

Mục lục

Khoa Kinh tế học: 20 năm hình thành và phát triển	2
Các yếu tố ảnh hưởng đến xuất khẩu hàng hoá của Việt Nam giai đoạn 2004-2021 <i>Nguyễn Văn Công</i>	4
Xác định sai lệch tỷ giá bằng mô hình ngang bằng sức mua và mô hình tỷ giá cân bằng hành vi tại Việt Nam <i>Nguyễn Ngọc Đình</i>	14
Ảnh hưởng của đầu tư trực tiếp nước ngoài đến bất bình đẳng tiền lương giữa lao động có kỹ năng và ít kỹ năng tại Việt Nam <i>Đỗ Quỳnh Anh, Nguyễn Thị Thu Thủy</i>	24
Tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài tới thay đổi cơ cấu ngành kinh tế tại vùng đồng bằng Sông Hồng <i>Vũ Thị Vân Anh, Cảnh Chí Hoàng</i>	32
Tác động của đổi mới công nghệ đến chuyển dịch cơ cấu lao động trong ngành chế biến thực phẩm ở Việt Nam – Cách tiếp cận kinh tế lượng không gian <i>Nguyễn Việt Hưng</i>	40
Ảnh hưởng của hành vi hối lộ tới xác suất sống sót của doanh nghiệp nhỏ và vừa tại Việt Nam <i>Phạm Xuân Nam</i>	49
Tác động của thể chế đến hiệu ứng lan tỏa từ doanh nghiệp FDI đến doanh nghiệp khu vực ngoài nhà nước ở Việt Nam <i>Lê Thị Hồng Thúy</i>	59
Khoảng cách vị thế việc làm trong tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện ở Việt Nam <i>Đỗ Thị Thu, Giang Thanh Long</i>	69
Các nhân tố tác động đến mức phân bổ sai lao động trong ngành công nghiệp chế biến chế tạo ở Việt Nam giai đoạn 2005-2019 <i>Nguyễn Việt Hùng, Nguyễn Thị Phương</i>	79
Ngưỡng tiêu dùng tối thiểu đối với nước sinh hoạt tại các nước đang phát triển: Bằng chứng thực nghiệm tại Việt Nam <i>Nguyễn Hoài Sơn</i>	89
Tác động của làm việc tại nhà đến hiệu quả công việc của giảng viên tại Việt Nam <i>Hà Quỳnh Hoa, Nguyễn Thị Thuý Hằng, Nguyễn Thị Thanh Huyền, Nguyễn Minh Anh, Hà Hương Giang, Nguyễn Khánh Hoà</i>	98
Các yếu tố quyết định tính bền vững của các doanh nghiệp siêu nhỏ, nhỏ và vừa <i>Cao Thúy Xiêm</i>	110
Các nhân tố quan trọng ảnh hưởng đến chất lượng dịch vụ đào tạo các môn kinh tế học trong bối cảnh kinh tế số <i>Hoàng Thị Thúy Nga, Nguyễn Ngọc Anh</i>	121
Tác động của số hóa tới hiệu suất môi trường – kinh nghiệm từ một số quốc gia trong khu vực liên minh Châu Âu <i>Lê Thanh Hà, Trần Thị Lan Hương</i>	133
Mối quan hệ giữa quản lý chuỗi cung ứng xanh và kết quả hoạt động của các doanh nghiệp xây dựng tại Việt Nam <i>Trần Thị Thuý Hằng</i>	145
Mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế, chất lượng thể chế và bất bình đẳng thu nhập tại Việt Nam: Nghiên cứu tại các tỉnh/thành phố vùng Bắc Trung Bộ và duyên hải Miền Trung <i>Phạm Việt Bình</i>	156

KHOA KINH TẾ HỌC - 20 NĂM HÌNH THÀNH VÀ PHÁT TRIỂN

Khoa Kinh tế học được thành lập theo quyết định số 3261/QĐ-BGD&ĐT-TCCB ngày 22 tháng 7 năm 2002 của Bộ trưởng Bộ Giáo dục và Đào tạo trên cơ sở sáp nhập ba bộ môn Kinh tế Vĩ mô, Lịch sử Kinh tế và Kinh tế Vi mô. Đến ngày 01 tháng 10 năm 2019, Viện Chính sách công và Quản lý (tiền thân là Chương trình Cao học Kinh tế Phát triển Việt Nam – Hà Lan) được sáp nhập vào Khoa Kinh tế học.

Ở bậc đại học, Khoa Kinh tế học có nhiệm vụ giảng dạy các môn Kinh tế vi mô và Kinh tế vĩ mô cho sinh viên toàn trường. Từ năm 2006, Khoa Kinh tế học chính thức tuyển sinh đào tạo Cử nhân chuyên ngành Kinh tế học. Năm 2018, Khoa bắt đầu đào tạo Cử nhân Kinh tế học và Tài chính liên kết giữa trường Đại học Kinh tế Quốc dân và Đại học Lincoln (Vương quốc Anh). Năm 2020, Khoa được Nhà trường phê duyệt cho phép bắt đầu tuyển sinh đào tạo chuyên ngành Kinh tế học tài chính bằng tiếng Anh.

Ở bậc cao học và nghiên cứu sinh, bên cạnh các chương trình đào tạo được kế thừa từ các bộ môn trước đó là Kinh tế học, Lịch sử Kinh tế, và Chương trình Thạc sỹ Kinh tế Phát triển sau khi sáp nhập Viện Chính sách Công và Quản lý, mới đây Khoa đã được Nhà trường phê duyệt mở Chương trình đào tạo thạc sỹ Chính sách kinh tế và bắt đầu tuyển sinh từ năm 2022.

Tại thời điểm ngày 01 tháng 10/2022, Khoa Kinh tế học có 03 bộ môn, bao gồm bộ môn Kinh tế Vi mô, Kinh tế Vĩ mô và Lịch sử Kinh tế; và 1 Trung tâm Phân tích, Dự báo và Phát triển bền vững. Khoa có tổng số 40 giảng viên, 02 cán bộ trợ lý và văn thư của Khoa; trong đó có 1 Giáo sư, 9 Phó giáo sư, 18 Tiến sĩ, 03 Nhà giáo ưu tú. Các giảng viên của Khoa hiện đang tham gia giảng dạy nhiều môn học, trong đó có 2 môn học cơ bản cho sinh viên toàn trường là Kinh tế vi mô và Kinh tế vĩ mô, cùng các môn học phục vụ cho một số Khoa cũng như sinh viên chuyên ngành của Khoa như Kinh tế Việt Nam, Kinh tế học tài chính, Phân tích dữ liệu tài chính, Kinh tế học hành vi, Lý thuyết trò chơi...

Bên cạnh đội ngũ cơ hữu, Khoa còn có một số giáo viên thỉnh giảng là các Giáo sư, Phó giáo sư, Tiến sĩ có trình độ, kinh nghiệm và uy tín từ các đơn vị khác trong trường, và từ các trường Đại học và Viện Nghiên cứu trong và ngoài nước tham gia giảng dạy. Đây chính là các nhân tố vô cùng quan trọng trong việc nâng cao hiệu quả, chất lượng đào tạo của Khoa Kinh tế học.

Nhận thức được vai trò là Khoa giảng dạy hai môn cơ bản rất quan trọng về kinh tế là Kinh tế vi mô và Kinh tế vĩ mô cho sinh viên toàn trường, làm nền tảng cho các môn học tiếp theo của các em sinh viên ở các khoa chuyên ngành khác, tập thể lãnh đạo và giảng viên của Khoa trong suốt nhiều năm qua đã luôn không ngừng phấn đấu để xây dựng môn học theo những nội dung và chương trình mới nhất được các trường đại học uy tín trên thế giới sử dụng. Chất lượng giảng dạy, đạo đức, trách nhiệm và sự tận tình của các thầy cô trong Khoa luôn được đánh giá rất tốt từ các cuộc khảo sát ý kiến đánh giá môn học của sinh viên, và đây cũng là niềm tự hào của các thầy cô trong Khoa.

Cho tới nay, Khoa Kinh tế học đã tuyển sinh được 17 khóa sinh viên chuyên ngành Kinh tế học cùng 3 khóa sinh viên chuyên ngành Kinh tế học tài chính học bằng tiếng Anh. Những cuộc khảo sát về 13 khóa sinh viên đã tốt nghiệp ra trường cũng như ý kiến đánh giá của các đơn vị có sử dụng lao động là cựu sinh viên của Khoa cho thấy các sinh viên chuyên ngành Kinh tế học ra trường phần lớn đã có được những công việc với mức thu nhập tương đối tốt. Trong đó, có những bạn sinh viên có thành tích học tập xuất sắc đã tiếp tục học ở các bậc cao hơn như thạc sỹ, tiến sỹ, và một số trong đó được giữ lại làm giảng viên tại các trường đại học uy tín, cả trong và ngoài nước.

Bên cạnh tuyển sinh bậc đại học, Khoa hàng năm vẫn tuyển sinh được một số lượng tương đối ổn định các học viên cao học và nghiên cứu sinh. Số lượng học viên cao học và nghiên cứu sinh của Khoa hiện đang làm giảng viên các trường đại học là tương đối nhiều. Điều này đã góp phần tạo dựng mối dây liên kết chặt

chẽ giữa Khoa với các trường đại học mà có giảng viên là nghiên cứu sinh của Khoa, qua đó thúc đẩy các hoạt động trao đổi đào tạo và nghiên cứu khoa học. Khoa cũng rất tự hào khi có những cựu nghiên cứu sinh và học viên cao học của Khoa hiện đang giữ những vị trí cao trong Chính phủ, là người chịu trách nhiệm đưa ra các quyết sách kinh tế hết sức quan trọng của đất nước.

Bên cạnh hoạt động đào tạo được sinh viên và người sử dụng lao động đánh giá tốt, Khoa Kinh tế học còn đặc biệt tự hào về những thành tích rất nổi bật trong công tác nghiên cứu khoa học và tư vấn chính sách. Các giảng viên Khoa Kinh tế học trong 5 năm qua đã và đang chủ trì nhiều đề tài nghiên cứu khoa học cấp nhà nước (6 đề tài), cấp bộ và cấp cơ sở (xấp xỉ 80 đề tài), đồng thời có nhiều công bố trên các tạp chí uy tín trong và ngoài nước, trong đó có nhiều bài thuộc danh mục tạp chí ISI và Scopus (gần 50 bài). Các giảng viên của Khoa cũng tích cực tham gia tư vấn chính sách và chiến lược cho các cơ quan của Chính phủ cũng như doanh nghiệp.

Có được những thành tích như ngày nay, thể hệ lãnh đạo và giảng viên đương nhiệm của Khoa vẫn luôn ghi nhớ những công lao đóng góp của rất nhiều thế hệ các thầy cô đi trước của Khoa, và trước đó là các bộ môn. Trong những giai đoạn đầu hết sức khó khăn, từ khi hình thành các Bộ môn với những môn học lần đầu tiên Việt Nam được biết tới, và sau này là thành lập Khoa, các thế hệ thầy cô đi trước đã có công lao rất lớn trong việc đặt những viên gạch đầu tiên làm nền móng cho các thế hệ giảng viên hiện nay tiếp bước và phát triển.

Tập thể lãnh đạo và giảng viên của Khoa cũng luôn biết ơn lãnh đạo Nhà trường qua nhiều nhiệm kỳ đã dành sự quan tâm đặc biệt tới Khoa, hỗ trợ Khoa trên rất nhiều phương diện khác nhau như phát triển và đào tạo đội ngũ giảng viên của Khoa, xây dựng và phát triển các chương trình đào tạo của Khoa, hỗ trợ các hoạt động nghiên cứu khoa học của Khoa... Sự hợp tác và hỗ trợ của các đơn vị như Phòng Quản lý Đào tạo, Viện Sau đại học, Phòng Quản lý Khoa học... cùng các Viện, Khoa đào tạo chuyên ngành trong trường cũng góp phần quan trọng vào sự phát triển và thành công của Khoa Kinh tế học như ngày nay.

Tập thể lãnh đạo và giảng viên Khoa Kinh tế học tin tưởng và cam kết sẽ tiếp tục phát triển Khoa Kinh tế học mạnh mẽ hơn nữa trong giai đoạn tiếp theo, hướng tới những giá trị cốt lõi đã trở thành khẩu hiệu của trường Đại học Kinh tế quốc dân “Sáng tạo - Đoàn kết - Liêm chính - Hiệu quả - Trách nhiệm”!

CÁC YẾU TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN XUẤT KHẨU HÀNG HOÁ CỦA VIỆT NAM GIAI ĐOẠN 2004-2021

Nguyễn Văn Công

Khoa Kinh tế học, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: congvn@neu.edu.vn

Mã bài báo: JED-833

Ngày nhận: 11/7/2022

Ngày nhận bản sửa: 14/8/2022

Ngày duyệt đăng: 12/9/2022

Tóm tắt:

Bài viết sử dụng mô hình lực hấp dẫn và kỹ thuật phân tích số liệu bảng để tìm ra bằng chứng thực nghiệm nhằm làm rõ ảnh hưởng của các yếu tố đến xuất khẩu hàng hoá của Việt Nam sang 28 quốc gia và vùng lãnh thổ có đầu tư trực tiếp tại Việt Nam trong giai đoạn 2004-2021. Kết quả thực nghiệm cho thấy tăng trưởng dân số, GDP thực bình quân đầu người, đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) và độ mở thương mại của các quốc gia đối tác, năng suất lao động tương đối của Việt Nam, và sự tham gia các hiệp định thương mại tự do (FTA) có ảnh hưởng tích cực đến mở rộng xuất khẩu của Việt Nam, trong khi khoảng cách địa lý là một rào cản đối với xuất khẩu của Việt Nam. Để thúc đẩy tăng trưởng xuất khẩu trong thời gian tới, Việt Nam cần phát triển mô hình tăng trưởng kinh tế theo chiều sâu nhằm tăng năng suất; tích cực thu hút đầu tư trực tiếp từ nước ngoài; tiếp tục hội nhập ngày càng sâu rộng vào nền kinh tế khu vực và thế giới; và xuất khẩu nhiều hơn sang các nước trong khu vực và các nước phát triển.

Từ khóa: Xuất khẩu, FDI, mô hình lực hấp dẫn, năng suất lao động, REM.

Mã JEL: B00.

Determinants of Vietnam's merchandise exports in the period 2004-2021

Abstract:

The study uses gravity model and panel data analysis techniques to find empirical evidence for clarifying the factors' influence on Vietnam's merchandise exports to 28 countries and territories that have direct investment in Vietnam in the period 2004-2021. The results show that increases in population, real GDP per capita, foreign direct investment, trade openness of partner countries, Vietnam's relative labor productivity and participation in free trade agreements have a positive influence on Vietnam's export expansion while geographical distance is a barrier to Vietnamese exports. In order to promote export growth in the coming time, Vietnam needs to develop an in-depth economic growth model to increase productivity; actively attract foreign direct investment; continue to integrate more and more deeply into the regional and world economy; and export more to countries in the region and developed countries.

Keywords: Export, foreign direct investment, gravity model, labor productivity, REM.

JEL code: B00.

1. Giới thiệu

Việt Nam bắt đầu thực hiện chính sách Đổi mới, mở cửa và hội nhập kinh tế quốc tế từ cuối những năm 1980. Kết quả là, chế độ thương mại của Việt Nam đã từng bước được tự do hóa và độ mở thương mại tăng mạnh. Tổng xuất khẩu và nhập khẩu hàng hóa của Việt Nam tăng bình quân 17% hàng năm trong giai đoạn 1991-2021, nhanh hơn đáng kể so với tốc độ tăng tổng sản phẩm quốc nội. Trên thực tế, chiến lược phát triển hướng vào xuất khẩu đã đóng góp tích cực trong việc thúc đẩy tăng trưởng kinh tế.

Cùng với sự gia tăng tổng khối lượng thương mại, thị trường xuất khẩu của Việt Nam ngày càng mở rộng. Việt Nam vừa khai thác các thị trường truyền thống vừa mở rộng tìm kiếm, phát triển thêm nhiều thị trường mới. Hiện nay, hàng hóa của Việt Nam đã có mặt tại trên 200 quốc gia và vùng lãnh thổ.

Câu hỏi đặt ra là những yếu tố nào đã đóng góp vào thành tựu tăng trưởng xuất khẩu ấn tượng của Việt Nam trong thời gian qua? Tại sao Việt Nam đã xuất khẩu nhiều hơn sang một số nước trong khi lại xuất khẩu ít hơn sang các nước khác? Đầu tư trực tiếp nước ngoài, tăng trưởng năng suất lao động, tỷ giá hối đoái, tham gia các hiệp định thương mại tự do và khoảng cách địa lý đã ảnh hưởng ra sao đến tăng trưởng xuất khẩu của Việt Nam?

Đã có một số nghiên cứu thực nghiệm sử dụng mô hình lực hấp dẫn phân tích các yếu tố quyết định tăng trưởng xuất khẩu của Việt Nam. Im & Vu (2013) đã đánh giá ảnh hưởng của chính sách lên xuất khẩu của Việt Nam sang 5 quốc gia lớn trong APEC trong giai đoạn 1989-2011. Quynh (2014) đã ước lượng các yếu tố quyết định xuất khẩu của Việt Nam sang 28 quốc gia trong thời gian ngắn từ 2001 đến 2004. Thanh & Minh (2020) đã khảo sát các yếu tố ảnh hưởng đến xuất khẩu của Việt Nam sang 28 quốc gia thuộc EU trong giai đoạn 2007-2017. Hoan (2020) đã phân tích các yếu tố tác động đến xuất khẩu của Việt Nam sang các nước ký kết hiệp định Hiệp định Đối tác Toàn diện và Tiến bộ xuyên Thái Bình Dương (CPTPP) trong giai đoạn 2003-2016. Minh (2021) đã kiểm định các yếu tố ảnh hưởng đến xuất khẩu của Việt Nam sang 14 nước RCEP trong giai đoạn 2005-2018. Tuy nhiên, việc lựa chọn các biến giải thích còn chưa thống nhất. Ngoài các biến giải thích truyền thống trong các mô hình lực hấp dẫn như: GDP thực của các quốc gia đối tác, khoảng cách địa lý, sự tham gia vào các FTA, sự tồn tại của biên giới chung, một số nghiên cứu đã bổ sung thêm các biến khác như GDP thực hay dân số và GDP thực bình quân đầu người của Việt Nam cũng như của các quốc gia đối tác, đầu tư trực tiếp nước ngoài, tỷ giá hối đoái và độ mở thương mại... Đa số các nghiên cứu sử dụng tỷ giá hối đoái danh nghĩa, trong khi một số nghiên cứu khác lại sử dụng tỷ giá hối đoái thực hoặc tỷ giá thực bình quân làm biến giải thích. Ảnh hưởng của một số biến cơ bản như tỷ giá còn chưa tương đồng. Hầu hết các nghiên cứu trước đây được thực hiện cho khoảng thời gian khá ngắn và chưa trực tiếp xem xét tác động của các cuộc khủng hoảng kinh tế quốc tế đến xuất khẩu của Việt Nam. Trong bối cảnh đó, việc nghiên cứu một cách hệ thống các yếu tố ảnh hưởng đến xuất khẩu của Việt Nam là cần thiết. Mô hình ước lượng cần tập hợp được các biến độc lập một cách tương đối đầy đủ và toàn diện dựa trên cơ sở lý thuyết vững chắc. Nghiên cứu cũng cần sử dụng một mẫu nghiên cứu với số lượng quốc gia cũng như khoảng thời gian nghiên cứu đủ lớn để các mối quan hệ có thể được biểu hiện rõ ràng.

Mục đích của bài viết này là sử dụng mô hình lực hấp dẫn và kỹ thuật phân tích số liệu bảng để tìm ra bằng chứng thực nghiệm nhằm làm rõ ảnh hưởng của các yếu tố đến xuất khẩu hàng hoá¹ của Việt Nam sang 28 quốc gia và vùng lãnh thổ có đầu tư trực tiếp tại Việt Nam trong giai đoạn 2004-2021. Từ đó, bài viết rút ra một số hàm ý chính sách nhằm khuyến khích xuất khẩu, góp phần thúc đẩy tăng trưởng kinh tế của quốc gia.

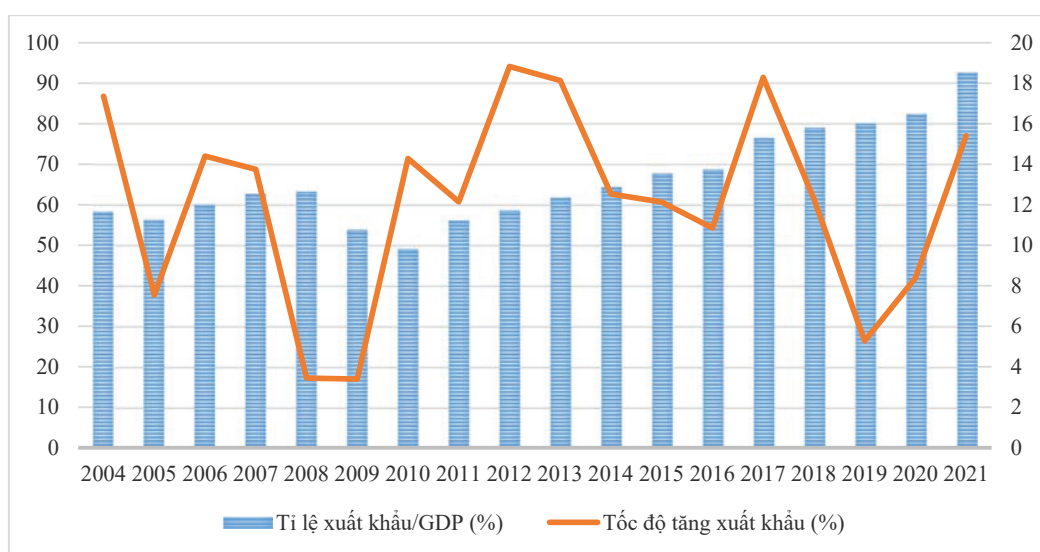
Bài viết này được cấu trúc như sau. Sau phần giới thiệu, phần 2 giới thiệu tổng quan kết quả hoạt động xuất khẩu hàng hoá của Việt Nam trong giai đoạn 2004-2021. Phần 3 giới thiệu phương pháp luận của nghiên cứu bao gồm tổng quan nghiên cứu, đề xuất mô hình ước lượng và mô tả dữ liệu. Phần 4 cung cấp kết quả thực nghiệm và thảo luận. Cuối cùng là kết luận và các hàm ý chính sách.

2. Tổng quan về tình hình xuất khẩu hàng hoá của Việt Nam trong giai đoạn 2004-2021

Xuất khẩu hàng hoá thực² của Việt Nam đã liên tục tăng trưởng trong giai đoạn 2004-2021, mặc dù biến động khá mạnh: tăng trưởng rất cao trong các năm 2004, 2012-2013 và 2017, nhưng rất thấp trong các năm 2008-2009 và 2019-2020. Tính trung bình trong cả giai đoạn 2004-2021 xuất khẩu hàng hoá thực của Việt Nam tăng 11%/năm, cao hơn rất nhiều so với GDP thực chỉ tăng 5,7%/năm. Kim ngạch xuất khẩu hàng hóa của Việt Nam đã tăng từ 26,5 tỷ USD năm 2004 lên khoảng 330,4 tỷ USD năm 2021. Kim ngạch xuất khẩu hàng hoá bình quân đạt 249,3 tỷ USD/năm giai đoạn 2016-2021, gấp 1,95 lần mức 127,9 tỷ USD/năm trong giai đoạn 2011-2015 và gấp 5,16 lần mức 48,3 tỷ USD/năm trong giai đoạn 2004-2010. Tỷ lệ xuất khẩu hàng hoá so với GDP đã liên tục tăng từ 58,30% năm 2004 lên 92,63% năm 2021 (Chi báo Phát triển Thế giới - WDI, 2021). Mở rộng xuất khẩu là một động lực quan trọng cho tăng trưởng kinh tế của Việt Nam.

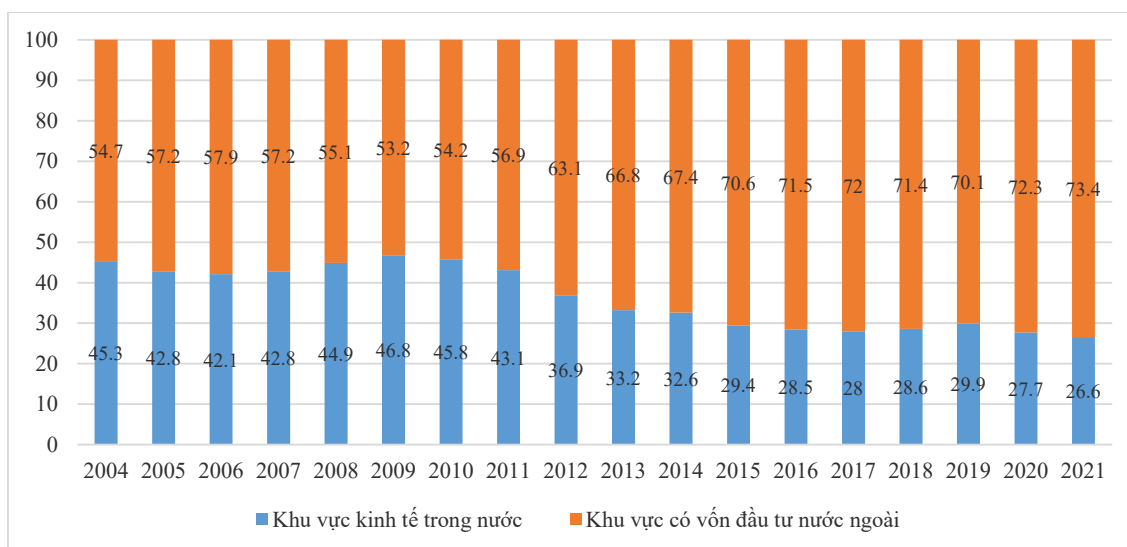
Xuất khẩu của Việt Nam đã được hưởng lợi từ hội nhập quốc tế, trong đó các doanh nghiệp có vốn đầu tư nước ngoài chiếm ưu thế so với các doanh nghiệp trong nước do có lợi thế về thị trường sẵn có tại nước sở tại, công nghệ tiên tiến, kinh nghiệm tiếp thị và kinh doanh quốc tế. Khu vực có vốn đầu tư nước ngoài đã ghi nhận tốc độ tăng trưởng xuất khẩu hàng hóa thực hàng năm là 14,2%, cao hơn nhiều so với 8,1% của khu vực kinh tế trong nước trong giai đoạn 2004-2021. Kết quả là tỷ trọng xuất khẩu hàng hóa của khu vực FDI tăng đáng kể từ 54,7% năm 2004 lên 73,4% năm 2021 trong khi đóng góp của khu vực trong nước trong tổng xuất khẩu hàng hóa của Việt Nam giảm từ 45,3% năm 2004 xuống 26,6% năm 2021. Chênh lệch đóng góp giữa hai khu vực trong tổng xuất khẩu hàng hóa của Việt Nam chỉ ở mức 9,4% năm 2004, nhưng

Hình 1: Xuất khẩu hàng hóa của Việt Nam, 2004-2021



Nguồn: Tác giả tổng hợp từ nguồn dữ liệu của WDI.

Hình 2: Đóng góp của khu vực kinh tế trong nước và khu vực có vốn đầu tư nước ngoài trong tổng xuất khẩu hàng hoá của Việt Nam, 2004-2021



đã tăng mạnh lên 46,8% năm 2021. Ngoài ra, cán cân thương mại hàng hóa của khu vực có vốn đầu tư nước ngoài có thặng dư và tăng dần theo thời gian, trong khi cán cân thương mại của khu vực trong nước luôn thâm hụt ở mức cao (GSO, 2021).

Việt Nam vừa khai thác các thị trường truyền thống, vừa mở rộng thêm nhiều thị trường mới. Tính đến nay, hàng hóa của Việt Nam đã có mặt tại trên 200 quốc gia và vùng lãnh thổ. Trong đó, các thị trường xuất khẩu chủ lực của Việt Nam bao gồm: Hoa Kỳ, Trung Quốc, EU, các quốc gia Đông Nam Á, Nhật Bản và Hàn Quốc. Tỷ trọng xuất khẩu vào các thị trường này luôn duy trì trong khoảng 75-80% xuất khẩu hàng hoá của Việt Nam. Xuất khẩu sang các thị trường này đều có tăng trưởng cao trong giai đoạn 2004-2021. Trong đó, Hàn Quốc, Trung Quốc và Hoa Kỳ là ba thị trường có tốc độ tăng trưởng xuất khẩu cao nhất (Bảng 1). Một số mặt hàng xuất khẩu chủ lực của Việt Nam đã thâm nhập được vào các thị trường lớn và có tốc độ tăng trưởng tốt. Các doanh nghiệp bước đầu tận dụng được cơ hội từ hội nhập khi giá trị thương mại tại các thị trường mà Việt Nam ký kết các hiệp định thương mại tự do đều có mức tăng trưởng vượt bậc.

Bảng 1: Giá trị xuất khẩu hàng hoá của Việt Nam vào một số thị trường giai đoạn 2004-2021

Đơn vị: Tỷ USD/năm

	2004-2010	2011-2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	Tốc độ tăng bình quân
ASEAN	7,715	17,394	17,449	21,680	24,854	25,267	23,411	28,868	12,2%
EU	8,337	23,998	34,002	38,286	41,986	35,780	35,146	40,063	13,1%
Hàn Quốc	1,475	6,643	11,406	14,807	18,241	19,735	19,107	21,948	23,5%
Nhật Bản	5,963	13,295	14,672	16,792	18,834	20,334	19,284	20,130	10,8%
Trung Quốc	4,430	13,825	21,950	35,394	41,366	41,463	48,906	55,926	19,0%
Hoa Kỳ	9,490	24,512	38,450	41,531	47,530	61,332	77,077	96,270	19,0%

Nguồn: Tổng cục Thống kê (2022).

3. Phương pháp luận

3.1. Mô hình lực hấp dẫn

Mô hình lực hấp dẫn là một trong những cách tiếp cận thực nghiệm thành công nhất trong việc giải thích thương mại quốc tế. Mô hình lực hấp dẫn được lấy cảm hứng từ định luật vạn vật hấp dẫn nổi tiếng do Newton phát triển năm 1687 và lần đầu tiên được Tinbergen (1962) sử dụng để phân tích thương mại quốc tế. Mô hình lực hấp dẫn ở dạng giản đơn nhất có dạng:

$$F^{ij} = \alpha \frac{Y_i Y_j}{D_j} \quad (1)$$

Trong đó: F^{ij} là giá trị thương mại song phương giữa quốc gia i và quốc gia j ; Y_i và Y_j là GDP thực của các quốc gia i và j ; D_j là khoảng cách giữa hai quốc gia; và α là hằng số.

Thông thường, qui mô của một nền kinh tế được đại diện bằng biên GDP thực của nó. Tuy nhiên, trong mô hình của Linnemann (1966), quy mô của một nền kinh tế được biểu thị bằng hai biến dân số và GDP thực bình quân đầu người trong đó dân số biểu thị số người mua tiềm năng, còn GDP thực bình quân đầu người biểu sức mua của mỗi người dân. Cách tiếp cận này đã được chấp nhận rộng rãi và gặt hái nhiều thành công về mặt thực nghiệm. Các dòng thương mại quốc tế được giải thích bởi các lực hút này và lực đẩy được biểu thị bằng khoảng cách giữa các quốc gia tham gia thương mại. Khoảng cách giữa các quốc gia càng lớn thì chi phí vận tải và bảo hiểm càng cao và do đó hiệu quả từ thương mại quốc tế càng thấp. Theo nghĩa đó, khoảng cách được coi là lực cản có ảnh hưởng tiêu cực đến thương mại giữa các quốc gia.

Từ cuối những năm 1970 nhiều tác giả như Anderson (1979), Bergstrand (1985, 1989), Helpman & Krugman (1985) đã bắt đầu phát triển cơ sở lý thuyết cho mô hình lực hấp dẫn. Bên cạnh đó, một số tác giả đã dung hòa các lý thuyết truyền thống về thương mại quốc tế với mô hình lực hấp dẫn. Eaton & Kortum (1997) đã mở rộng mô hình lực hấp dẫn trên cơ sở lý thuyết lợi thế tương đối của Ricardo, trong khi Deardoff (1998) phát triển mô hình lực hấp dẫn dựa trên cơ sở cách tiếp cận Heckscher-Ohlin. Từ đó, mô hình lực hấp dẫn đã trở thành một công cụ chuẩn mực được sử dụng rộng rãi để phân tích các yếu tố quyết định thương mại quốc tế.

Từ quan điểm kinh tế lượng, nhiều nghiên cứu thực nghiệm đã góp phần hoàn thiện phương trình lực hấp dẫn. Một số tác giả như Matyas (1998), Chen & Wall (1999), Egger (2000) đã hoàn thiện phương trình ước lượng của mô hình lực hấp dẫn. Helpman (1987), Wei, (1996), Limao & Venables (1999) đã tinh chỉnh các biến giải thích đồng thời bổ sung các biến mới trong phương trình ước lượng. Theo đó, ngoài các các yếu tố truyền thống như dân số, GDP thực bình quân đầu người, khoảng cách địa lý, nhiều biến số khác được đưa vào trong các phương trình ước lượng mô hình lực hấp dẫn mở rộng như đầu tư trực tiếp nước ngoài, độ mở thương mại và tỷ giá hối đoái thực. Đầu tư trực tiếp nước ngoài được coi có ảnh hưởng tích cực đến xuất khẩu do các công ty đa quốc gia có một số ưu thế đến từ sự hỗ trợ của

công ty mẹ hoặc chủ đầu tư ở nước ngoài, quen thuộc hơn với thị trường thế giới; có công nghệ sản xuất hiện đại hơn; có nguồn lực tài chính dồi dào hơn. Những điểm mạnh này giúp các doanh nghiệp FDI mở rộng thị trường xuất khẩu. Tỷ giá hối đoái thực được tính bằng giá tương đối giữa hàng ngoại và hàng nội. Việc đồng nội tệ giảm giá thực làm cho hàng nội trở nên rẻ hơn tương đối so với hàng ngoại và do đó thúc đẩy tăng trưởng xuất khẩu (Agénor & Montiel, 2015). Ngoài ra, các biến không phụ thuộc vào thời gian như ngôn ngữ, sự tồn tại của biên giới chung hoặc lợi thế từ việc giáp biển cũng như tham gia các hiệp định thương mại tự do cũng có thể ảnh hưởng đến qui mô thương mại.

3.2. Đề xuất mô hình ước lượng

Trên cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu, tác giả đề xuất mô hình thực nghiệm để ước lượng các yếu tố ảnh hưởng đến khối lượng xuất khẩu hàng hoá của Việt Nam cụ thể như sau:

$$\ln ex_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln pop_{it} + \beta_2 \ln incap_{it} + \beta_3 \ln rer_{it} + \beta_4 pro_{it} + \beta_5 \ln fdi_{it} + \beta_6 \ln dis_i + \beta_7 open_{it} + \beta_8 fta_{it} + \beta_9 bor_i + \beta_{10} year_t + \beta_{11} id_i + u_{it} \quad (5)$$

Trong đó: ex_{it} là xuất khẩu thực của Việt Nam sang nước i trong năm t ; pop_i là dân số của nước i năm t ; $incap_{it}$ là GDP thực bình quân đầu người của nước i năm t ; rer_{it} cho biết tỷ giá hối đoái thực giữa đồng Việt Nam và tiền của nước i năm t ; pro_{it} là tỷ lệ năng suất lao động giữa Việt Nam và nước i năm t ; fdi_{it} là đầu tư trực tiếp thực của nước i tại Việt Nam năm t ; dis_i đo lường khoảng cách từ Hà Nội đến thủ đô của nước i ; $open_{it}$ đo lường độ mở thương mại của nước i ; fta_{it} là biến giả biểu thị Việt Nam và quốc gia i đã ký hiệp định thương mại tự do (FTA) hay chưa; bor_i là một biến giả phản ánh nước i có biên giới chung với Việt Nam hoặc giáp biển; $year_t$ là một biến giả bằng 1 cho các năm thế giới có khủng hoảng (2008, hoặc 2009, hoặc 2020, hoặc 2021) và bằng 0 cho các năm khác; id_i là biến giả bằng 1 nếu là nước i và 0 cho các nước khác; và u_{it} là sai số.

Mô hình thực nghiệm của chúng tôi có một số điều chỉnh so với các nghiên cứu trước đây đã sử dụng mô hình lực hấp dẫn để khảo sát các yếu tố tác động đến xuất khẩu của Việt Nam.

Thứ nhất, thay vì GDP thực của các quốc gia đối tác, chúng tôi sử dụng biến dân số để đo lường qui mô thị trường và GDP thực bình quân đầu người phản ánh trình độ phát triển kinh tế của quốc gia đối tác nhằm tách riêng tác động của qui mô dân số và mức sống của các quốc gia đối tác đến xuất khẩu của Việt Nam giống như đề xuất của Linnemann (1966) và nhiều nghiên cứu khác.

Thứ hai, chúng tôi không sử dụng biến giải thích là GDP thực hay GDP thực bình quân của Việt Nam bởi vì các biến này được chấp nhận rộng rãi đại diện cho cầu nhập khẩu của một quốc gia và xuất hiện trong các mô hình ước lượng thương mại hai chiều giữa các quốc gia. Hơn nữa, xuất khẩu là một thành tố của GDP nên mô hình có thể phải đối mặt với vấn đề nội sinh khi GDP của quốc gia xuất khẩu được sử dụng là biến giải thích trong mô hình ước lượng hàm xuất khẩu của quốc gia đó. Trái lại, chúng tôi sử dụng tỷ lệ năng suất lao động giữa Việt Nam và các quốc gia đối tác (pro_i) như một biến giải thích bởi vì trong kinh tế học năng suất lao động có ảnh hưởng trực tiếp đến chi phí sản xuất và năng lực cạnh tranh của các sản phẩm xuất khẩu, đặc biệt trong bối cảnh Việt Nam đa số các sản phẩm xuất khẩu đều thâm dụng lao động. Tăng năng suất lao động tương đối của Việt Nam so với các quốc gia đối tác sẽ giúp giảm chi phí sản xuất tương đối, tăng năng lực cạnh tranh cho hàng xuất khẩu của Việt Nam và do đó thúc đẩy xuất khẩu.

Thứ ba, thay vì tỷ giá hối đoái danh nghĩa, chúng tôi sử dụng biến tỷ giá hối đoái thực biểu thị giá tương đối giữa giỏ hàng của các quốc gia đối tác và giỏ hàng của Việt Nam. Trong kinh tế học, xuất khẩu phụ thuộc vào tỷ giá hối đoái thực chứ không phải tỷ giá hối đoái danh nghĩa. Tỷ giá hối đoái thực tăng làm cho hàng hoá và dịch vụ được sản xuất trong nước trở nên rẻ hơn tương đối so với hàng hoá và dịch vụ sản xuất ở các quốc gia đối tác, làm tăng năng lực cạnh tranh quốc tế cho hàng hoá trong nước và hấp dẫn người mua nước ngoài hơn, do đó làm tăng xuất khẩu (Agénor & Montiel, 2015).

Thứ tư, giống như nghiên cứu của Quynh (2014) và nhiều nghiên cứu quốc tế, chúng tôi sử dụng thêm biến giải thích là FDI của các quốc gia đối tác ở Việt Nam và được kỳ vọng có tác động cùng chiều đến xuất khẩu của Việt Nam.

Thứ năm, thay vì sử dụng biến giả nhận giá trị bằng 1 chỉ với các quốc gia có chung biên giới với Việt Nam (Trung Quốc, Lào và Campuchia) như nhiều nghiên cứu về xuất khẩu của Việt Nam trước đây, chúng tôi mở rộng thêm các quốc gia giáp biển vì việc vận chuyển bằng đường biển thường rẻ hơn so với vận tải bằng đường bộ đến các nước không có cảng biển.

