nghệ đến tăng trưởng kinh tế ở Việt Nam	<i>Trần Văn Hưng</i>	45
Hiệu quả kỹ thuật nghề lưới rê xa bờ tỉnh Khánh Hòa	<i>Nguyễn Đăng Đức, Phạm Thu Hằng</i>	57
Ảnh hưởng của trách nhiệm xã hội doanh nghiệp đến ý định nghỉ việc của nhân viên gen Z: Vai trò trung gian của quản trị nhân lực xanh	<i>Đỗ Vũ Phương Anh, Hoàng Thị Huệ, Đỗ Phương Linh, Ngô Thị Hồng Minh, Đặng Trần Châu Giang, Đỗ Phương Thanh</i>	67
Phòng ngừa rủi ro trong hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam hiện nay	<i>Nguyễn Thu Thủy</i>	79
Ảnh hưởng của lãnh đạo phụng sự đến lợi thế cạnh tranh của các trường đại học Việt Nam: Vai trò trung gian của chia sẻ tri thức	<i>Hà Diệu Linh, Nguyễn Huy Công, Phạm Kiều Linh, Nguyễn Ngọc Ánh, Nguyễn Phương Nga, Nguyễn Việt Anh</i>	90

DOANH NGHIỆP NHỎ VÀ VỪA TRONG HỘI NHẬP KINH TẾ QUỐC TẾ: THỰC TRẠNG, VẤN ĐỀ VÀ GIẢI PHÁP ĐỐI VỚI NHÓM NGÀNH DỆT, SẢN XUẤT TRANG PHỤC VÀ ĐIỆN TỬ

Hồ Đình Bảo

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: baohd@neu.edu.vn

Nguyễn Thanh Tùng

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: tungtn@neu.edu.vn

Mã bài báo: JED-1745

Ngày nhận: 22/02/2024

Ngày nhận bản sửa: 30/04/2024

Ngày duyệt đăng: 10/05/2024

Mã DOI: 10.33301/JED.V1.1745

Tóm tắt:

Hội nhập kinh tế quốc tế là một xu hướng tất yếu và mang lại nhiều cơ hội cho nền kinh tế Việt Nam. Tuy nhiên, thực tế cho thấy nhóm được hưởng lợi chính vẫn là khối doanh nghiệp có vốn đầu tư nước ngoài (FDI). Trong khi đó, doanh nghiệp nhỏ và vừa (DNNVV) còn gặp nhiều khó khăn trong việc tham gia vào chuỗi giá trị toàn cầu cũng như hoạt động xuất nhập khẩu. Nghiên cứu này đánh giá các yếu tố khách quan ảnh hưởng tới khả năng tham gia thương mại quốc tế của DNNVV trong nhóm ngành dệt, sản xuất trang phục và điện tử. Phân tích định lượng cho thấy một số yếu tố thể chế như tiếp cận đất đai, chi phí không chính thức và chất lượng lao động có ảnh hưởng lớn tới quá trình tiếp cận thị trường quốc tế của DNNVV. Từ đó, nhóm nghiên cứu đưa ra những khuyến nghị chính sách nhằm nâng cao năng lực cạnh tranh và gia tăng sự hiện diện của DNNVV Việt Nam trong chuỗi giá trị toàn cầu.

Từ khóa: Môi trường thể chế, thương mại quốc tế, doanh nghiệp nhỏ và vừa.

Mã JEL: F18, L60, Q56, F13.

Small- and medium-sized enterprises and international trade: Current situations, challenges and solutions for the textile, apparel, and electronics manufacturing industries

Abstract:

International economic integration is inevitable and brings many opportunities to Vietnamese economy. However, international trade in Vietnam has benefited mostly large enterprises with foreign direct investment. Meanwhile, domestic small- and medium-sized enterprises (SMEs) have been facing many challenges in participating in the global value chains and international trade activities. This study examines the factors that affect the ability to join international trade of Vietnamese SMEs in the textile, apparel, and electronics manufacturing industries. The results reveal that institutional environment such as land access, informal charges, and labor quality have heavily influenced the participation of SMEs in the global markets. Based on the findings, several policy recommendations are proposed to enhance the competitiveness and the presence of Vietnamese SMEs in the global value chain.

Keywords: Institutional environment, international trade, SMEs.

JEL codes: F18, L60, Q56, F13.

1. Giới thiệu

Hội nhập kinh tế ngày càng sâu, rộng là một xu thế tất yếu trong bối cảnh toàn cầu hiện nay. Xu thế này mang lại rất nhiều cơ hội phát triển cho tất cả các nền kinh tế mà không một quốc gia nào có thể đứng ngoài. Việt Nam cũng không ngoại lệ. Sau hơn 30 đổi mới, hợp tác kinh tế và đặc biệt là hợp tác thương mại của Việt Nam với các nền kinh tế khác trên thế giới và trong khu vực ngày càng được mở rộng. Nền kinh tế, đặc biệt là khu vực tư nhân, đã tích cực tham gia vào thị trường toàn cầu kể từ sau khi gia nhập Tổ chức Thương mại Quốc tế (WTO) vào năm 2007. Theo số liệu từ Ngân hàng Thế giới, độ mở thương mại của Việt Nam đã tăng từ khoảng 60-70% GDP giai đoạn đầu những năm 1990 lên tới khoảng 180% GDP vào cuối thập niên 2010. Hội nhập kinh tế quốc tế sâu rộng được kỳ vọng sẽ mở ra rất nhiều cơ hội phát triển cho nền kinh tế, đặc biệt là khu vực doanh nghiệp, từ việc mở rộng thị trường, nâng cao năng lực cạnh tranh cho đến việc tiếp cận nguồn lực, công nghệ sản xuất tiên tiến hơn với chi phí thấp hơn.

Quá trình hội nhập cũng đặt ra rất nhiều thách thức cho nền kinh tế và khu vực doanh nghiệp khi Việt Nam ngày càng bộc lộ rõ là địa điểm gia công hàng hóa xuất khẩu với giá trị gia tăng thấp cho các công ty đa quốc gia. Nghiên cứu của Nguyen & cộng sự (2020) chỉ ra rằng chỉ có 21% DNNVV Việt Nam có tham gia vào chuỗi cung ứng toàn cầu. Trong khi đó, con số này tại Thái Lan và Malaysia lần lượt là 30% và 46%. Điều này cho thấy rằng phần lớn các doanh nghiệp Việt Nam chỉ tham gia ở khâu thấp nhất trong chuỗi giá trị như: lắp ráp, gia công; chưa tham gia sản xuất sản phẩm chính. Đồng thời, nhóm doanh nghiệp được hưởng lợi chính từ việc tăng cường thương mại quốc tế (TMQT) chủ yếu là các doanh nghiệp nước ngoài và/hoặc doanh nghiệp lớn trong nước, trong khi DNNVV thường bị đánh giá là không đủ năng lực và thiếu khả năng cạnh tranh. Trong năm 2023, khu vực trong nước có thâm hụt thương mại lên tới 21,7 tỷ USD, trong khi khu vực nước ngoài đạt thặng dư 49,7 tỷ USD, theo số liệu từ Tổng cục Thống kê.

Số lượng doanh nghiệp đăng ký kinh doanh tăng nhanh trong vòng 20 năm qua, từ 56,5 nghìn năm 2001 lên trên 680 nghìn năm 2020. Hầu hết trong số đó là DNNVV, nhóm doanh nghiệp khó đạt tăng trưởng về quy mô và thường rời bỏ thị trường sau vài năm hoạt động. Trong khi DNNVV chiếm tới trên 98% về mặt số lượng, nhóm doanh nghiệp này chỉ đóng góp vào khoảng 50% số lượng việc làm trên thị trường lao động. Đồng thời, năng lực và khả năng cạnh tranh của DNNVV hầu như không có cải thiện so với nhóm doanh nghiệp lớn và doanh nghiệp nước ngoài. Trong suốt quá trình phát triển kinh tế của đất nước, DNNVV không thể tham gia tích cực vào các hoạt động TMQT, ngay cả trong ngành chế biến chế tạo. Chỉ có 2,3%, 23,7%, và 65,4% số DNNVV trong ngành này có hoạt động xuất khẩu và/hoặc nhập khẩu trong giai đoạn 2010-2015 (xem thêm tại Bảng 2).

Trên cơ sở đó, nhóm tác giả thực hiện đánh giá thực trạng, khó khăn và đưa ra các giải pháp cho DNNVV tại Việt Nam trong quá trình hội nhập kinh tế quốc tế. Trong nghiên cứu này, chúng tôi tập trung vào khả năng tham gia vào TMQT và chuỗi giá trị toàn cầu của DNNVV trong các ngành dệt, sản xuất trang phục và điện tử Việt Nam. Đây là những ngành tập trung số lượng lớn các DNNVV, cùng với đó các doanh nghiệp FDI cũng tích cực mở rộng quy mô hoạt động trong các ngành này. Điều này gây ra sức ép lớn lên DNNVV Việt Nam, nhưng cũng là cơ hội để doanh nghiệp trong nước có thể nâng cao năng lực cạnh tranh. Ngoài lý do kể trên, DNNVV nhóm ngành này hiện đóng vai trò rất quan trọng đối với Việt Nam trong việc tạo việc làm. Với mức năng suất lao động thấp, lao động trong các ngành này có thể chịu tác động tiêu cực do tự động hóa có xu hướng lấy đi việc làm có tính chất lặp đi lặp lại. Do vậy, sự dịch chuyển lên nấc thang cao hơn trong chuỗi giá trị toàn cầu sẽ là đòi hỏi cấp thiết đối với các DNNVV trong những ngành này.

2. Tổng quan tài liệu

Các lý thuyết về kinh tế quốc tế đều cho rằng yếu tố môi trường thể chế đóng một vai trò quan trọng trong quá trình hội nhập quốc tế của doanh nghiệp (Jackson & Deeg, 2008; Marquis & Raynard, 2015; Peng & cộng sự, 2008). Tuy nhiên, hầu hết các nghiên cứu hiện nay lại tập trung vào cách thể chế của các quốc gia chủ nhà ảnh hưởng đến các doanh nghiệp đa quốc gia (xem Aguilera & Grøgaard, 2019; Jackson & Deeg, 2008). Một nhánh nghiên cứu khác xem xét các khung lý thuyết qua đó các doanh nghiệp tại các thị trường mới nổi (EMFs) có thể tham gia TMQT, như phương pháp kết nối-đòn bẩy-học hỏi (Mathews, 2006), quan điểm bàn đạp (Luo & Tung, 2007, 2018), và quan điểm thể chế mỏng (Shi & cộng sự, 2017).

Wu & Deng (2020) lập luận rằng những khung lý thuyết này dựa trên giả định rằng các doanh nghiệp quốc tế thường là doanh nghiệp lớn với đủ khả năng, đặc biệt là các doanh nghiệp nhà nước (DNNN). Do

đó, những khung lý thuyết này không thể giải thích việc quốc tế hóa của các DNNVV tại nền kinh tế mới nổi. Wu & Deng (2020) đã phát triển mô hình “thể chế thoát khỏi” để giải thích cách các DNNVV Trung Quốc thoát khỏi thị trường trong nước và quốc tế hóa. Trong bối cảnh này, SMEs sẽ lựa chọn vị trí của họ (thị trường mục tiêu) và phương thức gia nhập (với mức độ cam kết tài nguyên thấp và cao) dựa trên việc chênh lệch về mặt thể chế. Tuy nhiên, mô hình này chỉ so sánh môi trường thể chế của quốc gia chủ nhà và quốc gia mục tiêu. Mô hình này không xem xét sự thay đổi trong môi trường thể chế giữa các khu vực trong một quốc gia, điều mà có thể ảnh hưởng đến sự tham gia vào chuỗi giá trị toàn cầu của DNNVV tại các nước đang phát triển.

Ngược lại với quan điểm “thoát khỏi”, quan điểm “nuôi dưỡng” ngụ ý rằng tiến bộ thể chế nội địa cho phép quá trình quốc tế hóa của các EMFs (Luo & cộng sự, 2010; Sun & cộng sự, 2015). Tuy nhiên, Deng & Zhang (2018) lập luận rằng cả hai quan điểm này nên được xem xét cùng nhau vì chất lượng thể chế nội địa có thể ảnh hưởng đến cả quyết định dịch chuyển địa điểm sản xuất (thoát khỏi) và thay đổi thị trường bán hàng ra nước ngoài (nuôi dưỡng). Họ nhận thấy rằng chất lượng thể chế, một đo lường nhận thức được lấy từ *Khảo sát Doanh nghiệp* của Ngân hàng Thế giới, ảnh hưởng tiêu cực đến quyết định hoạt động tại nước ngoài của các DNNVV Trung Quốc và ảnh hưởng tích cực đến tăng trưởng doanh số bán hàng tại nước ngoài của họ. Mặc dù Deng & Zhang (2018) và các nghiên cứu khác sử dụng chỉ số này có thể xem xét sự đa dạng của môi trường thể chế nội địa (xem Bianchi & Wickramasekera, 2016; Deng & Yang, 2015), nhưng nó là một chỉ số đánh giá chủ quan và không phản ánh một khía cạnh cụ thể của môi trường thể chế.

Đối với DNNVV Việt Nam, nghiên cứu của Nguyen & cộng sự (2020) cho thấy vai trò của doanh nghiệp dẫn dắt, sự cạnh tranh bên trong giữa các DNNVV và các yếu tố thể chế có tác động đáng kể tới việc khuyến khích sự tham gia vào chuỗi giá trị toàn cầu. Trên cơ sở đó các tác giả khuyến nghị việc cải thiện môi trường thể chế, tạo dựng liên kết giữa DNNVV và doanh nghiệp dẫn dắt để cải thiện khả năng tham gia chuỗi giá trị toàn cầu của DNNVV Việt Nam. Ngoài ra, nghiên cứu này cũng chỉ ra rằng những yếu kém trong quản trị doanh nghiệp, khả năng đổi mới sáng tạo và tiếp cận tín dụng hạn chế là những rào cản đối với sự tham gia của DNNVV vào chuỗi giá trị toàn cầu.

3. Thực trạng hoạt động của DNNVV ngành dệt, sản xuất trang phục và điện tử

Bảng 1: Tỷ lệ và quy mô lao động của khối DNNVV

	2011		2016		2020	
	Số lượng doanh nghiệp	Quy mô lao động	Số lượng doanh nghiệp	Quy mô lao động	Số lượng doanh nghiệp	Quy mô lao động
<i>Doanh nghiệp chế biến chế tạo</i>						
Doanh nghiệp siêu nhỏ	45,57	2,79	53,95	2,84	64,76	3,60
Doanh nghiệp nhỏ	47,48	27,81	39,6	22,81	30,13	21,17
Doanh nghiệp vừa	3,48	16,66	2,90	13,47	2,00	10,03
Doanh nghiệp lớn	3,46	52,74	3,55	60,89	3,12	65,21
<i>Doanh nghiệp dệt, sản xuất trang phục và điện tử</i>						
Doanh nghiệp siêu nhỏ	34,42	1,01	43,16	0,89	53,53	1,18
Doanh nghiệp nhỏ	53,12	22,14	42,81	14,99	35,08	13,61
Doanh nghiệp vừa	7,11	24,32	7,46	19,42	5,03	13,20
Doanh nghiệp lớn	5,35	52,53	6,58	64,7	6,36	72,01

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả từ số liệu ĐTDN 2010-2015.

Bảng 1 cho biết tỷ lệ số doanh nghiệp theo quy mô cũng như số lao động làm việc tại từng nhóm doanh nghiệp. Số liệu dựa trên các cuộc Tổng điều tra Kinh tế năm 2012, 2017 và 2021 (tương ứng với số liệu cho các năm 2011, 2016 và 2020). Số liệu cho thấy số lượng doanh nghiệp siêu nhỏ tăng nhanh trong khi lao động mà nhóm doanh nghiệp này hấp thụ là vô cùng thấp. Tương tự, hai nhóm doanh nghiệp nhỏ và doanh nghiệp vừa vẫn chiếm tỷ trọng tương đối lớn trong tổng số doanh nghiệp nhưng quy mô lao động giảm dần. Điều này cho thấy nhóm DNNVV ngày càng trở nên khó khăn hơn trong việc cạnh tranh với các doanh nghiệp lớn trong vấn đề hấp thụ lao động. Đối với nhóm ngành dệt, sản xuất trang phục và điện tử, DNNVV

chiếm tới 93% tổng số nhưng quy mô lao động lại chỉ chiếm xấp xỉ 28%. Điều này cho thấy nhóm DNVVN này gặp rất nhiều bất lợi trong vấn đề cạnh tranh với nhóm doanh nghiệp lớn, đặc biệt là doanh nghiệp FDI.

Mặc dù có sự gia tăng đáng kể trong giai đoạn 2010-2015, việc tham gia vào chuỗi giá trị toàn cầu, đo lường bằng mức độ tham gia vào TMQT, còn hạn chế đối với nhóm DNNVV. Từ 2010 đến 2015, tỷ lệ doanh nghiệp siêu nhỏ có hoạt động TMQT tăng từ 5,8% lên 128%. Tương tự, tỷ lệ doanh nghiệp vừa có hoạt động xuất nhập khẩu tăng từ 26,7% năm 2010 lên 33% năm 2015. Trong khi đó, con số này đối với nhóm doanh nghiệp lớn là 46,5% và 55,3%.

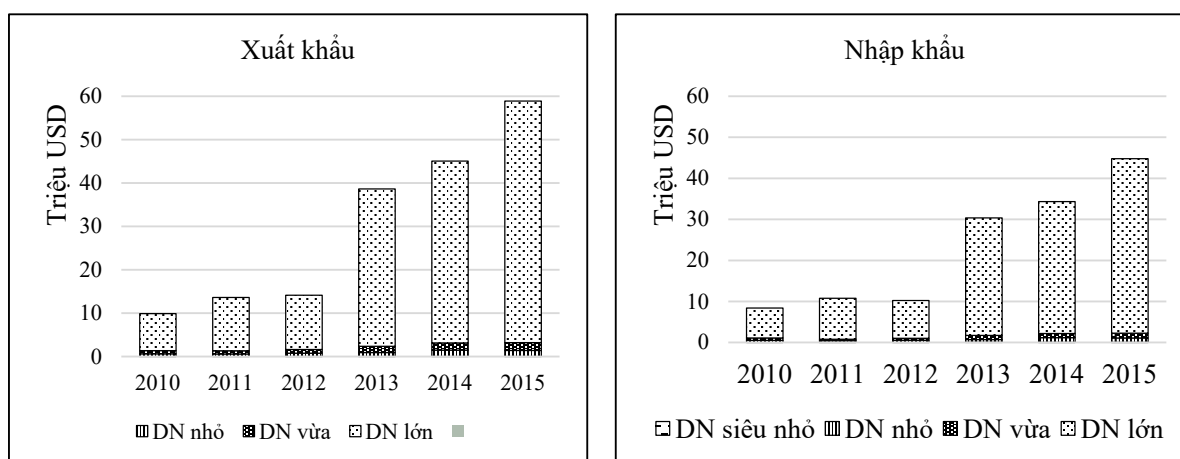
Bảng 2: Sự tham gia vào hoạt động TMQT của doanh nghiệp chế biến chế tạo, 2010-2015

	Tỷ lệ tham gia TMQT (%)			Giá trị TMQT/Doanh thu (%)		
	XK	NK	XNK	XK	NK	XNK
Toàn bộ doanh nghiệp chế biến chế tạo						
Doanh nghiệp siêu nhỏ	2,34	2,73	3,98	1,33	0,94	2,72
Doanh nghiệp nhỏ	23,69	23,79	31,61	12,10	7,76	21,85
Doanh nghiệp vừa	65,39	63,02	75,17	38,97	24,16	71,45
Doanh nghiệp lớn	78,17	79,55	87,01	45,41	30,78	82,81
Toàn bộ doanh nghiệp	22,97	23,09	29,11	12,54	8,16	22,95
Doanh nghiệp dệt, sản xuất trang phục và điện tử						
Doanh nghiệp siêu nhỏ	3,40	3,87	5,37	1,91	1,51	4,39
Doanh nghiệp nhỏ	31,71	26,72	37,57	18,88	11,59	35,12
Doanh nghiệp vừa	74,50	65,75	79,93	50,84	36,95	105,87
Doanh nghiệp lớn	87,91	85,55	91,39	64,98	49,10	128,63
Toàn bộ doanh nghiệp	36,53	32,43	41,33	23,41	16,06	46,15

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả từ số liệu ĐTDN 2010-2015.

Trong giai đoạn 2010-2015, toàn bộ ngành chế biến chế tạo có khoảng 29% số doanh nghiệp tham gia vào hoạt động TMQT. Trung bình giá trị xuất khẩu chiếm khoảng 12,5% tổng doanh thu của toàn bộ doanh nghiệp chế biến chế tạo (tính cả những doanh nghiệp không có xuất khẩu). Tuy nhiên, hoạt động TMQT diễn ra chủ yếu tại nhóm doanh nghiệp lớn. Trong khối DNNVV, chỉ có doanh nghiệp có quy mô vừa (trên 200 lao động) là có tỷ lệ tham gia xuất/nhập khẩu ở mức trên 60%. Trong khi đó, có chưa tới 3% số doanh nghiệp siêu nhỏ có thể tham gia vào hoạt động TMQT trong giai đoạn 2010-2015 (Bảng 2).

Hình 1: Kim ngạch xuất nhập khẩu theo quy mô doanh nghiệp nhóm ngành dệt, sản xuất trang phục và điện tử



Ghi chú: Số liệu chỉ bao gồm doanh nghiệp được khảo sát trong ĐTDN giai đoạn 2010-2015.

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả từ số liệu ĐTDN 2010-2015.

Xét về giá tổng giá trị kim ngạch xuất nhập khẩu, gần như toàn bộ kim ngạch thương mại của nhóm ngành dệt, sản xuất trang phục và điện tử thuộc về nhóm doanh nghiệp lớn (Hình 1). Số liệu từ Hình 1 cho thấy tỷ

trọng xuất/nhập khẩu của doanh nghiệp lớn chiếm trên 90% giá trị thương mại nhóm ngành này. Đồng thời, tỷ trọng này có xu hướng tăng trong giai đoạn 2010-2015. Những số liệu trên cho thấy sự hạn chế của DNNVV toàn ngành chế biến chế tạo nói chung và nhóm ngành dệt, sản xuất trang phục và điện tử nói riêng, trong việc tham gia vào TMQT cũng như chuỗi cung ứng toàn cầu.

4. Phương pháp định lượng và số liệu

4.1. Mô hình ước lượng

Nghiên cứu này tập trung đánh giá ảnh hưởng của các yếu tố khách quan, bao gồm môi trường thể chế và kinh tế vĩ mô cấp địa phương, lên hoạt động thương mại quốc tế của DNNVV nhóm ngành dệt, sản xuất trang phục và điện tử. Nhóm nghiên cứu thực hiện hồi quy mô hình sau:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1it} + \beta_2 Z_{2it} + \gamma_3 V_{3it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Trong đó, Y_{it} là biến phụ thuộc của doanh nghiệp i trong năm t . Đối với biến phụ thuộc, nhóm nghiên cứu lần lượt đánh giá sự tham gia vào chuỗi cung ứng toàn cầu thông qua các chỉ báo sau: (i) biến giả xuất/nhập khẩu của DNNVV; và (ii) giá trị xuất/nhập khẩu trên tổng doanh thu. Nhóm biến độc lập lần lượt là: X_{1it} bao gồm các biến phản ánh môi trường thể chế, đo lường ở cấp tỉnh; Z_{2it} bao gồm các biến phản ánh môi trường kinh tế vĩ mô cấp tỉnh. Nhóm biến kinh tế vĩ mô bao gồm tăng trưởng kinh tế địa phương (RGDP), tỷ lệ lạm phát, và quy mô lực lượng lao động. Đối với hai biến tăng trưởng kinh tế và tỷ lệ lạm phát, nhóm nghiên cứu đã thực hiện kiểm định tính đáng tin cậy của kết quả ước lượng bằng cách sử dụng độ trễ 1 năm. Kết quả cho thấy việc sử dụng biến trễ không làm thay đổi kết quả ước lượng. Vector biến kiểm soát, V_{3it} , bao gồm các biến nội tại của doanh nghiệp như tuổi, loại hình doanh nghiệp, quy mô vốn/lao động và các biến cấp độ ngành như độ mở thương mại, mức độ thâm dụng lao động ngành. Hiệu ứng cố định (fixed effects) cấp huyện và cấp ngành (VSIC) 4 chữ số cũng được thêm vào để kiểm soát những nhân tố có ảnh hưởng chung tới toàn bộ doanh nghiệp trong cả giai đoạn điều tra.

Đối với chỉ báo số (i), nhóm nghiên cứu sử dụng phương pháp hồi quy bình phương nhỏ nhất gộp (Pooled OLS). Phương pháp này cho phép đánh giá trực tiếp mức độ ảnh hưởng của các biến độc lập tới xác suất tham gia vào chuỗi thương mại toàn cầu. Đối với chỉ báo số (ii), nhóm nghiên cứu sử dụng hồi quy Tobit với ngưỡng chặn dưới bằng 0 đối với những doanh nghiệp không tham gia vào TMQT. Phương pháp ước lượng này cho phép đánh giá ảnh hưởng của các biến độc lập tới giá trị xuất/nhập khẩu, trong điều kiện có lượng lớn doanh nghiệp không tham gia xuất/nhập khẩu (giá trị bằng 0). Cần lưu ý rằng, do đặc điểm chọn mẫu của bộ dữ liệu ĐTDN, chỉ khoảng 10-20% DNNVV được chọn khảo sát (xem thêm mục 4.2). Do đó, nhóm nghiên cứu không thể xây dựng dữ liệu mạng và sử dụng các phương pháp ước lượng cho dữ liệu mạng. Việc xây dựng dữ liệu mạng cho một nhóm nhỏ DNNVV trong giai đoạn này sẽ làm giảm mạnh số quan sát và gây ra các sai lệch chọn mẫu trong ước lượng.

4.2. Số liệu và nguồn

Bộ dữ liệu Điều tra Doanh nghiệp (ĐTDN) là một bộ điều tra quy mô lớn được thực hiện bởi Tổng cục Thống kê. Bộ số liệu này bao gồm toàn bộ doanh nghiệp có đăng ký kinh doanh với quy mô lao động trên ngưỡng điều tra. Ngưỡng điều tra này khác nhau giữa một số địa phương lớn và các địa phương còn lại, và thay đổi qua các năm. Đối với DNNVV, Tổng cục Thống kê chỉ lựa chọn khảo sát từ 10-20% số doanh nghiệp trên địa bàn các tỉnh. Nhóm nghiên cứu sử dụng số liệu ĐTDN giai đoạn 2010-2015 với quy mô mẫu bao gồm xấp xỉ 20.000 doanh nghiệp thuộc ngành dệt, sản xuất trang phục và điện tử. Đây là giai đoạn thương mại quốc tế tăng trưởng nhanh sau khi Việt Nam gia nhập WTO vào cuối năm 2007. Đồng thời, số liệu ĐTDN giai đoạn này cung cấp đầy đủ thông tin về hoạt động thương mại quốc tế cũng như kim ngạch xuất nhập khẩu của DNNVV.

Nhóm yếu tố phản ánh môi trường thể chế được thu thập từ số liệu *Chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh* (PCI) hàng năm. Chỉ số PCI là một chỉ số quan trọng cấp tỉnh đánh giá môi trường kinh doanh và chất lượng quản trị đối với việc thúc đẩy phát triển khu vực tư nhân. Chỉ số này được điều tra và công bố từ năm 2005 bởi Liên đoàn Thương mại và Công nghiệp Việt Nam (VCCI). Chỉ số PCI bao gồm 10 chỉ tiêu thành phần, phản ánh các khía cạnh khác nhau của môi trường thể chế cấp tỉnh. Nhóm biến số kinh tế vĩ mô cấp tỉnh được thu thập từ Tổng cục Thống kê, Niên giám Thống kê và Báo cáo Kinh tế Xã hội hàng năm của các địa phương. Bảng 3 thống kê mô tả các biến được sử dụng trong mô hình ước lượng.

Bảng 3: Thống kê mô tả các biến sử dụng trong phân tích

Tên biến	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị tối thiểu	Giá trị tối đa
Nhóm biến phụ thuộc				
Biến giá xuất khẩu	0,309	0,462	0	1
Biến giá nhập khẩu	0,254	0,435	0,000	1,000
Biến giá TMQT	0,362	0,480	0,000	1,000
Giá trị xuất khẩu/doanh thu	0,206	0,393	0,000	2,507
Giá trị nhập khẩu/doanh thu	0,111	0,296	0,000	2,483
Giá trị TMQT/doanh thu	0,318	0,600	0,000	4,563
Nhóm biến thể chế				
Chi phí gia nhập	-0,180	1,007	-3,592	1,541
Tiếp cận đất đai	-0,392	1,004	-3,440	2,779
Tính minh bạch	0,294	0,758	-4,488	2,135
Chi phí thời gian	-0,124	0,771	-2,750	2,255
Chi phí không chính thức	0,200	0,940	-2,619	2,384
Tính năng động	-0,306	0,888	-2,649	3,466
Hỗ trợ doanh nghiệp	0,567	1,185	-2,513	3,314
Đào tạo lao động	0,695	0,919	-2,882	3,131
Thiết chế pháp lý	0,060	0,902	-1,914	2,559
Nhóm biến kinh tế vĩ mô cấp tỉnh				
Quy mô lực lượng lao động	7,443	0,782	5,270	8,394
Tỷ lệ lạm phát	0,080	0,061	-0,011	0,307
Tăng trưởng RGDP	0,105	0,028	-0,009	0,360

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả từ số liệu ĐTDN 2010-2015.

5. Kết quả thực nghiệm

5.1. Nhóm yếu tố môi trường thể chế

Nhóm nghiên cứu đưa vào 9 chỉ tiêu thành phần của PCI nhằm đánh giá ảnh hưởng của môi trường thể chế tới sự tham gia vào hoạt động TMQT của DNNVV nhóm ngành được chọn. Các biến số này đã được hiệu chỉnh chuẩn hóa, do đó, các hệ số ước lượng cho biết mức độ thay đổi của biến phụ thuộc khi nhóm biến môi trường thể chế tăng lên 1 độ lệch chuẩn. Kết quả ước lượng cho thấy các yếu tố về mặt thể chế ảnh hưởng lớn đến sự tham gia vào TMQT của DNNVV khối ngành chế biến chế tạo dệt, sản xuất trang phục và điện tử.

Chi phí gia nhập ngành: Kết quả ước lượng cho thấy việc gia nhập dễ dàng hơn (chi phí, thời gian, thủ tục đăng ký doanh nghiệp đơn giản hơn) khiến cho tỷ lệ và mức độ tham gia vào TMQT giảm. Điều này cũng đúng như kỳ vọng bởi việc chi phí gia nhập giảm đồng nghĩa với việc có nhiều DNNVV đăng ký kinh doanh hơn. Tuy nhiên, những doanh nghiệp mới gia nhập thị trường thường là những doanh nghiệp nhỏ và siêu nhỏ, chưa có đủ thực lực để có thể tham gia TMQT (đặc biệt là xuất khẩu)¹. Điều này dẫn tới việc suy giảm tỷ lệ DNNVV tham gia vào TMQT cũng như tỷ lệ kim ngạch thương mại trên tổng doanh thu toàn ngành.

Tiếp cận đất đai: Đất đai là một đầu vào không thể thiếu đối với doanh nghiệp chế biến chế tạo, đặc biệt là những doanh nghiệp định hướng xuất khẩu. Kết quả ước lượng tại Bảng 4 cho thấy rằng việc tiếp cận đất đai tốt hơn giúp tăng khả năng DNNVV tham gia vào hoạt động xuất khẩu cũng như tỷ trọng xuất khẩu trên tổng doanh thu. Cụ thể, mỗi 1 độ lệch chuẩn tăng lên trong chỉ tiêu tiếp cận đất đai giúp tăng xác suất xuất khẩu thêm 1,9 điểm phần trăm và tăng tỷ lệ xuất khẩu/doanh thu thêm 4,4 điểm phần trăm. Kết quả này nhấn mạnh tầm quan trọng của những chính sách liên quan tới tiếp cận đất đai cho sản xuất tại Việt Nam. Tuy nhiên, nhóm nghiên cứu không tìm thấy mối liên hệ giữa tiếp cận đất đai và hoạt động nhập khẩu của DNNVV nhóm ngành được chọn.

Tính minh bạch: Kết quả ước lượng của nhóm nghiên cứu cho thấy chỉ tiêu này không có tác động rõ rệt lên quyết định và mức độ tham gia vào thị trường quốc tế của DNNVV nhóm ngành được chọn. Các hệ số ước lượng đều không có ý nghĩa thống kê cả ở mức thấp nhất là 10%. Tuy nhiên, một điểm đáng chú ý là tiêu chí này lại đóng vai trò quan trọng trong việc tham gia vào TMQT của toàn ngành chế biến chế tạo. Dù không thể hiện ở Bảng 4, kết quả ước lượng của nhóm nghiên cứu cho toàn ngành chế biến chế tạo cho thấy

DNNVV tại địa phương có tính minh bạch cao hơn có xu hướng xuất khẩu nhiều hơn cũng như có quy mô xuất khẩu/doanh thu lớn hơn. Điều này cho thấy việc thúc đẩy minh bạch hóa thực sự giúp cải thiện khả năng cạnh tranh của DNNVV với các doanh nghiệp lớn và doanh nghiệp FDI.

Chi phí thời gian: Giảm thời gian của các thủ tục hành chính cũng có ảnh hưởng tương tự với việc cắt giảm chi phí gia nhập. Tuy nhiên, chỉ tiêu này chỉ có tác động lên nhập khẩu mà không ảnh hưởng tới xuất khẩu của DNNVV nhóm ngành được chọn. Nếu chỉ tiêu này tăng lên 1 độ lệch chuẩn, xác suất nhập khẩu và quy mô nhập khẩu so với doanh thu giảm đi tương ứng 1,5 và 4,5 điểm phần trăm.

Chi phí không chính thức: Kết quả ước lượng tại Bảng 4 cho thấy những bằng chứng về ảnh hưởng của việc cắt giảm chi phí không chính thức lên hoạt động TMQT. Về mặt tham gia xuất nhập khẩu, cải thiện trong chỉ tiêu này chủ yếu giúp tăng xác suất nhập khẩu, với hệ số 0,017. Chi phí không chính thức giảm giúp cải thiện đáng kể quy mô thương mại so với tổng doanh thu. Mỗi 1 điểm độ lệch chuẩn tăng lên trong chỉ tiêu này tương đương với 4,7 và 2,3 điểm phần trăm tăng lên của tỷ lệ xuất khẩu và nhập khẩu so với tổng doanh thu. Tuy nhiên, các ước lượng này chỉ có ý nghĩa thống kê tương đối yếu (quanh ngưỡng 10%). Mặc dù vậy, kết quả ước lượng hàm ý rằng chi phí không chính thức chiếm một tỷ trọng đáng kể trong chi phí hoạt động của DNNVV có tham gia TMQT. Do đó, cắt giảm chi phí không chính thức tạo điều kiện thuận lợi cho DNNVV mở rộng quy mô xuất nhập khẩu.

Bảng 4: Nhân tố ảnh hưởng tới quyết định tham gia và quy mô TMQT của DNNVV nhóm ngành dệt, sản xuất trang phục và điện tử

	Xác suất tham gia TMQT			Tỷ lệ thương mại/Doanh thu		
	XK	NK	XNK	XK	NK	XNK
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Nhóm yếu tố thể chế (PCI):						
Chi phí gia nhập	-0,021**	-0,001	-0,013*	-0,049*	0,018	-0,020
Tiếp cận đất đai	0,018**	0,004	0,012*	0,045*	0,021	0,047
Tính minh bạch	0,007	-0,009	0,003	-0,023	-0,032	-0,035
Chi phí thời gian	-0,005	-0,016**	-0,010	-0,023	-0,045**	-0,046
Chi phí không chính thức	0,009	0,017**	0,011	0,045*	0,023	0,043
Tính năng động	0,006	0,021**	0,018***	0,032*	0,068***	0,068***
Hỗ trợ doanh nghiệp	-0,004	-0,020**	-0,008	-0,001	-0,023	-0,002
Đào tạo lao động	0,014*	0,022**	0,017**	0,018	0,031	0,040
Thiết chế pháp lý	-0,015	-0,006	-0,013	-0,024	-0,047**	-0,046
Nhóm yếu tố kinh tế vĩ mô (cấp tỉnh):						
Quy mô lực lượng lao động	0,017	0,024***	0,039***	0,064	0,074**	0,098**
Tỷ lệ lạm phát	-0,427	-0,068	-0,072	-1,067	-0,313	-0,947
Tăng trưởng RGDP	0,195	-0,004	0,033	0,238	-0,025	0,180
R ²	0,337	0,346	0,368			
R ² giả (Pseudo R ²)				0,228	0,268	0,220
Số quan sát	19.211	19.211	19.211	19.211	19.211	19.211

Ghi chú: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Kết quả ước lượng sai số chuẩn và mức độ ý nghĩa thống kê p -value sẽ được cung cấp theo yêu cầu.

Tính năng động: Tương tự chỉ tiêu *Chi phí không chính thức*, nhóm nghiên cứu chủ yếu tìm ra ảnh hưởng của tính năng động của chính quyền địa phương lên hoạt động nhập khẩu. Kết quả ước lượng cho thấy tại những địa phương có tính năng động cao hơn (cán bộ và lãnh đạo linh hoạt, năng động, sáng tạo,...), DNNVV sẽ có xu hướng tham gia thương mại một cách sâu rộng hơn (cột 4-6, Bảng 4). Với mỗi 1 độ lệch chuẩn tăng thêm, tỷ lệ kim ngạch nhập khẩu và thương mại so với tổng doanh thu của DNNVV ngành chế biến chế tạo tăng tương ứng 6,6 và 6,8 điểm phần trăm.

Chính sách hỗ trợ doanh nghiệp: Kết quả ước lượng chỉ ra rằng chính sách hỗ trợ doanh nghiệp gần như không có tác động đáng kể, về mặt ý nghĩa kinh tế và thống kê, lên hoạt động xuất khẩu của DNNVV nhóm ngành được chọn. Điều này hàm ý rằng những chính sách hỗ trợ kinh doanh hiện tại không giúp cải thiện tính cạnh tranh của DNNVV so với các đối thủ lớn hơn hoặc có vốn đầu tư nước ngoài. Tuy nhiên, cần nhấn mạnh rằng các tiêu chí phụ để xây dựng chỉ tiêu này đã có sự thay đổi đáng kể trong giai đoạn 2010-2015.

Ngoài ra, chỉ tiêu này bao hàm nhiều khía cạnh của chính sách hỗ trợ doanh nghiệp hơn là chỉ tập trung vào nhóm chính sách hỗ trợ thương mại.

Đào tạo lao động: Kết quả ước lượng của nhóm nghiên cứu cho thấy việc đào tạo lao động đóng vai trò then chốt trong việc định hình quá trình quốc tế hóa DNNVV ngành chế biến chế tạo tại Việt Nam. Cải thiện trong môi trường thể chế lao động có tác động tích cực một cách rõ rệt lên xác suất tham gia vào TMQT của DNNVV nhóm ngành được chọn. Hiện nay, hầu hết các doanh nghiệp nhóm ngành được chọn đều thuộc ngành thâm dụng lao động, tiếp cận với lao động chất lượng tốt hơn sẽ giúp DNNVV cải thiện khả năng cạnh tranh để tham gia vào hoạt động TMQT. Với mỗi 1 độ lệch chuẩn tăng lên trong chỉ tiêu này, xác suất xuất khẩu và nhập khẩu của DNNVV tăng lên tương ứng 1,5 và 2,3 điểm phần trăm. Dù không có ý nghĩa về mặt thống kê, các hệ số ước lượng trong cột (4) và (5) hàm ý rằng tỷ lệ kim ngạch xuất khẩu và nhập khẩu so với tổng doanh thu tăng lên tương ứng 1,8 và 3,0 điểm phần trăm.

Thiết chế pháp lý: Đáng chú ý, nhóm nghiên cứu phát hiện ra mối quan hệ ngược chiều giữa chỉ tiêu thiết chế pháp lý cấp tỉnh và quy mô nhập khẩu của DNNVV nhóm ngành được chọn. Điều này có thể được lý giải bằng việc VCCI đo lường chỉ tiêu *Thiết chế pháp lý* trong thực tế. Cụ thể, chỉ tiêu này được đo lường dựa trên các tiêu chí phụ liên quan tới các vấn đề về tòa án, điều mà chỉ xảy ra tại một số ít doanh nghiệp. Do đó, chỉ tiêu này chủ yếu phản ánh nhận thức của doanh nghiệp và phụ thuộc vào số lượng doanh nghiệp có liên quan tới các vấn đề pháp lý.

5.2. Nhóm yếu tố môi trường kinh tế vĩ mô

Quy mô lực lượng lao động: Đây là một trong những nhân tố quyết định tới sự phát triển của khối DNNVV nói chung cũng như của nhóm ngành dệt, sản xuất trang phục và điện tử nói riêng. Việc tiếp cận được lực lượng lao động dồi dào giúp DNNVV nâng cao khả năng phát triển và tham gia vào chuỗi cung ứng toàn cầu. Kết quả ước lượng cho thấy với mỗi 10% tăng lên trong quy mô lực lượng lao động, xác suất DNNVV nhóm ngành được chọn tham gia vào TMQT tăng thêm 0,4 điểm phần trăm. Quy mô thương mại so với tổng doanh thu cũng tăng thêm khoảng 0,6 điểm phần trăm (xuất khẩu) và 0,7 điểm phần trăm (nhập khẩu).

Đối với hai biến kinh tế vĩ mô là *Tăng trưởng kinh tế* và *Lạm phát*, nhóm nghiên cứu không tìm được mối quan hệ có ý nghĩa thống kê với hoạt động TMQT. Tuy nhiên, hệ số ước lượng của hai biến vĩ mô này cho thấy tăng trưởng kinh tế có xu hướng thúc đẩy hoạt động TMQT, trong khi đó, lạm phát có xu hướng tác động tiêu cực lên khả năng tham gia thương mại. Kết quả này cũng phù hợp với các lý thuyết kinh tế vĩ mô và kinh tế quốc tế.

6. Kết luận và hàm ý chính sách

Mặc dù kinh tế Việt Nam ngày càng hội nhập sâu rộng với thế giới, DNNVV khu vực chế biến chế tạo vẫn chưa thực sự tham gia vào TMQT. Nghiên cứu này đánh giá thực trạng hoạt động của DNNVV trong nhóm ngành dệt, sản xuất trang phục và điện tử tại Việt Nam. Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng một số yếu tố thể chế có vai trò quyết định tới việc DNNVV nhóm ngành được chọn có tham gia vào thị trường quốc tế hay không. Trong đó, yếu tố *Tiếp cận đất đai* và *Đào tạo lao động* có tác động tích cực đến hoạt động xuất khẩu của doanh nghiệp. Cải thiện về chỉ tiêu này tại cấp địa phương giúp cho DNNVV có khả năng xuất khẩu cũng như quy mô xuất khẩu so với doanh thu tăng lên đáng kể. Trong khi đó, một số yếu tố có tác động tích cực đến hoạt động nhập khẩu của DNNVV như *Đào tạo lao động*, cắt giảm *Chi phí không chính thức* và *Tính năng động* của chính quyền địa phương. Ngoài ra, đối với nhóm biến kinh tế vĩ mô, kết quả ước lượng chỉ ra rằng quy mô lực lượng lao động tại mỗi địa phương cũng có tác động tích cực đến hoạt động TMQT của DNNVV nhóm ngành dệt, sản xuất trang phục và điện tử. Xu hướng này khác với nhóm doanh nghiệp lớn và/hoặc nước ngoài, nhóm doanh nghiệp chịu ảnh hưởng chủ yếu bởi khả năng tiếp cận đất đai và tính minh bạch của chính quyền địa phương. Từ những kết quả trên, nhóm nghiên cứu đề xuất chính quyền các địa phương tập trung vào nhóm chính sách liên quan tới nguồn lao động chất lượng cao và hỗ trợ chi phí thuê đất sản xuất đối với nhóm DNNVV trong ngành dệt, sản xuất trang phục và điện tử. Nhóm nghiên cứu đề xuất hai nhóm chính sách sau:

Thứ nhất, Chính phủ và cơ quan các cấp cần mở rộng các chương trình dạy nghề, đào tạo lao động và kết nối nguồn lao động đã qua đào tạo tới các DNNVV trong nước. Việc kết nối lao động với doanh nghiệp có thể được thực hiện qua các sàn giao dịch tại địa phương. Tại đây, DNNVV có nhu cầu có thể được hỗ trợ

trong việc tìm kiếm nguồn lao động phù hợp. Ngoài hình thức trực tiếp, chính quyền địa phương có thể cân nhắc tới việc ứng dụng công nghệ thông tin trong việc mở rộng các sàn giao dịch việc làm trực tuyến. Ngoài ra, những chính sách về hỗ trợ người lao động như tăng lương tối thiểu, mở rộng phạm vi bảo hiểm xã hội bắt buộc và tự nguyện cũng có thể giúp nâng cao chất lượng người lao động. Từ đó, chất lượng và năng suất lao động tại các DNNVV cũng có thể được cải thiện.

Thứ hai, DNNVV ngành chế biến chế tạo nói chung và nhóm ngành dệt, sản xuất trang phục và điện tử nói riêng cần được hỗ trợ trong tiếp cận đất đai. Ngoài miễn giảm tiền thuê đất, các thủ tục hành chính, chi phí liên quan cũng nên được xem xét miễn giảm để giảm gánh nặng cho DNNVV. Điều này sẽ giúp tăng khả năng cạnh tranh của DNNVV trong nước bởi hiện nay, doanh nghiệp FDI đang nhận được nhiều ưu đãi về thuế thu nhập doanh nghiệp cũng như miễn giảm thuế đất đối với một số trường hợp đặc biệt (Theo Thông tư 153/2011/TT-BTC). Ngoài ra, doanh nghiệp FDI thường là doanh nghiệp lớn với quy mô vốn lớn. Do đó, khả năng cạnh tranh và tiếp cận đất đai cũng tốt hơn nhiều so với DNNVV của Việt Nam. Việc tạo điều kiện thuận lợi cho DNNVV trong ngắn hạn sẽ giúp nhóm doanh nghiệp này của Việt Nam gia tăng năng lực và tham gia tích cực hơn vào thị trường quốc tế cũng như chuỗi cung ứng toàn cầu.

Ghi chú:

1. Từ năm 2010 đến năm 2015, số lượng DNNVV đăng ký kinh doanh trong ngành chế biến chế tạo tăng từ 43.000 lên 65.500. Trong khi đó, quy mô trung bình giảm từ 34 xuống còn 27 người.

Lời thừa nhận/Cảm ơn: Đây là sản phẩm của Đề tài khoa học cấp Bộ, Bộ Giáo dục và Đào tạo. Mã số: B2022.KHA.05.

Tài liệu tham khảo:

- Aguilera, R.V. & Grøgaard, B. (2019), 'The dubious role of institutions in international business: A road forward', *Journal of International Business Studies*, 50(1), 20-35.
- Bianchi, C. & Wickramasekera, R. (2016), 'Antecedents of SME export intensity in a Latin American Market', *Journal of Business Research*, 69(10), 4368-4376.
- Deng, P. & Yang, M. (2015), 'Cross-border mergers and acquisitions by emerging market firms: A comparative investigation', *International Business Review*, 24(1), 157-172.
- Deng, P. & Zhang, S. (2018), 'Institutional quality and internationalization of emerging market firms: Focusing on Chinese SMEs', *Journal of Business Research*, 92, 279-289.
- Jackson, G. & Deeg, R. (2008), 'Comparing capitalisms: Understanding institutional diversity and its implications for international business', *Journal of International Business Studies*, 39(4), 540-561.
- Luo, Y. & Tung, R.L. (2007), 'International expansion of emerging market enterprises: A springboard perspective', *Journal of International Business Studies*, 38(4), 481-498.
- Luo, Y. & Tung, R.L. (2018), 'A general theory of springboard MNEs', *Journal of International Business Studies*, 49(2), 129-152.
- Luo, Y., Xue, Q. & Han, B. (2010), 'How emerging market governments promote outward FDI: Experience from China', *Journal of World Business*, 45(1), 68-79.
- Marquis, C. & Raynard, M. (2015), 'Institutional strategies in emerging markets', *Academy of Management Annals*, 9(1), 291-335.
- Mathews, J.A. (2006), 'Dragon multinationals: New players in 21st century globalization', *Asia Pacific Journal of Management*, 23(1), 5-27.

-
- Nguyen, T.Q., Pham, H.C. & McClelland, R. (2020), 'Participating and upgrading in global value chains: The case of small and medium enterprises in Vietnam', in *The Economy and Business Environment of Vietnam*, Macdonald, R. (Ed.), Springer International Publishing, 75-92.
- Peng, M.W., Wang, D.Y.L. & Jiang, Y. (2008), 'An institution-based view of international business strategy: A focus on emerging economies', *Journal of International Business Studies*, 39(5), 920-936.
- Shi, W., Sun, S.L., Yan, D. & Zhu, Z. (2017), 'Institutional fragility and outward foreign direct investment from China', *Journal of International Business Studies*, 48(4), 452-476.
- Sun, S.L., Peng, M.W., Lee, R.P. & Tan, W. (2015), 'Institutional open access at home and outward internationalization', *Journal of World Business*, 50(1), 234-246.
- Wu, B. & Deng, P. (2020), 'Internationalization of SMEs from emerging markets: An institutional escape perspective', *Journal of Business Research*, 108, 337-350.

TÁC ĐỘNG CỦA HIỆP ĐỊNH THƯƠNG MẠI TỰ DO VIỆT NAM – EU ĐẾN XUẤT KHẨU VIỆT NAM

Hà Văn Sự

Trường Đại học Thương mại

Email: hvsdhtm@tmu.edu.vn

Mã bài báo: JED-1647

Ngày nhận: 11/03/2024

Ngày nhận bản sửa: 23/04/2024

Ngày duyệt đăng: 13/05/2024

Mã DOI: 10.33301/JED.VI.1647

Tóm tắt:

Sau hơn ba năm thực thi, Hiệp định EVFTA đã mang lại những kết quả ban đầu tích cực đối với hoạt động xuất khẩu Việt Nam. Bài viết tập trung phân tích, làm rõ thực trạng tác động Hiệp định Thương mại Tự do Việt Nam - EU (EVFTA) đến xuất khẩu Việt Nam thông qua sử dụng mô hình lực hấp dẫn, qua đó chỉ ra một số định hướng nhằm phát triển xuất khẩu Việt Nam sang các nước EU trong thời gian tới. Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng các yếu tố ảnh hưởng tích cực đến xuất khẩu hàng hóa của Việt Nam sang thị trường các nước thành viên EVFTA như GDP, GNI của Việt Nam và các nước EU, dân số của các nước EU. Khoảng cách địa lý có quan hệ tỷ lệ nghịch với xuất khẩu Việt Nam và EVFTA không có ý nghĩa thống kê như kỳ vọng.

Từ khóa: EVFTA, xuất khẩu, mô hình lực hấp dẫn, Việt Nam.

Mã JEL: J13.

The impact of EU-Vietnam Free Trade Agreement on Vietnam's exports

Abstract:

Over three years of implementation, the EVFTA has brought positive initial results for Vietnam's export activities. This research focuses on analyzing and clarifying the impact of EU-Vietnam Free Trade Agreement (EVFTA) on Vietnam's exports by using gravity model, thereby proposing several recommendations for developing Vietnam's exports to EVFTA partner countries in the upcoming period. The results reveal that factors positively influencing Vietnam's export to EVFTA member countries include GDP, GNI of Vietnam and EU countries and the population of EU countries. The geographical distance has an inverse relationship with Vietnam's exports, and EVFTA does not have statistically significant implications as expected.

Keywords: EVFTA, exports, gravity model, Vietnam.

JEL codes: J13.

1. Đặt vấn đề

Hiệp định Thương mại tự do Việt Nam - EU (EVFTA) là một FTA thế hệ mới giữa Việt Nam và 27 nước thành viên EU. Hiệp định này đã chính thức có hiệu lực từ ngày 01 tháng 08 năm 2020, mở ra những cơ hội và triển vọng lớn cho Việt Nam. EVFTA là một trong hai FTA có phạm vi cam kết rộng và mức độ cam kết cao nhất của Việt Nam từ trước tới nay. Nội dung toàn diện bao gồm nhiều lĩnh vực như: thương mại hàng hóa, thương mại dịch vụ, đầu tư, sở hữu trí tuệ, phát triển bền vững, mua sắm chính phủ, môi trường, thương mại điện tử... Thương mại hai chiều từ EU vào Việt Nam sau khi EVFTA có hiệu lực được dự báo sẽ tăng trưởng ở mức khá, đóng góp tích cực vào tăng trưởng kinh tế, giải quyết công việc làm cho người lao động, cải thiện tăng thu ngân sách.

Tính tới nay, EVFTA đã có hiệu lực hơn 3 năm, phần lớn các cam kết của Hiệp định EVFTA bắt đầu được triển khai trên thực tế như các cam kết về thuế quan, mở cửa thị trường dịch vụ, đầu tư, mua sắm công và cam kết quy tắc trong nhiều lĩnh vực. Mặc dù vậy, kết quả xuất khẩu của Việt Nam sang các nước thành viên Hiệp định EVFTA trong thời gian qua vẫn đang ở mức khiêm tốn, dư địa xuất khẩu hàng hóa Việt Nam sang EU còn lớn. Năm 2023 xuất khẩu sang EU giảm 6,7%, tỷ trọng xuất khẩu chỉ chiếm khoảng 12,3% tổng kim ngạch xuất khẩu Việt Nam (Tổng cục hải quan, 2024).

Về mặt lý thuyết, đã có rất nhiều nghiên cứu về tác động của EVFTA đến xuất khẩu Việt Nam. Tuy nhiên, các nghiên cứu trước đây chủ yếu chỉ tiếp cận đánh giá các yếu tố tác động đến mặt hàng cụ thể/ngành xuất khẩu của Việt Nam như gỗ, dược phẩm... hoặc được trong giai đoạn Hiệp định EVFTA chưa có hiệu lực. Từ khi Hiệp định EVFTA chính thức có hiệu lực, các nghiên cứu đánh giá tác động của EVFTA đến xuất khẩu Việt Nam chưa được quan tâm nghiên cứu. Chính vì vậy, mục tiêu của bài viết này là phân tích tác động của EVFTA đến xuất khẩu của Việt Nam, áp dụng mô hình trọng lực từ nguồn dữ liệu thứ cấp đáng tin cậy. Kết quả của nghiên cứu sẽ góp phần đưa ra những giải pháp phát triển xuất khẩu của Việt Nam sang các nước EU.

2. Tổng quan nghiên cứu và cơ sở lý luận

2.1. Tổng quan nghiên cứu

2.1.1. Tác động của việc thực hiện EVFTA đến xuất khẩu Việt Nam

Doãn Kế Bôn (2016) với nghiên cứu “Đẩy mạnh xuất khẩu của Việt Nam vào thị trường EU sau khi Hiệp định thương mại tự do Việt Nam - EU được ký kết”. EU là thị trường chính có nhiều tiềm năng đối với hàng hoá xuất khẩu của Việt Nam nhưng là thị trường khó tính, có nhu cầu đa dạng, thường xuyên thay đổi và mức độ cạnh tranh ngày càng trở nên gay gắt.

Phạm Công Đoàn & Phạm Thị Thanh Hà (2020) đã đánh giá thực trạng xuất khẩu một số nhóm, mặt hàng chủ lực (giày dép, dệt may, thủy, hải sản, nông sản), những thách thức về rào cản phi thuế quan, đặc biệt khi EVFTA có hiệu lực.

Lê Thị Hoài (2020) nghiên cứu về cơ hội đẩy mạnh xuất khẩu hàng hoá qua kênh thương mại điện tử cho các doanh nghiệp Việt Nam trong khuôn khổ EVFTA, giải pháp hữu hiệu giúp các doanh nghiệp Việt Nam tiếp cận nhập và mở rộng thị trường xuất khẩu thế giới.

Một số nghiên cứu về tác động của EVFTA đến các xuất khẩu nông sản Việt Nam như: Doãn Nguyên Minh & Trần Thu Thủy (2020), Trương Thu Hà (2021), Trịnh Văn Thảo (2023) nghiên cứu tác động của EVFTA đến mặt hàng như gạo, cà phê và rau quả để từ đó nhận diện ra cơ hội và thách thức.

Võ Thị Ngọc Trinh (2021) đánh giá tác động thuế quan của Hiệp định EVFTA đến một số ngành xuất nhập khẩu của Việt Nam, sử dụng mô hình cân bằng cục bộ. Khi thuế quan giảm xuống 0%, ngành Giày dép và May mặc có cơ hội lớn từ việc mở rộng thị trường sang khu vực EU.

2.1.2. Sử dụng mô hình trọng lực để đánh giá tác động của việc thực hiện FTA

Mô hình trọng lực được Uruta & Okabe (2007) áp dụng để phân tích tác động của một số FTA trên thế giới đến thương mại giữa các nước thành viên và giữa các nước thành viên với các nước bên ngoài FTA. Nguyễn Tiến Dũng (2011) ước lượng tác động của AKFTA đến thương mại Việt Nam, sử dụng mô hình trọng lực trong giai đoạn 2001-2009.