Thứ sáu, giống như nghiên cứu của Im & Vu (2013) và nhiều nghiên cứu quốc tế, chúng tôi bổ sung thêm

biến độ mở thương mại của các quốc gia đối tác. Các quốc gia có độ mở thương mại cao hơn thường có ít rào cản thương mại hơn và do đó hàng xuất khẩu của Việt Nam dễ tiếp cận hơn.

Thứ bảy, chúng tôi sử dụng thêm biến các giả $year_t$ để biểu thị tác động của các cuộc khủng hoảng toàn cầu đến xuất khẩu của Việt Nam. Trong bài viết này, t là các năm 2008, 2009 khi thế giới trải qua khủng hoảng tài chính và các năm 2020, 2021 khi thế giới đối mặt với đại dịch Covid-19 làm đứt gãy chuỗi cung ứng toàn cầu và do đó có ảnh hưởng bất lợi đến thương mại toàn cầu trong đó có xuất khẩu của Việt Nam. Ngoài ra, chúng tôi còn sử dụng các biến giả id_i trong đó i là từng quốc gia đối tác để kiểm soát sự khác biệt giữa các quốc gia.

Ngoại trừ các biến pro , $border$, fta , $open$, $year_t$ và id_i , tất cả các biến còn lại đều được tính theo thang logarit.

Bảng 2: Mô tả các biến số

Biến số	Mô tả	Đơn vị	Nguồn số liệu	Dấu kỳ vọng
Biến phụ thuộc				
ex_i	Xuất khẩu thực của Việt Nam sang nước i	US\$ năm 2015	GSO & tác giả tự tính	
Các biến giải thích				
pop_i	Dân số của nước i	Người	WDI	+
$incap_i$	GDP thực bình quân đầu người của nước i	US\$ năm 2015	WDI	+
rer_i	Tỷ giá hối đoái thực: Số VND trên 1 đơn vị tiền của nước i nhân với CPI của nước i chia cho CPI của Việt Nam		IFS & tác giả tự tính	+
pro_i	Tỷ lệ GDP bình quân 1 lao động giữa Việt Nam và nước i		WDI, PLO & tác giả tự tính	+
fdi_i	FDI thực của nước i tại Việt Nam	US\$ năm 2015	Bộ kế hoạch & đầu tư & tác giả tự tính	+
dis_i	Khoảng cách giữa Hà Nội và thủ đô của nước i	Km		-
bor_i	Biến giả (=1 nếu nước i giáp Việt Nam hoặc giáp biển; =0 nếu ngược lại)			+
fta_i	Biến giả (=1 nếu Việt Nam và nước i đã ký FTA; = 0 nếu ngược lại)		Trung tâm WTO và hội nhập, VCCI	+
$open_i$	Độ mở thương mại của nước i		WDI	+
$year_5$	Biến giả (=1 nếu là năm 2008; = 0 nếu ngược lại)			-
$year_6$	Biến giả (=1 nếu là năm 2009; = 0 nếu ngược lại)			-
$year_17$	Biến giả (=1 nếu là năm 2020; = 0 nếu ngược lại)			-
$year_18$	Biến giả (=1 nếu là năm 2021; = 0 nếu ngược lại)			-
id_i	Biến giả (=1 nếu là nước i ; = 0 nếu ngược lại); $i=1,2,3,..., 28$			

3.3. Dữ liệu

Nghiên cứu sử dụng số liệu hàng năm của Việt Nam và 28 thị trường xuất khẩu lớn nhất có đầu tư trực tiếp tại Việt Nam trong giai đoạn 2004-2021 bao gồm: Úc, Áo, Bỉ, Bra-xin, Căm-pu-chia, Ca-na-đa, HongKong, Trung Quốc, Pháp, Đức, In-đô-nê-xia, Ấn Độ, Italy, Nhật, Hàn Quốc, Lào, Ma-lai-xia, Hà Lan, Phi-lip-pin, Nga, Singapore, Tây Ban Nha, Thụy Sĩ, Đài Loan, Thái Lan, Tiều vương quốc Ả-rập thống nhất, Vương quốc Anh và Hoa Kỳ. Xuất khẩu hàng hóa của Việt Nam sang các nước này chiếm 91,3% tổng kim ngạch xuất khẩu hàng hóa của Việt Nam trong giai đoạn 2004-2021 (DOTS). Dữ liệu được thu thập từ các nguồn chính thức bao gồm Ngân hàng Thế giới (WDI) (dân số, GDP trên một lao động và tổng kim ngạch xuất khẩu hàng hóa, chỉ số giá xuất khẩu, độ mở thương mại). Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IFS, DOTS) (tỷ giá hối đoái, CPI và xuất khẩu của Việt Nam theo từng quốc gia và vùng lãnh thổ). Tổng cục Thống kê Việt Nam (xuất khẩu hàng hoá theo nhóm nước và theo khu vực). Bộ Kế hoạch và Đầu tư (FDI theo quốc gia và vùng lãnh thổ) và Tổ chức Lao động Quốc tế (GDP trên một lao động). Dữ liệu về khoảng cách được lấy từ trang web: www.indo.com/distance (khoảng cách giữa hai thủ đô bất kỳ). Số lượng quan sát là 504. Tóm tắt thống kê

về các biến số được trình bày trong Bảng 3.

Bảng 3: Tóm tắt thống kê về các biến số trong mô hình

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lnex	504	3,339419	0,52228	1,653425	4,950776
lnpop	504	7,445444	1,335757	1,355008	9,149945
lnincap	504	4,232745	0,549456	2,795605	4,946517
lnrer	504	2,076157	0,090824	1,74881	2,31511
pro	504	0,360378	0,454938	0,056127	2,419587
lnfdi	504	1,891749	1,124367	0,003921	4,186861
lndis	504	3,635132	0,393048	2,877371	4,235023
bor	504	0,823413	0,381698	0	1
fta	504	0,392857	0,488871	0	1
open	504	1,012499	0,863217	0,22	4,4262

Nguồn: Tác giả tự tính bằng phần mềm Stata 16.

4. Kết quả thực nghiệm

Nghiên cứu này sử dụng phần mềm Stata 16 để lựa chọn phương pháp tốt nhất để ước lượng và kiểm định mô hình lực hấp dẫn đối với các yếu tố ảnh hưởng đến xuất khẩu hàng hoá của Việt Nam trong giai đoạn 2004-2021.

4.1. Lựa chọn mô hình ước lượng

Bài báo của chúng tôi sử dụng mô hình dữ liệu bảng. Ưu điểm của dữ liệu bảng là các quan sát theo chuỗi thời gian và số liệu chéo được kết hợp để tăng kích thước mẫu, tạo nhiều biến thiên hơn và giảm đa cộng tuyến giữa các biến. Tuy nhiên, trên thực tế có thể có một số yếu tố bất biến theo thời gian, đặc trưng bởi các quốc gia đối tác ảnh hưởng đến dòng xuất khẩu của Việt Nam. Nếu bị bỏ qua, các hồi quy có thể gặp phải vấn đề bỏ sót biến và do đó tạo ra các hệ số không nhất quán và sai lệch (Hsiao, 1986). Chúng tôi khắc phục vấn đề này bằng cách kiểm soát các hiệu ứng riêng lẻ không được quan sát bằng mô hình tác động cố định (Fixed effects model - FEM) hoặc mô hình tác động ngẫu nhiên (Random effects model - REM). Mô hình tác động cố định được sử dụng nếu đặc điểm riêng theo cá thể có tương quan với các biến độc lập. Mô hình tác động ngẫu nhiên được sử dụng nếu đặc điểm riêng theo cá thể không tương quan với các biến độc lập (Baltagi, 2021).

Để lựa chọn giữa mô hình tác động cố định và mô hình tác động ngẫu nhiên, chúng tôi thực hiện kiểm định Hausman (Hausman, 1978). Thống kê Hausman kiểm tra mối tương quan giữa các tác động riêng lẻ và các biến giải thích. Do đó, việc bác bỏ giả thuyết H_0 dẫn đến việc áp dụng mô hình tác động cố định chống lại mô hình tác động ngẫu nhiên và ngược lại (Baltagi, 2021). Kết quả cho thấy p -value của kiểm định là 1.0000, lớn hơn các mức ý nghĩa thông thường, vậy ta không có cơ sở bác bỏ H_0 , tức là đặc điểm riêng theo cá thể và các biến độc lập không có mối tương quan. Theo đó, mô hình tác động ngẫu nhiên được lựa chọn và chúng tôi chỉ báo cáo và thảo luận về kết quả của mô hình tác động ngẫu nhiên.

4.2. Kết quả và thảo luận

Trong nghiên cứu này của chúng tôi sử dụng mô hình tác động ngẫu nhiên robust để ước lượng các hệ số của mô hình lực hấp dẫn đối với xuất khẩu hàng hóa của Việt Nam sang 28 quốc gia và vùng lãnh thổ trong giai đoạn 2004-2021 nhằm giảm thiểu ảnh hưởng của các quan sát trội. Kết quả ước lượng thực nghiệm được trình bày trong Bảng 4.

Kết quả ước lượng cho thấy nhìn chung các hệ số của các biến đặc trưng trong mô hình lực hấp dẫn đều có ý nghĩa thống kê cao và có dấu đúng như kỳ vọng. Cụ thể, dân số, GDP thực bình quân đầu người, FDI, độ mở thương mại của các quốc gia đối tác và việc tham gia các hiệp định thương mại tự do (*fta*) có tác động cùng chiều và có ý nghĩa thống kê đến tăng trưởng xuất khẩu của Việt Nam, trong khi khoảng cách địa lý có tác động ngược chiều và có ý nghĩa thống kê đến tăng trưởng xuất khẩu của Việt Nam. Ngoài ra, tăng năng suất lao động tương đối của Việt Nam so với các quốc gia đối tác có tác động tích cực đến việc mở rộng xuất khẩu, trong khi các cuộc khủng hoảng trên thế giới vào các năm 2008, 2009 và 2020 có tác động bất lợi đến tăng trưởng xuất khẩu của Việt Nam. Tuy nhiên, biến tỷ giá thực (*rer*), biến động tỷ giá và có biên giới chung hay giáp biển có dấu đúng như kỳ vọng, nhưng không có ý nghĩa thống kê.

Sau đây, chúng ta sẽ thảo luận sâu hơn về các kết quả thực nghiệm trong Bảng 4.

Bảng 4: Mô hình tác động ngẫu nhiên robust về các yếu tố ảnh hưởng đến xuất khẩu hàng hóa của Việt Nam trong giai đoạn 2004-2021

Inex	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>z
lnpop	0,226166	0,137236	1,65	0,099
lnincap	1,134632	0,289464	3,92	0
lnfdi	0,075209	0,026507	2,84	0,005
lnrer	0,419615	0,30849	1,36	0,174
pro	1,53821	0,392789	3,92	0
lndis	-0,81661	0,320697	-2,55	0,011
bor	0,303687	0,206709	1,47	0,142
fta	0,141064	0,050263	2,81	0,005
open	0,020912	0,010485	1,99	0,046
year 5	-0,15137	0,044568	-3,4	0,001
year 6	-0,12814	0,051363	-2,49	0,013
year 17	-0,05850	0,024707	-2,37	0,018
year 18	0,053287	0,057466	0,93	0,354
cons	2,446489	2,133836	1,15	0,252
Num. of obs. = 504		R-sq. overall = 0,8329		
Num. of groups = 28				

Nguồn: Tác giả tự tính bằng phần mềm Stata 16.

Thứ nhất, cả tăng trưởng dân số và tăng GDP thực bình quân đầu người của các quốc gia đối tác đều có ảnh hưởng tích cực đến tăng trưởng xuất khẩu của Việt Nam. Điều này được giải thích về mặt kinh tế là do tăng dân số và GDP bình quân đầu người của các nước đối tác giúp mở rộng thị trường cho các nhà xuất khẩu Việt Nam. Tuy nhiên, tác động của tăng trưởng GDP thực bình quân đầu người mạnh hơn đáng kể so với tác động của tăng dân số. Cụ thể, tăng 1% dân số của các quốc gia đối tác chỉ làm xuất khẩu của Việt Nam tăng 0,226%, trong khi tăng 1% GDP thực bình quân đầu người của các quốc gia đối tác làm tăng xuất khẩu của Việt Nam 1,135%. Điều này hàm ý hoạt động xuất khẩu của Việt Nam đã hướng đến các nước giàu có thu nhập bình quân đầu người cao thay vì các nước nghèo có đông dân số nhưng thu nhập bình quân đầu người thấp. Kết quả này có thể được giải thích là do năng lực cạnh tranh của các sản phẩm Việt Nam đã được cải thiện ở những thị trường mà người dân có sức mua cao. Mặt khác, kết quả này cũng phản ánh xuất khẩu của Việt Nam rất nhạy cảm với biến động tăng trưởng trên thế giới. Trong giai đoạn 2004-2021, tốc độ tăng trưởng xuất khẩu của Việt Nam đã biến động rất mạnh chủ yếu do môi trường quốc tế bất ổn trong giai đoạn này. Kết quả ước lượng cũng cho thấy các cuộc khủng hoảng trên thế giới mà điển hình là cuộc khủng hoảng tài chính và suy thoái kinh tế thế giới trong những năm 2008, 2009, cùng với sự bùng nổ của đại dịch Covid-19 từ đầu năm 2020 đã có tác động tiêu cực đến xuất khẩu của Việt Nam.

Thứ hai, một phát hiện quan trọng của nghiên cứu này là tăng năng suất lao động tương đối của Việt Nam có ảnh hưởng tích cực đến mở rộng xuất khẩu của Việt Nam. Cụ thể, tăng năng suất lao động tương đối của Việt Nam so với các quốc gia đối tác thêm 1 sẽ làm cho xuất khẩu của Việt Nam tăng thêm 1,54%. Lý do là năng suất lao động của Việt Nam cao hơn làm cho hàng xuất khẩu của Việt Nam trở nên rẻ hơn tương đối so với hàng của các quốc gia đối tác và do đó làm tăng cầu đối với hàng xuất khẩu của Việt Nam. Trong giai đoạn 2004-2021, tốc độ tăng năng suất lao động của Việt Nam là 4,4%, cao hơn mức trung bình của ASEAN (3,2%) và cao hơn hầu hết các nước trong mẫu, chỉ thấp hơn Trung Quốc (8,2%) và Ấn Độ (5,5%). Như vậy, tăng năng suất lao động tương đối đã đóng góp tích cực vào tăng trưởng xuất khẩu ấn tượng của Việt Nam trong giai đoạn nghiên cứu.

Thứ ba, đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) đã đóng vai trò quan trọng trong việc mở rộng xuất khẩu của Việt Nam. Kết quả thực nghiệm cho thấy nếu dòng vốn FDI vào Việt Nam tăng 1%, thì xuất khẩu của Việt Nam sang các nước đối tác sẽ tăng 0,075%. Trong giai đoạn 2016-2020, dòng vốn FDI ước tính đạt 94,7 tỷ USD, tăng 59,03% so với trong giai đoạn 2011-2015. Tuy nhiên, đại dịch Covid-19 đã ảnh hưởng xấu đến dòng vốn FDI vào Việt Nam. Vốn FDI vào Việt Nam giảm đáng kể trong năm 2020, nhưng đã phục hồi trong năm 2021. Khu vực FDI đã đóng góp tích cực vào tăng trưởng xuất khẩu cao của Việt Nam trong giai đoạn 2004-2021.

Thứ tư, các hiệp định thương mại tự do có tác động tích cực đến xuất khẩu của Việt Nam. Kết quả ước lượng cho thấy hệ số của biến giả này là dương và có ý nghĩa thống kê cao. Cụ thể, tốc độ tăng trưởng xuất khẩu của Việt Nam cao hơn 0,141% khi Việt Nam và quốc gia đối tác có tham gia các hiệp định thương mại

tự do. Trong giai đoạn 2004-2021, Việt Nam đã đẩy mạnh hội nhập sâu rộng vào nền kinh tế thế giới và khu vực. Tính đến năm 2021, Việt Nam đã ký kết và đàm phán 17 hiệp định thương mại tự do, trong đó 15 hiệp định đã được thực thi. Đáng chú ý là Hiệp định CPTPP ký kết năm 2018 và chính thức có hiệu lực tại Việt Nam từ tháng 1/2019 và Hiệp định EVFTA ký kết năm 2019 là hai hiệp định FTA lớn nhất mà Việt Nam từng tham gia. Việc đẩy mạnh hội nhập kinh tế quốc tế giúp hàng hóa Việt Nam có nhiều cơ hội thâm nhập vào các thị trường mới và nâng cao hình ảnh của mình trên trường quốc tế. Các nhà xuất khẩu Việt Nam, trước đây phụ thuộc nhiều vào các thị trường lân cận, nay đã học hỏi thêm các kỹ năng mới và thiết lập mạng lưới phân phối mới tại các thị trường mới. Các hiệp định thương mại song phương và đa phương mới mở ra cơ hội cho hàng hóa Việt Nam tiếp cận với các khách hàng mới.

Thứ năm, tăng tỷ giá hối đoái thực có tác động tích cực, nhưng không có ý nghĩa thống kê đến xuất khẩu của Việt Nam. Điều này hàm ý rằng việc giảm giá đồng Việt Nam có ảnh hưởng không rõ ràng đến xuất khẩu của Việt Nam. Đồng nội tệ giảm giá làm cho hàng Việt Nam rẻ hơn trên thị trường quốc tế và do đó có ảnh hưởng khuyến khích đối với các doanh nghiệp xuất khẩu của Việt Nam. Tuy nhiên, tác động này trong ngắn hạn có thể không đáng kể ở các nước đang phát triển nói chung và ở Việt Nam nói riêng (Agénor & Montiel, 2015). Nguyên nhân là do những sản phẩm xuất khẩu chủ lực của Việt Nam như dệt may, da giày, điện tử, điện thoại,... chủ yếu là gia công, lắp ráp, phụ thuộc nhiều vào đầu vào trung gian, linh kiện và nguyên liệu thô nhập khẩu, có giá trị gia tăng nhỏ nên ít hưởng lợi từ giảm giá VND. Trong khi các mặt hàng nông sản, hiện đang là thế mạnh của Việt Nam, lại chủ yếu xuất khẩu dưới dạng thô, phụ thuộc vào điều kiện tự nhiên có hạn và do vậy hầu như không nhạy cảm với sự thay đổi của tỷ giá hối đoái.

Thứ sáu, biến khoảng cách mang giá trị âm và có ý nghĩa thống kê cho thấy khoảng cách địa lý giữa Việt Nam và các nước đối tác là một rào cản đối với tăng trưởng xuất khẩu của Việt Nam sang các nước này.

Thứ bảy, hệ số của biến độ mở thương mại chỉ ra rằng sự gia tăng 1% trong độ mở thương mại của các quốc gia đối tác sẽ kích thích xuất khẩu của Việt Nam tăng 0,021%. Sự cởi mở về kinh tế của các quốc gia đối tác sẽ giúp các doanh nghiệp Việt Nam dễ tiếp cận với thị trường của họ hơn, và do đó, có tác động tích cực đến xuất khẩu của Việt Nam.

5. Kết luận

Tương tự như các nghiên cứu trước đây, kết quả của nghiên cứu này cho thấy mô hình lực hấp mở rộng đã giải thích khá tốt biến động của xuất khẩu Việt Nam trong giai đoạn 2004-2021. Cụ thể, hoạt động xuất khẩu của Việt Nam rất nhạy cảm với những biến động kinh tế toàn cầu, đặc biệt là tăng trưởng kinh tế trên thế giới. Tăng trưởng xuất khẩu của Việt Nam sẽ cao hơn trong các năm kinh tế thế giới bùng nổ và giảm trong các năm khủng hoảng. Tuy nhiên, tăng thu nhập bình quân đầu người có ảnh hưởng mạnh hơn đáng kể so với tăng dân số của các quốc gia đối tác. Hơn nữa, tăng trưởng đầu tư trực tiếp nước ngoài vào Việt Nam và việc tham gia các hiệp định thương mại tự do có tác động tích cực đến tăng trưởng xuất khẩu của Việt Nam, trong khi khoảng cách địa lý là một rào cản quan trọng đối với mở rộng xuất khẩu của Việt Nam. Ngoài ra, kết quả thực nghiệm còn cho thấy tăng năng suất lao động tương đối của Việt Nam so với các quốc gia đối tác cũng giúp mở rộng xuất khẩu của Việt Nam. Từ đó, để thúc đẩy xuất khẩu của Việt Nam, các chính sách cần được thiết kế theo hướng: phát triển mô hình tăng trưởng theo chiều sâu nhằm tăng năng suất; tiếp tục thu hút đầu tư trực tiếp từ nước ngoài, đặc biệt các dự án có định hướng xuất khẩu; hội nhập ngày càng sâu rộng vào nền kinh tế khu vực và thế giới; và xuất khẩu nhiều hơn sang các nước trong khu vực và các nước phát triển có thu nhập cao. Khác với một số nghiên cứu trước, kết quả của nghiên cứu này cho thấy tác động của tỷ giá hối đoái thực đến xuất khẩu của Việt Nam có dấu đúng như kì vọng, nhưng không có ý nghĩa thống kê. Điều này hàm ý, Việt Nam nên tránh để đồng Việt Nam giảm giá mạnh vì điều này tiềm ẩn rất nhiều rủi ro như tăng lạm phát và giảm sản lượng trong ngắn hạn - điều đã được cảnh báo từ nhiều nghiên cứu về các nước đang phát triển (Agénor & Montiel, 2015).

Nghiên cứu này còn một số hạn chế. Nghiên cứu đã sử dụng số liệu tổng thể về xuất khẩu hàng hoá của Việt Nam. Nhiều nghiên cứu cho thấy hàng chế biến thường phản ứng mạnh hơn so với các sản phẩm thô khi điều kiện thị trường thay đổi (Agénor & Montiel, 2015). Bên cạnh đó tính đa dạng của hàng hoá xuất khẩu cũng được coi là một yếu tố có ảnh hưởng đến tăng trưởng xuất khẩu. Ngoài ra, nghiên cứu chỉ xem xét dữ liệu của Việt Nam và 28 quốc gia đối tác chính có đầu tư trực tiếp vào Việt Nam trong giai đoạn 2004-2021. Đây là một mẫu lớn, có tính đại diện tốt, nhưng chưa thể cung cấp bức tranh đầy đủ về xuất khẩu của Việt Nam. Bổ sung thêm các thực tế này có thể giúp cải thiện kết quả của mô hình ước lượng.

Ghi chú:

1. Theo số liệu của WDI xuất khẩu hàng hoá của Việt Nam chiếm 93,4% tổng kim ngạch xuất khẩu hàng hóa và dịch vụ trong giai đoạn 2004-2021 (WDI, 2021).
2. Tính theo USD năm 2015.

Tài liệu tham khảo:

- Agénor, P. & Montiel, P.J. (2015), *Development Macroeconomics*, Princeton University Press.
- Anderson, J.E. (1979), 'A theoretical foundation for the gravity equation', *The American Economic Review*, 69(1), 106-116.
- Baltagi, B.H. (2021), *Econometric Analysis of Panel Data*, 6th edition, Springer.
- Bergstrand, J.H. (1985), 'The gravity equation in international trade: Some microeconomic foundations and empirical evidence', *The Review of Economics and Statistics*, 67(3), 474-81.
- Bergstrand, J.H. (1989), 'The generalized gravity equation, monopolistic competition, and the factor-proportions theory in international trade', *Review of Economics and Statistics*, 71(1), 143-153.
- Chen, I.H. & Wall, H.J. (1999), 'Controlling for heterogeneity in gravity models of trade', *Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper 99-010A*, Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Deardoff, A. (1998), 'Determinants of bilateral trade: Does gravity work in a neoclassical world?', *NBER Working Paper No. 6529*, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts.
- Eaton, J. & Kortum, S. (1997), 'Technology and bilateral trade', *NBER Working Paper No. 6253*, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts.
- Egger, P. (2000), 'A note on the proper econometric specification of the gravity equation', *Economics Letters*, 66(1), 25-31.
- Hausman, J.A. (1978), 'Specification tests in econometrics', *Econometrica*, 46(2), 1251-1271.
- Helpman, E. (1987), 'Imperfect competition and international trade: Evidence from fourteen industrial countries', *Journal of the Japanese and International Economies*, 1(1), 62-81.
- Helpman, E. & P. Krugman (1985), *Market Structure and Foreign Trade: Increasing Returns, Imperfect Competition, and the International Economy*, The MIT Press, Cambridge, MA/London.
- Hoan, P.T. (2020), 'The determinants of Vietnam's exports to CPTPP members: A gravity model approach', *Research in World Economy*, DOI: 10.5430/rwe.v11n5p341.
- Hsiao, C. (1986), *Analysis of panel data*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Im, E.I. & Vu, T.B. (2013), 'Estimated policy effects on Vietnam's exports to its major APEC trade partners: A gravity model approach', *Journal of Economic Development*, 217, 2-14.
- Lima, N. & Venables, A.J. (1999), 'Infrastructure, geographical disadvantage and transport costs', *World Bank Policy Research Working Paper n° 2257*, World Bank.
- Linnemann, H. (1966), *An Econometric Study of International Trade Flows*, Amsterdam: North-Holland Publishing.
- Matyas, L. (1997), 'Proper econometric specification of the gravity model', *The World Economy*, 20 (3), 363-368.
- Minh, H.C. (2021), 'Determinants of Vietnam's exports to RCEP countries: A gravity model analysis', *The International Journal of Business & Management*, 9(7), DOI: 10.24940/theijbm/2021/v9/i7/BM2107-062.
- Quynh, H.N. (2014), 'Determinants of Vietnam's exports: Application of gravity model', *MPRA Paper No. 59363*, Munich Personal RePEc Archive.
- Thanh, L.T. & Minh, V.V. (2020), 'Determinants of Vietnam's export to EU market', *Accounting*, 6, 421-424.
- Tinbergen, J. (1962), *Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economics Policy*, The 20th Century Fund, New York.
- Tổng cục Thống kê (2022), *Số liệu thống kê*, truy cập ngày 1 tháng 8 năm 2022, từ <<https://www.gso.gov.vn/so-lieu-thong-ke/>>.
- WDI (2021), *World-development-indicators*, retrieved on August 2nd 2022, from <<https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>>.
- Wei, S.J. (1996), 'Intra-national versus international trade: How stubborn are nations in global integration?', *NBER Working Paper No. 5531*, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts.

XÁC ĐỊNH SAI LỆCH TỶ GIÁ BẰNG MÔ HÌNH NGANG BẰNG SỨC MUA VÀ MÔ HÌNH TỶ GIÁ CÂN BẰNG HÀNH VI TẠI VIỆT NAM

Nguyễn Ngọc Đình

Khoa Kinh tế học, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: dinhnn@neu.edu.vn

Mã bài: JED - 835

Ngày nhận bài: 14/08/2022

Ngày nhận bài sửa: 04/09/2022

Ngày duyệt đăng: 13/09/2022

Tóm tắt:

Tác động của sai lệch tỷ giá lên tăng trưởng kinh tế đã trở thành chủ đề nghiên cứu quan trọng trong thời gian qua ở nhiều quốc gia khác nhau. Đặc biệt là trong bối cảnh kinh tế toàn cầu biến động mạnh, chiến tranh thương mại giữa Trung Quốc và Mỹ, các quốc gia liên tục nâng lãi suất để chống lại lạm phát đang dâng cao trên toàn cầu. Các chính phủ tích cực tìm kiếm cho mình một chính sách tỷ giá phù hợp để phát triển kinh tế và ổn định lại lạm phát. Bài viết này nhằm mục đích chỉ ra sự sai lệch của tỷ giá thực hữu hiệu tại Việt Nam thông qua mô hình tỷ giá cân bằng hành vi và ngang bằng sức mua.

Từ khóa: Sai lệch tỷ giá, tỷ giá thực, tỷ giá.

Mã JEL: F31, F41

Identifying exchange rate misalignment using Purchasing Power Parity and Behavior Equilibrium Exchange Rate Model in Vietnam

Abstract

The impact of exchange rate misalignment on economic growth has become an important research topic in recent years, and in different countries. Especially, in the context of global economic crisis, the trade conflict between China and the US, many countries have raised interest rates dramatically to combat rising global inflation. Governments actively try to find an appropriate exchange rate policy to develop the economy and stabilize inflation. This paper aims to identify the misalignment of the real effective exchange rate in Vietnam by Purchasing Power Parity and Behavioral Equilibrium Exchange Rate models.

Keywords: Exchange rate misalignment, real effective exchange rate, exchange rate.

JEL codes: F31, F41

1. Giới thiệu

Khái niệm về sai lệch tỷ giá, theo Edwards (1989) sai lệch tỷ giá là tình trạng mà tỷ giá thực của nền kinh tế bị lệch ra khỏi giá trị cân bằng trong dài hạn của nó. Cụ thể, nội tệ được định giá cao hơn hay thấp hơn so với mức cân bằng trong dài hạn của nó, sự định giá “sai” này có thể dẫn đến những tổn thất về mặt kinh tế cho xã hội. Định giá cao làm cho hàng hoá xuất khẩu trở nên đắt đỏ, còn hàng hoá nhập khẩu trở nên rẻ hơn một cách tương đối, điều này làm xói mòn sức cạnh tranh quốc tế và gây thâm hụt cán cân thương mại. Ngoài ra, định giá cao làm cho dự trữ ngoại hối quốc gia cạn kiệt và hạn chế khả năng can thiệp của Ngân hàng Nhà nước vào thị trường ngoại hối. Việc nội tệ định giá quá thấp sẽ hỗ trợ hoạt động xuất khẩu hàng hóa nhưng nó cũng làm tăng chi phí nhập khẩu, đặc biệt là các nước đang phát triển như Việt Nam phụ thuộc nhiều vào các hàng hoá trung gian đầu vào nhập khẩu. Điều này sẽ dẫn đến hiệu ứng chuyển của tỷ giá vào giá tiêu dùng, làm tăng lạm phát, mất ổn định kinh tế vĩ mô.

Hiện tại có nhiều cách tiếp cận để xác định sự sai lệch tỷ giá của nền kinh tế, nghiên cứu này sẽ lựa chọn hai phương pháp sau, thứ nhất là theo cách tiếp cận ngang bằng sức mua (PPP) trong dài hạn tỷ giá danh nghĩa thay đổi để sức mua của các đồng tiền là như nhau. Cách thứ hai là hồi quy Tỷ giá thực hữu hiệu

(REER) theo các biến số kinh tế vĩ mô cơ bản, đây được gọi là mô hình Tỷ giá cân bằng hành vi (BEER). Hai cách tiếp cận này đều nhằm xác định tỷ thực hữu hiệu cân bằng của nền kinh tế từ đó chỉ ra sự sai lệch của tỷ giá thực hiện tại và mức cân bằng.

Nội dung của bài nghiên cứu được cấu trúc như sau: Tiếp theo phần giới thiệu bài viết sẽ trình bày về tổng quan nghiên cứu của việc tính toán REER và sử dụng các mô hình tỷ giá cân bằng trong thời gian gần đây. Phần 3 sẽ sử dụng số liệu về tỷ giá, thương mại đa phương, chỉ số giá để tính toán REER. Phần 4 sử dụng kết quả tính toán REER áp dụng mô hình PPP và BEER để chỉ ra sự sai lệch tỷ giá. Cuối cùng phần 5 sẽ đưa ra những kết luận chính về sự sai lệch tỷ giá.

2. Tổng quan nghiên cứu

Các nguyên tắc cơ bản về kinh tế cho thấy rằng các biến số vĩ mô và tỷ giá hối đoái thực tế có mối liên kết trong dài hạn, điều này giúp giải thích tại sao các nhà hoạch định chính sách rất quan tâm đến khái niệm tỷ giá hối đoái cân bằng của nền kinh tế. Việc tính toán sự sai lệch tỷ giá từ REER đã được đề cập đến trong các nghiên cứu từ Quỹ tiền tệ quốc tế (IMF), bao gồm Domac & Shabsigh (1999), Clark & MacDonald (1999), Dufrénot & Yehoue (2005). Lý thuyết về tỷ giá cân bằng xuất hiện sớm nhất phải kể đến PPP, ban đầu được đưa ra bởi Cassel (1918) để thiết lập tỷ lệ trao đổi tương đối về vàng trong bối cảnh thiết lập tỷ giá hối đoái sau Chiến tranh Thế giới thứ Nhất. Lý thuyết PPP cho rằng tỷ giá hối đoái danh nghĩa thay đổi để phản ánh tương quan về chênh lệch lạm phát giữa các quốc gia, do đó tỷ giá hối đoái thực sẽ có xu hướng quay trở về mức cân bằng của nó trong dài hạn Lothian & Taylor (1996), Norman (2010), Curran & Velic (2019). Trong đó, phương pháp PPP tương đối không cho rằng giá cả ở hai nền kinh tế nhất thiết phải hoàn toàn giống nhau, mà sức mua tương đối của hai đơn vị tiền tệ nhìn chung không thay đổi trong dài hạn. Hàm ý trực tiếp của giả thuyết này là giá trị trung bình của REER ($\overline{REER}$) là đại diện tốt nhất cho tỷ giá hối đoái thực cân bằng theo PPP tương đối ($REER^{PPP}$):

$$REER_{it}^{PPP} = \overline{REER}_i \quad (1)$$

Tuy nhiên, nhiều nghiên cứu cho rằng tốc độ quay trở về giá trị trung bình của REER là rất chậm, nếu nó có xảy ra Rogoff (1996).

Phương pháp tiếp theo được sử dụng phổ biến là BEER, mô hình này được áp dụng để giải thích cho sự thay đổi của REER theo các biến số kinh tế cơ bản của nền kinh tế, bằng cách sử dụng phân tích đồng tích hợp. Phương pháp này đã được đổi tên nhiều lần trong các nghiên cứu, nhưng được biết đến rộng rãi nhất là mô hình Tỷ giá hối đoái cân bằng hành vi. Theo Clark & MacDonald (1999), Z_{1t} là một tập hợp các nhân tố cơ bản được cho là sẽ có tác động lâu dài đến tỷ giá hối đoái thực trong dài hạn và Z_{2t} là một tập hợp các nhân tố cơ bản có ảnh hưởng trong trung hạn. Do đó, tỷ giá hối đoái thực cân bằng có thể được xác định thông qua phương trình sau:

$$q_t = \beta'_1 Z_{1t} + \beta'_2 Z_{2t} + \tau' T_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Trong đó, q_t là tỷ giá hối đoái thực, T_t là tập hợp các biến có tác động ngắn hạn và ε_t là sai số ngẫu nhiên. Theo Clark & MacDonald (1999), cần phân biệt giữa giá trị thực của REER và giá trị tỷ giá hối đoái cân bằng hiện tại, q'_t . Giá trị này được xác định là trạng thái trong đó các biến ngắn hạn và sai số ngẫu nhiên được thiết lập bằng 0:

$$q'_t = \beta'_1 Z_{1t} + \beta'_2 Z_{2t} \quad (3)$$

Giá trị sai lệch hiện tại, cm , được tính toán như sau:

$$cm = q_t - q'_t = \tau' T_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Vì vậy cm là tổng của tác động ngắn hạn và sai số ngẫu nhiên. Do các giá trị hiện tại của các biến số kinh tế cơ bản có thể lệch khỏi mức bền vững hoặc trong dài hạn của nó, Clark & MacDonald (1999) cũng xác định tổng sai lệch, tm , là sự khác biệt giữa tỷ giá thực tế và tỷ giá thực cân bằng có được từ giá trị trong dài hạn của các biến kinh tế cơ bản, được thể hiện như sau:

$$tm_t = q_t - \beta'_1 \overline{Z_{1t}} - \beta'_2 \overline{Z_{2t}} \quad (5)$$

Hiệu chỉnh các biến số kinh tế cơ bản để đạt ở mức dài hạn có thể sử dụng một số loại bộ lọc thống kê, chẳng hạn như bộ lọc Hodrick Prescott. Bằng cách cộng và trừ q'_t từ phía bên phải của (5), tổng sai lệch có thể được phân tách thành hai thành phần:

$$tm_t = (q_t - q'_t) + [\beta'_1(Z_{1t} - \overline{Z_{1t}}) + \beta'_2(Z_{2t} - \overline{Z_{2t}})] \quad (6)$$

Kết hợp với (4), tổng sai lệch trong phương trình (6) có thể viết lại thành:

$$tm_t = \tau'T_t + \varepsilon_t + [\beta'_1(Z_{1t} - \overline{Z_{1t}}) + \beta'_2(Z_{2t} - \overline{Z_{2t}})] \quad (7)$$

Phương trình (7) chỉ ra rằng tổng sai lệch tại bất kỳ thời điểm nào có thể được phân tách thành ảnh hưởng của các yếu tố ngắn hạn, các sai số ngẫu nhiên và mức độ mà các biến cơ bản kinh tế sai lệch với các giá trị dài hạn của chúng.

Các biến số kinh tế vĩ mô cơ bản có tác động dài hạn lên tỷ giá thực được lựa chọn đưa vào mô hình phụ thuộc vào điều kiện kinh tế vĩ mô của Việt Nam, bao gồm: (i) tổng dự trữ ngoại tệ và vàng (RES), (ii) tài sản nước ngoài ròng (NFA) (iii) vốn đầu tư nước ngoài ròng (FDI). Thứ nhất, dự trữ vàng và ngoại tệ được coi là một trong những yếu tố then chốt quyết định đến sự thay đổi tỷ giá của Việt Nam. Trong thời gian qua dự trữ ngoại tệ tương đối mỏng, thường ít hơn ba tháng nhập khẩu và có tăng mạnh vào những năm gần đây. Dự trữ ngoại tệ cũng là một trong những công cụ sử dụng thường xuyên để can thiệp vào tỷ giá của Ngân hàng Nhà nước, nếu lượng dự trữ tăng lên sẽ có tác động tích cực chống lại sự mất giá của nội tệ, ngược lại nếu dự trữ ngoại tệ giảm xuống sẽ làm cho nội tệ có xu hướng bị mất giá nhanh hơn. Nên có thể thấy mối quan hệ ngược chiều giữa REER và dự trữ ngoại tệ. Thứ hai, tài sản nước ngoài ròng (NFA) thể hiện giá trị tài sản ở nước ngoài sở hữu bởi người dân trong nước trừ đi giá trị tài sản trong nước sở hữu bởi người nước ngoài. Khi giá trị của NFA tăng lên, nó sẽ làm tăng thu nhập từ tài sản nước ngoài ở cán cân thanh toán, để cân bằng lại sự gia tăng này thì cán cân thương mại phải giảm xuống đồng nghĩa với REER phải tăng lên Lane và Milesi-Ferretti (2002). Yếu tố cuối cùng là FDI ròng, khi dòng vốn đổ vào trong nước tăng mạnh sẽ làm cho nội tệ tăng giá, điều này dẫn tới REER sẽ tăng lên.

Để xây dựng mô hình BEER nghiên cứu kiểm tra đồng tích hợp, sau đó xây dựng mối quan hệ dài hạn giữa các biến thông qua kỹ thuật FMOLS (Fully modified ordinary least squares). Sai lệch giữa REER thực tế quan sát và REER từ mô hình hồi quy được dùng để đánh giá sự sai lệch về tỷ giá. Mô hình BEER được xây dựng từ ba biến giải thích có dạng như sau:

$$REER_t^{BEER} = \alpha_1 RES_t + \alpha_2 FDI_t + \alpha_3 NFA_t + \mu_i \quad (8)$$

Một số nghiên cứu ở nước ngoài sử dụng mô hình BEER để xác định sai lệch tỷ giá bao gồm: Wang & cộng sự (2007) xác định sai lệch tỷ giá được thực hiện cho đồng Nhân dân tệ, nghiên cứu đã lựa chọn các biến kinh tế vĩ mô cơ bản cho vào mô hình bao gồm: dự trữ ngoại tệ, cung tiền, tỷ giá thương mại và chênh lệch giá hàng hoá thương mại và phi thương mại. Nghiên cứu của Banerjee & Goyal (2021) sử dụng dữ liệu dạng bảng cho 8 nền kinh tế mới nổi từ năm 1995 đến 2017, các biến kinh tế vĩ mô cơ bản có tác động trong dài hạn được sử dụng để xác định BEER bao gồm: năng suất lao động, chỉ tiêu chính phủ, tính độc lập của nền kinh tế, độ mở thương mại, được mở rộng thêm bởi ba biến là chỉ số phát triển tài chính, giá tương quan giữa các khu vực của nền kinh tế và tài khoá thuận chu kỳ.

Tổng quan nghiên cứu trong nước về sai lệch tỷ giá đã có nghiên cứu của Vũ Quốc Huy & cộng sự (2012), Phuc, N. T., & Duc-Tho, N. (2009), tính toán chỉ số REER trong giai đoạn 2000-2010, 1992-2007. Trong đó, nghiên cứu của Vũ Quốc Huy & cộng sự (2012) đã tính toán sai lệch tỷ giá theo phương pháp BEER trong giai đoạn từ 2000 đến 2010, với bổ sung thêm các biến về chênh lệch năng suất và chính sách tài khoá. Tuy nhiên, các nghiên cứu có thời gian nghiên cứu tương đối ngắn và thường chỉ dừng lại ở việc tính toán ra REER. Nghiên cứu này sẽ sử dụng dữ liệu với thời gian dài hơn (từ năm 2000 đến 2020), đồng thời tập trung vào việc chỉ ra sự sai lệch tỷ giá bằng mô hình PPP và BEER.

3. Tính toán Tỷ giá thực hữu hiệu

Tỷ giá thực hữu hiệu phản ánh tương quan về giá cả hàng hoá trong nước so với các quốc gia khác, do đó nó có tác động rất lớn đến cán cân xuất nhập khẩu của quốc gia. Để tính toán REER nghiên cứu sẽ chọn ra 25 quốc gia có tỷ trọng thương mại lớn nhất với Việt Nam. Tỷ trọng của từng cặp tỷ giá song phương được tính dựa trên công thức sau:

$$W_{it} = \frac{M_{it} + X_{it}}{\sum_{i=1}^n M_{it} + \sum_{i=1}^n X_{it}} \quad (9)$$

Trong đó:

W_{it} : Tỷ trọng của quốc gia i trong toàn bộ thương mại $\sum_{i=1}^n W_i = 1$

M_{it} : Nhập khẩu của Việt Nam từ quốc gia i

X_{it} : Xuất khẩu của Việt Nam đến quốc gia i

$\sum_{i=1}^n M_{it}$: Xuất khẩu của Việt Nam đến 25 đối tác thương mại chính ($n=25$)

$\sum_{i=1}^n X_{it}$: Nhập khẩu của Việt Nam từ 25 đối tác thương mại chính

Tỷ giá danh nghĩa song phương (NBER) được tính bằng số ngoại tệ đổi lấy một đơn vị nội tệ. Tỷ giá thực song phương (RBER) được tính từ NBER sau khi điều chỉnh bằng chỉ số giá tiêu dùng ở hai quốc gia. REER được tính theo phương pháp trung bình nhân (GM) thay vì phương pháp trung bình cộng (AM). Phương pháp trung bình nhân không bị ảnh hưởng bởi việc lựa chọn năm gốc, và giá trị REER sẽ nhất quán hơn so với phương pháp AM. Công thức sử dụng để tính RBER và REER như sau:

$$RBER_{it} = NBER_{it} \frac{CPI_{it}}{CPI_{jt}} \quad (10)$$

$$REER_t = \prod_{i=1}^n RBER_{it}^{w_{it}} \quad (11)$$

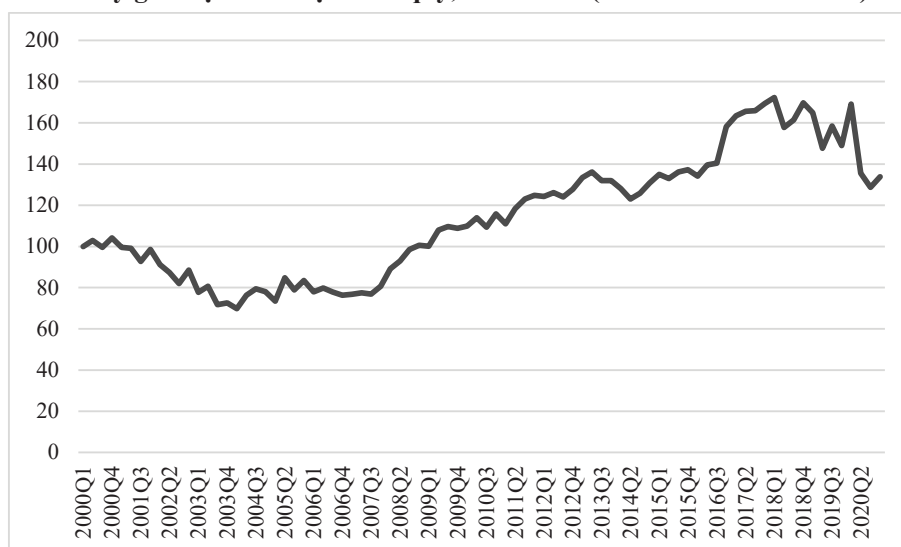
Trong đó:

CPI_{it} : là chỉ số giá tiêu dùng của Việt Nam.

CPI_{jt} : là chỉ số giá tiêu dùng của quốc gia đối tác.

Số liệu về CPI, xuất khẩu, nhập khẩu của Việt Nam tới các đối tác thương mại được lấy từ bộ số liệu IMF International Financial Statistic từ quý 1 năm 2000 đến quý 4 năm 2020. Năm gốc là năm 2000 nên chỉ số REER vào năm gốc là 100, kết quả tính toán được trình bày ở Hình 1. Sự gia tăng tỷ giá thực tương ứng với REER tăng lên, và giảm tỷ giá thực tương ứng REER giảm xuống theo IMF.

Hình 1. Tỷ giá thực hữu hiệu theo quý, 2000-2020 (Chỉ số năm 2000 =100)



Nguồn: Tính toán bởi tác giả.

4. Sự thay đổi của tỷ giá và ước lượng sự sai lệch

4.1. Điều hành tỷ giá của Việt Nam giai đoạn 2000-2020

Chính sách tỷ giá hối đoái tại Việt Nam được xem là một yếu tố then chốt trong chính sách tiền tệ, bao gồm lựa chọn chế độ tỷ giá, sử dụng các công cụ can thiệp và điều chỉnh tỷ giá, điều chỉnh lãi suất, xác lập biên độ dao động tỷ giá, mua bán ngoại tệ, phá giá hoặc nâng giá đồng nội tệ, bình ổn tỷ giá. Mục đích của những công cụ này là tác động đến cung cầu ngoại tệ trên thị trường ngoại hối để đạt được mục tiêu kinh tế vĩ mô như kiểm soát lạm phát và ổn định giá trị của nội tệ; ngoài ra còn tác động lên cán cân xuất nhập khẩu, tài khoản vãng lai, cán cân thanh toán giúp cho nền kinh tế ổn định, chống được các cú sốc từ bên ngoài.

Sự điều chỉnh của Ngân hàng Nhà nước và thay đổi tỷ giá từ đầu những năm 1990 đến nay sẽ được nghiên cứu tóm tắt gọn lại như sau: Thị trường liên ngân hàng đối với ngoại tệ của Việt Nam được thành lập vào tháng 9/1994 để thay thế cho 2 sàn giao dịch ngoại hối, tỷ giá chính thức được Ngân hàng Nhà nước thiết lập dựa trên tỷ giá giao dịch trên thị trường này. Để gia tăng tính linh hoạt, bám sát thị trường, biên độ dao động của tỷ giá đã được mở rộng ra từ 0,5% lên 1% vào tháng 11/1996, và lên 5% vào tháng 2/1997, 10% vào tháng 10/1997 và giảm xuống còn 7% vào tháng 8/1998. Do tác động của các yếu tố kinh tế vĩ mô như lạm phát và mất cân bằng cán cân thương mại, dẫn đến Ngân hàng Nhà nước đã phải giảm giá mạnh nội tệ 2 lần liên tiếp trong năm 1998 với tỷ lệ mất giá rất lớn, lên đến 16,3%. Đến tháng 2 năm 1999, tỷ giá chính thức công bố là tỷ giá liên ngân hàng trung bình ngày làm việc hôm trước, các ngân hàng thương mại chỉ được phép giao dịch xung quanh 0,1%, mức tỷ giá được nới lỏng thêm lên 0,25% sau vài năm, và lên đến 0,5% vào năm 2007.

Sau khi trở thành thành viên của Tổ chức Thương mại Thế giới, nền kinh tế Việt Nam bắt đầu có những chuyển biến lớn, sự thay đổi đáng kể về thương mại, dòng vốn và môi trường kinh tế vĩ mô đã tác động làm cho chính sách tỷ giá cũng có biến chuyển theo. Dòng vốn đầu tư đổ vào nền kinh tế gia tăng đột biến trong giai đoạn 2007-2008 khiến nguồn cung ngoại tệ tăng mạnh, làm cho nội tệ tăng giá. Tuy nhiên, sau đó kinh tế thế giới đã có rất nhiều biến động trong năm 2008, cụ thể lạm phát toàn cầu tăng cao, kinh tế Mỹ bị suy thoái lớn nhất trong vòng 30 năm trở lại kéo theo sự giảm tốc của kinh tế toàn cầu. Điều này làm cho nhập siêu tăng, lạm phát trong nước ở mức hai con số, yếu tố lo ngại đã làm cho nội tệ rớt giá theo. Những tác động trên đã khiến Ngân hàng Nhà nước liên tục gia tăng tỷ giá chính thức và nới lỏng biên độ giao dịch cho phép đến 5%. Với áp lực mất giá lớn Ngân hàng Nhà nước đã buộc phải chính thức điều chỉnh lên mức 5,4% vào ngày 26/11/2009, tỉ lệ điều chỉnh cao nhất trong một ngày trong vòng 10 năm qua. Trước tình hình lạm phát ở mức cao, gây mất ổn định nền kinh tế vào tháng 2 năm 2011, Chính phủ (2011) ra Nghị quyết 11/NQ-CP với mục tiêu ổn định kinh tế vĩ mô, kiềm chế lạm phát, Ngân hàng Nhà nước đã điều chỉnh tỷ giá thay đổi ở mức 9,3%, đồng thời giảm biên độ thay đổi tỷ giá xuống còn 1%. Những chính sách trên đã làm cho tỷ giá đã ổn định trở lại, chênh lệch tỷ giá trên thị trường tự do và chính thức đã giảm mạnh từ cuối tháng 4 năm 2011.

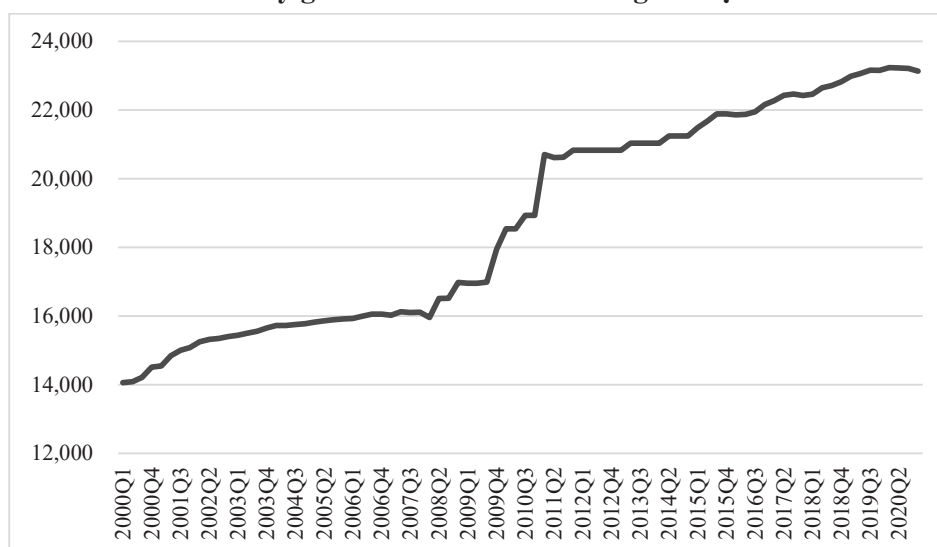
Sang giai đoạn 2012-2013 thị trường chứng kiến sự ổn định trở lại của tỷ giá, cả trên thị trường chính thức và thị trường tự do. Tỷ giá bình quân liên ngân hàng được giữ cố định ở mức 20.828 VND/USD từ đầu năm 2012. Trong giai đoạn này, Ngân hàng Nhà nước đã tích cực hơn trong việc định hướng điều hành tỷ giá. Năm 2015 là một trong những năm có biến động lớn về tỷ giá trong nước, tính cả năm giá trị của tiền đồng đã giảm 5,34%. Dưới sức ép phá giá đồng Nhân dân tệ của Trung Quốc kéo theo một loạt đồng tiền các nước Châu Á giảm giá, ngày 12/8/2015, Ngân hàng Nhà nước đã điều chỉnh nâng biên độ tỷ giá từ +/-1% lên +/-2%, theo đó giá mua bán USD của các ngân hàng có thể biến động trong phạm vi từ 21.240 VND/USD đến 22.106 VND/USD. Tuy nhiên, trước bối cảnh đồng Nhân dân tệ tiếp tục phá giá mạnh, ngày 19/8, Ngân hàng Nhà nước đã quyết định điều chỉnh kép tăng tỷ giá thêm 1% lên mức 21.890 VND/USD và nới biên độ từ +/-2% lên +/-3%. Trước những biến động khó lường về tỷ giá trong năm, bắt buộc Ngân hàng Nhà nước phải thay đổi cơ chế điều hành tỷ giá. Ngân hàng Nhà nước (2015) đã ban hành quyết định về việc công bố tỷ giá trung tâm của VND với Đô la Mỹ, tỷ giá tính chéo của VND với một số ngoại tệ khác. Ngoài ra, cơ chế điều hành tỷ giá của Ngân hàng Nhà nước cũng bổ sung thêm công cụ phái sinh, áp dụng hợp đồng kỳ hạn trong quan hệ ngoại hối giữa Ngân hàng Nhà nước và các tổ chức tín dụng. Về cơ chế điều hành tỷ giá mới sẽ cho phép tỷ giá biến động linh hoạt hàng ngày dựa vào diễn biến của cung cầu ngoại tệ trong nước và thị trường thế giới đồng thời hạn chế những đợt điều chỉnh mạnh nhưng vẫn đảm bảo được vai trò quản lý của Ngân hàng Nhà nước.

Từ năm 2015, chính sách tỷ giá mới của Ngân hàng Nhà nước và sự phát triển của kinh tế trong nước đã mang lại vị thế cao hơn cho Việt Nam trên thị trường ngoại hối. Cán cân thương mại liên tục ghi nhận mức thặng dư tăng dần, đạt mức kỷ lục gần 20 tỷ USD trong năm 2020. Bên cạnh đó, dòng vốn đầu tư FDI cũng liên tục tăng qua từng năm, dự trữ ngoại hối quốc gia liên tục được bồi đắp lên gần 100 tỷ USD. Trong năm 2019, chiến tranh thương mại Mỹ - Trung leo thang, khiến cho đồng Nhân dân tệ mất giá trung bình gần 5% so với đồng USD. Trong bối cảnh đó, Ngân hàng Nhà nước đã nâng tỷ giá trung tâm thêm khoảng 1,5%. Theo đó, giá USD tại các ngân hàng thương mại vào cuối năm 2019 gần như không thay đổi so với cùng thời điểm năm 2018, dao động quanh mức 23.250 VND/USD (Hình 2).

4.2. Xác định sự sai lệch tỷ giá

Theo phương pháp PPP, lấy giá trị trung bình của REER trong quãng thời gian 20 năm, kết quả chính là

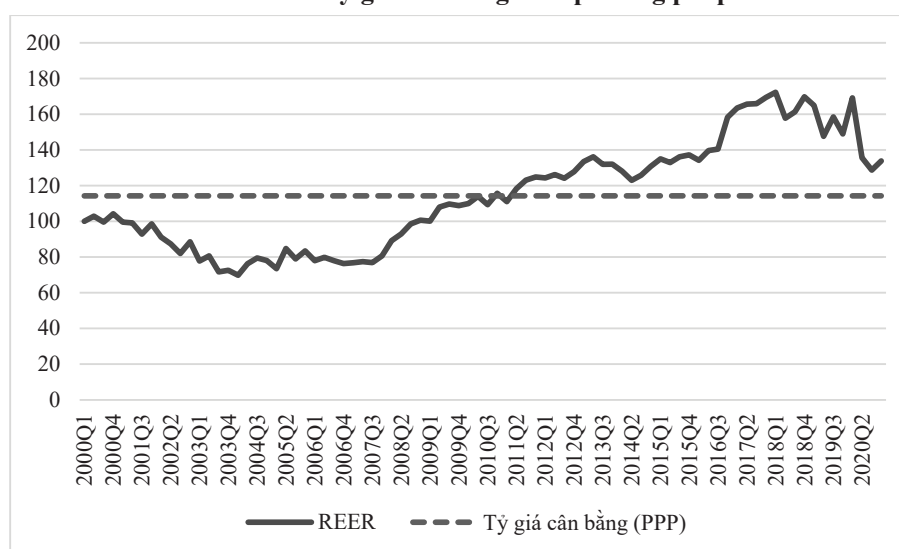
Hình 2. Tỷ giá chính thức VND/USD giai đoạn 1990-2020



Nguồn: Số liệu do tác giả tổng hợp từ IMF.

giá trị cân bằng của REER trong dài hạn (Hình 3). Có thể thấy rằng REER có xu hướng quay về mức trung bình của nó tuy nhiên thời gian thay đổi là tương đối chậm chạp. Trong giai đoạn 2000-2010 VND được định giá tương đối thấp so với giá trị trong dài hạn của nó. Ngược lại, trong giai đoạn 2010-2020 VND được định giá tương đối cao. Tuy nhiên, vào cuối năm 2020 tỷ giá có xu hướng quay trở về mức cân bằng của nó.

Hình 3. Tỷ giá cân bằng theo phương pháp PPP



Nguồn: Tính toán bởi tác giả.

Theo phương pháp BEER, nghiên cứu sẽ hồi quy với biến phụ thuộc là REER với các biến số kinh tế vĩ mô cơ bản độc lập bao gồm RES, NFA và FDI. Các biến độc lập trên đều được lấy từ cơ sở dữ liệu của WB. Một số chuỗi thời gian chỉ có số liệu theo năm, do đó nghiên cứu sử dụng phương pháp nội suy cubic spline để chuyển về quý, tất cả các biến đều được chuyển về dạng logarit. Trước tiên, nghiên cứu sẽ dùng kiểm định Augmented Dickey Fuller (ADF) để kiểm tra nghiệm đơn vị của chuỗi số liệu, kết quả có được ở Bảng 1.

Kiểm định trên cho thấy các chuỗi số liệu là chuỗi không dừng ở bậc không, sau khi lấy sai phân thì các chuỗi đều dừng ở bậc 1, hay các chuỗi số liệu trên đều là chuỗi tích hợp bậc 1 với mức ý nghĩa nhỏ hơn 1%. Do đó có thể sử dụng phương pháp Johansen (1988) để xác định mối quan hệ đồng tích hợp giữa các biến.

Bảng 1. Kiểm định nghiệm đơn vị

Biến	Sai phân bậc 1		Mức giá trị	
	Thống kê t	Giá trị p	Thống kê t	Giá trị p
LREER	-12,25064	0,0001	-2,331993	0,4121
LRES	-4,401540	0,0006	-2,401397	0,3759
LNFA	-4,301854	0,0053	-1,363507	0,8637
LFDI	-3,522379	0,0438	-1,612401	0,7794

Nguồn: Kết quả ước lượng từ mô hình

Trước tiên, cần chọn độ trễ tối ưu cho mô hình thông qua tiêu chí SC (Schwarz information criterion) và HQ (Hannan-Quinn information criterion), kết quả cho ra độ trễ tối ưu cho mô hình là 5. Xác định mối quan hệ đồng tích hợp bằng kiểm định Trace và Eigenvalue (Bảng 2). Mô hình cho thấy có một quan hệ đồng tích hợp giữa các biến, hay có mối quan hệ dài hạn giữa các biến trong mô hình.

Bảng 2. Johansen test, hạng đồng tích hợp

Giả thuyết số đồng tích hợp	Eigenvalue	Thống kê Trace	0.05 Giá trị tới hạn	Giá trị P
Không *	0,322696	48,4898	47,85613	0,0435
Nhiều nhất 1	0,137843	18,09831	29,79707	0,5588
Nhiều nhất 2	0,075805	6,529515	15,49471	0,6329
Nhiều nhất 3	0,004868	0,380622	3,841466	0,5373

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$

Nguồn: Kết quả ước lượng từ mô hình.

Để xác định mối quan hệ trong dài hạn, nghiên cứu sẽ sử dụng kỹ thuật FMOLS, ban đầu FMOLS được thiết kế bởi Phillips & Hansen (1990) để cung cấp các ước lượng tối ưu về hồi quy đồng liên kết. Nghiên cứu sẽ chạy hồi quy với biến phụ thuộc là LREER, kết quả được thể hiện ở Bảng 3.

Bảng 3. Ước lượng theo kỹ thuật FMOLS

Biến	Hệ số	Giá trị P
LRES	-0,668273***	0,0000
LNFA	0,524207***	0,0000
LFDI	0,375484***	0,0000
C	2,195968	0,0260

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, giá trị trong () là sai số chuẩn

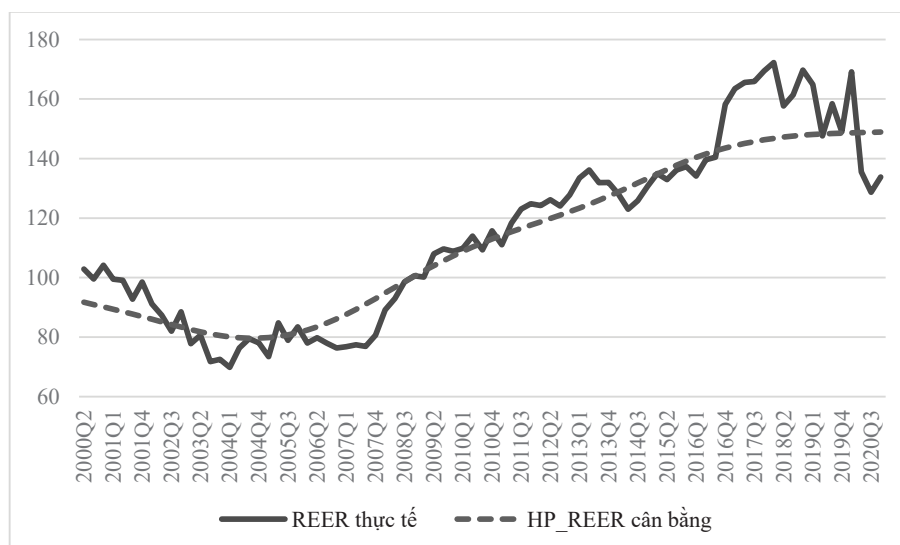
Nguồn: Kết quả ước lượng từ mô hình

Những dấu của hệ số trên cho thấy tác động của từng biến giải thích vào LREER, mối tương quan trong dài hạn có thể được viết lại dưới dạng sau:

$$\text{LREER} = -0,668 \text{ LRES} + 0,524 \text{ LNFA} + 0,375 \text{ LFDI} + 2,196 \quad (12)$$

Dấu của các biến trong mô hình hồi quy đúng như dự báo ban đầu, NFA và FDI có tác động cùng chiều lên REER và RES có tác động ngược chiều, các hệ số đều có mức ý nghĩa thống kê cao. Giá trị R-squared cho thấy LREER có thể được giải thích bởi 88% bởi các biến độc lập trong mô hình. Để xác định tổng sai lệch tỷ giá, giá trị cân bằng của LREER sẽ được xác định theo mô hình hồi quy (12), sau đó sẽ được lọc bởi bộ lọc Hodrick-Prescott theo Edwards (1989) với $\lambda=1600$ để loại bỏ những biến động ngắn hạn để cho ra giá trị cân bằng HP LREER cuối cùng. Tổng sai lệch tỷ giá là chênh lệch giữa giá trị thực REER và giá trị ước lượng sau khi lọc nhiễu (Hình 4).

Hình 4. Tỷ giá cân bằng theo mô hình BEER

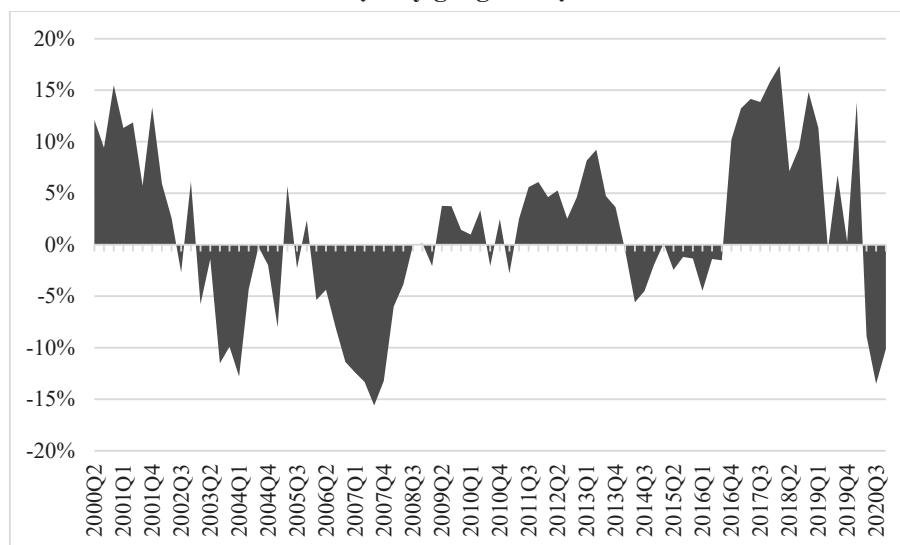


Nguồn: Kết quả ước lượng từ mô hình

Theo Hinkle & Monteil (1999) tỷ lệ sai lệch so với giá trị cân bằng sau khi lọc sẽ được tính như sau:

$$\text{Sai lệch tỷ giá} = \frac{\text{REER thực} - \text{HP REER cân bằng}}{\text{HP REER cân bằng}} \times 100\% \quad (13)$$

Hình 5. Sai lệch tỷ giá giai đoạn 2000-2020 theo BEER



Nguồn: Tính toán bởi tác giả.

Các giá trị nằm bên trên và bên dưới mức mức cân bằng được coi là định giá sai, trong đó giá trị bên trên được coi là định giá cao và bên dưới là định giá thấp. Mức độ sai lệch được thể hiện bằng độ chênh tính bằng phần trăm so với giá trị cân bằng.

5. Kết luận

Sự cân bằng cơ bản của REER đóng một vai trò quan trọng trong việc quyết định trạng thái cân bằng bên trong và bên ngoài của nền kinh tế. Sai lệch dương được hiểu là giá trị thực của REER cao hơn so với giá trị cân bằng, và ngược lại sai lệch âm là giá trị thực của REER thấp hơn so với giá trị cân bằng của nó. Khi REER lệch ra khỏi giá trị cân bằng của nó một thời gian dài có thể gây ra các cú sốc cho nền kinh tế về

thương mại và tăng trưởng kinh tế. Giá trị REER cân bằng cung cấp cho các nhà hoạch định chính sách một công cụ tin cậy để điều chỉnh tỷ giá và phân bổ nguồn lực kinh tế hiệu quả hơn.

Theo cách tiếp cận PPP có thể thấy rằng giai đoạn 2000-2010 nội tệ được định giá thấp và từ năm 2010 đến 2020 nội tệ được định giá cao hơn so với mức cân bằng. Xu hướng quay trở về mức cân bằng của REER được thể hiện rõ khi tăng lên trong giai đoạn 2008-2009 và giảm xuống vào 2019-2020. Do đó mức tỷ giá thực hữu hiệu cân bằng trong giai đoạn 2000-2020 mà nền kinh tế được xác định vào những năm 2010 và 2011 theo PPP. Đây là một trong những chỉ báo giúp cho việc định hướng tỷ giá thực trong tương lai để không trượt quá xa mức cân bằng trong dài hạn của nó.

Theo cách tiếp cận BEER, mức tỷ giá cân bằng sẽ biến động hơn vì nó xác định trạng thái cân bằng dựa vào các biến số kinh tế vĩ mô cơ bản của nền kinh tế. Những biến số này sẽ thay đổi theo thời gian phụ thuộc vào tình hình kinh tế vĩ mô thế giới và trong nước. Sai lệch tỷ giá vì thế cũng thay đổi tùy vào từng giai đoạn cụ thể. Nhìn chung nội tệ được định giá thấp vào những năm 2003-2004, 2006-2008 và định giá cao vào 2000-2001, 2011-2013 và 2016-2019. Hai phương pháp PPP và BEER đều cho ra kết quả khá tương đồng về sự sai lệch của tỷ giá thực.

Giữa hai phương pháp PPP và BEER, thì PPP được xem là ít hiệu quả hơn khi miêu tả trạng thái cân bằng trong dài hạn của REER. Những nghiên cứu gần đây cũng chỉ ra giá trị cân bằng của REER có thể không phải là duy nhất một giá trị theo thời gian. Mà nó chịu tác động bởi các biến số kinh tế vĩ mô cơ bản ảnh hưởng đến sự cân bằng bên trong và bên ngoài của nền kinh tế Koranchelian (2005). Việc ước lượng xu hướng cân bằng của REER và độ lệch của nó là một vấn đề phức tạp và có nhiều các tiếp cận khác nhau, phụ thuộc nhiều vào việc lựa chọn các biến cơ bản và kỹ thuật ước lượng sử dụng trong mô hình.

Vốn đầu tư nước ngoài, dự trữ ngoại hối và tài sản ròng nước ngoài là những yếu tố có tác động mạnh mẽ lên tỷ giá thực trong nước. Sự gia tăng nhanh và nhiều của vốn đầu tư nước ngoài và tài sản ròng nước ngoài có thể làm cho tỷ giá thực của Việt Nam tăng lên. Điều này dẫn đến những khó khăn trong xuất khẩu hàng hoá làm suy giảm cán cân thương mại. Ngược lại, xây dựng một lượng lớn dự trữ ngoại hối làm cho tỷ giá thực giảm xuống, do Ngân hàng Nhà nước có nguồn lực để can thiệp điều chỉnh được tỷ giá tránh được sự gia tăng tỷ giá thực gây ảnh hưởng bất lợi cho xuất khẩu.

Tài liệu tham khảo

- Banerjee, K. & Goyal, A. (2021), 'Behavioural equilibrium real exchange rates and misalignments: Evidence from large emerging markets', *Economic Analysis and Policy*, 70, 414-436.
- Cassel, G. (1918), 'Abnormal Deviations in International Exchanges', *The Economic Journal*, 28(112), 413-415.
- Chính phủ (2011), Nghị quyết số 11/NQ-CP, Về những giải pháp chủ yếu tập trung kiềm chế lạm phát, ổn định kinh tế vĩ mô, đảm bảo an sinh xã hội, ban hành ngày 24 tháng 02 năm 2011.
- Clark, P.B. & MacDonald, R. (1999), 'Exchange rates and economic fundamentals: a methodological comparison of BEERs and FEERs', in MacDonald, R. & Stein, J.L. (eds), *Equilibrium exchange rates*, Springer, Dordrecht, 285-322.
- Curran, M. & Velic, A. (2019), 'Real exchange rate persistence and country characteristics: A global analysis', *Journal of International Money and Finance*, 97, 35-56.
- Domac, I. & Shabsigh, G. (1999), Real exchange rate behavior and economic growth: Evidence from Egypt, Jordan, Morocco, and Tunisia, IMF working paper No. 99/40.
- Dufrénot, G. & Yehoue, E. B. (2005), Real exchange rate misalignment: A panel co-integration and common factor analysis, IMF working paper No. 05/164.
- Edwards, S. (1989), 'Exchange rate misalignment in developing countries', *The World Bank Research Observer*, 4(1), 3-21.
- Hinkle, L.E. & Montiel, P. J. (1999), *Exchange rate misalignment: Concepts and measurement for developing countries*, Oxford University Press.
- Johansen, S. (1988), 'Statistical analysis of cointegration vectors', *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.

-
- Koranchelian, Taline (2005), *The Equilibrium Real Exchange Rate in a Commodity Exporting Country: Algeria's Experience*, IMF Working Paper No. 05/135.
- Lane, P. R., Milesi-Ferretti, G. M., (2002), 'External wealth, the trade balance, and the real exchange rate', *European Economic Review*, 46(6), 1049-1071.
- Lothian, J.R. & Taylor, M.P. (1996), 'Real exchange rate behavior: The recent float from the perspective of the past two centuries', *Journal of Political Economy*, 104(3), 488-509.
- Ngân hàng Nhà nước (2015), *Quyết định số 2730/QĐ-NHNN, Về việc công bố tỷ giá trung tâm của Đồng Việt Nam với Đô la Mỹ, tỷ giá tính chéo của Đồng Việt Nam với một số ngoại tệ khác*, ban hành ngày 31 tháng 12 năm 2015.
- Norman, S. (2010), 'How well does nonlinear mean reversion solve the PPP puzzle?', *Journal of International Money and Finance*, 29(5), 919 - 937.
- Phillips, P.C. & Hansen, B.E. (1990), 'Statistical inference in instrumental variables regression with I (1) processes', *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125.
- Phuc, N.T. & Duc-Tho, N. (2009), 'Exchange rate policy in Vietnam, 1985-2008' *ASEAN Economic Bulletin*, 26(2), 137-163.
- Rogoff, K., (1996), 'The Purchasing Power Parity puzzle', *Journal of Economic Literature*, 34(2), 647- 668.
- Vũ Quốc Huy, Nguyễn Thị Thu Hằng & Vũ Phạm Hải Đăng (2012), *Tỷ giá hối đoái giai đoạn 2000-2011: Mức độ sai lệch và tác động đối với xuất khẩu*, Nhà xuất bản Tri thức, Hà Nội.
- Wang, Y., Hui, X. & Soofi, A.S. (2007), 'Estimating renminbi (RMB) equilibrium exchange rate', *Journal of Policy Modeling*, 29(3), 417-429.

ẢNH HƯỞNG CỦA ĐẦU TƯ TRỰC TIẾP NƯỚC NGOÀI ĐẾN BẤT BÌNH ĐẲNG TIỀN LƯƠNG GIỮA LAO ĐỘNG CÓ KỸ NĂNG VÀ ÍT KỸ NĂNG TẠI VIỆT NAM

Đỗ Quỳnh Anh

Khoa Kinh tế học, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: doquynhanh1510@gmail.com

Nguyễn Thị Thu Thủy

Viện Kinh tế và Quản lý, Trường Đại học Bách khoa Hà Nội

Email: Thuy.nguyenthithu@hust.edu.vn

Mã bài báo: JED-945

Ngày nhận: 28/7/2022

Ngày nhận bản sửa: 12/08/2022

Ngày duyệt đăng: 07/09/2022

Tóm tắt:

Nghiên cứu này phân tích ảnh hưởng của đầu tư trực tiếp nước ngoài tới bất bình đẳng tiền lương ở Việt Nam, sử dụng dữ liệu bảng cho 63 tỉnh/thành phố trong giai đoạn 2010-2018. Kết quả thực nghiệm từ mô hình kinh tế lượng sử dụng ước lượng GMM hệ thống (Arellano & Bover, 1995) cho thấy FDI có xu hướng làm gia tăng bất bình đẳng tiền lương tại các địa phương. Kết quả nghiên cứu này hàm ý rằng để đảm bảo phát triển bền vững, chính sách thu hút và sử dụng FDI cần được gắn kết với chính sách an sinh xã hội và giảm thiểu bất bình đẳng tiền lương; từ đó mà nghiên cứu đề xuất một số hàm ý chính sách để giảm thiểu tác động tiêu cực của FDI đến bất bình đẳng tiền lương.

Từ khóa: Đầu tư trực tiếp nước ngoài, GMM, Việt Nam, bất bình đẳng tiền lương.

Mã JEL: F43, F63.

The effect of foreign direct investment on wage inequality between skilled and unskilled labor in Vietnam

Abstract:

This study analyzes the effects of foreign direct investment (FDI) on wage inequality in Vietnam by using panel data from 63 provinces from 2010 to 2018. To address the potential endogeneity problems, this study adopts the Generalized Method of Moment (GMM) model to conduct the estimation. A two-step GMM model with robust standard errors is used in the study. The empirical results reveal that FDI tends to increase wage inequality between skilled and unskilled labor in Vietnam. The study results imply that the policy on attracting and utilizing FDI needs to be aligned with training and human capital development, to ensure sustainable development. It is also necessary to emphasize professional training for the workforce to attract FDI.

Keywords: Foreign direct investment, GMM, Vietnam, wage inequality.

JEL codes: F43, F63.

1. Đặt vấn đề

Khoảng 20 năm trở lại đây, vấn đề đầu tư trực tiếp nước ngoài (Foreign direct investment - FDI) với công bằng xã hội được đề cập đến nhiều hơn trong các nghiên cứu, trong đó chỉ ra rằng FDI có thể mang đến nhiều lợi ích cho nền kinh tế nước chủ nhà, nhưng không đồng nghĩa với việc mọi công dân trong quốc gia đó sẽ được hưởng lợi như nhau. Mối quan hệ giữa sự gia tăng dòng vốn FDI và bất bình đẳng tiền lương trở thành chủ đề hấp dẫn sự chú ý của các nhà nghiên cứu, các nhà lập chính sách trong cả nghiên cứu lý thuyết và thực nghiệm. Rất nhiều các học thuyết khác nhau đã được phát triển nhằm giải thích cho nguồn gốc của

sự chênh lệch này (Feenstra & Hanson, 1997; Markusen & Venables, 1999; Aghion & Howitt, 1998; Figini & Gorg, 1999; Te Velde & Morrissey, 2004; Taylor & Driffield, 2005). Đây cũng là các công trình nghiên cứu đặt ra cơ sở khoa học ban đầu cho việc triển khai các nghiên cứu thực nghiệm tại các quốc gia và nhóm quốc gia trên thế giới. Tuy nhiên, sự không thống nhất trong các kết luận của các nghiên cứu lý thuyết này dẫn tới một nhu cầu cấp bách về việc thực hiện các nghiên cứu thực nghiệm để đưa ra các kết luận cụ thể và chính xác hơn.

Trong khi đó, các nghiên cứu thực nghiệm cũng đưa ra những kết luận trái chiều về mối quan hệ này. Có thể phân chia thành 3 nhóm nghiên cứu thực nghiệm về mối quan hệ giữa FDI và bất bình đẳng tiền lương bao gồm FDI làm giảm bất bình đẳng tiền lương ở các nước sở tại (Jensen & Rosas, 2007; Bhandari, 2007; Mugeni, 2015); FDI làm sâu sắc thêm bất bình đẳng tiền lương (Reuveny & Li, 2003; Choi, 2006; Jaumotte & cộng sự, 2013; Gopinath & Chen, 2003; Te Velde & Morrissey, 2004; Bogliaccini & Egan, 2017) và FDI có tác động phi tuyến lên bất bình đẳng tiền lương (Aghion & Howitt, 1998; Figini & Gorg, 1999; Taylor & Driffield, 2005).