Moinuddin (2013) áp dụng mô hình trọng lực để phân tích các tác động của Khu vực thương mại tự do Nam Á đến kim ngạch xuất khẩu của các nước thành viên với số liệu bảng cho 43 quốc gia trong giai đoạn

1992-2011. Một số nghiên cứu khác: Đinh Thị Thanh Bình & cộng sự (2013), Đỗ Thị Hoà Nhã & Nguyễn Thị Thu Hương (2019), Hà Văn Sự & Lê Quốc Hội (2019), Nguyễn Văn Nền (2020). Các biến thường được sử dụng như: xuất khẩu của Việt Nam, GDP của Việt Nam và nước đối tác, GDP bình quân đầu người của Việt Nam và nước đối tác, chênh lệch thu nhập bình quân đầu người giữa Việt Nam và các đối tác, khoảng cách từ Việt Nam đến nước đối tác và biến giả đo lường tác động của các khu vực thương mại tự do tới xuất khẩu của Việt Nam.

2.2. Cơ sở lý luận

Trong bối cảnh phát triển mạnh mẽ của các FTA thế hệ mới và sự mở rộng phạm vi của các đàm phán thương mại, FTA thế hệ mới được sử dụng để chỉ các FTA với những cam kết sâu rộng và toàn diện, bao hàm những cam kết về tự do thương mại hàng hóa và dịch vụ; mức độ cam kết sâu nhất; có cơ chế thực thi chặt chẽ và hơn thế và về cả lao động, môi trường, doanh nghiệp nhà nước, mua sắm chính phủ, minh bạch hóa, cơ chế giải quyết tranh chấp về đầu tư... (Matsushita 2010; VCCI, 2012).

EVFTA là một hiệp định thương mại tự do thế hệ mới giữa Việt Nam và 27 nước thành viên EU, đã chính thức có hiệu lực từ ngày 01 tháng 08 năm 2020. EVFTA bao gồm các nội dung chính: Thương mại hàng hóa, thương mại dịch vụ, quy tắc xuất xứ, hải quan và thuận lợi hóa thương mại; các biện pháp vệ sinh an toàn thực phẩm và kiểm dịch động thực vật, hàng rào kỹ thuật trong thương mại, đầu tư, phòng vệ thương mại, cạnh tranh, sở hữu trí tuệ, phát triển bền vững; các vấn đề pháp lý, hợp tác và xây dựng năng lực. Trong tổng thể, EU cam kết ưu đãi thuế quan cho hàng hóa xuất khẩu từ Việt Nam theo lộ trình: (1) Xóa bỏ thuế quan ngay khi Hiệp định có hiệu lực đối với 85,6% số dòng thuế, tương đương khoảng 70,3% kim ngạch xuất khẩu hiện tại của Việt Nam sang EU; (2) Sau 07 năm, sẽ xóa bỏ thuế quan đối với tổng cộng 99,2% số dòng thuế, tương đương 99,7% kim ngạch xuất khẩu hiện tại của Việt Nam sang EU; (3) Đối với khoảng 0,8% số dòng thuế còn lại (là một số ít sản phẩm mà EU cho là nhạy cảm đối với sản xuất nội địa của họ), EU dành cho Việt Nam hạn ngạch thuế quan với thuế nhập khẩu trong hạn ngạch là 0% (VCCI, 2022).

EVFTA sẽ có tác động lớn đến nền kinh tế Việt Nam thông qua việc mở rộng thị trường xuất nhập khẩu, củng cố thị trường truyền thống, khơi thông nhiều thị trường tiềm năng trên cơ sở thúc đẩy quan hệ với các đối tác chiến lược kinh tế quan trọng. Khi việc thực hiện cắt giảm thuế quan theo các FTA bước vào giai đoạn cắt giảm sâu thì xuất khẩu của Việt Nam được kỳ vọng sẽ tiếp tục tăng trưởng mạnh, đặc biệt là những sản phẩm mà cả hai cùng có lợi thế như nông thủy sản, đồ gỗ, dệt may, giày dép... của Việt Nam, máy móc, thiết bị, ô tô, xe máy, đồ uống có cồn của EU. Ngoài ra, việc tham gia EVFTA sẽ khiến cho nhiều mặt hàng làm nguyên liệu đầu vào cho sản xuất trong nước có giá thấp hơn, chi phí sản xuất giảm và từ đó giá cả hàng hóa sẽ cạnh tranh hơn so với hàng nhập khẩu, thúc đẩy sản xuất trong nước để xuất khẩu. EVFTA giúp Việt Nam cải thiện môi trường kinh doanh, thu hút đầu tư nước ngoài theo chiều sâu, tạo động lực phát triển nền kinh tế.

3. Phương pháp và mô hình nghiên cứu

3.1. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng phần mềm Stata để thực hiện các ước lượng và kiểm định mô hình. Trong quá trình phân tích, phương pháp OLS được sử dụng để ước lượng cho mô hình nghiên cứu. Tuy nhiên, do các quan sát ở đây có sự thay đổi theo cả thời gian và không gian (dữ liệu bảng) cho nên các mô hình hiệu ứng cố định (FEM) và hiệu ứng ngẫu nhiên (REM), cũng được đề xuất sử dụng để phân tích. Sau khi có kết quả, sẽ tiến hành lần lượt các kiểm định như... phù hợp để lựa chọn phương pháp ước lượng phù hợp cho nghiên cứu.

3.2. Mô hình nghiên cứu

Dựa trên cơ sở lý thuyết và các nghiên cứu thực nghiệm.

Với các yếu tố được xác định cụ thể như trên, mô hình tác động của Hiệp định EVFTA đến xuất khẩu Việt Nam dựa trên nền tảng mô hình lực hấp dẫn được xây dựng như sau (Bảng 1).

$$\ln(EXV) = K + \beta_1 \ln(GDP_v) + \beta_2 \ln(GDP_p) + \beta_3 \ln(DIST_p) + \beta_4 \ln(GNI_v) + \beta_5 \ln(GNI_p) + \beta_6 \ln(POP_p) + \beta_7 \ln(EVFTA_p) + \varepsilon$$

3.3. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu nghiên cứu: nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng, với không gian là 27 nước EU và thời gian là 28 năm từ năm 1995-2022. EU có 27 thành viên, tuy nhiên nhóm 7 quốc gia: Croatia, Estonia, Latvia, Litva,

Lucembourg, Malta, Slovenia được gộp lại với nhau, tổng cộng $21 \times 28 = 588$ quan sát. Nguồn dữ liệu nghiên cứu được thu thập từ các tổ chức uy tín trên Thế giới và ở Việt Nam: Cơ sở dữ liệu Ngân hàng Thế giới (databank.worldbank), ITC, UN Comtrade, tổng cục Thống kê Việt Nam, tổng cục Hải quan Việt Nam.

Bảng 1: Mô tả các biến

TT	Biến	Ký hiệu	Kỳ vọng dấu	Nguồn	Dữ liệu
Biến phụ thuộc					
1	Kim ngạch xuất khẩu Việt Nam sang các nước đối tác thương mại	EXV		Uruta & Okabe (2007), Nguyễn Tiến Dũng (2011), Moinuddin (2013)	Tổng cục thống kê
Biến độc lập					
1	GDP của Việt Nam	GDP _V	+	Uruta & Okabe (2007), Nguyễn Tiến Dũng (2011), Moinuddin (2013)	Worldbank
2	GDP của các nước đối tác thương mại	GDP _P	+	Uruta & Okabe (2007), Nguyễn Tiến Dũng (2011), Moinuddin (2013)	Worldbank
3	Khoảng cách từ Việt Nam đến các nước đối tác thương mại	DIST _P	-	Uruta & Okabe (2007), Nguyễn Tiến Dũng (2011), Moinuddin (2013)	Google map
4	Tổng thu nhập quốc dân bình quân đầu người của Việt Nam	GNIC _V	+	Moinuddin (2013), Nguyễn Tiến Dũng (2011)	Worldbank
5	Tổng thu nhập quốc dân bình quân đầu người của các nước đối tác thương mại	GNIC _P	+	Moinuddin (2013), Nguyễn Tiến Dũng (2011)	Worldbank
6	Dân số của các nước đối tác thương mại	POP _P	+	Moinuddin (2013), Nguyễn Tiến Dũng (2011)	Worldbank
Biến giả					
1	Thế hiện Việt Nam và các đối tác thương mại tham gia EVFTA		+	Uruta & Okabe (2007), Nguyễn Tiến Dũng (2011), Moinuddin (2013)	1 - Tham gia EVFTA 0 - Chưa tham gia EVFTA

Nguồn: Tác giả tổng hợp.

4. Thực trạng xuất khẩu của Việt Nam đến các nước thành viên EVFTA

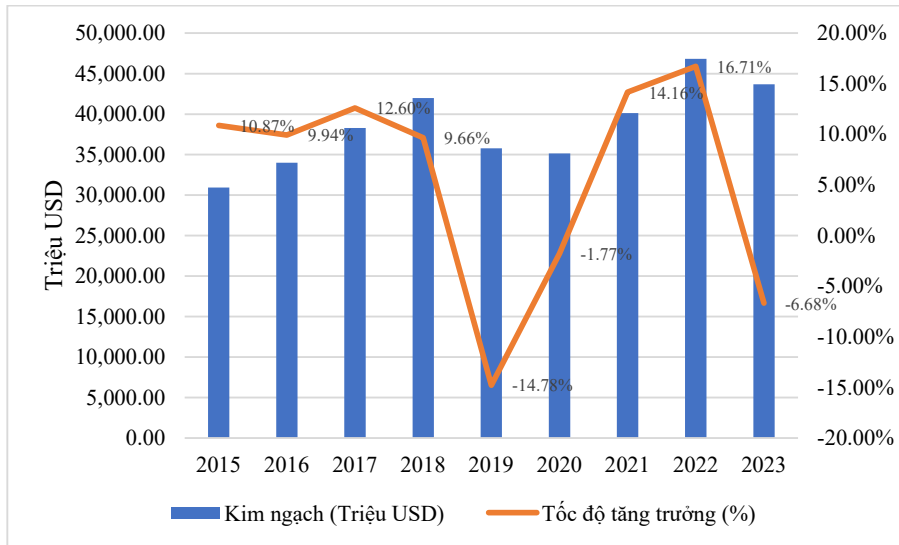
4.1. Quy mô và tốc độ tăng trưởng xuất khẩu

Tổng kim ngạch xuất khẩu hàng hóa sang các nước EU có xu hướng tăng trong giai đoạn kỳ nghiên cứu, năm 2022 đạt 46.829,3 triệu USD tăng 16,71% so với năm 2021. Tuy nhiên, năm 2023 kim ngạch xuất khẩu sang EU đạt 43,7 tỷ USD giảm 6,7% (Tổng cục Thống kê, 2024).

Giai đoạn 2015-2018, kim ngạch xuất khẩu của Việt Nam sang các nước EU, tăng từ 30.928,3 triệu USD đến 41.986 triệu USD năm 2018. Tốc độ tăng trưởng các năm không ổn định, cao nhất là năm 2017 tăng 12,6%. Chỉ có năm 2019, xuất khẩu Việt Nam sang các nước EU giảm xuống còn 35.779,9 triệu USD, do ảnh hưởng của đại dịch Covid-19 (Hình 1).

Sau khi EVFTA đi vào thực thi, Việt Nam đã vươn lên thành đối tác thương mại lớn nhất của EU trong ASEAN và đứng thứ 11 trong số các nước cung ứng hàng hóa lớn nhất vào Liên minh này (An Trần, 2023). Kim ngạch xuất khẩu của Việt Nam sang các nước EU có xu hướng tăng từ 35.146,4 triệu USD năm 2020 đến 46.829,3 triệu USD năm 2022. Tốc độ tăng trưởng hàng năm liên tục tăng từ -1,77% năm 2020 đến 16,71% năm 2022. Tuy nhiên, năm 2023 xuất khẩu sang EU giảm 6,7%, tỷ trọng xuất khẩu chỉ chiếm khoảng 12,3% tổng kim ngạch xuất khẩu Việt Nam (Tổng cục Hải quan, 2024).

Hình 1: Giá trị và tốc độ tăng trưởng xuất khẩu của Việt Nam sang các nước EU giai đoạn 2015-2023



Nguồn: Tổng cục Thống kê (2024).

4.2. Cơ cấu mặt hàng

Một số mặt hàng xuất khẩu chủ lực sang các nước EU chiếm tỷ trọng cao (68,36%) trong tổng xuất khẩu sang EU (Bảng 2). Tỷ trọng một số mặt hàng như sau: Điện thoại các loại và linh kiện (15,36%), máy móc, thiết bị, dụng cụ và phụ tùng khác (12,72%), máy vi tính, sản phẩm điện tử và linh kiện (12,68%), giày dép (11,07%), dệt may (8,64%), thủy sản (2,0%)...

Bảng 2: Trị giá một số hàng xuất khẩu Việt Nam sang EU

TT	Mặt hàng (USD)	2022	2023	Tốc độ tăng
1	Điện thoại các loại và linh kiện	6.495.814.115	6.693.830.287	3,05%
2	Máy móc, thiết bị, dụng cụ và phụ tùng khác	5.627.542.958	5.544.210.409	-1,48%
3	Máy vi tính, sản phẩm điện tử và linh kiện	6.351.254.781	5.526.980.519	-12,98%
4	Giày dép	5.843.370.676	4.822.889.001	-17,46%
5	Dệt may	4.455.113.381	3.764.445.758	-15,50%
6	Gỗ và sản phẩm gỗ	612.375.783	424.985.087	-30,60%
7	Gạo	20.541.443	28.399.862	38,26%
8	Cà Phê	1.492.393.461	1.280.550.553	-14,19%
9	Thủy sản	1.223.069.761	869.541.407	-28,91%
10	Túi xách, ví, vali, mũ, ô, dù	798.458.591	837.849.173	4,93%

Nguồn: Tổng hợp của tác giả từ số liệu Tổng cục Hải quan (2024).

Cơ cấu các mặt hàng xuất khẩu vào EU cũng có xu hướng mở rộng và đa dạng hóa. Không chỉ các mặt hàng chủ lực đạt tốc độ tăng ấn tượng mà kim ngạch xuất khẩu nhiều mặt hàng nông, lâm, thủy sản cũng đang tăng ở mức cao, đáng kể như gạo năm 2023 tăng 38,26% tương đương 28.399.862 USD (Bảng 2). EVFTA có thời gian cắt giảm thuế quan với lộ trình rất ngắn, chỉ 7 năm toàn bộ thuế quan gần như giảm về 0%. Với EVFTA, gạo về thuế 0% nên cơ hội có ngay cần tận dụng càng lâu càng tốt khi mà các đối thủ Trung Quốc, Thái Lan, Indonesia chưa có FTA với EU. Ngoài ra, nhiều sản phẩm thế mạnh xuất khẩu của Việt Nam như dệt may, túi xách va-li, cà phê, hạt điều, rau quả... chưa có dấu hiệu tăng trưởng như kỳ vọng. Điều này một lần nữa cho thấy ưu đãi thuế quan có lẽ chỉ là một phần của vấn đề.

4.3. Cơ cấu thị trường

Kim ngạch xuất khẩu Việt Nam sang các nước có tỷ trọng cao trong EU năm 2022 gồm: Hà Lan (10.430,4 triệu USD chiếm tỷ trọng 22,27%), Đức (8.968,1 triệu USD chiếm tỷ trọng 19,15%), Italia (4.430,4 triệu USD chiếm tỷ trọng 9,46%) (Bảng 3).

Bảng 3: Kim ngạch xuất khẩu của Việt Nam sang các nước thành viên EVFTA

Đơn vị tính: triệu USD

Quốc gia	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
Síp	33,4	38,1	39,3	41,3	36,9	38,1	38,4	56,1
Ba Lan	585,2	597,6	774,5	1.335,00	1.498,80	1.781,40	2.066,70	2.291,30
Bungari	40,8	44,6	38,3	36,1	58,4	58,2	107,7	141
Hunggari	65,7	93,3	206,6	401,2	408	925,1	570,2	577,6
Rumani	102,2	97,2	119,6	146,8	193,9	220,2	211,4	322,4
CH Séc	170,9	146,2	150,8	156,5	209,6	424,5	582,8	668
Đan Mạch	289,4	283	341,7	373,5	336,5	295	354,6	494,6
Ai-len	115	112,3	108	147,2	148	172,6	343,9	501,6
Phần lan	117,6	106,6	164,9	164,7	119,5	140,9	266,5	223,3
Thụy Điển	936,2	914,7	970,6	1.157,20	1.183,60	1.126,70	1.199,70	1.264,20
Bồ Đào Nha	287,9	292,1	330,6	398,6	395	376,1	564,7	524,1
Nha								
Hy Lạp	167,3	188,6	270,3	251,8	272,4	259,3	358,8	393,5
Italia	2.847,80	3.264,80	2.734,90	2.903,40	3.439,20	3.117,40	3.878,60	4.430,40
Tây Ban Nha	2.299,00	2.293,60	2.515,80	2.629,20	2.717,50	2.130,10	2.546,50	2.962,60
Áo	2.188,70	2.631,30	3.705,30	4.078,90	3.266,10	2.882,40	3.022,90	2.458,80
CHLB Đức	5.707,40	5.960,50	6.353,60	6.873,20	6.551,20	6.644,00	7.288,20	8.968,10
Bi	1.779,50	1.967,20	2.250,60	2.410,50	2.549,60	2.314,80	3.602,40	3.976,20
Hà Lan	4.759,60	6.011,60	7.098,90	7.085,10	6.879,30	6.999,30	7.685,30	10.430,40
Pháp	2.947,10	2.998,00	3.345,50	3.762,70	3.762,20	3.297,00	3.210,00	3.697,70

Nguồn: Tổng cục Thống kê (2024).

Thời gian trước khi tham gia EVFTA, năm 2018 tốc độ tăng trưởng xuất khẩu của Việt Nam với một số quốc gia cũng đã đang ở xu hướng tương đối cao như Hungari (tăng 94,19%), Ba Lan (tăng 72,3%), Ai-len (tăng 36,3%) và Bồ Đào Nha (tăng 20,57%).

Sau khi EVFTA chính thức có hiệu lực, cơ cấu thị trường có sự dịch chuyển tích cực khi không chỉ duy trì và phát triển xuất khẩu sang các thị trường lớn như Hà Lan, Đức, Bi, Pháp, mà dần mở rộng sang các thị trường nhỏ hơn, thị trường ngách như tại Đông Âu, Bắc Âu, Nam Âu. Năm 2022, một số thị trường có tốc độ tăng nhanh như Rumani (tăng 52,51%), Síp (tăng 46,09%), Đan Mạch (tăng 39,48%), Hà Lan (tăng 35,72%). Còn lại, các thị trường có xu hướng giảm như: Áo (-18,66%), Phần Lan% (-16,21%).

Nhìn chung, kết quả xuất khẩu của Việt Nam sang các nước thành viên EVFTA trong thời gian qua vẫn đang ở mức khiêm tốn, một vài nguyên nhân là do:

Thứ nhất, EVFTA mới chính thức có hiệu lực ở Việt Nam từ ngày 01 tháng 08 năm 2020. Đây là khoảng thời gian kinh tế toàn cầu nói chung và thương mại giữa Việt Nam nói riêng đứng trước rất nhiều khó khăn do sự bùng phát của đại dịch Covid-19, căng thẳng thương mại Mỹ-Trung, các xung đột thương mại ở nhiều khu vực trên thế giới... Theo IMF, tốc độ tăng trưởng GDP của các EU 0,7%; nhu cầu nhập khẩu hàng hóa ở các thị trường xuất khẩu chủ lực của Việt Nam đều giảm so với cùng kỳ năm ngoái (trong 10 tháng năm 2023, EU giảm nhập khẩu từ thị trường ngoài khối gần 16%).

Thứ hai, EVFTA đã nâng cao nhiều tiêu chuẩn đối với hàng hóa (áp dụng chung cho tất cả các đối tác nhập khẩu) như: tiêu chuẩn về dư lượng các chất/chất cấm sử dụng đối với thịt, ngô, đậu, các sản phẩm trái cây tươi hoặc đông lạnh, các loại hạt, rau, dầu từ hạt, chè, cà phê, gia vị... Thêm vào đó, EU đang nằm trong nhóm đi đầu trong nỗ lực thúc đẩy kinh tế xanh, sạch, tuần hoàn, và vì vậy các tiêu chuẩn, nghĩa vụ về các khía cạnh này đang và sẽ ngày càng được bổ sung mới hoặc nâng cao cấp độ (VCCI, 2022).

Thứ ba, theo khảo sát của VCCI (2022), 93,9% doanh nghiệp từng nghe nói hoặc biết ở mức độ khác nhau về EVFTA, cao nhất trong số các FTA đang thực hiện. Tuy nhiên, một tỷ lệ lớn các doanh nghiệp chưa biết về lợi ích của EVFTA để tận dụng (59,2%) chưa đáp ứng được các điều kiện để có thể hưởng lợi từ Hiệp định hay thiếu nguồn lực và năng lực điều chỉnh để sẵn sàng cho các cơ hội từ EVFTA.

5. Kết quả và thảo luận

5.1. Thống kê mô tả

Bảng 4: Thống kê mô tả các biến

Biến	Quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	Lớn nhất
EXV	588	707,052	1091,328	4,800	3.878,600
GDP _v	588	0,241	0,121	0,025	0,366
GDP _p	588	2,120	0,743	0,020	2,661
DIST _p	588	8,455	0,753	7,392	9,955
GNIC _v	588	0,541	0,248	0,227	0,983
GNIC _p	588	0,810	0,963	0,033	3,158
POP _p	588	20,302	20,391	3,638	67,764
EVFTA	588	0,107	0,310	0,000	1,000

Nguồn: Kết quả mô hình.

Thống kê mô tả các biến (Bảng 4) cho thấy trung bình EXV là 707,052, lớn nhất là 3.878,6 và nhỏ nhất là 4,8. GDP_v trung bình là 0,241, lớn nhất là 0,366 và nhỏ nhất là 0,025. GDP_p trung bình là 2,12, lớn nhất là 2,661 và nhỏ nhất là 0,02. Về DIST_p trung bình là 8,455, lớn nhất là 9,955 và nhỏ nhất là 7,392. POP_p trung bình là 20,302, lớn nhất là 67,764 và nhỏ nhất là 3,638. EVFTA trung bình là 0,107, lớn nhất là 1 và nhỏ nhất là 0.

5.2. Tương quan giữa các biến

Bảng 5: Tương quan giữa các biến

	EXV	GDP _v	GDP _p	DIST _p	GNIC _v	GNIC _j	POP _p	EVFTA
EXV	1,000							
GDP _v	-0,509	1,000						
GDP _p	-0,406	0,084	1,000					
DIST _p	-0,202	0,046	-0,082	1,000				
GNIC _v	0,588	-0,926	-0,089	-0,081	1,000			
GNIC _p	0,979	-0,514	-0,504	-0,184	0,564	1,000		
POP _p	0,633	-0,113	-0,406	-0,006	0,211	0,562	1,000	
EVFTA	0,263	-0,603	-0,013	-0,006	0,480	0,264	0,069	1,000

Nguồn: Kết quả mô hình.

Các biến GDP_v, GDP_p, DIST_p có mối tương quan âm với EXV, lần lượt là -0,509; -0,406; -0,0202. Điều này cho thấy mối quan hệ tỷ lệ nghịch giữa GDP_v, GDP_p và DIST_p và xuất khẩu của Việt Nam.

Các biến GNIC_v, GNIC_p, POP_p, EVFTA cho thấy mối tương quan dương với EXV, lần lượt là 0,588; 0,979; 0,633; 0,263. Điều này cho thấy mối quan hệ tích cực giữa GNIC_v, GNIC_p, POP_p, EVFTA và xuất khẩu của Việt Nam.

5.3. Kết quả hồi quy

5.3.1. Mô hình phương pháp bình phương tối thiểu (OLS) và mô hình tác động cố định (FEM)

Bảng 6: Kết quả kiểm định OLS và FEM

EXV	OLS	FEM
GDP _v	1032,323***	875,907***
GDP _p	186,127***	167,653***
DIST _p	-16,678**	-42,5057***
GNIC _v	611,801***	545,021***
GNIC _p	1067,176***	1047,953***
POP _p	7,390***	9,600***
EVFTA	32,053	25,779
cons	-1.144,405***	-841,643***

* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,001$.

Nguồn: Kết quả mô hình.

Dựa trên kết quả, giá trị P được quan sát là 0,0000, nhỏ hơn mức ý nghĩa được xác định trước là 5%. Vì vậy, có thể suy ra mô hình FEM phù hợp hơn so với mô hình OLS.

5.3.2. Kiểm định Breusch-Pagan

Kiểm định Breusch-Pagan, giá trị $\chi^2(1)$ là 118,53 và giá trị P là 0,0000, cho thấy tầm quan trọng của nó dưới mức 5% được xác định trước. Kết quả là mô hình REM phù hợp hơn khi so sánh với mô hình OLS.

5.3.3. Kiểm định Hausman

Khi tiến hành kiểm định Hausman, giá trị $\chi^2(7)$ là 18,38 và giá trị P được xác định là 0,0104, nhỏ hơn mức ý nghĩa được chỉ định là 5%. Vì vậy, mô hình FEM phù hợp và được ưa chuộng hơn so với mô hình REM.

5.4. Kiểm định vi phạm

5.4.1. Phát hiện đa cộng tuyến

Bảng 7: Kết quả kiểm định VIF

Variable	VIF	1/VIF
GDPv	9,90	0,101
GNICv	8,63	0,116
GNICp	2,84	0,352
EVFTA	1,71	0,586
POPp	1,67	0,598
GDPp	1,55	0,643
DISTp	1,11	0,899
Mean VIF	3,92	

Nguồn: Kết quả mô hình.

Tất cả các biến đều có giá trị VIF dưới 10 cho thấy mức độ đa cộng tuyến trong đó thấp. Giá trị VIF cao nhất là 9,9 cho biến GDPv, theo sát là GNICv với VIF là 8,63. Giá trị VIF thấp nhất là 1,11 đối với biến DISTp. Dựa trên những kết quả này, không có vấn đề đa cộng tuyến nào xảy ra giữa các biến dự đoán trong mô hình.

5.4.2. Phát hiện phương sai thay đổi

Để xác định liệu phương sai thay đổi có xuất hiện trong mô hình hồi quy hay không, bài viết tiến hành kiểm định Wald đã sửa đổi. Dựa trên kết quả, $\chi^2(10)$ là 118,53 và giá trị P là 0,0000, thấp hơn mức ý nghĩa được xác định trước là 5%. Do đó, mô hình có phương sai hệ số thay đổi.

5.4.3. Phát hiện tự tương quan

Dựa trên kết quả kiểm định Wooldridge về hiện tượng tự tương quan trong dữ liệu, $F(1,20) = 23,9730$ và giá trị P là 0,0002 < 0,05. Do đó, chúng ta có thể suy ra rằng dữ liệu có hiện tượng tự tương quan.

5.5. Biện pháp khắc phục vi phạm

Bảng 8: Kết quả hồi quy của phương pháp FGLS

EXV	Coef.	Std. Err.	P> z
GDPv	735,171***	171,686	0,000
GDPp	125,712***	12,348	0,000
DISTp	-20,846**	8,432	0,013
GNICv	526,033***	75,214	0,000
GNICp	1008,649***	13,641	0,000
POPp	7,636***	0,500	0,000
EVFTA	3,270	20,929	0,876
cons	-814,328****	117,154	0,000

* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,001$.

Nguồn: Kết quả mô hình.

Kết quả cho thấy:

GDPv và GNICv có tác động tích cực đến xuất khẩu Việt Nam sang các nước EU. Shafaqat & David (2012), Mehmood (2013), Alaoui (2015), Nguyễn Thanh Hải (2016) phân tích mối quan hệ giữa xuất khẩu và tăng trưởng GDP của các quốc gia. GDP tăng thì khả năng cung cấp hàng hóa của quốc gia đó sẽ tăng lên, phát triển hoạt động xuất khẩu.

GDPp, GNICp và POPp thể hiện quy mô và tiềm lực nền kinh tế các nước EU đều mang dấu dương và có ý nghĩa thống kê. Điều này phù hợp với các lý thuyết kinh tế, theo đó khi GDP tăng thì quốc gia có thêm nguồn lực để gia tăng nhập khẩu. Khi tổng thu nhập bình quân đầu người tăng, dân số tăng, sức mua và nhu cầu đối với hàng hóa tăng lên, trong đó có hàng hóa nhập khẩu.

DISTvj: Hệ số $-0,021$ cho thấy khoảng cách từ Việt Nam đến nước đối tác tăng 1% sẽ khiến xuất khẩu từ Việt Nam sang các nước EVFTA giảm 0,021%. Chen (2004) tính toán khoảng cách địa lý dựa trên kinh độ và vĩ độ của các thành phố chính của các quốc gia, từ đó cho thấy khoảng cách địa lý làm giảm thương mại giữa các cặp quốc gia. Khoảng cách càng lớn, càng xuất hiện nhiều sự hạn chế trao đổi giữa các quốc gia như rủi ro trong vận tải và bảo hiểm hàng hóa, từ đó gia tăng chi phí (Beugelsdijk & Mudambi, 2013). Ngoài ra, Ghemawat (2001) nhận định các sản phẩm có giá trị gia tăng thấp sẽ bị đội chi phí cao nếu khoảng cách vận chuyển xa, nguy cơ làm giảm xuất khẩu.

Biến EVFTA không có ý nghĩa thống kê trong mô hình, không như kỳ vọng. Điều đó có nghĩa EVFTA chưa thực sự đem lại tác động tích cực nổi bật đối với xuất khẩu Việt Nam kể từ khi EVFTA có hiệu lực. Điều này mâu thuẫn với giả thiết về lý thuyết nhưng lại phản ánh đúng thực trạng xuất khẩu Việt Nam sang các nước EU còn khiêm tốn. Theo Bảng 3, tốc độ tăng trưởng xuất khẩu sang các nước thành viên có thể do đã tăng trước, nên EVFTA chưa hẳn tạo được dấu ấn riêng đối với xuất khẩu Việt Nam trong kỳ nghiên cứu.

6. Kết luận và khuyến nghị

Kết quả thu được từ mô hình định lượng cho thấy việc thực thi EVFTA có tác động tích cực đến xuất khẩu Việt Nam. Các yếu tố ảnh hưởng tích cực đến xuất khẩu hàng hóa của Việt Nam sang thị trường các nước thành viên EVFTA như GDP, GNI của Việt Nam và các nước EU, dân số của các nước EU. Khoảng cách địa lý có quan hệ tỷ lệ nghịch với xuất khẩu Việt Nam và EVFTA không có ý nghĩa thống kê như kỳ vọng.

Do đó, để tận dụng những cơ hội từ EVFTA nhằm phát triển xuất khẩu Việt Nam sang EU trong thời gian tới, một số giải pháp được đề xuất như sau:

Một là, tiếp tục hoàn thiện hệ thống pháp luật, xây dựng chính sách, hoàn thiện thể chế thực thi EVFTA, đảm bảo tính đồng bộ, hiệu quả và minh bạch hoá, phù hợp với yêu cầu của thực tiễn và các cam kết quốc tế. Các hoạt động xây dựng pháp luật cần vượt lên trên yêu cầu của các cam kết, vì chính nhu cầu nội tại của Việt Nam và để tận dụng tối ưu hiệu quả các cam kết FTA. Đồng thời chú trọng ứng dụng hiệu quả công nghệ số để tạo đột phá trong cải cách hành chính.

Hai là, tiếp tục hỗ trợ doanh nghiệp nâng cao năng lực cạnh tranh, nâng cao chất lượng sản phẩm, cải tiến công nghệ, nâng cao hàm lượng gia công, chế tác, đa dạng hóa mẫu mã... Đặc biệt, hỗ trợ xúc tiến thương mại ở các thị trường đối tác EVFTA; hỗ trợ thông tin thị trường kết nối doanh nghiệp. Doanh nghiệp Việt Nam chủ động tham gia vào chuỗi giá trị toàn cầu với hàng hóa có thương hiệu, giá trị gia tăng cao; tăng cường cơ chế hợp tác toàn diện với hệ thống phân phối lớn ở các thị trường khu vực; liên kết, liên doanh giữa các doanh nghiệp để cùng kinh doanh, tận dụng cơ hội từ EVFTA có tác động trực tiếp và hữu ích tới hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp.

Ba là, tăng cường thu hút đầu tư trực tiếp nước ngoài và tham gia tích cực hơn vào mạng lưới sản xuất của các công ty đa quốc gia trong khu vực cũng có thể có đóng góp ý nghĩa vào việc hiện thực hóa những lợi ích của EVFTA như việc thu hút đầu tư trực tiếp nước ngoài vào lĩnh vực sản xuất linh kiện và phụ tùng không chỉ góp phần thúc đẩy sự phát triển của các ngành công nghiệp phụ trợ ở Việt Nam mà có thể mở ra những cơ hội xuất khẩu mới.

Bốn là, cần thúc đẩy phát triển lĩnh vực dịch vụ logistics phục vụ xuất khẩu bằng cách hoàn thiện chính sách đẩy mạnh thu hút đầu tư vào lĩnh vực hạ tầng logistics; tập trung cải thiện cơ sở hạ tầng logistics gắn với thương mại điện tử, kết hợp logistics với thương mại điện tử theo xu hướng phát triển hiện nay trên thế giới và khu vực.

Tài liệu tham khảo:

- Alaoui, A.E. (2015), 'Causality and co-integration between export, import, and economic growth: Evidence from Morocco', *MPRA Paper 65431*, University Library of Munich, Germany.
- An Trần (2023), *Thương mại Việt Nam - EU 9 tháng đạt 44 tỷ USD*, truy cập lần cuối ngày 12 tháng 05 năm 2024, từ <<https://moit.gov.vn/tin-tuc/thi-truong-nuoc-ngoai/hiiep-dinh-evfta/thuong-mai-viet-nam-eu-9-thang-dat-44-ty-usd.html>>.
- Beugelsdijk, S. & Mudambi, R. (2013), 'MNEs as border-crossing multi-location enterprises: The role of discontinuities in geographic space', *Journal of International Business Studies*, 44(5), 413-426.
- Chen, N. (2004), 'Intra-national versus international trade in the European Union: Why do national borders matter?', *Journal of International Economics*, 63(1), 93-118.
- Doãn Kế Bôn (2016), 'Đẩy mạnh xuất khẩu của Việt Nam vào thị trường EU sau khi Hiệp định thương mại tự do Việt Nam - EU được ký kết', *Hội thảo khoa học quốc gia: Phát triển Thương mại Việt Nam giai đoạn 2016-2025*, Viện Nghiên cứu Thương mại.
- Doãn Nguyên Minh & Trần Thu Thủy (2020), 'Tác động của Hiệp định thương mại tự do Việt Nam – EU (EVFTA) đến xuất khẩu rau củ của Việt Nam', *Kỷ yếu Hội thảo khoa học quốc tế: Phát triển kinh tế và thương mại Việt Nam trong bối cảnh bảo hộ thương mại*, nhà xuất bản Hà Nội, 530-542.
- Đình Thị Thanh Bình, Nguyễn Việt Dũng & Hoàng Mạnh Cường (2014), 'Applying gravity model to analyze trade activities of Vietnam', *Journal of International Economics and Management*, 69, 3-18.
- Đỗ Thị Hòa Nhã & Nguyễn Thị Thu Hương (2019), 'Phân tích các yếu tố tác động đến xuất khẩu nông sản của Việt Nam sang thị trường EU', *Tạp chí khoa học và công nghệ Đại học Thái nguyên*, 03, 123-126.
- Ghemawat, P. (2001), 'Distance still matters: The hard reality of global expansion', *Harvard Business Review*, 79(8), 137-162.
- Hà Văn Sự & Lê Quốc Hội (2019), 'The impact of participation in the comprehensive and progressive trans-pacific partnership agreement on exports: The case of Vietnam', *Management Science Letters*, 9, 1269-1280.
- Lê Thị Hoài (2020), 'Hiệp định thương mại tự do EU-Việt Nam (EVFTA) – cơ hội đẩy mạnh xuất khẩu hàng hoá qua kênh thương mại điện tử cho các doanh nghiệp Việt Nam', *Kỷ yếu Hội thảo khoa học quốc tế: Phát triển kinh tế và thương mại Việt Nam trong bối cảnh bảo hộ thương mại*, nhà xuất bản Hà Nội, 742-753.
- Matsushita, M. (2010), 'Proliferation of free trade agreements & development perspectives', presentation at *Law & Development Inaugural Conference*, Law & Development Institute, Sydney, Australia, October.
- Mehmood, S. (2013), 'Do exports and economic growth depend on each other at intergovernmental organization level trade: An empirical study', *Academy of Contemporary Research Journal*, 4, 152-160.
- Moinuddin, M. (2013), 'Fulfilling the promises of south asian integration: A gravity estimation', *Asian Development Bank No.415*, Asian Development Bank.
- Nguyễn Thanh Hải (2016), 'Impact of export on economic growth in Vietnam: Empirical research and recommendations', *International Business and Management*, 13, 45-52.
- Nguyễn Tiến Dũng (2011), 'Tác động của Khu vực thương mại tự do ASEAN - Hàn Quốc đến thương mại Việt Nam', *Tạp chí Khoa học ĐHQG, Kinh tế và Kinh doanh*, 27, 219-231.
- Nguyễn Văn Nên (2020), 'Factors affecting Vietnam's wooden furniture export into CPTPP countries', *Science & Technology Development Journal: Economics - Law & Management*, 4(2), 696-704.
- Phạm Công Đoàn & Phạm Thị Thanh Hà (2020), 'Xuất khẩu hàng hoá sang EU trong bối cảnh thực thi EVFTA: Thách thức về rào cản và giải pháp', *Kỷ yếu Hội thảo khoa học quốc tế: Phát triển kinh tế và thương mại Việt Nam trong bối cảnh bảo hộ thương mại*, nhà xuất bản Hà Nội, 369-383.
- Shafaqat, M. & David, C. (2012), 'Dynamics of exports and economic growth at regional level: A study on Pakistan's exports to SAAR', *Journal of Contemporary Issues in Business Research*, 1(1), 11-19.
- Tổng cục Hải quan (2024), *Thông tin mới công bố*, truy cập lần cuối ngày 08 tháng 03 năm 2024, từ <<https://www.customs.gov.vn/index.jsp?pageId=3521>>.

-
- Tổng cục Thống kê (2023), *Số liệu thống kê*, truy cập lần cuối ngày 08 tháng 03 năm 2024, từ <<https://www.gso.gov.vn/so-lieu-thong-ke>>.
- Trịnh Văn Thảo (2023), ‘Hiệp định thương mại tự do Việt Nam – EU tác động của hiệp định thương mại tự do Việt Nam – EU đến hàng nông sản xuất khẩu của Việt Nam’, Luận án tiến sĩ, Viện nghiên cứu chiến lược, chính sách công thương.
- Trương Thu Hà (2021), ‘EVFTA và nông sản Việt Nam: Thách thức, cơ hội và giải pháp’, *Tạp chí Tài chính*, truy cập lần cuối ngày 08 tháng 03 năm 2024, từ <<https://tapchitaichinh.vn>>.
- Uruta, S. & Okabe, M. (2007), ‘The impacts of free trade agreements on trade flows: An application of the gravity model approach’, *RIETI Discussion Paper Series 07-E-052*, RIETI.
- VCCI (2012), *Giới thiệu tóm tắt về Hiệp định Thương mại xuyên Thái Bình Dương (TPP) và Hiệp định thương mại Tự do với EU*, Hà Nội.
- VCCI (2022), *Việt Nam sau 02 năm thực thi Hiệp định EVFTA*, Trung tâm WTO và Hội nhập, Phòng Thương mại và Công nghiệp Việt Nam, Hà Nội.
- Võ Thị Ngọc Trinh (2021) ‘Đánh giá tác động thuế quan của Hiệp định EVFTA đến một số ngành xuất nhập khẩu của Việt Nam’, *Tạp chí Công thương*, 10, truy cập lần cuối ngày 08 tháng 03 năm 2024, từ <<https://tapchicongthuong.vn/bai-viet/danh-gia-tac-dong-thue-quan-cua-hiep-dinh-evfta-den-mot-so-nganh-xuat-nhap-khau-cua-viet-nam-81554.htm>>.

BIẾN ĐỘNG GIÁ DẦU THÔ THẾ GIỚI, ĐÒN BẨY VÀ SỰ ỔN ĐỊNH CỦA CÁC CÔNG TY NIÊM YẾT TRÊN SỞ GIAO DỊCH CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

Vương Thị Hương Giang

Khoa Tài Chính – Trường Đại học Ngân hàng Thành phố Hồ Chí Minh

Email: giangvth@hub.edu.vn

Mã bài: JED-1319

Ngày nhận bài: 24/07/2023

Ngày nhận bài sửa: 03/10/2023

Ngày duyệt đăng: 12/01/2024

DOI: 10.33301/JED.VI.1319

Tóm tắt:

Nghiên cứu này xem xét mối quan hệ giữa sự không chắc chắn của giá dầu, đòn bẩy và sự ổn định của doanh nghiệp. Sử dụng mẫu dữ liệu bảng của các công ty niêm yết Việt Nam từ 2009-2022, kết quả thực nghiệm cho thấy sự bất ổn giá dầu tăng lên, tỷ lệ nợ của doanh nghiệp giảm xuống, đặc biệt là nợ dài hạn. Những phát hiện này rõ rệt hơn trong các doanh nghiệp sản xuất. Những phát hiện này là chắc chắn đối với phân tích sử dụng biến công cụ để giải quyết mối bận tâm về nội sinh. Tuy nhiên, sự không chắc chắn của giá dầu gia tăng không tác động đến sự ổn định của các doanh nghiệp Việt Nam. Nhìn chung, nghiên cứu này cung cấp bằng chứng cho thấy sự bất ổn giá dầu có ý nghĩa quan trọng đối với chính sách tài chính doanh nghiệp niêm yết Việt Nam.

Từ khóa: Biến động giá dầu, đòn bẩy, sự ổn định, doanh nghiệp niêm yết, Việt Nam.

Mã JEL: G30, G31, G32

Oil price uncertainty, corporate leverage, and stability of listed companies on the Vietnamese stock exchanges

Abstract:

This study examines the relationship between oil price uncertainty (OPU), corporate leverage, and the firm's stability. Using a panel sample of Vietnamese listed companies from 2009 to 2022, empirical results show that corporate debt ratios decrease as oil price uncertainty increases, especially long-term debts. These findings are more pronounced in manufacturing firms. These findings are consistent with analysis using instrumental variables to address endogeneity concerns. However, OPU does not affect the stability of Vietnamese enterprises. Overall, this paper provides evidence that OPU has an important implication for the financial policy of Vietnamese-listed firms.

Keywords: Oil price uncertainty (OPU), Corporate leverage, Firm stability, Listed companies, Vietnam.

JEL codes: G30, G31, G32.

1. Giới thiệu

Theo báo cáo thống kê của cơ quan thông tin năng lượng Hoa Kỳ (EIA) tính đến cuối năm 2022, một phần ba năng lượng trên thế giới đến từ dầu thô. Trên thị trường dầu thế giới, dầu thô Brent và WTI (West Texas Intermediate) được coi là hai loại dầu đóng vai trò tiêu chuẩn trong giao dịch dầu thô trên toàn cầu. Giá dầu thô quốc tế trải qua nhiều biến động từ năm 2009 đến năm 2022, có thể kể đến cuộc khủng hoảng giá dầu trong các giai đoạn 2008-2009, dư cung dầu mỏ 2014-2016, khủng hoảng giá dầu âm 2020, và xung

đột Nga-Ukraine. Điều này đã thúc đẩy nhiều học giả xem xét sự không chắc chắn của giá dầu ảnh hưởng đến các hoạt động kinh tế và thị trường tài chính. Biến động giá dầu thô ảnh hưởng trực tiếp đến quyết định đầu tư của doanh nghiệp và mức độ tiêu dùng hàng hóa (Jo, 2014). Koirala & Ma (2020) cung cấp bằng chứng cho thấy sự bất ổn giá dầu có tác động tiêu cực đáng kể đến sản lượng thực tế và tổng đầu tư. Có nhiều nghiên cứu chỉ ra rằng biến động giá dầu đến hiệu quả hoạt động, nắm giữ tiền mặt, và quyết định đầu tư của các doanh nghiệp niêm yết (DNNY) tại nhiều thị trường trên thế giới (Chen & cộng sự, 2020; Bugshan, 2022).

Sự bất ổn giá dầu có thể ảnh hưởng đến đòn bẩy (tỷ lệ nợ) của doanh nghiệp qua hai kênh. Kênh thứ nhất, sự bất ổn của giá dầu tăng cao có thể dẫn đến việc cắt giảm nguồn tín dụng ngân hàng, do đó các doanh nghiệp buộc phải giảm tỷ lệ nợ (giảm tỷ lệ đòn bẩy trong cơ cấu vốn). Các nghiên cứu gần đây cho thấy rằng sự không chắc chắn gia tăng có thể làm trầm trọng thêm tình trạng bất cân xứng thông tin giữa doanh nghiệp và ngân hàng, đồng thời có khả năng làm gia tăng rủi ro vỡ nợ của công ty (Yarba & Güner, 2020). Do đó, các ngân hàng có xu hướng thắt chặt nguồn cung tín dụng và yêu cầu mức bù rủi ro cao hơn đối với doanh nghiệp. Do chi phí tài chính tăng, doanh nghiệp có xu hướng điều chỉnh cơ cấu vốn để duy trì tính linh hoạt về tài chính (Zhang & cộng sự, 2015). Kênh thứ hai, với động cơ phòng ngừa, sự bất ổn giá dầu tăng sẽ làm giảm đòn bẩy tài chính thông qua việc giảm nhu cầu tài chính. Các nghiên cứu trước đây cho thấy sự bất ổn giá dầu gia tăng có thể làm tăng tâm lý e ngại rủi ro, nắm giữ tiền mặt và chi tiêu đầu tư của các công ty (Chen & cộng sự, 2020). Tất cả những hành vi này cho thấy rằng các công ty sẽ giảm nhu cầu tài chính để vượt qua sự bất ổn về giá dầu. Kết quả là, sự bất ổn giá dầu gia tăng có thể thúc đẩy các công ty giảm nhu cầu tài trợ bên ngoài và do đó làm giảm đòn bẩy.

Theo số liệu thống kê của Tổng cục Hải quan từ năm 2016 đến tháng 06 năm 2022, mặc dù Việt Nam là quốc gia khai thác dầu thô, và có hoạt động xuất khẩu dầu thô, nhưng vẫn phải nhập một lượng dầu thô rất lớn để lọc (Bảng 1). Cũng theo số liệu thống kê của Tổng cục Hải quan, đến hết năm 2022, Việt Nam nhập khẩu khoảng 8,2 tỷ USD giá trị dầu thô. Nguyên nhân của vấn đề này, theo các chuyên gia phân tích, là do chủng loại dầu thô trong nước không hoàn toàn phù hợp với các nhà máy lọc hiện có tại Việt Nam. Thực tế, giá dầu quốc tế tăng cao đã gây ra những ảnh hưởng không nhỏ đối với kinh tế Việt Nam như ảnh hưởng đến điều hành chính sách tài khóa, công tác điều hành giá và lạm phát, rủi ro thâm hụt cán cân thương mại (Vũ Thị Huyền Trang và Nguyễn Việt Thắng, 2022). Ở cấp độ vĩ mô, biến động giá dầu diễn ra trên thế giới được dự báo có khả năng sẽ ảnh hưởng đến việc ra quyết định của các doanh nghiệp Việt Nam như: cơ cấu vốn, đầu tư, nắm giữ tiền mặt, số lượng sản phẩm sản xuất.

Bảng 1: Cán cân thương mại xăng dầu tại Việt Nam

Năm	Giá dầu Brent (USD/thùng)	Trị giá nhập khẩu (triệu USD)	Trị giá xuất khẩu (triệu USD)
2016	43,6	5101,9	3199,4
2017	54,1	7541,7	4321,9
2018	71,3	10382,8	4219,3
2019	64,3	9820,4	4063,7
2020	42,0	7139,6	2529,9
2021	70,9	9302,6	3203,5
6/2022	106,97	8295,6	2098,9

Nguồn: Tác giả tổng hợp từ số liệu thống kê của Tổng cục Hải quan

Tại Việt Nam, xăng dầu được coi là mặt hàng thiết yếu, được bình ổn bởi quỹ bình ổn giá xăng dầu. Luật Giá số 11 ban hành năm 2012, quy định rõ “Xăng dầu thành phẩm tiêu thụ nội địa thuộc danh mục hàng hóa, dịch vụ thực hiện bình ổn giá”. Quản lý giá xăng dầu tại Việt Nam được thực hiện theo cơ chế thị trường, dưới sự điều tiết của Nhà Nước nhằm đảm bảo mục tiêu ổn định kinh tế vĩ mô. Theo hiểu biết tốt nhất của tác giả, chưa có nghiên cứu nào khám phá ảnh hưởng của biến động giá dầu thô đến quyết định cấu trúc vốn và sự ổn định của các doanh nghiệp tại thị trường Việt Nam trong giai đoạn 2009-2022. Trong khi đó, việc sử dụng năng lượng tái tạo tại Việt Nam còn hạn chế, đồng thời, Việt Nam có xu hướng tăng cường nhập

khẩu dầu thô trong thời gian gần đây. Vì vậy, khám phá tác động biến động dầu mỏ đến quyết định cấu trúc vốn và sự ổn định của các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam là cấp thiết.

2. Tổng quan nghiên cứu

Nghiên cứu của Elder & Serletis (2009) là nghiên cứu đầu tiên khám phá tác động bất lợi của sự bất ổn giá dầu đối với các hoạt động kinh tế bằng cách sử dụng mô hình VAR và GARCH-in-Mean. Sau đó, nhiều nghiên cứu sâu rộng đã đánh giá tác động về sự không chắc chắn của giá dầu đối với sản lượng đầu ra, thị trường tài chính và các khía cạnh khác của nền kinh tế vĩ mô (Elder & Serletis, 2009, 2011; Koirala & Ma, 2020). Một số nghiên cứu tập trung xem xét tác động của sự bất ổn giá dầu tới các hoạt động kinh tế từ góc độ doanh nghiệp. Phần lớn trong số đó đều tập trung vào việc giá dầu không chắc chắn ảnh hưởng như thế nào đến các quyết định đầu tư và lợi nhuận cổ phiếu của các DNNY (Wang & cộng sự, 2017; Phan & cộng sự, 2020; Alaali, 2020; Koirala & cộng sự, 2020).

Chủ đề về tác động của sự bất ổn giá dầu đối với quyết định của các DNNY đã và đang được các nhà nghiên cứu khám phá rộng rãi, tuy nhiên, tác động của sự bất ổn giá dầu đối với cấu trúc vốn doanh nghiệp tương đối khan hiếm. Bên cạnh đó, các nghiên cứu hiện nay được thực hiện chủ yếu tại thị trường Mỹ và Trung Quốc. Ví dụ, Haushalter & cộng sự (2002) nghiên cứu độ nhạy cảm của giá trị vốn chủ sở hữu doanh nghiệp đối với sự bất ổn giá dầu tại Mỹ. Tiếp cận trên phương diện rủi ro, nghiên cứu của Gupta & Krishnamurti (2018) khám phá mối liên hệ giữa sự dằn dặt biến động giá dầu và việc chấp nhận rủi ro của các công ty Mỹ. Tại Trung Quốc, Chen & cộng sự (2020) chỉ ra rằng cú sốc giá dầu tác động ngược chiều đến quyết định đầu tư của các DNNY. Fan & cộng sự (2021) khảo sát sự biến động giá dầu đến đòn bẩy tài chính của các DNNY Trung Quốc. Kết quả nghiên cứu cho thấy sự bất ổn về giá dầu làm giảm đòn bẩy của DNNY thông qua việc gia tăng tín dụng thương mại và tăng xác suất kiệt quệ tài chính.

Rất nhiều nghiên cứu thực nghiệm đã chứng minh, biến động giá dầu tăng khiến tốc độ tăng trưởng GDP nhiều quốc gia chậm lại (Elder và Serletis, 2011; Salisu & cộng sự, 2023) và các doanh nghiệp có xu hướng giảm đầu tư (Phan & cộng sự, 2020; Wang & cộng sự, 2017). Với sự biến động của tính hình chính trị thế giới, các nghiên cứu về mối quan hệ giữa sự bất ổn giá dầu ảnh hưởng đến tình trạng tài chính tổng quan của các công ty ngày càng được quan tâm. Phan & cộng sự (2020) chứng minh rằng sự bất ổn giá dầu có tác động xấu đến kết quả hoạt động của công ty. Nghiên cứu của Ren & cộng sự (2023) cho thấy sự không chắc chắn của giá dầu ảnh hưởng đến năng suất tổng hợp của doanh nghiệp. Ngoài ra, sự bất ổn định về giá dầu cũng làm tăng lên rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu ở các công ty ở Trung Quốc (Xiao & cộng sự, 2022). Nghiên cứu của Sun & cộng sự (2022) gần đây cho thấy sự gia tăng biến động giá dầu làm trầm trọng thêm rủi ro vỡ nợ của các công ty Trung Quốc. Nghiên cứu này cũng chỉ ra các tác động trung gian và điều tiết để chứng minh rằng biến động giá dầu gián tiếp làm trầm trọng thêm rủi ro vỡ nợ của công ty thông qua các kênh, chẳng hạn như đáo hạn nợ vay, khả năng thanh khoản suy yếu.

Với đặc trưng của một thị trường mới nổi, Việt Nam dễ bị tác động bởi những cú sốc từ thị trường quốc tế (Nguyen & cộng sự, 2023). Thêm vào đó, nguồn tài trợ vốn cho các doanh nghiệp Việt Nam chủ yếu đến từ kênh tín dụng ngân hàng (Vuong & Nguyen, 2020). Tác động của biến động giá dầu thô thế giới đến đòn bẩy (cấu trúc vốn) cũng như sự ổn định của các DNNY trên sở giao dịch chứng khoán Việt Nam vẫn còn là những câu hỏi bị bỏ ngỏ. Dựa vào các lập luận đã trình bày, tác giả xây dựng hai giả thuyết nghiên cứu sau:

Giả thuyết H1: Sự không chắc chắn giá dầu tác động tiêu cực đến đòn bẩy (tỷ lệ nợ) của doanh nghiệp.

Giả thuyết H2: Sự không chắc chắn giá dầu tác động tiêu cực đến sự ổn định của doanh nghiệp.

Theo Elder và Serletis (2011) và Aye & cộng sự. (2014), sự bất ổn giá dầu tăng cao sẽ dẫn đến sự sụt giảm sản lượng sản xuất và đầu tư của các doanh nghiệp, qua đó góp phần làm suy giảm tổng sản lượng sản xuất của nền kinh tế. Đây là cơ sở để kiểm chứng tác động của biến động giá dầu với đòn bẩy tài chính sẽ có khả năng trầm trọng hơn đối với các doanh nghiệp sản xuất (DNSX) so với các doanh nghiệp phi sản xuất (DNPSX). Thêm vào đó, theo lập luận của Lee & Wang (2021), các DNSX thường có xu hướng nắm giữ tiền mặt nhiều hơn như một cơ chế phòng vệ để tránh khỏi rủi ro do sự biến động của các tác nhân vĩ mô gây ra. Mặt khác, khi trữ lượng tiền mặt doanh nghiệp gia tăng, doanh nghiệp sẽ giảm việc vay nợ (Vuong & cộng sự, 2022). Do đó, mối quan hệ giữa biến động giá dầu và đòn bẩy được dự đoán sẽ rõ rệt hơn trong các DNSX tại Việt Nam.

Giả thuyết H3: Tác động tiêu cực của biến động giá dầu đến đòn bẩy rõ rệt hơn trong các DNSX.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu này phân tích dữ liệu của các DNNY phi tài chính tại Sở giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (HOSE) và Sở giao dịch chứng khoán Hà Nội (HNX) trong giai đoạn 2009–2022, thu thập thông tin từ các báo cáo tài chính được công bố từ cơ sở dữ liệu Refinitiv Datastream/Thomson Reuter Eikon. Dữ liệu giá dầu thô Brent và WTI hàng ngày từ Báo cáo Cơ quan Thông tin Năng lượng Hoa Kỳ (EIA) được thu thập trong khoảng thời gian từ năm 2009 tới năm 2022. Bên cạnh đó, tác giả thu thập dữ liệu cho biến động giá dầu thô COBE hàng ngày từ website www.cboe.com. Để tạo sự đồng nhất cho dữ liệu nghiên cứu, giai đoạn nghiên cứu được lựa chọn từ 2009-2022, do chỉ số OVX sẵn có trên cơ sở dữ liệu từ tháng 09 năm 2009 đến năm 2022.