Đã có những bằng chứng cho thấy ở cả các quốc gia phát triển và đang phát triển, tồn tại sự gia tăng về bất bình đẳng tiền lương giữa lao động có kỹ năng và lao động ít kỹ năng (Te Velde & Morrissey, 2004; Taylor & Driffield, 2005; Johansson & Liu, 2020). Nhìn chung, các nghiên cứu về chủ đề này còn rất hạn chế và chưa đi đến một kết luận thống nhất. Đặc biệt chưa có nghiên cứu về mối quan hệ giữa FDI và bất bình đẳng tiền lương giữa lao động có kỹ năng và lao động ít kỹ năng trong bối cảnh tại Việt Nam.

Trong nghiên cứu này, tác động của FDI đến bất bình đẳng tiền lương giữa lao động có kỹ năng và lao động ít kỹ năng tại Việt Nam được tập trung phân tích. Tác giả sử dụng mô hình kinh tế lượng áp dụng ước lượng GMM hệ thống (Arellano & Bover, 1995) với dữ liệu bảng tại 63 tỉnh tại Việt Nam trong thời kỳ từ 2010 đến 2018 để phân tích tác động của FDI lên bất bình đẳng tiền lương.

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu

Nghiên cứu về tác động của dòng vốn FDI tới vấn đề bất bình đẳng thu nhập hay bất bình đẳng tiền lương hiện thu hút được sự quan tâm của các nhà nghiên cứu trên thế giới. Tuy nhiên, các nghiên cứu chưa đưa ra kết luận một cách thống nhất về tác động của dòng vốn FDI tới vấn đề bất bình đẳng tiền lương. Có thể phân chia thành 3 nhóm nghiên cứu lý thuyết và thực nghiệm về mối quan hệ giữa FDI và bất bình đẳng tiền lương như dưới đây.

2.1. FDI có mối quan hệ phi tuyến với bất bình đẳng tiền lương

Về mặt lý thuyết, mô hình tăng trưởng nội sinh của Aghion & Howitt (1998) cho rằng sự thay đổi về công nghệ là nguyên nhân gây ra khoảng cách về thu nhập giữa lao động phổ thông và lao động lành nghề. Dựa trên mô hình kinh tế, các tác giả cho thấy rằng có hai giai đoạn phát triển để đưa một công nghệ mới từ các công ty đa quốc gia (MNEs) vào nước chủ nhà. Sự đòi hỏi về kỹ năng trong giai đoạn đầu dẫn đến sự gia tăng về nhu cầu của các kỹ năng đang bị thiếu hụt. Điều này dẫn đến bất bình đẳng tiền lương tăng lên trong giai đoạn này. Sau đó, bất bình đẳng tiền lương giảm xuống do việc cung cấp các kỹ năng cần thiết đã được cải thiện và các công ty cũng đã xử lý xong quá trình chuyển đổi sang mô hình công nghệ mới. Bên cạnh đó, những người lao động có tay nghề thấp trước đây đã tự nâng cao trình độ để trở nên lành nghề, gia nhập vào tầng lớp thu nhập trung bình, và do đó, làm giảm bất bình đẳng tiền lương trước đó. Như vậy, mô hình tăng trưởng nội sinh của Aghion & Howitt (1998) đưa ra giả thuyết phi tuyến về mối quan hệ giữa FDI và bất bình đẳng tiền lương. Đồng thời, bằng việc sử dụng mô hình GPT (General purpose technology), nghiên cứu của Aghion & Howitt (1998) cũng đã phát hiện ra tác động phi tuyến của FDI đối với bất bình đẳng tiền lương.

Các nghiên cứu thực nghiệm sau đó của Figini & Gorg (1999, 2011) cũng đã tìm ra mối quan hệ phi tuyến giữa FDI và bất bình đẳng tiền lương. Figini & Gorg (1999) đã tìm thấy mối quan hệ hình chữ U ngược này trong bối cảnh tại Ai-len. Trong khi đó, trong một nghiên cứu khác vào năm 2011 với tập mẫu lớn gồm hơn 100 quốc gia phát triển và đang phát triển trong giai đoạn 1980-2002, nhóm tác giả này cũng tìm thấy tác động phi tuyến của FDI đến bất bình đẳng tiền lương ở các nước đang phát triển. Đặc biệt, khi nghiên cứu riêng hiệu ứng của FDI đối với bất bình đẳng tiền lương ở các nước thuộc Tổ chức Hợp tác và Phát triển Kinh tế (OECD) và các nước đang phát triển không thuộc OECD (non-OECD), nghiên cứu lại tìm thấy sự khác biệt rõ ràng giữa hai nhóm quốc gia này. Đối với nhóm các nước đang phát triển không thuộc OECD, nghiên cứu cho thấy tác động của FDI đối với bất bình đẳng tiền lương là phi tuyến theo hình chữ U ngược. Cụ thể, ban đầu dòng vốn FDI chảy vào làm tăng mức độ bất bình đẳng tiền lương, nhưng sau đó sự gia tăng

dòng vốn FDI lại làm giảm mức độ bất bình đẳng tiền lương tại các quốc gia này. Tuy nhiên, không tìm thấy bằng chứng ở các nước phát triển.

2.2. FDI có tác động làm tăng bất bình đẳng tiền lương

Tác động tiêu cực của FDI đối với bất bình đẳng tiền lương cũng được giải thích về mặt lý thuyết theo mô hình quốc gia phía Bắc và phía Nam của Feenstra & Hanson (1996). Trong đó, lý thuyết này giả định rằng các quốc gia ở phía Bắc là các quốc gia phát triển với lực lượng lao động có kỹ năng dồi dào, còn các quốc gia ở phía Nam là các quốc gia chậm phát triển, nơi lao động chủ yếu là lao động phổ thông, ít kỹ năng. Khi đó, các doanh nghiệp ở các quốc gia phía Bắc, nơi chủ yếu là lao động lành nghề sẽ thuê các doanh nghiệp tại quốc gia phía Nam, nơi tập trung các lao động phổ thông để sản xuất đầu vào trung gian. Sự sẵn có và rẻ của lao động ở các nước kém phát triển phía Nam có thể thu hút FDI từ các nước phát triển phía Bắc nơi mà lao động được coi là yếu tố khan hiếm và đắt. Tuy nhiên, những công việc sản xuất khi được chuyển dịch sang các quốc gia phía Nam, từ góc nhìn của các quốc gia phía Bắc là các hoạt động giản đơn thì ở các nước phía Nam có thể được xem là các hoạt động đòi hỏi kỹ năng. Điều này ngụ ý rằng một số hoạt động có thể coi là tay nghề thấp ở một quốc gia trong khi các hoạt động tương tự được coi là tay nghề cao ở các quốc gia khác. Như vậy, loại hình FDI này có thể làm tăng nhu cầu và mức lương cho lao động có kỹ năng không chỉ ở các quốc gia phát triển mà còn ở các quốc gia kém phát triển hơn.

Một số nghiên cứu thực nghiệm (Aitken & cộng sự, 1996; Feenstra & Hanson, 1996; McLaren, 2000; Mah, 2002; Gopinath & Chen, 2003; Te Velde, 2003; Lipsey & Sjöholm, 2004; Taylor & Driffield, 2005) ủng hộ giả thuyết xuất phát từ mô hình Bắc Nam, theo đó FDI có tác động tiêu cực đến bất bình đẳng tiền lương bằng cách làm gia tăng nhu cầu và mức lương của lao động có kỹ năng ở các nước tiếp nhận. Các nghiên cứu này đã phân tích rằng dòng vốn FDI chảy vào trong nước phần lớn thông qua các hoạt động của các công ty MNEs. Các MNEs thường có nhu cầu về lao động có trình độ cao hơn so với các doanh nghiệp trong nước, dẫn đến tiền lương cho các lao động làm việc trong các doanh nghiệp này chênh lệch nhau (Taylor & Driffield, 2005). Điều này làm cho khoảng cách thu nhập giữa nhóm lao động có trình độ cao và thấp tăng lên.

Ngoài ra, các doanh nghiệp FDI còn tạo ra sự chênh lệch trong trình độ, kỹ năng của các nhóm lao động thông qua hoạt động đào tạo của mình. Khi hoạt động đào tạo kỹ năng dành cho người lao động trở nên thường xuyên hơn đối với doanh nghiệp FDI, trình độ của người lao động trong khu vực doanh nghiệp này tăng lên. Điều này làm gia tăng khoảng cách về trình độ của lao động giữa các loại hình doanh nghiệp. Sự khác biệt về trình độ một lần nữa làm gia tăng khoảng cách thu nhập giữa lao động thuộc doanh nghiệp FDI và lao động tại các loại hình doanh nghiệp khác.

Bên cạnh đó, Te Velde (2003) đã chỉ ra sự khác biệt về vị thế giữa lao động có trình độ cao và thấp. Vị thế này tạo cho nhóm lao động với trình độ cao có năng lực đàm phán mức lương với doanh nghiệp và nhận được mức lương đề nghị thường cao hơn. Thêm vào đó, các doanh nghiệp FDI có xu hướng lựa chọn những khu vực hoạt động sử dụng lao động có kỹ năng tốt để thực hiện các hoạt động đầu tư (Feenstra & Hanson, 1996). Như vậy, vị thế tương đối của nhóm lao động có kỹ năng cao càng được nâng lên, kết quả là sự bất bình đẳng trong thu nhập của các nhóm lao động với trình độ khác nhau càng gia tăng.

Nghiên cứu trong bối cảnh tại Mỹ Latinh của Te Velde (2003) đã xem xét mức độ ảnh hưởng của FDI đến phân phối tiền lương của những người lao động có kỹ năng và ít kỹ năng. Kết quả cho thấy FDI có thể đã làm gia tăng bất bình đẳng tiền lương ở Bô-li-vi-a và Chi-lê. Với hướng nghiên cứu tương tự, Gopinath & Chen (2003) sử dụng mẫu nghiên cứu của 11 quốc gia đang phát triển chỉ ra rằng dòng vốn FDI làm nới rộng khoảng cách tiền lương giữa nhóm lao động có tay nghề và không có tay nghề.

Johansson & Liu (2020) đã nghiên cứu tác động của FDI đến bất bình đẳng tại Trung Quốc và đã tìm ra được mối liên hệ giữa FDI và nhu cầu sử dụng lao động có kỹ năng cao. Nghiên cứu này đã tìm thấy bằng chứng rằng bất bình đẳng tiền lương cao hơn ở các thành phố thu hút nhiều FDI. Bên cạnh đó, qua phân tích ở cấp độ doanh nghiệp, nghiên cứu cho thấy rằng FDI không chỉ làm tăng nhu cầu tương đối đối với lao động có kỹ năng mà còn tạo ra hiệu ứng chênh lệch tiền lương mạnh mẽ. Đặc biệt, các doanh nghiệp FDI đều trả mức lương trung bình cao hơn và mức lương cao cho các vị trí yêu cầu kỹ năng trong nội bộ doanh nghiệp. Cuối cùng, FDI tạo ra tác động lan tỏa tích cực về tiền lương đối với cả lao động có kỹ năng và lao động phổ thông trong các doanh nghiệp nhà nước và tập thể, nhưng mức độ tác động lan tỏa cao hơn nhiều đối với lao động có kỹ năng.

2.3. FDI có tác động làm giảm bất bình đẳng tiền lương

Heckschers & Ohlin (1991) phát triển lý thuyết về tài nguyên thiên nhiên đối với thương mại quốc tế, mà qua đó FDI có xu hướng làm giảm bất bình đẳng tiền lương tại các quốc gia đang phát triển. Nguyên lý của H-O được phát biểu như sau: “một số quốc gia sẽ sản xuất và xuất khẩu loại hàng hóa mà việc sản xuất ra chúng sử dụng tương đối nhiều các yếu tố đầu vào sẵn có và rẻ; trong khi đó, họ sẽ nhập khẩu các loại hàng hóa mà việc sản xuất ra chúng cần những yếu tố đầu vào khan hiếm và đắt. Quá trình đó đã làm tăng lượng cầu về những yếu tố sẵn có và rẻ, do vậy, giá của những yếu tố này sẽ được đẩy dần lên. Đồng thời, việc nhập khẩu những yếu tố khan hiếm và đắt, dù là trực tiếp hay gián tiếp dưới dạng hàng hóa khác, sẽ góp phần kéo được giá của những yếu tố này và những sản phẩm có liên quan xuống dần. Lý thuyết này ngụ ý rằng thương mại sẽ làm gia tăng chênh lệch thu nhập ở các quốc gia phát triển và thu hẹp khoảng cách ở các quốc gia đang phát triển. Điều này được giải thích bởi các quốc gia đang phát triển sản xuất và xuất khẩu những sản phẩm cần nhiều lao động, gây ra tăng nhu cầu về vốn và giảm nhu cầu về lao động có kỹ năng, dẫn đến tự do hóa thương mại làm giảm bất bình đẳng tiền lương tại các quốc gia này.”

Các nghiên cứu thực nghiệm sau này cũng đã chỉ ra rằng FDI làm giảm bất bình đẳng tiền lương ở nước tiếp nhận nguồn vốn. Một ví dụ là nghiên cứu của Jensen & Rosas (2007), cho thấy vốn FDI ở Mê-xi-cô trong giai đoạn từ 1990 đến 2000 dẫn đến giảm bất bình đẳng tiền lương ở cấp tiểu bang. Bhandari (2006) đã đánh giá FDI ở Hoa Kỳ và cho rằng nó có tác động phân phối có lợi, nhưng với sự thay đổi đáng kể giữa các khu vực và thời gian. Một kết luận tương tự đã được đưa ra bởi Chintrakarn & cộng sự (2012), nhóm kết luận rằng FDI ở Hoa Kỳ đã giảm bất bình đẳng tiền lương nhưng hiệu ứng này một lần nữa không đồng nhất giữa các bang.

Mugeni (2015) bằng cách sử dụng bộ dữ liệu bảng của 153 quốc gia đang phát triển và đã phát triển từ năm 1995 đến năm 2010 cho thấy rằng vốn FDI vào trong nước cùng với mức độ dân chủ làm giảm bất bình đẳng tiền lương. Bên cạnh đó, kết quả phù hợp với giả định rằng dòng vốn đầu tư nước ngoài làm giảm bất bình đẳng tiền lương ở các quốc gia có mức độ dân chủ cao hơn.

Tại Việt Nam, các nghiên cứu về tác động của FDI lên bất bình đẳng tiền lương còn rất hạn chế, hầu hết các nhà nghiên cứu mới quan tâm đến mối quan hệ giữa FDI và bất bình đẳng thu nhập hay chênh lệch giàu nghèo. Hồ Đình Bảo & cộng sự (2020) phân tích ảnh hưởng của FDI đến chênh lệch tiền lương trung bình của lao động tại khu vực FDI và doanh nghiệp trong nước tại Việt Nam. Kết quả ước lượng thực nghiệm từ các mô hình ước lượng cho thấy những mối quan hệ này là phi tuyến tính. Xu thế giảm trong biến số chênh lệch mức lương được thay thế tạm thời bằng sự gia tăng, trước khi trải qua một xu thế giảm trở lại trong dài hạn.

Khái quát lại, cho tới nay, đã có rất nhiều nghiên cứu về tác động của FDI lên bất bình đẳng tiền lương trên những bộ dữ liệu rộng lớn ở nhiều quốc gia hay trên một quốc gia duy nhất. Tuy nhiên, các kết luận không đồng nhất bởi vì FDI tác động lên các vùng, lãnh thổ theo các cơ chế và đặc điểm khác nhau. Sự khác biệt trong kết quả nghiên cứu tùy thuộc vào sự khác nhau trong khả năng hấp thụ vốn và chiến lược phát triển của mỗi quốc gia tiếp nhận vốn đầu tư nước ngoài. Việc lựa chọn biến đại diện của bất bình đẳng tiền lương được sử dụng, mô hình ước lượng và các biến phụ thuộc, các biến kiểm soát được đưa vào mô hình, kỹ thuật ước lượng được sử dụng khác nhau cũng ảnh hưởng đến kết quả nghiên cứu. Do đó mối quan hệ giữa FDI và bất bình đẳng tiền lương không thể được khái quát trên tất cả các quốc gia/khu vực và cần có nghiên cứu riêng về mối quan hệ này trong bối cảnh Việt Nam.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Theo lý thuyết của Te Velde (2003), FDI có thể tác động đến cung cầu về kỹ năng, dẫn đến gia tăng tiền lương của lao động lành nghề và/hoặc lao động ít kỹ năng, do đó tác động tích cực hoặc tiêu cực đến bất bình đẳng tiền lương. Dựa trên nghiên cứu mô hình lý thuyết cung cầu về kỹ năng của Te Velde (2003) và nghiên cứu thực nghiệm của Taylor & Driffield (2005), tác giả ước tính tác động của FDI đến bất bình đẳng tiền lương ở Việt Nam bằng cách sử dụng mô hình thực nghiệm sau đây:

$$WI_{it} = \beta_0 + \beta_1.FDI_{it} + \beta_j.X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Trong mô hình này:

μ_i là hiệu ứng cố định, không thay đổi theo thời gian, biểu thị tính đặc thù của từng địa phương, còn ε_{it} là thành phần ngẫu nhiên không quan sát được.

Biến đại diện cho bất bình đẳng tiền lương là biến WI, được tính bằng tiền lương trung bình của lao động

có kỹ năng so với tiền lương trung bình của lao động ít kỹ năng của tỉnh i năm t . Theo Te Velde (2003) và Taylor & Driffield (2005) thì biến WI được tính theo công thức sau:

$$WI = \frac{\text{Lương trung bình của lao động có kỹ năng}}{\text{Lương trung bình của lao động không có kỹ năng}}$$

Dựa theo khái niệm của Tổng cục Thống kê, trong nghiên cứu này, tác giả xác định lao động có kỹ năng là những lao động đã qua đào tạo tại một trường hay một sở đào tạo chuyên môn, kỹ thuật, nghiệp vụ thuộc Hệ thống giáo dục quốc dân từ 3 tháng trở lên, đã tốt nghiệp, được cấp bằng/chứng chỉ chứng nhận đã đạt một trình độ chuyên môn, kỹ thuật, nghiệp vụ nhất định từ sơ cấp trở lên đến đại học và trên đại học. Còn lao động ít kỹ năng hay lao động phổ thông là những lao động không có trình độ chuyên môn, kỹ thuật và chưa được cấp bằng/chứng chỉ chứng nhận đã đạt một trình độ chuyên môn, kỹ thuật, nghiệp vụ nhất định.

Biến FDI là tỉ lệ FDI thực hiện trên GDP hiện hành tại tỉnh i năm t , để xem xét ảnh hưởng của nguồn vốn FDI vào tỉnh i năm t .

X là tập hợp các biến giải thích khác. Theo lý thuyết cung cầu về kỹ năng, năm biến kiểm soát cơ bản được đưa ra trong phương trình: độ mở thương mại, mức độ phát triển kinh tế, vốn nhân lực, sự khan hiếm về kỹ năng và chi phí đào tạo lao động tại các doanh nghiệp.

Feenstra & Hanson (1995) và Blonigen & Slaughter (2001) đã chỉ ra độ mở kinh tế cũng có thể tác động đến bất bình đẳng tiền lương. Với các nước đang phát triển thì các nhà nghiên cứu kỳ vọng lao động ít kỹ năng sẽ được sử dụng nhiều hơn so với lao động có kỹ năng trong các hoạt động gia công, thuê ngoài thông qua thương mại quốc tế, dẫn đến sự gia tăng về bất bình đẳng tiền lương. Trong nghiên cứu này, biến $Trade$ là tỷ lệ % của tổng thương mại (cả nhập khẩu và xuất khẩu) trên GDP của tỉnh i năm t , phản ánh độ mở thương mại ở góc nhìn vĩ mô (% của tổng kim ngạch xuất + nhập khẩu/ GDP).

Nghiên cứu của Te Velde (2003) và Taylor & Driffield (2005) sử dụng tiêu chí GDP bình quân đầu người đại diện cho mức độ phát triển kinh tế. Biến này là đại diện phổ biến nhất cho mức độ phát triển và tăng trưởng kinh tế. Tăng trưởng kinh tế dẫn đến sự gia tăng bất bình đẳng tiền lương của một quốc gia nếu sự phát triển kinh tế kéo theo sự gia tăng nhu cầu về kỹ năng. Mặt khác, tăng trưởng kinh tế có thể dẫn đến giảm bất bình đẳng tiền lương nếu các chính sách hướng đến tăng nguồn cung về kỹ năng hay thiết lập một cơ chế cạnh tranh không hoàn hảo về tiền lương (chính sách bảo vệ người lao động, quy định mức lương tối thiểu, mô hình tiền lương hiệu quả,...). Biến $PGDP$ là GDP bình quân đầu người của tỉnh i năm t theo giá cố định năm 2010 (đơn vị triệu đồng/người).

Vốn nhân lực (biến HC) sử dụng trong mô hình này được đại diện bởi tỷ lệ lao động đã qua đào tạo của tỉnh i năm t . Biến này thể hiện phía cung của lao động có kỹ năng. Cung và cầu về kỹ năng góp phần quyết định mức bất bình đẳng tiền lương. Do đó, khi nguồn cung về lao động kỹ năng tăng lên thì sự chênh lệch giữa lương của lao động có kỹ năng và lao động ít kỹ năng sẽ giảm xuống, khi đó tình trạng về bất bình đẳng tiền lương sẽ được cải thiện. Tuy nhiên, tại những địa phương có chất lượng cao thường sẽ thu hút các doanh nghiệp FDI sử dụng công nghệ mới và có nhu cầu tuyển dụng lao động có kỹ năng. Điều này có thể làm gia tăng cầu lao động kỹ năng của các địa phương đó và làm bất bình đẳng tiền lương tăng lên. Do vậy, có thể kỳ vọng một tác động hỗn hợp của vốn nhân lực lên bất bình đẳng tiền lương.

Sự khan hiếm về kỹ năng, đại diện là biến RSS , cũng tác động đến bất bình đẳng tiền lương. Te Velde & Morrissey (2002) đã sử dụng tỷ lệ thất nghiệp của lao động có kỹ năng so với tỷ lệ thất nghiệp của lao động ít kỹ năng để đại diện cho sự khan hiếm về kỹ năng. Tỷ lệ này càng thấp thì kỹ năng càng trở nên bớt khan hiếm, điều này có thể đẩy lương của công nhân lành nghề lên cao và dẫn đến sự tăng lên của bất bình đẳng tiền lương.

Tác giả đưa thêm biến Chi phí đào tạo lao động tại các doanh nghiệp vào trong mô hình. Dựa theo mô hình cung và cầu tương đối đối với lao động có kỹ năng của Te Velde (2003) có thể phân tích rằng các chính sách đào tạo trong các doanh nghiệp có thể tác động đến bất bình đẳng tiền lương. Bởi vì đối tượng của các chương trình đào tạo đó có thể là lao động ít kỹ năng hoặc lao động có kỹ năng. Trường hợp các doanh nghiệp chỉ đào tạo thêm cho lao động có trình độ thì bất bình đẳng tiền lương sẽ gia tăng. Biến chi phí đào tạo lao động tại các doanh nghiệp, ký hiệu TS , được tính bằng tỷ lệ phần trăm tổng chi phí kinh doanh dành cho đào tạo lao động từ các doanh nghiệp của tỉnh i năm t .

Nghiên cứu này sử dụng dữ liệu cấp tỉnh gồm 63 tỉnh của Việt Nam trong khoảng thời gian từ 2010 đến 2018 từ các nguồn sau: Tổng cục Thống kê, Điều tra Lao động việc làm, Tổng cục Hải quan và bộ dữ liệu

PCI.

3.2. Xử lý vấn đề nội sinh

Một số khuyết tật về mặt kỹ thuật mà các mô hình truyền thống như OLS, REM, FEM không giải quyết được bao gồm hiện tượng nội sinh (endogeneity) của các biến trong mô hình, dữ liệu có khoảng thời gian tương đối ngắn (với T=8 khoảng thời gian) hay số lượng nhóm quan sát lớn (N=63 tỉnh/thành phố) vì nghiên cứu đánh giá tác động của FDI đến bất bình đẳng tiền lương sử dụng dữ liệu 63 tỉnh/thành phố trong giai đoạn từ 2010-2018. Trong đó, biến FDI có thể là biến nội sinh. Thứ nhất, FDI có xu hướng chảy vào các tỉnh có trình độ phát triển kinh tế cao. Thứ hai, một số chính sách kinh tế vĩ mô có thể ảnh hưởng đến tăng trưởng kinh tế và thu hút dòng vốn FDI trên tất cả các tỉnh đồng thời. Thứ ba, biến FDI có thể tương quan với các yếu tố không được kiểm soát trong mô hình hồi quy. Nhiều yếu tố vĩ mô không quan sát được bao gồm không thay đổi theo thời gian và thay đổi theo thời gian và các yếu tố đặc trưng của mỗi tỉnh có thể ảnh hưởng đến tăng trưởng kinh tế và phân phối thu nhập của tỉnh và cũng có liên quan đến dòng vốn FDI vào các tỉnh. Do tăng trưởng kinh tế và mức độ phát triển ảnh hưởng đến bất bình đẳng tiền lương, do đó, các biến FDI có thể là nội sinh. Vấn đề nội sinh có thể làm sai lệch tác động ước tính của FDI đối với bất bình đẳng tiền lương. Do vậy, nghiên cứu đã sử dụng ước lượng Moment tổng quát (Generalized Method of Moment - GMM) để xử lý vấn đề nội sinh tiềm tàng này.

4. Kết quả thực nghiệm

Bảng 1 trình bày kết quả ước lượng của FDI tới bất bình đẳng tiền lương bằng phương pháp GMM hệ thống.

Bảng 1: Kết quả ước lượng tác động của FDI đến bất bình đẳng tiền lương

System GMM	
Tên biến	WI
FDI	0,0051* (0,003)
lnPGDP	-0,4446*** (0,156)
HC	-0,0238*** (0,008)
RSS	-1,3627*** (0,480)
TC	0,1479*** (0,044)
TRADE	-0,0002 (0,000)
Constant	1,7792*** (0,541)
AR(1) test	0,001
AR(2) test	0,224
Sargan test	0,000
Hansen test	0,123
Số quan sát	567
Số ID	63
Số biến công cụ	37

Ghi chú: 1) Ký hiệu *, ** lần lượt cho biết các hệ số ước lượng có ý nghĩa thống kê ở mức 10%, 5%.

2) Giá trị ghi trong ngoặc (...) là độ lệch chuẩn hiệu chỉnh Heteroskedasticity.

Nguồn: Tính toán của tác giả trên phần mềm STATA 16.

Thứ nhất, kết quả kiểm định tác động của FDI đến bất bình đẳng tiền lương khi dùng phương pháp GMM hệ thống cho thấy biến FDI có dấu dương và có ý nghĩa thống kê, điều này cho thấy FDI có tác động làm gia tăng chênh lệch thu nhập giữa lao động có kỹ năng và lao động ít kỹ năng, góp phần làm trầm trọng bất bình đẳng tiền lương tại Việt Nam. Kết quả này phù hợp với mô hình lý thuyết. Điều này không phải hàm ý rằng

FDI tốt hay không tốt cho tăng trưởng và giảm nghèo tại Việt Nam, mà nó hàm ý rằng hầu hết các lợi ích thu được từ FDI có lợi cho người lao động có trình độ. Kết quả này tương tự với trường hợp của Thái Lan trong nghiên cứu của Te Velde & Morissey (2004) và các quốc gia Mỹ-Latinh (Te Velde, 2003).

Thứ hai, biến $\ln PGDP$ có ý nghĩa và có tác động tích cực làm giảm bất bình đẳng tiền lương. Như vậy, tăng trưởng kinh tế góp phần làm giảm bất bình đẳng tiền lương tại Việt Nam. Điều này hàm ý rằng sự phát triển kinh tế của Việt Nam giúp làm giảm chênh lệch về tiền lương giữa lao động có kỹ năng và lao động ít kỹ năng.

Thứ ba, biến HC có tác động tích cực làm giảm bất bình đẳng tiền lương. Điều này hàm ý rằng khi tỷ lệ lao động đã qua đào tạo tăng lên, đồng nghĩa với gia tăng nguồn cung về kỹ năng thì sẽ giảm mức chênh lệch về lương của lao động có kỹ năng so với lao động ít kỹ năng. Kết quả này phù hợp với các phân tích về mặt lý thuyết.

Thứ tư, biến RSS được tính bằng tỷ lệ thất nghiệp của lao động có kỹ năng so với tỷ lệ thất nghiệp của lao động ít kỹ năng, có ý nghĩa ở mức 1% và có hệ số âm. Như vậy, khi tỷ lệ thất nghiệp của lao động có kỹ năng so với tỷ lệ thất nghiệp của lao động ít kỹ năng tăng lên thì có nghĩa tỷ lệ thất nghiệp của lao động có kỹ năng đang có xu hướng tăng, điều này hàm ý sự khan hiếm kỹ năng giảm đi, dẫn tới mức tăng lương của lao động có kỹ năng so với lao động ít kỹ năng giảm hơn trước. Trong trường hợp này, tình trạng bất bình đẳng tiền lương sẽ được cải thiện.

Cuối cùng, biến TC có ý nghĩa ở mức 1% và có tác động cùng chiều đến bất bình đẳng tiền lương. Kết quả này có nghĩa rằng mức chi phí dành cho đào tạo tại các doanh nghiệp càng cao thì càng làm gia tăng bất bình đẳng tiền lương. Điều này có thể hàm ý rằng các doanh nghiệp dành chi phí đào tạo chủ yếu cho lao động có kỹ năng hơn là lao động ít kỹ năng. Trong nghiên cứu của Batra & Tan (1997), đào tạo có ảnh hưởng tích cực đến gia tăng năng suất nhưng tác động chỉ diễn ra ở lao động có kỹ năng, trong khi với lao động ít kỹ năng thì lại không có ý nghĩa. Nhìn chung, lao động có kỹ năng thường là những người có khả năng học tốt hơn bởi khả năng tiếp thu cao hơn và do đó họ cũng dễ hưởng được nhiều lợi ích hơn từ việc đào tạo. Có thể từ nguyên nhân này mà chi phí đào tạo cho lao động ở các doanh nghiệp Việt Nam hiện nay đang mang lại lợi ích cho lao động có kỹ năng nhiều hơn lao động ít kỹ năng. Tác động của biến độ mở thương mại là chưa thể khẳng định trong mô hình này.

5. Kết luận

Kết quả phân tích từ mô hình kinh tế lượng áp dụng GMM hệ thống tìm thấy các kết quả chính sau. Thứ nhất, nghiên cứu cho thấy FDI có tác động làm tăng bất bình đẳng tiền lương tại các tỉnh của Việt Nam. Điều này có thể xuất phát từ việc doanh nghiệp FDI thường đặt ra những yêu cầu cao hơn đối với kỹ năng và kỷ luật của người lao động. Thứ hai, tăng trưởng kinh tế ở Việt Nam dẫn đến giảm chênh lệch về tiền lương giữa lao động có kỹ năng và lao động ít kỹ năng bởi người lao động đều được hưởng lợi ích từ phát triển kinh tế. Thứ ba, các địa phương có vốn nhân lực cao, hệ thống giáo dục phát triển và có sự gia tăng tỷ trọng cho lực lượng lao động lành nghề thì sẽ giúp giảm bất bình đẳng tiền lương. Thứ tư, khi tỷ lệ thất nghiệp của lao động có kỹ năng so với tỷ lệ thất nghiệp của lao động ít kỹ năng đại diện cho sự khan hiếm kỹ năng có xu hướng giảm thì tình trạng bất bình đẳng tiền lương sẽ được cải thiện. Thứ năm, mức chi phí dành cho đào tạo tại các doanh nghiệp càng cao thì càng làm gia tăng bất bình đẳng tiền lương, điều này hàm ý rằng hiện nay các doanh nghiệp đang dành chi phí đào tạo chủ yếu cho lao động có kỹ năng hơn là lao động ít kỹ năng.

Từ những kết quả nghiên cứu trên, bài viết gợi ý một số hàm ý chính sách để làm giảm tác động tiêu cực của FDI đến bất bình đẳng tiền lương tại Việt Nam. Việc thu hút FDI kết hợp với nâng cao chất lượng nguồn nhân lực sẽ góp phần làm giảm bất bình đẳng tiền lương tại Việt Nam. Như đã phân tích từ góc độ lý thuyết, hình thức đầu tư của các doanh nghiệp FDI cũng thường thâm dụng vốn và đòi hỏi kỹ năng cao hơn so với các doanh nghiệp địa phương, đòi hỏi người lao động có kỹ năng cao hơn so với trình độ trung bình của lao động nước sở tại. Do đó, tăng trưởng FDI dẫn đến nhu cầu ngày càng tăng về lao động có kỹ năng. Tác động này chỉ có thể giảm bớt khi hệ thống giáo dục địa phương cung cấp thêm những lao động có kỹ năng và phù hợp với các doanh nghiệp FDI và thông qua việc tuyển dụng này để đòi hỏi một mức lương cao hơn. Tuy nhiên, trình độ và kỹ năng của người lao động Việt Nam, với xuất phát điểm chất lượng đã rất thấp, nhưng theo đánh giá của các doanh nghiệp FDI trong những năm gần đây lại chưa có nhiều cải thiện đáng kể. Do vậy, vai trò của việc phát triển thị trường lao động và việc xây dựng một đội ngũ lao động có chất lượng là vấn đề quan trọng nhằm giảm ảnh hưởng tiêu cực của FDI đến bất bình đẳng tiền lương.

Tài liệu tham khảo

- Aghion, P. & Howitt, P. (1998), *Endogenous growth theory*, MIT Press, USA.
- Aitken, B., Harrison, A. & Lipsey, R.E. (1996), 'Wages and foreign ownership A comparative study of Mexico, Venezuela, & the United States', *Journal of international Economics*, 40(3-4), 345-371.
- Arellano M. & Bover, O. (1995), 'Another look at the instrumental variable estimation of error component models', *Journal of Econometrics*, 68, 29-51.
- Batra, G. & Tan, G. (1997), *Malaysia: Enterprise training, technology and productivity*, Washington DC: World Bank.
- Bhandari, B. (2006), *Essays on Foreign Direct Investment and Income Inequality, and Cross-Price Effects in the United States Trade Balance*, Oregon: University of Oregon.
- Bhandari, B. (2007), 'Effect of inward foreign direct investment on income inequality in transition countries', *Journal of Economic Integration*, 22(4), 888-928.
- Blonigen, B. & Slaughter, M. (2001), 'Foreign-affiliate activity and US skill upgrading', *Review of Economics & Statistics*, 83, 362-376.
- Bogliaccini, J.A. & Egan, P.J. (2017), 'Foreign direct investment and inequality in developing countries: Does sector matter?', *Economics and Politics*, 29, 209-236.
- Chintrakarn, P., Herzer, D. & Nunnenkamp, P. (2012), 'FDI and income inequality: evidence from a panel of US states', *Economic Inquiry*, 50(3), 788-801.
- Choi, C. (2006), 'Does foreign direct investment affect domestic income inequality?', *Applied Economics Letters*, 13(12), 811-814.
- Feenstra, R. & Hanson, G. (1997), 'Foreign direct investment and relative wages: Evidence from Mexico's maquiladoras', *Journal of International Economics*, 42(3-4), 371-393.
- Figini, P. & Görg, H. (1999), 'Multinational companies and wage inequality in the host country: the case of Ireland', *Weltwirtschaftliches Archiv*, 135(4), 594-612.
- Figini, P. & Görg, H. (2011), 'Does foreign direct investment affect wage inequality? An empirical investigation', *The World Economy*, 34, 1455-1475.
- Gopinath, M. & Chen, W. (2003), 'Foreign direct investment and wages: A cross - country analysis', *Journal of International Trade and Economic Development*, 12(3), 285-309.
- Heckscher, E.F. & Ohlin, B.G. (1991), *Heckscher-Ohlin trade theory*, The MIT Press.
- Hồ Đình Bảo, Lê Thanh Hà, Nguyễn Phúc Hải & Đỗ Quỳnh Anh (2020), 'Tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài với vấn đề bất bình đẳng tiền lương tại Việt Nam', *Kỷ yếu Hội thảo khoa học quốc gia - Định hướng, quan điểm và giải pháp phát triển khu vực FDI trong thực hiện chiến lược phát triển bền vững đối với mô hình tăng trưởng và tái cấu trúc nền kinh tế Việt Nam đến năm 2035*, Đại học Kinh tế Quốc dân.
- Jaumotte, F., Lall, S. & Papageorgiou, C. (2013), 'Rising income inequality: technology, or trade and financial globalization?', *IMF Economic Review*, 61(2), 271-309.
- Jensen, N. & Rosas, G. (2007), 'Foreign direct investment and income inequality in Mexico, 1990-2000', *International Organization*, 61(3), 467-487.
- Johansson, A.C. & Liu, D. (2020), 'Foreign direct investment and inequality: Evidence from China's policy change', *The World Economy*, 43, 1647-1664.
- Lipsey, R.E. & Sjöholm, F. (2004), 'Foreign direct investment, education and wages in Indonesian manufacturing', *Journal of Development Economics*, 73(1), 415-422.
- Mah, J.S. (2002), 'The impact of globalization on income distribution: the Korean experience', *Applied Economics Letters*, 9(15), 1007-1009.
- Markusen, J. & Venables, A. (1999), 'Foreign direct investment as a catalyst for industrial development', *European Economic Review*, 43, 335-356.
- McLaren, J. (2000), 'Globalization and vertical structure', *American Economic Review*, 90, 1239-1254.
- Mugeni, S. (2015), 'Foreign investment, democracy and income inequality: Empirical evidence', Master's Thesis, Department of Economics, University of Ottawa.
- Reuveny, R. & Li, Q. (2003), 'Economic openness, democracy and income inequality: An empirical analysis', *Comparative Political Studies*, 36(5), 575-601.
- Taylor, K. & Driffield, N. (2005), 'Wage inequality and the role of multinationals: Evidence from UK panel data', *Labour Economics*, 12, 223-249.
- Te Velde, D. & Morrissey, O. (2004), 'Foreign direct investment, skills and wage inequality in East Asia', *Journal of the Asia Pacific Economy*, 9(3), 348-369.
- Te Velde, D. (2003), 'Foreign direct investment and income inequality in Latin America experiences and policy implications', *Overseas Development Institute*, ISBN 085003 728 X.

TÁC ĐỘNG CỦA ĐẦU TƯ TRỰC TIẾP NƯỚC NGOÀI TỚI THAY ĐỔI CƠ CẤU NGÀNH KINH TẾ TẠI VÙNG ĐỒNG BẰNG SÔNG HỒNG

Vũ Thị Vân Anh

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: anhvtv@neu.edu.vn

Cảnh Chí Hoàng

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: canhchihoang@gmail.com

Mã bài: JED-814

Ngày nhận: 28/07/2022

Ngày nhận bản sửa: 22/08/2022

Ngày duyệt đăng: 14/09/2022

Tóm tắt:

Bài viết nghiên cứu tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) tới thay đổi cơ cấu ngành kinh tế tại vùng đồng bằng sông Hồng trong giai đoạn 2001- 2018. Nghiên cứu sử dụng dữ liệu mảng của 11 tỉnh thuộc vùng đồng bằng sông Hồng và áp dụng phương pháp ước lượng mô hình hồi quy tác động cố định với sai số chuẩn của Driscoll & Kraay (1998) để kiểm định tác động của FDI tới thay đổi cơ cấu ngành kinh tế tại vùng Đồng bằng Sông Hồng. Nghiên cứu đã tìm thấy các kết quả chính sau: (1) FDI, nguồn vốn đầu tư trong nước và mức độ đô thị hoá có tác động tích cực đến thay đổi cơ cấu ngành kinh tế tại vùng đồng bằng sông Hồng; (2) Thu nhập bình quân đầu người trong vùng tăng lên tác động tích cực đến cơ cấu của ngành dịch vụ; (3) Tác động của độ mở thương mại không đáng kể lên thay đổi cơ cấu các ngành, trong khi đó lao động đã qua đào tạo tác động tiêu cực và không đáng kể đến thay đổi cơ cấu ngành kinh tế tại vùng đồng bằng sông Hồng.