3.2. Mô hình và phương pháp nghiên cứu

Theo Fan & cộng sự (2021), mô hình bảng (1) được xây dựng để kiểm tra mối quan hệ giữa sự không chắc chắn của giá dầu và đòn bẩy DNNY Việt Nam theo giả thuyết H1:

$$TD_{i,t} = \alpha + \beta * OPV_t + \kappa * KS_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} + \pi_i + \Upsilon_t(1)$$

trong đó: đại diện cho tổng đòn bẩy sổ sách của công ty (i) trong năm (t). Tiếp đó, thay thế biến TD trong phương trình (1) bằng hai biến LTD và STD để lần lượt đánh giá tác động của biến động giá dầu đến đòn bẩy (tỷ lệ nợ) dài hạn và ngắn hạn của các DNNY tại Việt Nam. Biến đại diện cho sự không chắc chắn về giá dầu. Biến được đo lường bằng độ lệch chuẩn giá dầu Brent trong năm (t), ký hiệu là STD_BRENT. Ngoài ra, để tăng tính chắc chắn của kết quả thực nghiệm trong mô hình (1), hai biến STD_WTI và AVERAGE_OVX được sử dụng để đại diện cho sự không chắc chắn của giá dầu. Hệ số của biến OPV, (β) đo lường mức độ mà sự bất ổn giá dầu ảnh hưởng đến đòn bẩy doanh nghiệp. Theo giả thuyết nghiên cứu H1, tác giả kỳ vọng rằng $\beta < 0$, hàm ý khi biến động giá dầu gia tăng, các DNNY Việt Nam có xu hướng giảm sử dụng đòn bẩy. Các biến kiểm soát (KS) trong mô hình (1) gồm có: TANG, NDTs, LIQ, GRSale, ROA, và SIZE. Hiệu ứng cố định doanh nghiệp (và thời gian) được đưa vào mô hình để giảm các tác động có thể xảy ra của các yếu tố cấp độ doanh nghiệp và thời gian không quan sát được. là số dư trong mô hình bảng (1).

Theo Sun & cộng sự (2022), mô hình bảng (2) được xây dựng để kiểm chứng mối quan hệ giữa sự không chắc chắn của giá dầu và rủi ro vỡ nợ của các DNNY Việt Nam theo giả thuyết H2:

$$Zscore_{i,t} = \alpha + \Omega * OPV_t + \kappa * KS_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} + \pi_i + \Upsilon_t(2)$$

trong đó: đại diện cho rủi ro vỡ nợ của công ty (i) trong năm (t); Biến Zscore được đo lường theo phương pháp của Altman (1968). Biến đại diện cho sự không chắc chắn về giá dầu. Hệ số của biến OPV, (Ω) đo lường mức độ mà sự bất ổn giá dầu ảnh hưởng đến rủi ro vỡ nợ của doanh nghiệp. Theo giả thuyết nghiên cứu H2, tác giả kỳ vọng rằng $\Omega < 0$, hàm ý khi sự không chắc chắn giá dầu gia tăng, các DNNY Việt Nam có nguy cơ đối mặt với rủi ro vỡ nợ cao hơn. Các biến kiểm soát trong mô hình (2) gồm có: TD, LIQ, TANG, AGE, ROA, GRTA, và SIZE. Hiệu ứng cố định doanh nghiệp (và thời gian) được đưa vào mô hình để giảm các tác động có thể xảy ra của các yếu tố cấp độ doanh nghiệp và thời gian không quan sát được. là số dư trong mô hình bảng (2).

Cuối cùng, để kiểm tra giả thuyết H3 về sự khác biệt tác động của biến động giá dầu đến đòn bẩy tài chính trong các DNSX và DNPSX, tác giả sử dụng mô hình bảng (3). Mô hình (3) được xây dựng và phát triển dựa trên mô hình bảng (1), như sau:

$$TD_{i,t} = \alpha + \beta * OPV_t + \delta * OPV_t * MAN_i + \kappa * KS_{i,t-1} + \mu_{i,t} + \pi_i + \Upsilon_t(3)$$

trong đó: MAN là biến giả, giá trị biến MAN bằng 1 nếu doanh nghiệp (i) là DNSX, và bằng 0 nếu doanh nghiệp (i) là DNPSX. Phân loại ngành theo SIC codes cho thấy, các DNSX là những doanh nghiệp có mã từ 2000-3999. Hệ số trong mô hình bảng (3) cho thấy sự khác biệt về tác động của biến động giá dầu đến đòn bẩy tài chính trong các DNSX và DNPSX tại Việt Nam theo kỳ vọng giả thuyết H3. Nghiên cứu sử dụng ước lượng Pooled OLS với hiệu ứng cố định để ước lượng các mô hình thực nghiệm (1), (2) và (3). Các biến được sử dụng trong các mô hình thực nghiệm được định nghĩa và đo lường trong Bảng 2.

Bảng 2: Định nghĩa và đo lường biến

Biến số	Tên	Cách tính biến
<i>Biến phụ thuộc</i>		
TD	Tổng đòn bẩy	Tổng nợ/Tổng tài sản
LTD	Đòn bẩy dài hạn	Tổng nợ dài hạn/Tổng tài sản
STD	Đòn bẩy ngắn hạn	Tổng nợ ngắn hạn/Tổng tài sản
Zscore	Rủi ro vỡ nợ	Alman's Z score (1968).
<i>Biến độc lập</i>		
<i>Biến kiểm soát</i>		
LIQ	Thanh khoản	Tiền và các khoản tương đương tiền/tổng tài sản
TANG	Tỷ lệ tài sản cố định	Tài sản cố định/Tổng tài sản
NDS	Lá chắn thuế phi nợ	Chi phí khấu hao/Tổng tài sản
AGE	Tuổi doanh nghiệp	Logarithm số năm doanh nghiệp chính thức niêm yết trên sở giao dịch chứng khoán
SIZE	Quy mô doanh nghiệp	Logarithm Tổng tài sản
ROA	Tỷ suất sinh lợi	Lợi nhuận sau thuế/Tổng tài sản
GRTA	Tăng trưởng tổng tài sản	Logarithm (Tổng tài sản (t)/Tổng tài sản (t-1))
GRSALE	Tăng trưởng tổng doanh thu	Logarithm (Tổng doanh thu (t)/Tổng doanh thu (t-1))
<i>Biến động giá dầu (OPV)</i>		
OPV_Brent	Biến động giá dầu Brent	Độ lệch chuẩn giá dầu Brent hàng ngày trong năm (t)
OPV_WTI	Biến động giá dầu WTI	Độ lệch chuẩn giá dầu WTI hàng ngày trong năm (t)
AVERAGE_OVX	Chỉ số biến động giá dầu OVX	Bình quân ngày chỉ số biến động giá dầu trong năm (t)

Theo Hasan & cộng sự (2022), để giải quyết vấn đề nội sinh và đảm bảo tính vững chắc của kết quả trong mô hình bảng (1), tác giả sử dụng phương pháp bình phương nhỏ nhất hai giai đoạn (2SLS) với biến công cụ. Vấn đề nội sinh phát sinh từ sai lệch biến bị bỏ qua và quan hệ nhân quả, được giải quyết bằng việc sử dụng rủi ro địa chính trị trung bình hàng năm (AVERAGE_GPR) của hai nước tiêu thụ dầu thô lớn nhất thế giới làm (Mỹ và Trung Quốc) và hai nước xuất khẩu dầu mỏ lớn nhất thế giới (Nga và Ả rập Saudi) làm biến công cụ. Nghiên cứu của Noguera-Santaella (2016) cho thấy những bất ổn địa chính trị ảnh hưởng mạnh mẽ đến biến động giá dầu. Không có bằng chứng cho thấy sự không chắc chắn về địa chính trị có tác động trực tiếp đến nợ của các doanh nghiệp, cho thấy sự phù hợp của công cụ. Tuy nhiên, kiểm định Anderson-Rubin Wald (Giá trị P) và Thống kê Stock-Wright LMS (Giá trị P) sẽ xác nhận tính hợp lệ của biến công cụ (AVERAGE_GPR) được sử dụng.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả biến

Bảng 3 cho thấy kết quả thống kê của các biến được sử dụng trong các mô hình hồi quy. Biến TD có giá trị trung bình là 0,2216. Biến STD và LTD có giá trị bình quân lần lượt là 0,1496 và 0,0720, cho thấy nợ ngắn hạn chiếm tỷ trọng lớn trong cơ cấu vốn của các DNNY Việt Nam. Tuổi trung bình (AGE) của các công ty khoảng 6,125 năm. Lá chắn thuế phi nợ (NDS) ở mức khá thấp (2,15%), cho thấy khả năng cao các DNNY tại Việt Nam tận dụng phần lớn lá chắn thuế từ nợ. Tăng trưởng doanh số (GRSALE) và tăng trưởng tổng tài sản (GRTA) đạt mức trung bình lần lượt là 8,37% và 9,48%. Tỷ lệ lợi nhuận trên tổng tài sản (ROA) trung bình ở mức 7,18%. Tính thanh khoản của các công ty (LIQ) trung bình đạt 7,86%, quy mô doanh nghiệp bình quân (SIZE) của các DNNY Việt Nam bình quân đạt 20,4908. Zscore trung bình là 1,919, cho thấy rủi ro phá sản của các công ty nằm trong vùng xám. Cuối cùng, giá trị trung bình của biến động giá dầu bình quân năm (OPV_Brent, OPV_WTI và AVERAGE_OVX) lần lượt là 2,0269 và 1,9680.

Bảng 3: Thống kê mô tả các biến trong mô hình

Biến số	Quan sát	Trung Bình	Độ lệch chuẩn	Tối thiểu	Tối đa
TD	7.464	0,2216	0,1875	0,0000	0,9500
LTD	7.464	0,0720	0,1180	0,0000	0,7889
STD	7.464	0,1496	0,1525	0,0000	0,9500
AGE	7.464	6,1650	4,3098	0,0000	16,0000
TANG	7.464	0,2550	0,2208	0,0000	0,9700
NDTS	7.464	0,0215	0,0301	0,0000	0,5397
GRSALE	7.171	0,0837	0,5138	-5,0210	5,5355
GRTA	7.173	0,0948	0,2649	-2,3026	5,5496
ROA	7.464	0,0718	0,0781	-0,7777	1,1661
LIQ	7.464	0,0786	0,0924	0,0000	0,9333
SIZE	7.464	20,4908	1,5888	16,0876	27,0863
Zscore	7.464	1,9190	1,4641	-5,8588	15,7444
OPV_Brent	7.464	2,0269	0,3722	1,4734	2,6955
OPV_WTI	7.464	1,9680	0,3972	1,3147	2,6061
AVERAGE_OVX	7.464	3,5928	0,2936	3,1118	4,1740

4.2. Thảo luận kết quả nghiên cứu

4.2.1. Ảnh hưởng của biến động giá dầu đến tỷ lệ nợ của các DNNY Việt Nam

Bảng 4: Ảnh hưởng biến động giá dầu đến đòn bẩy của các DNNY tại Việt Nam

Hệ số	Biến phụ thuộc: TD		
	(1)	(2)	(3)
L.TANG	0,1046*** (0,0292)	0,1046*** (0,0292)	0,1046*** (0,0292)
L.NDTS	-0,4835*** (0,1317)	-0,4835*** (0,1317)	-0,4835*** (0,1317)
L.LIQ	-0,0722*** (0,0215)	-0,0722*** (0,0215)	-0,0722*** (0,0215)
L.GRSALE	0,0029 (0,0025)	0,0029 (0,0025)	0,0029 (0,0025)
L.SIZE	0,0678*** (0,0071)	0,0678*** (0,0071)	0,0678*** (0,0071)
L.ROA	-0,0016*** (0,0004)	-0,0016*** (0,0004)	-0,0016*** (0,0004)
STD_BRENT	-0,1175*** (0,0189)		
STD_WTI		-0,1732*** (0,0279)	
AVERAGE_OVX			-0,3080*** (0,0495)
Hằng số	-0,9015*** (0,1263)	-0,7697*** (0,1218)	-0,0023 (0,1622)
Số quan sát	6418	6418	6418
R2	0,1246	0,1246	0,1246
Số doanh nghiệp	689	689	689
Hiệu ứng năm	Có	Có	Có
Hiệu ứng doanh nghiệp	Có	Có	Có

Chú thích: Sai số chuẩn mạnh thể hiện trong ngoặc đơn (). *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Bảng 5: Ảnh hưởng biến động giá dầu đến đòn bẩy dài hạn và ngắn hạn của các DNNY tại Việt Nam

Hệ số	(1)		(2)		(3)	
	LTD	STD	LTD	STD	LTD	STD
L.TANG	0,1106*** (0,0222)	-0,0059 (0,0182)	0,1106*** (0,0222)	-0,0059 (0,0182)	0,1106*** (0,0222)	-0,0059 (0,0182)
L.NDTS	-0,3907*** (0,0980)	-0,0928 (0,0794)	-0,3907*** (0,0980)	-0,0928 (0,0794)	-0,3907*** (0,0980)	-0,0928 (0,0794)
L.LIQ	0,0019 (0,0128)	-0,0743*** (0,0176)	0,0019 (0,0128)	-0,0743*** (0,0176)	0,0019 (0,0128)	-0,0743*** (0,0176)
L.GRSALE	0,0007 (0,0016)	0,0022 (0,0019)	0,0007 (0,0016)	0,0022 (0,0019)	0,0007 (0,0016)	0,0022 (0,0019)
L.SIZE	0,0365*** (0,0049)	0,0314*** (0,0056)	0,0365*** (0,0049)	0,0314*** (0,0056)	0,0365*** (0,0049)	0,0314*** (0,0056)
L.ROA	-0,0009*** (0,0002)	-0,0007*** (0,0003)	-0,0009*** (0,0002)	-0,0007*** (0,0003)	-0,0009*** (0,0002)	-0,0007*** (0,0003)
STD_BRENT	-0,0846*** (0,0138)	-0,0326** (0,0134)				
STD_WTI			-0,1247*** (0,0204)	-0,0480** (0,0198)		
AVERAGE_OVX					-0,2217*** (0,0363)	-0,0854** (0,0352)
Hàng số	-0,4945*** (0,0864)	-0,4072*** (0,1022)	-0,3996*** (0,0825)	-0,3706*** (0,0994)	0,1529 (0,1124)	-0,1579 (0,1248)
Số quan sát	6418	6418	6418	6418	6418	6418
R2	0,1177	0,0396	0,1177	0,0396	0,1177	0,0396
Số doanh nghiệp	689	689	689	689	689	689
Hiệu ứng năm	Có	Có	Có	Có	Có	Có
Hiệu ứng doanh nghiệp	Có	Có	Có	Có	Có	Có

*Chú thích: Sai số chuẩn mạnh thể hiện trong ngoặc đơn (). *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.*

Kết quả nghiên cứu ở Bảng 4 cho thấy tác động biến động giá dầu thô thế giới. Trong cột (1), (2) và (3), cả ba đại diện của biến động giá dầu thô thế giới có tác động âm và có ý nghĩa đến tổng đòn bẩy tài chính (TD) của các công ty trong mẫu. Việc tăng biến động giá dầu như một dấu hiệu của sự tăng lên trong rủi ro kinh tế, dẫn đến việc các doanh nghiệp sẽ lựa chọn phụ thuộc vào tín dụng thương mại thay vì nợ để tránh rủi ro phá sản (Fan & cộng sự, 2021). Kết quả là, các DNNY tại Việt Nam giảm đòn bẩy trong cơ cấu vốn. Phát hiện này phù hợp với phát hiện của Fan & cộng sự (2021) tại các DNNY Trung Quốc. Nói cách khác, các DNNY tại Việt Nam có xu hướng giảm tỷ lệ nợ của họ khi sự bất ổn giá dầu tăng lên. Bảng 5 cho thấy biến động giá dầu có tác động đáng kể đến đòn bẩy dài hạn hơn so với đòn bẩy ngắn hạn. Nói cách khác, khi biến động giá dầu trở nên biến động mạnh, các DNNY Việt Nam có xu hướng cắt giảm đáng kể nợ dài hạn hơn nợ ngắn hạn. Có hai lý do để giải thích vấn đề này như sau. Thứ nhất, nợ ngắn hạn có thể giảm thiểu rủi ro tín dụng bởi nó cho phép người cho vay thường xuyên giám sát và tái đánh giá các khoản vay (Stulz, 2000). Do đó, trong thời kỳ giá dầu không chắc chắn cao, người cho vay có xu hướng cung cấp các khoản vay ngắn hạn nhiều hơn là các khoản vay dài hạn để tránh rủi ro tái cấp vốn (Hasan & cộng sự, 2022). Thứ hai, các khoản nợ dài hạn có rủi ro định giá sai cao hơn, vì nó nhạy cảm hơn khi giá trị công ty thay đổi (Flannery, 1986), việc định giá sai như vậy phổ biến hơn khi có sự hiện diện của sự không chắc chắn (Datta & cộng sự, 2019).

Kết quả giải quyết nội sinh bằng ước lượng 2SLS được trình trong Bảng 6 với biến công cụ AVERAGE_GPR. Kết quả thực nghiệm trong giai đoạn 1 cũng cho thấy một mối quan hệ cùng chiều giữa biến động giá dầu và rủi ro địa chính trị bình quân của Mỹ, Trung Quốc, Nga, Ả rập Saudi. Kết quả này phù hợp với lập luận của Hasan & cộng sự (2022) về mối quan hệ giữa rủi ro địa chính trị và sự bất ổn của giá dầu. Trong

giai đoạn 2, mối liên hệ giữa biến động giá dầu (STD_BRENT) và các biến đòn bẩy (TD, LTD, và STD) tương tự như kết quả đạt được ở Bảng 4 và Bảng 5. Sau khi loại bỏ vấn đề nội sinh, biến động giá dầu có ảnh hưởng tiêu cực và đáng kể đến các đòn bẩy tài chính của các DNNY ở Việt Nam.

**Bảng 6: Giải quyết vấn đề nội sinh mô hình (1)
bằng ước lượng 2SLS**

Hệ số	(1)	(2)	(3)
	TD	LTD	STD
<i>Giai đoạn 1:</i>			
AVERAGE_GPR	0,5874*** (0,0173)	0,5874*** (0,0173)	0,5874*** (0,0173)
<i>Giai đoạn 2:</i>			
STD_BRENT	-0,0438*** (0,0075)	-0,0141*** (0,0050)	-0,0295*** (0,0060)
L.TANG	0,1193*** (0,0134)	0,1221*** (0,0089)	-0,0026 (0,0107)
L.NDTS	-0,7333*** (0,0584)	-0,5496*** (0,0388)	-0,1825*** (0,0466)
L.LIQ	-0,0652*** (0,0173)	0,0064 (0,0115)	-0,0718*** (0,0138)
L.GRSALE	0,0069*** (0,0025)	0,0035** (0,0017)	0,0036* (0,0020)
L.SIZE	0,0471*** (0,0028)	0,0225*** (0,0018)	0,0246*** (0,0022)
L.ROA	-0,0013*** (0,0002)	-0,0007*** (0,0002)	-0,0007*** (0,0002)
Hằng số	-0,6549*** (0,0550)	-0,3788*** (0,0365)	-0,2763*** (0,0439)
Số quan sát	6418	6418	6418
Số doanh nghiệp (DN)	668	668	668
Kiểm định Anderson-Rubin Wald (Giá trị P)	0,0000	0,0000	0,0000
Thống kê Stock-Wright LMS (Giá trị P)	0,0000	0,0000	0,0000

Chú thích: Sai số chuẩn mạnh thể hiện trong ngoặc đơn (). *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

4.2.2. Ảnh hưởng của biến động giá dầu đến sự ổn định của các DNNY Việt Nam

Bảng 7 trình bày kết quả về tác động của biến động giá dầu đối với sự ổn định của DNNY tại Việt Nam. Kết quả ước lượng của ba đại diện của biến OPV (STD_BRENT, STD_WTI, và AVERAGE_OVX) và biến phụ thuộc Zscore được trình bày trong Cột (1), (2) và (3). Trong Cột (1), (2) và (3), hệ số biến STD_BRENT, STD_WTI và AVERAGE_OVX âm nhưng không có ý nghĩa thống kê. Kết quả này hàm ý rằng khi mức độ không chắc chắn của giá dầu tăng không ảnh hưởng đến hệ số Zscore của doanh nghiệp, hay không ảnh hưởng đến rủi ro vỡ nợ và sự ổn định của các DNNY Việt Nam. Trái ngược với dự đoán của Sun & cộng sự (2022), những nỗ lực của Chính phủ Việt Nam và Bộ Công Thương trong việc kiểm soát biến động quá mức của giá dầu thô tại Việt Nam nhằm mục tiêu ổn định vĩ mô, kiểm soát lạm phát đã góp phần duy trì ổn định DNNY trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

4.2.3. Ảnh hưởng của biến động giá dầu đến tỷ lệ nợ của các DNNY Việt Nam trong lĩnh vực sản xuất

Cuối cùng, nghiên cứu xem xét sâu hơn mối quan hệ ngược chiều giữa biến động giá dầu và đòn bẩy đối với các DNSX. Hệ số biến STD_BRENT và $MAN \cdot STD_BRENT$ trong Bảng 8 âm và có ý nghĩa thống kê trong cả ba cột (1), (2), và (3) cho thấy mối quan hệ ngược chiều giữa sự bất ổn của giá dầu và tỷ lệ nợ rõ ràng hơn đối với các DNSX. Chi phí sản xuất và chi phí hoạt động lớn ở các DNSX khiến cho những doanh

ngành này trở nên nhạy cảm đối với sự thay đổi, bất ổn trong nền kinh tế. So sánh hệ số biến MAN*STD_BRENT trong Cột (2) và (3) ta thấy trong trường hợp gia tăng biến động giá dầu, các công ty sản xuất có xu hướng giảm đòn bẩy dài hạn đáng kể hơn đòn bẩy ngắn hạn. Bằng cách này điều chỉnh cấu trúc nợ này, các DNNY Việt Nam có thể kiểm soát và quản lý các rủi ro tín dụng khi phải đối mặt với sự không chắc chắn gia tăng từ nhân tố vĩ mô, cụ thể là giá dầu.

Bảng 7: Tác động biến động giá dầu đến rủi ro phá sản của các DNNY tại Việt Nam

Hệ số	Biến phụ thuộc: Zscore		
	(1)	(2)	(3)
L.TD	-0,5823*** (0,1748)	-0,5823*** (0,1748)	-0,5823*** (0,1748)
L.LIQ	0,3482** (0,1467)	0,3482** (0,1467)	0,3482** (0,1467)
L.TANG	-0,7940*** (0,1278)	-0,7940*** (0,1278)	-0,7940*** (0,1278)
L.AGE	0,0220 (0,0397)	0,0220 (0,0397)	0,0220 (0,0397)
L.ROA	0,0251*** (0,0031)	0,0251*** (0,0031)	0,0251*** (0,0031)
L.SIZE	-0,0763* (0,0435)	-0,0763* (0,0435)	-0,0763* (0,0435)
L.GRTA	-0,0245 (0,0438)	-0,0245 (0,0438)	-0,0245 (0,0438)
STD_BRENT	-0,2755 (0,6744)		
STD_WTI		-0,4059 (0,9935)	
AVERAGE_OVX			-0,7218 (1,7670)
Hằng số	4,1318*** (1,4407)	4,4408** (2,1041)	6,2395 (6,3902)
Số quan sát	6438	6438	6438
R2	0,1122	0,1122	0,1122
Số doanh nghiệp (DN)	689	689	689
Hiệu ứng năm	Có	Có	Có
Hiệu ứng DN	Có	Có	Có

Chú thích: Sai số chuẩn mạnh thể hiện trong ngoặc đơn (). *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

5. Kết luận và Hàm ý chính sách

Nghiên cứu này xem xét tác động của biến động giá dầu thô quốc tế đến đòn bẩy và sự ổn định của các DNNY Việt Nam trên hai sở giao dịch chứng khoán HOSE và HNX từ năm 2009 đến năm 2022. Kết quả cho thấy mối quan hệ ngược chiều giữa biến động giá dầu thô quốc tế và đòn bẩy tài chính của các DNNY, bao gồm tổng đòn bẩy, đòn bẩy ngắn hạn, và đòn bẩy dài hạn. Phân tích sâu hơn cho thấy biến động giá dầu có tác động mạnh hơn đến đòn bẩy dài hạn so với đòn bẩy ngắn hạn của các DNNY Việt Nam. Ngoài ra, kết quả thực nghiệm cũng cho thấy một mối tương quan dương giữa biến động giá dầu và rủi ro địa chính trị tại các quốc gia xuất khẩu và nhập khẩu dầu lớn nhất trên thế giới. Tác động tiêu cực của sự bất ổn giá dầu thô quốc tế đến tỷ lệ nợ trong DNSX rõ ràng hơn trong DNPSX. Khi giá dầu biến động mạnh, các DNSX thường có xu hướng giảm đáng kể đòn bẩy dài hạn để tránh rủi ro phá sản.

Bảng 8: Tác động của biến động giá dầu đến đòn bẩy của DNSX và DNPSX tại Việt Nam

Hệ số	(1)	(2)	(3)
	TD	LTD	STD
L.TANG	0,1047*** (0,0292)	0,1106*** (0,0221)	-0,0059 (0,0182)
L.NDTS	-0,4858*** (0,1314)	-0,3921*** (0,0978)	-0,0938 (0,0793)
L.LIQ	-0,0722*** (0,0214)	0,0019 (0,0128)	-0,0743*** (0,0176)
L.GRSALE	0,0028 (0,0025)	0,0007 (0,0016)	0,0022 (0,0019)
L.SIZE	0,0679*** (0,0070)	0,0365*** (0,0049)	0,0314*** (0,0056)
L.ROA	-0,0016*** (0,0004)	-0,0009*** (0,0002)	-0,0007*** (0,0003)
STD_BRENT	-0,1132*** (0,0189)	-0,0819*** (0,0138)	-0,0308** (0,0135)
MAN*STD_BRENT	-0,0117** (0,0055)	-0,0072** (0,0034)	-0,0049 (0,0046)
Hàng số	-0,9028*** (0,1260)	-0,4953*** (0,0863)	-0,4077*** (0,1022)
Số quan sát	6418	6418	6418
R2	0,1251	0,1181	0,0398
Số doanh nghiệp (DN)	689	689	689
Hiệu ứng năm	Có	Có	Có
Hiệu ứng DN	Có	Có	Có

Chú thích: Sai số chuẩn mạnh thể hiện trong ngoặc đơn (). *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Kết quả nghiên cứu đạt được từ nghiên cứu gợi mở một số hàm ý cho cả nhà quản trị doanh nghiệp và các nhà hoạch định chính sách tại Việt Nam. Đối với các DNNY, đặc biệt là các DNSX, các nhà quản trị cần cân nhắc mức độ biến động giá dầu để đưa ra quyết định về đòn bẩy tài chính phù hợp. Việc xem xét này bao gồm tổng nợ vay và kỳ hạn nợ (nợ ngắn hạn và dài hạn) nhằm giảm thiểu tối đa rủi ro tín dụng. Đối với các nhà hoạch định chính sách, kết quả nghiên cứu nhấn mạnh tầm quan trọng của việc tìm kiếm các giải pháp để giảm thiểu tác động của biến động giá dầu lên các doanh nghiệp. Biến động giá dầu tăng khiến các doanh nghiệp có xu hướng giảm tỷ lệ nợ trong cấu trúc vốn, kết quả là doanh nghiệp sẽ gia tăng nắm giữ tiền mặt và giảm mở rộng đầu tư và sản xuất do động cơ phòng ngừa được kích hoạt. Bởi vậy, đảm bảo nguồn cung tín dụng lãi suất thấp cho doanh nghiệp là cần thiết trong bối cảnh biến động giá dầu tăng cao. Hơn thế nữa, các DNSX chịu tác động mạnh hơn từ sự bất ổn giá dầu, các doanh nghiệp này nên là trọng tâm trong việc hoạch định chính sách liên quan.

Tài liệu tham khảo

- Altman, E. I. (1968), 'Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy', The Journal of Finance, 23(4), 589-609. DOI: <https://doi.org/10.2307/2978933>.
- Alaali, F., (2020), 'The effect of oil and stock price volatility on firm level investment: the case of UK firms', Energy Economics, 87, 104731. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2020.104731>.

- Aye, G. C., Dadam, V., Gupta, R., & Mamba, B. (2014), 'Oil price uncertainty and manufacturing production', *Energy Economics*, 43, 41-47. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2014.02.004>.
- Bugshan, A. (2022), 'Oil price volatility and corporate cash holding', *Journal of Commodity Markets*, 28, 100237. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jcomm.2021.100237>.
- Chen, X., Li, Y., Xiao, J., & Wen, F. (2020), 'Oil shocks, competition, and corporate investment: Evidence from China', *Energy Economics*, 89, 104819. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2020.104819>
- Datta, S., Doan, T., & Iskandar-Datta, M. (2019), 'Policy uncertainty and the maturity structure of corporate debt', *Journal of Financial Stability*, 44, 100694. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2019.100694>.
- Fan, Z., Zhang, Z., & Zhao, Y. (2021), 'Does oil price uncertainty affect corporate leverage? Evidence from China', *Energy Economics*, 98, 105252. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105252>.
- Flannery, M. J. (1986), 'Asymmetric information and risky debt maturity choice', *The Journal of Finance*, 41(1), 19-37. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1986.tb04489.x>.
- Gupta, K., & Krishnamurti, C. (2018), 'Do macroeconomic conditions and oil prices influence corporate risk-taking?', *Journal of Corporate Finance*, 53, 65-86. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2018.10.003>.
- Haushalter, G. D., Heron, R. A., & Lie, E. (2002), 'Price uncertainty and corporate value', *Journal of Corporate Finance*, 8(3), 271-286. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0929-1199\(01\)00043-8](https://doi.org/10.1016/S0929-1199(01)00043-8).
- Hasan, M. M., Asad, S., & Wong, J. B. (2022), 'Oil price uncertainty and corporate debt maturity structure', *Finance Research Letters*, 46, 102278. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102278>.
- Jo, S. (2014), 'The effects of oil price uncertainty on global real economic activity', *Journal of Money, Credit and Banking*, 46(6), 1113-1135. DOI: <https://doi.org/10.1111/jmcb.12135>.
- Koirala, N. P., & Ma, X. (2020), 'Oil price uncertainty and US employment growth', *Energy Economics*, 91, 104910. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2020.104910>.
- Elder, J., & Serletis, A. (2011), 'Volatility in oil prices and manufacturing activity: An investigation of real options', *Macroeconomic Dynamics*, 15(S3), 379-395. DOI: <https://doi.org/10.1017/S1365100511000630>.
- Elder, J., & Serletis, A. (2009), 'Oil price uncertainty in Canada', *Energy Economics*, 31(6), 852-856. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2009.05.014>.
- Lee, C. C., & Wang, C. W. (2021), 'Firms' cash reserve, financial constraint, and geopolitical risk', *Pacific-Basin Finance Journal*, 65, 101480. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2020.101480>.
- Nguyen, H. M., Bakry, W., & Vuong, T. H. G. (2023), 'COVID-19 pandemic and herd behavior: Evidence from a frontier market', *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 38, 100807. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jbef.2023.100807>.
- Noguera-Santaella, J. (2016), 'Geopolitics and the oil price', *Economic Modelling*, 52, 301-309. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2015.08.018>.
- Phan, D. H. B., Tran, V. T., Nguyen, D. T., & Le, A. (2020), 'The importance of managerial ability on crude oil price uncertainty-firm performance relationship', *Energy Economics*, 88, 104778. DOI: [10.1016/j.eneco.2020.104778](https://doi.org/10.1016/j.eneco.2020.104778).
- Salisu, A. A., Gupta, R., & Olaniran, A. (2023), 'The effect of oil uncertainty shock on real GDP of 33 countries: a global VAR approach', *Applied Economics Letters*, 30(3), 269-274. DOI: <https://doi.org/10.1080/13504851.2021.1983134>.
- Stulz, R. M. (2000), 'Financial structure, corporate finance and economic growth', *International Review of Finance*, 1(1), 11-38. DOI: <https://doi.org/10.1111/1468-2443.00003>.
- Sun, J., Ren, X., Sun, X., & Zhu, J. (2022), 'The influence of oil price uncertainty on corporate debt risk: Evidence from China', *Energy Reports*, 8, 14554-14567. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.egy.2022.10.446>.
- Vũ Thị Huyền Trang & Nguyễn Việt Thắng (2022), 'Ảnh hưởng của biến động giá dầu đến kinh tế Việt Nam năm 2022', *Tạp chí Kinh tế tài chính Việt Nam*, 4, 49-60.
- Vuong, T. H. G., Dao, T. H., Le, T. T. H., & Nguyen, H. M. (2022), 'Debts and corporate cash holdings: Evidence from ASEAN-5', *Investment Management and Financial Innovations*, 19(1), 186-200. DOI: [10.21511/](https://doi.org/10.21511/)

imfi.19(1).2022.14.

- Vuong, G. T. H., & Nguyen, M. H. (2020), 'Revenue diversification and banking risk: Does the state ownership matter? Evidence from an emerging market', *Annals of Financial Economics*, 15(04), 2050019. DOI: <https://doi.org/10.1142/S2010495220500190>.
- Xiao, J., Chen, X., Li, Y., & Wen, F. (2022), 'Oil price uncertainty and stock price crash risk: Evidence from China', *Energy Economics*, 112, 106118. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2022.106118>.
- Yarba, I., & Güner, Z. N. (2020), 'Uncertainty, macroprudential policies and corporate leverage: Firm-level evidence', *Central Bank Review*, 20(2), 33-42. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.cbrev.2020.03.005>.
- Zhang, G., Han, J., Pan, Z., & Huang, H. (2015), 'Economic policy uncertainty and capital structure choice: Evidence from China', *Economic Systems*, 39(3), 439-457. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2015.06.003>.
- Wang, Y., Xiang, E., Cheung, A.W.K., Ruan, W., & Hu, W., (2017), 'International oil price uncertainty and corporate investment: evidence from China's emerging and transition economy', *Energy Economics*, 61, 330–339. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.11.024>.

NGHIÊN CỨU SỰ PHỤ THUỘC LỢI NHUẬN CỦA TIỀN KỸ THUẬT SỐ: TIẾP CẬN PHƯƠNG PHÁP COPULA CÓ ĐIỀU KIỆN

Phan Thị Hằng Nga

Trường Đại học tài chính – Marketing

Email: phannga@ufm.edu.vn

Mã bài: JED-1553

Ngày nhận: 28/12/2023

Ngày nhận bản sửa: 29/02/2024

Ngày duyệt đăng: 12/03/2024

DOI: 10.33301/JED.VI.1553

Tóm tắt:

Bài viết nghiên cứu sự phụ thuộc lợi nhuận của hai đồng tiền điện tử Bitcoin và Ethereum trong 3 giai đoạn: trước dịch COVID-19 từ đầu năm 2018 đến cuối năm 2019, giai đoạn trong COVID-19 từ đầu năm 2020 đến gần cuối năm 2021 và giai đoạn chiến tranh của Nga – Ukraine từ đầu năm 2022 đến đầu năm 2023. Nghiên cứu sử dụng chuỗi dữ liệu thời gian từ tháng 1 năm 2018 đến tháng 1 năm 2023, áp dụng phương pháp Copula có điều kiện để đo lường cấu trúc phụ thuộc của dữ liệu chuỗi thời gian. Kết quả nghiên cứu cho thấy có sự phụ thuộc mạnh của tỷ suất lợi nhuận của 02 đồng tiền kỹ thuật số trong giai đoạn nghiên cứu, từ kết quả này tác giả đề xuất các hàm ý cho nhà đầu tư cũng như hoạch định chính sách trong thời gian tới.

Từ khóa: Tiền kỹ thuật số, Copula có điều kiện, phụ thuộc lợi nhuận.

Mã JEL: C1, E32, G11.

A study on the return dependence of digital currencies: A conditional Copula approach

Abstract:

This study is conducted to investigate the return dependence of two cryptocurrencies Bitcoin and Ethereum in three periods: (i) before the COVID – 19 epidemic from the beginning of 2018 to the end of 2019; (ii) during the COVID – 19 epidemic from the beginning of 2020 to the end 2021; and (iii) the Russia-Ukraine war period from early 2022 to early 2023. The research used time series data from January 2018 to January 2023 and employed the conditional copula method to measure the dependent structure of time series data. The results reveal that there is a strong dependence in the rates of return of the two digital currencies during the research period. Based on the findings, several managerial implications are proposed.

Keywords: Digital currency, conditional Copula, tail dependence.

JEL Codes: C1, E32, G11.

1. Đặt vấn đề

Việc hiểu biết chính xác cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường tài chính có vai trò rất quan trọng đối với các nhà đầu tư và các nhà hoạch định chính sách trong lĩnh vực tài chính như đa dạng hóa danh mục đầu tư quốc tế, quản lý rủi ro và định giá tài sản. Tuy nhiên, mô hình hóa sự phụ thuộc giữa các chuỗi lợi suất tài sản tài chính là một công việc đầy thách thức. Việc vận dụng hệ số tương quan tuyến tính Pearson để đo lường mối quan hệ phụ thuộc giữa các thị trường tài chính gây ra sự tranh cãi. Hệ số Pearson chỉ đại diện cho mức trung bình của độ lệch chuẩn, bỏ qua sự khác biệt giữa lợi nhuận cực đại và cực tiểu. Do đó, không

thể giải thích chính xác sự phụ thuộc phi tuyến trong tình huống hai thị trường sụp đổ hoặc bùng nổ cùng nhau (Jeon & Furstenberg, 1990; King & Wadhvani, 1990; Zivot & Wang, 2006). Tương quan tuyến tính là thước đo được sử dụng phổ biến, đơn giản trong ước lượng với giả định các chuỗi lợi suất có phân phối chuẩn trong khi thực tế các chuỗi lợi suất tài chính có phân phối với các đặc điểm đuôi dày và bất đối xứng. Do đó, việc sử dụng tương quan tuyến tính để xác định mối tương quan các chuỗi tài sản tài chính có thể dẫn đến sai lệch. Các nghiên cứu khác áp dụng mô hình vectơ tự hồi quy (VAR) và mô hình hiệu chỉnh sai số (VECM) (Bianconi & cộng sự, 2013; Wang, 2013). Tuy nhiên, các mô hình trên được giả định mối tương quan tuyến tính không đổi theo thời gian, do đó không phản ánh chính xác sự phụ thuộc giữa các thị trường.

Để khắc phục nhược điểm này, các nghiên cứu gần đây sử dụng tương quan có điều kiện để xem xét đến tính biến động của các chuỗi lợi suất theo thời gian. Một loạt các nghiên cứu vận dụng mô hình GARCH đa biến để xác định mối tương động giữa các chuỗi lợi suất tài sản tài chính (Thuan, 2011; Gupta & Guidi, 2012; Wang, 2013; Horvath & Petrovski, 2013; Karanasos & cộng sự, 2016; Jin & An, 2016; Luchtenberg & Vu, 2015; Vo & Ellis, 2018). Tuy nhiên, phương pháp này giả định hàm phân phối của các chuỗi lợi suất có dạng phân phối chuẩn Gaussian hoặc phân phối Student. Hậu quả là chưa xem xét đến sự dao động bất đối xứng, đặc điểm đuôi dày của chuỗi, chưa phản ánh chính xác mối quan hệ phi tuyến giữa các chuỗi lợi suất tài sản tài chính. Hiện nay, phương pháp copula dựa vào định lý Sklar (1959) được sử dụng rộng rãi nhằm khắc phục các nhược điểm của tất cả các phương pháp nêu trên. Hàm số copula cho phép mô tả mối quan hệ phụ thuộc giữa các chuỗi dữ liệu với các ưu điểm như không cần giả định chuỗi dữ liệu có phân phối chuẩn, cho phép mô hình hóa cấu trúc phụ thuộc khi thị trường biến động bình thường cũng như khi biến động cực biên. Cụ thể, hàm copula không điều kiện được Jondeau & Rockinger (2006), Yang & cộng sự (2015) vận dụng. Tuy nhiên, một số nghiên cứu cho rằng copula không điều kiện là không thích hợp vì không xem xét đến sự thay đổi theo thời gian của các chuỗi dữ liệu. Do đó, Patton (2006), Jondeau & Rockinger (2006) đi tiên phong trong việc ứng dụng các hàm copula có điều kiện để khắc phục vấn đề trên. Và nghiên cứu này của chúng tôi kỳ vọng sẽ cung cấp thêm các bằng chứng thực nghiệm và các hàm ý về sự phụ thuộc này trong bối cảnh có tác động của dịch bệnh, tác động của chiến tranh bằng mô hình copula có điều kiện với 02 loại tiền điện tử Bitcoin và Ethereum.

2. Cơ sở lý thuyết và các nghiên cứu trước

Lý thuyết Santos (1970) cho rằng sự phụ thuộc là tình huống nền kinh tế một hay một số quốc gia chịu ảnh hưởng bởi các nước phát triển hay đang phát triển, bao gồm cả chiều hướng tích cực và tiêu cực. Sự phụ thuộc lẫn nhau giữa các thị trường tài chính có nghĩa là sự biến động của một thị trường (hay một nhóm thị trường) này ở một mức độ nào đó có tác động làm cho một thị trường (hay một nhóm thị trường) khác cũng biến động ở một mức độ nhất định.

Theo lý thuyết của Park.R & cộng sự (1972) đã chứng minh trong một xã hội, mọi người có xu hướng tâm lý bất chước và hỗ trợ lẫn nhau. Do đó, những suy nghĩ, thái độ và hành vi như vậy bị ảnh hưởng bởi các thành viên trong nhóm và hành động của cá nhân phản ánh hành động của nhóm. Các thành viên trong một nhóm có thể bị ảnh hưởng bởi một cá nhân và làm theo hành vi của họ một cách bản năng. Bất kỳ người nào có khả năng lãnh đạo, nắm giữ quyền hành của nhóm thì đều có thể tạo nên một “tâm trí tập thể” và “hành vi tập thể”.

Theo Rigobon (2002), Pericoli & Sbracia (2003), Dungey & Tambakis (2005), sự lây lan là sự lan truyền của các cú sốc giữa các thị trường vượt quá sự lan truyền được giải thích bằng các nguyên tắc cơ bản. Các kênh chính giải thích sự lây lan tài chính có thể được chia thành bốn loại lớn theo các loại liên kết hoặc kênh truyền tải bao gồm: liên kết thực, liên kết tài chính, hành vi của nhà đầu tư và dựa trên tính thanh khoản. Các nguyên tắc cơ bản bao gồm liên kết thực và liên kết tài chính giữa hai nền kinh tế. Liên kết thực bao gồm các kênh truyền tải thương mại và các chính sách tiền tệ và tài khóa. Các liên kết tài chính tập trung vào các kênh liên kết với tổ chức và hoạt động của thị trường tài chính. Ví dụ, những ràng buộc pháp lý hiện có có thể dẫn đến việc cho vay xuyên biên giới trở nên khó khăn hơn đáng kể. Các lý thuyết về niềm tin và kỳ vọng của nhà đầu tư và cách chúng thúc đẩy sự lây lan được xếp vào loại lý thuyết hành vi của nhà đầu tư.

Xuất phát từ các lý thuyết trên thì có nhiều học giả đã nghiên cứu các vấn đề có liên quan đến nội hàm sự phụ thuộc cũng như tính lan truyền trong hoạt động của nền kinh tế của quốc gia nói chung và các tổ chức, cá nhân kinh doanh nói riêng, cụ thể:

Nghiên cứu của Rockinger, M., & Jondeau, E. (2001) sử dụng các hàm copula liên kết các phân phối biên để nghiên cứu sự phụ thuộc của đồng nội tệ và đồng đô la Mỹ tại thị trường chứng khoán châu Âu, kết quả nghiên cứu cho thấy bằng chứng mạnh mẽ về sự phụ thuộc dai dẳng đối với cả nội tệ và chuỗi mệnh giá đô la Mỹ. Ngoài ra nghiên cứu còn chỉ ra rằng sự phụ thuộc cũng thay đổi theo thời gian. Đối với các thị trường chứng khoán ở châu Âu, sự phụ thuộc tăng lên trong khi nó giảm kể khi có khủng hoảng (như những năm 90 khủng hoảng liên quan đến S&P 500 hoặc Nikkei)

Nghiên cứu của Bouri & cộng sự (2018) phát hiện ra sự phụ thuộc có điều kiện định lượng giữa chỉ số căng thẳng tài chính toàn cầu và lợi nhuận Bitcoin từ ngày 18 tháng 7 năm 2010 đến ngày 29 tháng 12 năm 2017 bằng phương copula có điều kiện.

Nghiên cứu của Jeribi & Fakhfekh (2021) nghiên cứu sự phụ thuộc giữa năm loại tiền điện tử, giá dầu và các chỉ số của Hoa Kỳ. Sử dụng dữ liệu hàng ngày liên quan đến khoảng thời gian từ ngày 04 tháng 1 năm 2016 đến ngày 29 tháng 11 năm 2019, áp dụng phân tích tỷ lệ FIEGARCH-EVT-Copula và Hedge. Kết quả cho thấy bằng chứng về sự phụ thuộc rất yếu giữa tất cả các cặp khác nhau.

Nghiên cứu của Rehman & cộng sự (2023) điều tra sự phụ thuộc và lan tỏa rủi ro giữa Bitcoin và các loại tiền tệ của nền kinh tế BRICS và G7. Kết quả nghiên cứu cho thấy sự phụ thuộc khác nhau theo thời gian giữa Bitcoin và tất cả các loại tiền tệ. Hơn nữa, khi phân tích sự lan tỏa rủi ro từ Bitcoin sang tiền tệ, kết quả cho thấy rằng Bitcoin thực hiện sức mạnh đáng kể đối với hầu hết các loại tiền tệ, với đồng rand Nam Phi và đồng real Brazil lần lượt nắm giữ rủi ro giảm giá và tăng giá cao nhất trước và trong thời kỳ đại dịch COVID-19. Khi xem xét sự lan tỏa rủi ro từ tiền tệ đối với Bitcoin, đồng yên Nhật thể hiện sự lan tỏa giảm giá cao nhất.

Nghiên cứu của Kimani & cộng sự (2023) sử dụng Copula Garch để mô hình hóa giá và đo lường sự phụ thuộc vào tiền điện tử. Giá của bốn loại tiền điện tử (Bitcoin, Binance, Litecoin và Dogecoin), kết quả đã quan sát thấy rằng cặp Litecoin và Bitcoin có sự phụ thuộc đuôi cao nhất trong số các loại tiền điện tử được chọn, điều này ngụ ý rằng sự thay đổi giá của Litecoin sẽ ảnh hưởng đến giá Bitcoin và ngược lại là đúng.

Ngoài ra cũng có khá nhiều nghiên cứu khác nghiên cứu sự phụ thuộc ở cấp độ các thị trường chứng khoán và thị trường tài chính như: Jondeau & Rockinger (2006) đã sử dụng mô hình GARCH-copula với hàm phân phối biên là Skewed Student-t để nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc động giữa bốn thị trường chứng khoán lớn gồm Mỹ, Anh, Đức và Pháp tương ứng với 4 chỉ số S&P500, FTSE100 (Financial Times Stock Exchange), DAX và CAC40. Số liệu được sử dụng trong giai đoạn 1980- 2000. Kết quả nghiên cứu cho thấy, hàm phân phối của các chỉ số lợi nhuận được biểu thị tốt bởi hàm phân phối skewed student-t và sự phụ thuộc giữa các thị trường chứng khoán châu Âu thay đổi theo thời gian và tăng lên giữa năm 1980 và năm 1999. Rodriguez (2007) đã sử dụng cách tiếp cận copula kết hợp với phương pháp Regime-Switching Parameters để mô hình hóa sự phụ thuộc giữa năm thị trường chứng khoán mới nổi ở châu Á (Thái Lan, Malaysia, Indonesia, Hàn Quốc và Philippine) trong giai đoạn 1996-1998 và bốn thị trường chứng khoán mới nổi ở Mỹ Latin (Mexico, Argentina, Brazil và Chile) giai đoạn 1993-1995. Tác giả đã cung cấp bằng chứng về sự thay đổi cấu trúc phụ thuộc giữa các chuỗi lợi suất chứng khoán của các quốc gia ở Châu Á và Mỹ La-tinh trong cuộc khủng hoảng tài chính Châu Á và Mexico.

3. Dữ liệu và phương pháp ước lượng mô hình copula có điều kiện

3.1. Dữ liệu thu thập

Dữ liệu nghiên cứu thu thập từ tháng 01 năm 2018 đến tháng 01 năm 2023, toàn bộ dữ liệu nghiên cứu được tác giả lấy từ trang web investing.com.

Các chuỗi tỷ suất lợi nhuận được đo lường như sau:

$$R_t = 100 * \ln \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right)$$

trong đó, P_t, P_{t-1} là giá của đồng tiền điện tử tại thời điểm t và $t-1$.

3.2. Các bước ước lượng mức độ phụ thuộc giữa các đồng tiền kỹ thuật số bằng mô hình copula có điều kiện

Mô hình copula có điều kiện được thực hiện thông qua các bước như sau:

Bước 1: Lựa chọn mô hình và ước lượng tham số mô hình biên để xác định các tham số đầu.

Bước 2: kiểm định tính phù hợp của mô hình phân phối biên; từ đó ước lượng tham số mô hình copula.

Bước 3: Lựa chọn mô hình copula phù hợp nhất để hồi quy.

(i) *Xác định mô hình phân phối biên*: Tiến hành kiểm tra sự tồn tại của hiệu ứng ARCH bằng kiểm định Lagrange Multiplier.

(ii) *Kiểm định tính phù hợp của mô hình phân phối biên*: Sử dụng hàm phân phối biên thực nghiệm để chuyển đổi phần dư chuẩn hóa thành dạng xác suất. Có ba loại kiểm định được dùng để xem xét tính phù hợp của hàm phân phối biên của phần dư chuẩn hóa gồm (1) kiểm định Anderson-Darling (A-D); (2) Cramer-von Mises (Cv-M) và (3) kiểm định Kolmogorov-Smornov (K-S).

(iii) *Ước lượng tham số Copula*: Sử dụng hàm suy luận cận biên (Inference Function of Margins - IFM). Để ước lượng tham số của hàm phân phối biên và tham số copula một cách riêng biệt.

(iv) *Lựa chọn dạng hàm Copula phù hợp*

Nghiên cứu sử dụng tiêu chí để xếp hạng và lựa chọn mô hình như: Tiêu chuẩn thông tin Akaike (AIC) và Tiêu chuẩn thông tin Bayesian (BIC). Các tiêu chuẩn thông tin cung cấp cho chúng ta công cụ so sánh các dạng mô tả khác nhau của mô hình và lựa chọn mô hình phù hợp giữa chúng. Cả hai tiêu chí AIC, BIC đều được vận dụng và mô hình copula phù hợp nhất được chọn tương ứng với giá trị thấp nhất của cả hai tiêu chí này. Hai tiêu chuẩn này được sử dụng rộng rãi để chọn copula.

3.3. Mô hình Copula có điều kiện

Mô hình Patton (2006) đã mở rộng và chứng minh tính hợp lệ của Định lý Sklar (1959) đối với chuỗi dữ liệu theo thời gian. Hàm copula có xem xét đến sự thay đổi theo thời gian của các phân phối biên còn được gọi là hàm copula có điều kiện.

Cho Z_1 và Z_2 là 2 biến ngẫu nhiên có phân phối chuẩn, có hàm phân phối biên có điều kiện u và v tức là $F_1(z_1|\Omega_{t-1}) = u, F_2(z_2|\Omega_{t-1}) = v$. Gọi H là hàm phân phối đồng thời có điều kiện có như sau, $H(z_1, z_2|\Omega_{t-1}) = P(Z_1 \leq z_1, Z_2 \leq z_2|\Omega_{t-1})$. Trong đó Ω_{t-1} là tập hợp chứa các thông tin đến thời điểm $t-1$. Khi đó tồn tại duy nhất một hàm Copula có điều kiện $C: [0,1] \times [0,1] \rightarrow [0,1]$ sao cho:

$$H(z_1, z_2|\Omega_{t-1}) = C(u, v|\Omega_{t-1})$$

Ngược lại nếu C là một copula hai biến có điều kiện và F_1, F_2 là hai hàm phân phối có điều kiện. Khi đó hàm H là một hàm phân phối đồng thời có điều kiện với các hàm phân phối biên có điều kiện lần lượt là $F_1(z_1|\Omega_{t-1}), F_2(z_2|\Omega_{t-1})$.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1 Thống kê mô tả và các kiểm định thống kê

Bảng 1: Thống kê mô tả và các kiểm định thống kê

Phân A. Thống kê mô tả							
	Obs.	Min	Max	Mean	St. Dev.	Skewness	Kurtosis
BTC	1855	-48,0904	17,86848	0,028925	3,947055	-1,13004	16,89209
ETH	1855	-58,9639	23,07723	0,039528	5,167154	-1,08686	14,55977
Phân B: Các kiểm định thống kê			ADF	J-B	Q(2)	Q ² (2)	ARCH(2)
BTC			-11,443*	15311,00*	13,545*	9,9933*	9,015977*
ETH			-11,375*	10693,56*	19,556*	25,879*	23,66777*

Chú thích: $Q(2)$ and $Q^2(2)$ lần lượt là kiểm định Ljung-Box Q^2 cho tương quan chuỗi bậc 2 của phần dư và bình phương phần dư của lợi suất. *, ** chỉ mức ý nghĩa thống kê 1%, 5%.

Nguồn: Tính toán bằng ngôn ngữ R

4.2. Hệ số tương quan

Phương pháp copula có điều kiện sẽ được áp dụng để xem xét mức độ phụ thuộc và sự phụ thuộc đuôi giữa hai chuỗi lợi suất khi thị trường biến động cực biên. Các hệ số tương quan, gồm tương quan tuyến tính

Pearson, tương quan hạng Spearman và Kendall, giữa chuỗi lợi suất BTC và ETH được thể hiện ở Bảng 2 đáp ứng các điều kiện.

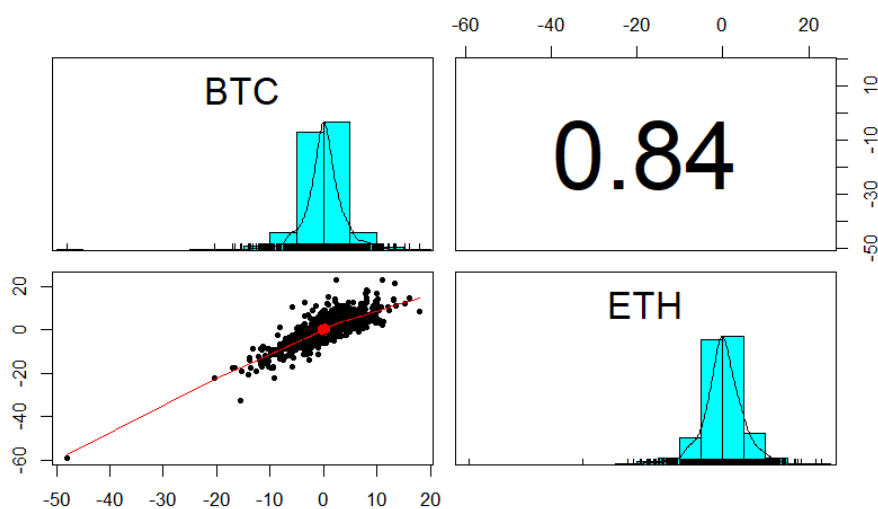
Bảng 2: Hệ số tương quan

Tương quan	Pearson	Spearman	Kendall
BTC-ETH	0,84*	0,82*	0,65*

Ghi chú: * chỉ mức ý nghĩa thống kê 1%.

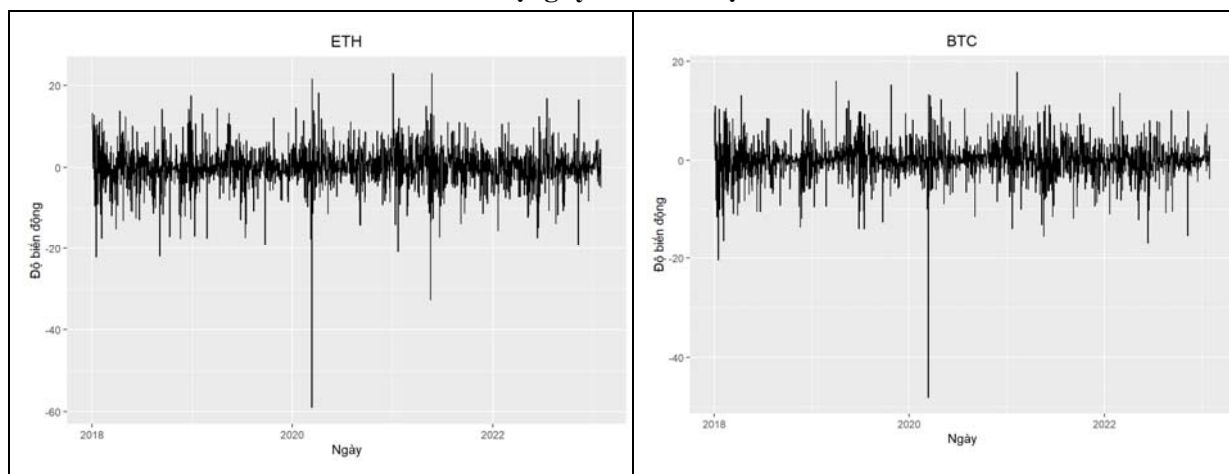
Nguồn: tính toán bằng ngôn ngữ R

Hình 1: Phân phối và hệ số tương quan Pearson giữa thị trường Bitcoin và Ethereum



4.3. Phân tích biến động chuỗi tỷ suất sinh lợi

Hình 2: Biến động tỷ suất sinh lợi 2018 – 2023



Biến động của chuỗi tỷ suất sinh lợi giữa thị trường Bitcoin (BTC) và Ethereum (ETH) trong giai đoạn 2018 – 2023 được trình bày trong Hình 1. Trong giai đoạn nghiên cứu này có hai sự kiện tác động lớn đến thị trường tiền ảo đó là đại dịch COVID – 19 và xung đột giữa Nga – Ukraine. Cụ thể, đầu năm 2020 đại dịch COVID bùng phát mạnh mẽ đã tác động tiêu cực đến nền kinh tế toàn cầu và thị trường tiền ảo không nằm trong ngoại lệ. Bitcoin và Ethereum là hai thị trường tiền ảo có vốn hóa lớn đã có sự biến động cực biên trong cú sốc kinh tế này và kéo theo sự biến động của các thị trường tiền ảo khác. Tiếp theo, trong chiến tranh giữa Nga – Ukraine, tiền ảo được sử dụng như một công cụ thanh toán chủ yếu, do các chính phủ phương Tây thực hiện một số lệnh trừng phạt lên Nga khiến cho hệ thống thanh toán quốc tế của quốc gia này bị ngừng hoạt động và các quốc gia Châu Âu, Mỹ đã viện trợ cho Ukraine trực tiếp bằng tiền điện tử. Trước tình hình phức tạp của chiến tranh vào đầu năm 2022, thị trường tiền ảo đã biến động một cách

đáng kể và sự biến động của các thị trường tiền ảo khá tương đồng nhau điều này cho thấy rằng chúng có mối tương quan chặt chẽ.

4.4. Ước lượng mô hình phân phối biên cho mỗi chuỗi lợi suất

Kiểm tra mô hình phân phối biên phù hợp nhất để mô tả chính xác đặc điểm biến động của từng chuỗi lợi suất tài sản tài chính. Các mô hình phân phối biên của sai số chuẩn hóa của mỗi chuỗi lợi suất là yếu tố đầu vào của copula hai biến. Mô hình biên tổng quát của các chuỗi lợi suất có dạng $ARMA(p,q)$ - GJR - $GARCH(r,m)$. Xác định bậc p, q trong mô hình trung bình di động $ARMA(p,q)$ căn cứ vào giá trị nhỏ nhất của tiêu chuẩn thông tin AIC được ước tính bằng phương pháp ước lượng hợp lý cực đại (Maximum Likelihood Estimation - MLE). Đây là mô hình xác định độ trễ và bước nhảy tối ưu cho chuỗi dữ liệu. Sự tồn tại của hiệu ứng ARCH được tìm thấy ở tất cả các chuỗi lợi suất bằng cách sử dụng kiểm định Lagrange Multiplier (LM). Mô hình biên $ARMA(p,q)$ - GJR - $GARCH(r,m)$ phù hợp nhất được xác định dựa vào một tập hợp gồm 20 mô hình biên khác nhau tương ứng với độ trễ p, q và các kết hợp bậc của tham số r, m với bậc tối đa 2; và 5 dạng hàm phân phối biên của chuỗi phần dư cho mỗi chuỗi lợi suất. Các dạng hàm phân phối của các chuỗi phần dư của mỗi chuỗi lợi suất được đưa vào để lựa chọn gồm phân phối chuẩn (Normal), Student-t, Skewed student-t, phân phối lỗi tổng quát GED (Generalized Error Distribution) và phân phối lỗi tổng quát lệch sGED (Skewed Generalized Error Distribution). Mô hình phân phối biên phù hợp nhất cho mỗi chuỗi lợi suất được lựa chọn dựa vào giá trị nhỏ nhất của tiêu chuẩn thông tin AIC, BIC, SIC và HQIC.

Bảng 3: Mô hình biên phù hợp nhất cho mỗi chuỗi lợi suất

Chuỗi lợi suất	Dạng mô hình phân phối biên
BTC	ARMA(2,1)-GJR-GARCH(2,1)- Student t
ETH	ARMA(2,1)-GJR-GARCH(2,1)- Student t

Nguồn: Tính toán bằng ngôn ngữ R

4.5. Kết quả ước lượng tham số mô hình biên của mỗi chuỗi lợi suất

Bảng 4: Kết quả ước lượng tham số mô hình biên của mỗi chuỗi lợi suất

Mô hình ARMA	Mô hình phân phối biên				
	c	φ_1	φ_2	θ_1	θ_2
BTC	0,0945*** (0,0572)	0,1255 (0,5954)	0,0327 (0,0408)	-0,1881 (0,5958)	
ETH	0,1434 0,0971	0,8392* 0,0075	0,099* 0,0211	-0,9329* 0,0224	

Nguồn: Tính toán bằng ngôn ngữ R

Kết quả cho thấy rằng lợi suất của thị trường Bitcoin tại thời điểm t không chịu tác động bởi mức độ biến động giá tại thời điểm $t-1$ và $t-2$, cũng không chịu tác động bởi thông tin thị trường tại thời điểm $t-1$ và $t-2$. Tuy nhiên, chuỗi lợi suất của thị trường Ethereum tại thời điểm t lại chịu tác động bởi mức độ biến động của giá tại thời điểm $t-1$ và $t-2$, ngoài ra nó cũng chịu tác động bởi các thông tin trên thị trường tại thời điểm tại thời điểm $t-1$.

Bảng 5: Kết quả ước lượng tham số mô hình biên của mỗi chuỗi lợi suất

Mô hình GJR-GARCH Skewed-t	Mô hình phân phối biên						
	ω	α_1	α_2	β_1	β_2	θ_1	θ_2
BTC	0,1722	0,1667	0,0661**	0,9254*		0,1141***	-0,1324**
	0,1225	0,0295	0,0332	0,0179		0,0617	0,0611
ETH	1,9199*	0,0131	0,1158**	0,8237*		0,1480**	-0,1476**
	0,7382	0,0375	0,0478	0,0442		0,0752	0,0764

Nguồn: Tính toán bằng ngôn ngữ R

4.6. Kiểm định tính phù hợp của mô hình phân phối biên

Bảng 6: Kiểm định sự phù hợp của các mô hình phân phối biên

Các kiểm định	A-D	Cv-M	K-S
BTC	√	√	√
ETH	√	√	√

Nguồn: Tính toán bằng ngôn ngữ R

Mô hình copula phù hợp

Với các phân phối biên phù hợp đã được xác định, phần này sẽ vận dụng một số hàm copula họ Elip, copula họ Archimedean và một vài copula hỗn hợp để xác định mức độ phụ thuộc giữa BTC và ETH.

Bảng 7: Kết quả ước lượng tham số mô hình copula giữa BTC và ETH

Copula	Hệ số phụ thuộc	λ_U	λ_L	τ	AIC	BIC
Gauss	0,83	-	-	0,63	-2207,12	-2201,59
Student-t	0,85;3,67	0,56	0,56	0,64	-2376,98	-2365,93
Clayton	2,8	-	0,78	0,58	-2216,31	-2210,79
Rot-Clayton	-	-	-	-	2,33	7,86
Gumbel	2,53	0,68	-	0,6	-2008,24	-2002,71
Rot-Gumbel	-1	-	-	-	2,59	8,11
Frank	9,51	-	-	0,65	-2183,5	-2177,98
Joe	2,77	0,72	-	0,49	-1431,6	-1426,07
Rot-Joe	-1	-	-	-	2,33	7,86
BB1	1,26;1,68	49	0,72	0,64	-2417,69	-2406,64
Rot-BB1	0,00;-1	-	-	-	9,83	20,89
BB6	1;2,52	0,68	-	0,6	-2005,84	-1994,79
Rot-BB6	-1,00;-1,00	-	-	-	9,82	20,87
BB7	1,84;2,5	0,54	0,76	0,6	-2349,33	-2338,28
Rot-BB7	-1,00;0,00	-	-	-	8,04	19,1
BB8	6,00;0,78	-	-	0,58	-1921,64	-1910,59
Rot-BB8	-1,00;0,00	-	-	-	4,00	15,05

Ghi chú: Sai số chuẩn được trình bày trong dấu ngoặc đơn. Các hệ số ước lượng trên được trình bày trong phương trình (3,12) - (3,24); τ là hệ số Kendall.

Nguồn: Tính toán bằng ngôn ngữ R

Sự phụ thuộc giữa thị trường Bitcoin và Ethereum trong điều kiện biến động bình thường (ít biến động)

Trong điều kiện thị trường ít biến động, căn cứ vào độ lớn của tham số ước lượng của copula Gauss và Student-t, cho thấy tồn tại mối quan hệ phụ thuộc rất cao (0,83 và 0,85) giữa thị trường Bitcoin và thị trường Ethereum. Trong điều kiện thị trường ổn định và ít biến động, tham số ước lượng của copula Gauss mô tả mối quan hệ phụ thuộc tuyến tính giữa Bitcoin và Ethereum được xem xét, có giá trị dương và cao (0,83) ngụ ý rằng thị trường Bitcoin và thị trường Ethereum có biến động cùng chiều và ở mức độ phụ thuộc rất cao. Hệ số tương quan tuyến tính xác định thông qua copula Gauss có giá trị thấp hơn, tồn tại sự khác biệt nhưng không đáng kể. Copula Student-t mô tả mối quan hệ phụ thuộc khi thị trường ít biến động. Dựa vào độ lớn hệ số phụ thuộc của copula Student-t cho thấy mức độ phụ thuộc rất cao giữa thị trường Bitcoin với Ethereum (0,85). Ngoài ra, tồn tại phụ thuộc đuôi đối xứng rất mạnh (hệ số phụ thuộc đuôi là 0,56) giữa thị trường Bitcoin và Ethereum; điều này ngụ ý rằng, thị trường Bitcoin cực kỳ nhạy cảm với thị trường Ethereum trong cả thời kỳ thị trường tăng giá và giảm giá. Như vậy, khi thị trường biến động bình thường, một trong hai thị trường tăng (sụt giảm) sẽ khiến cho thị trường còn lại tăng (giảm) giá theo với xác suất là

56%. Kết quả trên tương đồng với Boako & cộng sự (2019) cho rằng tồn tại sự phụ thuộc mạnh mẽ giữa các thị trường tiền ảo trước khi thị trường ổn định. Tiếp theo nhóm sử dụng phương pháp chỉ số lan tỏa để đo lường rủi ro biến động giá giữa các thị trường.

Sự phụ thuộc giữa thị trường Bitcoin và Ethereum trong điều kiện thị trường biến động cực biên

Khi thị trường biến động cực biên, cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường Bitcoin và Ethereum được biểu thị qua các copula phù hợp nhất được trình bày trong Bảng 7. Tất cả các hệ số phụ thuộc của các hàm copula đều dương. Điều này chỉ ra rằng, thị trường Bitcoin và Ethereum có xu hướng biến động cùng chiều với nhau. Tồn tại sự phụ thuộc đuôi bất đối xứng giữa 2 thị trường này với hệ số phụ thuộc đuôi trên và đuôi dưới rất cao. Điều này chứng tỏ, khi một trong 2 thị trường biến động cực biên, thị trường còn lại biến động theo rất mạnh. Khi thị trường Bitcoin hứng chịu cú sốc âm, thì thị trường Ethereum sẽ biến động giảm theo; tương tự, khi thị trường Bitcoin tăng nóng, thị trường Ethereum cũng tăng nóng theo nhưng với mức độ yếu hơn. Bởi vì hệ số phụ thuộc đuôi dưới ($\gamma_L = 0,72$) cao hơn đuôi trên ($\gamma_U = 0,49$), điều này ngụ ý rằng tác động của Bitcoin lên Ethereum khi thị trường Bitcoin khủng hoảng mạnh hơn đối với khi thị trường Bitcoin bùng nổ. Cụ thể hơn, khả năng hai thị trường có xu hướng sụp đổ cùng nhau cao hơn khả năng hai thị trường bùng nổ cùng nhau, và khả năng xảy ra cực kỳ cao. Khả năng hai thị trường sụp đổ cùng nhau là 72%, trong khi khả năng hai thị trường bùng nổ cùng nhau là 49%. Trong giai đoạn COVID-19, nền kinh tế bị khủng hoảng trầm trọng, GDP sụt giảm, doanh nghiệp phá sản, đóng cửa hàng loạt. Do đó, để khắc phục nền kinh tế, chính phủ các nơi trên thế giới đã thực hiện nới lỏng tiền tệ nhằm thúc đẩy nền kinh tế trở lại trạng thái ổn định. Do đó, lượng tiền được đổ vào nền kinh tế rất lớn tạo thuận lợi cho thị trường tiền ảo phát triển. Lúc này, thị trường Bitcoin tăng nóng, có thời điểm lên đến 70000\$ vào 11/2021, thị trường Ethereum cũng tăng nóng theo. Trong thời điểm xung đột giữa Nga – Ukraine diễn ra vào tháng 2/2022, thị trường tiền ảo bị khủng hoảng. Nguyên nhân là do trước đó tốc độ tăng trưởng nền kinh tế không theo kịp tốc độ tăng trưởng của cung tiền, cộng hưởng việc các hình phạt lẫn nhau từ Nga và phương Tây khiến cho giá nhiên liệu thô tăng mạnh, các quốc gia phải đối mặt với việc nhập khẩu lạm phát. Do đó, Cục dự trữ liên bang Mỹ (FED) liên tục tiến hành những cuộc họp nhằm tăng lãi suất. Lúc này, lượng tiền đổ vào nền kinh tế bị sụt giảm. Và những sự kiện này xảy ra liên tiếp khiến cho lượng tiền rút khỏi nền kinh tế rất mạnh, vốn hóa trên các kênh đầu tư đặc biệt là kênh thị trường tiền ảo giảm sút. Đây là giai đoạn mà thị trường tiền ảo bị khủng hoảng. Do đó, với kết quả thực nghiệm ở trên, sự phụ thuộc đuôi trên và đuôi dưới là rất cao. Đây là bằng chứng thực nghiệm đáng tin cậy cho thấy xác suất hai thị trường bùng nổ cùng nhau hoặc khủng hoảng cùng nhau là rất lớn. Ngoài ra, xác suất hai thị trường khủng hoảng cùng nhau cao hơn. Kết quả này tương tự với nghiên cứu của Hanif & cộng sự (2022), Kakinaka & Umeno (2022) cho thấy tồn tại sự phụ thuộc đuôi bất đối xứng giữa các thị trường tiền ảo trong giai đoạn khủng hoảng.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Tóm lại, biến động tỷ suất sinh lợi của thị trường Bitcoin lên thị trường Ethereum được phản ánh trước và trong cả 2 thời kỳ biến động. Nhìn chung, thị trường Ethereum rất nhạy cảm đối với sự biến động của thị trường Bitcoin. Cụ thể, trong trường hợp thị trường biến động bình thường, hệ số phụ thuộc giữa hai thị trường rất cao. Điều đó chứng tỏ hai thị trường có sự đồng di chuyển trong thời kỳ này. Ngoài ra, có sự phụ thuộc đuôi đối xứng giữa 2 thị trường trong thời điểm này với xác suất là 56%. Trong trường hợp thị trường biến động cực biên, khi thị trường Bitcoin hứng chịu cú sốc âm thì khả năng lan tỏa biến động gây ra sự lao dốc đến thị trường Ethereum là cao, với xác suất là 72%; khi thị trường Bitcoin bùng nổ, khả năng lan tỏa biến động gây ra sự tăng nóng cho thị trường Ethereum vẫn cao nhưng thấp trường hợp trên, với xác suất là 49%. Tóm lại, hai hệ số phụ thuộc đuôi đều lớn, ngụ ý rằng thị trường Ethereum rất nhạy cảm với các cú sốc đến từ thị trường Bitcoin. Về mặt kỹ thuật, sự phụ thuộc mạnh bởi vì biến động trên thị trường tiền ảo không có sự giới hạn của biên độ dao động giá. Trong giai đoạn nghiên cứu, biến động tỷ suất sinh lợi lớn nhất của thị trường Bitcoin là (-48%), giảm gần một nửa so với giá ngày hôm trước. Biến động tỷ suất sinh lợi lớn nhất của Ethereum là (-58%), giảm hơn 1 nửa so với giá ngày hôm trước. Kết quả thực nghiệm tương đồng với nghiên cứu của Bakar & cộng sự (2018) cho rằng tồn tại sự tương quan mạnh mẽ giữa Bitcoin và Ethereum.

Căn cứ vào kết quả nghiên cứu này nhóm tác giả đề xuất các hàm ý như sau:

Một là, nhà đầu tư có thể thực hiện quyết định đầu tư vào đồng tiền ảo có giá rẻ hơn (Ethereum) vì chúng

đảm bảo thu được tỷ suất lợi nhuận tương đồng với các đồng tiền ảo có giá đắt hơn trên thị trường (Bitcoin), từ đó kết quả có thể vận dụng cho các hợp đồng hoán đổi trong hoạt động kinh doanh của các doanh nghiệp.

Hai là, nhà đầu tư có thể xây dựng danh mục đầu tư các loại tiền ảo vì kết quả nghiên cứu cho thấy giữa chúng có tác động và phụ thuộc lẫn nhau.

Ba là, khi nền kinh tế có cú sốc thì nhà đầu tư hạn chế đầu tư các đồng tiền ảo vì kết quả nghiên cứu cũng cho thấy khi có cú sốc thì các đồng tiền ảo giảm giá và làm cho tỷ suất lợi nhuận giảm rất mạnh (âm).

Bốn là, hiện nay cũng có quốc gia chấp nhận giao dịch tiền ảo, cũng có quốc gia không chấp nhận giao dịch tiền ảo trong đó có Việt Nam, tuy nhiên thực tế cho thấy nhà đầu tư vẫn triển khai hoạt động đầu tư cho dù được phép hay không được phép, do vậy các quốc gia cần nghiên cứu và xem xét sự tồn tại để có những chính sách quản lý liên quan đến hoạt động đầu tư này đảm bảo thu đúng thu đủ cho ngân sách nhà nước.

Tài liệu tham khảo

- Bakar, N. A., & Rosbi, S. (2018), 'Statistical Diagnostics for Bivariate Correlation and Regression Analysis between Cryptocurrency Exchange Rates of Bitcoin and Ethereum', *International Journal of Economics, Commerce and Management*, 5(2018-4), 1-11.
- Bianconi, M., Yoshino, J. A., & De Sousa, M. O. M. (2013), 'BRIC and the US financial crisis: An empirical investigation of stock and bond markets', *Emerging Markets Review*, 14, 76-109.
- Boako, G., Tiwari, A. K., & Roubaud, D. (2019), 'Vine copula-based dependence and portfolio value-at-risk analysis of the cryptocurrency market', *International Economics*, 158, 77-90.
- Bouri, E., Gupta, R., Lau, C. K. M., Roubaud, D., & Wang, S. (2018), 'Bitcoin and global financial stress: A copula-based approach to dependence and causality in the quantiles', *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 69, 297-307.
- Dungey, M., & Tambakis, D. (2005), *Identifying international financial contagion: progress and challenges*, Oxford University Press.
- Gupta, R., & Guidi, F. (2012), 'Cointegration relationship and time varying comovements among Indian and Asian developed stock markets', *International Review of Financial Analysis*, 21, 10-22.
- Hanif, W., Hernandez, J. A., Troster, V., Kang, S. H., & Yoon, S. M. (2022), 'Nonlinear dependence and spillovers between cryptocurrency and global/ regional equity markets', *Pacific-Basin Finance Journal*, 74, 101822.
- Horvath, R., & Petrovski, D. (2013), 'International stock market integration: Central and South Eastern Europe compared', *Economic Systems*, 37(1), 81-91.
- Jeon, B. N., & Von Furstenberg, G. M. (1990), 'Growing international co-movement in stock price indexes', *Quarterly Review of Economics and Business*, 30(3), 15-31.
- Jeribi, A., & Fakhfekh, M. (2021), 'Portfolio management and dependence structure between cryptocurrencies and traditional assets: evidence from FIEGARCH-EVT-Copula', *Journal of Asset Management*, 22(3), 224-239.
- Jin, X., & An, X. (2016), 'Global financial crisis and emerging stock market contagion: A volatility impulse response function approach', *Research in International Business and Finance*, 36, 179-195.
- Jondeau, E., & Rockinger, M. (2006), 'The copula-garch model of conditional dependencies: An international stock market application', *Journal of international money and finance*, 25(5), 827-853.
- Kakinaka, S., & Umeno, K. (2022), 'Asymmetric volatility dynamics in cryptocurrency markets on multi-time scales', *Research in International Business and Finance*, 62, 101754.
- Karanasos, M., Yfanti, S., & Karoglou, M. (2016), 'Multivariate FIAPARCH modelling of financial markets with dynamic correlations in times of crisis', *International Review of Financial Analysis*, 45, 332-349.
- Kimani, E. M., Ngunyi, A., & Mungatu, J. K. (2023), 'Modelling Dependence of Cryptocurrencies Using Copula Garch', *Journal of Mathematical Finance*, 13(3), 321-338.

-
- King, M. A., & Wadhvani, S. (1990), 'Transmission of volatility between stock markets', *The Review of Financial Studies*, 3(1), 5-33.
- Luchtenberg, K. F., & Vu, Q. V. (2015), 'The 2008 financial crisis: Stock market contagion and its determinants', *Research in International Business and Finance*, 33, 178-203
- Park, R. E., Elsner, C., & Elsner, H. (1972), 'The Crowd and the Public, and Other Essays. Edited and with an Introduction by Henry Elsner, Jr.... Translated by Charlotte Elsner, Etc', *University of Chicago Press*.
- Patton, A. J. (2006), 'Modelling asymmetric exchange rate dependence', *International Economic Review*, 47, 527-56.
- Pericoli, M., & Sbracia, M. (2003), 'A primer on financial contagion', *Journal of economic surveys*, 17(4), 571-608.
- Rehman, M. U., Katsiampa, P., Zeitun, R., & Vo, X. V. (2023), 'Conditional dependence structure and risk spillovers between bitcoin and fiat currencies', *Emerging Markets Review*, 55, 100966.
- Rigobon, R. (2002), 'Contagion: how to measure it?' In *Preventing currency crises in emerging markets* (pp. 269-334), University of Chicago Press.
- Rockinger, M., & Jondeau, E. (2001), 'Conditional Dependency of Financial Series: An Application of Copulas', *SSRN Electronic Journal*, doi:10.2139/ssrn.1730198.
- Rodriguez, J. C. (2007), 'Measuring financial contagion: A copula approach', *Journal of empirical finance*, 14(3), 401-423.
- Santos, T. D. (1970), 'The structure of dependence', *The american economic review*, 60(2), 231-236.
- Sklar, M. (1959), 'Fonctions de repartition an dimensions et leurs marges', *Publ. inst. statist. univ. Paris*, 8, 229-231.
- Thuan, L. T. (2011), 'The relationship between the United States and Vietnam stock markets', *International Journal of Business and Finance Research*, 5(1), 77-89.
- Vo, X. V., & Ellis, C. (2018), 'International financial integration: Stock return linkages and volatility transmission between Vietnam and advanced countries', *Emerging Markets Review*, 36, 19-27.
- Wang, K. M. (2013), 'Did Vietnam stock market avoid the "contagion risk" from China and the US?, The contagion effect test with dynamic correlation coefficients', *Quality & quantity*, 47(4), 2143-2161.
- Yang, L., Cai, X. J., Li, M., & Hamori, S. (2015), 'Modeling dependence structures among international stock markets: Evidence from hierarchical Archimedean copulas', *Economic Modelling*, 51, 308-314.
- Zivot, E. & Wang, J. (2006), *Modelling Financial Time Series with S- plus*, Springer, New York.

ẢNH HƯỞNG CỦA ĐẦU TƯ NƯỚC NGOÀI, CÔNG NGHIỆP HÓA, TÀI NGUYÊN VÀ ĐỔI MỚI CÔNG NGHỆ ĐẾN TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ Ở VIỆT NAM

Trần Văn Hưng

Trường Đại học Hùng Vương TP.Hồ Chí Minh

Email: tranvanhung80@dhv.edu.vn

Mã bài báo: JED-1577

Ngày nhận: 17/01/2024

Ngày nhận bản sửa: 05/03/2024

Ngày duyệt đăng: 14/03/2024

Mã DOI: 10.33301/JED.VI.1577

Tóm tắt:

Nghiên cứu này nhằm đánh giá tác động của FDI, đổi mới công nghệ (TEC), tài nguyên thiên nhiên (NAR), công nghiệp hóa (IDV) đến tăng trưởng kinh tế (GDP) tại Việt Nam giai đoạn 1986-2022. Để ước lượng mối quan hệ phức tạp này, mô hình hồi qui phân vị và kiểm định nhân quả quang phổ được sử dụng nhằm phân tích tác động của các biến độc lập lên biến phụ thuộc trên các điều kiện kinh tế và tần số khác nhau. Kết quả cho thấy, phần lớn phân vị của các biến nghiên cứu, FDI, TEC, NAR, IDV tác động dương đến tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam. Hơn nữa, kiểm định nhân quả Granger cũng cho rằng tồn tại mối quan hệ hai chiều giữa các biến nghiên cứu trên các tần số khác nhau. Kết quả này cung cấp thông tin hữu ích cho nhà chính sách hoạch định chiến lược ngắn hạn và dài hạn nhằm đạt phát triển kinh tế ổn định.

Từ khóa: FDI, GDP, công nghiệp hóa, tài nguyên, đổi mới công nghệ, Việt Nam.

Mã JEL: O13; O53; C21; Q33.

Effects of FDI, technological innovation, natural resources, and industrialization on economic growth in Vietnam

Abstract:

This study aims to evaluate the impact of FDI, technological innovation (TEC), natural resources (NAR), and industrialization (IND) on GDP in Vietnam in the period 1986-2022. Quantile-on-quantile regression (QQR) and the spectral Granger causality test are employed to analyze the asymmetric influences of the regressors on the dependent variable across different economic scenarios and frequencies. The results reveal that at most quantiles of the selected variables, FDI, TEC, NAR, and IDV positively impact economic growth in Vietnam. Furthermore, the causality test also suggests a bidirectional relationship exists between the two indicators at different frequencies. These findings provide useful information for policymakers to plan short-term and long-term strategies to achieve stable economic development.

Keywords: FDI, GDP, industrialization, natural sources, technological innovation, Vietnam.

JEL Codes: O13; O53; C21; Q33.

1. Giới thiệu

Việt Nam đã đạt được sự tăng trưởng đáng kể và liên tục trong đó tăng trưởng các ngành công nghiệp đóng vai trò quan trọng. Tăng trưởng GDP của Việt Nam bình quân 6% hàng năm từ 2010 đến 2022, cho thấy tiến bộ trong cải cách và mở ra kỷ nguyên phát triển. Xem xét tăng trưởng kinh tế của Việt Nam, giá trị gia tăng của ngành công nghiệp là 13% GDP, với số trung bình là 7% hàng năm từ 2010 đến nay (World Bank, 2023). Chỉ số này cho thấy ngành công nghiệp đóng góp đáng kể đối với tăng trưởng kinh tế của Việt Nam.

Vấn đề đổi mới công nghệ phải được phân tích với một cách tiếp cận có hệ thống, giải quyết không chỉ hiệu suất riêng từng quốc gia nhưng cũng có sự cộng tác của quốc tế (Jammeh, 2022). Đầu tư vào đổi mới, mua lại, sửa đổi và tạo ra công nghệ và phi công nghệ là các hoạt động không thể thiếu cho sự phát triển của bất kỳ nền kinh tế nào (Gyamfi & cộng sự, 2022). Những nhu cầu này đòi hỏi một chiến lược mục tiêu của quốc gia trong ngắn, trung và dài hạn. Đó cũng là vì lý do mà chủ đề đổi mới công nghệ cần được xem xét tác động của nó đến tăng trưởng kinh tế như thế nào tại Việt Nam.

Hơn nữa, Việt Nam vẫn duy trì vị trí trong số những nước thu hút đầu tư nước ngoài hàng đầu (Ngoc & Lieu, 2022). Sau khi gia nhập Tổ chức Thương mại Thế giới (WTO), ảnh hưởng đáng kể đầu tư trực tiếp nước ngoài vào kinh tế Việt Nam đã được ghi nhận. Năm 2011, Việt Nam được ghi nhận khoảng 21 tỷ Đô la Mỹ (USD) dòng vốn nước ngoài đổ vào, tăng mạnh trong các năm tiếp theo và đạt 38 tỷ USD vào năm 2018, được coi là năm quan trọng nhất của đầu tư trực tiếp vào Việt Nam. Quan trọng hơn, cải cách ngân hàng, cải cách công nghiệp, chất lượng sản xuất, cửa hàng trực tuyến, hệ thống thanh toán, chi phí lao động rẻ, và cách tiếp cận thị trường dễ tiếp cận là những khía cạnh khác của kịch bản mới này. Hơn nữa, đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) hỗ trợ ngành này bằng cách cung cấp một trình độ công nghệ cao mới, lao động rẻ và có tay nghề để đạt được kết quả tốt hơn về năng suất và tăng trưởng mạnh mẽ.

Do đó, nghiên cứu hiện tại đánh giá tác động của giá trị gia tăng công nghiệp, FDI, đổi mới công nghệ và tài nguyên thiên nhiên lên tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam. Về vấn đề này, có thể mô tả các xu hướng trong thời gian ngắn, tức là sự thay đổi hoạt động của nền kinh tế có thể được mô tả bằng sự tăng hoặc giảm giá trị công nghiệp, đầu tư trực tiếp nước ngoài, đổi mới công nghệ tài nguyên thiên nhiên. Tuy nhiên, các xu hướng trung hạn và dài hạn vẫn còn khó hiểu và không rõ ràng, đặc biệt là theo cách tiếp cận không đối xứng (Pegkas, 2015). Vì vậy, cần nghiên cứu ảnh hưởng của các chỉ số này đến tăng trưởng kinh tế trong thời gian dài ở Việt Nam.

Thật vậy, nghiên cứu các yếu tố tác động đến tăng trưởng hiện nay chủ yếu tập trung vào các nhân tố vĩ mô truyền thống đến phát triển kinh tế (Ahmad & Zheng, 2023). Tuy nhiên, tác động của giá trị gia tăng công nghiệp, tài nguyên thiên nhiên và đổi mới công nghệ chưa được xem xét nhiều ở các nghiên cứu gần đây (Gyamfi & cộng sự, 2022). Hơn nữa, để đạt được phát triển kinh tế bền vững, ảnh hưởng của tài nguyên và đổi mới công nghệ nên được xem xét (Hayat & Tahir, 2021). Do đó, nghiên cứu hiện tại được thực hiện bằng cách bổ sung vào nghiên cứu thực nghiệm nhiều khía cạnh khác nhau. Thứ nhất, theo quan điểm phát triển bền vững, cần thiết kiểm tra ảnh hưởng của giá trị gia tăng công nghiệp, tài nguyên thiên nhiên và đổi mới công nghệ đến tăng trưởng kinh tế của một quốc gia. Thứ hai, về mặt phương pháp, nghiên cứu hiện tại áp dụng mô hình hồi quy phân vị được phát triển bởi Sim & Zhou (2015) và kiểm định nhân quả phổ được giới thiệu bởi Breitung & Candelon (2006). Hai cách tiếp cận này cho phép chúng ta đánh giá mối quan hệ giữa các biến trên từng phân vị và miền tần số khác nhau, cung cấp cái nhìn sâu sắc về kết quả đạt được. Hơn nữa, kết quả của nghiên cứu này có hàm ý chính sách quan trọng về cách thức phát triển kinh tế ổn định ở Việt Nam bằng cách xây dựng và điều phối các chính sách kinh tế gắn liền với đổi mới công nghệ và tài nguyên thiên nhiên.

2. Tổng quan nghiên cứu

Cuộc tranh luận về tác động của mối quan hệ giữa FDI, IDR, NAR, TEC và GDP đã diễn ra trên quy mô toàn cầu trong những thập kỷ gần đây, đặc biệt là ở các quốc gia mới nổi (Agheli, 2023). Các quốc gia đang phát triển cạnh tranh để thu hút FDI trong thời đại bất bình đẳng toàn cầu ngày càng gia tăng (Sabharwal, 2020). Điều này là do FDI được coi là động lực tăng trưởng kinh tế quan trọng vì nó cải thiện công nghệ, mở rộng thương mại và tạo điều kiện hội nhập thị trường toàn cầu (Suyanto, 2023). Tuy nhiên, điều này cũng đồng nghĩa với việc sử dụng nhiều tài nguyên thiên nhiên hơn, đặc biệt trong quá trình công nghiệp hóa, có

thể gây ra tác động tiêu cực đến môi trường (Agheli, 2023). Do đó, điều quan trọng là các quốc gia phải theo đuổi tăng trưởng công nghệ xanh và ưu tiên chất lượng môi trường bên cạnh tiến bộ kinh tế. Một điểm đáng chú ý là việc áp dụng đổi mới công nghệ và năng lượng tái tạo đã được chứng minh là có tác động tích cực trong việc giảm lượng khí thải CO₂, đồng thời giảm áp lực đối với tài nguyên thiên nhiên và môi trường sống (Gyamfi & cộng sự, 2022). Điều này đặt ra một thách thức về việc cân nhắc giữa việc đầu tư vào đổi mới công nghệ và tăng trưởng kinh tế, đồng thời đảm bảo rằng các quá trình này không gây ra sự suy thoái môi trường không mong muốn. Nhìn chung, FDI, công nghiệp hóa, tài nguyên và đổi mới công nghệ đóng vai trò quan trọng trong tăng trưởng kinh tế, quản lý chất thải và bền vững môi trường.

Tác động FDI đến tăng trưởng kinh tế đã được nghiên cứu rộng rãi. Tuy nhiên, nhìn chung các nghiên cứu thực nghiệm về tác động FDI đến GDP đã đưa ra nhiều kết quả khác nhau. Ví dụ, như nghiên cứu Mehic & cộng sự (2013), Suyanto (2023), và Sabharwal (2020) đã tìm thấy mối quan hệ tích cực giữa FDI và GDP, trong khi Falki (2009) lại chỉ ra mối quan hệ tiêu cực giữa hai chỉ số này ở Pakistan. Các kết quả tương tự cũng được Durham (2004) báo cáo cho các nền kinh tế Nam Á. Kết quả thực nghiệm cho thấy mối liên hệ tích cực giữa FDI và GDP, đồng thuận với nghiên cứu của Gyamfi & cộng sự (2022). Gần đây, nghiên cứu mới nhất của Malik & Sah (2024) cung cấp bằng chứng cho thấy FDI thể hiện mối tương quan đáng kể với GDP trong ngắn hạn. Tuy nhiên, tác động của FDI đến GDP có thể khác nhau tùy theo quốc gia và khu vực Pegkas (2015). Ví dụ, Jyun-Yi & Chih-Chiang (2008) cho rằng FDI có mối quan hệ cùng chiều với GDP, trong khi ở Malaysia, mối quan hệ này là nhân quả hai chiều (Karimi & Yusop, 2009). Các nghiên cứu này cung cấp cái nhìn đa chiều về mối quan hệ giữa FDI và GDP.

Tầm quan trọng ngày càng tăng của tài nguyên thiên nhiên xét từ góc độ tăng trưởng kinh tế đã thu hút sự quan tâm đặc biệt của cả các nhà nghiên cứu và các nhà hoạch định chính sách. Tài nguyên thiên nhiên đã đóng góp đáng kể vào thành công của nhiều quốc gia trong việc đạt được tăng trưởng kinh tế ấn tượng trong thời gian qua. Tuy nhiên, tác động thực sự của việc sử dụng tài nguyên thiên nhiên để mở rộng kinh tế đối với ô nhiễm môi trường vẫn chưa được xác định rõ ràng và có thể mang tính tích cực hoặc tiêu cực (Agheli, 2023). Erum & Hussain (2019) đã chứng minh rằng tài nguyên thiên nhiên có tác động tích cực và đáng kể đến tăng trưởng kinh tế. Tương tự, tác động của nguồn tài nguyên thiên nhiên, đặc biệt là tài nguyên dầu mỏ, đến GDP bình quân đầu người ở Na Uy luôn tích cực (Sabharwal, 2020). Ngoài ra, nhiều nghiên cứu khác cũng đã chỉ ra tác động bất lợi của việc sử dụng tài nguyên thiên nhiên đối với tăng trưởng kinh tế của một số quốc gia (Agheli, 2023; Hayat & Tahir, 2021). Sachs & Andrew (2001) đã nhấn mạnh rằng nhiều quốc gia giàu tài nguyên như các nước vùng Vịnh và châu Mỹ Latinh đã không thể đạt được tăng trưởng bền vững. Hay Gylfason & Zoega (2006) cũng đã chỉ ra rằng tăng trưởng kinh tế và thịnh vượng không phụ thuộc hoàn toàn vào sự hiện diện của tài nguyên thiên nhiên.

Cần lưu ý rằng tầm quan trọng của nghiên cứu và phát triển trong việc thúc đẩy đổi mới công nghệ xanh đã được xác nhận bởi nhiều nghiên cứu, và người ta cũng chứng minh rằng đổi mới công nghệ có ảnh hưởng thuận lợi đến GDP (Jyun-Yi & Chih-Chiang, 2008). Agheli (2023) đã chỉ ra mối quan hệ tích cực giữa đổi mới công nghệ và GDP, trong khi nghiên cứu của Anakpo & Oyenubi (2022) đã xác nhận điều này ở Nam Phi, và Haq (2022) đã lặp lại kết quả tương tự tại Malaysia. Hơn nữa, nhiều bằng chứng thực nghiệm từ nhiều nghiên cứu khác nhau ủng hộ quan điểm cho rằng thành tựu công nghệ có liên quan đến tốc độ tăng trưởng kinh tế cao hơn. Theo lập luận này, Ahmad & Zheng (2023) cho thấy mối quan hệ giữa R&D, bằng sáng chế và GDP có tính chất thuận chu kỳ giữa các nước Tổ chức Hợp tác và Phát triển Kinh tế (OECD). Tuy nhiên, tác động của TEC đến GDP có thể giảm bớt bởi các yếu tố như sự hiện diện của đổi mới, đầu tư trực tiếp nước ngoài.

Một số nghiên cứu thực nghiệm đã ủng hộ khẳng định về sự tồn tại của mối quan hệ giữa công nghiệp hóa và tăng trưởng kinh tế, mặc dù không có sự nhất quán trong tài liệu (Durham, 2004). Các tài liệu gần đây cũng chỉ ra rằng ngành công nghiệp đang trở thành động lực quan trọng cho tăng trưởng kinh tế ở các nước đang phát triển, so với các nền kinh tế tiên tiến (Falki, 2009). Ví dụ, ở Sénégal, sản lượng công nghiệp có mối quan hệ tích cực với GDP, làm nổi bật tầm quan trọng của sự phát triển công nghiệp đối với nền kinh tế nước này (Ndiaya & Lv, 2018). Sử dụng dữ liệu từ giai đoạn 1980-2014 từ 37 quốc gia Châu Phi, Opoku & Yan (2019) khẳng định rằng công nghiệp hóa đóng vai trò quan trọng trong tăng trưởng kinh tế. Forero & Tena-Junguito (2024) đã phát hiện mối quan hệ tích cực giữa IDV và GDP được chứng minh qua dữ liệu thu

thập từ 11 quốc gia thuộc khu vực Mỹ Latinh. Mặc dù công nghiệp hóa dựa vào khoáng sản đã đóng góp vào tăng trưởng kinh tế ở những khu vực này, nhưng cũng mang lại tác động tiêu cực đến môi trường (Zhou & cộng sự, 2024). Nghiên cứu về các nền kinh tế OECD cũng chỉ ra rằng tăng trưởng kinh tế và công nghiệp hóa đã làm tăng sản lượng chất thải, đặt ra nhu cầu cần phải có cơ chế quản lý chất thải hiệu quả (Shah & cộng sự, 2023).

Dựa trên các tài liệu được thảo luận ở trên, người ta đã tìm thấy bản chất phức tạp của mối quan hệ giữa FDI, NAR, IDR, TEC và GDP. Zhou & cộng sự (2024) và Sabharwal (2020) đã kết luận mối quan hệ tích cực giữa FDI, NAR, IDV, TEC và GDP, trong khi Shah & cộng sự (2023) và Erum & Hussain (2019) lại tìm thấy mối quan hệ tiêu cực đáng kể giữa chúng hoặc thậm chí tìm thấy mối quan hệ không đáng kể (Forero & Tena-Junguito, 2024; Agheli, 2023). Vì vậy, mục tiêu của nghiên cứu này là phân tích tác động của các biến này đối tăng trưởng kinh tế ở Việt Nam.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình hồi qui phân vị (QQR)

Nghiên cứu nhằm đánh giá tác động của FDI, TEC, NAR, IDV đến tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam. Biến độc lập bao gồm FDI, TEC, NAR và IDV, trong khi đó biến phụ thuộc là GDP. Nghiên cứu sử dụng mô hình QQR và kiểm định quang phổ Granger. Sau đây, hai mô hình này được viết rút gọn như sau:

Mô hình QQR được viết lại như sau:

$$Y_t = Y^\sigma(X_t) + \mu_t^\sigma \quad (1)$$

Trong đó, Y_t là biến phụ thuộc theo thời gian t , X_t là biến độc lập theo thời gian t . σ là σ^{th} phân vị của phân phối biến độc lập. Ngoài ra, μ_t^σ mô tả sai số theo từng phân vị và $Y^\sigma(\cdot)$ thể hiện độ dốc của mối quan hệ này.

Khai triển Taylor bậc nhất sau đây của phân vị X_t vào phương trình (1):

$$Y^\sigma(X_t) \approx Y^\sigma(X^\tau) + Y^{\sigma'}(X^\tau)(X_t - X^\tau) \quad (2)$$

Trong đó, $Y^{\sigma'}$ đại diện cho hàm riêng của $Y^\sigma(X^\tau)$, biểu thị độ dốc. Rõ ràng σ là dạng hàm của $Y^\sigma(X^\tau)$ trong khi X_t là dạng hàm của X và X^τ .

$$Y^\sigma(X_t) \approx Y_0(\sigma, \tau) + Y_1(\sigma, \tau) X_t - X^\tau \quad (3)$$

Bằng cách thay thế (3) trong (2) ta được phương trình như sau :

$$Y_t = \underbrace{Y_0(\sigma, \tau) + Y_1(\sigma, \tau) X_t - X^\tau}_{*} + \mu_t^\sigma \quad (4)$$

Trong đó (*) là phân vị có điều kiện liên kết của σ^{th} . Các phương trình này mô tả mối quan hệ giữa các biến độc lập với tăng trưởng kinh tế.

$$\text{Min}_{b_0, b_1} \sum_{i=1}^n \rho_\sigma [Y_t - b_0 - b_1(X_t - X^\tau)] K\left(\frac{Fn(X_t) - \tau}{h}\right) \quad (5)$$

Trong đó, $\rho_\sigma(\mu) = \mu(\sigma - I(\mu < 0))$ và $K(\cdot)$ là hàm mật độ hạt nhân và h đại diện có tham số băng thông hàm mật độ hạt nhân.

3.2. Kiểm định nhân quả phổ

Tiếp theo, nghiên cứu tiếp tục đi phân tích mối quan hệ hai chiều giữa các biến thông qua mô hình kiểm định nhân quả quang phổ của Breitung & Candelon (2006). Kiểm định này để phân tích thêm độ chắc chắn cho mô hình QQR, bởi thông qua mô hình này Breitung và Candelon đã phát triển một kiểm định nhân quả Granger trong miền tần số thực hiện dễ dàng hơn. Cách tiếp cận này có thể xác định các pha phi tuyến tính và quan hệ nhân quả và nó thường có thể giúp phát hiện quan hệ nhân quả giữa các biến ở tần số thấp, trung bình và dài. Mô hình dựa trên cấu trúc biểu diễn bằng quy trình VAR giữa x và y , được cụ thể như sau:

$$X_t = \alpha_1 X_{t-1} + \dots + \alpha_p X_{t-p} + \beta_1 Y_{t-1} + \dots + \beta_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Giả thuyết vô hiệu của (M) là $M_{y \rightarrow x}(\omega) = 0$, với tần số $\omega \in (0, \pi)$ tương đương với:

$$H_0: R(\omega)\beta = 0$$

Trong đó trong đó $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_p)$ và $R(\omega)$ là ma trận giới hạn $2 \times p$.

3.3. Dữ liệu

Nghiên cứu đánh giá tác động của FDI, tài nguyên, đổi mới công nghệ và công nghiệp hóa lên tăng trưởng tại Việt Nam giai đoạn 1986-2022. Biến phụ thuộc là tăng trưởng kinh tế (GDP), trong khi đó các biến độc lập lần lượt là đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI), tài nguyên thiên nhiên (NAR), đổi mới công nghệ (TEC), công nghiệp hóa (IDV). Giá trị gia tăng công nghiệp là sự đóng góp của ngành công nghiệp tư nhân hoặc khu vực chính phủ vào tổng GDP. Các thành phần của giá trị gia tăng bao gồm thù lao cho người lao động, thuế đánh vào sản xuất và nhập khẩu trừ đi trợ cấp và tổng thặng dư hoạt động. Đổi mới công nghệ bao gồm dữ liệu bằng sáng chế và ứng dụng bằng sáng chế dưới dạng các đơn đăng ký và tài trợ được phân loại theo lĩnh vực công nghệ (xem Bảng 1).

Bảng 1: Mô tả các biến nghiên cứu

Ký hiệu	Mô tả	Đơn vị	Nguồn
GDP	Tăng trưởng kinh tế	GDP tăng trưởng bình quân đầu người (%)	WDI
FDI	Đầu tư trực tiếp nước ngoài	Đầu tư trực tiếp nước ngoài (% GDP)	WDI
TEC	Đổi mới công nghệ	Ứng dụng bằng sáng chế, cư dân	WDI
NAR	Tài nguyên thiên nhiên	Tổng số tiền thuê tài nguyên thiên nhiên (% của GDP)	WDI
IDV	Giá trị gia tăng công nghiệp	Công nghiệp (bao gồm xây dựng), giá trị gia tăng (% GDP)	WDI

Ghi chú: WDI: chỉ số phát triển thế giới World bank năm 2023.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả

Bảng 2 trình bày các số liệu thống kê mô tả của chuỗi được kiểm tra FDI, IDV, TEC, NAR và GDP. TEC có giá trị trung bình cao nhất (3,352), cho thấy mức độ phát triển công nghệ cao tại Việt Nam. IDV đứng thứ hai với giá trị trung bình (1,890) và FDI có giá trị trung bình thấp nhất (1,216). Độ lệch chuẩn dao động từ 0,453% (GDP) đến 1,130% (IDV), cho thấy mức độ biến động của IDV cao nhất và GDP có độ lệch chuẩn thấp nhất (0,453%), cho thấy dữ liệu ít biến động hơn.

Bảng 2: Tóm tắt thống kê mô tả

Biến	FDI	GDP	IDV	NAR	TEC
Trung bình	1,216	1,259	1,890	1,674	3,352
Trung vị	1,107	1,471	2,012	1,771	3,230
Giá trị lớn nhất	3,073	2,641	3,651	3,613	5,596
Giá trị nhỏ nhất	-0,091	0,068	-2,761	0,115	0,216
Độ lệch chuẩn	0,669	0,453	1,130	0,887	1,456
Độ phẳng	0,416	-0,670	-1,659	0,157	-0,102
Độ cân bằng	3,525	3,594	7,592	2,093	1,880
Jarque-Bera	5,971*	13,27***	198,014***	5,681*	7,991**

Chú thích: *, **, *** là mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%.

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

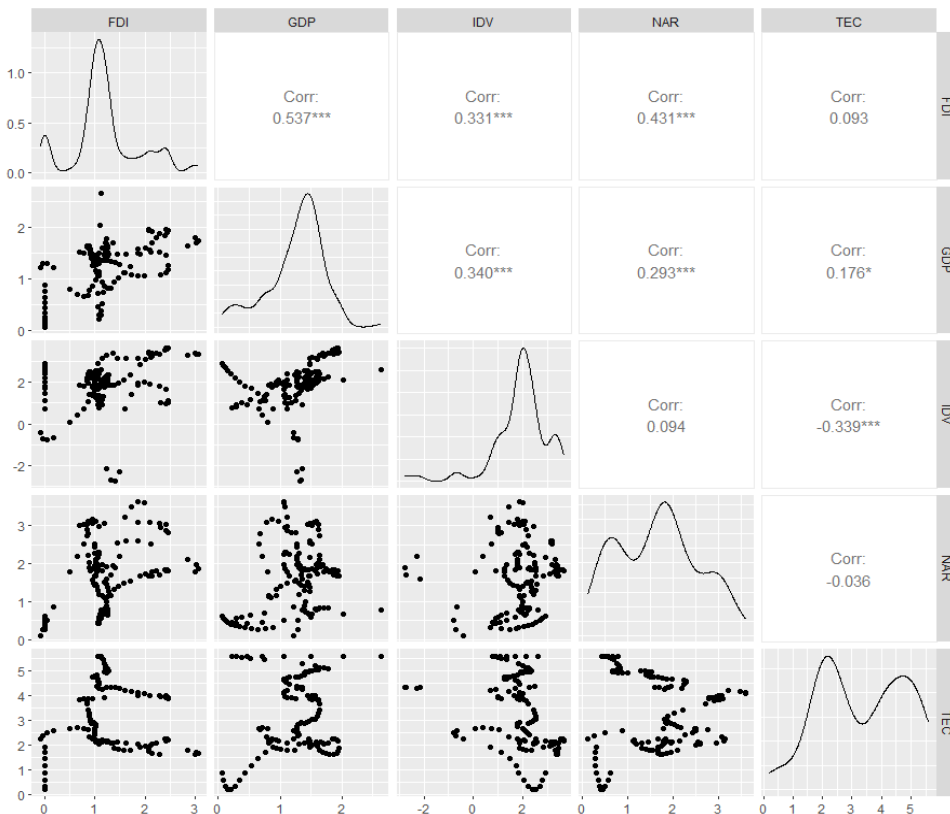
Các biến GDP, IDV và TEC có độ lệch âm, chủ yếu tập trung ở bên trái, trong khi các thông số khác chủ yếu tập trung ở bên phải, cho thấy sự phân bố của chúng không theo phân phối chuẩn. Tất cả các chuỗi đều bị lệch và có độ lệch cao so với phân phối chuẩn, được chứng minh bằng kiểm định thống kê Jarque-Bera. Trong bối cảnh đổi mới công nghệ có sự khác biệt lớn nhất giữa giá trị tối thiểu và tối đa, thể hiện sự khác biệt lớn của Việt Nam trong các hoạt động tương ứng của họ trong tiến trình phát triển kinh tế. Những kết quả này sẽ cung cấp cơ sở cho việc phân tích mối tương quan giữa các biến.

4.2. Ma trận tương quan

Tương quan tuyến tính và phân phối của dữ liệu của chuỗi thời gian đang nghiên cứu được mô tả trong Hình 1. Các phát hiện cho thấy mối liên hệ giữa FDI, TEC, IDR là tích cực. Ngược lại, có mối quan hệ tiêu cực giữa GDP và NAR. Do đó, kết quả hàm ý rằng giá tăng FDI, TEC, IDR, góp phần to lớn vào việc tăng

trường GDP ở Việt Nam. Các đặc điểm nổi bật đã được xem xét kỹ lưỡng trong nghiên cứu thực nghiệm cho thấy sự tồn tại của mối liên hệ phức tạp giữa các tương quan này. Tuy nhiên, để đưa ra kết luận chính xác và chi tiết hơn, cần tiến hành phân tích QQR để hiểu rõ hơn về tương quan giữa các biến và tác động của chúng lên nhau.

Hình 1: Biểu đồ phân phối và mối tương quan theo cặp của các biến



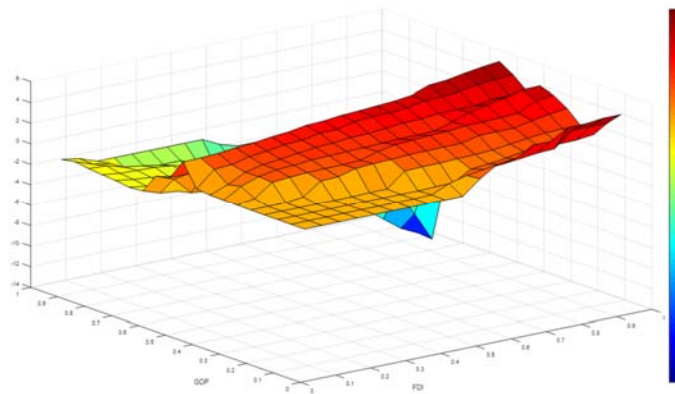
Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

4.3. Hồi quy QQR

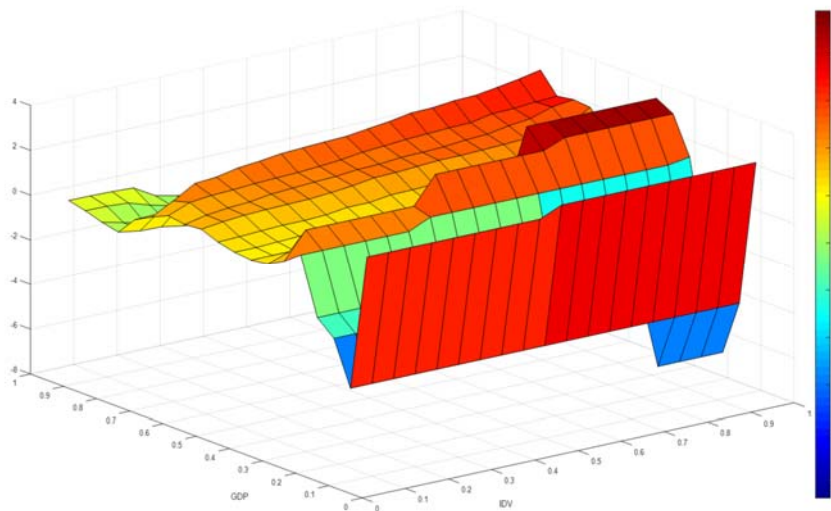
Trong phần này, chúng tôi xem xét thực nghiệm mối tương tác bất cân xứng giữa FDI, IDV, TEC, NAR và GDP ở Việt Nam từ năm 1986-2022. Nghiên cứu sử dụng phương pháp QQR do Sim & Zhou (2015) đề xuất để khám phá mức độ ảnh hưởng của các chỉ số được lựa chọn đến GDP thể hiện dưới dạng đồ thị ba chiều. Trong đó, hiệu ứng hồi quy (trục x) tới tăng trưởng kinh tế (trục y). Mức độ ảnh hưởng của biến độc lập đến biến phụ thuộc được biểu diễn qua sự thay đổi màu từ xanh đậm (tác động âm) sang đỏ đậm (tác động dương). Nhìn chung, kết quả thực nghiệm của ước tính QQR cho thấy mối quan hệ giữa các biến được chọn có tính không đồng nhất ở mỗi trạng thái điều này cho thấy mối liên kết qua lại giữa hai chỉ số là không đối xứng giữa các phân vị.

Hình 2 cho thấy tác động của các phân vị FDI khác nhau đối với các phân vị GDP. Nhìn chung, FDI có mối liên hệ tích cực với sự bền vững kinh tế trong toàn bộ giai đoạn nghiên cứu. Kết quả ước tính phân vị cho thấy sự tương tác mạnh và tích cực giữa hai chỉ số là đáng kể ở các phân vị FDI (0,05-0,95) và tất cả các phân vị GDP (0,05-0,8), riêng ở phân vị cao GDP (0,8-0,95) và phân vị thấp FDI (0,1-0,4) xuất hiện mối quan hệ yếu và tiêu cực. Ngoài ra, mối liên hệ tiêu cực còn tồn tại giữa các phân vị cao hơn FDI (0,7-0,8) và các phân vị trung GDP (0,4-0,6). Trong bối cảnh này, việc đầu tư trực tiếp nước ngoài ngày càng tăng, đang thúc đẩy sự phát triển kinh tế ở Việt Nam. Tuy nhiên, phụ thuộc quá mức vào FDI có thể khiến cho nền kinh tế trở nên lệ thuộc và dễ bị ảnh hưởng bởi biến động trên thị trường quốc tế, ảnh hưởng tiêu cực đến sự ổn định và phát triển bền vững của GDP. Những phát hiện này hỗ trợ các nghiên cứu trước đây của Suyanto (2023) và Sabharwal (2020).