Từ khoá: FDI, chuyển dịch cơ cấu ngành, đồng bằng sông Hồng.

Mã JEL: F23, F62, C23, E29

The impact of foreign direct investment on economic structure transformation in the Red River Delta

Abstract

The paper is to study the impact of foreign direct investment (FDI) on economic sector restructuring in the Red River Delta from 2001 to 2018. The study employs panel data of 11 provinces in the Red River Delta and applies the fixed impact regression model with standard errors of Driscoll & Kraay (1998) to test the relationship between FDI on economic restructuring in the Red River Delta region. The results illustrate that (i) FDI, domestic investment and urbanization have a positive impact on economic restructuring in the Red River Delta; (ii) Growing per capita income in the region positively affects the structure of the service sector; (iii) The impact of the trade openness variable on the industry restructuring is not significant, while trained labor has a negative and negligible impact on the restructuring of the economic sector in the Red River delta.

Keywords: FDI, industry restructuring, Red River Delta.

JEL Code: F23, F62, C23, E29

1. Đặt vấn đề

Các nghiên cứu về tác động của FDI đến tăng trưởng kinh tế (Bozeinstein and Lee, 1998; Octavio & Henning, 2018; Yu, 2015) cho thấy FDI có tác động tích cực đến tăng trưởng và thúc đẩy quá trình chuyển dịch cơ cấu kinh tế của nước tiếp nhận đầu tư. Bên cạnh đó, nghiên cứu của S. Barrios & cộng sự (2005), Marcel P. Timmer & cộng sự (2014) chỉ ra tác động của FDI tới công nghiệp hoá và chuyển dịch cơ cấu

ngành kinh tế tại các nước đang phát triển. Đặc trưng trong thu hút FDI của các nước đang phát triển là ưu tiên thu hút FDI vào các ngành công nghiệp phục vụ cho công nghiệp hoá, hiện đại hoá và chuyển dịch cơ cấu kinh tế theo hướng bền vững.

FDI đã có mặt ở hầu hết các tỉnh ở Việt Nam song phần lớn nguồn vốn này vẫn tập trung tại Đông Nam Bộ và Đồng bằng sông Hồng, chỉ tính riêng 2 vùng đã chiếm trên 60% tổng nguồn vốn FDI của cả nước. Tính đến tháng 12/2020, vùng Đồng bằng sông Hồng Việt Nam đã thu hút được 11.065 dự án với vốn đầu tư 111,972 tỷ USD, tương ứng 33,45% số dự án và 29,15% của tổng vốn đầu tư của cả nước. Mặc dù thu hút được nhiều vốn FDI song cơ cấu ngành kinh tế tại vùng Đồng bằng sông Hồng vẫn còn nhiều bất hợp lý, chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế theo hướng công nghiệp hóa - hiện đại hóa còn chậm. Theo số liệu từ tổng cục Thống kê, năm 2018, tỷ trọng ngành công nghiệp trong GDP tại vùng Đồng bằng sông Hồng mới đạt 46,85% (năm 2010 là 41,01%). Bài viết tập trung nghiên cứu tác động của FDI tới thay đổi cơ cấu ngành kinh tế tại vùng Đồng bằng sông Hồng Việt Nam, từ đó đề xuất các khuyến nghị nhằm phát huy các tác động tích cực và kiểm soát những hạn chế đối với tác động của FDI tới thay đổi cơ cấu ngành kinh tế tại vùng Đồng bằng sông Hồng.

2. Tổng quan nghiên cứu

Ở góc độ lý thuyết, lý thuyết của Markusen & Venable (1999), chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế có thể được xác định dựa trên một số chỉ tiêu tài khoản quốc gia hoặc các chỉ số về việc làm hay hoạt động thương mại quốc tế. Cơ cấu ngành kinh tế chuyển dịch hợp lý tại các nước đang phát triển theo đuổi công nghiệp hoá được ghi nhận về sự gia tăng mạnh mẽ hơn trong tỷ trọng GDP hay tỷ trọng việc làm của khu vực công nghiệp so với các khu vực khác. Markusen & Venable (1999) đã phát triển mô hình lý thuyết sử dụng giá trị gia tăng trong GDP đại diện cho chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế theo hướng công nghiệp hoá thông qua số lượng doanh nghiệp ngày càng tăng của ngành công nghiệp và dịch vụ cùng với sự xuất hiện của các công ty đa quốc gia (MNCs). Lý thuyết của Markusen & Venable (1999) đã phân tích tác động của FDI đến chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế thông qua hoạt động đầu tư của các MNCs vào các ngành (công nghiệp, nông nghiệp, dịch vụ) làm cho giá trị gia tăng của các ngành này trong GDP thay đổi, dẫn tới chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế tại nước tiếp nhận đầu tư. Bên cạnh đó, MNCs tác động tới các doanh nghiệp trong nước thông qua liên kết ngược. Liên kết giữa MNCs và các doanh nghiệp trong nước gồm liên kết xuôi và liên kết ngược thông qua sự trao đổi, mua bán nguyên vật liệu đầu vào hoặc hàng hóa trung gian. Liên kết xuôi là hoạt động doanh nghiệp trong nước sử dụng đầu vào của sản xuất mua từ các MNCs. Ngược lại, liên kết ngược là các MNCs mua các sản phẩm đầu vào do các doanh nghiệp trong nước cung cấp. Đối với liên kết ngược, việc các doanh nghiệp trong nước cung cấp đầu vào cho các MNCs sẽ giúp cho các doanh nghiệp trong nước phát triển sản xuất, chất lượng từng bước được nâng cao để đáp ứng các tiêu chuẩn khắt khe của các MNCs. Điều này tạo động lực cho các doanh nghiệp trong nước tăng chất lượng sản phẩm và khả năng cạnh tranh trên thị trường, mở rộng thị phần. Ngược lại, liên kết xuôi sẽ giúp các doanh nghiệp trong nước nhập được các sản phẩm và dịch vụ đầu vào có chất lượng cao từ các MNCs. Khi các MNCs đầu tư vào các nước đang phát triển, các nước này đang hướng thu hút FDI vào các ngành công nghiệp và dịch vụ, tác động của liên kết ngược làm cho giá trị gia tăng của những ngành nhận được nhiều vốn đầu tư hơn tăng lên nhanh chóng, tác động tới chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế ở các nước này.

Đối với các nghiên cứu thực nghiệm, tác động của FDI đến chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế được phân tích như sau:

Rodríguez-Clare (1996), phân tích những tác động của MNCs lên công nghiệp hoá thông qua tỷ trọng việc làm khu vực sản xuất. Những kết luận của tác giả phù hợp với Markusen & Venables (1999) về sự cần thiết đối với các doanh nghiệp sử dụng đầu vào nội địa một cách chuyên sâu hướng tới mục tiêu tạo ra nhiều hơn công việc tại địa phương, do đó làm tăng các mối liên kết ngược và xuôi. Dựa trên một mô hình hai quốc gia, tác giả xem xét những ảnh hưởng của MNCs từ việc tạo ra các liên kết. Ở các nước nguồn của MNCs đòi hỏi một lượng lớn đầu vào chuyên môn hóa và một mức tiền lương cao, điều ngược lại xảy ra ở các nước mà MNCs sẽ tham gia vào. Kết quả là MNCs sẽ đặt trụ sở chính tại nước nguồn của họ và di chuyển nhà máy sản xuất sang nước khác với lợi thế cạnh tranh hơn về giá thuê lao động. Từ đó, tỷ lệ việc làm được tạo ra trong các ngành công nghiệp thượng nguồn tăng lên từ các lao động được thuê trực tiếp bởi các công ty này. Cơ cấu lao động theo ngành thay đổi, nhất là lao động trong ngành công nghiệp tăng lên nhanh chóng chính là nguyên nhân trực tiếp làm cho cơ cấu ngành kinh tế thay đổi theo hướng công nghiệp hoá.

Kang & Lee (2011) thông qua dữ liệu của khu vực OECD thời kỳ 1970 đến 2005 nhằm xem xét cả các

dòng vốn FDI đầu tư vào và các dòng vốn FDI đầu tư ra nước ngoài ở các nước OECD. Các tác giả đã ước lượng mô hình GMM hệ thống và cung cấp bằng chứng về tác động tích cực đáng kể của FDI chảy vào đối với công nghiệp hoá (được đo bằng cả tỷ trọng giá trị gia tăng theo ngành và tỷ trọng lao động khu vực sản xuất). Theo chiều ngược lại, các dòng vốn FDI chảy ra làm giảm quá trình công nghiệp hoá ở các nước này. Kết luận lại, dòng vốn FDI vào các nước OECD làm cho tỷ trọng giá trị gia tăng của ngành công nghiệp và tỷ trọng lao động trong ngành công nghiệp tăng lên, chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế theo hướng công nghiệp hoá.

Zhao Qiongab & Niu Minyuc (2013) nghiên cứu ảnh hưởng của FDI tới tối ưu hoá cơ cấu công nghiệp của Trung Quốc. Nghiên cứu sử dụng bảng số liệu FDI vào Trung Quốc giai đoạn 1990 - 2009, sử dụng mô hình đánh giá tác động của FDI, kết quả cho thấy rằng điều chỉnh cơ cấu ngành kinh tế nên được kết hợp vào trọng tâm của việc thu hút và sử dụng đầu tư nước ngoài tại Trung Quốc. Bên cạnh đó, Trung Quốc nên định hướng các dòng FDI thông qua việc điều chỉnh cơ cấu ngành công nghiệp, và làm cho mục tiêu đầu tư nước ngoài phù hợp với cơ cấu lại công nghiệp của Trung Quốc. Trước hết, điều quan trọng nhất đối với Trung Quốc là cải thiện công nghệ của FDI trong ngành công nghiệp thứ cấp; tích cực hướng thu hút FDI đầu tư vào các ngành công nghiệp công nghệ cao và các ngành công nghiệp chuyên sâu. Thứ hai, thúc đẩy sự phân bố cân bằng của FDI trong ngành dịch vụ. Thu hút vốn nước ngoài để đầu tư vào tài chính, bảo hiểm, tư vấn và các ngành dịch vụ hiện đại khác, tích cực thực hiện việc chuyển giao công nghệ dịch vụ quốc tế của Trung Quốc.

Marcel P. Timmer & cộng sự (2014) trong nghiên cứu “Mô hình thay đổi cơ cấu kinh tế ở các quốc gia đang phát triển”, các tác giả mô tả điểm tương đồng và khác biệt trong các mô hình thay đổi cơ cấu kinh tế tại các quốc gia được lựa chọn nghiên cứu, bao gồm ba khu vực: châu Á (11 quốc gia), châu Mỹ la tinh (9 quốc gia) và châu Phi (11 quốc gia ở cận Sahara) từ những năm 1950 và những thay đổi ở những năm 1970, 1980, 1990. Trong nghiên cứu, các tác giả phân tích sự chuyển dịch cơ cấu trong GDP tại các quốc gia ở 3 ngành nông nghiệp, công nghiệp và dịch vụ ở 3 khu vực. Kết quả của nghiên cứu phân tích các mô hình thay đổi cho thấy, theo thời gian, cấu trúc của nền kinh tế các khu vực này thay đổi và dòng dịch chuyển lao động trong các ngành cũng diễn ra.

Octavio & Henning Muhlen (2018) nghiên cứu về vai trò của FDI trong thay đổi cơ cấu kinh tế của Mexico. Trên cơ sở đánh giá vai trò của FDI với chuyển dịch cơ cấu kinh tế ở Mexico, các tác giả đã phân tích tác động của FDI đến chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế tại Mexico thông qua theo ngành cơ cấu lao động. Số liệu được chạy cho 32 thành phố của Mexico và thời gian từ 2006 - 2016, nghiên cứu sử dụng dữ liệu mảng, kết quả nghiên cứu cho thấy rằng: FDI tác động tới cơ cấu ngành tại các tiểu bang phát triển hiệu quả hơn các tiểu bang còn lại và cơ cấu lao động trong các ngành tại Mexico có sự dịch chuyển từ ngành có năng suất lao động thấp sang ngành có năng suất lao động cao, từ ngành nông nghiệp sang công nghiệp và dịch vụ, cơ cấu ngành kinh tế của Mexico theo thứ tự từ cao đến thấp là công nghiệp, dịch vụ, nông nghiệp (năm 2016).

Bui Hoang Ngoc & Dang Bac Hai (2019) nghiên cứu về tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài lên cơ cấu kinh tế của Việt Nam. Thông qua ứng dụng mô hình tự hồi quy vecto (VAR), lấy số liệu tại Việt Nam theo quý từ năm 1999 đến 2017, nghiên cứu chỉ ra rằng: Đối với ngành nông nghiệp, kết quả hồi quy cho thấy, FDI tác động ngược chiều, điều đó có nghĩa là tăng đầu tư trực tiếp nước ngoài sẽ làm giảm tỷ lệ của khu vực này trong GDP. Lĩnh vực công nghiệp, đặc biệt là ngành công nghiệp sản xuất, luôn hấp dẫn đối với các nhà đầu tư trực tiếp nước ngoài. Với lợi thế của các nền kinh tế tiên tiến, các tập đoàn đa quốc gia đầu tư mạnh vào lĩnh vực công nghiệp. Thu hút FDI góp phần tăng cơ cấu ngành dịch vụ. Mặc dù chỉ ra tỷ lệ tối ưu cho một nền kinh tế có nhiều quan điểm khác nhau, các tác giả cho rằng việc tăng tỷ lệ FDI trong lĩnh vực dịch vụ cho nền kinh tế Việt Nam là một dấu hiệu tốt vì ngành dịch vụ sử dụng ít tài nguyên thiên nhiên và do đó không gây ra sự suy giảm tài nguyên và nó gây ra ô nhiễm ít hơn khu vực công nghiệp, sự phát triển của khu vực dịch vụ cũng gián tiếp hỗ trợ sự phát triển của các lĩnh vực còn lại trong nền kinh tế.

3. Mô hình, phương pháp và dữ liệu nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Trên cơ sở mô hình lý thuyết của Markusen & Venable (1999) để đánh giá tác động của FDI đến chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế, cụ thể là đánh giá tác động của FDI lên tỷ trọng giá trị gia tăng của các ngành (công nghiệp, nông nghiệp, dịch vụ) trong GDP, tác giả lựa chọn mô hình nghiên cứu sau:

$$ST_{it} = \gamma + \alpha FDI_{it} + \beta X_{it} + u_{it}$$

Trong đó:

ST_{it} : Cơ cấu của từng ngành (công nghiệp, nông nghiệp, dịch vụ) được đo bằng tỷ trọng giá trị gia tăng của ngành (công nghiệp, nông nghiệp, dịch vụ) trong GDP của tỉnh i tại thời gian t (Chandra, 1992). Cách đo lường tỷ trọng giá trị gia tăng các ngành trong GDP cũng được tìm thấy trong một nghiên cứu khác gần đây (Gui-Diby & Renard, 2015; Rodrik, 2016; Bui Hoang Ngoc & Dang Bac Hai, 2019).

FDI_{it} : là tỷ trọng FDI trên GDP tại tỉnh i tại thời gian t

βX_{it} : là vector các biến giải thích bao gồm các biến sau:

- Logarit của GDP bình quân đầu người (LnGDP), đây là chỉ số về sự phát triển kinh tế hoặc mức độ năng suất của một quốc gia (Anderson, 2003; Gorg, 2011). Biến này là đại diện phổ biến nhất cho mức độ phát triển và tăng trưởng kinh tế. Tăng trưởng kinh tế dẫn đến thay đổi cơ cấu kinh tế theo hướng công nghiệp hoá, hiện đại hoá luôn là mục tiêu của các nước đang phát triển. Một số nghiên cứu khác, bao gồm nghiên cứu của Rowthorn & Ramaswamy (1997, 1999), Kaya (2010), Kang & Lee (2011) thấy rằng biến này có tác động tích cực đến chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế theo hướng công nghiệp hoá. Những nghiên cứu này chủ yếu sử dụng GDP bình quân đầu người làm đại diện cho mức thu nhập.

- Đầu tư nội địa (INV) đại diện bởi tỷ lệ tổng vốn đầu tư nội địa trong GDP. Vốn đầu tư là một nguồn tăng trưởng năng suất lao động quan trọng, và điều này làm cho nó trở thành một chỉ số quan trọng cho tiềm năng tăng trưởng dài hạn và năng suất trong tương lai. Hơn nữa, đầu tư cũng tạo ra động cơ cho người lao động di chuyển từ các khu vực năng suất thấp (nông nghiệp) đến khu vực năng suất cao (công nghiệp, dịch vụ) khi mức lương trong các ngành này tăng lên (Morsy & cộng sự, 2014), điều này sẽ đẩy mạnh chuyển dịch cơ cấu ngành diễn ra nhanh hơn. Rowthorn & Ramaswamy (1997), Kang & Lee (2011) và Kaya (2010) tìm thấy tác động tích cực của đầu tư vào công nghiệp hoá cho cả các nước OECD và các nước đang phát triển. Rowthorn & Ramaswamy (1997) giải thích điều này bằng thực tế là các khoản đầu tư tạo ra nhu cầu về các sản phẩm được sản xuất, trong khi Kaya (2010) cho thấy lợi nhuận từ các khoản đầu tư trong nước có nhiều khả năng được tái đầu tư vào nước tiếp nhận đầu tư. Vì thế tác động của đầu tư nội địa được đánh giá là tích cực.

- Độ mở thương mại (TRADE) xác định bởi tỷ lệ tổng xuất khẩu và nhập khẩu hàng hóa trong GDP. Thương mại có thể thúc đẩy sự mở rộng của khu vực sản xuất hiện đại, đây thường là những ngành thâm dụng vốn. Việc mở cửa thương mại sẽ cho phép các nước đang phát triển có được đầu vào cần thiết để sản xuất các hàng hóa chế tạo hiện đại một cách dễ dàng hơn. Thương mại cũng giúp nâng cao lợi tức cho vốn, bởi tự do thương mại thúc đẩy tích lũy vốn ở các nước đang phát triển bằng cách khuyến khích tiết kiệm vốn. Mức lợi tức cho vốn cao như vậy đã hỗ trợ cho nước đang phát triển hoàn thành quá trình công nghiệp hoá khi nó được khởi đầu bằng việc mở cửa thương mại với quốc gia công nghiệp hoá. Hoạt động kinh doanh trên thị trường quốc tế làm tăng sự tiếp xúc của các công ty trong nước với các công nghệ hoặc hàng hóa tiên tiến hơn và cho phép các công ty có được công nghệ hoặc bắt chước hàng hóa (Keller, 2010), như trong trường hợp của Trung Quốc và Ấn Độ (Dahlman, 2009). Với những lý giải như trên, độ mở thương mại sẽ tác động tích cực đến chuyển dịch cơ cấu công nghiệp và dịch vụ theo hướng hợp lý.

- Mức độ đô thị hóa (URBAN) xác định bởi tỷ lệ dân số đô thị so với tổng dân số ở mỗi tỉnh, thành phố. Việc di chuyển lao động dư thừa từ khu vực truyền thống sang khu vực hiện đại sẽ đóng góp vào sự thành công của việc chuyển đổi cơ cấu. Do vậy, sự thay đổi vị trí từ nông thôn ra thành thị sẽ diễn ra thường xuyên cùng với quá trình chuyển dịch cơ cấu ngành (McMillan & Rodrik, 2014). Đô thị hóa có thể tạo ra mạng lưới hệ thống đô thị, cơ sở hạ tầng đô thị và lực lượng lao động hỗ trợ thúc đẩy công nghiệp, dịch vụ phát triển. Và như vậy tác động của đô thị hóa đối với chuyển dịch cơ cấu ngành cũng được kỳ vọng là tích cực.

- Lao động qua đào tạo (LDDT) được đo bằng tỷ lệ lao động đã qua đào tạo có bằng cấp, chứng chỉ trên tổng lực lượng lao động trong kỳ. Theo lý thuyết về “mô hình hai khu vực” của Athus Lewis và mô hình của Fisher - Clark về quá trình chuyển dịch cơ cấu lao động từ khu vực nông nghiệp sang các khu vực còn lại cho thấy chất lượng nguồn nhân lực ảnh hưởng đến sự chuyển dịch cơ cấu các ngành trong từng giai đoạn nhất định. Do đó, tỷ lệ lao động đã qua đào tạo là nhân tố tác động đến chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế. Tác động của lao động qua đào tạo tới chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế được kỳ vọng là tích cực.

Do đó, 3 mô hình đánh giá tác động của FDI đến chuyển dịch cơ cấu các ngành lần lượt là:

$$STCN_{it} = \gamma + \alpha FDI_{it} + \beta_1 LnGDP + \beta_1 INV + \beta_1 TRADE + \beta_1 URBAN + \beta_1 LDDT + u_{it} \quad (1)$$

$$STNN_{it} = \gamma + \alpha FDI_{it} + \beta_1 LnGDP + \beta_1 INV + \beta_1 TRADE + \beta_1 URBAN + \beta_1 LDDT + u_{it} \quad (2)$$

$$STDV_{it} = \gamma + \alpha FDI_{it} + \beta_1 LnGDP + \beta_1 INV + \beta_1 TRADE + \beta_1 URBAN + \beta_1 LDDT + u_{it} \quad (3)$$

3.2. Phương pháp ước lượng

Đối với mô hình dữ liệu bảng, các phương pháp ước lượng thường được sử dụng là mô hình Pooled OLS (POLS), mô hình tác động cố định (FEM) và mô hình tác động ngẫu nhiên (REM). Mô hình POLS sẽ coi các địa phương là đồng nhất, điều này thường không phản ánh đúng thực tế vì mỗi tỉnh sẽ có đặc điểm vị trí địa lý, dân số, kinh tế... ảnh hưởng đến cơ cấu ngành kinh tế khác nhau. Để lựa chọn mô hình phù hợp, tác giả đã sử dụng kiểm định Breusch and Pagan Lagrangian để kiểm tra xem có tồn tại ảnh hưởng của ci – đặc điểm của các tỉnh và giả định là không thay đổi theo thời gian, vị trí địa lý.

Kiểm định Breusch and Pagan Lagrangian kiểm tra sự tồn tại của tác động ngẫu nhiên giúp lựa chọn mô hình tác động ngẫu nhiên hay mô hình POLS. Giả thiết H_0 : Không tồn tại ci, không tồn tại các tác động ngẫu nhiên. Kết quả nếu lựa chọn H_0 , mô hình POLS được lựa chọn, ngược lại, nếu bác bỏ H_0 thì có tồn tại tác động ngẫu nhiên, sẽ kiểm định để lựa chọn mô hình tác động cố định (FEM) hay mô hình tác động ngẫu nhiên (REM).

Kết quả kiểm định Breusch and Pagan Lagrangian cho 3 mô hình đánh giá tác động của FDI đến STNN, STCN, STDV cho kết quả $\text{Prob} > \chi^2 = 0.0000 < 0.05$. Như vậy, bác bỏ giả thiết H_0 , do đó sẽ tiến hành kiểm định Hausman để lựa chọn mô hình tác động cố định (FEM) hay mô hình tác động ngẫu nhiên (REM).

Mục đích của kiểm định Hausman để kiểm tra u_{it} và các biến độc lập có tương quan hay không. Dựa trên kết quả ước lượng để so sánh các hệ số ước lượng của mô hình tác động cố định và mô hình tác động ngẫu nhiên để lựa chọn FEM hay REM. Trong kiểm định Hausman, H_0 : là không có mối tương quan giữa u_{it} và các biến độc lập. Kết quả kiểm định nếu $P > 0.1$ lựa chọn mô hình REM, ngược lại $P < 0.1$ mô hình FEM sẽ được lựa chọn.

Kết quả kiểm định Hausman cho 3 mô hình, $\text{Prob} > \chi^2 = 0.0000 < 0.05$, bác bỏ giả thiết H_0 , mô hình tác động cố định (Fix effects model) là phù hợp. Sau khi lựa chọn mô hình tác động cố định, cần tiếp tục kiểm định về phương sai sai số thay đổi, kiểm định về tự tương quan và kiểm định về tương quan chéo và khắc phục những lỗi gặp phải của mô hình. Sau khi kiểm tra mô hình gặp phải cả ba lỗi nêu trên, từ đó, nghiên cứu áp dụng phương pháp ước lượng hồi quy tác động cố định với sai số chuẩn của Driscoll & Kraay (1998) để khắc phục hiện tượng tự tương quan, tương quan chéo và phương sai sai số thay đổi nhằm đảm bảo thu được ước lượng vững và hiệu quả.

3.3. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu của các biến sử dụng trong mô hình được thu thập từ Tổng cục Thống kê Việt Nam và được tính theo giá so sánh 2010. Số liệu từ 11 tỉnh, thành phố thuộc đồng bằng sông Hồng là Hà Nội, Vĩnh Phúc, Bắc Ninh, Quảng

Bảng 1: Các biến số, thước đo, nguồn số liệu

Tên biến	Ký hiệu	Thước đo	Nguồn
Cơ cấu ngành (CN, NN, DV)	ST	Tỷ trọng giá trị gia tăng của ngành (công nghiệp, nông nghiệp, dịch vụ) trong GDP của tỉnh/thành phố.	Tổng cục thống kê Việt Nam
Đầu tư trực tiếp nước ngoài	FDI	Vốn FDI thực hiện của tỉnh/thành phố (%GDP)	Tổng cục thống kê Việt Nam
Logarit của GDP bình quân đầu người	LnGDP	Logarit GDP bình quân đầu người của tỉnh/thành phố.	Tổng cục thống kê Việt Nam
Đầu tư nội địa	INV	Tổng vốn đầu tư nội địa của tỉnh/thành phố (%GDP)	Tổng cục thống kê Việt Nam
Độ mở thương mại	TRADE	Tổng xuất khẩu và nhập khẩu của tỉnh/thành phố (%GDP)	Tổng cục thống kê Việt Nam
Mức độ đô thị hoá	URBAN	Tỷ lệ dân số thành thị trên tổng dân số của tỉnh/ thành phố	Tổng cục thống kê Việt Nam
Lao động qua đào tạo	LDDT	Tỷ lệ % lao động đã qua đào tạo của tỉnh/thành phố	Tổng cục thống kê Việt Nam

Nguồn: Tổng hợp của tác giả.

Ninh, Hải Dương, Hải Phòng, Hưng Yên, Thái Bình, Hà Nam, Nam Định, Ninh Bình trong giai đoạn 2001-2018.

Dữ liệu của các biến sử dụng trong mô hình được thu thập từ Tổng cục Thống kê Việt Nam, niên giám thống kê hàng năm từ 11 tỉnh, thành phố thuộc vùng Đồng bằng sông Hồng là: Hà Nội, Vĩnh Phúc, Bắc Ninh, Quảng Ninh, Hải Dương, Hải Phòng, Hưng Yên, Thái Bình, Hà Nam, Nam Định, Ninh Bình trong giai đoạn 2001-2018.

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Kết quả ước lượng

Ước lượng hồi quy tác động cố định với sai số chuẩn Driscoll & Kraay (1998) mô hình đánh giá tác động của FDI tới chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế tại vùng đồng bằng sông Hồng có kết quả như sau:

Bảng 2: Kết quả hồi quy tác động của FDI tới cơ cấu các ngành kinh tế vùng đồng bằng sông Hồng

Regression with Driscoll-Kraay standard errors			
Number of obs = 198			
Method: Fixed-effects regression		Number of groups = 11	
	(1) STCN	(2) STNN	(3) STDV
lnGDP	-0.0357*** (-13.77)	-0.00392 (-1.14)	0.0415* (2.2)
FDI	0.1096* (2.25)	-0.0346* (-2.63)	0.204** (3.36)
LDDT	-0.00012* (-1.84)	0.0000624 (1.13)	0.000585 (1.86)
TRADE	0.00205 (1.32)	0.0000204 (0.04)	0.00476** (3.94)
INV	0.0240* (2.67)	-0.0126** (-4.25)	-0.00972 (-0.51)
URBAN	0.0810** (4.01)	0.00759 (0.62)	0.137* (2.42)
_cons	0.683*** (90.49)	0.0543*** (6.06)	0.219*** (6.2)

t statistics in parentheses; * p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

Nguồn: Tính toán của tác giả trên phần mềm Stata, năm 2020.

4.2. Thảo luận kết quả

Trong Bảng 2: cột 1 là các biến phụ thuộc và hằng số, cột 2 là kết quả ước lượng mô hình (1) - mô hình tác động trực tiếp của FDI đến cơ cấu ngành công nghiệp. Cột 3 là kết quả ước lượng mô hình (2) - mô hình tác động trực tiếp của FDI đến cơ cấu ngành nông nghiệp. Cột 4 là kết quả ước lượng mô hình (3) - mô hình tác động trực tiếp của FDI đến cơ cấu ngành dịch vụ.

Ước lượng mô hình hồi quy dữ liệu theo tác động cố định (FE) với sai số chuẩn của Driscoll-Kraay cho thấy FDI tác động tích cực tới thay đổi cơ cấu ngành kinh tế của vùng Đồng bằng sông Hồng. Kết quả trên cho thấy, FDI tác động làm tăng tỷ trọng công nghiệp và dịch vụ trong GDP và giảm tỷ trọng của ngành nông nghiệp trong GDP tại vùng Đồng bằng sông Hồng trong giai đoạn nghiên cứu 2001 - 2018, với mức ý nghĩa 5%. Kết quả này phù hợp với chiến lược phát triển và chính sách thu hút FDI tại vùng Đồng bằng sông Hồng. Thực tế, nguồn vốn FDI vào vùng Đồng bằng sông Hồng ở ngành công nghiệp và dịch vụ luôn chiếm tỷ trọng lớn (ngành công nghiệp chiếm 75,1% vốn FDI), ngành nông nghiệp với rất ít số dự án FDI và vốn đầu tư chỉ chiếm 0,3%. Giai đoạn 2001- 2007 nguồn vốn FDI vào ngành dịch vụ chiếm tỷ trọng thấp. Tuy nhiên, sau khi Việt Nam gia nhập WTO (tháng 1/2007) cùng với cam kết gia nhập WTO là Việt Nam mở cửa hoàn toàn lĩnh vực dịch vụ góp phần làm cho nguồn vốn FDI vào ngành dịch vụ tăng lên nhanh (chiếm 24,5% tổng vốn FDI toàn vùng) và nguồn vốn này tác động chuyển dịch cơ cấu ngành dịch vụ theo hướng tích cực.

GDP bình quân đầu người tác động thuận chiều với tỷ trọng ngành dịch vụ trên GDP, có ý nghĩa ở mức 5%, tác động ngược chiều với tỷ trọng ngành công nghiệp trong GDP, có ý nghĩa ở mức 0,1%. Với cơ cấu ngành nông nghiệp, GDP bình quân đầu người có tác động ngược chiều nhưng không có ý nghĩa thống kê, nghĩa là, khi thu nhập bình quân đầu người tăng lên, nhu cầu cho hàng hoá thiết yếu như lương thực, thực phẩm có xu hướng giảm xuống. Đến năm 2018, GDP bình quân đầu người của toàn bộ vùng Đồng bằng sông Hồng đạt 89,90 triệu đồng/người/năm, cao hơn mức GDP bình quân cả nước. Mức GDP bình quân đầu người cao lên liên tục trong những năm gần đây của vùng Đồng bằng sông Hồng góp phần thúc đẩy nhu cầu dịch vụ ngày càng cao của người dân, đặc biệt là dịch vụ du lịch, giải trí.

Tỷ lệ vốn đầu tư trong nước, biến INV, có tác động thuận chiều với cơ cấu ngành công nghiệp trong GDP với mức ý nghĩa 5% và có tác động ngược chiều với cơ cấu ngành dịch vụ trong GDP với mức ý nghĩa 1%.

Điều này có ý nghĩa tích cực từ nguồn vốn đầu tư trong nước đến chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế. Việt Nam đang trong quá trình thực hiện công nghiệp hóa - hiện đại hóa nền kinh tế, nguồn vốn đầu tư cho ngành công nghiệp luôn chiếm tỷ trọng cao nhất so với hai khối ngành còn lại. Do đó, vốn đầu tư trong nước tác động tích cực làm tăng tỷ trọng của công nghiệp trong GDP.

Độ mở thương mại, biến TRADE, tác động thuận chiều tới cơ cấu của ngành dịch vụ trong GDP ở vùng Đồng bằng sông Hồng với mức ý nghĩa 1%. Ở vùng Đồng bằng sông Hồng, Hà Nội, Hải Phòng, Quảng Ninh là các tỉnh, thành phố đã có xu hướng chuyển dịch cơ cấu từ ngành công nghiệp sang dịch vụ. Biến TRADE tác động thuận chiều với tỷ trọng ngành công nghiệp và nông nghiệp trong GDP và không có ý nghĩa thống kê với hai ngành này. Thực tế tại vùng Đồng bằng sông Hồng, kim ngạch xuất khẩu của các doanh nghiệp FDI chiếm tỷ trọng lớn (khoảng 58%) trong tổng kim ngạch xuất khẩu của cả vùng. Tuy nhiên, những mặt hàng công nghiệp có thể mạnh xuất khẩu tại vùng Đồng bằng sông Hồng như điện tử, điện thoại, máy tính, linh kiện, giấy da, dệt may chủ yếu là những mặt hàng gia công và không sử dụng nhiều đầu vào của các doanh nghiệp trong nước, do đó, hoạt động xuất nhập khẩu ít có tác động đến cơ cấu ngành công nghiệp và nông nghiệp của vùng Đồng bằng sông Hồng.

Tỷ lệ lao động qua đào tạo, biến LDDT, tác động ngược chiều đến cơ cấu ngành công nghiệp ở vùng Đồng bằng sông Hồng với mức ý nghĩa 5%, tác động thuận chiều với cơ cấu ngành nông nghiệp và dịch vụ và không có ý nghĩa thống kê. Thực tế ở vùng Đồng bằng sông Hồng, nguồn vốn đầu tư toàn xã hội cho ngành công nghiệp chiếm tỷ trọng cao (khoảng 40% nguồn vốn đầu tư) song tỷ lệ lao động làm việc trong lĩnh vực công nghiệp ít nhất, thêm vào đó, lực lượng lao động trong các doanh nghiệp FDI chiếm tỷ lệ nhỏ (4,8%) và phần lớn là lao động phổ thông. Lực lượng lao động trong nông nghiệp vẫn chiếm tỷ trọng lớn (42%), ngành dịch vụ giải quyết việc làm khá lớn song với một số tỉnh phát triển dịch vụ như Quảng Ninh, Ninh Bình, Vĩnh Phúc thì tỷ lệ lao động chưa qua đào tạo làm việc trong lĩnh vực này vẫn cao.

Mức độ đô thị hoá, biến URBAN, mức độ đô thị hoá của vùng Đồng bằng sông Hồng tác động tích cực đến chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế ở vùng này. Biến URBAN tác động cùng chiều với tỷ trọng ngành công nghiệp trong GDP với mức ý nghĩa 1% và tác động làm cho cơ cấu ngành dịch vụ trong GDP tăng lên với mức ý nghĩa 5%. Việc di chuyển lao động dư thừa từ khu vực truyền thống sang khu vực hiện đại sẽ đóng góp vào sự thành công của việc chuyển đổi cơ cấu ngành kinh tế theo hướng tăng tỷ trọng khu vực công nghiệp và dịch vụ trong GDP.

5. Kết luận và khuyến nghị

Bài viết nghiên cứu tác động của FDI và một số yếu tố khác tới thay đổi cơ cấu ngành kinh tế vùng đồng bằng sông Hồng giai đoạn 2001 - 2018. Thông qua việc ước lượng các mô hình, kết quả cho thấy FDI là một nguồn vốn quan trọng và hiệu quả hơn các nguồn vốn khác làm cho cơ cấu ngành kinh tế thay đổi tích cực theo hướng công nghiệp hoá. Nâng cao thu nhập của người dân và đẩy mạnh đô thị hoá cũng là những nhân tố tích cực cho sự thành công của công nghiệp hoá ở Việt Nam

Là một nước đang phát triển, Việt Nam khó có thể tránh khỏi tình trạng thiếu vốn để giải quyết các vấn đề như xây dựng cơ sở hạ tầng, tiếp nhận chuyển giao công nghệ hiện đại, phát triển công nghiệp, tiểu thủ công nghiệp nhằm đáp ứng yêu cầu của quá trình công nghiệp hoá. Tiếp tục chính sách thu hút vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài là một biện pháp tích cực và hữu hiệu đối với Việt Nam nói chung và đồng bằng sông Hồng nói riêng. Để làm tốt điều này, Việt Nam cần phải tiếp tục cải thiện mạnh mẽ môi trường đầu tư kinh doanh theo hướng bình đẳng, minh bạch, giảm thiểu những chi phí giao dịch ngấm trong quá trình xin cấp phép đầu tư, xử lý triệt để tình trạng tham nhũng. Tiếp tục hoàn thiện cơ sở hạ tầng giao thông, thông tin liên lạc cũng như các loại dịch vụ khác nhằm tiết kiệm thời gian và chi phí cho nhà đầu tư. Một vấn đề quan trọng khác là tập trung đào tạo đội ngũ lao động có chuyên môn và tay nghề cao để đáp ứng yêu cầu của các nhà đầu tư nước ngoài. Bên cạnh đó, để đẩy mạnh chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế theo hướng công nghiệp hoá một cách bền vững, vùng đồng bằng sông Hồng cần nâng cao hiệu quả sử dụng nguồn vốn đầu tư trong nước, đầu tư cơ sở hạ tầng các đô thị, đảm bảo điều kiện về mọi mặt để đô thị hóa phát huy được những ưu điểm vốn có của nó nhằm phục vụ cho quá trình đẩy mạnh công nghiệp hoá.

Tài liệu tham khảo

- Anderson (2003), 'Gravity and Gravitas: A Solution To The Border Puzzle', *American Economic Review*, 93, 170 - 192
- Borensztein, E., De Gregorio, J., & J-W. Lee (1998), 'How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth?', *Journal of International Economics*, 45, 115-135.
- Bui Hoang Ngoc & Dang Bac Hai (2019), 'The impact of foreign direct investment on structural Economic in Viet Nam', Springer Nature Switzerland AG 2019 V. Kreinovich et al. (Eds.): ECONVN 2019, SCI 809, pp. 352–362.
- Chandra, R. (1992), *Industrialization and Development in the Third World*, Routledge, London.
- Dahlman, C. J. (2009), 'Growth and development in China and India: The role of industrial and innovation policy in rapid catch-up', *Industrial policy and development: The political economy of capabilities* (pp. 304–335), Oxford University Press.
- Driscoll & Kraay (1998), 'Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel', *The Review of Economics and Statistics*, 80(4), 549-560.
- Gorg (2011), 'Evaluating the Foreign Ownership Wage Premium using a Differences Matching Approach', *Journal of International Economics*, 72, 97-112.
- Gui-Diby, S.L. & Renard, M-F. (2015), 'Foreign Direct Investment Inflows and the Industrialization of African Countries', *World Development*, 74, 43-57.
- Kang, S.J. & Lee, H. (2011), 'Foreign direct investment and deindustrialisation', *The World Economy*, 34(2), 313-329.
- Kaya, Y. (2010), 'Globalization and industrialization in 64 developing countries, 1980–2003', *Social Forces*, 88(3), 1153-1182.
- Keller, W. (2010), 'International trade, foreign direct investment, and technology spillovers', *Handbook of the economics of innovation*, 2, 793-829.
- Marcel P. Timmer, GJ de Vries, K De Vries (2014), *Patterns of structural change in developing countries*, GGDC research memorandum 149.
- Markusen, J.R. & Venables, A.J. (1999), 'Foreign direct investment as a catalyst for industrial development', *European Economic Review*, 43, 335–356.
- McMillan, M., Rodrik, D. & Verduzco-Gallo, Í. (2014), 'Globalization, Structural Change, and Productivity Growth, with an Update on Africa', *World Development*, 63(C), 11-32.
- Morsy, H., Levy, A. & Sanchez, C. (2014), 'Growing Without Changing: A Tale of Egypt's Weak Productivity Growth', Working Paper Series, No. 940, Economic Research Forum.
- Octavio & Henning Muhlen (2018), 'The role of FDI in structural change: Evidence from Mexico', Hohenheim discussion paper in business, University of Hohenheim, Germany.
- Rodríguez-Clare, A. (1996), 'Multinationals, linkages, and economic development', *The American Economic Review*, 86(4), 852–873.
- Rodrik, D. (2016), 'Premature deindustrialization', *Journal of Economic Growth*, 21(1), 1-33.
- Rowthorn, R., & Ramaswamy, R. (1997), 'Deindustrialization: causes and implications.' IMF working paper, no. 97/42, International Monetary Fund.
- Rowthorn, R., & Ramaswamy, R. (1999), 'Growth, trade and deindustrialization.' IMF Staff Papers, 46(1), 18–41.
- S. Barrios, H. Gorg, E. Strobl (2005), 'Foreign direct investment, competition and industrial development in the host country', *European Economic Review*, 49(2005), 1761-1784.
- Yu Liang (2015), 'The determinants and structural change of FDI in China – A study based on city – Level Panel Data', *The Journal of Applied Business Research*, 31(4), 1519 – 1530.
- Zhao Qiongab & Niu Minyue (2013), 'Influence analysis of FDI on China's industrial structure optimization', *Procedia Computet Science*, 17(2013), 1014 – 1022.