Hình 2: Tác động của FDI đến GDP



Hình 3: Tác động của IDV đến GDP

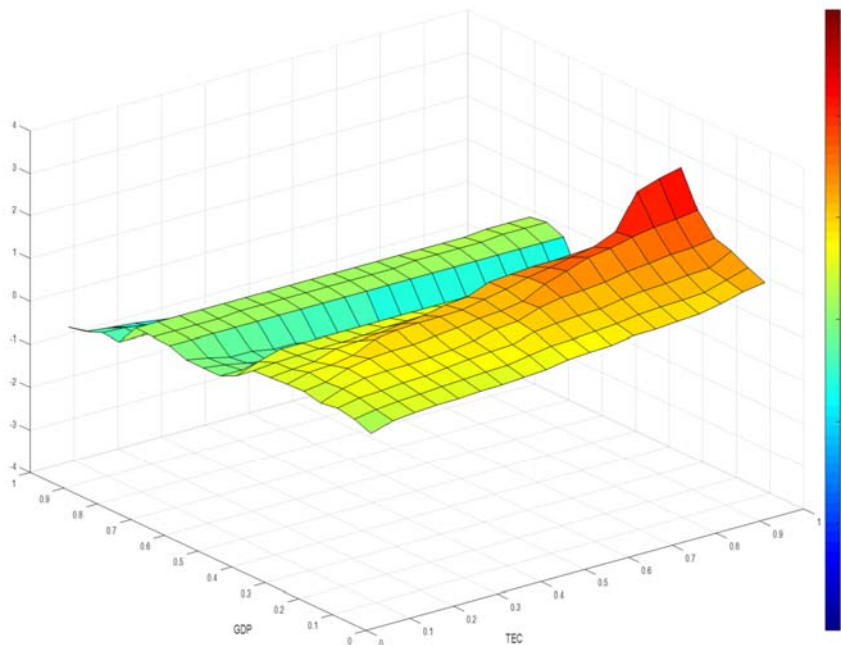


Tương tự, đối với cặp IDV-GDP ở Việt Nam được mô tả trong Hình 3. Ở phân vị cao (0,8-0,9) của IDV và các phân vị thấp hơn (0,05-0,2) của GDP, tác động của IDV là yếu và tiêu cực. Tuy nhiên, ở các phân vị trung bình và cao hơn của IDV và GDP, tác động của IDV rất mạnh và tích cực. Ở phân vị (0,2-0,5) của GDP và toàn bộ phân vị từ thấp đến cao (0,05-0,95) của IDV, tác động của IDV lên GDP là yếu và tiêu cực. Điều này có thể hiểu rằng khi mức độ công nghiệp hoá cao đạt đến một ngưỡng nhất định, nó có thể dẫn đến sự hạn chế trong việc tăng trưởng kinh tế do áp lực tiêu thụ tài nguyên và ô nhiễm môi trường. Các kết quả này cho thấy cần có sự cân nhắc kỹ lưỡng trong việc phát triển công nghiệp hoá để đảm bảo tính bền vững của kinh tế. Nhìn chung, tác động của IDV lên GDP là tích cực đáng kể giữa các phân vị, có nghĩa là sự gia tăng công nghiệp hoá góp phần thúc đẩy tăng trưởng GDP ở Việt Nam đối với tất cả các phân vị. Những phát hiện của Việt Nam phù hợp với các nghiên cứu trước đây của Agheli (2023) và Hayat & Tahir (2021).

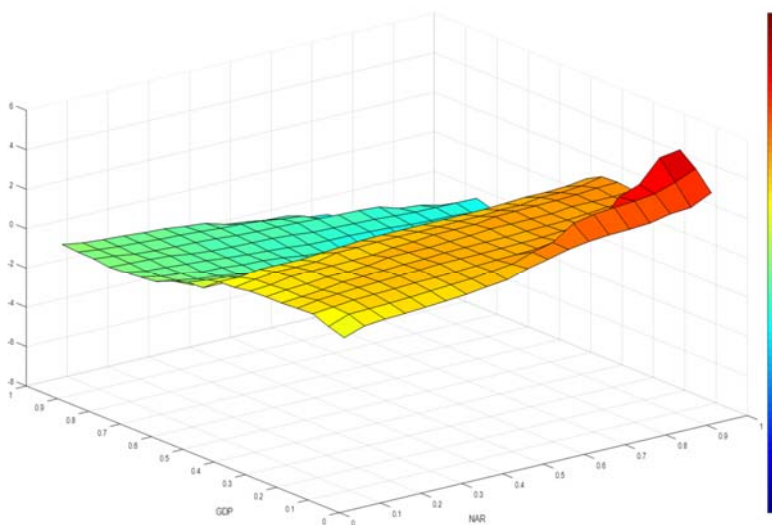
Trong cặp TEC-GDP, chúng tôi đã phát hiện một số kết quả thú vị. Mối quan hệ ban đầu có thể được xem là yếu và tích cực, nhưng dần chuyển sang một mối quan hệ tích cực mạnh mẽ hơn ở phân vị cao hơn của GDP (0,05-0,6) và tất cả các phân vị của TEC (0,05-0,95). Điều này cho thấy rằng sự tăng trưởng GDP có mối quan hệ tích cực mạnh mẽ với việc áp dụng và sử dụng công nghệ hiện đại (TEC) ở mức độ cao hơn. Tuy nhiên, tồn tại mối quan hệ tiêu cực giữa phân vị GDP cao hơn (0,6-0,95) và phân vị TEC thấp hơn đến cao hơn. Nhìn chung, đổi mới công nghệ có tác động tích cực tổng thể đến tính bền vững kinh tế, điều này có ý nghĩa quan trọng ở phân vị TEC từ thấp đến cao và GDP ở phân vị từ trung bình đến cao. Trong trường hợp của Việt Nam, điều này có thể được hiểu là khi nền kinh tế phát triển và GDP tăng, tỷ lệ sử dụng công

nghe hiện đại (TEC) có thể không tăng theo một cách đồng đều. Nguyên nhân có thể là do không đủ đầu tư vào nghiên cứu và phát triển công nghệ, hoặc do chưa tận dụng hết tiềm năng của công nghệ hiện đại trong sản xuất và kinh doanh. Điều này có thể gây ra mất cân đối trong sự phát triển kinh tế và đổi mới công nghệ, và cần được quan tâm để đảm bảo sự phát triển bền vững và hiệu quả cho nền kinh tế Việt Nam. Những kết quả này cho thấy việc tăng cường đổi mới công nghệ có tác động đáng kể hơn đến phát triển bền vững ở Việt Nam. Những phát hiện của Việt Nam phù hợp với các nghiên cứu trước đây Agheli (2023) và Haq (2022), họ cho rằng mức đổi mới công nghệ cao hơn sẽ dẫn đến tăng trưởng kinh tế cao hơn.

Hình 4: Tác động của TEC đến GDP



Hình 5: Tác động của NAR đến GDP



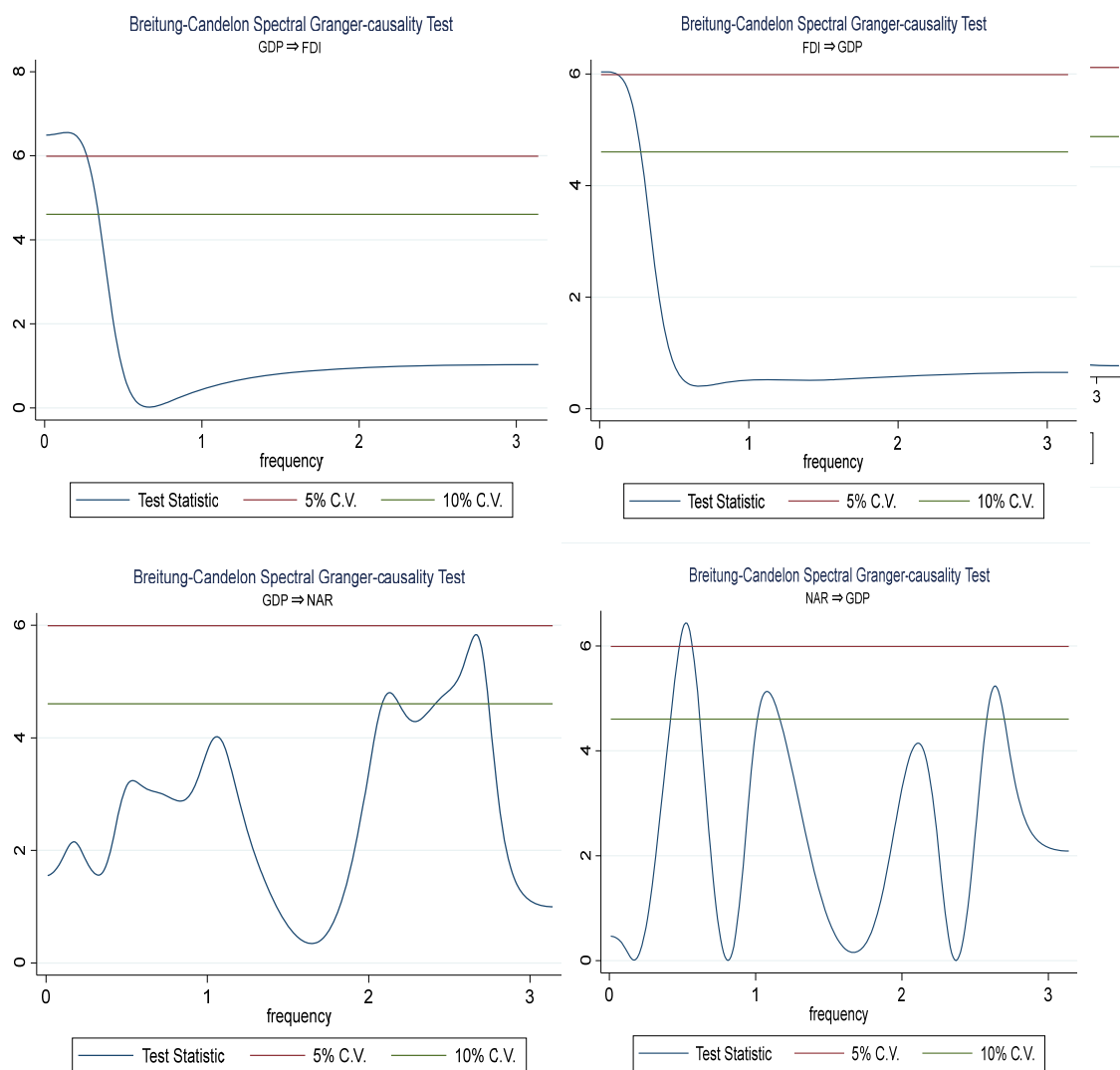
Cuối cùng, đối với cặp NAR-GDP (Hình 5), ảnh hưởng chung của NAR đến GDP ở Việt Nam có cả tiêu cực và tích cực. Ở phân vị thấp và trung (0,05-0,6) của GDP và toàn bộ phân vị (0,5-0,95) của NAR, tác động của NAR lên GDP là dương và tích cực, đặc biệt tồn tại mối quan hệ rất mạnh mẽ ở phân vị cao NAR

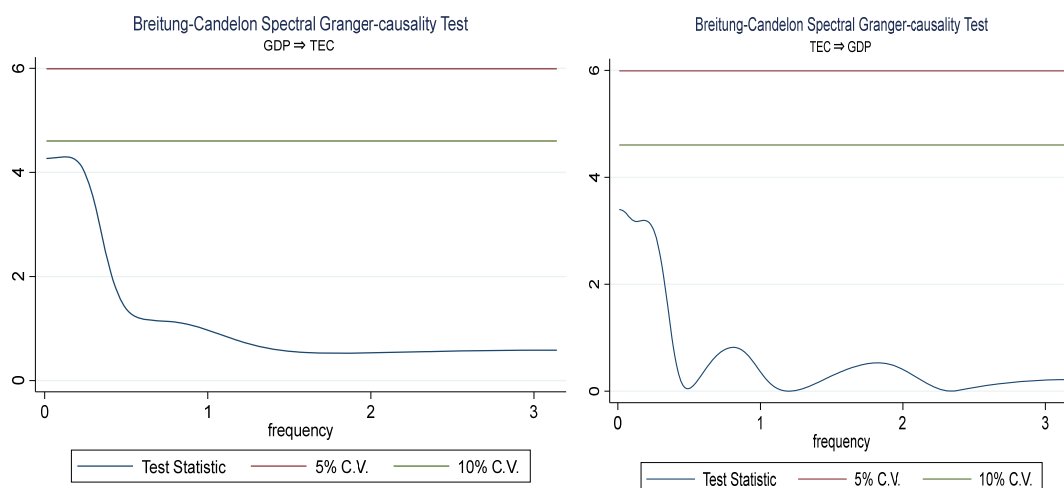
(0,7-0,95) và đối với GDP (0,05-0,2). Tuy nhiên, ở phân vị từ thấp đến cao của NAR (0,05-0,95), tác động lên phân vị trung và cao GDP (0,6-0,95) là yếu và tiêu cực. Nhìn chung, tài nguyên thiên nhiên tác động không nhất quán ở tất cả phân vị đến GDP ở Việt Nam cả tích cực và tiêu cực. Lý do có thể là do cường độ sử dụng tài nguyên thiên nhiên giảm đi ở Việt Nam nhờ vào việc áp dụng công nghệ tiết kiệm năng lượng ngày càng tăng trong cả lĩnh vực sản xuất và dân dụng cũng như sự chuyển dịch tỷ trọng tăng trưởng kinh tế sang các ngành sử dụng ít năng lượng như các ngành dịch vụ. Sự tồn tại của xu hướng ngày càng tăng cũng như mối quan hệ tích cực giữa NAR và GDP cho thấy sự khác biệt về công nghệ và tài nguyên có mối liên hệ chặt chẽ với tăng trưởng kinh tế ở Việt Nam. Kết quả của chúng tôi hỗ trợ các nghiên cứu trước đây Ndiaya & Lv (2018) và Shah & cộng sự (2023) cũng đã phát hiện ra ảnh hưởng đáng kể của NAR đối với tăng trưởng kinh tế.

4.4. Kiểm định Breitung – Candelon

Tiếp theo, chúng tôi tiến hành kiểm định nhân quả quang phổ của Breitung & Candelon (2006) để xác nhận lại các kết quả từ QQR. Hình 6 trình bày kết quả của kiểm định Granger được biểu diễn dưới dạng đồ thị, trong đó trục hoành biểu thị tần số (ω) từ 0 đến π (tương ứng với dài hạn, trung hạn và ngắn hạn), và trục tung thể hiện giá trị thống kê kiểm định tương ứng với từng tần số. Đường màu đỏ phía trên biểu thị mức ý nghĩa 5%, trong khi đường màu xanh phía dưới biểu thị mức ý nghĩa 10%.

Hình 6: Quan hệ nhân quả dạng phổ giữa các cặp biến GDP-FDI, GDP-NAR, GDP-TEC, GDP-IDV





Ở tần số trung hạn và ngắn hạn, chúng tôi nhận thấy rằng các tác động nhân quả không tồn tại giữa các cặp biến số, trừ trường hợp của GDP-NAR có mối tương quan nhân quả ở mức ý nghĩa 10%.

Ở tần số dài hạn (0-1), kết quả kiểm tra Granger dạng phổ đã làm nổi bật sự phức tạp trong mối quan hệ giữa các chỉ số đến GDP. Trước hết, chúng tôi nhận thấy sự tồn tại của mối quan hệ nhân quả hai chiều giữa GDP-FDI với mức ý nghĩa lần lượt là 5% và 10%. Đối với cặp NAR-GDP, trong tần số dài hạn, chỉ có mối quan hệ nhân quả từ NAR đến GDP với mức ý nghĩa 5% và 10%. Tuy nhiên, chúng tôi không tìm thấy bằng chứng nào về mối quan hệ nhân quả giữa GDP và TEC ở tần số này. Ngoài ra, nhóm tác giả cũng đã phát hiện mối quan hệ nhân quả giữa IDV và GDP ở mức ý nghĩa 5%, cũng như giữa GDP và IDV ở cả mức ý nghĩa 5% và 10%.

Tóm lại, kết quả nghiên cứu này cho thấy rằng mối quan hệ giữa các chỉ số kinh tế không đơn giản và có thể thay đổi theo thời gian và tần số khác nhau. Điều này nhấn mạnh sự phức tạp và đa dạng của tác động của các yếu tố kinh tế, bao gồm FDI, IDV, TEC và NAR, đến sự tăng trưởng kinh tế tổng thể ở Việt Nam và cung cấp thông tin quan trọng cho việc xây dựng chính sách kinh tế và dự đoán tác động của chúng kết quả này phù hợp với nghiên cứu (Ndiaya & Lv, 2018).

5. Kết luận và hàm ý

Nghiên cứu này nhằm mục đích tìm hiểu mối quan hệ phức tạp giữa FDI, TEC, NAR, IDV đến GDP ở Việt Nam, trong giai đoạn 1986-2022. Nghiên cứu hiện tại tiếp cận vấn đề bằng cách sử dụng phương pháp QQR để xem xét tác động của các biến FDI, TEC, NAR, IDV đến GDP. Đồng thời, nghiên cứu cũng sử dụng kiểm định nhân quả dạng phổ theo Breitung & Candelon (2006) để khám phá tồn tại quan hệ nhân quả giữa các biến số. Các kết quả thu được đã cho thấy rằng, FDI, TEC, NAR, IDV rất quan trọng xét từ góc độ tăng trưởng kinh tế. Trong đó, hai xu hướng tác động chính mà FDI, TEC, NAR, IDV mang lại bao gồm: Thứ nhất, tồn tại mối tương quan mạnh mẽ giữa FDI, TEC, NAR, IDV và tăng trưởng kinh tế Việt Nam ở tất cả các phân vị có thể là tiêu cực hoặc tích cực. Thứ hai, tồn tại quan hệ nhân quả hai chiều giữa FDI, IDV, NAR, TEC và tăng trưởng kinh tế thay đổi theo thời gian và tần số khác nhau.

Sau những phát hiện này, nghiên cứu này đưa ra một số hàm ý chính sách nhằm khai thác toàn bộ tiềm năng của tác động FDI, TEC, NAR, IDV đối với tăng trưởng kinh tế ở Việt Nam. Trước hết, hãy chú ý đến FDI vì nó có tiềm năng cải thiện tăng trưởng kinh tế và các nhà hoạch định chính sách môi trường cũng nên cố gắng khuyến khích dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài vào các ngành sử dụng nhiều công nghệ và thân thiện với môi trường. Điều này có thể đạt được thông qua việc giảm hàng rào thuế quan và phi thuế quan, môi trường kinh tế và chính trị lành mạnh, tăng cường cơ sở hạ tầng, giảm nợ nước ngoài là một số chính sách nhằm thu hút FDI, từ đó thúc đẩy tăng trưởng kinh tế.

Trong bối cảnh nguồn năng lượng truyền thống dần cạn kiệt, việc chuyển đổi sang năng lượng tái tạo đóng vai trò quan trọng trong việc tối ưu hóa tài nguyên thiên nhiên và giảm thiểu ô nhiễm môi trường. Cùng với đó, việc áp dụng thuế tài nguyên có thể tạo ra nguồn thu ngân sách mới cho chính phủ và đồng thời thúc đẩy sự sử dụng có trách nhiệm của tài nguyên, góp phần vào tăng trưởng kinh tế bền vững. Tương tự như

nhiều quốc gia phát triển khác, việc ban hành các luật môi trường có thể đặt ra giới hạn cho sự suy thoái môi trường, do đó các công ty gây ô nhiễm môi trường trên mức tối ưu phải nộp phạt. Ngoài ra, việc đổi mới công nghệ có thể cải thiện hiệu suất sản xuất và nâng cao cạnh tranh của doanh nghiệp, từ đó tạo ra lợi ích kinh tế toàn diện. Điều này cũng có thể thúc đẩy sự đầu tư và phát triển trong ngành công nghiệp, đồng thời tăng cường năng lực cạnh tranh quốc tế của quốc gia.

Tóm lại, mặc dù nghiên cứu hiện tại ghi nhận những tác động tích cực đáng kể của FDI, TEC, NAR, IDV đối với tăng trưởng kinh tế ở Việt Nam, tuy nhiên các nghiên cứu trong tương lai có thể xem xét bản chất của mối quan hệ này bằng cách áp dụng các phương pháp tiếp cận đa tiêu chí để cung cấp hiểu biết sâu sắc hơn về mối quan hệ giữa các chỉ số và tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam. Hơn nữa, nghiên cứu chỉ được thực hiện ở Việt Nam trong khi việc thăm dò các quốc gia và khu vực phát triển khác là cần thiết và do đó được khuyến khích.

Tài liệu tham khảo:

- Agheli, L. (2023), 'The nexus between economic growth, natural resource depletion and foreign direct investment', *Экономика региона*, 19(2), 537-547.
- Ahmad, M. & Zheng, J. (2023), 'The cyclical and nonlinear impact of R&D and innovation activities on economic growth in OECD economies: A new perspective', *Journal of the Knowledge Economy*, 14(1), 544-593.
- Anakpo, G. & Oyenubi, A. (2022), 'Technological innovation and economic growth in Southern Africa: application of panel dynamic OLS regression', *Development Southern Africa*, 39(4), 543-557.
- Breitung, J. & Candelon, B. (2006), 'Testing for short-and long-run causality: A frequency-domain approach', *Journal of econometrics*, 132(2), 363-378.
- Durham, J.B. (2004), 'Absorptive capacity and the effects of foreign direct investment and equity foreign portfolio investment on economic growth', *European economic review*, 48(2), 285-306.
- Erum, N. & Hussain, S. (2019), 'Corruption, natural resources and economic growth: Evidence from OIC countries', *Resources Policy*, 63, p.101429.
- Falki, N. (2009), 'Impact of foreign direct investment on economic growth in Pakistan', *International Review of Business Research Papers*, 5(5), 110-120.
- Forero, D. & Tena-Junguito, A. (2024), 'Industrialization as an engine of growth in Latin America throughout a century 1913-2013', *Structural Change and Economic Dynamics*, 68, 98-115.
- Gyamfi, B.A., Agozie, D.Q. & Bekun, F.V. (2022), 'Can technological innovation, foreign direct investment and natural resources ease some burden for the BRICS economies within current industrial era?', *Technology in Society*, 70, 102037.
- Gylfason, T. & Zoega, G. (2006), 'Natural resources and economic growth: The role of investment', *World Economy*, 29(8), 1091-1115.
- Haq, I. (2018), 'Impact of innovation on economic development: Cross nation comparison of Canada, South Korea and Pakistan', *Journal of Economic Info*, 5(3), 7-15.
- Hayat, A. & Tahir, M. (2021), 'Natural resources volatility and economic growth: evidence from the resource-rich region', *Journal of Risk and Financial Management*, 14(2), p.84.
- Jammeh, I.Y. (2022), 'The Relationship between domestic credit, financial development and economic growth in the Gambia', *International Journal of Social Sciences Perspectives*, 10(2), 43-60.
- Jyun-Yi, W. & Chih-Chiang, H. (2008), 'Does foreign direct investment promote economic growth? Evidence from a threshold regression analysis', *Economics Bulletin*, 15(12), 1-10.
- Karimi, M.S. & Yusop, Z. (2009), 'FDI and economic growth in Malaysia', *Asian-African Journal of Economics and Econometrics*, 45(11), 25-38.
- Malik, A. & Sah, A.N. (2024), 'Does FDI impact the economic growth of BRICS economies? Evidence from Bayesian

-
- VAR', *Journal of Risk and Financial Management*, 17(1), p.10.
- Mehic, E., Silajdzic, S. & Babic-Hodovic, V. (2013), 'The impact of FDI on economic growth: Some evidence from Southeast Europe', *Emerging Markets Finance & Trade*, 49(S1), 5-20.
- Ndiaya, C. & Ly, K. (2018), 'Role of industrialization on economic growth: the experience of Senegal (1960-2017)', *American Journal of Industrial and Business Management*, 8(10), p.2072.
- Ngoc, B.H. & Lieu, P.T. (2022), 'Linking foreign direct investment, economic growth, energy consumption and ecological footprint in Vietnam: Evidence from quantile on quantile approach', *VNUHCM Journal of Economics, Business and Law*, 6(4), 3855-3866.
- Opoku, E.E.O. & Yan, I.K.M. (2019), 'Industrialization as driver of sustainable economic growth in Africa', *The Journal of International Trade & Economic Development*, 28(1), 30-56.
- Pegkas, P. (2015), 'The impact of FDI on economic growth in Eurozone countries', *The Journal of Economic Asymmetries*, 12(2), 124-132.
- Sabharwal, A. (2020), 'Impact of foreign direct investment on economic growth', *International Research Journal on Advanced Science Hub*, 2(9), 10-13.
- Sachs, J.D. & Andrew, M.W. (2001), 'The curse of natural resources', *Natural Resource and Economic Development*, 45, 827-838.
- Shah, W.U.H., Yasmeen, R., Sarfraz, M. & Ivascu, L. (2023), 'The repercussions of economic growth, industrialization, foreign direct investment, and technology on municipal solid waste: Evidence from OECD economies', *Sustainability*, 15(1), p.836.
- Sim, N. & Zhou, H. (2015), 'Oil prices, US stock return, and the dependence between their quantiles', *Journal of Banking & Finance*, 55, 1-8.
- Suyanto, S. (2023), 'Foreign direct investment: Does it increase economic growth?', *Economics Development Analysis Journal*, 12(1), 59-70.
- World Bank (2023), *The World Bank In Viet Nam*, from <<https://www.worldbank.org/vi/country/vietnam>>.
- Zhou, Y., Liu, Y. & Niu, J. (2024), 'Role of mineral-based industrialization in promoting economic growth: Implications for achieving environmental sustainability and social equity', *Resources Policy*, 88, 104396.

HIỆU QUẢ KỸ THUẬT NGHỀ LƯỚI RÊ XA BỜ TỈNH KHÁNH HÒA

Nguyễn Đăng Đức
Trường Đại học Vinh
Email: nguyenduc.khoakt@gmail.com
Phạm Thu Hằng
Học viện ngân hàng
Email ph.thuhang@gmail.com

Mã bài báo: JED-1619
Ngày nhận: 26/02/2024
Ngày nhận bản sửa: 30/03/2024
Ngày duyệt đăng: 17/04/2024
Mã DOI: 10.33301/JED.VI.1619

Tóm tắt:

Nghiên cứu này sử dụng mô hình DEA (Data envelopment analysis) để phân tích hiệu quả kỹ thuật của nghề lưới rê xa bờ, tỉnh Khánh Hòa. Kết quả nghiên cứu cho thấy nếu đầu ra giữ nguyên không đổi, bình quân các đầu vào của sản xuất (công suất máy, dầu và tổng số ngày lao động trên biển) có thể giảm xuống khoảng 15,3% nếu trình độ tay nghề của ngư phủ và việc tổ chức quản lý sản xuất đạt mức tốt nhất. Kết quả nghiên cứu này cho thấy chính sách hỗ trợ đóng tàu công suất lớn của Chính phủ cần đi kèm với chính sách nguồn nhân lực trong nghề cá, hiện tại ngư dân chưa làm chủ được công nghệ của các đội tàu này, dẫn tới sử dụng lãng phí các yếu tố đầu vào.

Từ khóa: DEA, nghề lưới rê, hiệu quả kỹ thuật.

Mã JEL: Q22, D61.

Technical efficiency of offshore gillnet fishery in Khanh Hoa province

Abstract:

This study employs the DEA (Data envelopment analysis) model to analyze the technical efficiency of the offshore gillnet fishery in Khanh Hoa province. The results show that if output remains unchanged, the average production inputs (engine capacity, fuel and labor days at sea) can be reduced by about 15.3% when the fishermen's skill and production management organization are the best. The results of this study reveal that the Government's policy to support large-capacity vessels building needs to be accompanied the human resources policy in fisheries. Currently, fishermen have not mastered the production technology of large-capacity vessels, leading to wasted use of inputs.

Keywords: Data envelopment analysis (DEA), gillnet, technical efficiency.

JEL codes: Q22, D61.

1. Đặt vấn đề

Việt Nam có bờ biển dài hơn 3.200 km với vùng đặc quyền kinh tế hơn 1 triệu km² và vùng nước nội địa hơn 1,4 triệu ha rất phù hợp cho các hoạt động đánh bắt và nuôi trồng thủy sản. Thủy sản là ngành kinh tế mũi nhọn của Việt Nam bao gồm nhiều lĩnh vực từ khai thác, nuôi trồng, chế biến, đóng tàu, dịch vụ hậu cần... Hiện thủy sản là ngành xuất khẩu chủ lực của Việt Nam. Thủy sản đã góp phần giải quyết việc làm cho hàng triệu lao động sống dọc theo chiều dài bờ biển Việt Nam. Khánh Hòa là tỉnh duyên hải Nam Trung Bộ có vùng biển rộng, bờ biển dài 385km với khoảng 200 hòn đảo lớn nhỏ ven bờ và các đảo san hô trong quần đảo Trường Sa. Vùng quanh quần đảo Trường Sa là một ngư trường trọng điểm của cả nước, có vị trí quan trọng là địa bàn chiến lược trong đảm bảo an ninh quốc phòng trên toàn khu vực biển Đông.

Nghề cá xa bờ của Việt Nam hoạt động chủ yếu ở vùng biển còn nhiều tranh chấp ở Biển Đông. Nguồn lợi cá ở vùng này là cá di cư từ quốc gia này sang quốc gia khác và vào vùng chông lán (Long & cộng sự, 2008). Nhằm tăng cường sự hiện diện và khẳng định chủ quyền của Việt Nam, Chính phủ Việt Nam đã và đang triển khai nhiều chính sách lớn để xây dựng một nghề cá xa bờ hiện đại và vươn khơi bám biển như: (i) hỗ trợ tín dụng để đóng mới và cải hoán tàu công suất lớn theo nghị định 67 năm 2014 và nghị định 89 năm 2015, (ii) hỗ trợ dầu cho tàu lớn đánh bắt xa bờ theo Quyết định 48 năm 2010 (Ánh Tuyết, 2016). Các chính sách này trong những năm qua đã khuyến khích ngư dân mạnh dạn đầu tư/hoán cải để hướng tới quy mô tàu lớn hoạt động đánh bắt xa bờ. Dù vậy, các vấn đề mà các nhà hoạch định chính sách cần hết sức quan tâm đó là: (i) với bộ dữ liệu khảo sát 2011-2012, kết quả nghiên cứu của Duy & cộng sự (2015) cho thấy sức hấp dẫn về lợi nhuận của các đội tàu nghề câu và rê xa bờ của Khánh Hòa chủ yếu đến từ trợ cấp dầu, (ii) nhiều tàu lớn hoạt động không hiệu quả, phải nằm bờ do tàu thiếu nguồn nhân lực vận hành, doanh thu đánh bắt không đủ bù đắp được phí tổn chuyên biển..., và (iii) tiêu cực trong việc thực thi các chính sách, ví dụ như trường hợp các tàu vỏ thép nằm bờ.

Với những nước phát triển như Việt Nam cũng như quy định của nghề cá thế giới, việc hỗ trợ của Chính phủ không thể là mãi mãi. Do đó, làm thế nào để đội tàu này tồn tại và phát triển bền vững là câu hỏi rất quan trọng đối với các nhà quản lý và hoạch định chính sách. Để phát triển bền vững, chất lượng hoạt động của các con tàu cần được cải thiện một cách căn cơ và dài hạn. Trong nghiên cứu này, tác giả sử dụng phương pháp DEA để đánh giá chất lượng hoạt động (hay hiệu quả sử dụng nguồn lực trong sản xuất) của các đội tàu lưới rê xa bờ hoạt động mùa vụ 2015/2016 của tỉnh Khánh Hòa. Chỉ số TE (hiệu quả kỹ thuật) theo cách tiếp cận đầu vào sẽ được phân tích theo mô hình DEA. Chỉ số TE cho biết khả năng tiết kiệm các nguồn lực đầu vào, để có thể tiếp tục tái sản xuất trong dài hạn, đặc biệt khi trợ cấp dầu phải dừng lại. Từ kết quả phân tích, tác giả sẽ đề xuất một số khuyến nghị cho chính quyền và ngư dân nhằm nâng cao hiệu quả kỹ thuật của các đội tàu lưới rê xa bờ, tỉnh Khánh Hòa.

2. Cơ sở lý thuyết và phương pháp nghiên cứu

2.1. Cơ sở lý thuyết về hiệu quả kỹ thuật

Hiệu quả kỹ thuật theo cách tiếp cận dựa trên nền tảng hàm sản xuất của lý thuyết kinh tế học vi mô. Cách tiếp cận này được đề xuất bởi Farrell (1957) ông đã dựa trên công trình của Debreu (1951) và Koopmans (1951) để định nghĩa một thước đo hiệu quả kỹ thuật đơn giản với nhiều yếu tố đầu vào, đầu ra, mà không phụ thuộc vào yếu tố giá đầu vào và đầu ra. Tuy nhiên, hiệu quả kỹ thuật được ước lượng là hiệu quả tương đối, tức là trong mối tương quan so sánh với con tàu tương đồng (về quy mô) mà có chất lượng hoạt động sản xuất tốt nhất. Các con tàu hoạt động tốt nhất có mức hiệu quả quy ước là 100%, và hiệu quả của các con tàu khác biến thiên giữa 0 và 100% trong mối tương quan so sánh với các con tàu có hiệu quả tốt nhất.

Một trong những đặc điểm quan trọng của nghề cá so với các hoạt động sản xuất thông thường là biến trữ lượng nguồn lợi qua một đơn vị thời gian thường ít quan sát và đo lường được, đặc biệt tại các quốc gia đang phát triển. Hơn nữa, trữ lượng nguồn lợi lại thường xuyên biến động do tính mùa vụ và đặc biệt ở vùng nhiệt đới do chu kỳ sinh sản ngắn. Để đơn giản, trong một ngư trường, một chu kỳ đánh bắt và với một nghề cá cụ thể, trữ lượng nguồn lợi được xem là như nhau (không đổi) đối với tất cả các con tàu (Alvarez, 2001).

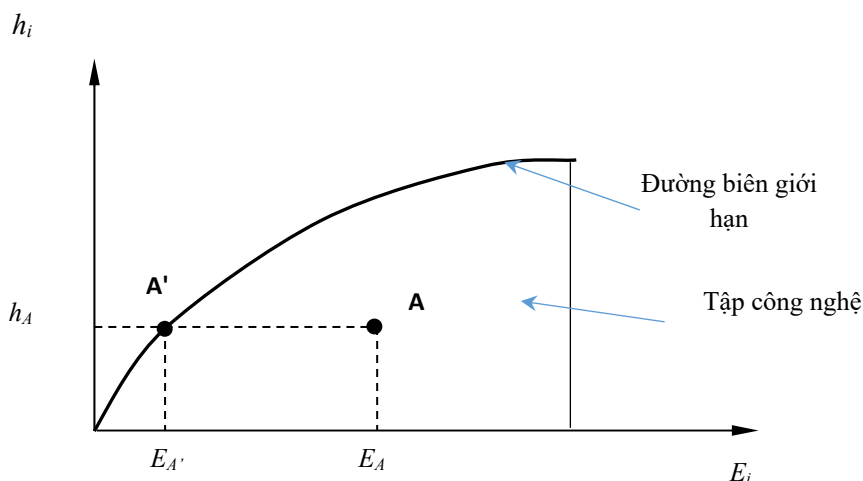
Do vậy, sản lượng đánh bắt của con tàu chỉ phụ thuộc vào nỗ lực đánh bắt (E). Lúc này, hàm sản xuất trong nghề cá cũng tuân thủ các giả thiết thông thường của hàm sản xuất kinh điển trong kinh tế học vi mô. Tức là hàm sản xuất là dạng hàm có tính chất hiệu quả giảm dần theo quy mô hay hàm sản xuất cùng với trục hoành tạo nên tập công nghệ sản xuất có tính chất lồi. Hình 1 mô tả hàm sản xuất và tập công nghệ sản xuất trong nghề cá.

Tập công nghệ sản xuất trong nghề cá được mô tả ở Hình 1 có hai đặc điểm quan trọng. Thứ nhất, tập công nghệ là tập lồi (*convex*). Đặc điểm quan trọng thứ hai là tính khả thi của công nghệ sản xuất tức: (i) nếu đầu ra không đổi, gia tăng đầu vào thì việc sản xuất luôn khả thi; và (ii) nếu đầu vào không đổi, sản xuất ít đầu ra hơn là luôn khả thi (Lê Kim Long, 2017).

Hình 1 cho thấy con tàu A nằm trong tập công nghệ sản xuất, sử dụng nỗ lực đánh bắt E_A và có mức sản lượng đánh bắt là h_A . A' là điểm nằm trên đường giới hạn khả năng sản xuất. Tại A' này chúng ta sẽ chỉ cần sử dụng nỗ lực đánh bắt $E_{A'}$ (nhỏ hơn E_A) mà vẫn tạo ra được lượng đầu ra h_A . Như vậy, một sự dịch chuyển

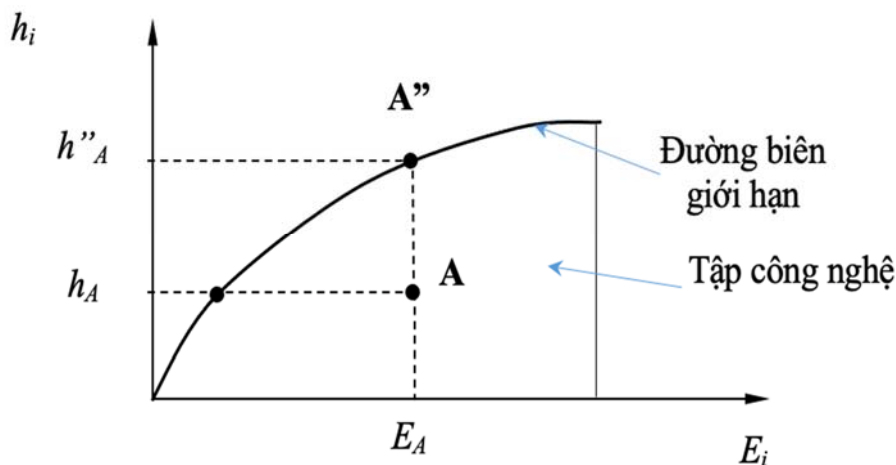
từ A về A' là một sự dịch chuyển đạt hiệu quả Pareto (Varian & Repcheck, 2010). Hơn nữa, A' nằm trên đường giới hạn khả năng sản xuất nên Hình 1 cũng cho thấy chúng ta không thể sử dụng mức nỗ lực đánh bắt nhỏ hơn $E_{A'}$ để tạo ra được mức sản lượng đánh bắt h_A . Như vậy, với lượng đầu vào không đổi (tức quy mô sản xuất tương đồng) và một công nghệ đánh bắt cho trước con tàu A' đạt hiệu quả, còn con tàu A chưa đạt hiệu quả do vẫn còn sử dụng lãng phí nỗ lực đánh bắt. Lúc đó, chỉ số hiệu quả kỹ thuật (theo định hướng đầu vào) DMU A sẽ là $E_{A'}/E_A$. Chỉ số này nằm trong giá trị từ 0 đến 1. Chỉ số này càng cao chứng tỏ DMU càng tiết kiệm được đầu vào sản xuất.

Hình 1: Hiệu quả kỹ thuật theo định hướng đầu vào của nghề cá



Nguồn: Điều chỉnh từ Varian & Repcheck (2010).

Hình 2: Hiệu quả kỹ thuật theo định hướng đầu ra của nghề cá



Nguồn: Điều chỉnh từ Varian & Repcheck (2010).

Hình 2 cho thấy con tàu A sử dụng nỗ lực đánh bắt E_A để có mức sản lượng đánh bắt h_A . Do con tàu A nằm trong tập công nghệ sản xuất nên kế hoạch sản xuất này là hoàn toàn khả thi với công nghệ hiện có. Rõ ràng, dịch chuyển từ A đến A'' là một sự dịch chuyển đạt hiệu quả Pareto (Varian & Repcheck, 2010).

Hơn nữa, vì A'' nằm trên biên giới hạn khả năng của sản xuất nên h_A'' chính là mức sản lượng đầu ra tối đa để có thể sản xuất được với nỗ lực đánh bắt E_A cho trước và công nghệ hiện có. Nghĩa là, A'' là con tàu đạt hiệu quả còn A hoạt động chưa hiệu quả với công nghệ cho trước. Lúc đó, tỉ số $F = h_A''/h_A$ cho phép chúng ta biết được mức gia tăng tối đa đầu ra của con tàu A với nỗ lực đánh bắt E_A và công nghệ cho trước. Với mức đầu vào và công nghệ cho trước, $(F - 1) \cdot 100$ chính là tỉ lệ phần trăm tiềm năng đầu ra có thể gia tăng so với

sản lượng hiện tại h_A . Rõ ràng $F > 1$ và chỉ số này càng cao cho thấy tiềm năng đầu ra có thể gia tăng so với sản lượng hiện tại càng lớn hay hiện mức lãng phí đầu ra càng lớn, tức là chất lượng hoạt động hiện tại càng thấp. Do vậy, chỉ số hiệu quả kỹ thuật theo định hướng đầu ra có thể được định nghĩa là $TE^O = 1/F$, chỉ số này càng cao cho thấy chất lượng hoạt động càng cao. Lúc đó $(1/TE^O - 1) \cdot 100$ chính là tỉ lệ phần trăm tiềm năng đầu ra có thể gia tăng so với sản lượng hiện tại với đầu vào và công nghệ cho trước.

2.2. Phương pháp nghiên cứu

Để phân tích hiệu quả kỹ thuật (TE) theo cách tiếp cận dựa trên nền tảng hàm sản xuất của lý thuyết kinh tế vi mô của nghề cá, hai phương pháp chính thường được sử dụng đó là DEA và SFA. Mỗi phương pháp đều có ưu và nhược điểm riêng. Trong nghiên cứu này, tác giả sử dụng DEA vì các lý do: (i) Không phải tìm kiếm dạng hàm cho hàm sản xuất; (ii) Các giả định về nhiễu (error terms), đặc biệt là dạng phân phối của hàm phi hiệu quả không phải lúc nào cũng thỏa mãn giả thiết cần có (Kumbhakar, Wang & Horncastle, 2015); (iii) DEA có thể áp dụng với trường hợp đa đầu ra. Các nghề cá xa bờ được lựa chọn trong nghiên cứu này là đa đầu ra nên DEA là lựa chọn hợp lý. (iv) Đặc điểm của nghề cá là trữ lượng nguồn lợi đối với mỗi tàu (stock) thường không có dữ liệu và được giả thiết là như nhau đối với tất cả các con tàu trong nghiên cứu này. Việc sử dụng phương pháp phi tham số (DEA) để tính toán thường ít gây ra các vấn đề hơn so với phương pháp tham số (SFA) dựa trên nền tảng kinh tế lượng với các giả thiết rất chặt chẽ.

Các nghiên cứu tiêu biểu gần đây sử dụng phương pháp DEA phải kể đến như Esmaeili & Omrani (2007), Thean & cộng sự (2011), Ceyhan & Gene (2014). Đặc điểm đáng lưu ý của các nghiên cứu này như sau: Thứ nhất, công nghệ khai thác ở phạm vi con tàu thường được giả thiết là VRS (Variable returns to scale) do: (i) đặc điểm thị trường đầu vào và đầu ra của ngư hộ khai thác thủy sản thường không hoàn hảo; (ii) sự hữu hạn về tài chính và các hạn chế khác thường ràng buộc ngư hộ, làm cho họ khó chọn được quy mô sản xuất tối ưu. Thứ hai, các nghiên cứu về chỉ số TE ở các nước đang phát triển thường lựa chọn cách tiếp cận tối thiểu hóa đầu vào với đầu ra không đổi vì: (i) nguồn lực đầu vào tài chính của ngư dân có hạn; (ii) kiểm soát đầu vào dễ hơn nhiều so với đầu ra trong quá trình sản xuất; (iii) việc hỗ trợ của Chính phủ dễ dẫn đến lãng phí nguồn lực đầu vào trong nghề khai thác thủy sản; và (iv) sự hữu hạn về các nguồn lợi thủy sản. Kế tiếp xu hướng này, nghiên cứu sẽ sử dụng mô hình DEA với công nghệ sản xuất VRS theo định hướng đầu vào (input orientation) để phân tích chỉ số TE của nghề lưới rê xa bờ tại Khánh Hòa.

Trong nghề cá, nỗ lực đánh bắt là một đầu vào tổng hợp, trung gian trong quá trình đánh bắt, của các đầu vào trong sản xuất thông thường (Greboval, 1999). Tức là, nỗ lực đánh bắt của con tàu, $E_A = f(X_A)$, sẽ là một hàm số được tạo ra bởi các đầu vào thông thường của các chi phí cố định và các chi phí biến đổi (X_A). Để đơn giản, nghiên cứu này sẽ sử dụng chỉ số TE theo định hướng đầu vào của Farrell (1957) là (Bogetoft & Otto, 2010):

$$TE_A = \min\{\theta > 0 \mid (\theta E_A, h_A) \in T\}$$

Theo lý thuyết kinh tế học nghề cá, ví dụ như Greboval (1999), thường giả sử hàm $E_A = f(X_A)$ thỏa mãn điều kiện $\theta E_A = f(\theta X_A)$, khi đó:

$$TE_A = \min\{\theta > 0 \mid (\theta X_A, h_A) \in T\}$$

Như vậy, chỉ số TE Farrell theo định hướng đầu vào của nghề cá là mức tỉ lệ tối thiểu các đầu vào thông thường có thể sử dụng (hay tỉ lệ tối đa mà các đầu vào thông thường có thể đồng thời cắt giảm) để sản xuất ra các đầu ra không đổi với công nghệ cho trước. Nhìn chung, $0 < TE \leq 1$, chỉ số TE = 1 ngụ ý rằng đơn vị sản xuất đang vận hành trên biên giới hạn khả năng sản xuất và được xem là đạt hiệu quả. Tiếp theo, mô hình DEA theo định hướng đầu vào với công nghệ sản xuất VRS trong nghiên cứu này được mô tả cụ thể như sau (Coelli & cộng sự, 2005).

Giả sử rằng có k con tàu và sử dụng n yếu tố đầu vào và sản xuất ra m đầu ra. Đối với tàu thứ j ($j = 1, 2, \dots, k$), dữ liệu đầu vào và đầu ra được biểu diễn bằng các véc-tơ cột là X_j và h_j . Dữ liệu cho tất cả các tàu nghề lưới rê xa bờ của Khánh Hòa được biểu diễn bởi ma trận yếu tố đầu vào X , và đầu ra h . Khi đó, mô hình toán cho tàu nghề lưới rê xa bờ thứ j là:

$$TE_j = \text{Min } \theta$$

Với các ràng buộc:

$$\sum_{i=1}^n \lambda_j X_{ij} \leq \theta X_i \text{ với } i = 1, 2, \dots, n; (1)$$

$$\sum_{r=1}^m \lambda_j h_{rj} \geq h_r \text{ với } r = 1, 2, \dots, m; (2)$$

$$\lambda_j \geq 0 \text{ với } j = 1, 2, \dots, k; (3)$$

$$\sum_{j=1}^k \lambda_j = 1 \quad (4)$$

Giá trị $TE_j = \theta$ sẽ là mức chỉ số TE của tàu thứ j . Nó thỏa mãn 0, với giá trị bằng 1 là điểm nằm trên đường biên giới hạn sản xuất và do đó tàu đạt chỉ số TE 100% theo khái niệm Farrell (1957).

Thước đo chỉ số TE này của Farrell (1957) là thước đo hướng tâm, tức tất cả các đầu vào có thể giảm là $(1 - \theta) * 100$ mà vẫn giữ được đầu ra không đổi. Chú ý rằng bài toán này được giải k lần, mỗi lần cho một tàu trong mẫu.

Trong nghiên cứu này, hiệu quả sản xuất luôn nằm trong khoảng giá trị từ 0 đến 1. Nói cách khác biến hiệu quả sản xuất là biến chặn. Vì vậy, mô hình tobit là phù hợp để ước lượng các nhân tố ảnh hưởng tới hiệu quả kỹ thuật nghề lưới rê xa bờ.

Do chỉ số TE là các thước đo vô hướng và có giá trị thuộc $(0, 1]$, mô hình hồi quy Tobit dạng mô hình log-linear sẽ được áp dụng để phân tích sự ảnh hưởng của các đặc điểm sản xuất quan trọng đến chỉ số hiệu quả này (Tingley & cộng sự, 2005). Cụ thể là:

$$TE_i = \beta_0 + \beta_m z_{im} + \beta_n \ln(z_{in}) + \varepsilon_i$$

Trong đó, là biến phụ thuộc đại diện cho các chỉ số TE của con tàu thứ i được tính toán; z_{im} là véc tơ các biến định tính (biến giả) về đặc điểm sản xuất của con tàu (gồm các biến: tiếp cận tín dụng chính thức và hình thức tổ chức sản xuất); z_{in} là véc tơ các biến định lượng về đặc điểm sản xuất (gồm các biến: quy mô tàu, trình độ và kinh nghiệm thuyền trưởng); là véc tơ các tham số được ước lượng và là sai số ngẫu nhiên.

Trên cơ sở lược khảo các nghiên cứu của Tingley & cộng sự (2005), Thean & cộng sự (2011) và Ceyhan & Gene (2014) cũng như đặc điểm sản xuất của nghề lưới rê xa bờ ở Khánh Hòa, các biến độc lập của mô hình hồi quy Tobit nhằm phân tích các đặc điểm sản xuất đội tàu ảnh hưởng tới chỉ số TE nghề lưới rê xa bờ tỉnh Khánh Hòa được lựa chọn bao gồm: (i) Trình độ thuyền trưởng (Số năm đi học); (ii) Kinh nghiệm thuyền trưởng (Số năm làm nghề); (iii) Hình thức tổ chức sản xuất (Biến giả =1 Nếu tàu tham gia tổ đội = 0 Nếu hoạt động đơn lẻ); (iv) Khả năng tiếp cận tín dụng chính thức cho phí tổn chuyến biển (Biến giả = 1 Nếu hộ được vay nợ ngân hàng = 0 Nếu hộ không vay được nợ ngân hàng); (v) Quy mô tàu (Công suất tàu/Chiều dài tàu).

Trong tổng thể 222 tàu nghề lưới rê xa bờ của Khánh Hòa, 39 tàu được lựa chọn để khảo sát, chiếm tỉ lệ 18% tổng thể. Kế tiếp nghiên cứu của Long & cộng sự (2008) và Duy & cộng sự (2015), các đặc điểm kỹ thuật của tàu gồm chiều dài và công suất đã được sử dụng để kiểm định tính đại diện của mẫu cho tổng thể nghiên cứu. Kiểm định t -test đã được sử dụng để so sánh trung bình mẫu với trung bình của tổng thể. Kết quả cho thấy mẫu gồm 39 tàu được lựa chọn khảo sát đại diện tốt cho tổng thể nghiên cứu (Bảng 1).

Bảng 1: Kiểm định t -test cho tính đại diện của mẫu nghề lưới rê xa bờ tỉnh Khánh Hòa

Đặc điểm kỹ thuật	Mẫu			Trung bình tổng thể	t-test	P-value
	Trung bình	Độ lệch chuẩn				
Công suất tàu (CV)	39	337,36	145,42	344,00	0,285	0,777
Chiều dài tàu (m)	39	16,19	1,71	16	0483	0,708

3. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

3.1. Một số giá trị thống kê của các biến dùng trong phân tích

Trong nghiên cứu phân tích hiệu quả sản xuất nói chung, bước lựa chọn các biến đại diện cho các yếu tố đầu vào - đầu ra là bước quan trọng (Coelli & cộng sự, 2005). Bảng 2 sẽ tổng hợp các biến đầu vào, đầu ra, sử dụng trong một số nghiên cứu.

Bảng 2: Tổng hợp các biến đầu vào, đầu ra trong một số nghiên cứu

Tác giả	Đầu ra	Đầu vào
Pascoe & cộng sự (2001)	Sản lượng đánh bắt mỗi loài	- Chiều dài tàu - Chiều rộng tàu - Công suất máy - Số ngày lao động trên biển
Oliveira & cộng sự (2010)	Sản lượng đánh bắt cho mỗi loài	<i>Đầu vào cố định</i> - Công suất máy - Chiều dài tàu - Trọng tải tàu <i>Đầu vào biến đổi</i> - Số ngày trên biển
Thean & cộng sự (2011)	Sản lượng đánh bắt trong mỗi chuyến biển (kg)	- Số lượng thuyền viên - Số ngày đánh bắt - Số lít dầu - Trọng tải tàu - Công suất máy

Nguồn: Tác giả tổng hợp.

Tiếp nối các công trình nghiên cứu trên, trong nghiên cứu này tác giả lựa chọn mô hình DEA theo định hướng đầu vào với một biến đầu vào đại diện cho tài sản cố định đầu tư là công suất máy (CV) và hai biến đầu vào biến đổi là số lít dầu sử dụng (Fuel) đại diện cho số quãng đường di chuyển của con tàu trong năm và số ngày lao động trên biển trong năm đại diện cho nỗ lực đánh bắt trong năm (Labour - workingdays).

Bảng 3 cho thấy các tàu lưới rê xa bờ của Khánh Hòa có công suất bình quân đạt 343,61 CV, lớn nhất là 720 CV và nhỏ nhất là 90 CV, với độ lệch chuẩn là 141,98. Số ngày lao động trên biển trung bình: 2210,4 ngày, với độ lệch chuẩn: 730,24. Lượng dầu sử dụng trung bình: 35,34 nghìn lít, nhỏ nhất: 10,0 và lớn nhất là 67,5 nghìn lít. Sản lượng cá ngừ trung bình: 58,34 tấn, nhỏ nhất: 18 tấn, lớn nhất: 105 tấn. Sản lượng cá thu trung bình là 8,32 tấn, độ lệch chuẩn là 5,27 tấn.

Bảng 3: Giá trị thống kê biến đầu vào, đầu ra

STT	Biến số	Trung bình	Nhỏ nhất	Lớn nhất	Độ lệch chuẩn
I	Biến đầu vào cố định				
1.	Công suất máy tàu (CV)	343,61	90,0	720,0	141,98
II	Biến đầu vào biến đổi				
1.	Dầu (nghìn lít)	35,34	10	67,5	15,22
2.	Số ngày lao động trên biển (ngày)	2210,26	700,00	4320,00	730,24
III	Các biến đầu ra				
1.	Sản lượng cá ngừ sọc, vằn, chù, chám (tấn)	58,34	18,00	105,00	21,69
2.	Sản lượng cá thu (tấn)	8,32	0,00	30,00	5,27
3.	Sản lượng cá khác (tấn)	26,37	10,00	55,00	10,95

Nguồn: Tính toán từ số liệu điều tra.

Bảng 4: Thống kê mô tả các biến độc lập trong mô hình hồi quy tobit

Tên biến	Mean	Min	Max	Std.
Trình độ thuyền trưởng	8,44	4	12	1,97
Kinh nghiệm thuyền trưởng	23,26	6,00	40,00	0,16
Hình thức tổ chức sản xuất	0,54	0	1	0,51
Khả năng tiếp cận tín dụng chính thức	0,10	0	1	0,31

Nguồn: Tính toán từ số liệu điều tra.

Bảng 4 trình bày một số đặc trưng cơ bản của các nhân tố ảnh hưởng tới nghề lưới rê xa bờ như sau: Trình độ của thuyền trưởng là trung bình 8,44, lớn nhất là lớp 12 và nhỏ nhất là lớp 4. Kinh nghiệm thuyền trưởng bình quân đạt 23,26 năm, lớn nhất là 40 và nhỏ nhất là 6,0 năm. Số tàu có hình thức tổ chức sản xuất theo

tổ đội là 21 tàu (53,8%), hình thức đơn lẻ là 18 tàu (46,2%). Số chủ tàu được tiếp cận được tín dụng ngân hàng chính thức 4 tàu (chiếm 10,3%).

3.2. Kết quả phân tích TE tàu lưới rê xa bờ, tỉnh Khánh Hòa

Kết quả nghiên cứu TE được trình bày tại Bảng 5.

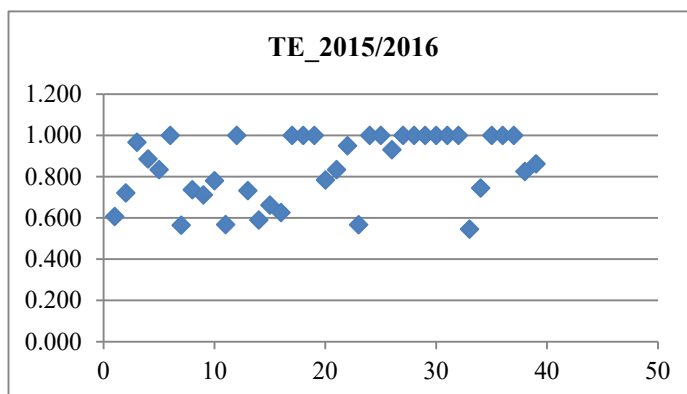
Bảng 5: Các chỉ tiêu TE tàu lưới rê xa bờ tỉnh Khánh Hòa

Chỉ tiêu	TE	
1. Trung bình	0,847	
2. Giá trị nhỏ nhất	0,546	
3. Giá trị lớn nhất	1,000	
4. Độ lệch chuẩn	0,164	
5. Phân nhóm hệ số hiệu quả	Số tàu	Tần số (%)
<0,5	0	0
0,5 - < 0,6	5	12,82
0,6 - < 0,7	3	7,69
0,7 - < 0,8	7	17,95
0,8 - < 0,9	5	12,82
0,9 - < 1	3	7,69
1,0	16	41,03

Nguồn: Tính toán từ số liệu điều tra.

Kết quả phân tích ở Bảng 5 cho thấy chỉ số TE của các tàu khai thác lưới rê xa bờ của tỉnh Khánh Hòa có giá trị trung bình là 0,847 và có giá trị nhỏ nhất là 0,546; giá trị lớn nhất là 1,00. Như vậy, nếu đầu ra giữ nguyên không đổi, bình quân các đầu vào sản xuất mùa vụ 2015/2016 (công suất máy, dầu và tổng số ngày lao động trên biển) có thể giảm xuống khoảng 15,3% nếu trình độ tay nghề của ngư phủ và việc tổ chức quản lý sản xuất đạt mức tốt nhất.

Hình 3: Đồ thị phân tán các chỉ số TE của các tàu lưới rê



Hình 3, cho thấy phần lớn các chỉ số hiệu quả TE mùa vụ 2015-2016 có 5 tàu (chiếm tỷ lệ 12,82%) có TE nhỏ hơn 0,6. TE nằm trong khoảng từ 0,7 đến 0,8 chiếm tỷ trọng cao (17,95%), tương ứng 7 tàu. Có 16 tàu (41,03%) đạt hiệu quả kỹ thuật.

3.3. Kết quả phân tích TE của nghề lưới rê xa bờ theo dải công suất

Bảng 6, cung cấp kết quả tính toán chỉ tiêu TE của đội tàu lưới rê xa bờ với hai nhóm công suất là từ 90 đến dưới 400 (CV); 400 (CV) trở lên mùa vụ 2015/2016. Đội tàu có công suất từ 90 đến dưới 400 CV có chỉ số TE trung bình 0,914 và độ lệch chuẩn là 0,122. Trong khi đó đội tàu có công suất lớn (Từ 400 CV trở lên) có chỉ số TE (trung bình 0,761 và độ lệch chuẩn là 0,173). Với mức ý nghĩa quan sát sig. kiểm định Mann-Whitney chỉ số TE theo hai dải công suất nhỏ hơn 0,05, chứng tỏ phương sai chỉ số TE theo hai dải công suất vụ 2015/2016 nghề lưới rê xa bờ có sự khác biệt. Như vậy, có sự khác biệt với độ tin cậy 95% về giá trị trung bình chỉ số TE nghề lưới rê xa bờ theo hai dải công suất vụ 2015/2016. Kết quả cho thấy, đội tàu lưới rê xa bờ mùa vụ 2015/2016 có trình độ kỹ thuật và quản lý vận hành đội tàu công suất nhỏ tốt hơn các đội tàu lớn.

Bảng 6: Kết quả tính toán chỉ tiêu TE theo dải công suất

Các chỉ tiêu	90- <400 CV	400 CV trở lên
N	22	17
Mean	0,914	0,761
Min	0,567	0,546
Max	1,000	1,000
Std.	0,122	0,173
Sig. Mann Withney	0,006	

Nguồn: Tính toán từ số liệu điều tra.

3.4. Phân tích các nhân tố ảnh hưởng tới hiệu quả kỹ thuật nghề lưới rê xa bờ tỉnh Khánh Hòa

Kết quả ở Bảng 7 cho thấy biến quy mô tàu có ảnh hưởng có ý nghĩa thống kê đến TE của các tàu lưới rê xa bờ ở mức ý nghĩa là 5%. Kết quả này cho thấy nếu quy mô tàu càng lớn thì sự phi hiệu quả trong sử dụng nguồn lực trong sản xuất càng lớn hay mức TE đạt được càng nhỏ. Kết quả này phản ánh đúng thực tế nội dung phân tích TE ở trên theo dải công suất, khi mà đội tàu trên 400CV có TE nhỏ hơn đội tàu có công suất dưới 400 CV. Kết quả này có thể giải thích bởi hai lí do: (i) Mặc dù nhà nước đầu tư đóng tàu công suất lớn nhưng phần lớn thuyền trưởng và thuyền viên trên biển chưa được tham gia tập huấn và đào tạo về điều khiển cũng như kỹ năng đánh bắt (Ánh Tuyết, 2016); (ii) tàu có công suất lớn được nhận trợ cấp dầu nhiều hơn, nên dẫn tới tình trạng sử dụng lãng phí nguồn lực này. Như vậy kết quả nghiên cứu khá tương đồng với kết quả nghiên cứu của Duy & cộng sự (2015); Long & cộng sự (2008), khi mà đầu tư vào tàu công suất lớn của thể kém hiệu quả.

Tiếp đến biến kinh nghiệm của thuyền trưởng có ảnh hưởng có ý nghĩa thống kê đến TE ở mức ý nghĩa 1%. Kết quả cho thấy, nếu kinh nghiệm của thuyền trưởng càng lâu năm thì TE càng được cải thiện. Lí do là thuyền trưởng có kinh nghiệm lâu năm sẽ có kỹ năng đánh bắt tốt. Có thể di chuyển và nhận biết những nơi có đàn cá lớn để đánh bắt. Kết quả nghiên cứu này tương đồng với kết quả nghiên cứu của Tingley & cộng sự (2005); Thean & cộng sự (2011).

Ngoài ra, Bảng 7 cho thấy biến hình thức tổ chức sản xuất có ảnh hưởng có ý nghĩa thống kê đến TE của các tàu lưới rê xa bờ ở mức ý nghĩa là 5% nếu hình thức tổ chức sản xuất theo tổ đội thì sẽ có mức TE đạt cao hơn so với hình thức đơn lẻ. Kết quả này có thể giải thích bởi dựa trên lí do: Tàu hoạt động theo tổ đội có khả năng hỗ trợ nhau trong hoạt động đánh bắt nên thường tiết kiệm nhiên liệu hơn (Đặng Thị Phương & Huỳnh Văn Điền, 2015).

Trình độ học vấn ảnh hưởng tiêu cực tới TE trong nghiên cứu này, mặc dù mức độ ảnh hưởng là không đủ ý nghĩa thống kê. Kết quả này có thể giải thích phần lớn trình độ của ngư dân là rất thấp chủ yếu học cấp 1 và cấp 2. Do đó, nghề lưới rê xa bờ chủ yếu dựa trên kinh nghiệm của ngư dân hơn là trình độ.

Cuối cùng, kết quả của nghiên cứu này cho thấy chỉ có 10,3% chủ tàu được tiếp cận được nguồn vốn chính thức và hiện tại yếu tố này dù có tác động tích cực đến TE nhưng chưa đủ ý nghĩa thống kê ở mức 10%. Có lẽ, chính sách tín dụng đối với nghề lưới rê xa bờ tại tỉnh Khánh Hòa cũng sẽ là vấn đề cần được quan tâm xem xét lại.

Bảng 7: Kết quả phân tích hồi quy tobit nghề lưới rê xa bờ

Tên Biến	Hệ số	P- Value
Hằng số	0,786231	0,0120
Quy mô tàu	-0,128432	0,0219**
Trình độ thuyền trưởng	-0,054130	0,5651
Kinh nghiệm thuyền trưởng	0,160571	0,0088***
Hình thức tổ chức sản xuất	0,096118	0,0205**
Khả năng tiếp cận tín dụng chính thức	0,020619	0,7695

* Mức ý nghĩa 10% ** Mức ý nghĩa 5%; *** Mức ý nghĩa 1%.

Nguồn: Tính toán từ số liệu điều tra.

4. Kết luận và kiến nghị

Kết quả phân tích chỉ số TE vụ sản xuất 2015/2016 cho nghề lưới rê xa bờ cho thấy có sự lãng phí 15,3% các nguồn lực đầu vào như công suất máy, dầu và số ngày lao động trên biển. Các đầu vào này đều có thể giảm sự lãng phí nếu trình độ tay nghề của ngư phủ và việc tổ chức quản lý sản xuất đạt mức tốt nhất. Ngoài ra TE vụ 2015/2016 không có cải thiện nhiều so với vụ 2011/2012 (Trương Bá Thanh & cộng sự, 2016). Do đó, chính sách đào tạo nguồn nhân lực nghề lưới rê cần xem xét lại. Để cải thiện chỉ số TE cần tập trung đào tạo nguồn nhân lực nghề lưới rê có tay nghề cao. Hoạch định chính sách nên tập trung vào việc tăng cường tiếp cận của ngư dân với các dịch vụ công, ví dụ như chương trình đào tạo dịch vụ khuyến nông. Kết quả phân tích chỉ số TE theo dải công suất cho thấy nhóm tàu có công suất từ 90CV - 400CV có chỉ số TE cao hơn nhóm tàu có công suất lớn từ 400CV trở lên. Kết quả này hàm ý rằng ngư dân Khánh Hòa hiện tại có trình độ kỹ thuật và quản lý vận hành đội tàu lưới rê nhỏ tốt hơn các đội tàu lưới rê lớn. Do đó, các chính sách hỗ trợ của nhà nước không chỉ tập trung vào các đội tàu có công suất lớn. Kết quả này một lần nữa, cũng có thêm các kết luận trong các nghiên cứu của Long & cộng sự (2008), Duy & cộng sự (2015).

Kết quả phân tích các nhân tố đặc điểm sản xuất của đội tàu ảnh hưởng tới chỉ số TE dựa trên mô hình hồi quy tobit cho thấy quy mô của tàu càng lớn thì sự phi hiệu quả trong sử dụng nguồn lực sản xuất càng lớn hay mức TE đạt được càng nhỏ. Kết quả này ủng hộ nhận định của các nghiên cứu Duy & cộng sự (2015), Long & cộng sự (2008), đó là việc đầu tư vào tàu công suất lớn trong nghề cá xa bờ ở Khánh Hòa có thể dẫn đến sự phi hiệu quả. Như vậy, các chính sách nghề lưới rê xa bờ đã và đang triển khai, chúng ta có thể rơi vào trình trạng tài sản đầu tư lớn, hiện đại nhưng người quản lý và vận hành lại thiếu năng lực nên có thể sẽ ảnh hưởng xấu tới hiệu quả sản xuất.

Biến hình thức tổ chức sản xuất có ảnh hưởng có ý nghĩa thống kê đến TE của các tàu nghề rê xa bờ. Nghĩa là, nếu tàu có tham gia tổ đội sản xuất trên biển thì sẽ có mức TE đạt cao hơn so với tàu hoạt động đơn lẻ. Kết quả này cho thấy vai trò quan trọng của việc liên kết sản xuất trên biển, đặc biệt tại các vùng biển xa bờ trong nghề cá. Mô hình khai thác liên kết có nhiều ưu điểm như sự chia sẻ thông tin về ngư trường, luồng di cư của cá, hỗ trợ giúp đỡ nhau khi thời tiết không thuận lợi và giảm chi phí vận chuyển. Mức độ ảnh hưởng của các biến còn lại như trình độ thuyền trưởng và khả năng tiếp cận tín dụng chính thức cho chi phí chuyên biển đến đều không có ý nghĩa thống kê. Kết quả nghiên cứu này tương đồng với nghiên cứu của Sharma & Leung (1999). Kết quả này cho thấy nghề lưới rê xa bờ hiện chủ yếu dựa vào kinh nghiệm chứ không phải trình độ học vấn. Ngoài ra, chính sách tín dụng phục vụ vận hành sản xuất đối với nghề lưới rê xa bờ tại tỉnh Khánh Hòa cũng cần được xem xét lại.

Tài liệu tham khảo:

- Alvarez, A. (2001), 'Some issues on the estimation of technical efficiency in fisheries', *Efficiency Series Papers 2001/02*, University of Oviedo, Department of Economics, Oviedo Efficiency Group (OEG).
- Ánh Tuyết (2016), *Nâng cao hiệu quả đóng mới tàu khai thác xa bờ*, truy cập ngày 11 tháng 04 năm 2018, từ <<http://www.nhandan.com.vn/kinhte/item/29010702-nang-cao-hieu-qua-dong-moi-tau-khai-thac-xa-bo.html>>.
- Bogetoft, P. & Otto, L. (2010), *Benchmarking with DEA, SFA, and R*, New York: Springer Science & Business Media.
- Ceyhan, V. & Gene, H. (2014), 'Productive efficiency of commercial fishing: Evidence from the Samsun province of Black Sea, Turkey', *Turkish Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, 14, 309-320.
- Coelli, T.J., Rao, D.S.P., O'Donnell, C.J. & Battese, G.E. (2005), *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Kluwer Academic Publishers, Plymouth, Massachusetts, USA.
- Debreu, G. (1951), 'The coefficient of resource utilization', *Econometrica*, 19(3), 273-292.
- Duy, N.N., Long, L.K. & Flaaten, O. (2015), 'Government support and profitability effects - Vietnamese offshore fisheries', *Marine Policy*, 61, 77-86.
- Đặng Thị Phương & Huỳnh Văn Điền (2015), 'Hiệu quả khai thác của nghề lưới kéo đơn xa bờ (>90CV) với mô hình liên kết ở Đồng Bằng Sông Cửa Long', *Tạp chí khoa học trường đại học Cần Thơ*, 40, 24-31.

-
- Esmaili, A. & Omrani, M. (2007), 'Efficiency analysis of fishery in hamoon lake: Using DEA approach', *Journal of Applied Sciences*, 7(19), 2856-2860.
- Farrell, M.J. (1957), 'The measurement of productivity efficiency', *Journal of Royal Statistical Society Series*, 120(3), 253-281.
- Greboval, D. (1999), *Quản lý năng lực khai thác nghề cá: Các bài viết chọn lọc về quan điểm và các vấn đề then chốt*, Lê Kim Long, Nguyễn Phong Hải & Nguyễn Tiến Thơm (dịch), Nhà xuất bản nông nghiệp, thành phố Hồ Chí Minh.
- Koopmans, T.C. (1951), 'Analysis of production as an efficient combination of activities', in *Activity Analysis of Production and Allocation*, Cowles Commission for Research in Economics, Monograph, Koopmans, T.C. (Ed.), Wiley, 33-97.
- Kumbhakar, S.C., Wang, H. & Horncastle, A.P. (2015), *A practitioner's guide to stochastic frontier analysis using Stata*, Cambridge University Press.
- Lê Kim Long (2017), *Hiệu quả sản xuất trong nuôi trồng thủy sản: nghiên cứu trường hợp nghề nuôi tôm thẻ chân trắng thâm canh tại Ninh Thuận*, Hà Nội: Nhà xuất bản Nông Nghiệp.
- Long, L.K., Flaaten, O. & Anh, N.T.K. (2008), 'Economic performance of an open-access fisheries – the case of Viet Nameese longline fishery in the South China Sea', *Marine Resource Economics*, 93, 296-304.
- Pascoe, S., Coglan, L. & Mardle, S. (2001), 'Physical versus harvest-based measures of capacity: the case of the United Kingdom vessel capacity unit system', *Journal of Marine Science*, 58, 1243-1252.
- Oliveira, M.M., Camanho, A.S. & Gaspar, M.B. (2010), 'Technical and economic efficiency analysis of the Portuguese artisanal dredge fleet', *ICES Journal of Marine science*, 67, 1811-1821.
- Sharma, K.R. & Leung, P. (1999), 'Technical efficiency of the longlinefishery in Hawaii: an application of a stochastic production frontier', *Marine Resource Economics*, 13, 259-274.
- Thean, L.G, Latif, I.A. & Hussein, M.D.A. (2011), 'Technical efficiency analysis for Pennang trawl fishery Malaysia: Applying DEA approach', *Australian Journal of Basic and Applied Sciences*, 5(12), 1518-1523.
- Tigley, D., Pascoe, S. & Coglan, L. (2005), 'Factor affecting technical efficiency in fisheries: stochastic production frontier versus data envelopment analysis approaches', *Fisheries Research*, 73, 363-376.
- Trương Bá Thanh, Lê Kim Long & Nguyễn Đăng Đức (2016), 'Áp dụng mô hình DEA điều chỉnh trong phân tích hiệu quả sản xuất: Nghiên cứu trường hợp nghề lưới rê xa bờ - tỉnh Khánh Hòa', *Kỹ yếu Hội thảo Khoa học quốc gia Thống kê và Tin học ứng dụng*, Đại học Đà Nẵng, 401-413.
- Varian, H.R. & Repcheck, J. (2010), *Intermediate microeconomics: a modern approach*, New York, NY: WW Norton & Company.

ẢNH HƯỞNG CỦA TRÁCH NHIỆM XÃ HỘI DOANH NGHIỆP ĐẾN Ý ĐỊNH NGHỈ VIỆC CỦA NHÂN VIÊN GEN Z: VAI TRÒ TRUNG GIAN CỦA QUẢN TRỊ NHÂN LỰC XANH

Đỗ Vũ Phương Anh

Trường Đại học Kinh tế - Đại học Quốc gia Hà Nội

Email: dyphuonganh@vnu.edu.vn

Hoàng Thị Huệ

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: hoanghue@neu.edu.vn

Đỗ Phương Linh

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: 11213110@st.neu.edu.vn

Ngô Thị Hồng Minh

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: 11213842@st.neu.edu.vn

Đặng Trần Châu Giang

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: 11211729@st.neu.edu.vn

Đỗ Phương Thanh

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: 11225763@st.neu.edu.vn

Mã bài báo: JED-1670

Ngày nhận: 15/03/2024

Ngày nhận bản sửa: 23/04/2024

Ngày duyệt đăng: 13/05/2024

Mã DOI: 10.33301/JED.V1.1670

Tóm tắt:

Bài viết tập trung nghiên cứu mối quan hệ giữa trách nhiệm xã hội doanh nghiệp và ý định nghỉ việc của nhân viên gen Z tại Việt Nam, với vai trò trung gian của quản trị nhân lực xanh. Dựa trên dữ liệu thu thập được qua khảo sát trực tuyến 294 nhân viên gen Z từ nhiều doanh nghiệp khác nhau, kết quả phân tích mô hình cấu trúc tuyến tính (SEM) cho thấy trách nhiệm xã hội tác động trực tiếp, ngược chiều đến ý định nghỉ việc. Ngoài ra, vai trò trung gian của quản trị nhân lực xanh trong mối quan hệ trên cũng được khẳng định. Từ đó, bài viết đề xuất một số hàm ý cho các tổ chức nhằm giảm thiểu ý định nghỉ việc của nhân viên gen Z thông qua việc tăng cường tham gia các hoạt động xã hội, môi trường trong quá trình kinh doanh, tổ chức các buổi huấn luyện nâng cao ý thức cộng đồng trong nội bộ doanh nghiệp cũng như nhấn mạnh vào yếu tố xanh trong quản trị nhân lực.

Từ khóa: Trách nhiệm xã hội doanh nghiệp, gen Z, quản trị nhân lực xanh, ý định nghỉ việc.

Mã JEL: M12, M14.

The impact of corporate social responsibility on Gen z's turnover intention: The mediating role of green human resources management

Abstract:

This study aims to examine the relationship between corporate social responsibility and turnover intention of generation Z employees in Vietnam, with the mediating role of green human resources management. Based on data collected through an online survey of 294 gen Z employees from various firms, the results of structural equation modeling indicate that corporate social responsibility has a direct and negative influence on turnover intention. In addition, the mediating effect of green human resources management in this relationship is confirmed. Based on the findings, the research proposes some implications that organizations can lessen the likelihood that gen Z workers will leave by integrating social, environmental activities into firms' operations, planning training sessions to raise employee awareness of community issues, and placing a strong emphasis on green practices in human resources management.

Keywords: Corporate social responsibility, gen Z, green human resources management, turnover intention.

JEL codes: M12, M14.

1. Giới thiệu

Theo khảo sát thị trường lao động Việt Nam năm 2022, 67,9% doanh nghiệp ghi nhận tỷ lệ nghỉ việc trên 5%, trong đó 7,3% có tỷ lệ nghỉ việc cao hơn 30% (Nguyễn Hồng, 2023). Tình trạng này đáng quan ngại vì ảnh hưởng đến chi phí tuyển dụng, đào tạo và hòa nhập nhân viên mới (Allen & cộng sự, 2010). Ngoài ra, còn có các chi phí ẩn như mất năng suất, an toàn lao động và tinh thần làm việc (O'Connell & Kung, 2007). Vì vậy, nghiên cứu về ý định nghỉ việc là cần thiết để đưa ra biện pháp giữ chân nhân viên. Đặc biệt, trong bối cảnh thế hệ Z/gen Z (những người sinh từ năm 1997 đến 2012) đang chiếm tỷ trọng ngày càng lớn trong lực lượng lao động (dự báo đến năm 2025, gen Z chiếm khoảng một phần ba lực lượng trong độ tuổi lao động tại Việt Nam (PwC, 2021)) thì việc duy trì nhân viên thế hệ này càng trở nên phức tạp. Đối với gen Z, việc công ty thể hiện cam kết xã hội và môi trường không chỉ là yếu tố quan trọng trong việc giữ chân họ, mà còn ảnh hưởng đến sự hài lòng và cam kết của họ đối với tổ chức (Huỳnh Thị Minh Châu & Nguyễn Ngọc Long, 2023). Họ có nhận thức rõ về ảnh hưởng của những vấn đề môi trường đến cuộc sống hiện tại, thế hệ tương lai, và là tiền đề cho một thế giới bền vững hơn (Nadeem, 2023). Do đó, việc thực hiện các hoạt động quản trị nhân lực xanh (GHRM) và trách nhiệm xã hội doanh nghiệp (CSR) có thể giúp tạo ra môi trường làm việc xanh, thúc đẩy sự phát triển cá nhân, tạo sự kết nối giữa giá trị cá nhân của nhân viên với mục tiêu của công ty, từ đó giữ nhân tài ở lại tổ chức lâu hơn.

Mặc dù có nhiều nghiên cứu về tác động của CSR hoặc GHRM đối với ý định nghỉ việc, nhưng những nghiên cứu về ảnh hưởng kết hợp của cả hai yếu tố này đối với ý định nghỉ việc, đặc biệt với đối tượng gen Z ở Việt Nam còn hạn chế. Do đó, mục tiêu của bài viết này là xem xét mối quan hệ giữa CSR và GHRM với ý định nghỉ việc của nhân viên gen Z, từ đó đề xuất một số biện pháp nhằm giữ chân nhân viên. Bài viết gồm 5 phần, sau phần giới thiệu, phần 2 trình bày cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu. Phần 3 trình bày phương pháp nghiên cứu. Phần 4 phân tích kết quả nghiên cứu và thảo luận. Cuối cùng, phần 5 đưa ra kết luận và hàm ý quản trị.

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu

2.1. Ảnh hưởng của CSR đến ý định nghỉ việc của nhân viên gen Z

CSR là một chủ đề được các học giả nghiên cứu trong nhiều năm qua, tuy nhiên vẫn chưa có một định nghĩa thống nhất cho vấn đề này. Qua tổng hợp 37 định nghĩa CSR từ nhiều nguồn khác nhau, Dahlsrud (2006) kết luận CSR gồm các vấn đề liên quan đến xã hội, môi trường, kinh tế, sự tự nguyện và các bên liên quan của doanh nghiệp. CSR cũng được biểu hiện qua sự tôn trọng với nhân viên, môi trường, quy định pháp luật và xã hội (Freitas & cộng sự, 2020).

Ý định nghỉ việc đề cập đến việc nhân viên muốn rời bỏ công việc hiện tại trong tương lai gần sau khi đã cân nhắc kỹ lưỡng (Mobley & cộng sự, 1978). Nhiều nghiên cứu đã chỉ ra CSR đóng vai trò quan trọng trong việc giảm thiểu ý định nghỉ việc (Nguyễn Hữu Khôi, 2020) vì một số nhân viên thích làm việc cho các doanh nghiệp có trách nhiệm với xã hội (Bhattacharya & cộng sự, 2008). Với đối tượng gen Z, họ dành nhiều sự quan tâm cho các vấn đề xã hội, môi trường, kinh tế,... (Deloitte, 2021), do đó nhân viên nhóm này cũng quan tâm đến việc công ty của mình có tham gia vào các hoạt động CSR hay không (Bieleń & Kubiczek, 2020). Ngoài ra, gen Z là thế hệ coi trọng sự cân bằng giữa cuộc sống và công việc (Deloitte, 2023) và đảm bảo sự cân bằng này cũng là một phần trong chính sách CSR (Mazur-Wierzbicka, 2015). Theo khảo sát của Deloitte (2023), 46% gen Z cho biết họ cảm thấy căng thẳng trong hầu hết thời gian làm việc với một trong những nguyên nhân được chỉ ra là khối lượng công việc lớn dẫn đến sự mất cân bằng giữa cuộc sống và công việc. Trong khi đó, nghiên cứu của Bhattacharya & cộng sự (2008) đã chỉ ra việc các công ty áp dụng các chính sách CSR sẽ giúp nhân viên giảm căng thẳng qua việc đảm bảo sự hài hòa giữa công việc và cuộc sống. Vì vậy, bằng cách đáp ứng nhu cầu của nhân viên gen Z thông qua chính sách CSR, các công ty có thể thắt chặt mối quan hệ và hạn chế ý định nghỉ việc của họ (Deloitte, 2023; Nguyễn Văn Hà & Vương Thị Trang, 2022). Từ những nhận định trên, nhóm tác giả đặt ra giả thuyết:

H1: CSR ảnh hưởng ngược chiều đến ý định nghỉ việc của nhân viên gen Z.

2.2. Ảnh hưởng của GHRM đến ý định nghỉ việc của nhân viên gen Z

GHRM là một hình thức quản trị nhân sự trong đó các hoạt động nhân sự được thực hiện một cách thân thiện với môi trường, bao gồm việc tuyển dụng nhân viên có ý thức và kiến thức về môi trường, đào tạo xanh để phát triển kỹ năng và kiến thức về môi trường cho nhân viên, đánh giá hiệu suất dựa trên các tiêu

chuẩn xanh, đồng thời cung cấp phần thưởng dựa trên việc thực hiện thành công các mục tiêu xanh mà tổ chức đặt ra (Islam & cộng sự, 2023).

Cụ thể, tuyển dụng xanh tập trung vào việc chọn lựa ứng viên cam kết với việc bảo vệ môi trường. Nhân viên được tuyển dụng qua quy trình này thường cảm thấy giá trị cá nhân phù hợp với sứ mệnh của tổ chức, từ đó tạo ra sự hài lòng trong công việc và giảm ý định nghỉ việc (Renwick & cộng sự, 2012). Bên cạnh đó, đào tạo xanh giúp nhân viên phát triển kiến thức và kỹ năng liên quan đến bền vững môi trường. Khi được đào tạo về các thực hành thân thiện với môi trường, nhân viên thường có sự cam kết cao hơn với mục tiêu bền vững của tổ chức, giảm ý định nghỉ việc (Paillé & cộng sự, 2013). Nghiên cứu của Bhattacharya & cộng sự (2008) cũng chỉ ra khi nhân viên cảm nhận thấy đóng góp của họ về môi trường được ghi nhận và được đánh giá cao bởi tổ chức thì sự gắn kết của họ tăng lên và ý định nghỉ việc giảm đi.

Với nhân viên gen Z, việc thực hiện các hoạt động GHRM cũng có mối quan hệ ngược chiều với ý định nghỉ việc. Gen Z thường quan tâm đến bảo vệ môi trường và tính bền vững, thích làm việc trong môi trường linh hoạt, sáng tạo, đa nhiệm và có kỹ năng công nghệ tốt. Các hoạt động GHRM cho nhân viên gen Z những cam kết về môi trường xanh, thúc đẩy sự sáng tạo và phát triển cá nhân, giúp họ cảm thấy hài lòng và không muốn nghỉ việc, khai thác được tốt những kỹ năng công nghệ của họ (Hoxhaj & cộng sự, 2023; Sengupta & Yajman, 2023). Việc các tổ chức áp dụng GHRM cũng là thể hiện cam kết đối với sự bền vững của môi trường, đồng thời tạo ra nơi làm việc phù hợp với giá trị của nhân viên, xây dựng sự gắn kết, lòng trung thành của nhân viên với tổ chức và sự hài lòng của họ với công việc, từ đó làm giảm khả năng họ tìm kiếm cơ hội việc làm khác (Paillé & cộng sự, 2013; Renwick & cộng sự, 2012; Nguyễn Thị Tú Quyên, 2022). Qua đó, nhóm tác giả đặt ra giả thuyết:

H2: GHRM ảnh hưởng ngược chiều đến ý định nghỉ việc của nhân viên gen Z.

2.3. Ảnh hưởng của CSR đến GHRM

Các nghiên cứu trước đã chứng minh ảnh hưởng của CSR đến hoạt động quản trị nhân lực (HRM), cụ thể các chính sách CSR là điểm thu hút các ứng viên tiềm năng trong quá trình tuyển dụng, là cơ sở để đánh giá các chính sách quản lý nhân sự có tính xã hội,... (Voegtlin & Greenwood, 2016). Tuy nhiên, các chính sách nhân sự hiện nay thường hướng đến sự phát triển bền vững và thân thiện với môi trường (Sheopuri & Sheopuri, 2015). Nói cách khác, nhiều công ty sẽ áp dụng GHRM thay vì HRM trong hoạt động của mình. Do đó, một số nghiên cứu đã xem xét và chỉ ra mối quan hệ chặt chẽ giữa CSR và GHRM. Cụ thể, Úbeda-García & cộng sự (2021) cho rằng CSR là cơ sở để triển khai các chính sách GHRM trong doanh nghiệp. Ngoài ra, CSR cũng có ảnh hưởng đáng kể đến việc các công ty áp dụng giải pháp đổi mới xanh vì họ chịu áp lực từ trách nhiệm với các bên liên quan trong xã hội (Zhou & cộng sự, 2023). Từ những nhận định trên, nhóm tác giả đưa ra giả thuyết:

H3: CSR ảnh hưởng cùng chiều đến GHRM.

2.4. Vai trò trung gian của GHRM

Một số nghiên cứu nêu trên đã chỉ ra CSR và GHRM ảnh hưởng ngược chiều đến ý định nghỉ việc của nhân viên gen Z, đồng thời CSR lại tác động cùng chiều đến GHRM. Bên cạnh đó, số lượng nghiên cứu xem xét vai trò trung gian của GHRM giữa CSR và ý định nghỉ việc của nhân viên gen Z còn hạn chế, do đó nhóm tác giả kỳ vọng tồn tại vai trò trung gian của GHRM và đặt ra giả thuyết:

H4: GHRM có vai trò trung gian đến mối quan hệ giữa CSR và ý định nghỉ việc của nhân viên gen Z.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Thang đo nghiên cứu

Từ các giả thuyết trên, nhóm tác giả đề xuất mô hình nghiên cứu như Hình 1. Trong đó, CSR là biến độc lập, GHRM là biến trung gian. Biến phụ thuộc là ý định nghỉ việc và biến kiểm soát gồm có giới tính, năm sinh, trình độ học vấn gần nhất, ngành học gần nhất, quy mô công ty hiện tại, kinh nghiệm làm việc tại công ty hiện tại. Thang đo được kế thừa và điều chỉnh dựa trên những nghiên cứu trước đó. Cụ thể, thang đo CSR được lựa chọn từ nghiên cứu của Mohr & Webb (2005) và Yadav & cộng sự (2018) gồm 6 chỉ báo; 13 chỉ báo của thang đo GHRM đến từ nghiên cứu của Tang & cộng sự (2017); 5 chỉ báo của thang đo “Ý định nghỉ việc” đến từ nghiên cứu của Lee & cộng sự (2012) và Khanin & cộng sự (2012). Các thang đo này được lựa chọn vì chúng có tính ứng dụng cao, được sử dụng rộng rãi tại nhiều nhóm tuổi (trong đó có nhóm

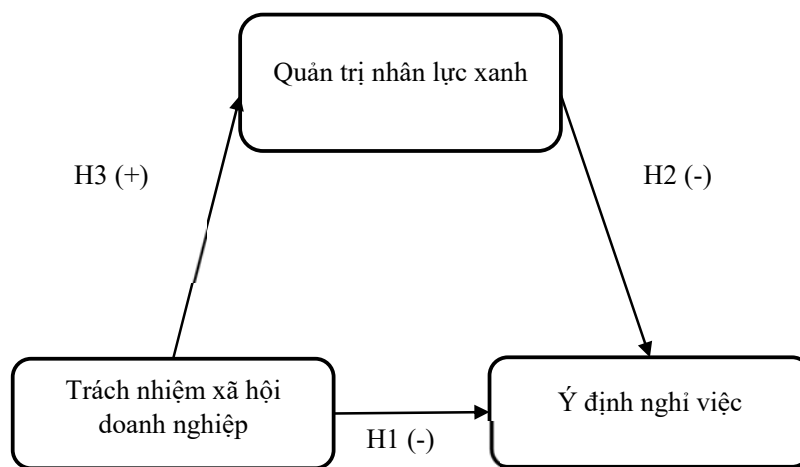
tuổi thuộc gen Z) và các ngành nghề khác nhau tại bối cảnh các nước đang phát triển (ví dụ: Wang & cộng sự, 2023; Javed & cộng sự, 2024).

Thang đo sơ bộ được lấy nguyên bản từ các nghiên cứu nước ngoài. Do đó, để phù hợp với đối tượng nghiên cứu, nhóm tác giả đã tiến hành thảo luận, dịch thang đo từ tiếng Anh sang tiếng Việt. Đồng thời, bản dịch đã được các học giả song ngữ kiểm chứng độ chính xác về ngôn ngữ và ý nghĩa. Bảng khảo sát xây dựng dựa trên thang đo Likert 5 mức độ, từ 1 - Hoàn toàn không đồng ý đến 5 - Hoàn toàn đồng ý.

3.2. Thu thập dữ liệu

Nghiên cứu được thực hiện thông qua khảo sát Google Forms và được gửi đến nhóm đối tượng trong khoảng độ tuổi từ 18-27 tuổi đang sinh sống và học tập hầu hết tại miền Bắc. Do mục đích điều tra của hai biến CSR và GHRM dẫn đến ý định nghỉ việc, nên nhóm đối tượng chỉ thực hiện điều tra nhóm đối tượng đang đi làm tại thời điểm thực hiện khảo sát. Đề lọc đối tượng khảo sát phù hợp, trong câu hỏi “Kinh nghiệm

Hình 1: Mô hình nghiên cứu đề xuất



Nguồn: Đề xuất của nhóm tác giả.

làm việc tại công ty hiện tại của anh/chị” có các đáp án về mốc thời gian đi làm và “hiện tại chưa đi làm” được đưa ra để hướng đến nhóm đối tượng phù hợp với mục đích của nghiên cứu. Theo Höck & Ringle (2006), kích thước mẫu thu thập được tối thiểu gấp 5 lần tổng số biến quan sát ($N=5*m$), do vậy số mẫu tối thiểu cần cho nghiên cứu này là 120 mẫu. Nhóm tác giả thu được 294 phiếu hợp lệ và đưa vào sử dụng.

3.3. Xử lý dữ liệu

Nhóm tác giả sử dụng phần mềm SPSS24 để thực hiện thống kê tần số và sử dụng phần mềm Smart PLS nhằm kiểm tra độ tin cậy, tính phân biệt, tính hội tụ, đa cộng tuyến và kiểm định kết quả. Nghiên cứu sử dụng mô hình SEM để kiểm định mô hình đo lường và giả thiết nghiên cứu.

4. Kết quả nghiên cứu và Thảo luận

4.1. Thống kê mô tả

Trong 294 phiếu khảo sát hợp lệ, nhân viên nữ chiếm tỷ lệ 77,6%; nhóm tuổi chiếm tỷ lệ lớn là từ 18 - 20 tuổi, chiếm 66,3 %; trình độ đại học trở lên chiếm 90,5%; ngành học Kinh tế chiếm tỉ lệ lớn nhất 43,9%. Cụ thể về kết quả thống kê được thể hiện trong Bảng 1.

4.2. Đánh giá mô hình đo lường

4.2.1. Giá trị hội tụ

Hair & cộng sự (2017) khuyến nghị hệ số tải để biến quan sát có ý nghĩa tốt là từ 0,7 trở lên. Kết quả phân tích dữ liệu cho thấy hệ số tải của các chỉ báo đều lớn hơn 0,7. Chi tiết kết quả được đề cập tại Bảng 1.

4.2.2. Đo lường độ tin cậy Cronbach's alpha, giá trị hội tụ AVE

Độ tin cậy của thang đo được kiểm định thông qua giá trị Cronbach's Alpha. Theo Hair & cộng sự

(2006), hệ số Cronbach's Alpha nằm trong ngưỡng từ 0,8-0,95 là tốt. Các thang đo nghiên cứu đều có hệ số Cronbach's Alpha > 0,9 do vậy các thang đo sử dụng để đo lường các biến nghiên cứu đều đạt yêu cầu về độ tin cậy.

Việc đánh giá tính hội tụ của các biến tiềm ẩn dựa trên giá trị AVE (Average variance extracted). Theo Hair & cộng sự (2017), hệ số tải được khuyến nghị để biến quan sát có ý nghĩa tốt là từ 0,7 trở lên. Dữ liệu sau khi được xử lý đã cho ra kết quả kiểm định với các thang đo có độ tin cậy tốt khi hệ số độ tin cậy tổng hợp Composite reliability (rho_c) đều lớn hơn 0,7. Cụ thể Composite reliability (rho_c) nằm trong khoảng từ 0,9 đến 0,96. Ngoài ra, độ tin cậy tổng hợp (CR) nằm trong khoảng từ 0,87 đến 0,96 vượt ngưỡng 0,9 và giá trị phương sai trung bình (AVE) nằm trong khoảng từ 0,6 đến 0,7 vượt ngưỡng 0,5. Các kết quả trên khẳng định thang đo các yếu tố trong mô hình nghiên cứu có độ tin cậy cao và đạt giá trị hội tụ (Hair & cộng sự, 2019). Bảng 2 sẽ cung cấp chi tiết hơn về các thông tin để khẳng định tính tin cậy của thang đo.

4.2.3. Giá trị phân biệt

Theo Henseler & cộng sự (2015), nếu chỉ số tương quan Heterotrait-Monotrait (HTMT) của một cặp nhân tố lớn hơn 0,9, tính phân biệt của nhân tố bị vi phạm. Nếu chỉ số HTMT dưới 0,85 tính phân biệt được đảm bảo tốt. Như vậy khoảng từ 0,85 đến 0,9 sẽ là ngưỡng chấp nhận được. Chỉ số HTMT của các biến nghiên cứu giao động 0,33 đến 0,7, đều thấp hơn 0,85, chứng tỏ tính phân biệt được đảm bảo (Bảng 3).

Các biến quan sát của nghiên cứu đều có VIF < 5, chứng tỏ các giá trị này đều đạt yêu cầu, không xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến và mức độ giải thích của các biến độc lập đối với biến phụ thuộc đều đạt độ tin cậy (Hair & cộng sự, 2011), chi tiết kết quả tại Bảng 1. Tuy nhiên, do biến GT1 đã bị vi phạm do hệ số VIF = 0,58 nên đã bị loại bỏ ra khỏi nghiên cứu.

4.3. Kiểm định mô hình cấu trúc

Việc phân tích Bootstrap với mẫu 1000 được thực hiện khi đánh giá các mối quan hệ tác động và kiểm định được đánh giá ở mức ý nghĩa 5%.

R² biểu thị cho mức độ giải thích của các biến độc lập lên một biến phụ thuộc trong mô hình. Kết quả phân tích cũng chỉ ra R² hiệu chỉnh có kết quả lần lượt là 0,413 và 0,12, cho thấy biến CSR giải thích được 41,3% và 12% sự biến thiên của hai biến độc lập là GHRM và TI. Hệ số các đường dẫn trong mối quan hệ trực tiếp của biến độc lập đến biến phụ thuộc như sau: CSR có tác động tới TI với hệ số -0,172 (p=0,020); GHRM có tác động tới TI với hệ số -0,208 (p=0,004); CSR có tác động tới GHRM với hệ số 0,643 (p=0,000). Đối với mối quan hệ giữa CSR và TI với GHRM có vai trò là trung gian, hệ số bằng -0,134 (p=0,004). Mức tác động (f²) của các khái niệm trong mô hình như sau: f² - CSR -> TI = 0,02; f² GHRM -> TI = 0,0; f² CSR-> GHRM = 0,704. Như vậy, với 0,02 < f² < 0,15, CSR và GHRM có tác động nhỏ lên TI; f² > 0,35, AL có tác động lớn lên GHRM (Cohen, 1998). Với kết quả này, cả 4 giả thuyết H1, H2, H3 và H4 được chấp thuận.

4.4. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Thứ nhất, kết quả nghiên cứu cho thấy CSR ảnh hưởng trực tiếp, ngược chiều đến ý định nghỉ việc. Điều này có thể được giải thích do các doanh nghiệp có CSR cao thường quan tâm đến vấn đề môi trường và bền vững, phát triển và chăm sóc nhân viên, tạo ra sự kết nối với nhân viên, đồng thời các doanh nghiệp này cũng minh bạch và trung thực về việc hoạt động của mình nên dễ dàng tạo ra lòng tin. Những sáng kiến CSR (như cân bằng giữa cuộc sống và công việc, sự tham gia công việc,...) thỏa mãn nhu cầu của nhân viên, từ đó dẫn đến sự hài lòng và thái độ tích cực trong công việc (Bhattacharya & cộng sự, 2008) và giảm ý định nghỉ việc. Kết quả này cũng tương đồng với nghiên cứu của Nguyễn Hữu Khôi (2020) hay Nguyễn Văn Hà & Vương Thị Trang (2022). Qua đó, chứng minh tiềm năng và giá trị từ chính sách CSR với các doanh nghiệp trong vấn đề hạn chế ý định nghỉ việc của nhân viên gen Z.

Thứ hai, ảnh hưởng ngược chiều của GHRM đến ý định nghỉ việc cũng được chứng minh. Nhân viên thuộc gen Z thường có xu hướng tìm kiếm mục tiêu và ý nghĩa trong công việc của mình. Khi doanh nghiệp thực hiện các hoạt động GHRM, như tăng cường chăm sóc môi trường, hỗ trợ và động viên nhân viên, tạo ra các sản phẩm hoặc dịch vụ có ích cho môi trường, nhân viên sẽ cảm thấy tự hào, hài lòng và gắn kết mạnh mẽ hơn với mục tiêu của tổ chức. Kết quả này cũng tương đồng với một số nghiên cứu như Sengupta & Yajman (2023), Hoxhaj & cộng sự (2023), Renwick & cộng sự (2012) hay Paillé & cộng sự (2013). Bên cạnh đó, GHRM còn tạo ra môi trường làm việc xanh và bền vững khiến cho nhân viên cảm thấy mình đang góp phần bảo vệ môi trường và có động lực để gắn bó hơn với công việc. Nhờ vào đó, công ty sẽ thu hút

được nhiều ứng viên tài năng.

Thứ ba, nghiên cứu này chỉ ra CSR có ảnh hưởng cùng chiều đến GHRM, kết quả này tương đồng với nghiên cứu của Úbeda-García & cộng sự (2021). CSR và GHRM đều hướng đến mục tiêu phát triển bền

Bảng 1: Thống kê đối tượng khảo sát

	Nhóm	Số lượng (người)	Tỷ lệ (%)
Giới tính	Nam	66	22,4
	Nữ	228	77,6
Năm sinh	2003 - 2005	195	66,3
	1997 - 2002	99	33,7
Trình độ học vấn gần nhất	Sau đại học	18	6,1
	Đại học	266	90,5
	Cao đẳng	4	1,4
	Trung cấp	5	1,7
	Dưới trung cấp	1	0,3
Ngành học gần nhất	Kinh tế	129	43,9
	Quản lý/ Quản trị	97	33
	Kỹ thuật	15	5,1
	Luật	10	3,4
	Khác (Kế toán, ngôn ngữ, tài chính, truyền thông, văn hóa, nghệ thuật,...)	53	14,6
Quy mô công ty hiện tại	Nhỏ	147	50
	Vừa	114	38,8
	Lớn	33	11,2
Hợp đồng lao động với công ty hiện tại	Chưa ký kết hợp đồng lao động	86	29,3
	Hợp đồng lao động xác định thời hạn	82	42,9
	Hợp đồng lao động không xác định thời hạn	126	27,9
Kinh nghiệm làm việc tại công ty hiện tại	Dưới 3 tháng	90	30,6
	Từ 3 đến dưới 6 tháng	78	26,5
	Từ 6 đến dưới 12 tháng	56	19
	Từ 1 đến dưới 3 năm	49	16,7
	Trên 3 năm	21	7,1

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

Bảng 2: Kết quả kiểm định tính hội tụ

Biến nghiên cứu	Cronbach's Alpha	Composite reliability (rho_a)	Composite reliability (rho_c)	AVE
CSR	0,87	0,87	0,9	0,6
GHRM	0,96	0,96	0,96	0,7
TI	0,9	0,92	0,9	0,7

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

Bảng 3: Kết quả kiểm định tính phân biệt

Nhân tố	GHRM	TI	CSR
GHRM			
TI	0,3		
CSR	0,7	0,3	

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

Bảng 4: Kết quả kiểm định giả thuyết nghiên cứu

Giả thuyết	Mô hình	Hệ số tác động	Giá trị p-value	Kết quả
H1	CSR → TI	-0,172	0,020	Chấp nhận
H2	GHRM → TI	-0,208	0,004	Chấp nhận
H3	CSR → GHRM	0,643	0,000	Chấp nhận
H4	CSR → GHRM → TI	-0,134	0,004	Chấp nhận

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

vững. Do đó, doanh nghiệp có cam kết cao với CSR sẽ coi trọng việc sử dụng nguồn nhân lực hiệu quả và giảm thiểu tác động tiêu cực đến môi trường. Điều này dẫn đến sự ủng hộ và lòng tin từ cộng đồng và khách hàng, từ đó các doanh nghiệp tiếp tục thực hiện các biện pháp xanh (trong đó có GHRM) nhằm thúc đẩy hình ảnh tích cực, đồng thời làm tăng giá trị thương hiệu của họ. Như vậy, CSR đóng vai trò như một yếu tố tiền đề của GHRM, nói cách khác, GHRM có thể hỗ trợ việc triển khai các hoạt động CSR của doanh nghiệp (Úbeda-García & cộng sự, 2021).

Thứ tư, với GHRM là yếu tố trung gian, CSR cũng có ảnh hưởng ngược chiều đến ý định nghỉ việc của nhân viên gen Z, kết quả này tương đồng với nghiên cứu của Bang & cộng sự (2022). Từ đó cho thấy bằng việc tích hợp các mục tiêu phát triển bền vững và đóng góp cho xã hội vào các chính sách GHRM, các doanh nghiệp đáp ứng được các kỳ vọng của nhân viên gen Z về xã hội và môi trường. Các chính sách này không chỉ tạo điều kiện cho sự phát triển cá nhân và chuyển đổi xã hội tích cực, mà còn thúc đẩy sự cam kết của nhân viên đối với tổ chức, qua đó tạo động lực cho họ gắn bó lâu hơn với công việc hiện tại.

5. Kết luận và hàm ý quản trị

Nghiên cứu xem xét ảnh hưởng CSR đến ý định nghỉ việc của nhân viên gen Z thông qua vai trò trung gian của GHRM. Dựa trên phân tích dữ liệu, kết quả nghiên cứu cho thấy CSR và GHRM có tác động ngược chiều đối với ý định nghỉ việc. Thêm vào đó, nghiên cứu cũng chỉ ra CSR có ảnh hưởng tích cực đến GHRM. Ngoài ra, vai trò trung gian của GHRM trong mối quan hệ CSR và ý định nghỉ việc của nhân viên gen Z đã

được chứng minh.

Trên cơ sở kết quả nghiên cứu, nhóm tác giả đề xuất một số hàm ý chính sách: Doanh nghiệp cần chú trọng xây dựng, áp dụng các chính sách CSR, GHRM để thu hút và giữ chân nhân viên gen Z. Với các chính sách CSR, doanh nghiệp nên tổ chức các buổi tập huấn, hội thảo cho ban lãnh đạo và nhân viên về tầm quan trọng của CSR nhằm nâng cao nhận thức. Doanh nghiệp có thể thúc đẩy các chính sách CSR bằng cách lồng ghép các yếu tố trách nhiệm xã hội vào các quy trình và hoạt động kinh doanh của doanh nghiệp. Doanh nghiệp cũng nên tổ chức và khuyến khích nhân viên tham gia các hoạt động xã hội như: các chương trình tình từ thiện, bảo vệ môi trường, ủng hộ các tổ chức phi lợi nhuận,... Với các chính sách nhằm áp dụng GHRM, doanh nghiệp cần xác định rõ mục tiêu và lập kế hoạch áp dụng GHRM phù hợp với đặc thù của doanh nghiệp trên cả 4 khía cạnh: tuyển dụng, đào tạo, quản lý hiệu suất và khen thưởng đãi ngộ. Trong quá trình triển khai, cần liên tục theo dõi, đánh giá hiệu quả và có sự chỉnh sửa khi cần thiết và không ngừng cải thiện. Doanh nghiệp cũng có thể áp dụng GHRM qua các phương tiện như truyền thông nội bộ về tầm quan trọng của GHRM, tổ chức và khuyến khích nhân viên tham gia vào các hoạt động, các cuộc thi, hội thảo, sự kiện về GHRM. Những chính sách trên tuy vẫn còn mang nhiều khó khăn và thách thức, để áp dụng với từng doanh nghiệp tại Việt Nam cần nhiều nghiên cứu sâu và kĩ càng hơn để kiểm chứng. Song đây vẫn là những chính sách các doanh nghiệp có thể cân nhắc áp dụng nhằm nâng cao hiệu quả hoạt động kinh doanh, nâng cao uy tín doanh nghiệp và giữ chân nhân sự của mình.

Mặc dù đã đạt được mục đích nghiên cứu, song vẫn còn tồn tại một số hạn chế nhất định. Trước hết, nghiên cứu được phân tích trên một mẫu tương đối nhỏ và chưa có tính đại diện cao. Đồng thời, nghiên cứu được thực hiện vào cuối năm, là thời gian cao điểm nhân viên tại nhiều doanh nghiệp có mong muốn nghỉ việc, do đó cần nghiên cứu thêm trên một mẫu lớn hơn, đa dạng hơn, khảo sát vào nhiều thời điểm hơn để tăng tính khái quát của kết quả. Ngoài ra, nghiên cứu này chỉ sử dụng phương pháp định lượng nên cũng cần nghiên cứu thêm bằng phương pháp định tính để hiểu rõ về trải nghiệm ở nơi làm việc của nhân viên gen Z.

Tài liệu tham khảo:

- Allen, D.G., Bryant, P.C. & Vardaman, J.M. (2010), 'Retaining talent: replacing misconceptions with evidence-based strategies', *The Academy of Management Perspectives*, 24(2), 48-64, <https://doi.org/10.5465/AMP.2010.51827775>.
- Bang, S.R., Choi, M.C. & Ahn, J.Y. (2022), 'Human resource practices for corporate social responsibility: evidence from Korean firms', *Frontiers in Psychology*, 13, 893243.
- Bhattacharya, C.B., Sen, S. & Korschun, D. (2008), 'Using corporate social responsibility to win the war for talent', *MIT Sloan Management Review*, 49, 37-44.
- Bieleń, M. & Kubiczek, J. (2020), 'Response of the labor market to the needs and expectations of Generation Z', *E-Mentor*, 86(4), 87-94.
- Cohen, J. (1998), *Statistical Power Analysis for the Behavioural Sciences*, Lawrence Erlbaum Associates, USA.
- Dahlsrud, A. (2008), 'How corporate social responsibility is defined: an analysis of 37 definitions', *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 15, 1-13, <https://doi.org/10.1002/csr.132>.
- Deloitte (2021), *A call for accountability and action*, truy cập lần cuối ngày 29 tháng 2 năm 2024, từ <<https://www.deloitte.com/content/dam/assets-shared/legacy/docs/insights/2022/2021-deloitte-global-millennial-survey-report.pdf>>.
- Deloitte (2023), *Striving for balance, advocating for change*, truy cập lần cuối ngày 29 tháng 2 năm 2024, từ <<https://www.deloitte.com/content/dam/assets-shared/legacy/docs/about/2022/deloitte-2022-genz-millennial-survey.pdf>>.
- Freitas, W.R.d.S., Caldeira-Oliveira, J.H., Teixeira, A.A., Stefanelli, N.O. & Teixeira, T.B. (2020), 'Green human

-
- resource management and corporate social responsibility: Evidence from Brazilian firms', *Benchmarking: An International Journal*, 27(4), 1551-1569.
- Hair, J., Black, W., Babin, B., Anderson, R. & Tatham, R. (2006), *Multivariate Data Analysis*, 6th edition, Pearson Education Limited, USA.
- Hair, J., Ringle, C. & Sarstedt, M. (2011), 'PLS-SEM: Indeed a Silver Bullet', *Journal of Marketing Theory and Practice*, 19, 139-151, <https://doi.org/10.2753/MTP1069-6679190202>.
- Hair, J.F., Black, W.C., Babin, Arry J. & Anderson, R.E. (2019), *Multivariate Data Analysis*, 8th edition, Cengage.
- Hair, J.F., Hult, G.T.M., Ringle, C.M. & Sarstedt, M. (2017), *A Primer on Partial Least Squares Structural Equation Modeling (PLS-SEM)*, 2nd edition, Sage Publications Inc., Thousand Oaks, CA.
- Henseler, J., Ringle, C.M. & Sarstedt, M. (2015), 'A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling', *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43(1), 115-135, <https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8>.
- Höck, M. & Ringle, C.M. (2006), 'Strategic networks in the software industry: An empirical analysis of the value continuum', presentation at *IFSAM VIIIth World Congress*, Berlin, Germany.
- Hoxhaj, J., Abdul, S. & Sylla, S. (2023), 'Effect of green human resources management and employee performance on Work-Life Balance', *SEEU Review*, 18(2), 90-104.
- Huỳnh Thị Minh Châu & Nguyễn Ngọc Long (2023), 'Các yếu tố ảnh hưởng đến sự gắn bó của nhân viên thuộc thể hệ Z', ki yếu Hội nghị Khoa học trẻ lần thứ 4 năm 2022(YSC2022)-IUH, Trường Đại học Công nghiệp Thành phố Hồ Chí Minh, 237-255.
- Islam, M.A., Jantan, A.H., Yusoff, Y.M., Chong, C.W. & Hossain, M.S. (2023), 'Green human resource management (GHRM) practices and millennial employees' turnover intentions in tourism industry in malaysia: Moderating role of work environment', *Global Business Review*, 24(4), 642-662.
- Javed, S., Yingjun, Z., Kumar, N. & Meghwar, S. (2024), 'Green human resource management practices and organizational sustainability performance in Pakistan's healthcare sector', *International Journal of Research in Business and Social Science*, 13(1), 171-183.
- Khanin, D., Turel, O. & Mahto, R.V. (2012), 'How to Increase Job Satisfaction and Reduce Turnover Intentions in the Family Firm', *Family Business Review*, 25(4), 391-408, <https://doi.org/10.1177/0894486512441944>.
- Lee, C.C., Huang, S.H. & Zhao, C.Y. (2012), 'A Study on factors affecting turnover intention of hotel employees', *Asian Economic and Financial Review*, 2(7), 866-875.
- Mazur-Wierzbicka, E. (2015), 'Implementing the work-life balance as a CSR tool in Polish companies', *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego We Wrocławiu*, 387, 109-121.
- Mobley, W.H., Horner, S.O. & Hollingsworth, A.T. (1978), 'An evaluation of precursors of hospital employee turnover', *Journal of Applied Psychology*, 63(4), 408-414, <https://doi.org/10.1037/0021-9010.63.4.408>.
- Mohr, L.A. & Webb, D.J. (2005), 'The effects of corporate social responsibility and price on consumer responses', *Journal of Consumer Affairs*, 39(1), 121-147, <https://doi.org/10.1111/j.1745-6606.2005.00006.x>.
- Nadeem, R. (2023), *Gen Z, millennials stand out for climate change activism, social media engagement with issue*, truy cập lần cuối ngày 1 tháng 3 năm 2024, từ <<https://www.pewresearch.org/science/2021/05/26/gen-z-millennials-stand-out-for-climate-change-activism-social-media-engagement-with-issue/>>.
- Nguyễn Hồng (2023), *10 lý do người lao động nghỉ việc năm 2022*, truy cập lần cuối ngày 29 tháng 2 năm 2024, từ <<https://jobsgo.vn/blog/ly-do-nguoi-lao-dong-nghi-viec/>>.
- Nguyễn Hữu Khôi (2020), 'Trách nhiệm xã hội và ý định nghỉ việc: Kiểm định tác động trực tiếp và gián tiếp trong bối cảnh Việt Nam', *Tạp chí Khoa học Đại học Mở Thành phố Hồ Chí Minh*, 15(3), 155-166.
- Nguyễn Thị Tú Quyên (2022), 'Mô hình nghiên cứu tác động của quản trị nhân lực xanh tới kết quả hoạt động của doanh nghiệp Việt Nam', *Tạp chí Công thương*, 8, 117-123.
- Nguyễn Văn Hà & Vương Thị Trang (2022), 'Mối quan hệ giữa trách nhiệm xã hội doanh nghiệp, sự hài lòng công việc và ý định nghỉ việc của người lao động tại các ngân hàng thương mại trên địa bàn Hà Nội', *Tạp chí Khoa học & Đào tạo Ngân hàng*, 247, 22-33.
- O'Connell, M. & Kung, M. (2007), 'The cost of employee turnover', *Industrial Management*, 49, 14-19.
-

-
- Paillé, P., Chen, Y., Boiral, O. & Jin, J. (2013), 'The impact of human resource management on environmental performance: An employee-level study', *Journal of Business Ethics*, 121(3), 451-466.
- PwC (2021), *Thế hệ Z đã sẵn sàng cho kỷ nguyên số?*, truy cập lần cuối ngày 1 tháng 3 năm 2024, từ <<https://www.pwc.com/vn/vn/publications/2021/pwc-vietnam-digital-readiness-genz-vn.pdf>>.
- Renwick, D., Redman, T. & Maguire, S. (2012), 'Green human resource management: A review and research agenda', *International Journal of Management Reviews*, 15(1), 1-14.
- Sengupta, M. & Yajman, S. (2023), 'Generation Z employees' perception on green GHRM policies and practices: A study on IT sector in Bangalore, India', *World Journal of Management and Economics*, 16, 75-82.
- Sheopuri, A. & Sheopuri, A. (2015), 'Green HR practices in the changing workplace', *Business Dimensions*, 2(1), 13-26.
- Tang, G., Chen, Y., Jiang, Y., Paillé, P. & Jia, J. (2017), 'Green human resource management practices: scale development and validity', *Asia pacific journal of human resources*, 56(1), 31-55, <https://doi.org/10.1111/1744-7941.12147>.
- Úbeda-García, M., Claver-Cortés, E., Marco-Lajara, B. & Zaragoza-Sáez, P. (2021), 'Corporate social responsibility and firm performance in the hotel industry. The mediating role of green human resource management and environmental outcomes', *Journal of Business Research*, 123, 57-69, <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2020.09.055>.
- Voegtlin, C. & Greenwood, M. (2016), 'Corporate social responsibility and human resource management: A systematic review and conceptual analysis', *Human Resource Management Review*, 26(3), 181-197, <https://doi.org/10.1016/j.hrmr.2015.12.003>.
- Wang, Q., Gazi, M.A.I., Sobhani, F.A., Masud, A.A., Islam, M.A. & Akter, T. (2023), 'Green human resource management and job pursuit intention: mediating role of corporate social responsibility and organizational reputation', *Environmental Research Communications*, 5(7), 075001, <https://doi.org/10.1088/2515-7620/acda81>.
- Yadav, R.S., Dash, S.S., Chakraborty, S.K. & Kumar, M. (2018), 'Perceived CSR and corporate reputation: the mediating role of employee trust', *Vikalpa*, 43(3), 139-151.
- Zhou, S., Tirunch, W.A. & Legese, M.A. (2023), 'The effect of corporate social responsibility on environmental performance: the mediating role of green innovation and green human resource management', *International Journal of Emerging Markets*, ahead-of-print, <https://doi.org/10.1108/ijjem-02-2022-0211>.