TÁC ĐỘNG CỦA ĐỔI MỚI CÔNG NGHỆ ĐẾN CHUYỂN DỊCH CƠ CẤU LAO ĐỘNG TRONG NGÀNH CHẾ BIẾN THỰC PHẨM Ở VIỆT NAM – CÁCH TIẾP CẬN KINH TẾ LƯỢNG KHÔNG GIAN

Nguyễn Việt Hưng
Trường Đại học Kinh tế Quốc dân
Email: hungnv0711@neu.edu.vn

Mã bài: JED - 840
Ngày nhận bài: 19/08/2022
Ngày nhận bài sửa: 04/09/2022
Ngày duyệt đăng: 14/09/2022

Tóm tắt

Nghiên cứu này sử dụng kỹ thuật kinh tế lượng không gian để đánh giá tác động của đầu tư đổi mới công nghệ trong ngành chế biến thực phẩm tới chuyển dịch cơ cấu lao động của ngành. Dữ liệu doanh nghiệp giai đoạn 2015-2019 được sử dụng để tính toán chỉ số về chuyển dịch cơ cấu lao động và đặc điểm đầu tư vào công nghệ của ngành chế biến thực phẩm ở 63 tỉnh thành. Kết quả cho thấy những tỉnh mà có mức đầu tư vào công nghệ càng cao thì càng thúc đẩy chuyển dịch cơ cấu lao động tham gia vào ngành này. Phân tích kinh tế lượng không gian cho thấy có những tác động lan tỏa về mặt không gian, tức là tỉnh mà có mức đầu tư vào công nghệ càng cao thì những tỉnh lân cận cũng có xu hướng gia tăng chuyển dịch cơ cấu lao động vào ngành này. Kết quả này ủng hộ cho việc xây dựng các chiến lược quy hoạch ở cấp độ vùng trong phát triển ngành chế biến thực phẩm.

Từ khóa: Chuyển dịch cơ cấu lao động, công nghệ, kinh tế lượng không gian, ngành chế biến thực phẩm.

Mã JEL: C21, C24, J08, L52

Impacts of technological change on shifts in labor structure in the foodstuff industry in Vietnam – A spatial econometric approach

Abstract

This paper employs spatial econometric approach to estimate impacts of investment in new technology among foodstuff enterprises on shifts in labor structure of this industry. The enterprise database in the period 2015-2019 is used to calculate the indicator of structural change in labor and level of investment in technology at provincial level. The estimation results show that provinces which has a higher level of investment in new technology tend to attract more labor to work in this industry. The spatial econometric analysis points out that there exists spatial spillover effects, that is, provinces which are contiguous to the province having a high investment in new technology also exhibit a shift in labor structure toward this industry. This finding suggests a planning strategies at regional level in developing the foodstuff industry.

Keywords: Shift in labor structure, technology, spatial econometric, foodstuff industry.

JEL codes: C21, C24, J08, L52

1. Giới thiệu

Kinh nghiệm từ nhiều quốc gia trên thế giới cho thấy việc lựa chọn những ngành mũi nhọn phù hợp, tận dụng những lợi thế cạnh tranh của quốc gia, là một yếu tố quan trọng quyết định sự thành công của quốc gia trong phát triển kinh tế trong dài hạn (Chang & Zach, 2019). Ở Việt Nam, trong những năm gần đây, chính phủ đang đặt mối quan tâm nhiều hơn vào phát triển ngành sản xuất sản phẩm nông nghiệp công nghệ cao, và gắn liền với đó là ngành chế biến thực phẩm (Ngọc Quỳnh, 2022). Trên thế giới, đã có nhiều nghiên cứu

khác nhau để đánh giá những tác động của quá trình đổi mới công nghệ đến sự phát triển kinh tế nói chung cũng như thực trạng và tác động đổi mới công nghệ tới từng ngành cụ thể (Hendrickson & cộng sự, 2018; Vertakova & Plotnikov, 2016; Sengupta & Sena, 2020). Ở Việt Nam, cũng đã có một số nghiên cứu đánh giá về tác động của công nghệ đến chuyển dịch cơ cấu lao động như nghiên cứu của Nguyễn Khắc Minh (2006) và Vũ Thành Hường & Lê Phương Thảo (2021). Tuy nhiên, không giống như các nghiên cứu trước đây đã phân tích cho Việt Nam, trong nghiên cứu này, tác giả sẽ sử dụng cách tiếp cận kinh tế lượng không gian để tìm hiểu những tác động của việc đầu tư vào công nghệ mới trong ngành chế biến thực phẩm tới việc chuyển dịch cơ cấu lao động. Lựa chọn cách tiếp cận này xuất phát từ quan điểm về Địa lý Kinh tế Mới do Krugman (1991) đề xuất, trong đó ông có chỉ ra tính chất tập trung về mặt không gian của các hoạt động kinh tế có liên quan sẽ giúp cắt giảm chi phí và gia tăng lợi ích. Do vậy, khi nghiên cứu về tác động của thay đổi công nghệ tới chuyển dịch cơ cấu ngành hay cơ cấu lao động, nếu như sử dụng các phương pháp ước lượng mà không tính đến vấn đề tự tương quan không gian có thể dẫn đến những kết quả sai lệch. Nghiên cứu này sẽ bổ sung thêm một cách tiếp cận trong nghiên cứu vấn đề này, qua đó có thể mang lại những hàm ý sâu sắc hơn trong việc định hình chiến lược phát triển ngành nói chung và ngành chế biến thực phẩm nói riêng.

2. Tổng quan nghiên cứu

Các nghiên cứu về các nhân tố tác động tới chuyển dịch cơ cấu lao động đã được thực hiện từ khá sớm. Nghiên cứu của Fabricant (1942) đã phân tích tác động qua lại hai chiều của sản xuất trong ngành chế biến, chế tạo với việc làm trong ngành này. Kết quả cho thấy việc xuất hiện những ngành mới hoặc những đổi mới công nghệ trong các ngành hiện có sẽ tạo ra việc làm mới và hấp thụ nhiều lao động hơn từ những ngành khác mà có năng suất lao động thấp hơn. Nghiên cứu của Pariboni & Tridico (2020) đã tìm hiểu lý do cho những thay đổi trong năng suất lao động và chuyển dịch cơ cấu lao động trên một mẫu gồm 15 quốc gia châu Âu trong giai đoạn 1995-2016 và chỉ ra bốn nhân tố quan trọng có ảnh hưởng tới tiến trình này. Đó chính là mức đầu tư, mức nghiên cứu và phát triển để tạo ra đổi mới sáng tạo, mức độ tự do của thị trường lao động và gia tăng số lượng việc làm ngắn hạn, và xu hướng chuyển dịch lao động. Nghiên cứu của Pandit & Casetti (1989) đã phân tích quá trình chuyển dịch cơ cấu lao động cho các nước phát triển và đang phát triển trong quá trình phát triển và đã chỉ ra những khác biệt đáng kể trong xu hướng chuyển dịch lao động giữa hai nhóm nước này, đặc biệt là những khác biệt trong ngắn hạn.

Các nghiên cứu về tác động của công nghệ mới tới việc làm và chuyển dịch cơ cấu lao động cũng cho những kết quả tương đối đáng lo ngại khi sự thay đổi công nghệ đang có những tác động theo hướng có lợi cho một số nhóm kỹ năng trong khi lại tác động tiêu cực lên nhóm các kỹ năng khác và làm dôi dư lao động ở nhóm này (Acemoglu & Autor, 2011). Tuy nhiên, tác động tổng thể lên việc làm thì cũng không hoàn toàn đáng ngại như nhiều người nghĩ. Nghiên cứu của Mokyr (2003) đã chỉ ra vai trò quan trọng của đổi mới công nghệ tới tăng trưởng kinh tế và tạo việc làm ở nhiều quốc gia trong suốt chiều dài lịch sử từ thời kỳ Cách mạng công nghiệp cho tới nay. Nghiên cứu của Minetaki & cộng sự (2001) cho thấy những thay đổi trong công nghệ thông tin đã có những ảnh hưởng rất lớn tới nơi làm việc và cơ cấu việc làm trong nền kinh tế Nhật. Những thay đổi về công nghệ thông tin giúp mở rộng cơ hội việc làm cho nhiều người trước đây gặp nhiều khó khăn trong tìm kiếm việc làm, đặc biệt là người già và phụ nữ nội trợ. Nghiên cứu của Greenan & Guellec (2000) đã phân tích sự vận động của thị trường việc làm ở cấp độ doanh nghiệp và ngành của Pháp và tìm hiểu xem vai trò của đổi mới công nghệ trong quá trình này là như thế nào. Kết quả cho thấy những doanh nghiệp hay những ngành có đổi mới sáng tạo thì sẽ tạo ra nhiều việc làm hơn so với những doanh nghiệp hay ngành khác trong trung hạn (khoảng 5 năm). Những đổi mới sáng tạo về mặt quy trình sản xuất thường có tác động tạo việc làm tốt hơn so với đổi mới sáng tạo về sản phẩm ở cấp độ doanh nghiệp, tuy nhiên kết quả sẽ đảo ngược lại khi phân tích ở cấp độ ngành.

Một số nghiên cứu cũng đã sử dụng cách tiếp cận kinh tế lượng không gian để phân tích các tác động về mặt không gian của thị trường lao động. Nghiên cứu của Cinar (2017) đã phân tích sự thay đổi về năng suất lao động và việc làm giữa các vùng ở Thổ Nhĩ Kỳ trong giai đoạn 2005-2011 cho ba ngành. Các phân tích cho thấy có tồn tại tác động về mặt không gian trong một số ngành như công nghiệp chế biến và dịch vụ, nhưng lại không tìm thấy các tương tác về mặt không gian trong hoạt động sản xuất nông nghiệp. Tương tự, nghiên cứu của Cabral & cộng sự (2020) phân tích về năng suất lao động và việc làm trong ngành chế biến chế tạo ở các bang của Mexico trong giai đoạn 1993-2018 cũng cho thấy xu hướng hội tụ về năng suất lao động giữa vùng. Ngoài ra, nghiên cứu cũng tìm thấy ảnh hưởng lan tỏa về mặt không gian trong năng suất và việc làm ở những bang lân cận nhau.

Các nghiên cứu về chuyển dịch cơ cấu lao động ở Việt Nam cũng đã được nhiều tác giả thực hiện. Nghiên

cứu của Vũ Thị Thu Hương & Nguyễn Thị Minh (2016) đã sử dụng phương pháp phân tích chuyển dịch tỷ trọng để nghiên cứu mối quan hệ giữa tăng trưởng năng suất lao động với chuyển dịch cơ cấu lao động tại Việt Nam. Kết quả nghiên cứu cho thấy trong giai đoạn 1995-2013 thì chuyển dịch cơ cấu lao động đã có những đóng góp rất lớn tới tăng trưởng năng suất lao động, khoảng trên 40%. Tuy nhiên, mức độ đóng góp có những khác biệt đáng kể giữa các ngành, và dòng lao động thì đang chuyển dịch hướng tới các ngành công nghiệp chế biến, xây dựng... và có những đóng góp tích cực vào tăng trưởng năng suất lao động của nền kinh tế. Nghiên cứu của Võ Thanh Dũng & cộng sự (2010) đã chỉ ra một số yếu tố ảnh hưởng tới quá trình chuyển dịch lao động từ nông nghiệp sang phi nông nghiệp như tuổi, học vấn, số nhân khẩu của hộ. Những chuyển dịch lao động đã có ảnh hưởng tích cực tới đời sống vật chất và tinh thần của hộ, và đặc biệt là việc đầu tư vào học hành của các thành viên trẻ trong hộ. Nghiên cứu của Phạm Thị Hồng Chiêm (2020) đã tính toán mức độ chuyển dịch cơ cấu lao động và việc làm trong một số ngành kinh tế ở Việt Nam, bao gồm cả chuyển dịch nội ngành và giữa các ngành. Kết quả cũng cho thấy chuyển dịch cơ cấu kinh tế có mối liên hệ chặt với chuyển dịch cơ cấu lao động, tuy nhiên mức độ tác động và chiều hướng tác động giữa các ngành là không giống nhau.

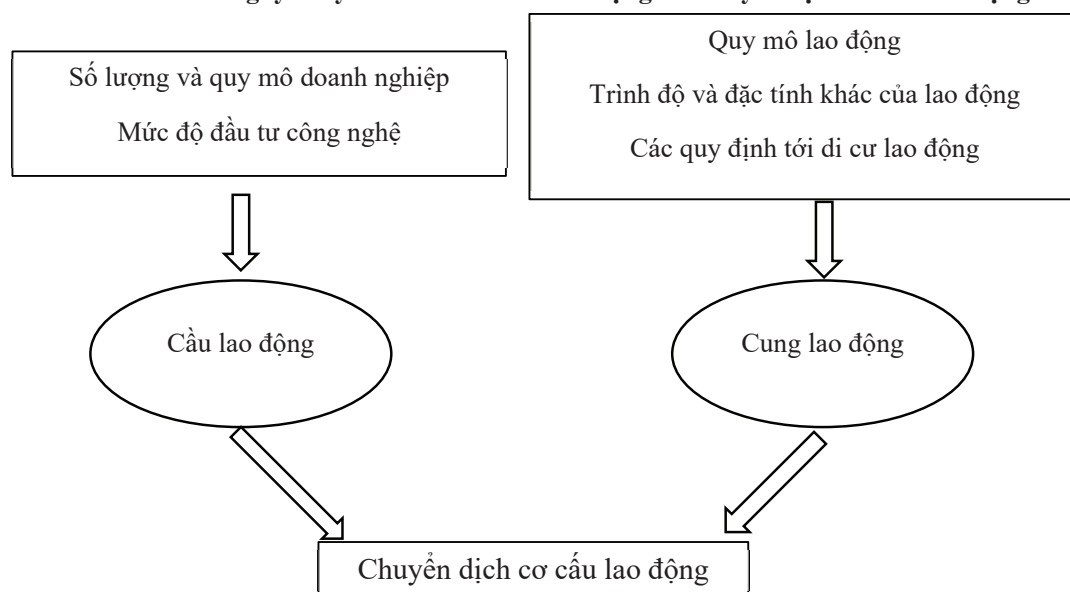
Từ phần trình bày trên, tác giả nhận thấy các nghiên cứu về chuyển dịch cơ cấu lao động ở Việt Nam hiện nay chủ yếu dừng ở việc tính toán mức độ chuyển dịch và xem xét trong mối quan hệ với tăng trưởng kinh tế và cơ cấu kinh tế nói chung. Các nghiên cứu chuyển dịch cơ cấu lao động ở từng địa phương thì cũng thường mang tính chất mô tả và thiếu những lập luận vững chắc trên cơ sở các mô hình và kỹ thuật phân tích đã được áp dụng ở trên thế giới. Hiện nay, vẫn còn thiếu các nghiên cứu phân tích các nhân tố có thể ảnh hưởng tới quá trình chuyển dịch cơ cấu lao động, đặc biệt là tác động của việc đổi mới công nghệ. Nghiên cứu này sẽ cố gắng lấp phần nào khoảng trống này thông qua việc tính toán mức độ chuyển dịch cơ cấu lao động trong ngành thực phẩm ở cấp tỉnh và xem xét các yếu tố có thể ảnh hưởng tới mức độ chuyển dịch cơ cấu lao động trong ngành thực phẩm ở cấp tỉnh. Đồng thời, nghiên cứu cũng muốn đánh giá về những tác động lan tỏa không gian, cụ thể khi một tỉnh có mức đầu tư vào công nghệ tăng lên thì ngoài việc ảnh hưởng tới chuyển dịch cơ cấu lao động của bản thân tỉnh đó thì có ảnh hưởng tới việc chuyển dịch cơ cấu lao động ở những tỉnh lân cận hay không.

3. Khung lý thuyết và đo lường các biến số trong mô hình

3.1. Khung lý thuyết

Từ các nghiên cứu về chuyển dịch cơ cấu lao động và các nhân tố tác động tới quá trình này (Sen, 2016; Awaliyyah & cộng sự, 2020; Gabardo & cộng sự, 2018), chúng ta có thể chia các nhân tố quyết định tới quá trình chuyển dịch cơ cấu lao động thành hai nhóm thuộc yếu tố cầu lao động và cung lao động. Về phía cầu lao động, số lượng và quy mô doanh nghiệp cũng như mức độ đầu tư vào công nghệ của các doanh nghiệp

Hình 1: Khung lý thuyết về các nhân tố tác động tới chuyển dịch cơ cấu lao động



Nguồn: Tác giả tự tổng hợp và xây dựng.

trong một ngành sẽ ảnh hưởng tới việc lao động sẽ chuyển dịch vào ngành đó hay ra khỏi ngành đó. Nếu số lượng và quy mô doanh nghiệp trong một ngành gia tăng thì nhu cầu lao động của ngành này sẽ tăng và sẽ dẫn tới xu hướng chuyển dịch cơ cấu lao động vào ngành này. Yếu tố đầu tư vào công nghệ có tác động tới cầu lao động của ngành theo cả hai chiều tăng và giảm. Những thay đổi công nghệ theo hướng thay thế lao động sẽ có xu hướng làm giảm lượng cầu lao động và cơ cấu lao động của ngành sẽ chuyển dịch theo hướng giảm xuống. Ngược lại, nếu những thay đổi công nghệ theo hướng mở rộng số lượng lao động được sử dụng, mà thông thường thông qua sự mở rộng của ngành, thì sẽ tạo ra thêm nhu cầu lao động trong ngành, qua đó tạo ra sự chuyển dịch lao động vào trong ngành.

Quá trình chuyển dịch cơ cấu lao động cũng phụ thuộc cả vào các đặc điểm phía cung lao động. Quy mô lao động sẵn sàng làm việc trong ngành, và đặc biệt là trình độ của người lao động cũng sẽ quyết định tới khả năng họ có thể tham gia làm việc trong ngành được hay không. Quy mô lao động lớn hơn sẽ cho phép người lao động nếu kỹ năng của người lao động phù hợp với những yêu cầu mà công nghệ mới đặt ra thì sẽ giúp cho việc chuyển dịch cơ cấu lao động diễn ra thành công. Bên cạnh đó, các yếu tố về thể chế liên quan tới việc di cư lao động, như chính sách về nơi cư trú, học hành của trẻ em... cũng sẽ ảnh hưởng tới khả năng di cư lao động và chuyển dịch cơ cấu lao động. Các quy định theo hướng tạo điều kiện thuận lợi cho di cư thường sẽ góp phần thúc đẩy quá trình chuyển dịch cơ cấu lao động tới những ngành đang có xu hướng mở rộng.

3.2. Đo lường chuyển dịch cơ cấu lao động

Chỉ số Lilien (LI) do Lilien (1982) phát triển là một thước đo chuyển dịch cơ cấu quan trọng và được sử dụng trong khá nhiều nghiên cứu về các lĩnh vực kinh tế khác nhau. Chỉ số này đo độ lệch chuẩn của tốc độ tăng trưởng việc làm theo ngành từ giai đoạn $t-1$ tới giai đoạn t .

Với mỗi tỉnh trong đất nước, chúng ta sẽ tính chỉ số LI theo công thức sau:

$$LI = \sqrt{\sum (s_{irt}) \times \left\{ \ln \left(\frac{x_{irt}}{x_{irt-1}} \right) - \ln \left(\frac{X_{rt}}{X_{rt-1}} \right) \right\}^2}$$

Trong đó $s_{irt} = \frac{x_{irt}}{X_{rt}}$ là tỷ lệ việc làm ngành i trên tổng số việc làm của cả tỉnh r trong thời kỳ t , x_{irt} là số lượng việc làm trong ngành i ở vùng r , X_{rt} là số lượng việc làm của toàn bộ vùng r , $\ln(x_{irt} / x_{irt-1})$ là tốc độ tăng việc làm của ngành i trong thời kỳ t , và $\ln(X_{rt} / X_{rt-1})$ là tốc độ tăng việc làm của toàn bộ vùng r trong thời kỳ t .

Giá trị của chỉ số LI có giới hạn dưới bằng 0, và nó mang giá trị này khi không có sự chuyển dịch cơ cấu trong thời kỳ đó. Với mỗi vùng/tỉnh của đất nước, LI tính ra được sẽ phản ánh phương sai trong tốc độ tăng trưởng việc làm của ngành. Giá trị LI càng lớn thì tốc độ chuyển dịch cơ cấu càng nhanh và tái phân bố việc làm giữa các ngành càng lớn. Nó cũng thể hiện khả năng của nền kinh tế trong việc thích ứng linh hoạt và nhanh chóng trước những thay đổi của tổng cầu.

3.3. Đo lường các biến số trong mô hình

Biến phụ thuộc trong mô hình là biến chuyển dịch cơ cấu lao động được đo bằng chỉ số Lilien vừa được trình bày ở trên. Chỉ số này sẽ được tính cho từng tỉnh trong giai đoạn 2015-2019.

Biến về công nghệ được lựa chọn là tổng giá trị mua công nghệ được thực hiện ở các doanh nghiệp trong ngành chế biến thực phẩm trong tỉnh và tỷ trọng của đầu tư mua công nghệ của doanh nghiệp thuộc ngành này trên tổng giá trị đầu tư mua công nghệ của toàn bộ doanh nghiệp.

Các biến khác được sử dụng trong mô hình bao gồm biến tổng quy mô vốn của các doanh nghiệp trong tỉnh, tỷ trọng quy mô vốn của các doanh nghiệp ngành chế biến thực phẩm trong tỉnh, quy mô lao động cấp tỉnh, tỷ lệ lao động có qua đào tạo cấp tỉnh.

3.4. Phương pháp ước lượng

Do chỉ số Lilien là chỉ số bị chặn dưới (giá trị thấp nhất là 0) nên phương pháp ước lượng được sử dụng là hồi quy Tobit. Để kiểm định ảnh hưởng lan tỏa về mặt không gian, chúng ta có một số lựa chọn khác nhau tùy thuộc vào tính chất tương quan về không gian của các biến số trong mô hình.

Dạng cơ bản phổ biến nhất là mô hình tự hồi quy không gian (SAR), trong đó biến giải thích được đưa thêm vào là biến phụ thuộc lấy trễ không gian

$$Y = \rho WY + \beta X + \varepsilon$$

trong đó W là ma trận trọng số không gian

Một dạng mô hình khác là mô hình sai số không gian (SEM), trong đó tính phụ thuộc về không gian được thể hiện nằm ở phần giá trị nhiễu

$$Y = \beta X + u \text{ trong đó } u = \lambda Wu + \varepsilon$$

Mô hình tự tương quan không gian dạng kết hợp (SAC) là kết hợp của hai mô hình SAR và SEM khi tính tương quan không gian xuất hiện trong cả biến phụ thuộc và phần nhiễu.

Trong khi đó mô hình không gian Durbin (SDM) áp dụng trong trường hợp tính tương quan không gian xuất hiện trong cả biến phụ thuộc (WY) và biến giải thích (WX).

$$Y = \rho WY + \beta X + \theta WX + \varepsilon$$

Ngoài ra, còn một số dạng mô hình kinh tế lượng không gian khác là biến thể được phát triển từ các mô hình gốc đề cập ở trên. Trong nghiên cứu này, phương pháp ước lượng không gian Durbin (SDM) được sử dụng do tác giả cho rằng những tác động lan tỏa không gian có thể xuất hiện cả ở biến phụ thuộc và biến giải thích.

Các kiểm định Moran MI và LM sẽ được sử dụng để kiểm định còn tồn tại hiện tượng tự tương quan của biến phụ thuộc lấy trễ không gian và phần sai số hay không, trong đó giả thuyết gốc là không tồn tại hiện tượng tự tương quan không gian.

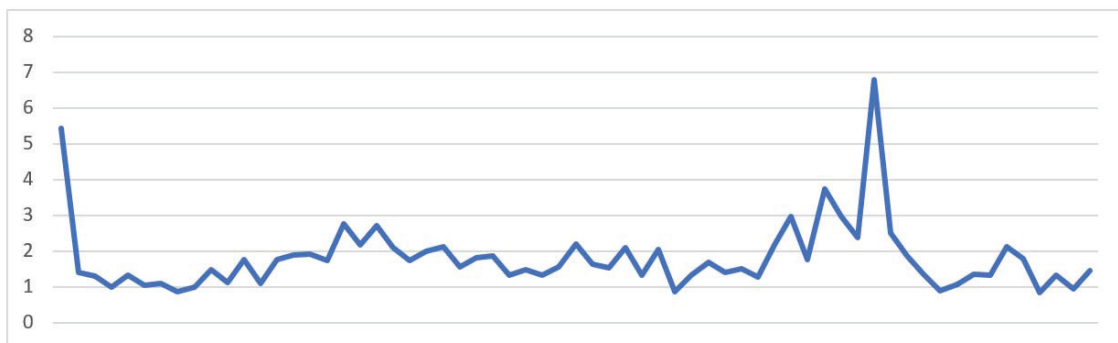
4. Phân tích thực nghiệm

4.1. Thống kê mô tả

Nghiên cứu sử dụng bộ dữ liệu từ cuộc điều tra doanh nghiệp hàng năm do Tổng cục thống kê thực hiện để tính toán các chỉ số Lilien, quy mô vốn, quy mô lao động, tỷ lệ vốn của ngành trên tổng vốn theo cấp tỉnh, và kết hợp với dữ liệu điều tra doanh nghiệp do Viện Năng suất Việt Nam điều tra năm 2019 để đo lường mức độ đầu tư vào công nghệ của các doanh nghiệp và từ đó tính ra mức độ đầu tư vào công nghệ ở cấp tỉnh.

Kết quả tính chỉ số Lilien ở cấp tỉnh (Hình 2) cho thấy hai địa phương lớn nhất cả nước là thành phố Hà

Hình 2: Chỉ số Lilien cấp tỉnh tính bình quân trong giai đoạn nghiên cứu



Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu Điều tra Doanh nghiệp của Tổng cục Thống kê (2020)

Nội và thành phố Hồ Chí Minh có mức độ chuyển dịch cơ cấu lao động hơn rất nhiều các địa phương còn lại, với giá trị xấp xỉ 6 và 7.

Tỷ lệ lao động đã qua đào tạo ở các thành phố lớn như Hà Nội, Hồ Chí Minh, Đà Nẵng đều cao rất nhiều so với mức bình quân của cả nước (khoảng gần 20%), trong khi các tỉnh phía Nam thì tỷ lệ này là khá thấp, chỉ xấp xỉ một nửa so với mức bình quân của cả nước (Hình 3).

Hoạt động mua công nghệ ở các tỉnh cũng có sự phân hóa rõ nét khi mức độ đầu tư vào công nghệ cũng chủ yếu tập trung ở một số ít thành phố lớn, trong khi ở nhiều địa phương thì con số đầu tư vào công nghệ là rất nhỏ, chỉ bằng một phần nghìn so với những tỉnh có mức đầu tư cao nhất. Điều này cũng dễ hiểu khi phân bố số lượng và quy mô doanh nghiệp là rất không đồng đều giữa phần lớn các tỉnh so với một số ít các thành phố lớn và tỉnh có các khu công nghiệp lớn.

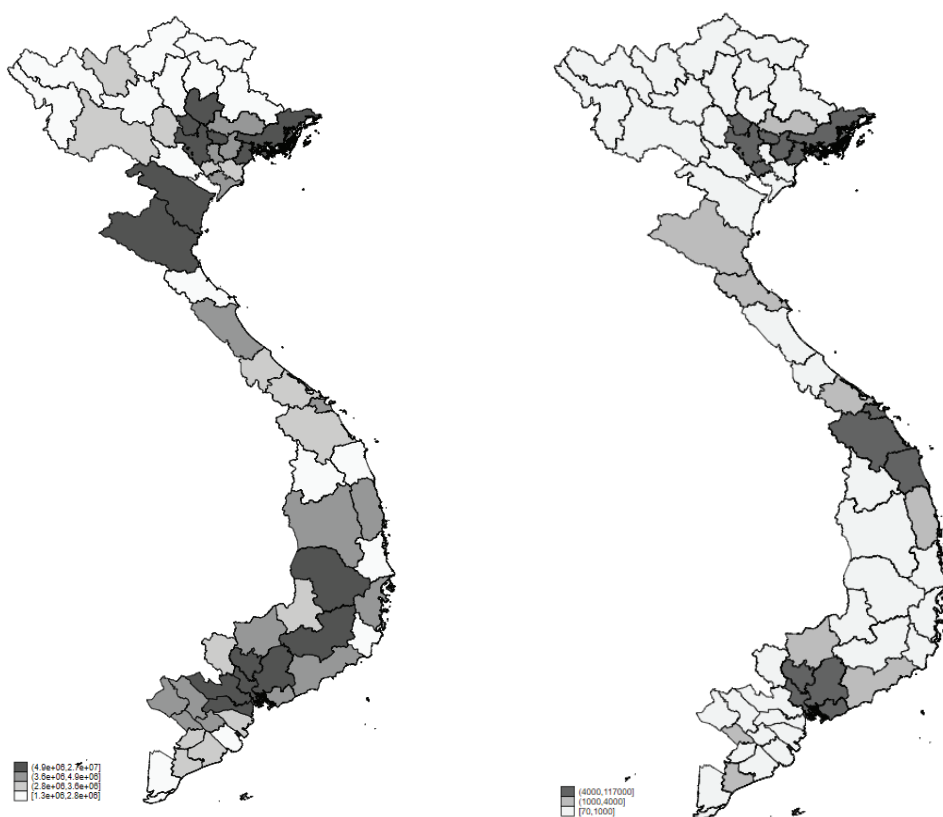
4.2. Ước lượng mô hình

Hình 3: Tỷ lệ lao động đã qua đào tạo cấp tỉnh tính bình quân trong giai đoạn nghiên cứu



Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu Điều tra Doanh nghiệp của Tổng cục Thống kê (2020).

Hình 4: Quy mô vốn và đầu tư vào công nghệ của các doanh nghiệp cấp tỉnh trong giai đoạn nghiên cứu



Quy mô vốn (triệu VND)

Đầu tư vào công nghệ (triệu VND)

Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu Điều tra Doanh nghiệp của Tổng cục Thống kê (2020) và Viện Năng suất Việt Nam (2019).

Để đánh giá tác động của các nhân tố tới quá trình chuyển dịch cơ cấu lao động của các doanh nghiệp ngành chế biến thực phẩm ở cấp độ tỉnh, nghiên cứu sử dụng ước lượng Tobit. Sau đó, để đánh giá tác động lan tỏa về mặt không gian, nghiên cứu sẽ sử dụng mô hình ước lượng không gian Durbin. Các kết quả ước lượng được cho trong Bảng 1.

Kết quả ước lượng từ mô hình Tobit cho thấy những tỉnh có mức đầu tư mua công nghệ mới trong ngành chế biến thực phẩm lớn hơn thì sẽ có tác động gia tăng chuyển dịch cơ cấu lao động theo hướng tham gia vào ngành chế biến thực phẩm nhiều hơn (hệ số bằng 0,0042 và có ý nghĩa ở mức 5%). Đồng thời, biến tỷ lệ

Bảng 1: Kết quả ước lượng bằng mô hình Tobit và mô hình không gian Durbin

Biến giải thích	Biến phụ thuộc: Chỉ số LI			
	Mô hình Tobit	Mô hình không gian Durbin		
		Hệ số ước lượng	Hệ số co giãn (tuyến tính)	
			Tác động trực tiếp	Tác động gián tiếp
Tổng quy mô vốn doanh nghiệp trong tỉnh	1,984 (1,198)	0,0258*** (0,00816)	0,305	0,028
Tỷ lệ vốn của doanh nghiệp ngành chế biến thực phẩm trên tổng vốn	0,0059* (0,0031)	0,0168 (0,022)	0,083	0,076
Quy mô đầu tư mua công nghệ mới	0,0042** (0,0020)	0,0055*** (0,0015)	0,013	0,012
Quy mô lao động trong tỉnh	-0,012 (0,022)	- 0,0024 (0,0018)	-0,136	-0,013
Tỷ lệ lao động có kỹ năng	0,0362* (0,204)	0,016** (0,0058)	0,123	0,011
Biến tác động lan tỏa không gian				
- Tổng quy mô vốn		-0,0083** (0,0039)	-0,0338	-0,004
- Tỷ lệ vốn		0,0078 (0,0079)	0,0163	0,0015
- Quy mô mua công nghệ mới		0,0019** (0,00081)	0,219	0,02
- Quy mô lao động		-0,0016 (0,061)	-0,0038	-0,0004
- Tỷ lệ lao động có kỹ năng		0,0065* (0,0035)	0,2141	0,0197

Các ký hiệu *, **, *** tương ứng với các mức ý nghĩa 10%, 5%, 1% của biến giải thích.

Nguồn: Các kết quả ước lượng thu được từ chạy hồi quy trên phần mềm Stata 15.

vốn của doanh nghiệp trong ngành chế biến thực phẩm so với tổng vốn của các doanh nghiệp trong tỉnh càng lớn thì mức độ chuyển dịch cơ cấu lao động theo hướng gia nhập ngành này càng tăng (hệ số bằng 0,0059 và có ý nghĩa ở mức 10%). Điều này cho thấy việc đầu tư vào công nghệ trong ngành chế biến thực phẩm có xu hướng làm gia tăng lượng cầu lao động chứ không phải mang tính thay thế lao động. Đây là một dấu hiệu tích cực cho ngành sản xuất chế biến thực phẩm bởi nó vừa giúp tạo thêm công ăn việc làm cho những người lao động, đặc biệt là những lao động có kỹ năng phổ thông, đồng thời những thay đổi công nghệ sản xuất cũng hàm ý có sự gia tăng giá trị sản phẩm, qua đó giúp tăng thu nhập của cả chủ doanh nghiệp và người lao động.

Kết quả ước lượng từ mô hình kinh tế lượng không gian càng củng cố thêm những nhận định tích cực về tác động của sự thay đổi công nghệ tới quá trình chuyển dịch cơ cấu lao động trong ngành chế biến thực phẩm. Thống kê Moran MI bằng 1,138 cho thấy có tồn tại hiện tượng tự tương quan về không gian trong phần sai số ở mức ý nghĩa 5% và thống kê trễ LM (Anselin) bằng 22,204 cho thấy có tồn tại tự tương quan không gian đối với biến phụ thuộc lấy trễ không gian ở mức ý nghĩa 1%. Kiểm định LM chung cho mô hình kết hợp SAC bằng 944 cũng cho nhận định tương tự ở mức ý nghĩa 1%.

Hệ số biến biểu thị tác động lan tỏa không gian của việc đầu tư vào công nghệ (bằng 0,0019 và có ý nghĩa

ở mức 5%) cho thấy có tồn tại tác động lan tỏa thuận chiều, tức là một tỉnh có gia tăng đầu tư thêm vào công nghệ sẽ giúp chuyển dịch cơ cấu lao động cả ở những tỉnh lân cận theo hướng tham gia nhiều hơn vào ngành chế biến thực phẩm. Điều này cho thấy có quan hệ cộng sinh tương đối chặt chẽ giữa các tỉnh lân cận với nhau. Nó cũng gợi ý về việc phát triển ngành chế biến thực phẩm nên được quy hoạch theo một vùng tương đối rộng, có những đặc điểm thổ nhưỡng, khí hậu... tương đồng nhau thì việc phát triển hoạt động sản xuất chế biến thực phẩm cùng với phát triển vùng nguyên liệu và đầu vào sẽ đồng bộ và tránh gây lãng phí.

Kết quả của hai mô hình Tobit và mô hình kinh tế lượng không gian cũng cho thấy yếu tố kỹ năng người lao động là một nhân tố quan trọng trong việc thúc đẩy thành công chuyển dịch cơ cấu lao động (hệ số bằng 0,016 và có ý nghĩa ở mức 5% trong mô hình SMD). Việc có sẵn nguồn lao động đáp ứng được những kỹ năng cần thiết của ngành, và cụ thể ở đây là ngành chế biến thực phẩm, sẽ cho phép việc chuyển dịch ngành và chuyển dịch cơ cấu lao động diễn ra một cách thuận lợi hơn. Với xu hướng lựa chọn phát triển những ngành mà đất nước có lợi thế cạnh tranh để trở thành những ngành mũi nhọn, mang lại giá trị gia tăng lớn và vị thế cạnh tranh tốt trên thị trường quốc tế, chính phủ cũng nên đồng thời chú ý đến việc đưa ra những chiến lược phát triển con người phù hợp để đảm bảo sự phát triển cân đối và hài hòa giữa cầu và cung lao động.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Nghiên cứu này sử dụng dữ liệu điều tra doanh nghiệp của Tổng cục Thống kê giai đoạn 2015-2019 kết hợp điều tra của Viện Năng suất Việt Nam (2019) để tính toán các chỉ tiêu về đổi mới công nghệ, chuyển dịch cơ cấu lao động... gắn với ngành chế biến thực phẩm ở cấp tỉnh. Trên cơ sở đó, nghiên cứu đã sử dụng phương pháp kinh tế lượng không gian để xem xét tác động của một số nhân tố, trong đó tập trung vào biến đổi mới công nghệ, tới quá trình chuyển dịch cơ cấu lao động gắn với ngành chế biến thực phẩm.

Kết quả nghiên cứu cho thấy việc đổi mới công nghệ trong ngành chế biến thực phẩm có tác động làm gia tăng số lượng việc làm trong ngành này. Như vậy, công nghệ ở ngành chế biến thực phẩm có đặc điểm là những công nghệ thâm dụng lao động, hoặc những công nghệ này đã giúp cải thiện năng lực cạnh tranh của sản phẩm, qua đó gia tăng quy mô doanh nghiệp và tạo thêm việc làm mới. Ngoài ra, ước lượng mô hình lan tỏa không gian cho thấy những tỉnh lân cận nhau thì việc chuyển dịch cơ cấu lao động trong ngành chế biến thực phẩm sẽ chịu ảnh hưởng tác động tích cực từ việc gia tăng đầu tư vào công nghệ mới của ngành. Nó cho thấy quan hệ hỗ trợ và cộng sinh về mặt không gian trong việc phát triển ngành chế biến thực phẩm. Bên cạnh đó, việc sẵn có nguồn lực lao động có kỹ năng trong ngành cũng sẽ góp phần thúc đẩy quá trình chuyển dịch cơ cấu lao động thành công.