Phụ lục 1: Thang đo của các biến quan sát

Mã	Biến quan sát	Hệ số tải	VIF	Nguồn tham khảo
<i>CSR - Trách nhiệm xã hội doanh nghiệp</i>				
1	Công ty tôi nỗ lực giảm thiểu ô nhiễm từ các nhà máy/bộ phận của mình	0,8	2,23	Mohr & Webb (2005), Yadav & cộng sự (2018)
2	Công ty tôi nỗ lực tái sử dụng vật liệu và sản phẩm để cung cấp sản phẩm/dịch vụ mới	0,767	2,365	
3	Công ty tôi nỗ lực tiết kiệm nước và năng lượng	0,742	2,088	
4	Công ty tôi thường xuyên quyên góp cho các sự kiện từ thiện	0,783	2,391	
5	Công ty tôi công nhận các hoạt động tình nguyện của nhân viên đóng góp cho cộng đồng	0,798	2,48	
6	Công ty tôi nỗ lực quyên góp một số sản phẩm của mình cho những người có hoàn cảnh khó khăn	0,781	2,196	
<i>GHRM - Quản trị nhân lực xanh</i>				
<i>GRS - Tuyển dụng xanh</i>				
GRS1	Công ty tôi thu hút các ứng viên quan tâm đến môi trường và sử dụng tiêu chí xanh khi đi tìm việc	0,818	4,09	Tang & cộng sự (2017)
GRS2	Công ty tôi nhấn mạnh các tiêu chí xanh để thu hút ứng viên quan tâm đến môi trường	0,865	4,22	
GRS3	Công ty tôi tuyển dụng các ứng viên có ý thức bảo vệ môi trường	0,822	2,86	
<i>GT - Đào tạo xanh</i>				
GT1	Công ty tôi phát triển các chương trình đào tạo về quản lý môi trường nhằm nâng cao nhận thức, kỹ năng và chuyên môn về môi trường của nhân viên			Tang & cộng sự (2017)
GT2	Công ty tôi tổ chức chương trình đào tạo để nhân viên cảm thấy có trách nhiệm với việc bảo vệ môi trường	0,855	3,811	
GT3	Công ty tôi tổ chức các chương trình đào tạo cung cấp kiến thức về môi trường và bảo vệ môi trường	0,88	3,659	
<i>GPM - Quản lý hiệu suất xanh</i>				
GPM1	Công ty tôi sử dụng các chỉ số thân thiện với môi trường trong hệ thống quản lý hiệu suất và đánh giá	0,859	4,03	Tang & cộng sự (2017)

GPM2	Hệ thống quản lý hiệu suất của công ty tôi bao gồm các mục tiêu và trách nhiệm bảo vệ môi trường dành cho tất cả các quản lý và nhân viên	0,871	4,66	
GPM3	Hệ thống quản lý hiệu suất của công ty tôi bao gồm các kết quả về môi trường trong bản đánh giá	0,861	3,94	
GPM4	Hệ thống quản lý hiệu suất của công ty tôi xử phạt việc không tuân thủ và hoàn thành các mục tiêu môi trường	0,851	3,97	
<i>GPR - Đãi ngộ và khen thưởng xanh</i>				
GPR1	Công ty tôi cung cấp các phúc lợi xanh (phương tiện giao thông/di chuyển thân thiện với môi trường)	0,805	3,35	Tang & cộng sự (2017)
GPR2	Chính sách lương thưởng của công ty tôi cung cấp các lợi ích tài chính thân thiện với môi trường như: chương trình cho vay mua xe đạp và ưu đãi khi mua ô tô phát thải thấp	0,803	4,49	
GPR3	Công ty tôi thưởng cho việc di chuyển và sử dụng phương tiện giao thông thân thiện với môi trường	0,819	4,31	
<i>TI - Ý định nghỉ việc</i>				
TI1	Tôi thường nghiêm túc cân nhắc về việc rời bỏ công việc hiện tại	0,814	2,34	Lee & cộng sự (2012), Khanin & cộng sự (2012)
TI2	Tôi có dự định thôi làm công việc hiện tại	0,878	2,69	
TI3	Tôi đã và đang bắt đầu tìm những công việc khác	0,841	2,53	
TI4	Tôi sẽ chủ động tìm kiếm một công việc mới (bên ngoài công ty hiện tại) trong năm tới	0,864	2,96	
TI5	Tôi đang xem một số tin tuyển dụng ở những lĩnh vực liên quan	0,822	2,53	

Nguồn: Tổng hợp và tính toán của nhóm tác giả.

PHÒNG NGỪA RỦI RO TRONG HỆ THỐNG NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI VIỆT NAM HIỆN NAY

Nguyễn Thu Thủy

Trường Đại học Thương mại

Email: thuy.nt@tmu.edu.vn

Mã bài: JED-1747

Ngày nhận: 25/04/2024

Ngày nhận bản sửa: 07/05/2024

Ngày duyệt đăng: 15/05/2024

DOI: 10.33301/JED.VI.1747

Tóm tắt:

Nghiên cứu này được thực hiện nhằm đánh giá rủi ro trong hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam giai đoạn 2013-2023. Dựa vào các dữ liệu thứ cấp thu thập được liên quan đến chủ đề nghiên cứu, với phương pháp nghiên cứu tại bàn, tác giả đã tổng hợp và chỉ ra hàng loạt các nguy cơ tiềm ẩn gây ra những đổ vỡ trong hoạt động của ngân hàng, đó là: (i) Rủi ro trong hoạt động tín dụng; (ii) Rủi ro quản lý thanh khoản; (iii) Rủi ro lãi suất vẫn hiện hữu trong hoạt động kinh doanh; (iv) Các tỷ lệ an toàn hoạt động thực chất không đảm bảo; (v) Kết quả kinh doanh thấp, nhiều ngân hàng bị thua lỗ; (vi) Tình trạng sở hữu chéo giữa các ngân hàng.... Từ kết quả phân tích này tác giả đã đề xuất một số giải pháp nhằm phòng ngừa rủi ro trong hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam thời gian tới.

Từ khóa: Ngân hàng, rủi ro, hệ thống ngân hàng, Việt Nam

Mã JEL: E58, G21

Risk prevention in the commercial bank system of Vietnam

Abstract:

This study is conducted to investigate the risks in the commercial banking system of Vietnam, from 2013 to 2023. Based on secondary data collected related to the research topic, through a desk review, the author synthesized and identified a series of underlying risks leading to breakdowns in bank operations, including (i) Credit operation risks; (ii) Liquidity management risks; (iii) Interest rate risks persisting in business activities; (iv) Actual operating safety ratios not guaranteed; (v) The low business results lead to many banks incurring losses; (vi) Cross-ownership among banks, etc. Based on the findings, several solutions are proposed for preventing risks in the Vietnamese commercial banking system in the future.

Keywords: Bank, risk, banking system, Vietnam

JEL Codes: E58, G21

1. Giới thiệu

Năm 2020, đại dịch Covid -19 xảy ra đã làm thay đổi và tác động rất lớn đến hoạt động kinh doanh của các ngân hàng thương mại (NHTM). Các ngân hàng thương mại Việt Nam phải đối mặt với rất nhiều khó khăn và thách thức, đó là: một mặt, phải duy trì và theo đuổi các mục tiêu tăng trưởng, sinh lời và an toàn; mặt khác, các ngân hàng thương mại phải cùng với Chính phủ và Ngân hàng Nhà nước (NHNN) hỗ trợ các đối tượng khách hàng vượt qua khó khăn như: giảm lãi suất huy động và cho vay, cơ cấu lại thời gian trả nợ,

giảm phí dịch vụ,... Thực hiện song song cả hai vai trò trong điều kiện nền kinh tế và thị trường tài chính Việt Nam vẫn phải đối mặt với nhiều tiềm ẩn nhiều rủi ro trong và ngoài nước, những rủi ro này có thể gây nên những tổn thất về tài sản, thu nhập và tăng nguy cơ đổ vỡ của ngân hàng.

Mục tiêu của nghiên cứu này là phân tích, chỉ ra các nguy hiểm ẩn gây ra những đổ vỡ trong hoạt động của ngân hàng, đó là: Rủi ro trong hoạt động tín dụng; rủi ro quản lý thanh khoản; rủi ro lãi suất; các tỷ lệ an toàn hoạt động thực chất không đảm bảo; kết quả kinh doanh thấp, nhiều ngân hàng bị thua lỗ; tình trạng sở hữu chéo giữa các ngân hàng,... Phần cuối của bài viết đưa ra một số hàm ý chính sách cho hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam trong thời gian tới.

Về phương pháp nghiên cứu, dựa vào các dữ liệu thứ cấp thu thập được từ các báo cáo trên website của Ngân hàng Nhà nước, các báo cáo tài chính trên các website của các ngân hàng thương mại và các nghiên cứu liên quan đến chủ đề, với phương pháp nghiên cứu tại bàn, các đánh giá được đưa ra trên cơ sở so sánh số liệu nhiều năm, so với quy định hiện hành và các nước trong khu vực.

2. Cơ sở lý thuyết

Rủi ro được hiểu là sự biến động tiềm ẩn ở những kết quả, là khả năng xảy ra của những điều không mong muốn và khi nó xảy ra thì mang lại những tổn thất. Rủi ro trong hệ thống ngân hàng thường được chia thành 2 loại, đó là rủi ro về hoạt động nghiệp vụ và rủi ro trong hoạt động đầu tư:

Rủi ro trong hoạt động nghiệp vụ ngân hàng bao gồm các dạng sau:

- Rủi ro tín dụng, là nguy cơ người đi vay không thực hiện nghĩa vụ trả nợ cho ngân hàng.
- Rủi ro thanh khoản là nguy cơ xảy ra biến cố gây tác động bất lợi tới thu nhập hoặc vốn làm cho ngân hàng không có khả năng đáp ứng các nghĩa vụ khi đến hạn hoặc phải chịu tổn thất lớn để thực hiện nghĩa vụ đó.
- Rủi ro lãi suất, là nguy cơ biến động về lãi suất hoặc tỷ giá hối đoái trên thị trường, dẫn đến thay đổi lợi nhuận của ngân hàng.
- Rủi ro hệ thống, nguy cơ một hay một số khách hàng lớn không trả được nợ nên gây nguy hiểm cho toàn bộ hệ thống ngân hàng.

Để đánh giá mức độ rủi ro trong hoạt động ngân hàng, người ta sử dụng các chỉ tiêu như: tỷ lệ nợ quá hạn, tỷ lệ nợ xấu, hệ số an toàn vốn, tỷ lệ về tính thanh khoản... Và để phòng ngừa rủi ro, một trong các biện pháp là bảo đảm có lượng vốn tự có đủ ở mức cần thiết.

Loại rủi ro khác không phát sinh trong hoạt động tín dụng của ngân hàng, mà gắn liền với hoạt động đầu tư, tức là ngân hàng đã chuyển từ lĩnh vực cho vay để bước sang đầu tư vào các lĩnh vực đầy rủi ro, như kinh doanh bất động sản và chứng khoán. Sự đầu tư không đúng hướng của hệ thống ngân hàng đã gây ra hiện tượng ngừng trệ hoạt động tín dụng. Ngân hàng từ chối cấp tín dụng cho cả những người đi vay ít rủi ro nhất, gây ra hậu quả nghiêm trọng đối với cả các hoạt động khác trong nền kinh tế và ảnh hưởng đến tăng trưởng kinh tế.

3. Thực trạng về rủi ro trong hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam

Kết thúc giai đoạn 2 thực hiện đề án tái cấu trúc ngành ngân hàng của Chính phủ (2016-2020), hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam đã từng bước nâng cao năng lực tài chính, tăng vốn chủ sở hữu, đầu tư công nghệ, mở các chi nhánh, ngân hàng con ở nước ngoài, cung cấp các sản phẩm dịch vụ với phạm vi hoạt động không chỉ trong nước mà vươn ra toàn thế giới. Việc áp dụng các mô hình quản trị ngân hàng phù hợp với thông lệ quốc tế; triển khai hệ thống kiểm tra, kiểm soát nội bộ; sắp xếp lại mô hình theo khối dọc, thành lập khối quản trị rủi ro,... đã mang lại những thành công trong hoạt động kinh doanh ngân hàng. Đến ngày 31/12/2023, toàn hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam có 46 ngân hàng trong đó có 31 ngân hàng thương mại cổ phần (xem Bảng 1), với tổng vốn điều lệ là 924.238,00 tỷ đồng.

Với sự lớn mạnh cả về mặt số lượng cũng như chất lượng, hệ thống NHTM Việt Nam đáp ứng được yêu cầu phát triển của nền kinh tế và ngày càng khẳng định được vai trò của mình đối với sự phát triển của nền kinh tế. Tuy nhiên, do ảnh hưởng của đại dịch Covid -19 tác động tiêu cực tới nhiều ngành, nhiều lĩnh vực kinh tế, mặc dù hiện nay lãi suất cho vay thấp nhất trong 10 năm trở lại đây, song do hoạt động sản xuất - kinh doanh của các doanh nghiệp còn gặp nhiều khó khăn, khả năng hấp thụ vốn tín dụng ngân hàng của

các doanh nghiệp còn hạn chế. Tiếp đến là sự đóng băng trong thời gian dài của thị trường bất động sản, và sự lên xuống bất thường của thị trường chứng khoán đã làm tăng thêm những nguy cơ bất ổn trong lĩnh vực ngân hàng. Tình trạng đầu tư chéo, sở hữu chéo và các giao dịch ngân hàng “ngầm” vẫn diễn ra. Hệ thống giám sát và cảnh báo rủi ro hoạt động chưa hiệu quả. Hoạt động kinh doanh trong ngân hàng còn tiềm ẩn nhiều rủi ro như rủi ro thanh khoản, rủi ro tín dụng ... đã ảnh hưởng đến hiệu quả kinh doanh. Bên cạnh đó, Ngân hàng Nhà nước liên tục giảm lãi suất điều hành trong thời gian vừa qua nhằm giảm lãi suất cho vay trên thị trường. Tuy nhiên, việc liên tục hạ lãi suất huy động, trong khi lạm phát và lãi suất cho vay trên thị trường vẫn còn cao, đã gây ảnh hưởng tiêu cực đến nền kinh tế Việt Nam, đẩy nhiều ngân hàng nhỏ vào tình trạng khó khăn thanh khoản, và hiện tượng người gửi tiền, người vay tiền và ngân hàng cùng nhau lách luật để phá vỡ các mốc trần lãi suất quy định đã xảy ra ở nhiều ngân hàng. Đổ vỡ trong kinh doanh ngân hàng rất dễ xảy ra, bởi lẽ những rủi ro tiềm ẩn vẫn còn hiện diện trong toàn hệ thống, đó là:

Bảng 1: Số lượng các loại hình ngân hàng thương mại ở Việt Nam

Loại hình	2011	2013	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
NHTM Nhà nước	5	5	4	4	4	4	4	4	4	4
NHTM cổ phần	34	34	31	31	31	31	31	31	31	31
NH liên doanh	4	4	2	2	2	2	2	2	2	2
Chi nhánh NHNN	49	50	51	49	49	50	50	49	49	49
NH 100% vốn nước ngoài	5	5	8	9	8	8	9	9	9	9

Nguồn: Ngân hàng Nhà nước Việt Nam

Thứ nhất, rủi ro trong hoạt động tín dụng

Tốc độ tăng trưởng tín dụng là một trong những chỉ tiêu đánh giá rủi ro tín dụng của ngân hàng. Chỉ tiêu này tăng trưởng quá nóng sẽ dẫn tới việc ngân hàng mất kiểm soát tín dụng, rủi ro tín dụng sẽ gia tăng. Kết quả thống kê giai đoạn 2013-2023 cho thấy, tốc độ tăng trưởng tín dụng trung bình của các ngân hàng thương mại có sự biến động và không ổn định trong những năm gần đây (xem Hình 1). Năm 2021, dư nợ tín dụng toàn nền kinh tế tăng 13,6% so với cuối năm 2020; năm 2022 là 14,2%. Năm 2023, tổng dư nợ tín dụng toàn nền kinh tế tăng 13,71% so với đầu năm, trong đó riêng 10 ngày cuối tháng 12/2023, mức tăng trưởng tín dụng đã tăng thêm 2,62%, chiếm gần 20% mức tăng trưởng tín dụng cả năm 2023. Một số ngân hàng thương mại có mức tăng trưởng tín dụng vào cuối năm 2023 vượt bậc so với đầu năm như Vietcombank, dư nợ tín dụng cả năm 2023 tăng 10,6%, riêng quý 4/2023 đã tăng đến 6,7%, gấp 1,7 lần mức tăng của 9 tháng trước đó; BIDV là 16,7% (so với đầu năm 2023 là 8,6%); Vietinbank là 15% (so với đầu năm 2023 là 8,7%) (Ngân hàng Nhà nước, 2024).

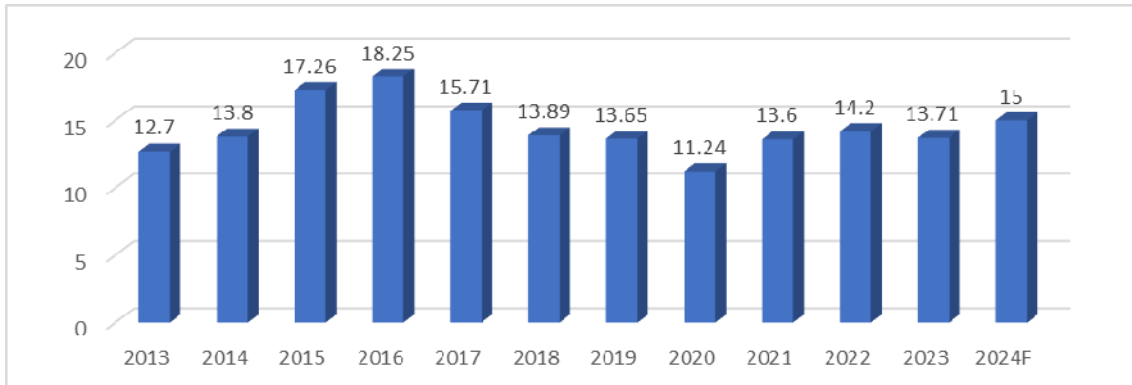
Xét về cơ cấu dư nợ tín dụng. Giai đoạn 2013-2023, cơ cấu dư nợ tín dụng của các ngân hàng thương mại không có sự biến động nhiều, chủ yếu là cho vay ngắn hạn, chiếm khoảng 60% dư nợ cho vay. Các ngành công nghiệp chế biến, chế tạo nhìn chung chiếm khoảng 32%. Nông, lâm nghiệp và thủy sản chiếm gần 20%, Thương mại, vận tải và viễn thông chiếm khoảng 23% và Dịch vụ chiếm khoảng 25%. Năm 2023, cơ cấu tín dụng tiếp tục tập trung vào lĩnh vực sản xuất, kinh doanh trong khi đó tín dụng vào bất động sản và chứng khoán được Ngân hàng Nhà nước kiểm soát chặt chẽ, cùng với động thái tăng cường kiểm soát của Bộ Tài chính. Việc Ngân hàng Nhà nước ban hành Thông tư số 01/2020/TT-NHNN và các Thông tư sửa đổi (Thông tư số 03/2021/TT-NHNN, Thông tư số 14/2021/TT-NHNN) quy định về việc tổ chức tín dụng, chi nhánh ngân hàng nước ngoài cơ cấu lại thời gian trả nợ, miễn, giảm lãi, phí, giữ nguyên nhóm nợ nhằm tạo điều kiện hỗ trợ doanh nghiệp, người dân vượt qua dịch Covid 19, đồng thời giảm thiểu các rủi ro có thể xảy ra đối với các ngân hàng thương mại do Thông tư cho phép các tổ chức tín dụng giữ nguyên nhóm nợ, chưa ghi nhận mức độ rủi ro thực tế.

Tuy nhiên, tính đến tháng 3/2024, tín dụng toàn hệ thống giảm 0,6% so với cuối năm 2023. Tăng trưởng tín dụng giảm, nợ xấu tăng, điều đó chứng tỏ rằng hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam tuy đã có nhiều đổi mới song vẫn ở giai đoạn phát triển ban đầu, còn nhiều bất cập.

Hậu quả của rủi ro tín dụng là sự gia tăng nợ xấu trong các ngân hàng thương mại. Xét về bản chất nợ xấu ngân hàng là do khách hàng vay vốn sử dụng vốn vay không có hiệu quả, nó thường phát sinh sau một

chu kỳ vay vốn, thậm chí sau một thời gian dài. Do đó nợ xấu là vấn đề tồn tại từ lâu trong các ngân hàng thương mại Việt Nam.

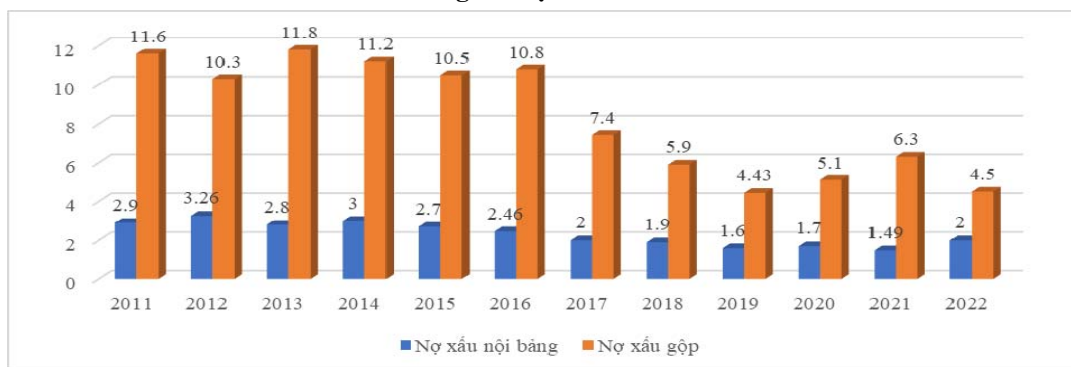
Hình 1: Tốc độ tăng trưởng tín dụng của các ngân hàng thương mại giai đoạn 2013-2023



Nguồn: Tính toán của tác giả từ báo cáo tài chính của các ngân hàng thương mại

Số liệu từ Hình 2 cho thấy, cuối năm 2021 tỷ lệ nợ xấu nội bảng là 1,9% (tăng 0,21 điểm so với cuối năm 2020), nếu tính thêm nợ bán cho VAMC thì con số này là 3,9%. Tỷ lệ nợ xấu gộp (bao gồm nợ xấu nội bảng, nợ xấu bán cho VAMC chưa được xử lý và nợ xấu tiềm ẩn từ các khoản cơ cấu lại) tăng mạnh lên từ mức 5,1% cuối năm 2020 lên mức 7,31% cuối năm 2021 và gần tương đương với mức 7,4% năm 2017. Theo báo cáo tài chính năm 2021 được các ngân hàng công bố, nợ xấu có xu hướng gia tăng rõ rệt tại một số ngân hàng như: VPBank tăng 60% so với năm 2020, mức tăng này tại Vietinbank, VIB, HDB lần lượt là 49%, 58%, 43%. Bình quân số dư nợ xấu 28 ngân hàng thương mại niêm yết và Agribank tăng 17,3% so với năm 2020.

Hình 2: Tỷ lệ nợ xấu của hệ thống ngân hàng thương mại giai đoạn 2011-2022



Nguồn: Báo cáo thường niên của Ngân hàng Nhà nước

Giai đoạn 2012-2023, tỷ lệ nợ xấu trung bình của các ngân hàng đều <3% ngoại trừ năm 2012 là 3,26%, và trong đó giai đoạn 2019-2023 các ngân hàng đều kiểm soát tốt rủi ro tín dụng, công tác thu hồi nợ được thực hiện tốt nên tỷ lệ nợ xấu của các ngân hàng đều ở mức dưới hoặc bằng 3%. Tuy nhiên, theo báo cáo tài chính của các ngân hàng đang niêm yết trên thị trường chứng khoán, VPBank hiện là ngân hàng có tỷ lệ nợ xấu cao nhất, với 4,47% tổng dự nợ, tăng mạnh so với mức 3,41% so với cuối năm 2020; tiếp đến là VietBank với tỷ lệ nợ xấu là 3,65%, NCB là 3%,... Tính đến 31/12/2022, tỷ lệ nợ xấu của 27 ngân hàng được thống kê đã tăng lên trên 136.400 tỷ đồng, tương ứng tăng 35% so với năm 2021 là 100.853 tỷ đồng, trong đó NCB là ngân hàng có số dư nợ xấu tăng mạnh từ 1.249 tỷ đồng lên 8.556 tỷ đồng; tiếp đến là Vietbank, ABBank, Bản Việt, PDBank, SHB, VIB, OCB, VPBank và Saigonbank, tỷ lệ nợ xấu tại các ngân hàng này đều trên 2%. Tại BIDV, quy mô nợ xấu ở thời điểm cuối năm 2022 là 17.622 tỷ đồng, tăng 30% so với cuối năm 2021; trong khi tại Vietinbank, con số nợ xấu cũng đã tăng lên 10% so với cùng kỳ, lên 15.726 tỷ đồng, Vietcombank 7.808 tỷ đồng, tăng 28% so với cuối năm 2021 (Đào Văn Chung, 2023). Tính đến hết quý

3/2023, tổng nợ xấu của 27 ngân hàng đã tăng lên so với cuối quý 2/2023 là 61%, lên 196.755 tỷ đồng. Nợ nhóm 3,4,5 đều tăng.

Sự gia tăng nợ xấu, đặc biệt là nợ nhóm 4, nhóm 5, là do tình trạng phá sản, giải thể của các doanh nghiệp bùng phát. Nợ xấu tăng nhanh chóng trong thời gian qua cũng gắn liền với việc cho vay phi sản xuất. Cụ thể, theo Ngân hàng Nhà nước, năm 2023, do mặt bằng lãi suất thấp nên một lượng tiền nhàn rỗi lớn đổ vào bất động sản, chứng khoán, bởi vậy, tăng trưởng tín dụng cho riêng mảng bất động sản cũng đột ngột tăng trở lại, tăng 24,27% so với cuối năm 2022, trong đó tín dụng bất động sản nhà ở tăng chậm, chỉ đạt 0,25% và chiếm 67% tổng dư nợ cho lĩnh vực bất động sản, tín dụng kinh doanh bất động sản tăng 6,45%, chiếm tỷ trọng 33%. Mặc dù nợ xấu tăng cao, song các con số này chưa phản ánh hết thực tế do nợ được tái cơ cấu theo các quy định của Ngân hàng Nhà nước (cơ cấu lại thời gian trả nợ và giữ nguyên nhóm nợ nhằm hỗ trợ khách hàng gặp khó khăn). Ví như, tính đến cuối tháng 9/2023, tổng dư nợ tái cơ cấu theo Thông tư 02/2023 đạt khoảng 140.000 tỷ đồng, chiếm 1,09% tổng tín dụng toàn hệ thống (Trương Thị Hoài Linh, 2023). Con số này chắc chắn vẫn đang tăng.

Nợ xấu gia tăng nhưng công tác xử lý nợ xấu trên thực tế vẫn đang gặp nhiều khó khăn. Về khung pháp lý liên quan đến cơ cấu lại các tổ chức tín dụng và xử lý nợ xấu chưa được hoàn thiện, thiếu các cơ chế và chính sách ưu đãi, khuyến khích các nhà đầu tư trong và ngoài nước tham gia xử lý tài sản đảm bảo và mua bán nợ xấu. Về thực tiễn xử lý nợ xấu, do các doanh nghiệp đang chịu tác động tiêu cực từ môi trường bên ngoài làm suy giảm khả năng trả nợ, thị trường bất động sản có xu hướng “tăng ảo” đặc biệt là phân khúc bất động sản nhà ở đã làm tăng nguy cơ rủi ro khi bất động sản là tài sản đảm bảo chính cho phần lớn các khoản vay của ngân hàng.

Về công tác xử lý nợ xấu. Trên cơ sở nguồn thu tăng trưởng tốt và kiểm soát, tối ưu chi phí, các ngân hàng trong năm 2020 và 2021 có nguồn lực khá lớn để tăng mạnh trích lập dự phòng rủi ro tín dụng, qua đó, một mặt dùng nguồn dự phòng để xóa nợ xấu, mặt khác gia tăng bộ đệm dự phòng rủi ro tín dụng.

Thống kê tới cuối năm 2021 đối với các ngân hàng thương mại công bố báo cáo tài chính cho thấy, tổng dự phòng rủi ro tín dụng đã tăng tới 58% trong năm 2021; tỷ lệ bao phủ nợ xấu (dư quỹ dự phòng rủi ro tín dụng /dư nợ xấu) theo đó tăng rất mạnh, từ 101% cuối năm 2020 lên 142% cuối năm 2021. Theo số liệu của IMF (2022), tỷ lệ nợ xấu và tỷ lệ bao phủ của các ngân hàng thương mại Việt Nam vẫn cao hơn so với Singapore, Indonesia, nhưng thấp hơn một số quốc gia như Thái Lan hay Philippines. Điều này có được là do những nỗ lực của Ngân hàng Nhà nước và các ngân hàng thương mại.

Bảng 2: So sánh tỷ lệ nợ xấu và nợ bao phủ của Việt Nam với một số quốc gia trong khu vực

Các quốc gia	Trung Quốc	Malaysia	Thái Lan	Singapore	Philippines	Indonesia	Việt Nam
Tỷ lệ nợ xấu (%)	1,3	1,5	3,7	1,4	4,2	2,5	2,0
Tỷ lệ nợ bao phủ (%)	226,4	166,2	142,6	87,9	122,1	47,4	115,21

Nguồn: IMF (2022)

Các ngân hàng đã chuẩn bị trước nguồn lực để xử lý không chỉ các khoản nợ xấu nội bảng mà còn cả các khoản nợ xấu tiềm ẩn trong các khoản nợ được tái cơ cấu để không bị sốc nếu trong tương lai – khi Ngân hàng Nhà nước dừng cơ chế tái cơ cấu các khoản nợ trong bối cảnh nền kinh tế đã bước sang trạng thái bình thường mới. Đa số các ngân hàng đã trích đủ 100% dự phòng cụ thể của dư nợ cơ cấu, sớm hơn 2 năm so với thời hạn quy định của Ngân hàng Nhà nước theo thông tư 14/2021.

Tuy nhiên, sau khi đạt mức đỉnh thì tỷ lệ bao phủ nợ xấu bắt đầu đã giảm sút giảm. Tỷ lệ này tính đến cuối năm 2022 và hết quý 3/2023 lần lượt là 123% và 93,8%. (Trương Thị Hoài Linh, 2023). Mặc dù đạt được nhiều kết quả tích cực trong công tác xử lý nợ xấu, nhưng theo số liệu báo cáo của Ngân hàng Nhà nước, nếu tính toán tỷ lệ nợ xấu gộp (tổng nợ xấu nội bảng, nợ bán cho VAMC chưa xử lý và nợ tiềm ẩn thành nợ xấu của hệ thống các tổ chức tín dụng) thì ước tính tỷ lệ nợ xấu gộp vào cuối tháng 9/2023 là 5%, tăng so với mức 4,5% vào cuối năm 2022.

Thứ hai, rủi ro trong quản lý thanh khoản

Đây là loại rủi ro đáng lo ngại, nó có thể làm cho một ngân hàng thương mại phá sản ngay tức thì và ảnh hưởng nghiêm trọng đến toàn hệ thống. Rủi ro thanh khoản xuất phát từ rất nhiều nguyên nhân hiện hữu như tình trạng mất cân đối giữa huy động và cho vay; nợ xấu tăng nhanh và nhiều khoản cho vay không thể thu hồi; sự cạnh tranh không lành mạnh giữa các ngân hàng thương mại trong huy động vốn... Theo số liệu tổng hợp báo cáo tài chính của 31 ngân hàng thương mại cho thấy, tỷ lệ cho vay khách hàng/huy động khách hàng bình quân của nhóm hiện đã ở mức 105,3% thời điểm cuối năm 2022, tăng khá mạnh so với con số 97,9% vào cuối năm 2021. Trong đó có 16 ngân hàng có tỷ lệ cho vay/ tiền gửi khách hàng vượt hoặc bằng 100%, điều này có nghĩa, ngân hàng đang cho vay nhiều hơn cả số tiền gửi của khách hàng. VPBank hiện là ngân hàng có tỷ lệ cho vay/tiền gửi khách hàng cao nhất trong nhóm, tới 145,1% tức là ngân hàng đang cho vay tới 145,1 đồng trong khi tiền gửi từ khách hàng là 100 đồng; tương tự, SeaBank cũng đang sở hữu tỷ lệ này khá cao với 132,3%, tại Techcombank là 128,7%, tại VIB là 119,6%, HDBank là 118,6%,...

Bảng 3: Vốn điều lệ và tỷ lệ cho vay/huy động của các ngân hàng thương mại cổ phần Việt Nam tính đến ngày 31/12/2022

TT	Tên ngân hàng	Vốn điều lệ (tỷ đồng)	Tỷ lệ cho vay/huy động (%)	TT	Tên ngân hàng	Vốn điều lệ	Tỷ lệ cho vay/huy động (%)
1	Vietinbank	37.234,0	104,7	17	OCB	7.898,6	115,6
2	BIDV	40.220,2	105,7	18	MB	27.987,6	113,0
3	Vietcombank	37.088,8	94,4	19	VIB	9.244,9	119,6
4	ACB	21.615,0	101,8	20	NCB	4.101,6	70,2
5	ABB	5.713,1	108,1	21	SCB	15.231,7	79,4
6	BaoVietbank	3.150,0	80,1	22	SGB	3.080,0	100,0
7	VietCapitalbank	3.171,0	82,3	23	SHB	12.036,2	110,4
8	Bac A Bank	7.086,5	96,6	24	Sacombank	18.852,2	91,9
9	LPB	10.746,43	117,8	25	TPB	10.716,7	96,0
10	Pvcombank	9.000,0	84,6	26	VietABank	3.500,0	83,7
11	EAB	5.000,0	86,5	27	VPbank	25.299,7	145,1
12	Seabank	12.087,4	132,3	28	Vietbank	4.190,2	81,9
13	MSB	11.750,0	117,2	29	PGbank	3.000,0	94,3
14	KLB	3.237,0	97,2	30	Eximbank	12.355,2	87,7
15	Techcombank	35.001,4	128,7	31	HDBank	16.088,5	118,6
16	Nam A bank	3.890,0	95,7				

Nguồn: Thống kê của Ngân hàng Nhà nước (www.sbv.gov.vn)

Kết quả tại Bảng 3 cho thấy, có tới 23/31 ngân hàng có tỷ lệ cho vay/ huy động khách hàng đi lên trong giai đoạn 2012-2023. Nhìn chung, việc tỷ lệ cho vay/tiền gửi khách hàng (LDR) toàn hệ thống tăng cao trong thời gian qua có thể giải thích do sự lệch pha lớn giữa tăng trưởng tín dụng và tăng trưởng tiền gửi. Mặt khác, ở những ngân hàng có tỷ lệ cho vay/ huy động rất cao còn phản ánh các ngân hàng có nguồn vốn khác để cho vay bên cạnh nguồn vốn tiền gửi của khách hàng. Tính đến cuối năm 2022, tăng trưởng tín dụng toàn hệ thống đạt 12,87 % so với cuối năm 2021, đã vượt xa đáng kể so với tăng trưởng tiền gửi là 5,99%. Trong số 27 ngân hàng có đủ số liệu để tính LDR thì có 24 ngân hàng đạt tỷ lệ trên 85% và trong số đó không ít ngân hàng có tỷ lệ này vượt mức 100%. Tỷ lệ LDR vượt mức 100% cũng đồng nghĩa với việc ngân hàng đang cho vay nhiều hơn nguồn vốn huy động. Tỷ lệ LDR càng cao cho thấy khả năng sinh lời càng cao nhưng đồng thời rủi ro thanh khoản cũng tăng theo. So với thị trường quốc tế, tỷ lệ sử dụng vốn chỉ khoảng 60-70%, còn khoảng 30-40% được sử dụng để đầu tư vào các công cụ có tính thanh khoản cao,

trong khi các ngân hàng thương mại Việt Nam hoàn toàn tập trung vào hoạt động tín dụng. Bên cạnh đó, tỷ lệ vốn ngắn hạn cho vay trung và dài hạn vẫn tiếp tục tăng trong những năm gần đây. Tính đến thời điểm cuối tháng 1/2024, tỷ lệ này là 18,44%, tăng 1,04% so với thời điểm cuối năm 2023, trong đó ngân hàng thương mại Nhà Nước là 24,23% và ngân hàng thương mại cổ phần là 39,31%.

Thứ ba, rủi ro lãi suất vẫn hiện hữu trong hoạt động kinh doanh

Từ năm 2016 đến nay, Ngân hàng Nhà nước đã sử dụng linh hoạt các biện pháp để điều chỉnh tỷ giá ổn định, như: điều chỉnh lãi suất chiết khấu; can thiệp trực tiếp vào tỷ giá liên ngân hàng; trực tiếp mua bán ngoại tệ trên thị trường ngoại hối; thay đổi trạng thái ngoại tệ của các tổ chức tín dụng; siết chặt thị trường vàng... qua đó đã tạo được sự ổn định về tỷ giá, tăng dự trữ quốc gia và khả năng phòng vệ các rủi ro trong trường hợp dòng vốn đầu tư nước ngoài đảo chiều. Tuy nhiên, những bất ổn về kinh tế vĩ mô trong nước và thế giới, đặc biệt là tỷ lệ lạm phát cao và chính sách thắt chặt tiền tệ của Ngân hàng Nhà nước nhằm kiềm chế lạm phát đã đặt các ngân hàng thương mại trước những rủi ro rất lớn về lãi suất và tỷ giá. Bên cạnh đó những biến động đột ngột về lãi suất cùng với những biện pháp điều hành lãi suất mang tính hành chính của Ngân hàng Nhà nước đã khiến cho các ngân hàng thương mại luôn trong tình trạng đối phó với biến động lãi suất.

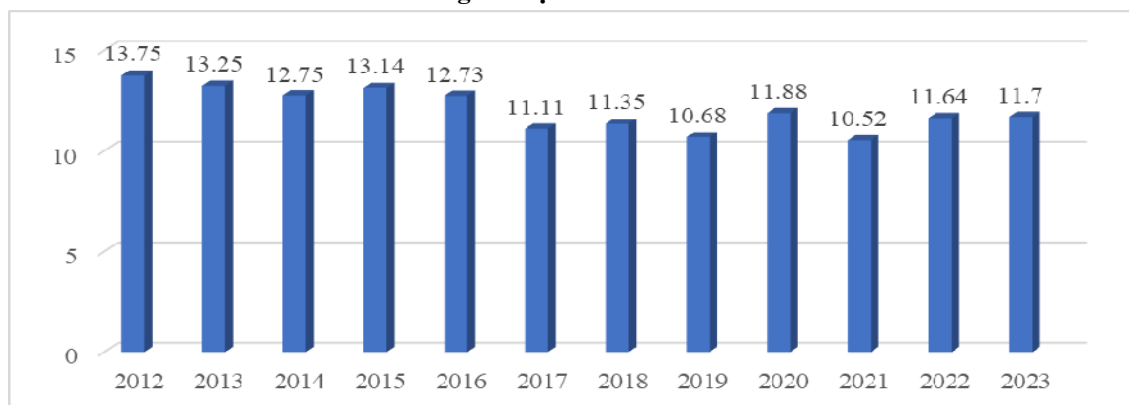
Thứ tư, các tỷ lệ an toàn hoạt động theo quy định thực chất không bảo đảm

Mức độ an toàn của một ngân hàng có thể được phản ánh qua hệ số sử dụng vốn (tỷ lệ cho vay trên huy động) và hệ số an toàn vốn tối thiểu – CAR. Đây là các chỉ tiêu quan trọng liên quan chặt chẽ đến an toàn thanh khoản của các ngân hàng thương mại.

Theo số liệu công bố chính thức của các ngân hàng, thì các chỉ tiêu này đều đạt và vượt mức quy định. Tuy nhiên theo số liệu đánh giá lại của Ủy ban Giám sát tài chính, tình trạng cho vay quá mức dẫn đến hệ số sử dụng vốn của các tổ chức tín dụng luôn ở mức trên 90%.

Tương tự, theo số liệu báo cáo thì hệ số an toàn vốn của toàn hệ thống năm 2021 là 10,52%, năm 2022 là 11,64%, và năm 2023 là 11,7%. Tuy nhiên, ngoại trừ nhóm ngân hàng áp dụng tính hệ số CAR theo thông tư 41/2016/TT-NHNN duy trì xu hướng tăng qua 3 năm gần đây và đạt mức cao hơn trên 3 điểm phần trăm so với mức tiêu chuẩn, trong đó, CAR của các ngân hàng thương mại cổ phần luôn cao hơn đáng kể (trên dưới 12%) so với ngân hàng thương mại có vốn nhà nước (trên dưới 9%). Tính đến cuối tháng 10/2023, tổng vốn tự có của các ngân hàng thương mại có vốn nhà nước là 617.693,6 tỷ đồng, CAR ở mức 9,56% cao hơn so với mức 8,96% ở cuối năm 2021; đối với các ngân hàng thương mại cổ phần, mặc dù tổng vốn tự có tăng 19,96% so với đầu năm 2023, đạt mức 872.065 tỷ đồng, song CAR đạt 12,13% cao hơn so với cùng thời điểm năm 2021 là 11,88%. Theo chiều ngược lại, CAR của nhóm ngân hàng áp dụng Thông tư 02/2019/TT-NHNN (do chưa đủ năng lực áp dụng Thông tư 02) duy trì xu hướng giảm. Theo số liệu thực tế thì hệ số an toàn vốn tối thiểu của nhóm này thực chất cũng ở mức dưới thông lệ và so với yêu cầu. Năm 2023, CAR của cả nhóm đạt 9,5%, thấp hơn lần lượt là 9,8 điểm phần trăm và gần 1 điểm phần trăm so với cuối năm 2021 và năm 2022.

Hình 3: Hệ số CAR của hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam giai đoạn 2011-2023



Nguồn: Thống kê của Ngân hàng Nhà nước (www.sbv.gov.vn)

Nếu so sánh với các nước trong khu vực, tỷ lệ an toàn vốn thực tế của hệ thống tổ chức tín dụng Việt Nam thấp hơn rất nhiều so với mức CAR bình quân 12,3% của một số nước Đông Nam Á (CAR của Thái Lan là 19,6%, CAR của Malaysia là 18,3%, CAR Hongkong 22,6%, CAR Singapore 17,1%, CAR Trung Quốc 15,7%).

Hình 3 cho thấy hệ số an toàn vốn tối thiểu CAR của toàn hệ thống giai đoạn 2013-2023 đã cao hơn quy định của Ngân hàng Nhà nước Việt Nam, cũng như khuyến cáo của Basel. Tuy vậy, xu hướng chung là CAR đang giảm dần trong những năm gần đây khi khả năng tăng vốn bị chững lại trong khi các ngân hàng chưa thể cấu trúc tài sản theo hướng hợp lý để giảm thiểu rủi ro.

Thứ năm, tình trạng sở hữu chéo diễn ra phổ biến trong hệ thống ngân hàng thương mại

Sở hữu chéo trong hệ thống ngân hàng là một thuộc tính khách quan và đã tồn tại từ lâu ở nhiều nền kinh tế thế giới, đặc biệt là các quốc gia mà hệ thống tài chính đã phát triển. Nhìn nhận về khía cạnh tích cực thì sở hữu chéo sẽ tạo điều kiện cho các ngân hàng nhỏ nhận được sự hỗ trợ về vốn, công nghệ, kinh nghiệm quản trị cũng như điều hành nhân lực từ các ngân hàng lớn. Tuy nhiên, tình trạng sở hữu chéo tại hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam lại đang là nguy cơ gây bất ổn cho chính hệ thống ngân hàng. Bởi lẽ, sở hữu chéo đã tạo điều kiện cho nhiều ngân hàng nhỏ lách được quy định trong nghị định 141/2006/NĐ-CP của Chính phủ về vốn pháp định của các tổ chức tín dụng đến cuối năm 2010. Hiện tượng 1 ngân hàng thương mại nhà nước sở hữu chéo 4 ngân hàng thương mại cổ phần; ít nhất 6 ngân hàng thương mại cổ phần có cổ đông là 1 ngân hàng thương mại cổ phần khác; hay các tập đoàn, doanh nghiệp nhà nước góp vốn vào ngân hàng thương mại cổ phần, sau đó các ngân hàng thương mại cổ phần này lại cho chính các doanh nghiệp nhà nước này vay vốn, hoặc cổ đông lớn hoặc người có liên quan cổ đông lớn có tình che giấu, nhờ các cá nhân, tổ chức khác đứng tên số cổ phần sở hữu để lách quy định của pháp luật,... đã gây ra rất nhiều hệ lụy. Trước tiên là tình trạng vô hiệu hóa các quy định về an toàn vốn của tổ chức tín dụng, gây nên hiện tượng tăng vốn ảo trong các ngân hàng. Bên cạnh đó, do ngân hàng thương mại vẫn có thể tham gia đầu tư chứng khoán, vì vậy các quy định về giới hạn đầu tư, góp vốn cổ phần nhằm tách bạch hoạt động ngân hàng đầu tư ra khỏi hoạt động của các ngân hàng thương mại cũng bị vô hiệu hóa. Và bản thân các ngân hàng thương mại có thể chuyển hóa nợ xấu thành “tài sản có” khác thông qua các công ty con, công ty liên kết từ đó vô hiệu hóa các quy định về trích lập dự phòng rủi ro.

Thứ sáu, kết quả kinh doanh không thực chất, nhiều ngân hàng phải đối mặt với nguy cơ thua lỗ

Trái ngược với sự tăng trưởng dương của tổng tài sản và quy mô hoạt động, khả năng sinh lời (ROA) của hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam khá thấp và có xu hướng giảm trong giai đoạn 2012-2022 (xem Bảng 4)

Bảng 4: Khả năng sinh lời tài sản và nguồn vốn của hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam giai đoạn 2012-2022

Chỉ số	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
ROA	0,40	0,60	0,51	0,52	0,56	0,69	0,72	0,70	0,84	0,91	0,87
ROE	7,82	6,09	6,12	6,03	7,05	9,86	12,76	11,02	8,07	10,03	14,62

Nguồn: Báo cáo thường niên của Ngân hàng Nhà nước, 2022

ROE cho biết hiệu quả sinh lời trên 1 đồng vốn của một ngân hàng, ROE càng lớn, hiệu suất sử dụng vốn của ngân hàng càng cao (ROE <10: hiệu quả thấp; 10<ROE<20: hiệu quả trung bình; ROE>20: hiệu quả tốt). Như vậy có thể thấy rằng mặc dù số lượng chi nhánh, sở giao dịch khá nhiều, quy mô tài sản và hoạt động tăng trưởng, tuy nhiên các ngân hàng thương mại Việt Nam đang hoạt động kinh doanh với hiệu quả, chất lượng và lợi nhuận thấp, được thể hiện ở các chỉ số tài chính như khả năng sinh lời trên tổng tài sản thấp, trong khi mức độ rủi ro cao thể hiện qua tỷ lệ nợ xấu và các khoản nợ bán sang VAMC chưa có biện pháp hữu hiệu để thu hồi, xử lý. Cho tới nay nguồn thu nhập chính của hệ thống ngân hàng thương mại vẫn là nguồn thu đến từ hoạt động tín dụng. Tuy nhiên trong bối cảnh nợ xấu gia tăng và tín dụng suy giảm thì nhiều ngân hàng sẽ phải đối mặt với nguy cơ thua lỗ. Thêm vào đó các áp lực về lợi nhuận cũng sẽ ngăn chặn việc giảm lãi suất cho vay của các ngân hàng thương mại, gây tác động không tốt tới môi trường kinh doanh của chính ngân hàng.

4. Đề xuất các giải pháp nhằm phòng ngừa rủi ro trong hệ thống ngân hàng thương mại hiện nay

Từ việc phân tích thực trạng trên có thể thấy rằng, nguy cơ rủi ro đã và đang chứa đựng trong từng nghiệp vụ hoạt động và kinh doanh của hệ thống ngân hàng thương mại, vì thế tìm kiếm giải pháp phòng ngừa rủi ro trong giai đoạn hiện nay là cần thiết và cấp bách. Bởi vậy, trong thời gian tới cần triển khai đồng bộ các giải pháp ở cả tầm vĩ mô và vi mô cụ thể như sau:

4.1. Đề xuất với các ngân hàng thương mại

Một là, hoàn thiện quy trình và nâng cao năng lực quản trị rủi ro

Hoàn thiện quy trình và nâng cao năng lực quản trị rủi ro là hoạt động có vai trò quan trọng trong phát triển an toàn của mỗi ngân hàng cũng như toàn hệ thống. Theo tác giả, mỗi ngân hàng cần tiếp tục nghiên cứu, hoàn thiện các quy trình quản lý rủi ro theo chuẩn mực quốc tế. Phát triển và hoàn thiện hệ thống báo cáo quản lý nội bộ và hệ thống kế toán quản lý nhằm hỗ trợ công tác quản lý kinh doanh, ứng dụng hiệu quả các hệ thống thông tin quản lý trong việc hỗ trợ ra quyết định cũng như tăng cường vai trò điều hành kinh doanh, kiểm soát và quản lý rủi ro của ngân hàng. Phối hợp nhịp nhàng và đồng bộ giữa quản trị rủi ro tín dụng - quản trị rủi ro thanh khoản trong quản trị tài sản Nợ - Có. Xây dựng hệ thống định danh, quản lý khách hàng/nhóm khách hàng liên quan để bảo đảm tuân thủ các giới hạn an toàn theo quy định của luật.

Hai là, nâng cao chất lượng nguồn nhân lực

Năng lực cán bộ ngân hàng có đóng góp rất lớn đến hoạt động quản trị rủi ro, đặc biệt là của Hội đồng quản trị và Ban điều hành. Bởi vậy, để nâng cao năng lực quản trị rủi ro thì cần phải có các Thành viên Hội đồng quản trị độc lập, có năng lực chuyên môn và kinh nghiệm quản lý rủi ro. Giải pháp trước mắt là các ngân hàng thương mại cần tiêu chuẩn hóa lại đội ngũ cán bộ ngân hàng, bao gồm cả cán bộ quản lý và cán bộ trực tiếp tham gia vào quá trình kinh doanh; nếu thấy cần thiết có thể thuê Hội đồng tư vấn là các chuyên gia cao cấp giàu kinh nghiệm để thiết lập định hướng quản trị rủi ro cho ngân hàng. Tiếp tục xây dựng và hoàn thiện các chương trình đào tạo nhằm nâng cao kỹ năng quản lý và nghiệp vụ ngân hàng hiện đại.

Ba là, nâng cao năng lực tài chính

Các ngân hàng thương mại cần có lộ trình tăng vốn phù hợp và đưa ra phương án kinh doanh phù hợp với số vốn tăng lên, tránh việc đầu tư không có hiệu quả. Lựa chọn có hiệu quả các phương án xử lý nợ xấu thông qua việc cơ cấu lại các khoản nợ, xử lý dự phòng, bán nợ...

4.2. Đề xuất với các cơ quan quản lý nhà nước

Một là, xây dựng và điều hành chính sách tiền tệ ổn định và bền vững

Sự ổn định của chính sách tiền tệ sẽ đảm bảo cho sự tăng trưởng ổn định của nền kinh tế. Không có những biến động lớn về giá cả, lãi suất, tỷ giá hối đoái, tỷ lệ lạm phát... sẽ làm tăng niềm tin của người kinh doanh vào thể chế kinh tế hiện hành. Bởi vậy, việc xây dựng và điều hành chính sách cần hướng tới mục tiêu ổn định, phù hợp với quy luật cung cầu, khả năng hấp thụ vốn của doanh nghiệp, thị trường và sức khỏe của nền kinh tế. Không vì áp lực chỉ tiêu để hạ thấp các tiêu chuẩn có tính nguyên tắc, làm tăng các rủi ro trung và dài hạn cho nền kinh tế. Theo tác giả, chính sách tiền tệ trong thời gian tới cần được điều chỉnh theo hướng sau:

- Đối với chính sách lãi suất, cần thực hiện chính sách lãi suất thay đổi linh hoạt và kịp thời theo sát cung cầu vốn. Chủ động sử dụng các công cụ chính sách tiền tệ theo nguyên tắc thị trường và áp dụng các biện pháp thích hợp để định hướng và ổn định lãi suất, hướng tới lãi suất thực dương.

- Đối với chính sách tỷ giá, nên áp dụng cơ chế tỷ giá thả nổi có điều tiết vĩ mô thay vì cơ chế neo tỷ giá như hiện nay. Tiếp tục nâng cao tính minh bạch và nhất quán trong chính sách can thiệp của Ngân hàng Nhà nước và Chính phủ nhằm điều hành chính sách tiền tệ nói chung và chính sách tỷ giá nói riêng.

Hai là, giảm sự can thiệp của Nhà Nước vào hoạt động ngân hàng, đồng thời yêu cầu các ngân hàng phải minh bạch trong kinh doanh

Sự can thiệp quá sâu của Nhà nước vào hoạt động kinh doanh của các ngân hàng sẽ làm giảm tính chủ động và hiệu quả trong hoạt động. Bởi vậy trong thời gian tới, Nhà nước nên hạn chế sử dụng các biện pháp hành chính trong điều hành lãi suất, tỷ giá hối đoái. Đối với ngân hàng thương mại nhà nước cần tiếp tục giảm tỷ trọng phần vốn nhà nước ở mức hợp lý, giúp ngân hàng tăng năng lực tài chính, nâng cao khả năng cạnh tranh, năng lực quản lý và quyền tự chủ quyết định của các ngân hàng.

Bên cạnh đó, cần hoàn thiện công tác thanh tra giám sát hoạt động của các ngân hàng thương mại, nâng cao vai trò, chất lượng thanh tra trong toàn hệ thống, đẩy mạnh việc thực hiện kiểm toán nội bộ, trích lập và sử dụng dự phòng để xử lý các rủi ro trong hoạt động ngân hàng và các tổ chức tín dụng.

Ba là, tiếp tục xử lý nợ xấu

Nợ xấu không chỉ ảnh hưởng đến năng lực cạnh tranh cũng như mức độ ổn định của hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam, mà còn ảnh hưởng đến các chủ thể trong nền kinh tế. Do đó giải quyết nợ xấu không chỉ là việc riêng của các ngân hàng thương mại, của Ngân hàng Nhà nước, mà cần có sự tham gia của toàn bộ các cơ quan quản lý nhà nước đồng hành cùng hệ thống doanh nghiệp nói chung. Để xử lý nợ xấu, Chính phủ cần cho phép một số ngân hàng trong nước hoặc ngân hàng nước ngoài có tiềm lực tài chính lớn, quản trị doanh nghiệp tốt mua lại những ngân hàng yếu kém trên cơ sở có sự hỗ trợ kiểm soát từ phía Ngân hàng Nhà nước, hoặc giảm các thủ tục không cần thiết và tạo điều kiện thuận lợi cho các hoạt động mua bán nợ nhằm thúc đẩy sự hình thành và phát triển của thị trường mua bán nợ hiệu quả hơn.