Từ những phân tích, tác giả cho rằng chính phủ nên thực hiện một số chính sách sau. Thứ nhất, chính phủ nên tiếp tục lựa chọn ngành chế biến thực phẩm, và mở rộng ra là ngành sản xuất nông nghiệp chất lượng cao, là một trong những ngành mũi nhọn để phát triển đất nước. Chính phủ có thể hỗ trợ về mặt chính sách nhằm khuyến khích các doanh nghiệp đầu tư vào công nghệ mới để giúp nâng cao giá trị gia tăng của ngành đồng thời cũng tạo thêm nhiều việc làm mới cho ngành. Thứ hai, chính phủ nên có các chính sách phát triển nguồn nhân lực của đất nước một cách đồng bộ với các chính sách phát triển ngành để đảm bảo sự cân đối trong cung và cầu lao động trong quá trình chuyển dịch. Cuối cùng, chính phủ nên quy hoạch phát triển các ngành chế biến thực phẩm và gắn với đó là ngành sản xuất nông nghiệp theo quy mô vùng thay vì để các tỉnh phát triển tự phát đề cố gắng tận dụng những tác động lan tỏa tích cực giữa các tỉnh lân cận mà có những đặc điểm chung về sản xuất nông nghiệp và sản xuất chế biến thực phẩm.

Tài liệu tham khảo

- Acemoglu, D. & Autor, D. (2011), 'Skills, Tasks and Technologies: Implications for employment and earnings', in Card, D. & Ashenfelter, O. (ed.s), *Handbook of Labor Economics*, Elsevier, Amsterdam, 1043-1171.
- Awaliyyah, E., Chen, S.E. & Suhartini, R. (2020), 'Analysis of structural transformation of labor from agriculture to non-agriculture in Asia', *Agricultural Socio-Economics Journal*, XX(4), 335-341.
- Cabral, R., López, C., Jesus, A. & Padilla, R. (2020), 'Absolute convergence in manufacturing labor productivity in Mexico, 1993-2018, A spatial econometrics analysis at the state and municipal level', *Studies and Perspectives*, retrieved on August 21st 2022, from <https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/46492/1/S2000922_en.pdf>.
- Cinar, T. (2017), 'Spatial dimensions of sectoral labor productivity convergence in Turkey: A spatial panel data

-
- approach', *Review of Middle East Economics and Finance*, 13(1), 1-14.
- Chang, H.-J. & Zach, K. (2019), 'Industrialization and Development', in Nayyar, D. (ed.), *Asian Transformations: An Inquiry to the Development of Nations*, Oxford Academic, 186-215.
- Fabricant, S. (1942), *Employment in manufacturing 1899-1939: An analysis of its relation to the volume of production*, Publisher: National Bureau of Economic Research, New York.
- Gabardo, F., Porcile, G. & Pereima, J. (2018), *On the determinants of structural change: an exploratory model*, retrieved on August 21st 2022, from <<https://www.semanticscholar.org/paper/On-the-determinants-of-structural-change%3A-an-model-Gabardo-Porcile/a7762612e65f084188ccb9181a82b9ea8a6d6bc0>>.
- Greenan, N. & Guellec, D. (2000), 'Technological innovation and employment reallocation', *Review of Labour Economics and Industrial Relations*, 14(4), 547-590.
- Hendrickson, L., Taylor, D., Ang, L., Cao, K., Nguyen, T., & Soriano, F. (2018), 'The impact of persistent innovation on business growth', Australia Government-Department of Industry, Innovation and Science, Research Paper 2/2018.
- Krugman P. (1991), 'Increasing returns and economic geography', *Journal of Political Economy*, 99, 183-199.
- Lilien, D.M. (1982), 'Sectoral shifts and cyclical unemployment', *Journal of Political Economy*, 90, 777-793.
- Minetaki, K., Nishimura K. & Shirai M. (2001), *Effects of information technology on labor demand and technological progress in Japanese manufacturing: 1980-1998*, retrieved on August 21st 2022, from <<https://www.oecd.org/japan/24726789.pdf>>.
- Mokyr, J. (2003), 'Long term Economic growth and the history of technology', in Aghion, P. & Durlauf, S. (eds.), *Handbook of economic growth*, Elsevier Publisher, Amsterdam, North-Holland.
- Ngọc Quỳnh, (2022), 'Việt Nam hướng tới nền nông nghiệp công nghệ cao', *Báo Hà Nội Mới*, truy cập ngày 10 tháng 8 năm 2022, từ <<https://hanoimoi.com.vn/tin-tuc/Nong-nghiep/1026605/viet-nam-huong-toi-nen-nong-nghiep-cong-nghe-cao>>.
- Nguyễn Khắc Minh (2006), *Phân tích định lượng ảnh hưởng của tiến bộ công nghệ đến tăng trưởng một số ngành công nghiệp của thành phố Hà Nội*, Nhà xuất Bản Khoa học và Kỹ thuật, Hà Nội.
- Pandit, K. & Casetti, E. (1989), "The shifting patterns of sectoral labor allocation during development: Developed versus Developing countries", *Annals of the Association of American Geographers*, 79(3), pp. 329-344.
- Pariboni, R. & Tridico, P. (2020), 'Structural change, institutions and the dynamics of labor productivity in Europe', *Journal of Evolutionary Economics*, 30, 1275-1300.
- Phạm Thị Hồng Chiêm (2020), 'Phân tích mối liên hệ giữa chuyển dịch cơ cấu lao động và chuyển dịch cơ cấu kinh tế Việt Nam giai đoạn 2009-2019', luận văn thạc sĩ, Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh.
- Sen, K. (2016), 'The determinants of structural transformation in Asia: A review of the literature', *ADB Economics Working Paper Series*, No.478, Manila: Asian Development Bank.
- Sengupta, A. & Sena, V. (2020), 'Impact of open innovation on industries and firms – A dynamic complex systems view', *Technological Forecasting and Social Change*, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2020.120199>.
- Vertakova, Y. & Plotnikov, V. (2016), 'Innovative and industrial development: Specifics of interrelation', *Economic Annals-XXI*, 156(1-2), 37-40. DOI: 10.21003/ea.V156-0008
- Võ Thanh Dũng, Nguyễn Văn Sánh, Nguyễn Phú Sơn & Phạm Hải Bửu (2010), 'Chuyển dịch cơ cấu lao động nông thôn và tác động của sự dịch chuyển này đến nông hộ ở thành phố Cần Thơ', *Tạp chí Khoa học Trường Đại học Cần Thơ*, 16b, 291-300.
- Vũ Thành Hưởng & Lê Phương Thảo (2021), 'Tác động của công nghệ đến chuyển dịch cơ cấu lao động trong các doanh nghiệp ngành công nghiệp chế biến chế tạo Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế & Phát triển*, 287, 45-54.
- Vũ Thị Thu Hương & Nguyễn Thị Minh (2016), 'Tác động của chuyển dịch cơ cấu lao động đến tăng trưởng năng suất tại Việt Nam', *Tạp chí Khoa học và Công nghệ Việt Nam*, 58(5), 14-20.

ẢNH HƯỞNG CỦA HÀNH VI HỐI LỘ TỚI XÁC SUẤT SỐNG SÓT CỦA DOANH NGHIỆP NHỎ VÀ VỪA TẠI VIỆT NAM

Phạm Xuân Nam

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: nampx@neu.edu.vn

Mã bài: JED - 841

Ngày nhận bài: 19/07/2022

Ngày nhận bài sửa: 29/08/2022

Ngày duyệt đăng: 11/09/2022

Tóm tắt:

Bài báo này sử dụng dữ liệu từ các cuộc điều tra doanh nghiệp nhỏ và vừa (SME) ở Việt Nam từ năm 2005 đến năm 2015 để điều tra ảnh hưởng của hối lộ đến xác suất sống sót của doanh nghiệp. Hàm cơ sở của mô hình được rút ra từ ba giả định phân phối: mô hình ước lượng bán tham số Cox và hai mô hình tham số: hàm nguy cơ cơ sở theo phân phối Weibull và theo phân phối lũy thừa. Hai hình thức hối lộ khác nhau được phân biệt trong mô hình bao gồm hối lộ bôi trơn và hối lộ trục lợi. Kết quả nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm cho lý thuyết “mỡ trong guồng máy” về ảnh hưởng tích cực đến sự tồn tại của doanh nghiệp từ việc chi trả hối lộ. Hơn nữa, những tác động này rõ ràng hơn đối với các công ty lớn, vì họ có khả năng thương lượng lớn hơn với các quan chức nhà nước.

Từ khóa: Hối lộ, phân tích khả năng sống sót, doanh nghiệp vừa và nhỏ, mô hình ước lượng bán tham số và mô hình tham số.

Mã JEL: C32, G12, Q43.

The Effects of bribery on the survival probability of small and medium-sized enterprises in Vietnam

Abstract

This paper uses data from surveys of small and medium-sized enterprises (SMEs) in Vietnam from 2005 to 2015 to investigate the influences of bribery on firms' survival probability. Our baseline function was derived from three distributional assumptions: the semi-parametric Cox proportional hazard model, and two parametric specifications: Weibull and exponential. Two forms of bribery are investigated, including greasing and rent-seeking bribes. Results provided empirical support for the “greasing-the-wheels” theory of firm survival. Moreover, these effects were more pronounced for larger firms since they possessed greater bargaining power with public officials.

Keywords: Bribery, survival analysis, Vietnam's enterprise, the semi-parametric and parametric model.

JEL Codes: C32, G12, Q43.

1. Giới thiệu

Trong nền kinh tế Việt Nam hiện nay, một thực tế được đặt ra cho những nhà quản lý chính sách, bộ phận doanh nhân và các nhà đầu tư chính là tỷ lệ phá sản rất cao, đặc biệt trong những năm đầu, của các doanh nghiệp nhỏ và vừa, các mô hình kinh doanh khởi nghiệp (Ha & cộng sự, 2022). Thực tế trên khiến cho câu hỏi: “Tại sao doanh nghiệp chết yếu?” và “Làm thế nào để hỗ trợ doanh nghiệp vượt qua được những giai đoạn khó khăn, từ đó hiện thực hóa được tiềm năng của mình?” luôn được đặt ra trong đầu những người làm chính sách. Trong các yếu tố ảnh hưởng đến xác suất sống sót của doanh nghiệp được khai thác, nghiên cứu này chú trọng phân tích tác động của hành vi hối lộ, một dạng cụ thể của tham nhũng. Tham nhũng trong môi trường kinh doanh là hiện tượng không mới và có mặt ở tất cả các nền kinh tế trên thế giới (Malesky &

cộng sự, 2015). Mức độ nghiêm trọng của tình trạng này là đặc biệt cao tại các nền kinh tế đang phát triển hay những nền kinh tế mới chuyển đổi từ cơ chế mệnh lệnh tập trung sang cơ chế thị trường, nơi mà chất lượng thể chế còn tương đối hạn chế, hệ thống kiểm tra và giám sát các hoạt động của quan chức, công chức cán bộ nhà nước chưa thực sự hiệu quả (Nguyen & cộng sự, 2016).

Từ góc nhìn của doanh nghiệp, sự hiện diện phổ biến của tham nhũng đòi hỏi họ phải có những biện pháp nhất định để có thể tồn tại và cạnh tranh. Trên thực tế, có rất nhiều chiến thuật mà doanh nghiệp có thể áp dụng để thích nghi với môi trường tham nhũng, trong đó sử dụng hối lộ là một trong những lựa chọn phổ biến nhất (Galang, 2012; Zhou & Peng, 2012). Hành vi hối lộ trong bài báo này được hiểu là việc doanh nghiệp trả thêm những khoản chi phí không chính thức cho quan chức nhà nước để thu về những lợi ích nhất định. Trong trường hợp không chấp nhận chi trả, doanh nghiệp có thể phải đối mặt với những khó khăn tương đối nghiêm trọng, bao gồm việc bị chậm trễ trong việc hoàn thành các thủ tục hành chính, không được tham gia vào các chương trình hỗ trợ của chính phủ hoặc khó khăn trong việc tiếp cận các nguồn tín dụng bên ngoài (Nguyen & cộng sự, 2020). Quyết định của doanh nghiệp về việc có chi trả các chi phí không chính thức sẽ bao gồm một số thay đổi đáng kể trong tương quan chi phí và lợi ích, từ đó ảnh hưởng lớn đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Nghiên cứu của Nguyen & cộng sự (2016) thống kê rằng để kiếm được một đồng lợi nhuận thì trung bình một doanh nghiệp tư nhân Việt Nam phải bỏ ra gần một đồng chi trả chi phí không chính thức. Theo lý thuyết đường học tập của Jovanovich (1982), hiệu quả hoạt động là yếu tố then chốt cho các quyết định mở rộng, thu hẹp quy mô cũng như rút lui khỏi thị trường của doanh nghiệp. Do đó, có đủ cơ sở để đưa ra giả thuyết về mối quan hệ giữa hành vi hối lộ và xác suất sống sót của doanh nghiệp. Khai thác ý tưởng này, tác giả sẽ sử dụng mô hình định lượng nhằm phân tích ảnh hưởng của hành vi hối lộ đến xác suất sống sót ở cấp độ một doanh nghiệp, trong điều kiện các yếu tố khác không thay đổi.

Bằng chứng thực nghiệm về chiều tác động của hành vi hối lộ đến hiệu quả hoạt động và xác suất sống sót của doanh nghiệp cho đến nay là chưa thống nhất, với sự tồn tại song song của của hai quan điểm “*mỡ trong guồng máy*” (grease in the wheels) và “*cát trong guồng máy*” (sand in the wheels) dường như trái ngược nhau. Tác giả cho rằng nguyên nhân của tình trạng này đến từ việc thiếu sự phân biệt giữa hai dạng của hành vi hối lộ là hối lộ bôi trơn và hối lộ trục lợi (Nguyen & cộng sự, 2016). Hai hình thức này có sự phân biệt về mục đích, bản chất của các khoản chi, tính bất định của lợi ích thu được nên sẽ có ảnh hưởng khác nhau đến xác suất sống sót của doanh nghiệp. Từ đó, việc xác lập các giả thuyết nghiên cứu riêng cho từng hình thức hối lộ có thể giúp ta có được cái nhìn chính xác hơn về mối quan hệ này. Trong nghiên cứu này, dữ liệu cho phép tác giả xây dựng các mô hình định lượng để phân tách ảnh hưởng của từng hình thức hối lộ.

Phần còn lại của nghiên cứu được cấu trúc như sau. Phần 2 sẽ tập trung phân tích các nghiên cứu liên quan trong khi Phần 3 sẽ tập trung vào xây dựng mô hình thực nghiệm. Kết quả thực nghiệm và đánh giá sẽ được cung cấp ở Phần 4. Các tóm tắt và hàm ý chính sách sẽ được đưa ra ở Phần 5.

2. Tổng quan các nghiên cứu liên quan

Hối lộ là một trong nhiều dạng của hành vi tham nhũng, thông thường được hiểu là trường hợp khi một bên chi trả các khoản tiền, quà biếu hoặc các tài sản có giá trị khác để làm cho người nhận hài lòng, từ đó giúp người đưa hối lộ đạt được mục đích của mình (Ha & cộng sự, 2021). Trong lý thuyết kinh tế, hành vi hối lộ có thể được phân thành hai loại hình chính theo mục đích và tính chất của khoản hối lộ, cụ thể đó là:

(i), *Hối lộ bôi trơn* (greasing bribery) dùng để chỉ các khoản chi trả phi chính thức mà doanh nghiệp trả cho các cán bộ công chức nhằm hỗ trợ, tạo điều kiện thuận lợi cho các hoạt động của mình. Theo Nguyen & cộng sự (2020), hối lộ bôi trơn được chi trả nhằm các mục đích như: giúp doanh nghiệp rút ngắn thời gian hoàn thành các thủ tục hành chính, giúp đăng ký các giấy phép, tiếp cận các dịch vụ công, giúp tránh các phiền hà có thể có đến từ việc bị các bộ công chức gây khó khăn. Thời gian doanh nghiệp dành cho hoạt động xử lý giấy tờ có thể được giảm đi đáng kể khi doanh nghiệp chấp nhận chi trả hình thức hối lộ này. Hối lộ bôi trơn không ảnh hưởng đến việc các doanh nghiệp khác cũng có thể chi trả hối lộ cho cán bộ công chức để được thuận lợi hơn khi tiếp cận các thủ tục hành chính.

(ii) *Hối lộ trục lợi* (rent-seeking bribery) dùng để chỉ các khoản chi trả phi chính thức mà doanh nghiệp trả cho các quan chức chính quyền nhằm thu được những lợi thế so sánh nhất định so với các đối thủ cạnh tranh trên thị trường (Ades & Di Tella, 1999; Bliss & Tella, 1997). Nguyên nhân của loại hình hối lộ này chính là sự tồn tại của những rào cản gia nhập thị trường có liên quan đến quy định hay các loại giấy phép đặc biệt.

Hiện tượng này tương đối phổ biến ở những quốc gia đang phát triển, nơi những quan chức nhà nước có khả năng tạo ra những quy định mới với mục tiêu ngăn cản sự gia nhập thị trường của các doanh nghiệp (Nguyen & cộng sự, 2020). Các doanh nghiệp có xu hướng chi trả loại hình hối lộ này để có thể tiếp cận các hợp đồng hoặc các nguồn lực đặc biệt từ chính phủ (Ades & Di Tella, 1999; Galang, 2012).

Quan điểm “cát trong guồng máy” được dùng để chỉ nhánh các nghiên cứu lý thuyết tập trung vào tác động tiêu cực của hành vi hối lộ. Theo đó, quyết định đưa hối lộ được cho là sẽ làm giảm hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp, dẫn đến làm tăng nguy cơ tử vong của doanh nghiệp do tác động của các cơ chế sau. Thứ nhất, hối lộ làm tăng chi phí giao dịch, là một phần trong chi phí hoạt động của doanh nghiệp. Điều này có thể khiến doanh nghiệp phải tăng giá sản phẩm, làm giảm khả năng cạnh tranh, hoặc ngược lại làm giảm lợi nhuận của doanh nghiệp (Nguyen & cộng sự, 2020). Thứ hai, hành vi hối lộ có tính bất định cao. Chưa kể đến các rủi ro pháp lý, doanh nghiệp chưa thể chắc chắn rằng mình sẽ nhận lại được những lợi ích, hoặc thu được mức lợi ích tương xứng với chi phí đã bỏ ra (Méon & Sekkat, 2005). Thứ ba, hành vi hối lộ có thể làm thay đổi cơ cấu ra quyết định của doanh nghiệp. Cụ thể, nó khiến doanh nghiệp tập trung nhiều hơn vào các mục tiêu ngắn hạn, hoặc tìm cách “chiếm giữ” các vị trí có thể thu được tô kinh tế. Các doanh nghiệp đưa hối lộ do đó ít tập trung và đầu tư và đổi mới sáng tạo hơn (Habiaryemye & Raymond, 2018; Krammer, 2019).

Ở khía cạnh ngược lại, quan điểm “mỡ trong guồng máy” lại tập trung vào các cơ chế mà hành vi hối lộ có tác động tích cực vào hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Theo Rose-Ackerman (1978), doanh nghiệp thực hiện chi trả hối lộ bởi hai lý do chính: thu được các lợi ích độc quyền của chính phủ hoặc để tránh/giảm các chi phí. Hai lý do này thể hiện cơ chế tác động của hành vi hối lộ. Thứ nhất, đưa hối lộ giúp doanh nghiệp tiết kiệm được thời gian và công sức trong việc thực hiện các thủ tục hành chính, tránh trường hợp dự án bị đình trệ, trì hoãn. Từ đó, doanh nghiệp giảm được chi phí hoạt động và có lợi nhuận tốt hơn (Méon & Sekkat, 2005). Thứ hai, doanh nghiệp cũng có khả năng tiếp cận được những nguồn lực cần thiết cho quá trình phát triển với mức giá hợp lý hơn khi họ chấp nhận chi trả hối lộ (Lee & Weng, 2013). Thứ ba, đưa hối lộ giúp doanh nghiệp giảm các chi phí tuân thủ, đến từ việc các công chức cán bộ sẽ lơ là hoặc dễ dàng hơn trong công tác kiểm tra đối với doanh nghiệp trong các hoạt động như công nghệ sản xuất không gây ô nhiễm môi trường, môi trường lao động an toàn, bảo đảm an toàn phòng cháy chữa cháy (Nguyen & cộng sự, 2020).

Hai hình thức khác nhau của hành vi hối lộ cũng có sự phân biệt về tác động đối với hiệu quả hoạt động và xác suất sống sót của doanh nghiệp. Khi nhiều doanh nghiệp cùng tham gia và hành vi hối lộ trực lợi với mục tiêu “chiếm giữ” một vị trí độc quyền để, họ đang tham gia vào một trò chơi có tổng bằng 0. Khác với trường hợp hối lộ bôi trơn, chỉ có một số lượng người thắng cuộc bị giới hạn. Lợi ích ròng của hành vi hối lộ trực lợi phụ thuộc nhiều vào xác suất chiến thắng của mỗi doanh nghiệp trong trò chơi này. Các khoản chi trả hối lộ không chắc chắn này khiến cho lợi nhuận của doanh nghiệp giảm đi, có thể không đủ để phục vụ cho hoạt động đầu tư và sản xuất của doanh nghiệp trong tương lai, dẫn đến trường hợp doanh nghiệp quyết định rút lui khỏi thị trường (Ericson & Pakes, 1995). Mặt khác, cơ chế tác động như trên ít tồn tại trong trường hợp doanh nghiệp hối lộ chỉ với mục đích bôi trơn. Ở các môi trường kinh doanh nơi việc sử dụng chi phí bôi trơn đã được bình thường hóa, tính bất định gắn liền với lợi ích thu được của hành vi này được giảm đi đáng kể. Thông qua việc quan sát và kinh nghiệm hoạt động, doanh nghiệp biết trước được khá chính xác về số tiền phải bỏ ra cho chi trả phi chính thức, cũng như những lợi ích mà mình sẽ nhận được.

3. Mô hình thực nghiệm

3.1. Mô hình

Mô hình định lượng được sử dụng trong đề tài được xây dựng dựa trên các mô hình trong nghiên cứu của Allison (1982) và Meyer (1990). Trong mô hình, ta gọi biến T là thời gian sống sót (survival time) của một doanh nghiệp trong nghiên cứu. Xác suất trong đó doanh nghiệp sẽ rút lui khỏi thị trường sau thời gian t (tức là khi thời gian tồn tại của doanh nghiệp nằm trong khoảng từ t đến $(t + \Delta t)$, với điều kiện là doanh nghiệp đã thành công trong việc tồn tại đến khoảng thời gian t có thể được viết là:

$$Pr(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)$$

Hàm nguy cơ là khái niệm trung tâm của các phân tích sống sót. Trong Luận án này, nghiên cứu sinh sử dụng định nghĩa của Kalbfleisch & Prentice (2010). Hàm nguy cơ của doanh nghiệp mô tả xác suất doanh nghiệp rút lui khỏi thị trường sau một khoảng thời gian nhất định, chính là giới hạn của xác suất được trình

bày ở trên trong khoảng thời gian có độ lớn từ t đến $(t + \Delta t)$, khi độ dài Δt của giai đoạn này tiến về 0, vẫn với điều kiện là doanh nghiệp đã thành công trong việc tồn tại đến khoảng thời gian t . Hàm nguy cơ có thể được ước lượng cùng với véc-tơ các biến độc lập X_i (có thể bao gồm các biến độc lập thay đổi theo thời gian và các biến độc lập không thay đổi theo thời gian). Cụ thể, hàm nguy cơ của doanh nghiệp có thể được viết là:

$$\lambda(t, X_i) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t \leq T < t + \Delta t, X_i)}{\Delta t}$$

Hoặc viết theo dạng tích như sau:

$$\lambda(t, X_i) = \lambda_0(t) \exp(X_i \beta)$$

Trong đó $\lambda_0(t)$, còn được gọi là hàm nguy cơ cơ sở, là giá trị của hàm nguy cơ khi, $\exp(\beta X_i) = 1$ tức là khi ta để tất cả các giá trị trong vector các biến độc lập X_i bằng 0.

Với mục tiêu ước lượng như trên, đề tài sử dụng phương pháp ước lượng hợp lý tối đa (maximum likelihood) với 3 giả định khác nhau về hàm nguy cơ cơ sở $\lambda_0(t)$ bao gồm: (i) Mô hình ước lượng bán tham số Cox, trong đó không xác định dạng hàm cụ thể cho hàm nguy cơ cơ sở. (ii) Mô hình ước lượng tham số theo phân phối lũy thừa, trong đó hàm nguy cơ cơ sở được xác định dưới dạng:

$$\lambda_0(t) = 1$$

Khi đó, hàm nguy cơ có dạng:

$$\lambda(t, X) = e^{(X\beta)}$$

(iii) Mô hình ước lượng tham số theo phân phối Weibull, trong đó hàm nguy cơ cơ sở được xác định dưới dạng:

$$\lambda_0(t) = pt^{p-1}$$

Khi đó, hàm nguy cơ có dạng:

$$\lambda(t, X) = e^{(X\beta)} pt^{p-1}$$

3.2. Dữ liệu mô hình

Các mô hình ước lượng trên sẽ được đề tài sử dụng cho bộ phận doanh nghiệp nhỏ và vừa (với quy mô sử dụng lao động dưới 300 lao động) trong bộ dữ liệu Điều tra doanh nghiệp giai đoạn từ 2005 đến 2015. Điều tra doanh nghiệp nhỏ và vừa được thực hiện nhờ sự hợp tác giữa Viện Nghiên cứu quản lý kinh tế Trung Ương thuộc Bộ Kế hoạch đầu tư kết hợp với Viện Khoa học Lao động và Xã hội thuộc Bộ Lao động thương binh và xã hội, với sự hướng dẫn về kỹ thuật của Nhóm nghiên cứu kinh tế phát triển thuộc Đại học Copenhagen. Mục tiêu của mô hình là phân tích ảnh hưởng của một số yếu tố được lý thuyết kinh tế, cụ thể là lý thuyết được học tập của Jovanovich (1982) và một số lý thuyết đã phân tích trong phần cơ sở lý thuyết, xác định là có liên quan đến tỷ lệ sống sót của doanh nghiệp nhỏ và vừa. Các yếu tố được xem xét (với mô tả chi tiết ở mục tiếp theo của đề tài) bao gồm cả các yếu tố ở cấp độ doanh nghiệp và các yếu tố ở cấp độ ngành/khu vực kinh tế. Nhờ đặc điểm của các mô hình phân tích sống sót, thông tin từ các doanh nghiệp gia nhập và rút lui trong giai đoạn 2005 đến 2015 (bao gồm cả các doanh nghiệp không xuất hiện đầy đủ trong tất cả các kỳ nghiên cứu) đều đóng góp vào các kết quả ước lượng. Điều này khiến cho kết quả nghiên cứu có điểm khác biệt so với các nghiên cứu về yếu tố ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp sử dụng các phương pháp hồi quy cho dữ liệu mảng yêu cầu dữ liệu cân bằng.

Mẫu nghiên cứu của Điều tra được lựa chọn từ 10 tỉnh/thành phố. Trong tổng thể, 10 tỉnh thành phố này chiếm tỷ lệ khoảng 30% tổng số doanh nghiệp sản xuất phi nông nghiệp tại Việt Nam. Tại mỗi tỉnh, quá trình lấy mẫu doanh nghiệp được diễn ra theo hai bước. Trước tiên, quy mô mẫu cho mỗi quận huyện trong khảo sát sẽ được xác định dựa trên tỷ lệ tổng số doanh nghiệp thực tế trên địa bàn. Sau đó, tại mỗi quận huyện, các doanh nghiệp sẽ được lựa chọn ngẫu nhiên. Dữ liệu điều tra doanh nghiệp nhỏ và vừa được coi là phù hợp cho phân tích sống sót. Với mục tiêu chính của cuộc khảo sát là quan sát sự phát triển dài hạn của doanh nghiệp theo thời gian, khảo sát được thiết kế ở dạng điều tra truy vết (tracer survey): mẫu điều tra sẽ theo dõi một doanh nghiệp trong nhiều kỳ khảo sát (Brandt & cộng sự, 2016). Các doanh nghiệp ở trong mẫu tại thời kỳ khảo sát trước sẽ được các cán bộ điều tra liên lạc và phỏng vấn lại trong kỳ khảo sát tiếp theo. Chỉ những doanh nghiệp không còn liên lạc được (chủ yếu do đã dừng hoạt động) mới được rút ra khỏi mẫu và thay thế bằng những doanh nghiệp khác.

3.3. Các biến sử dụng

3.3.1. Biến phụ thuộc

Xác suất rút lui của doanh nghiệp: như đã mô tả ở phần phương pháp ước lượng, xác suất rút lui của doanh nghiệp mô tả xác suất mà doanh nghiệp đã xuất hiện t năm trong dữ liệu nghiên cứu sẽ không xuất hiện ở năm thứ $t+1$. Do đặc điểm điều tra truy vết của dữ liệu Điều tra doanh nghiệp nhỏ và vừa nên ta có thể coi việc doanh nghiệp không có mặt trong dữ liệu của kỳ khảo sát tiếp theo chứng tỏ doanh nghiệp đã ngừng hoạt động và rút lui khỏi thị trường. Cách tiếp cận như vậy sẽ tạo ra một mức độ sai lệch nhất định, do nó bỏ qua những trường hợp doanh nghiệp chuyển đổi mô hình hoạt động, mua lại hay sáp nhập. Tuy nhiên với kích cỡ mẫu dữ liệu tương đối lớn, sai số này là chấp nhận được và sẽ không gây ra nhiều thay đổi lớn trong các kết quả ước lượng.

Biến giả cho hành vi hối lộ (bribe): Biến nhận giá trị bằng 1 nếu doanh nghiệp đồng ý rằng mình đã phải chi trả các khoản chi phí không chính thức và bằng 0 trong các trường hợp còn lại.

Biến giả cho hành vi hối lộ bôi trơn (DGBri): Biến nhận giá trị bằng 1 nếu doanh nghiệp trả lời rằng mục đích chính của hành vi hối lộ là để: (1) kết nối được đến các dịch vụ công; (2) thu được các giấy phép và chứng chỉ; (3) để hỗ trợ cho việc chi trả thuế; (4) để hỗ trợ cho việc xuất/nhập khẩu và (5) các mục đích khác. Biến nhận giá trị bằng 0 trong các trường hợp còn lại.

Biến giả cho hành vi hối lộ trực lợi (DRBri): Biến nhận giá trị bằng 1 nếu doanh nghiệp trả lời rằng mục đích chính của hành vi hối lộ là để dành được các hợp đồng/nguồn lực từ nhà nước. Biến nhận giá trị bằng 0 trong các trường hợp còn lại.

3.3.2. Nhóm biến kiểm soát

Thông tin chi tiết về các biến này được mô tả tại Bảng 1.

Các thống kê mô tả cho dữ liệu sử dụng trong mô hình được mô tả tại Bảng 2.

Bảng thống kê miêu tả các biến sử dụng cho thấy thực trạng sử dụng hối lộ trong các doanh nghiệp nhỏ

Bảng 1. Mô tả các biến sử dụng trong mô hình tác động của hành vi hối lộ

STT	Tên biến	Giải thích	Tác động kỳ vọng tới xác suất sống sót
Biến phụ thuộc			
		Xác suất rút lui của doanh nghiệp	
Nhóm biến cho hành vi hối lộ			
	bribe	Biến giả cho hành vi hối lộ (chi trả chi phí không chính thức)	+
	DGBri	Biến giả cho hành vi hối lộ bôi trơn	+
	DRBri	Biến giả cho hành vi hối lộ trực lợi	-
Nhóm biến mô tả quyền thương lượng của doanh nghiệp			
	size	Phân loại quy mô doanh nghiệp	
Nhóm biến kiểm soát			
	roalast	ROA	+
	leveragelast	Tỷ lệ nợ/tổng doanh thu	-
	firmage	Tuổi của doanh nghiệp	+
	caplabor	Tỷ lệ vốn/lao động	+
	training	Biến giả đào tạo lao động	+

và vừa hiện nay là tương đối phổ biến với mức trung bình lên tới 42,3%. Trong hai hình thức hối lộ thì hối lộ bôi trơn là hình thức phổ biến hơn: trung bình 32,8% doanh nghiệp tham gia vào hình thức này trong khi đó chỉ có 4,5% doanh nghiệp sử dụng hối lộ với mục đích trực lợi.

Bảng 3 trình bày ma trận tương quan giữa các biến số được sử dụng trong mô hình, bên cạnh tương quan giữa các biến chỉ hiện tượng hối lộ (không được đưa vào cùng một định dạng mô hình), độ lớn và dấu tương quan các biến đều phù hợp với logic và cho phép các hồi quy sẽ thực hiện không bị mắc phải tình trạng đa cộng tuyến.

4. Kết quả thực nghiệm

4.1. Kết quả cơ sở

Với mục tiêu là nghiên cứu ảnh hưởng của hành vi hối lộ tới khả năng sống sót của doanh nghiệp, Bảng 4 mô tả tóm tắt các kết quả ước lượng đối với các dạng khác nhau của hàm rủi ro của doanh nghiệp đối với các biến độc lập của mô hình cơ sở: mô hình bán tham số theo dạng hàm Cox và hai dạng mô hình có tham số (mô hình phân phối Weibull và mô hình phân phối lũy thừa). Bên cạnh việc đưa vào biến giả mô tả hành vi tham nhũng nói chung (*Bribe*), nghiên cứu này còn đưa ra các mô hình sử dụng hai biến giả khác nhau cho hai hình thức hối lộ là hối lộ bôi trơn và hối lộ trực lợi. Cụ thể, các biến giả này nhận giá trị bằng 1 nếu doanh nghiệp chi trả hối lộ bôi trơn (*DGBri*) hoặc hối lộ trực lợi (*DRBri*) và nhận giá trị bằng 0 nếu doanh nghiệp không chi trả.

Bảng 2. Mô tả thống kê các biến số sử dụng

Tên biến	Giá trị trung bình	Sai số chuẩn
bribe	0,423	0,423
DGBri	0,328	0,469
DRBri	0,045	0,207
size	1,329	0,495
roalast	0,384	3,776
leveragelast	0,082	0,289
firmage	13,061	6,534
caplabor	7,097	235,373
training	0,160	0,367

Từ Bảng 4 có thể thấy các kết quả ước lượng của mô hình bán tham số (Cox) tương đối giống với các kết quả ước lượng từ hai mô hình tham số. Esteve-Pérez & Mañez-Castillejo (2008) cho rằng mô hình Cox có lợi thế là linh hoạt và đưa ra các kết luận nhất quán hơn vì nó không đưa ra bất cứ giả định nào về dạng của hàm cơ sở, tuy nhiên, so với các mô hình có tham số thì hiệu quả ước lượng (efficiency) của mô hình này là thấp hơn.

Cột (1) – (3) lần lượt báo cáo các ước lượng mô tả ảnh hưởng của hành vi hối lộ nói chung đến xác suất sống sót của doanh nghiệp dưới các mô hình Cox, mô hình phân phối Weibull và phân phối lũy thừa. Kết quả cho thấy hành vi hối lộ thực sự có làm giảm rủi ro phải rút lui của doanh nghiệp. Cụ thể, ước lượng

Bảng 3. Ma trận tương quan các biến số sử dụng trong mô hình tác động của hành vi hối lộ

	bribe	DGBri	DRBri	firmsize	roalast	leveragelast	firmage	caplabor	training
bribe	1,000								
DGBri	0,559	1,000							
DRBri	0,206	-0,196	1,000						
firmsize	0,133	0,129	0,050	1,000					
roalast	-0,014	-0,011	-0,006	0,012	1,000				
leveragelast	0,040	0,037	0,029	0,196	0,014	1,000			
firmage	-0,059	-0,063	-0,018	-0,063	-0,020	-0,043	1,000		
caplabor	0,012	-0,017	0,034	-0,008	-0,004	-0,016	0,012	1,000	
training	0,117	0,115	0,040	0,224	-0,002	0,048	-0,054	0,014	1,000

Nguồn: Tổng hợp bởi nghiên cứu sinh từ dữ liệu Điều tra doanh nghiệp nhỏ và vừa.

hệ số cho biến *bribe* trong các mô hình có giá trị âm và nằm trong khoảng từ -0,27 đến -0,14; điều này có nghĩa là nguy cơ rút lui của nhóm doanh nghiệp có hối lộ sẽ nằm trong khoảng từ đến , tương đương với từ 76,3% đến 86,9%. Như vậy, hành vi hối lộ có ý nghĩa là giảm từ 13,1% đến 23,7% xác suất rút lui của doanh nghiệp. Kết quả này là phù hợp với các nghiên cứu trước đây của Bliss & Tella (1997).

Biến giả mô tả việc doanh nghiệp có đào tạo cho lao động (*training*) cũng có ý nghĩa thống kê trong việc cải thiện khả năng sống sót của doanh nghiệp, như quan sát trong mẫu nghiên cứu. Nếu doanh nghiệp có thực hiện đào tạo lao động, rủi ro phải rút lui giảm từ 10,4% - 21,5%. Ngược lại, nếu tỷ lệ nợ trên doanh

Bảng 4. Kết quả hồi quy mô hình cơ sở

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Hồi lộ			Hồi lộ bôi trơn			Hồi lộ trực lợi	
VARIABLES	Ước lượng Cox	Ước lượng phân phối lũy thừa	Ước lượng Cox	Ước lượng phân phối Weibull	Ước lượng phân phối lũy thừa	Ước lượng Cox	Ước lượng phân phối Weibull	Ước lượng phân phối lũy thừa
bribe	-0.14*** (0.043)	-0.15*** (0.053)						
DGBri			-0.13*** (0.044)	-0.27*** (0.047)	-0.06 (0.053)			
DRBri						0.02 (0.087)	0.02 (0.092)	0.01 (0.101)
firmage	0.00 (0.000)	0.00 (0.000)	0.00 (0.000)	0.00 (0.000)	0.00 (0.000)	0.00 (0.000)	0.00 (0.000)	0.00 (0.000)
caplabor	0.00*** (0.000)	0.00*** (0.000)	0.00*** (0.000)	0.00*** (0.000)	0.00*** (0.000)	0.00*** (0.000)	0.00*** (0.000)	0.00*** (0.000)
training	-0.11* (0.057)	-0.14** (0.066)	-0.12** (0.057)	-0.24*** (0.061)	-0.15** (0.065)	-0.13** (0.057)	-0.26*** (0.061)	-0.16** (0.065)
firmsize	0.00*** (0.000)	0.00*** (0.001)	0.00*** (0.000)	0.00*** (0.000)	0.00*** (0.001)	0.00*** (0.000)	0.00*** (0.000)	0.00 (0.001)
roalast	-0.00* (0.000)	0.00 (0.000)	-0.00 (0.000)	-0.00 (0.000)	0.00* (0.000)	-0.00 (0.000)	-0.00 (0.000)	0.00** (0.000)
leveragela st	0.13*** (0.041)	0.05 (0.057)	0.13*** (0.041)	0.14*** (0.046)	0.04 (0.058)	0.13*** (0.041)	0.13*** (0.046)	0.04 (0.058)
Số quan sát	12,418	12,418	12,418	12,418	12,418	12,418	12,418	12,418

thu của doanh nghiệp trong năm liền trước (*leveragelast*) tăng lên sẽ ảnh hưởng tiêu cực đến khả năng sống sót của doanh nghiệp. Các biến tuổi của doanh nghiệp (*firmage*), tỷ lệ vốn/lao động (*caplabor*), khả năng sinh lời năm liền trước (*roalast*) không cho thấy ý nghĩa thống kê trong khả năng tác động đến tỷ lệ sống sót của doanh nghiệp.