Bốn là, xây dựng các chế tài để xử phạt các hành vi tiêu cực phát sinh từ sở hữu chéo

Để hạn chế các tiêu cực của sở hữu chéo, các cơ quan quản lý phải xây dựng các biện pháp để ngăn ngừa các hành vi cố tình vi phạm, đồng thời triệt tiêu các lợi ích từ việc sở hữu chéo như: quy định cấm đầu tư lòng vòng giữa các ngân hàng, dùng các chế tài xử lý nghiêm khắc các hành vi vi phạm.

Năm là, hệ thống các quy định an toàn cần được liên tục nâng cao tính minh bạch, đảm bảo phù hợp với thông lệ quốc tế

Bên cạnh các tỷ lệ an toàn theo quy định, tiến hành bổ sung các tỷ lệ an toàn mới như trạng thái ngoại tệ tối đa so với vốn tự có; tỷ lệ dư nợ cho vay so với tổng tiền gửi; tỷ lệ tiền gửi trung, dài hạn so với tổng dư nợ cho vay trung, dài hạn.

Để tạo lập môi trường kinh doanh ổn định, ngoài các giải pháp nêu trên Chính phủ cần ban hành và triển khai các giải pháp hỗ trợ để điều chỉnh các hoạt động trên thị trường tài chính. Bởi vậy trong thời gian tới, các giải pháp cần triển khai đồng bộ là:

(i) Củng cố năng lực quản lý, xử lý vi phạm và cưỡng chế thực thi của cơ quan quản lý nhà nước nhằm lập lại kỷ cương trên thị trường

Từ những biến động thực tế trên thị trường chứng khoán và thị trường bất động sản thời gian qua cho thấy, các cơ quan quản lý vĩ mô cần siết chặt quy định và tăng cường chế tài xử lý các hành vi vi phạm, thao túng trên thị trường. Thông qua các hoạt động thanh tra xử lý vi phạm, nâng cao hiệu quả hoạt động cưỡng chế thực thi pháp luật của cơ quan quản lý nhà nước; bổ sung các chức năng điều tra và mở rộng phạm vi xử lý các hành vi vi phạm trên thị trường theo thông lệ quốc tế; phát triển và nâng cao năng lực của hệ thống tòa án, trọng tài kinh tế để xử lý tranh chấp phát sinh giữa các thành viên tham gia thị trường.

(ii) Hoàn thiện thể chế giám sát, nâng cao chất lượng và thẩm quyền của các cơ quan giám sát

Để thực hiện giám sát hệ thống tài chính nói chung và hệ thống ngân hàng thương mại nói riêng một cách có hiệu quả nhằm ngăn chặn các nguy cơ rủi ro phát sinh cần hoàn thiện thể chế giám sát và nâng cao thẩm quyền của các cơ quan giám sát. Xây dựng, hoàn thiện quy chế an toàn và các chỉ tiêu giám sát tài chính vĩ mô dựa trên các chuẩn mực quốc tế. Thực hiện giám sát toàn bộ hệ thống các tổ chức tài chính trung gian và hoạt động của thị trường tài chính, kịp thời cảnh báo những nguy cơ làm mất an ninh trong hệ thống tài chính.

Nhằm tăng cường năng lực giám sát, Bộ Tài chính nên cho phép xây dựng một hệ thống công nghệ thông tin và cơ sở dữ liệu giám sát dùng chung cho thị trường. Hệ thống công nghệ thông tin giám sát gồm hai hệ thống chính là hệ thống giám sát các định chế trung gian thị trường và hệ thống giám sát giao dịch được xây dựng trên cơ sở phân tích dữ liệu trích xuất trực tiếp từ cơ sở dữ liệu theo thời gian thực hoặc tái hiện số liệu khi có yêu cầu kiểm tra.

Việc ứng dụng công nghệ thông tin hiện đại phải thực hiện theo các tiêu chí, chuẩn mực quốc tế. Việc xây dựng hệ thống thông tin phải kết hợp cùng với nâng cao năng lực đội ngũ nhân sự trong công tác giám sát thị trường; phát triển kỹ năng giám sát thích hợp để phát hiện được các hành vi bất thường; nâng cao kỹ năng điều tra chuyên sâu các giao dịch nội gián, thao túng giá cả.

Tóm lại, trong bối cảnh hội nhập kinh tế quốc tế về lĩnh vực tài chính – ngân hàng ngày càng sâu rộng, phòng ngừa rủi ro trong hệ thống ngân hàng thương mại là một nội dung hết sức quan trọng nhằm ổn định và phát triển bền vững hệ thống tài chính quốc gia. Với các biện pháp trên đây, sẽ giúp Chính phủ tập trung củng cố năng lực quản lý, hoàn thiện cơ chế giám sát, giữ vững trật tự kỷ cương trên thị trường, cũng đồng thời là việc các ngân hàng thương mại tự hoàn thiện để thích ứng với môi trường mới, khẳng định vị thế quan trọng của mình đối với sự phát triển chung nền kinh tế.

Tài liệu tham khảo

Đào Văn Chung (2023), ‘Quản lý Nhà nước đối với rủi ro tín dụng trong hoạt động của các ngân hàng thương mại Việt Nam trong bối cảnh phát triển mới’, Luận án tiến sĩ, Viện Hàn Lâm Khoa học Xã hội Việt Nam.

Ngân hàng Nhà nước (2024), *Báo cáo tại Hội nghị “Đẩy mạnh tín dụng ngân hàng nhằm hỗ trợ doanh nghiệp và thúc đẩy tăng trưởng kinh tế”*.

Trương Thị Hoài Linh (2023), ‘Phân tích và đánh giá thực trạng hoạt động của các ngân hàng thương mại Việt Nam thời kỳ 2021-2023’,. Kỷ yếu Hội thảo khoa học quốc gia “*Kinh tế Việt Nam năm 2023 và triển vọng năm 2024-Thúc đẩy tổng cầu để tăng trưởng kinh tế trong bối cảnh mới*”.

ẢNH HƯỞNG CỦA LÃNH ĐẠO PHỤNG SỰ ĐẾN LỢI THẾ CẠNH TRANH CỦA CÁC TRƯỜNG ĐẠI HỌC VIỆT NAM: VAI TRÒ TRUNG GIAN CỦA CHIA SẺ TRI THỨC

Hà Diệu Linh

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân
Email: linhhd@neu.edu.vn

Nguyễn Huy Công

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân
Email: nghuycong218@gmail.com

Phạm Kiều Linh

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân
Email: kieulinh942002@gmail.com

Nguyễn Ngọc Anh

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân
Email: nguyenngocanhwork31@gmail.com

Nguyễn Phương Nga

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân
Email: npnga2019@gmail.com

Nguyễn Việt Anh

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân
Email: nguyenvietanh0311@gmail.com

Mã bài: JED-1690

Ngày nhận bài: 28/03/2024

Ngày nhận bài sửa: 03/04/2024

Ngày duyệt đăng: 13/05/2024

DOI: 10.33301/JED.VI.1690

Tóm tắt

Bài viết tập trung xem xét ảnh hưởng của lãnh đạo phụng sự lên lợi thế cạnh tranh và vai trò trung gian của chia sẻ tri thức trong III cơ sở giáo dục đại học trên phạm vi cả nước. Bài viết đồng thời kiểm định mức độ ảnh hưởng của yếu tố quy mô và tính chất công tư của các loại hình cơ sở giáo dục đại học lên các mối quan hệ thông qua phương pháp T-Test và One-way Anova. Kết quả chỉ ra rằng lãnh đạo phụng sự có tác động trực tiếp đến lợi thế cạnh tranh và hành vi chia sẻ tri thức, trong đó chia sẻ tri thức đóng vai trò trung gian một phần. Trên cơ sở này, bài viết đề xuất một số giải pháp liên quan đến hành vi của nhà lãnh đạo cũng như các cơ quan quản lý trực thuộc nhằm giúp các cơ sở giáo dục đại học Việt Nam đạt được và duy trì lợi thế cạnh tranh bền vững trong bối cảnh đầy thách thức như hiện nay.

Từ khóa: Chia sẻ tri thức, giáo dục đại học Việt Nam, lãnh đạo phụng sự, lợi thế cạnh tranh.

Mã JED: M1, M12

The impact of servant leadership on competitive advantage of universities in Vietnam: The mediating role of knowledge sharing

Abstract

The paper aims to examine the impact of servant leadership on competitive advantage and the mediating role of knowledge sharing in III higher education institutions nationwide. The article also tests the influence of scale and public-private nature of different types of higher education institutions on relationships through T-Test and One-way Anova methods. The results indicate that servant leadership has a direct impact on competitive advantage and knowledge sharing behavior, in which knowledge sharing plays a partial mediating role. On this basis, the paper proposes a number of solutions related to the behavior of leaders as well as affiliated management agencies to help Vietnamese higher education institutions achieve and maintain a sustainable competitive advantage in today's challenging context.

Keywords: Knowledge sharing, universities in Vietnam, servant leadership, competitive advantage.

JED Code: M1, M12

1. Giới thiệu

Trong bối cảnh đầy thách thức của toàn cầu hóa, kèm với đó là sự vận động không ngừng của thị trường lao động và nhu cầu ngày càng gia tăng của xã hội, các cơ sở giáo dục đại học (GDĐH) trên toàn thế giới đang đứng trước thách thức đưa ra những chiến lược nhằm khẳng định vị thế vốn có của mình và nâng cao lợi thế cạnh tranh để thu hút nhân tài, đảm bảo nguồn lực và đẩy mạnh chia sẻ tri thức (Miotto & cộng sự, 2020). Tại Việt Nam, thúc đẩy bởi Nghị quyết 77/NQ-CP (Chính phủ, 2014), việc một số cơ sở GDĐH được thí điểm tự chủ đã góp phần làm gia tăng sức nóng cạnh tranh vốn chưa từng có dấu hiệu hạ nhiệt giữa các trường đại học trên cả nước (Nguyễn Thị Minh Phương, 2022).

Giữa những thách thức ấy, phong cách lãnh đạo đóng vai trò như một yếu tố then chốt quyết định sự thành công của tổ chức (Staats, 2015), trong đó, lãnh đạo phụng sự nổi bật hơn cả bởi sự tương thích với loại hình tổ chức tri thức cũng như tiềm năng thúc đẩy hành vi chia sẻ tri thức giữa các cá nhân trong những tổ chức ấy (Song & cộng sự, 2015). Phong cách lãnh đạo phụng sự đặc trưng bởi việc tập trung vào trao quyền và phục vụ các cá nhân khác, đã được chứng minh có tiềm năng góp phần nuôi dưỡng một nền văn hóa tri thức trong các cơ sở GDĐH (Lapointe & Vandenberghe, 2015). Yếu tố chia sẻ tri thức cũng trở nên cần thiết khi bàn về lợi thế cạnh tranh, bởi quản trị tri thức mà trong đó bao gồm việc chia sẻ tri thức, có vai trò như một chức năng chính yếu của các trường đại học, một công cụ chiến lược để các trường đại học duy trì hoặc đạt được lợi thế cạnh tranh bền vững (Ramachandran & cộng sự, 2009).

Mặc dù lãnh đạo phụng sự và chia sẻ tri thức quan trọng đối với lợi thế cạnh tranh, tuy nhiên trên thế giới nói chung và Việt Nam nói riêng, mối liên hệ trực tiếp giữa lãnh đạo phụng sự và lợi thế cạnh tranh trong bối cảnh giáo dục đại học vẫn còn hạn chế. Các nghiên cứu hiện có chủ yếu tập trung vào tác động của phong cách lãnh đạo phụng sự đến sự cam kết với tổ chức (Abbas & cộng sự, 2020), hiệu quả hoạt động của tổ chức (Trần Phạm Khánh Toàn & Trương Trung Trực, 2021) hay hành vi đổi mới (Phạm Thị Bích Ngọc & Trịnh Xuân Thái, 2023) mà bỏ qua những tác động tiềm ẩn của nó đối với lợi thế cạnh tranh. Bên cạnh đó, tại Việt Nam, hầu hết các nghiên cứu liên quan lợi thế cạnh tranh đều được đặt trong bối cảnh doanh nghiệp chứ không phải bối cảnh giáo dục bậc cao (Nguyễn Thành Long, 2012) hoặc nếu có thì sẽ không bàn về các phong cách lãnh đạo nói chung hay về phong cách lãnh đạo phụng sự nói riêng. Đối với các cơ sở GDĐH, việc phát triển và duy trì lợi thế cạnh tranh nên được đặt lên hàng đầu trong bối cảnh ngành giáo dục đang có những bước chuyển mình và tính cạnh tranh giữa các cơ sở đang ngày càng trở nên gay gắt (Tam, 2007).

Xuất phát từ nhu cầu thực tiễn cũng như các khoảng trống nghiên cứu nêu trên, bài viết tập trung xem xét và kiểm định ảnh hưởng của lãnh đạo phụng sự tới lợi thế cạnh tranh của các trường đại học Việt Nam thông qua vai trò trung gian của chia sẻ tri thức cũng như ảnh hưởng của các yếu tố như quy mô và tính chất công tư của các loại hình cơ sở GDĐH lên các mối quan hệ. Từ đó, đưa ra những đề xuất liên quan đến cấp quản lý nhằm thúc đẩy hành vi chia sẻ tri thức của nhân viên trong các cơ sở giáo dục này để đạt được và duy trì lợi thế cạnh tranh bền vững.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Ảnh hưởng của lãnh đạo phụng sự tới lợi thế cạnh tranh

Lãnh đạo phụng sự được Eva & cộng sự (2019) định nghĩa là một phong cách lãnh đạo được thể hiện thông qua việc ưu tiên các nhu cầu và lợi ích cá nhân của cấp dưới, và định hướng lại mối quan tâm của họ đối với bản thân sang mối quan tâm dành cho người khác trong tổ chức và cộng đồng lớn hơn. Trọng tâm của phong cách lãnh đạo này là mong muốn lãnh đạo người khác bằng cách phục vụ họ thay vì phục vụ bản thân. Nhà lãnh đạo phụng sự sẵn sàng, tự nguyện tận dụng cơ hội để phục vụ người khác bất cứ khi nào có nhu cầu chính đáng chứ không chỉ phục vụ người khác khi thấy thuận tiện hoặc có lợi cho cá nhân họ (Sendjaya & Cooper, 2011).

Hiện nay một số phong cách lãnh đạo được chứng minh có ảnh hưởng đến lợi thế cạnh tranh như: lãnh đạo chuyển đổi (Yang & Yang, 2018), lãnh đạo có sự tham gia (Gil-Cordero & cộng sự, 2023), hay lãnh đạo nền tảng (Yang & cộng sự, 2022). Tuy nhiên, trong bối cảnh hiện nay, khi nhận thức về sự ích kỷ của các lãnh đạo ngày càng tăng (Parris & Peachey, 2013) cũng như sự suy yếu vào khả năng lãnh đạo trong bối cảnh các quốc gia phải đối mặt với các thách thức riêng (Anheier & Knudsen, 2023) thì lý thuyết lãnh đạo phụng sự nhấn mạnh vào phục vụ người khác và tạo dựng niềm tin trở nên phù hợp để giải quyết những thách thức này ở thế kỉ 21 (Parris & Peachey, 2013; Anheier & Knudsen, 2023). Bên cạnh đó, theo lý thuyết dựa trên nguồn lực, vốn trí tuệ được xem là nhân tố có tác động lớn nhất lợi thế cạnh tranh (Bontis, 1998; Yaseen & cộng sự, 2016) mà lãnh đạo phụng sự ảnh hưởng đáng kể đến vốn trí tuệ (Salman & cộng sự, 2020). Nhóm

tác giả đề xuất giả thuyết:

H1: Lãnh đạo phụng sự có tác động cùng chiều đến lợi thế cạnh tranh của các trường đại học Việt Nam

2.2. Vai trò trung gian của chia sẻ tri thức trong mối quan hệ giữa lãnh đạo phụng sự và lợi thế cạnh tranh

2.2.1. Ảnh hưởng của lãnh đạo phụng sự tới chia sẻ tri thức

Sự tin cậy vào người lãnh đạo sẽ làm tăng ý định chia sẻ tri thức của nhân viên và ảnh hưởng tới cách nhân viên tương tác với nhau (Renzl, 2008). Điều này phù hợp với lý thuyết lãnh đạo phụng sự trong việc xây dựng lòng tin đối nhân viên bởi các đặc tính liêm chính, đồng cảm, có đạo đức và đáp ứng nhu cầu của cấp dưới (Liden & cộng sự, 2008). Bên cạnh đó, lãnh đạo phụng sự sẽ thúc đẩy một môi trường làm việc tích cực, khuyến khích sự phát triển và trao đổi ý tưởng giữa các đồng nghiệp, tạo ra một tinh thần làm việc tích cực (Phạm Thị Bích Ngọc & Trịnh Xuân Thái, 2023). Không chỉ bó hẹp trong phạm vi tổ chức, họ còn được hỗ trợ để tham gia vào mạng lưới bên ngoài, nơi họ có thể chia sẻ kinh nghiệm và kiến thức hoặc liên kết công việc với xã hội và các mục tiêu bên ngoài tổ chức. Nghiên cứu của Song & cộng sự (2015) cũng ủng hộ điều này rằng lãnh đạo phụng sự sẽ có tác động tích cực đến môi trường chia sẻ tri thức trong một tổ chức. Do đó, giả thuyết đề xuất:

H2: Lãnh đạo phụng sự có ảnh hưởng cùng chiều tới chia sẻ tri thức của các trường đại học Việt Nam

2.2.2. Ảnh hưởng của chia sẻ tri thức tới lợi thế cạnh tranh

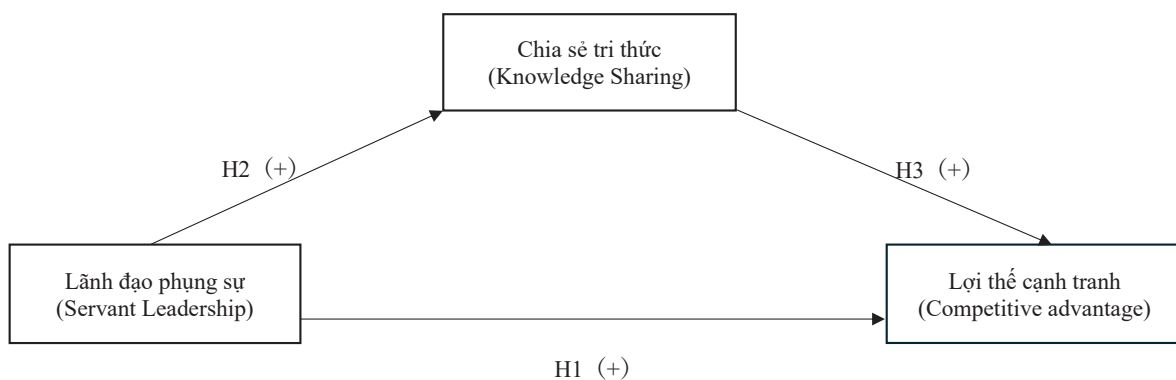
Kiến thức tồn tại trong mỗi cá nhân giúp tạo ra những ý tưởng mới mà mục đích cuối cùng là nâng cao lợi thế cạnh tranh của tổ chức (Urbancova, 2013). Tuy nhiên, sự tồn tại đơn giản của tri thức trong một tổ chức là không đủ để đạt được lợi thế cạnh tranh; tri thức chỉ tạo ra giá trị khi tổ chức sử dụng và chia sẻ nó có mục đích (Oliveira & cộng sự, 2020; Đỗ Anh Đức & Lê Anh Đức, 2022; Pham & cộng sự, 2023). Radaelli & cộng sự (2011) đã cụ thể rằng việc chia sẻ tri thức sẽ đem lại vốn trí tuệ cao hơn. Trong khi vốn trí tuệ là nhân tố quan trọng cung cấp nguồn lợi thế cạnh tranh bền vững tiềm năng cho tổ chức (Hayton, 2005; Do & cộng sự, 2021). Như vậy, chia sẻ tri thức có thể mang lại lợi thế cạnh tranh cho tổ chức. Chia sẻ tri thức giúp hình thành thông tin mới và nâng cao lợi thế cạnh tranh thông qua một số hoạt động như chia sẻ kinh nghiệm, ý tưởng và ứng dụng (Arsawan & cộng sự, 2022). Hơn nữa, chia sẻ tri thức còn góp phần giúp mọi người từ các nhóm khác nhau hợp tác, tạo điều kiện thuận lợi cho việc trao đổi kiến thức, tăng cường học tập để hoàn thành các mục tiêu của cá nhân và tổ chức, từ đó đạt được lợi thế cạnh tranh (Eidizadeh & cộng sự, 2017). Do vậy, giả thuyết đề xuất:

H3: Chia sẻ tri thức có ảnh hưởng cùng chiều tới lợi thế cạnh tranh của các trường đại học Việt Nam

Như trên đã đề cập lãnh đạo phụng sự có mối quan hệ tích cực với chia sẻ tri thức và chia sẻ tri thức ảnh hưởng tới lợi thế cạnh tranh. Do đó, chúng tôi kỳ vọng trong nghiên cứu này sẽ làm rõ được mối quan hệ trung gian của chia sẻ tri thức giữa lãnh đạo phụng sự và lợi thế cạnh tranh. Từ đó, giả thuyết được đưa ra:

H4: Chia sẻ tri thức đóng vai trò trung gian trong mối quan hệ giữa lãnh đạo phụng sự và lợi thế cạnh tranh của các trường đại học Việt Nam

Hình 1: Mô hình nghiên cứu



Nguồn: Nhóm tác giả đề xuất

2.3. Mô hình và giả thuyết nghiên cứu

Dựa trên cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu, nhóm tác giả đề xuất mô hình nghiên cứu như Hình 1. Các giả thuyết tương ứng như sau:

H1: Lãnh đạo phụng sự có tác động tích cực tới lợi thế cạnh tranh trong các trường đại học Việt Nam

H2: Lãnh đạo phụng sự có ảnh hưởng tới chia sẻ tri thức trong các trường đại học Việt Nam

H3: Chia sẻ tri thức có tác động tích cực tới lợi thế cạnh tranh trong các trường đại học Việt Nam

H4: Chia sẻ tri thức là trung gian trong mối quan hệ giữa lãnh đạo phụng sự và lợi thế cạnh tranh.

Trong nghiên cứu này nhóm tác giả cũng sử dụng một số biến kiểm soát gồm loại hình công tư của cơ sở giáo dục (Belfield & Levin, 2002) và quy mô cơ sở giáo dục (Belfield & Levin, 2002).

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Phương pháp chọn mẫu và thu thập dữ liệu

Đề thu thập ý kiến về hành vi lãnh đạo phụng sự, chia sẻ tri thức và lợi thế cạnh tranh trong các trường đại học Việt Nam, 688 cán bộ, nhân viên, giảng viên có từ 5 năm kinh nghiệm trở lên hiện đang công tác tại 111 trường đại học công lập và dân lập từ Bắc vào Nam đã được khảo sát. Thông tin thu thập thông qua bảng hỏi trực tuyến trên Google Docs và được gửi đến các đối tượng nghiên cứu thông qua các mối quan hệ, các kênh mạng xã hội và email. Trong số 688 phiếu thu được, 16 phiếu trả lời không hợp lệ đã được loại bỏ do lặp lại hoặc do người tham gia khảo sát có dưới 5 năm kinh nghiệm làm việc tại trường học, do vậy 672 phiếu còn lại được sử dụng cho quá trình phân tích. Để phân tích dữ liệu ở cấp độ trường, nhóm tác giả lấy trung bình giá trị của các phiếu trong cùng trường để có được bộ dữ liệu tổng hợp theo từng trường đại học. Phương pháp tổng hợp dữ liệu này đã được áp dụng trong một số nghiên cứu trước đây (Trần Quang Huy, 2017).

3.2. Đặc điểm mẫu khảo sát

Trong 672 đối tượng khảo sát, cán bộ quản lý chiếm 68,63%, giảng viên và nghiên cứu viên chiếm 31,99%. Lần lượt 51,34%, 44,2%, 4,46% có kinh nghiệm công tác từ 15 năm trở lên, 10 đến dưới 15 năm và 5 đến dưới 10 năm.

Trong 111 trường được khảo sát có 92 trường đại học công lập (chiếm 82,9%). Quy mô tuyển sinh chủ yếu của trường là 1000 - 3000 sinh viên/năm, chiếm 35,1% tổng số mẫu nghiên cứu. Các trường đại học được khảo sát đa số ở miền Bắc, với tỉ lệ 58,6%, các trường ở miền Nam chiếm 25,2%.

3.3. Xây dựng thang đo

Nhóm nghiên cứu sử dụng thang đo Likert 5 điểm từ 1 – 5 với mức độ từ “Hoàn toàn không đồng ý” đến “Hoàn toàn đồng ý”.

Thang đo lãnh đạo phụng sự được xây dựng từ nghiên cứu của Liden & cộng sự (2015), chia sẻ tri thức được phát triển dựa trên thang đo của Wang & Wang (2012). Thang đo lợi thế cạnh tranh được kế thừa và phát triển từ thang đo của Lo & Tian (2019).

3.4. Kết quả kiểm định độ tin cậy, tính xác thực của thang đo và thực trạng nghiên cứu

Để đánh giá độ tin cậy của các thang đo, nghiên cứu sử dụng hệ số Cronbach's Alpha. Theo Hair & cộng sự (2019), giá trị Cronbach's Alpha lớn hơn 0,7 được xem là đạt độ tin cậy cao. Kết quả kiểm định cho thấy tất cả các biến trong mô hình nghiên cứu đều đạt độ tin cậy lớn hơn 0,7 (Bảng 1).

Kỹ thuật phân tích nhân tố khám phá (EFA) được sử dụng để đánh giá tính xác thực của các thang đo. Phân tích EFA được thực hiện với phép trích Principal Axis Factoring (PAF) kết hợp với phép quay không vuông góc Promax và chọn trị số Eigenvalue bằng 1. Giá trị KMO= 0,932 >0,5 và kiểm định Bartlett có ý nghĩa thống kê (sig= 0,000 <0,05) chứng tỏ các biến quan sát có tương quan với nhau trong tổng thể nên có thể khẳng định dữ liệu thích hợp để thực hiện phân tích nhân tố khám phá.

Kết quả phân tích EFA còn cho thấy hệ số tải nhân tố của tất cả các chỉ báo đo lường các biến trong mô hình đều lớn hơn 0,5 (Phụ lục 01). Điều này chứng tỏ các biến quan sát đều có thể dùng được và có ý nghĩa vì đảm bảo tính hội tụ của từng thước đo trong mô hình theo đề xuất của Hair & cộng sự (2019).

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Đánh giá thang đo bằng phân tích nhân tố khẳng định (CFA)

Mô hình nghiên cứu được đánh giá là phù hợp với dữ liệu khảo sát dựa trên các chỉ số sau: CMIN/df = 1,089 < 3; TLI = 0,994 > 0,9; CFI = 0,995 > 0,9; GFI = 0,874 > 0,8 và < 0,9; RMSEA = 0,028 < 0,08 (Hình

Bảng 1: Kết quả đánh giá độ tin cậy và tính xác thực thang đo

	Nhân tố	Hệ số
Hệ số Cronbach's Alpha	Lãnh đạo phụng sự	0,966
	Chia sẻ tri thức	0,974
	Lợi thế cạnh tranh	0,931
Kiểm định KMO		0,932
Kiểm định Barlett		2404,470
Sig.		0,000

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

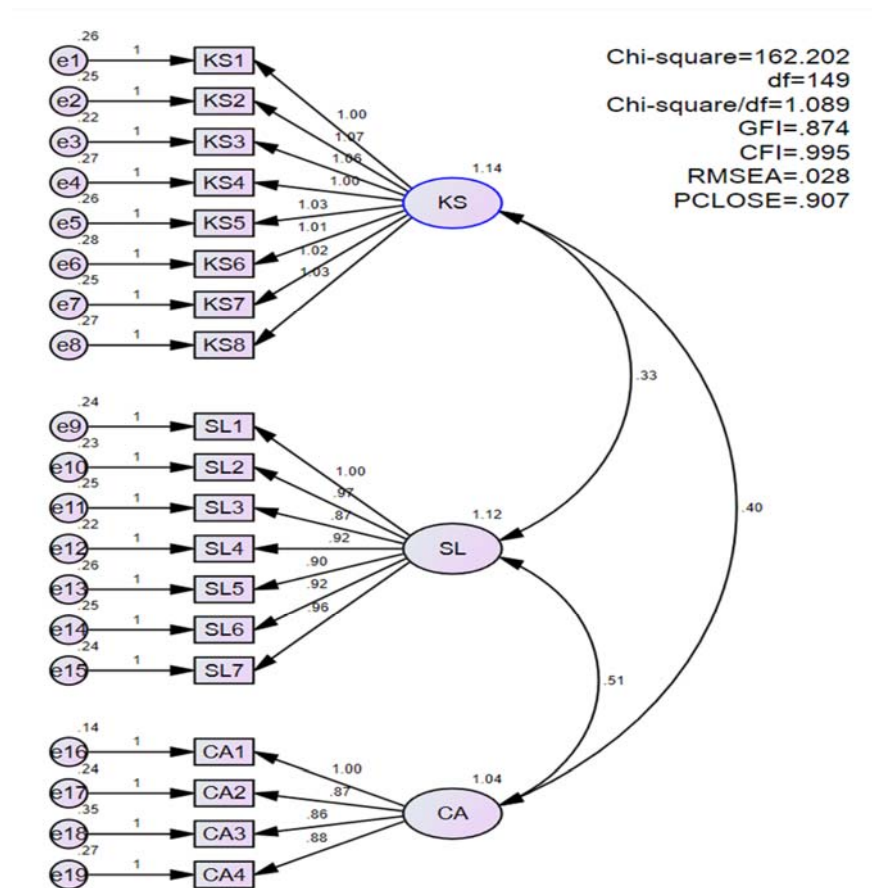
2). Các chỉ số thống kê trên đều nằm trong mức chấp nhận được theo tiêu chuẩn của Nguyễn Đình Thọ & Nguyễn Thị Mai Trang (2008), cho thấy mô hình đo lường có độ tin cậy cao và phù hợp với dữ liệu thu thập được.

4.2. Kiểm định mô hình và các giả thuyết nghiên cứu

Sau khi đánh giá sự phù hợp, cần tiếp tục đánh giá mức độ tác động giữa các nhân tố theo giả thuyết nghiên cứu. Dựa vào bảng 2, nhóm nghiên cứu rút ra một số kết quả nghiên cứu sau:

Thứ nhất: Lãnh đạo phụng sự và lợi thế cạnh tranh: Hệ số hồi quy chuẩn hóa cho mỗi quan hệ giữa lãnh

Hình 2: Kết quả phân tích nhân tố khẳng định



Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

đạo phụng sự và lợi thế cạnh tranh là 0,389 với p-value nhỏ hơn 0,001. Điều này ủng hộ giả thuyết H1, cho thấy lãnh đạo phụng sự có ảnh hưởng trực tiếp đến việc tạo ra lợi thế cạnh tranh cho các trường đại học.

Thứ hai: Lãnh đạo phụng sự và chia sẻ tri thức: Hệ số hồi quy chuẩn hóa cho mối quan hệ giữa lãnh đạo phụng sự và chia sẻ tri thức là 0,296 với p-value nhỏ hơn 0,05. Điều này ủng hộ giả thuyết H2, cho thấy lãnh đạo phụng sự có ảnh hưởng tích cực đến việc chia sẻ tri thức trong các trường đại học ở Việt Nam.

Thứ ba: Chia sẻ tri thức và lợi thế cạnh tranh: Hệ số hồi quy chuẩn hóa cho mối quan hệ giữa chia sẻ tri

Bảng 2: Kết quả kiểm định giả thuyết nghiên cứu

Giả thuyết	Mối quan hệ	Kỳ vọng dấu	Hệ số hồi quy chuẩn hóa	P-value	Kiểm định giả thuyết
H1	Lãnh đạo phụng sự → Lợi thế cạnh tranh	Dương	0,389	***	Ủng hộ
H2	Lãnh đạo phụng sự → Chia sẻ tri thức	Dương	0,296	**	Ủng hộ
H3	Chia sẻ tri thức → Lợi thế cạnh tranh	Dương	0,236	**	Ủng hộ

*Ghi chú: *** biểu thị $p < 0,001$; ** biểu thị $p < 0,05$*

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

thức và lợi thế cạnh tranh là 0,236 với p-value nhỏ hơn 0,05. Điều này ủng hộ giả thuyết H3, cho thấy việc chia sẻ tri thức góp phần tạo ra lợi thế cạnh tranh cho các trường đại học.

4.3. Vai trò trung gian của chia sẻ tri thức

Kết quả phân tích hồi quy tuyến tính cho thấy lãnh đạo phụng sự (SL) có ảnh hưởng gián tiếp đến lợi thế cạnh tranh (CA) thông qua chia sẻ tri thức (KS) với mức độ tương đối mạnh ($\beta = 0,073$, $p < 0,05$). Khoảng tin cậy 95% cho hiệu ứng này là từ 0,027 đến 0,146 không bao gồm giá trị 0, khẳng định tính chắc chắn của ảnh hưởng này.

Ngoài ra, nghiên cứu cũng tìm thấy ảnh hưởng trực tiếp của lãnh đạo phụng sự lên lợi thế cạnh tranh là dương ($\beta = 0,389$, $p < 0,05$) và cùng chiều với ảnh hưởng gián tiếp. Điều này cho thấy lãnh đạo phụng sự tác động tích cực đến lợi thế cạnh tranh thông qua cả hai con đường trực tiếp và gián tiếp. Mối quan hệ của lãnh đạo phụng sự đến lợi thế cạnh tranh là trung gian một phần bởi chia sẻ tri thức. Điều này có nghĩa là lãnh đạo phụng sự không chỉ trực tiếp thúc đẩy lợi thế cạnh tranh mà còn gián tiếp thúc đẩy lợi thế cạnh tranh

Bảng 3: Kết quả kiểm định vai trò trung gian

Giả thuyết	Mối quan hệ	Hệ số hồi quy chuẩn hóa	Khoảng tin cậy của tác động gián tiếp	
			Giới hạn dưới	Giới hạn trên
H4	SL → KS → CA	0,073**	0,027	0,146

Ghi chú: SL – Lãnh đạo phụng sự; KS – Chia sẻ tri thức; CA – Lợi thế cạnh tranh;

**** biểu thị $p < 0,001$; ** biểu thị $p < 0,05$*

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

thông qua việc khuyến khích chia sẻ tri thức trong môi trường đại học.

4.4. Kiểm định sự khác biệt theo đặc điểm trường

4.4.1. Kiểm định sự khác biệt bằng t-test

Nhóm nghiên cứu sử dụng phương pháp kiểm định hai mẫu độc lập để so sánh hai giá trị trung bình của biến định lượng đối với biến kiểm soát gồm hai giá trị (công lập và ngoài công lập). Đầu tiên, kiểm định Levene được sử dụng để kiểm tra giả thuyết về sự đồng nhất phương sai giữa hai nhóm. Tiếp theo, kiểm định t-Test được sử dụng để kiểm tra giả thuyết về sự khác biệt có ý nghĩa về điểm trung bình đánh giá giữa hai nhóm. Kết quả phân tích cho thấy có sự khác biệt về chia sẻ tri thức theo loại hình cơ sở giáo dục, tuy nhiên chưa tìm thấy sự khác biệt về lãnh đạo phụng sự và lợi thế cạnh tranh theo các loại hình này (Bảng 4).

4.4.2. Kiểm định sự khác biệt bằng phân tích phương sai ANOVA

Mẫu khảo sát được phân thành 4 nhóm theo quy mô sinh viên: nhỏ (dưới 5.000 sinh viên), trung bình

Bảng 4: Kết quả kiểm định sự khác biệt bằng T-test

	Lãnh đạo phụng sự		Chia sẻ tri thức		Lợi thế cạnh tranh	
	Mức ý nghĩa của kiểm định Levene	Mức ý nghĩa của kiểm định T	Mức ý nghĩa của kiểm định Levene	Mức ý nghĩa của kiểm định T	Mức ý nghĩa của kiểm định Levene	Mức ý nghĩa của kiểm định T
	Loại hình cơ sở giáo dục	0,895	0,637	0,025	0,863	0,778

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

(5.000 - 10.000 sinh viên), lớn (10.000 - 20.000 sinh viên) và rất lớn (trên 20.000 sinh viên). Nhóm nghiên cứu sử dụng phương pháp thống kê để so sánh sự khác biệt giữa các nhóm này đối với các biến định lượng.

Kết quả Bảng 5 cho thấy tất cả các biến đều không có sự khác biệt trung bình có ý nghĩa thống kê giữa các nhóm giá trị, ngoại trừ biến lãnh đạo phụng sự (Sig ANOVA = 0,001 < 0,05). Điều này cho thấy sự khác

Bảng 5: Kết quả kiểm định sự khác biệt bằng phân tích ANOVA

	Quy mô	
Lãnh đạo phụng sự	Mức ý nghĩa của kiểm định Levene	0,571
	Mức ý nghĩa của kiểm định ANOVA	0,001
	Mức ý nghĩa của kiểm định Welch	X
Chia sẻ tri thức	Mức ý nghĩa của kiểm định Levene	0,893
	Mức ý nghĩa của kiểm định ANOVA	0,256
	Mức ý nghĩa của kiểm định Welch	X
Lợi thế cạnh tranh	Mức ý nghĩa của kiểm định Levene	0,92
	Mức ý nghĩa của kiểm định ANOVA	0,57
	Mức ý nghĩa của kiểm định Welch	x

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

biệt trung bình có ý nghĩa thống kê giữa các nhóm giá trị đối với biến lãnh đạo phụng sự. Nhóm nghiên cứu tiến hành phân tích sâu hơn cho thấy trường có quy mô nhỏ có giá trị trung bình lãnh đạo phụng sự cao nhất, tiếp theo là trường có quy mô lớn, trường có quy mô trung bình và trường có quy mô rất lớn.

5. Thảo luận và kiến nghị

Kết quả nghiên cứu khẳng định ảnh hưởng của lãnh đạo phụng sự tới lợi thế cạnh tranh của các cơ sở GDĐH và hành vi chia sẻ tri thức của các cán bộ nhân viên của các cơ sở này. Điều này là do lãnh đạo phụng sự thường tạo ra một môi trường làm việc thoải mái, an toàn và khuyến khích sự cởi mở nhằm tạo điều kiện lý tưởng cho nhân viên chia sẻ tri thức và kinh nghiệm cá nhân của họ, từ đó làm giàu nguồn lực tri thức tổng thể của cả tổ chức. Kết quả này tương đồng với nghiên cứu trước đó của Song & cộng sự (2015) và Yang & Yang (2018).

Nghiên cứu này cũng khẳng định vai trò trung gian của chia sẻ tri thức trong mối quan hệ giữa hành vi lãnh đạo phụng sự và lợi thế cạnh tranh. Cụ thể, khi các thành viên trong tổ chức chia sẻ tri thức và kinh nghiệm, họ không chỉ giúp đỡ nhau trong công việc hàng ngày mà còn tạo ra cơ hội để học hỏi và phát triển kỹ năng của nhau về lâu dài. Điều này góp phần tăng cường năng lực và hiệu suất làm việc của cá nhân, từ đó đẩy mạnh khả năng cạnh tranh của tổ chức. Như vậy, việc nhà lãnh đạo phụng sự tạo ra một môi trường hỗ trợ cho việc chia sẻ tri thức là công cụ hữu ích để tăng cường lợi thế cạnh tranh của các cơ sở GDĐH.

Cuối cùng, khi xem xét sự khác biệt giữa các biến kiểm soát đối với lãnh đạo phụng sự, chia sẻ tri thức và lợi thế cạnh tranh ở các cơ sở GDĐH tại Việt Nam, kết quả phân tích đã chỉ ra rằng có sự khác biệt trong yếu tố lãnh đạo phụng sự khi xét về quy mô các cơ sở GDĐH. Cụ thể, quy mô của các cơ sở càng nhỏ thì yếu tố lãnh đạo phụng sự lại càng mạnh mẽ. Các trường đại học có quy mô lớn thường có số lượng sinh viên đông đúc và nhiều khoa ngành khác nhau, do đó ban lãnh đạo phải đối mặt với việc quản lý một hệ thống phức tạp, đồng thời phải đáp ứng nhu cầu của một lượng lớn sinh viên và cán bộ nhân viên. Ngược lại, ở các cơ

sở GDDH có quy mô nhỏ hơn, nhà lãnh đạo phụng sự có thể có cơ hội gần gũi hơn với cộng đồng sinh viên và cán bộ nhân viên, điều này giúp họ dễ dàng hơn trong việc thiết lập các chính sách và chương trình hỗ trợ chia sẻ tri thức và khuyến khích sự sáng tạo.

Thông qua kết quả thu được, bài viết đề xuất một số giải pháp nhằm thúc đẩy hành vi lãnh đạo phụng sự, chia sẻ tri thức và tăng cường lợi thế cạnh tranh như sau:

Đối với lãnh đạo của các trường đại học: Đầu tiên, để tối ưu hóa tác động tích cực của lãnh đạo phụng sự, ban lãnh đạo cần chú trọng đặc biệt đối với quá trình tuyển chọn và bổ nhiệm cán bộ quản lý cấp Khoa/Viện/Bộ môn dựa trên các tiêu chí như đạo đức, phong cách quản lý, phẩm chất lãnh đạo thay vì chỉ xét thành tích, kinh nghiệm, thâm niên công tác như trước đây. Đồng thời, để khuyến khích hành vi chia sẻ tri thức, cấp quản lý cần cung cấp môi trường làm việc tích cực với những hệ thống lưu trữ và cơ sở dữ liệu tiên tiến, thường xuyên cập nhật các tri thức và kỹ năng mới thông qua các khóa học và hợp tác, trao đổi giữa các cơ sở trong nước và quốc tế.

Đối với các cơ quan có thẩm quyền và cơ quan quản lý Nhà nước, việc thúc đẩy quá trình tự chủ đại học là rất quan trọng để tạo động lực cho các cơ sở giáo dục cạnh tranh một cách lành mạnh. Các cơ quan này cũng cần có chính sách hỗ trợ cho việc bồi dưỡng năng lực giảng viên và cán bộ quản lý, cũng như việc đánh giá và xếp hạng các cơ sở giáo dục định kỳ để tạo động lực cho sự phát triển và đổi mới liên tục.

Mặc dù có những đóng góp nhất định về thực tiễn và học thuật như đã trình bày ở trên, nghiên cứu cũng tồn tại hạn chế. Một số chỉ báo trong nghiên cứu dựa trên kinh nghiệm và cảm nhận chủ quan của cá nhân được khảo sát, bởi vậy có thể gây ra một số sai sót nhất định. Cụ thể, nhận định của các giảng viên và nghiên cứu viên về ban lãnh đạo nhà trường có thể chưa phản ánh được hoàn toàn vai trò của lãnh đạo phụng sự bởi tính chất công việc của những cá nhân này không đòi hỏi tần suất tiếp xúc quá thường xuyên đối với ban lãnh đạo cấp cao so với các cán bộ quản lý. Do vậy, các nghiên cứu trong tương lai có thể xem xét lựa chọn đối tượng giảng viên và nghiên cứu viên dày dặn kinh nghiệm và có mối quan hệ chặt chẽ với ban lãnh đạo nhà trường nhằm đảm bảo tính khách quan của kết quả thu được.

PHỤ LỤC

Phụ lục 01: Kết quả khảo sát lãnh đạo phụng sự, chia sẻ tri thức và lợi thế cạnh tranh

	Hệ số tải nhân tố	Trung bình (TB)	Độ lệch chuẩn (SD)
Lãnh đạo phụng sự		2,862	1,009
Ban lãnh đạo trường tôi có thể dự đoán vấn đề phát sinh trong công việc.	0,911	2,85	1,169
Ban lãnh đạo trường tôi đặt phát triển sự nghiệp của chúng tôi lên hàng đầu.	0,896	2,82	1,138
Nếu gặp vấn đề cá nhân, chúng tôi sẽ tìm kiếm sự giúp đỡ từ ban lãnh đạo trường.	0,860	2,96	1,053
Ban lãnh đạo trường tôi nhấn mạnh tầm quan trọng của việc cống hiến cho cộng đồng.	0,877	2,85	1,089
Ban lãnh đạo trường đặt lợi ích của chúng tôi lên trên lợi ích của họ.	0,877	2,82	1,080
Ban lãnh đạo trường tôi cho phép tôi chủ động xử lý các tình huống khó khăn theo cách mà chúng tôi cảm thấy tốt nhất.	0,877	2,84	1,100

Ban lãnh đạo trường tôi KHÔNG làm trái đạo đức để đạt được thành công.	0,897	2,9	1,128
Chia sẻ tri thức		2,709	1,119
Đồng nghiệp của tôi thường xuyên chia sẻ các báo cáo và tài liệu chính thức đã có sẵn.	0,888	2,70	1,188
Đồng nghiệp của tôi thường xuyên được khuyến khích chia sẻ tri thức thông qua các cơ chế cụ thể (tạo dựng lòng tin, quản lý tri thức...).	0,911	2,71	1,253
Đồng nghiệp của tôi thường xuyên có cơ hội tham gia vào các chương trình đào tạo và phát triển đa dạng.	0,926	2,72	1,237
Đồng nghiệp của tôi được hỗ trợ bởi hệ thống công nghệ thông tin được đầu tư để chia sẻ tri thức.	0,910	2,69	1,197
Đồng nghiệp của tôi thường xuyên chia sẻ tri thức dựa trên kinh nghiệm cá nhân.	0,900	2,62	1,214
Đồng nghiệp của tôi thường xuyên thu nhận tri thức từ kinh nghiệm mà người khác chia sẻ.	0,894	2,77	1,213
Đồng nghiệp của tôi thường xuyên chia sẻ tri thức dựa trên chuyên môn của mình.	0,900	2,72	1,207
Đồng nghiệp của tôi thường xuyên thu nhận tri thức từ chuyên môn mà người khác chia sẻ.	0,905	2,74	1,226
Lợi thế cạnh tranh		2,945	0,956
Nhìn chung, trường tôi có danh tiếng tốt hơn các trường bạn.	0,865	2,91	1,092
Trường tôi luôn có thể phát triển các chương trình mới và độc đáo.	0,855	2,95	1,017
Trường tôi luôn có kết quả nghiên cứu tốt hơn so với trường bạn.	0,847	2,99	1,057
Trường tôi luôn có mối quan hệ với lãnh đạo cấp trên tốt hơn so với các trường khác.	0,894	2,94	1,038

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

Tài liệu tham khảo

- Abbas, A., Saud, M., Ekowati, D. & Usman, I. (2020), 'Sustainable Development through Leadership, Servant Leadership Influence on Commitment Role for Competitive Advantage in Education', *International Journal of Psychosocial Rehabilitation*, 24 (10), 944–951. DOI:10.37200/IJPR/V24I7/PR270091.
- Anheier, H. K. & Knudsen, E. L. (2023), 'The 21st Century Trust and Leadership Problem: Quoi Faire?', *Global Policy*, 14 (1), 39–148. DOI: <https://doi.org/10.1111/1758-5899.13162>.
- Arsawan, I. W., Koval, V., Rajjani, I., Rustiarini, N. W., Supartha, W. G. & Suryantini, N. P. (2022), 'Leveraging knowledge sharing and innovation culture into smes sustainable competitive advantage', *International Journal of Productivity and Performance Management*, 71 (2), 405–428. DOI: <https://doi.org/10.1108/ijppm-04-2020-0192>.
- Belfield, C. R. & Levin, H. M. (2002), 'The effects of competition between schools on educational outcomes: A review for the United States', *Review of Educational Research*, 72 (2), 279–341. DOI: <https://doi.org/10.3102/00346543072002279>.
- Bontis, N. (1998), 'Intellectual capital: An exploratory study that develops measures and models', *Management*

Decision, 36 (2), 63–76. DOI: <https://doi.org/10.1108/00251749810204142>.

Chính phủ (2014), *Nghị Quyết Số 77/NQ-CP về Thí Điểm Đổi Mới Cơ Chế Hoạt Động Đối Với Các Cơ Sở Giáo Dục Đại Học Công Lập Giai Đoạn 2014-2017*, ban hành ngày Ngày 24 tháng 10 năm 2014.

Đỗ Anh Đức & Lê Anh Đức (2022), ‘Quản trị tri thức của sinh viên trong các trường đại học trong bối cảnh kinh tế số’, *Tạp Chí Kinh Tế và Phát Triển*, (301), 83–92.

Do, A. D., Thu, T. T. H. L. T., & Hoang, H. D. T. M. T. (2021), ‘Theoretical Framework on the Role of Knowledge Management for Students on Academic Performance’, *Information and Knowledge Management*, 11(2), 51-56. DOI: <https://doi.org/10.7176/ikm/11-2-05>.

Eidizadeh, R., Salehzadeh, R. & Chitsaz Esfahani, A. (2017), ‘Analysing the role of Business Intelligence, Knowledge Sharing and Organisational Innovation on Gaining Competitive Advantage’, *Journal of Workplace Learning*, 29 (4), 250–267. DOI: <https://doi.org/10.1108/jwl-07-2016-0070>.

Eva, N., Robin, M., Sendjaya, S., van Dierendonck, D. & Liden, R. C. (2019), ‘Servant leadership: A systematic review and call for future research’, *The Leadership Quarterly*, 30 (1), 111–132. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.leaqua.2018.07.004>.

Gil-Cordero, E., Ledesma-Chaves, P., Ortega-Gutierrez, J. & Han, H. (2023), ‘Organizational value and participatory leadership for sustaining the competitive advantages of hospitality and tourism companies’, *Humanities and Social Sciences Communications*, 10 (1). DOI: <https://doi.org/10.1057/s41599-023-01881-x>.

Hair, J. F., Anderson, R. E., Babin, B. J. & Black, W. C. (2019), *Multivariate Data Analysis*, Cengage Learning, Andover, Hampshire, England.

Hayton, J. C. (2005), ‘Competing in the new economy: The effect of intellectual capital on corporate entrepreneurship in high-technology new ventures’, *R and D Management*, 35(2), 137–155. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1467-9310.2005.00379.x>.

Lapointe, É., & Vandenberghe, C. (2015), ‘Examination of the relationships between servant leadership, organizational commitment, and voice and antisocial behaviors’, *Journal of Business Ethics*, 148(1), 99–115. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10551-015-3002-9>.

Liden, R. C., Wayne, S. J., Meuser, J. D., Hu, J., Wu, J. & Liao, C. (2015), ‘Servant leadership: Validation of a short form of the SL-28’, *The Leadership Quarterly*, 26 (2), 254–269. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.leaqua.2014.12.002>.

Liden, R. C., Wayne, S. J., Zhao, H., & Henderson, D. (2008), ‘Servant leadership: Development of a multidimensional measure and multi-level assessment’, *The Leadership Quarterly*, 19 (2), 161–177. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.leaqua.2008.01.006>.

Lo, M. F., & Tian, F. (2019), ‘Enhancing competitive advantage in Hong Kong Higher education: Linking knowledge sharing, absorptive capacity and Innovation Capability’, *Higher Education Quarterly*, 74 (4), 426-441. DOI: <https://doi.org/10.1111/hequ.12244>.

Miotto, G., Del-Castillo-Feito, C. & Blanco-González, A. (2020), ‘Reputation and legitimacy: Key factors for Higher Education Institutions’ sustained competitive advantage’, *Journal of Business Research*, 112, 342–353. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2019.11.076>.

Nguyễn Đình Thọ & Nguyễn Thị Mai Trang (2008), *Nghiên cứu khoa học marketing - ứng dụng mô hình cấu trúc tuyến tính SEM*, Nhà xuất bản Đại Học Quốc Gia Thành phố Hồ Chí Minh.

Nguyễn Thành Long (2012), ‘Ba tiếp cận giải thích lợi thế cạnh tranh của công ty’, *Tạp chí Phát triển Khoa học và Công nghệ*, 15, 14–23.

Nguyễn Thị Minh Phương (2022), ‘Năng lực cạnh tranh của các cơ sở giáo dục đại học công lập trong bối cảnh tự chủ đại học ở Việt Nam: Một nghiên cứu định tính’, *Tạp Chí Giáo Dục*, 22 (19), 36–40.

Oliveira, M., Curado, C., Balle, A. R. & Kianto, A. (2020), ‘Knowledge sharing, intellectual capital and organizational results in smes: Are they related?’, *Journal of Intellectual Capital*, 21 (6), 893–911. DOI: <https://doi.org/10.1108/jic-04-2019-0077>.

Parris, D. L. & Peachey, J. W. (2013), ‘A systematic literature review of Servant Leadership Theory in organizational

-
- contexts', *Journal of Business Ethics*, 113 (3), 377–393. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10551-012-1322-6>.
- Phạm Thị Bích Ngọc & Trịnh Xuân Thái (2023), 'Ảnh hưởng của lãnh đạo phụng sự tới hành vi đổi mới của nhân viên trong các công ty công nghệ thông tin ở Việt Nam: Vai trò trung gian của động lực nội tại', *Tạp Chí Kinh Tế và Phát Triển*, 315, 52–61.
- Pham, N. T., Ha, D. L., Nguyen, Q. V., Dao, T. T. B., & Hoang, X. T. (2023), 'The impact of knowledge management on the research capacity of university lecturers in Hanoi', *Humanities and Social Sciences Letters*, 11 (1), 100–119. DOI: <https://doi.org/10.18488/73.v11i1.3305>.
- Radaelli, G., Mura, M., Spiller, N. & Lettieri, E. (2011), 'Intellectual capital and knowledge sharing: The mediating role of Organisational Knowledge-sharing climate', *Knowledge Management Research & Practice*, 9 (4), 342–352. DOI: <https://doi.org/10.1057/kmrp.2011.29>.
- Ramachandran, S. D., Chong, S. C., & Ismail, H. (2009), 'The practice of Knowledge Management Processes', *VINE*, 39(3), 203–222. DOI: <https://doi.org/10.1108/03055720911003978>.
- Renzl, B. (2008), 'Trust in management and knowledge sharing: The mediating effects of Fear and Knowledge Documentation', *Omega*, 36 (2), 206–220. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.omega.2006.06.005>.
- Salman, A. F., Azeez, I. A., Obaid, H. J. & Yasir, M. H. (2020), 'The Role Of Servant Leadership In Promoting Intellectual Capital: An Analytical Study Of A Sample Of The Views Of Some Employees At Kufa University', *Journal for Multicultural Education*, 6(3), 76–82. DOI: 10.5281/zenodo.4091514
- Sendjaya, S. & Cooper, B. (2011), 'Servant leadership behaviour scale: A hierarchical model and test of construct validity', *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 20 (3), 416–436. DOI: <https://doi.org/10.1080/13594321003590549>.
- Song, C., Park, K. R. & Kang, S. W. (2015), 'Servant leadership and Team Performance: The mediating role of knowledge-sharing climate', *Social Behavior and Personality: An International Journal*, 43 (10), 1749–1760. DOI: <https://doi.org/10.2224/sbp.2015.43.10.1749>.
- Staats, B. (2015), *The Adaptable Emphasis Leadership Model: A More Full Range of Leadership, Servant Leadership: Theory & Practice*, 2(2), 12–26.
- Tam, F. W. (2007), 'Rethinking School and Community Relations in Hong Kong', *International Journal of Educational Management*, 21 (4), 350–366. DOI: <https://doi.org/10.1108/09513540710749555>.
- Trần Phạm Khánh Toàn & Trương Trung Trực (2021), 'Tác động của lãnh đạo chuyển dạng và lãnh đạo phụng sự đến hoạt động của tổ chức: Vai trò của tổ chức học tập', *Tạp Chí Khoa Học Đại Học Mở Thành Phố Hồ Chí Minh - Kinh Tế và Quản Trị Kinh Doanh*, 17 (2), 69–82. DOI: <https://doi.org/10.46223/hcmcoujs.econ.vi.17.2.1393.2022>.
- Trần Quang Huy (2017), *Mối liên hệ giữa quá trình học hỏi và kết quả hoạt động của tổ chức: nghiên cứu thực nghiệm tại các trường đại học ở Việt Nam*, Luận án tiến sĩ, Đại học Kinh tế Quốc dân.
- Urbancova, H. (2013), 'Competitive Advantage Achievement through innovation and knowledge', *Journal of Competitiveness*, 5(1), 82–96. DOI: <https://doi.org/10.7441/joc.2013.01.06>.
- Wang, Z. & Wang, N. (2012), 'Knowledge sharing, innovation and firm performance', *Expert Systems with Applications*, 39 (10), 8899–8908. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eswa.2012.02.017>.
- Yang, H., & Yang, J. (2018), 'The effects of transformational leadership, competitive intensity and technological innovation on performance', *Technology Analysis & Strategic Management*, 31 (3), 292–305. DOI: <https://doi.org/10.1080/09537325.2018.1498475>.
- Yang, X., Jin, R. & Zhao, C. (2022), 'Platform leadership and sustainable competitive advantage: The mediating role of Ambidextrous Learning', *Frontiers in Psychology*, 13, 1–12. DOI: <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.836241>.
- Yaseen, S. G., Dajani, D. & Hasan, Y. (2016), 'The impact of intellectual capital on the competitive advantage: Applied Study in Jordanian telecommunication companies', *Computers in Human Behavior*, 62, 168–175. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.chb.2016.03.075>.
-