Tiếp theo đó, tác giả báo cáo ảnh hưởng của hành vi hồi lộ bôi trơn và hồi lộ trực lợi lên khả năng sống sót của doanh nghiệp trên các cột lần lượt từ (4) – (6) và (7) – (9). Kết quả quan trọng nhất ở đây chính là trong khi hành vi hồi lộ bôi trơn có tác động làm giảm khả năng rút lui của doanh nghiệp, thì hành vi hồi lộ trực lợi lại không có ảnh hưởng đáng kể nào đến khả năng sống sót của doanh nghiệp. Chi trả hồi lộ bôi trơn giúp doanh nghiệp tránh được sự chậm chễ trong các thủ tục hành chính hay việc phải thực hiện thêm các khâu không cần thiết trong quy trình xử lý các dịch vụ công, từ đó giúp doanh nghiệp giảm chi phí vận hành (Rose-Ackerman, 1978) và giải quyết phần nào các rủi ro gây ra từ sự thiếu hiệu quả của các cơ quan quản lý. Ngược lại, mặc dù ước lượng hệ số của hành vi hồi lộ trực lợi không có ý nghĩa thống kê trong mô hình nghiên cứu, tuy nhiên ước lượng hệ số vẫn có dấu dương, hàm ý rằng loại hình hồi lộ này trên thực tế có tác động làm giảm xác suất sống sót của doanh nghiệp. Nguyên nhân cho hiện tượng này có thể được giải thích như quan điểm được đưa ra trong nghiên cứu của Nguyen & cộng sự (2020) và Ha & cộng sự (2021): hồi lộ trực lợi có tính bất định cao. Tình huống ở đây giống như khi doanh nghiệp tham gia vào một trò chơi đấu giá, trong đó doanh nghiệp cần trả mức hồi

Bảng 5. Kết quả ước lượng trên các nhóm doanh nghiệp phân loại theo quy mô

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Ước lượng Cox			Ước lượng phân phối Weibull			Ước lượng phân phối lũy thừa	
VARIABLES	Nhỏ	Vừa	Siêu nhỏ	Nhỏ	Vừa	Siêu nhỏ	Nhỏ	Vừa
DGBri	-0.10* (0.061)	-0.11* (0.066)	-0.05* (3.029)	-0.24*** (0.065)	-0.28*** (0.071)	-0.02 (0.076)	-0.03 (0.081)	-5.84 (6.802)
firmage	0.00 (0.001)	0.00* (0.000)	-0.13** (0.057)	-0.00 (0.001)	0.00** (0.000)	0.00 (0.000)	0.00 (0.000)	-0.18* (0.103)
caplabor	0.00 (0.001)	0.00*** (0.000)	-1.03** (0.513)	0.00 (0.001)	0.00*** (0.000)	0.00 (0.001)	0.00*** (0.000)	-1.29 (1.559)
training	-0.16* (0.093)	-0.05 (0.078)	-3.34 (2.741)	-0.33*** (0.100)	-0.20** (0.085)	-0.20* (0.109)	-0.05 (0.090)	-3.57 (6.927)
firmsize	-0.00 (0.014)	-0.00** (0.001)	-0.06 (0.043)	0.02 (0.015)	-0.00 (0.001)	-0.02 (0.017)	-0.00** (0.001)	-0.06 (0.081)
roalast	0.02** (0.010)	-0.00* (0.000)	-3.66 (2.647)	-0.00 (0.000)	0.00 (0.001)	0.00 (0.001)	0.00*** (0.000)	-4.93 (12.759)
leveragelast	0.11** (0.054)	0.23*** (0.084)	-0.08 (0.500)	0.13** (0.057)	0.17* (0.095)	-0.03 (0.063)	0.30* (0.158)	1.68 (7.033)
Số quan sát	7,443	4,870	66	7,443	4,870	7,443	4,870	66

lộ đủ cao để tăng khả năng có thể “chiến thắng” của mình. Điều này có thể làm tăng chi phí, dẫn đến giảm khả năng sinh lời của doanh nghiệp và theo đó làm giảm khả năng sống sót.

4.2. Ảnh hưởng điều tiết của quyền thương lượng

Quyền thương lượng của doanh nghiệp trong mối quan hệ với các quan chức nhà nước có thể gây ra ảnh hưởng đến hiệu quả của hành vi hối lộ (Bliss & Tella, 1997). Trong nghiên cứu này, để làm rõ ảnh hưởng của quyền thương lượng, tác giả phân tách các doanh nghiệp dựa trên biến quy mô doanh nghiệp và trình bày kết quả ước lượng cho từng nhóm quy mô trong Bảng 5. Kết quả ước lượng của mô hình Cox cho thấy ảnh hưởng của hành vi hối lộ bôi trơn đến rủi ro doanh nghiệp phải rút lui khỏi thị trường có thay đổi theo quy mô của doanh nghiệp. Cụ thể, hệ số ước lượng của biến hành vi hối lộ đều âm, nhưng giá trị tuyệt đối tăng dần theo quy mô doanh nghiệp. Xác suất rút lui của nhóm doanh nghiệp quy mô vừa giảm lớn hơn so với mức giảm của nhóm doanh nghiệp quy mô siêu nhỏ và quy mô nhỏ. Những kết quả thực nghiệm này ủng hộ cho giả thuyết rằng hiệu quả của việc được đối xử thiên vị từ phía các quan chức nhà nước và lợi thế về giảm chi phí có được từ hành vi hối lộ tỷ lệ thuận với quyền thương lượng của doanh nghiệp.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Thông qua các mô hình định lượng của phân tích sống sót, bao gồm mô hình bán tham số Cox và hai mô hình tham số sử dụng phân phối Weibull và phân phối lũy thừa, đề tài đã phân tích tác động hành vi hối lộ đến xác suất sống sót của bộ phận doanh nghiệp nhỏ và vừa Việt Nam trong giai đoạn từ 2005 đến 2015. Kết quả nghiên cứu cho thấy, hành vi hối lộ nói chung có tác động tích cực đến tỷ lệ sống sót của doanh

nh nghiệp, làm gia tăng khả năng kéo dài hoạt động kinh doanh của doanh nghiệp. Tuy nhiên, khi phân tách hành vi hối lộ thành hai dạng là hối lộ bôi trơn (greasing bribe) và hối lộ trục lợi (rent-seeking bribe) thì kết quả thu được lại khác nhau. Trong khi hành vi hối lộ bôi trơn có tác động tích cực có ý nghĩa thống kê đến tỷ lệ sống sót thì hành vi hối lộ trục lợi lại không thể hiện tác động tích cực rõ ràng. Nhìn chung, hối lộ trục lợi mặc dù có tiềm năng đem lại lợi ích đáng kể cho doanh nghiệp nhưng lại có tính bất định lớn và chi phí bỏ ra cao có thể không phải là lựa chọn tốt của doanh nghiệp. Sự khác biệt này trong cơ chế tác động cũng là yếu tố cần tính đến trong việc hoạch định và thi hành các chính sách chống tham nhũng.

Kết quả của nghiên cứu không nhằm cổ xuý cho hành vi tham nhũng, hối lộ mà chỉ nhằm cung cấp thêm cái nhìn từ góc độ doanh nghiệp đối với hành vi này. Con đường chống tham nhũng là con đường dài và phải được thực hiện một cách đồng bộ với từng bước cụ thể được lên kế hoạch, tính toán cẩn thận. Việc chạy đua thành tích, chỉ tập trung vào các mục tiêu ngắn hạn chẳng những sẽ không giải quyết được tận gốc vấn đề mà còn có thể gây ảnh hưởng tiêu cực đến hoạt động của doanh nghiệp và thị trường, gây ra những tổn thất đáng kể cho xã hội. Do đó, mục tiêu của các chính sách chống tham nhũng phải là giảm triệt để hiện tượng hối lộ trong những tương tác giữa doanh nghiệp và các bộ công chức nhưng vẫn đảm bảo môi trường phát triển tốt cho doanh nghiệp, giúp những doanh nghiệp thực sự có khả năng làm ăn hiệu quả có được khả năng sống sót tốt và môi trường cạnh tranh lành mạnh. Ngoài ra, chúng tôi cho rằng, cần có những biện pháp cần thiết để cải thiện môi trường kinh doanh cho phù hợp. Khi áp dụng một chính sách như vậy, nhà nước luôn phải quyết định xem sẽ trợ giúp cho doanh nghiệp nào, trong khi bỏ qua doanh nghiệp nào.

Tài liệu tham khảo

- Ades, A. & Di Tella, R. (1999), 'Rents, Competition, and Corruption', *American Economic Review*, 89(4), 982–993.
- Allison, P.D. (1982), 'Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories', *Sociological Methodology*, 13, 61–98.
- Bliss, C. & Tella, R.D. (1997), 'Does competition kill corruption?', *Journal of Political Economy*, 105(5), 1001–1023.
- Brandt, K., Rand, J., Sharma, S., Tarp, F. & Trifković, N. (2016), *Characteristics Of The Vietnamese Business Environment: Evidence From A Sme Survey In 2015*, UNU-WIDER, Helsinki.
- Ericson, R. & Pakes, A. (1995), 'Markov-Perfect Industry Dynamics: A Framework for Empirical Work', *The Review of Economic Studies*, 62(1), 53–82.
- Esteve-Pérez, S. & Mañez-Castillejo, J.A. (2008), 'The Resource-Based Theory of the Firm and Firm Survival', *Small Business Economics*, 30(3), 231–249.
- Fisman, R. & Svensson, J. (2007), 'Are corruption and taxation really harmful to growth? Firm level evidence', *Journal of Development Economics*, 83(1), 63–75.
- Galang, R.M.N. (2012), 'Victim or victimizer: Firm responses to government corruption', *Journal of Management Studies*, 49(2), 429–462.
- Ha, L.T., Nam, P.X. & Thanh, T.T. (2021), 'Effects of Bribery on Firms' Environmental Innovation Adoption in Vietnam: Mediating Roles of Firms' Bargaining Power and Credit and Institutional Constraints', *Ecological Economics*, 185C, 107042. DOI: 10.1016/j.ecolecon.2021.107042
- Ha, L.T., Thang, D.N. & Thanh, T.T. (2022), 'How to improve the survivability of environmentally innovative firms: The case of Vietnam's SMEs', *Journal of Cleaner Production*, 362, 132223, DOI: 10.1016/j.jclepro.2022.132223.
- Habiaryemye, A. & Raymond, W. (2018), 'How do foreign firms' corruption practices affect innovation performance in host countries? Industry-level evidence from transition economies', *Innovation*, 20(1), 18–41.
- Jovanovic, B. (1982), 'Selection and the Evolution of Industry', *Econometrica*, 50(3), 649–70. DOI: <https://doi.org/10.2307/1912606>.
- Kalbfleisch, J.D. & Prentice, R.L. (2010), *The statistical analysis of failure time data*, John Wiley & Sons, Inc., New York.

-
- Krammer, S.M.S. (2019), ‘Greasing the Wheels of Change: Bribery, Institutions, and New Product Introductions in Emerging Markets’, *Journal of Management*, 45(5), 1889–1926.
- Lee, S.-H. & Weng, D.H. (2013), ‘Does bribery in the home country promote or dampen firm exports?’, *Strategic Management Journal*, 34(12), 1472–1487.
- Malesky, E., McCulloch, N. & Nhat, N.D. (2015), ‘The impact of governance and transparency on firm investment in Vietnam’, *Economics of Transition and Institutional Change*, 23(4), 677–715.
- Méon, P.-G. & Sekkat, K. (2005), ‘Does corruption grease or sand the wheels of growth?’, *Public Choice*, 122(1–2), 69–97.
- Meyer, B. (1990), ‘Unemployment Insurance and Unemployment Spells’, *Econometrica*, 58(4), 757–782.
- Nguyen, B. & Canh, N.P. (2020), ‘Formal and informal financing decisions of small businesses’, *Small Business Economics*, 57, 1545–1567.
- Nguyen, N.A., Doan, Q.H., Nguyen, N.M. & Tran-Nam, B. (2016), ‘The impact of petty corruption on firm innovation in Vietnam’, MPRA Paper No. 71902, University Library of Munich, Germany.
- Nguyen, T.V., Le, N.T.B., Dinh, H.L.H. & Pham, H.T.L. (2020), ‘Greasing, rent-seeking bribes and firm growth: Evidence from garment and textile firms in Vietnam’, *Crime, Law and Social Change*, 74(3), 227–243.
- Rose-Ackerman, S. (1978), *Corruption: A study in political economy*, Academic Press.
- Zhou, J. Q. & Peng, M.W. (2012), ‘Does bribery help or hurt firm growth around the world?’, *Asia Pacific Journal of Management*, 29(4), 907–921.

TÁC ĐỘNG CỦA THỂ CHẾ ĐẾN HIỆU ỨNG LAN TỎA TỪ DOANH NGHIỆP FDI ĐẾN DOANH NGHIỆP KHU VỰC NGOÀI NHÀ NƯỚC Ở VIỆT NAM

Lê Thị Hồng Thúy
Học viện Tài chính
Email: lehongthuy@hvtc.edu.vn

Mã bài báo: JED-842
Ngày nhận: 22/07/2022
Ngày nhận bản sửa: 06/8/2022
Ngày duyệt đăng: 12/09/2022

Tóm tắt:

Bài viết xem xét tác động của thể chế đến hiệu ứng lan tỏa từ doanh nghiệp FDI đến doanh nghiệp ngoài nhà nước ở Việt Nam. Qua đó đưa ra bức tranh khái quát về tác động của thể chế đến hiệu ứng lan tỏa từ doanh nghiệp FDI đến doanh nghiệp ngoài nhà nước. Trên cơ sở bộ dữ liệu hỗn hợp giai đoạn 2010-2018 với mẫu quan sát gồm 132.999 doanh nghiệp. Bằng việc sử dụng biến tương tác giữa thể chế với các kênh lan tỏa từ doanh nghiệp FDI cho thấy cải thiện thể chế tác động tích cực đến hiệu ứng lan tỏa từ doanh nghiệp FDI đến doanh nghiệp ngoài nhà nước ở Việt Nam. Mô hình thực nghiệm các chỉ tiêu thể chế thành phần cho thấy hiệu ứng lan tỏa xuôi chiều được thúc đẩy bởi các chỉ tiêu tiếp cận đất đai, thiết chế pháp lý. Trong khi, hiệu ứng lan tỏa ngang được thúc đẩy khi nâng cao khả năng tiếp cận đất đai và thiết chế pháp lý; hiệu ứng lan tỏa ngược chiều chỉ nhận tác động tích cực khi cải thiện thiết chế pháp lý. Điều đó cho thấy nâng cao thiết chế pháp lý có vai trò rất quan trọng thúc đẩy hiệu ứng lan tỏa từ doanh nghiệp FDI đến doanh nghiệp khu vực ngoài nhà nước ở Việt Nam.
Từ khóa: Doanh nghiệp FDI, thể chế, doanh nghiệp ngoài nhà nước, hiệu ứng lan tỏa.
Mã JEL: C23, D02, D24, O43.

Impact of institution on spillover effects from foreign direct investment firms to non-state firms in Vietnam

Abstract:

This study analyzes the impact of an institution on spillover effects from FDI firms to non-state firms in Vietnam. Thereby giving an overview of the impact of institutions on spillover effects from FDI firms to non-state firms. Based on the mixed dataset in the period 2010-2018 with an observed sample of 132,999 firms. By using the interaction variable between institutions and spillover channels from FDI firms, the results show that institutional improvement has a positive impact on spillover effects from FDI firms to non-state firms. An empirical model with component institutional indicators finds that the Forward spillover effect is promoted by access to land, and legal institutions; the Horizontal spillover effect is promoted when promoting access to land and legal institutions; The backward spillover effect is only positive by improving the legal institutions. It finds that improving legal institutions is very important to promote spillover effects from FDI firms to non-state firms in Vietnam.

Keywords: FDI firms, institution, non-state firms, spillover effects.

JEL Code: C23, D02, D24, O43.

1. Giới thiệu

Doanh nghiệp có vai trò quan trọng trong phát triển kinh tế xã hội của cả nước với những đóng góp to lớn vào ngân sách cũng như giải quyết việc làm. Doanh nghiệp ngoài nhà nước là khu vực doanh nghiệp chiếm tỷ trọng lớn trong tổng số doanh nghiệp ở Việt Nam (khoảng 98%). Doanh nghiệp nói chung và doanh nghiệp ngoài nhà nước nói riêng đã có những bước phát triển vượt bậc, ngày càng khẳng định vai trò quan trọng đối với sự phát triển kinh tế của các quốc gia. Phát triển doanh nghiệp, đặc biệt là doanh nghiệp tư

nhân đã ngày càng được quan tâm, đặc biệt là sau Nghị quyết Trung ương 5 khóa XII ngày 03 tháng 6 năm 2017 về “phát triển kinh tế tư nhân trở thành một động lực quan trọng của nền kinh tế thị trường định hướng xã hội chủ nghĩa”. Đây là một bước ngoặt quan trọng giúp doanh nghiệp tư nhân bước qua được những rào cản trong quá trình hoạt động và phát triển.

Thế chế là một yếu tố quan trọng và được nhấn mạnh nhằm thúc đẩy doanh nghiệp nói chung cũng như doanh nghiệp tư nhân phát triển. North (1990) cho rằng trong môi trường thế chế tốt, doanh nghiệp sẽ được tạo điều kiện tối đa để sản xuất và phát triển. Andrea & cộng sự (2012) cho rằng thế chế là yếu tố cơ bản tạo ra sự chênh lệch năng suất hoạt động của doanh nghiệp. Johan (2015) cho rằng thế chế tốt sẽ tạo ra ít ma sát hơn trong quá trình vận hành của doanh nghiệp, khi thực thi quyền sở hữu ổn định, giảm bớt sự không chắc chắn trong các giao dịch. Tuy nhiên, thế chế kinh tế ở Việt Nam đang giành rất nhiều ưu đãi cho khu vực doanh nghiệp FDI (Phạm Thế Anh & Chu Thị Mai Phương, 2015) như ưu đãi về sử dụng đất đai, miễn, giảm thuế: các doanh nghiệp FDI có thể được miễn thuế trong 10 năm đầu, giảm 50% thuế trong 10 năm tiếp theo... và được tiếp cận tín dụng dễ dàng hơn và nhiều ưu đãi khác về điều kiện kinh doanh và tiếp cận thị trường. Các quốc gia đang phát triển như Việt Nam đưa ra các chính sách thu hút đầu tư từ doanh nghiệp FDI để nhằm được hưởng lợi từ tác động lan tỏa mà khu vực doanh nghiệp này mang lại (Djankov & Hoekman, 2000; Barrios & Strobl, 2002). Kokko (1994), Blomstrom & Sjöholm (1999) cho rằng doanh nghiệp FDI gây tác động lan tỏa thông qua: (i) Liên kết ngang; (ii) liên kết ngược chiều; (iii) liên kết xuôi chiều.

Cải thiện thế chế ảnh hưởng trực tiếp đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp nhưng đồng thời cũng ảnh hưởng gián tiếp thông qua hiệu ứng lan tỏa từ doanh nghiệp công nghệ cao hơn (doanh nghiệp FDI). Hoàn thiện thế chế làm giảm bớt các tác động tiêu cực từ doanh nghiệp FDI, cũng như thúc đẩy tác động lan tỏa tích cực từ khu vực doanh nghiệp này đến doanh nghiệp khu vực ngoài nhà nước (Yang & cộng sự, 2015). Krammer (2015) đã chỉ ra tác động gián tiếp của thế chế thông qua hiệu ứng lan tỏa từ doanh nghiệp FDI là tích cực, nghĩa là thế chế thúc đẩy hiệu ứng lan tỏa từ doanh nghiệp FDI, làm tăng hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp trong nước. Môi trường thế chế phát triển sẽ giảm bớt các tác động tiêu cực từ doanh nghiệp FDI đến doanh nghiệp ngoài nhà nước, vì thế chế chặt chẽ, hiệu quả các chủ thể sẽ tuân thủ luật chơi tốt hơn, nếu vi phạm thì phải trả chi phí cao hơn cho hành vi này (Yang & cộng sự, 2015). Bài viết này nhằm xây dựng mô hình thực nghiệm đánh giá tác động của thế chế đến hiệu ứng lan tỏa từ doanh nghiệp FDI đến doanh nghiệp khu vực ngoài nhà nước ở Việt Nam.

2. Khung lý thuyết

2.1. Thế chế và hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp

North (1991) cho rằng thế chế và hiệu quả của việc thực thi thế chế xác định các chi phí giao dịch giữa các chủ thể, từ đó ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động. Thế chế tồn tại gắn liền với việc thực hiện các hợp đồng và bảo vệ quyền sở hữu để làm giảm sự không chắc chắn trong các giao dịch giữa các chủ thể kinh tế (North, 2003). Ở góc độ vĩ mô, Acemoglu & Robinson (2012) đã giải thích tại sao một số quốc gia nghèo trong khi những nước khác lại giàu có, là bởi sự khác nhau về chất lượng thế chế. Ở góc độ vi mô, thế chế cung cấp môi trường thuận lợi cho doanh nghiệp gia nhập, hoạt động và phát triển. North & Weingast (1989) cho rằng sự thiết lập các quyền sở hữu tài sản một cách chặt chẽ và ổn định chính là nhân tố chủ chốt kích thích tăng trưởng, tạo ra động cơ tích lũy và đổi mới.

Thế chế tác động đến doanh nghiệp thông qua: (i) việc bảo vệ quyền sở hữu, cắt giảm chi phí giao dịch, hạn chế tình trạng tham nhũng, thúc đẩy thị trường hiệu quả hơn, do đó làm tăng năng suất (Krammer, 2015). (ii) Việc phân bổ nguồn lực đầu vào của doanh nghiệp (vốn và lao động) và hiệu quả sử dụng nguồn lực, giúp doanh nghiệp mở rộng quy mô sản xuất, thúc đẩy hiệu quả và năng suất của doanh nghiệp (Krammer, 2015). (iii) Việc đổi mới công nghệ của doanh nghiệp. Bởi thế chế tốt thúc đẩy tinh thần kinh doanh của doanh nghiệp, hướng doanh nghiệp đến các hoạt động đổi mới công nghệ, mở rộng quy mô sản xuất, nâng cao năng lực cạnh tranh, thúc đẩy năng suất lao động hơn là tìm kiếm đặc quyền (Krammer, 2015).

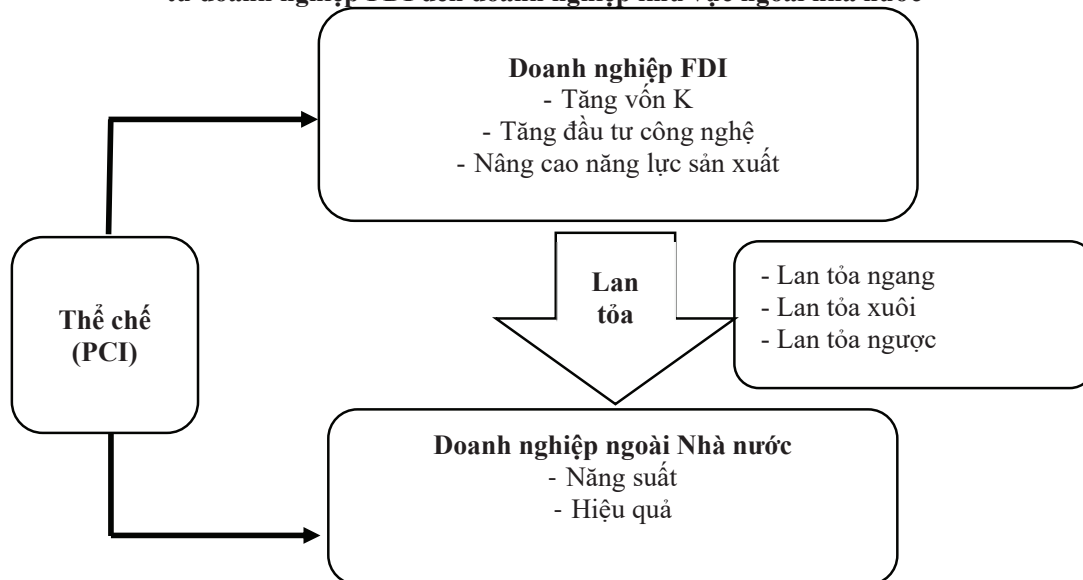
2.2. Thế chế và hiệu ứng lan tỏa từ doanh nghiệp FDI

Doanh nghiệp FDI là khu vực doanh nghiệp có vốn đầu tư cao hơn hẳn khu vực doanh nghiệp khu vực ngoài nhà nước. Khả năng đầu tư cho hoạt động R&D và nhập khẩu máy móc thiết bị công nghệ cao hơn. Việc đầu tư cho hoạt động nghiên cứu, phát triển và tri thức công nghệ sẽ làm tăng năng suất và thúc đẩy tăng trưởng kinh tế (Romer, 1990).

Nền kinh tế có thế chế tốt tạo môi trường kinh doanh thuận lợi, giải quyết thủ tục hành chính nhanh gọn, giúp doanh nghiệp FDI tiết kiệm được thời gian, chi phí, từ đó tăng nguồn lực đầu tư, làm tăng vốn, từ đó

tác động lan tỏa đến doanh nghiệp công nghệ thấp hơn. Đồng thời, thể chế tốt hơn thu hút đầu tư của các khu vực doanh nghiệp, đặc biệt là doanh nghiệp FDI. Trong khi đó, doanh nghiệp FDI lại gây tác động lan tỏa đến doanh nghiệp khu vực ngoài nhà nước. Đồng thời, áp lực cạnh tranh từ doanh nghiệp công nghệ cao thúc đẩy doanh nghiệp công nghệ thấp hơn đổi mới công nghệ, nâng cao năng lực sản xuất để có thể tồn tại và cạnh tranh được trên thị trường (Sobel, 2008).

Hình 1: Sơ đồ thể hiện tác động của thể chế đến hiệu ứng lan tỏa từ doanh nghiệp FDI đến doanh nghiệp khu vực ngoài nhà nước



Nguồn: Lê Thị Hồng Thúy (2021).

Như vậy, thể chế định hình cách thức lựa chọn hành vi và sự tương tác giữa các khu vực doanh nghiệp. Yi & cộng sự (2015) cho rằng thể chế có tác động khác nhau đến hiệu ứng lan tỏa, môi trường thể chế tốt hơn thúc đẩy hoạt động R&D nhiều hơn và doanh nghiệp được hưởng lợi lan tỏa nhiều hơn từ doanh nghiệp công nghệ cao FDI (Coe & cộng sự, 2009).

Các giả thuyết nghiên cứu:

H1: Thể chế thúc đẩy hiệu ứng lan tỏa xuôi chiều từ doanh nghiệp FDI đến doanh nghiệp ngoài nhà nước.

H2: Thể chế thúc đẩy hiệu ứng lan tỏa ngược chiều từ doanh nghiệp FDI đến doanh nghiệp ngoài nhà nước.

H3: Thể chế thúc đẩy hiệu ứng lan tỏa ngang từ doanh nghiệp FDI đến doanh nghiệp ngoài nhà nước.

3. Phương pháp luận

3.1. Dữ liệu và biến số

Nghiên cứu sử dụng ba nguồn số liệu: (i) số liệu điều tra doanh nghiệp hàng năm của Tổng cục Thống kê (GSO) từ 2010 đến 2018; (ii) Số liệu điều tra hàng năm về PCI của Phòng Thương mại & Công nghiệp Việt Nam từ 2010-2018. (iii) Số liệu điều tra chi phí của GSO các năm 2012 để tính tỷ trọng các ngành.

Các bộ dữ liệu sử dụng trong nghiên cứu đều là dữ liệu mảng với những ưu điểm: (i) giúp kiểm soát các vấn đề nội sinh, (ii) kiểm soát ảnh hưởng của sự không đồng nhất, (iii) cung cấp nhiều thông tin hơn về các biến, (iv) kiểm soát đa cộng tuyến giữa các biến độc lập, (v) tăng bậc tự do, (vi) có thể phát hiện và đo lường các yếu tố không quan sát được bởi việc sử dụng dữ liệu chéo và dữ liệu chuỗi thời gian, (vii) giảm sai số ngẫu nhiên có thể xảy ra trong việc phân tích mô hình.

Để có được bộ số liệu, tác giả đã thực hiện một số bước xử lý dữ liệu như ghép nối dữ liệu của các năm nghiên cứu, loại bỏ các doanh nghiệp có các thông tin không hợp lý như tài sản, số lao động, doanh thu không dương hoặc bị mất giá trị, điều chỉnh theo chỉ số giảm phát với các biến giá trị. Tỷ lệ phần chia vốn được tính theo loại hình doanh nghiệp, theo ngành, theo từng năm dựa vào bảng I-O năm 2012, nối vào số liệu doanh nghiệp theo từng năm. Sau đó, nối với bộ số liệu PCI để có được bộ số liệu mảng ở cấp doanh nghiệp và cấp tỉnh.

Lựa chọn và xử lý các biến

Biến số được sử dụng trong mô hình gồm: biến phụ thuộc phản ánh năng suất lao động được tính bằng giá trị gia tăng bình quân một đơn vị lao động, được log hóa khi đưa vào mô hình ($\ln y_{it}$) (Tran & cộng sự, 2016). Các biến độc lập gồm biến đầu vào là vốn bình quân trên 1 đơn vị lao động, tính bằng tổng vốn/tổng số lao động mà doanh nghiệp sử dụng ($\ln k_{it}$). Các biến kiểm soát ảnh hưởng của đặc điểm doanh nghiệp: gồm loại hình doanh nghiệp, ngành nghề kinh doanh (phân theo ngành cấp 2 trong VSIC-2007), tuổi doanh nghiệp. Ngoài ra, nghiên cứu còn sử dụng một số biến đặc trưng của doanh nghiệp như: Tỷ lệ vốn ngoài, tính bằng $1 - \text{vốn chủ sở hữu} / \text{tổng nguồn vốn}$ (Njagi & cộng sự, 2017), (iii) Biến thu nhập bình quân lao động được tính bằng tỷ số thu nhập bình quân lao động (Akerlof, 1982, 1984). Biến kiểm soát ảnh hưởng nhân tố địa lý được đại diện cho 7 vùng kinh tế của Việt Nam. Biến thể chế kinh tế được đo bằng năng lực cạnh tranh cấp tỉnh (PCI) (Tran & cộng sự, 2016). Các kênh tác động lan tỏa từ doanh nghiệp FDI được tính toán theo ngành, theo loại hình doanh nghiệp, theo từng năm gồm các biến: *lan tỏa ngang*, *lan tỏa xuôi*, *lan tỏa ngược*. Các biến tương tác giữa chất lượng thể chế và các kênh lan tỏa: $PCI * \text{lan tỏa}$.

3.2. Mô hình ước lượng

Để đánh giá tác động của thể chế đến hiệu ứng lan tỏa từ doanh nghiệp FDI đến doanh nghiệp ngoài nhà nước ở Việt Nam, kế thừa nghiên cứu của Bhaumik & cộng sự (2012) mô hình nghiên cứu như sau:

$$\left(\frac{Y}{L}\right)_i = A_i \cdot \left(\frac{K}{L}\right)_i^{\beta_1} \cdot L_i^{\beta_2}$$

$$\text{Hoặc } \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_i = \ln A_i + \beta_1 \cdot \ln\left(\frac{K}{L}\right)_i + \beta_2 \cdot \ln L_i + v_i \quad (1)$$

Trong đó: Y_i là sản lượng đầu ra của doanh nghiệp i ; A_i là năng lực công nghệ của doanh nghiệp i hay còn gọi là năng suất nhân tố; β_1, β_2 là hệ số co giãn của sản lượng đầu ra theo đầu vào là vốn và lao động; v_i là sai số ngẫu nhiên trong mô hình, được giả định có trung bình bằng không và phương sai cố định. A_i được mô tả theo phương trình sau:

$$\ln A_i = a_0 + a_1 C_{ij} + a_2 Z_{ij} + \sum_j \gamma_{ij} BE_{ij} + e_i \quad (2)$$

Trong đó: BE_{ij} là véc-tơ các biến số đại diện cho tác động của chỉ tiêu chất lượng thể chế thứ j đến kết quả hoạt động của doanh nghiệp i ; C_{ij} là véc-tơ của biến số kiểm soát ảnh hưởng của các nhân tố về đặc điểm của doanh nghiệp; Z_{ij} là véc-tơ kiểm soát ảnh hưởng của các nhân tố khác như vùng miền; e_i là sai số mô hình và được xem như là cú sốc năng suất ngẫu nhiên có phân phối độc lập và chuẩn hóa với trung bình bằng không và phương sai không đổi.

Từ (1) và (2) mô hình ước lượng tác động của chất lượng thể chế đến năng suất lao động của doanh nghiệp ngoài nhà nước, với giả định hàm sản xuất không đổi theo quy mô như sau:

$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right)_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln\left(\frac{K}{L}\right)_i + a_1 C_{ij} + a_2 Z_{ij} + \sum_j \gamma_{ij} BE_{ij} + T + c_i + u_{it} \quad (3)$$

Trong đó: T là biểu thị hiệu ứng cố định theo thời gian và đại diện cho hiệu ứng cố định theo không gian mà không quan sát được, e_i, ϵ_i, u_{it} là các sai số của mô hình được giả định có phân phối độc lập. *Nhóm biến thị chất lượng thể chế (BE_{jit})* được đo bằng chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh của Việt Nam (Tran & cộng sự, 2016).

3.2.1. Các kênh lan tỏa

Để tính toán các kênh lan tỏa từ doanh nghiệp FDI đến doanh nghiệp khu vực ngoài nhà nước, bài viết kế thừa nghiên cứu của Javorcik (2004). Cụ thể:

Lan tỏa ngang (Hor_FDI_{jt}): là để đo lường sự hiện diện của doanh nghiệp FDI trong ngành j tại thời điểm t , được định nghĩa như sau:

$$Hor_FDI_{jt} = \frac{\sum_{i \in j} FS_FDI_{ijt} \cdot y_{i,t}}{\sum_{i \in j} y_{i,t}}$$

Trong đó: FS_FDI_{ijt} là phần chia vốn của doanh nghiệp FDI i , ngành j , thời điểm t

$y_{j,t}$ là tổng đầu ra của doanh nghiệp FDI i của ngành j tại thời điểm

$Y_{i,t}$ là tổng đầu ra của ngành j tại thời điểm t

Lan tỏa ngược ($Back_FDI_{jt}$) biểu thị mức độ tham gia của doanh nghiệp FDI trong các ngành cung cấp đầu vào cho các doanh nghiệp này.

$$Back_FDI_{jt} = \sum_{k \text{ khi } k \neq j} \alpha_{jkt} Hor_FDI_{kt}$$

Trong đó: α_{jk} là tỷ trọng của sản lượng ngành j được cung cấp cho ngành k, nó rút ra từ ma trận I-O.

Lan tỏa xuôi (For_FDI_{jt}): biểu thị mức độ tham gia của doanh nghiệp FDI trong việc cung cấp đầu vào cho doanh nghiệp trong nước.

$$For_FDI_{jt} = \sum_{l \text{ khi } l \neq j} \delta_{jlt} * Hor_FDI_{lt}$$

Trong đó: δ_{jlt} là phần tỷ lệ của đầu vào của ngành công nghiệp k mua từ ngành l ở thời điểm t. Các đầu vào mua ở bên trong ngành bị loại, vì nó đã được bao hàm trong biến Hor_FDI_{lt}.

3.2.2. Mô hình tổng quát đánh giá tác động của thể chế đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp khu vực ngoài nhà nước

Theo Yang & cộng sự (2015), tác giả đề xuất mô hình nghiên cứu:

$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln\left(\frac{K}{L}\right)_{ijt} + \beta_2 \cdot \text{Thể chế}_{ijt} + \beta_3 \cdot \text{lantoa}_{DNFDI_{jt}} + \beta_4 \cdot \text{Thể chế}_{ijt} * \text{lantoa}_{DNFDI_{jt}} + a_1 C_{ijt} + a_2 Z_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$$

Trong đó: Y/L tính bằng VA/L là năng suất lao động; VA tính theo cách tiếp cận thu nhập. K_{ijt}: của doanh nghiệp i, ngành j, năm t; L_{ijt}: đo lường lao động của doanh nghiệp.

3.2.3. Phương pháp ước lượng

Để lựa chọn được mô hình phù hợp với bộ số liệu, nghiên cứu thực hiện các kiểm định cần thiết gồm: Breusch - Pagan Lagrangian để lựa chọn giữa mô hình tác động ngẫu nhiên REM, tác động cố định FEM và mô hình Pooled OLS; kiểm định Hausman (1978) để lựa chọn giữa mô hình REM và FEM. Kết quả được thể hiện trong phụ lục, mô hình phù hợp là mô hình FEM. Mô hình dữ liệu bảng với 132.999 quan sát trong 9 năm (2010-2018). Kết quả kiểm định VIF cho thấy không có hiện tượng đa cộng tuyến. Hiệu chỉnh cluster (Hoechle, 2007) sử dụng để kiểm soát các khuyết tật về phương sai sai số thay đổi.

4. Kết quả nghiên cứu

Thể chế có tác động tích cực thúc đẩy hoạt động của doanh nghiệp ngoài nhà nước ở Việt Nam, những cải thiện trong các khía cạnh cụ thể của thể chế hầu hết đều có tác động tích cực đến hoạt động của doanh nghiệp ngoài nhà nước; ủng hộ kết quả nghiên cứu của Lasagni & cộng sự (2012), Bhaumik & cộng sự (2012).

Biến *Lnkl* cho kết quả dương phù hợp với lý thuyết kinh tế. Khi doanh nghiệp ngoài nhà nước tăng sử dụng vốn thì khả năng đầu tư cho máy móc, thiết bị, công nghệ cao hơn làm tăng năng suất của doanh nghiệp. Các biến kiểm soát về quy mô, ngành nghề kinh doanh và các vùng kinh tế đều có ý nghĩa thống kê cho thấy, tác động của thể chế đến hoạt động của doanh nghiệp ngoài nhà nước có sự khác nhau giữa các quy mô doanh nghiệp, các ngành và các vùng kinh tế. Biến *tuổi* mang giá trị âm, có ý nghĩa thống kê cho thấy doanh nghiệp có thời gian hoạt động càng dài thì năng suất càng giảm. Theo báo cáo PCI (2018), doanh nghiệp ngoài nhà nước ở Việt Nam không có nhiều cải thiện về quy mô, doanh nghiệp chậm đổi mới, kém thích nghi với thay đổi của thị trường nên năng suất giảm dù tuổi doanh nghiệp cao. *Thu nhập bình quân lao động* càng cao thì năng suất doanh nghiệp càng cao. Vì cải thiện tiền lương tạo động lực cho lao động cống hiến, nâng cao hiệu quả công việc. *Tỷ lệ vốn ngoài* cho kết quả ngược chiều, có ý nghĩa thống kê cho thấy doanh nghiệp ngoài nhà nước ở Việt Nam không sử dụng hiệu quả nguồn vốn ngoài. Do việc tổ chức giám sát và sử dụng vốn chưa hiệu quả, cơ cấu vốn chưa hợp lý.

Đánh giá tác động của thể chế đến hiệu ứng lan tỏa từ doanh nghiệp FDI đến doanh nghiệp khu vực ngoài nhà nước dựa vào biến tương tác giữa thể chế và các kênh lan tỏa từ doanh nghiệp FDI. Kết quả mô hình với biến thể chế PCI chung cho thấy cải thiện thể chế thúc đẩy hiệu ứng lan tỏa từ doanh nghiệp FDI đến doanh nghiệp ngoài nhà nước ở cả ba kênh lan tỏa. Cũng có nghĩa là cải thiện thể chế thúc đẩy tác động gián tiếp từ doanh nghiệp FDI đến doanh nghiệp khu vực ngoài nhà nước.

Kết quả này ủng hộ nghiên cứu của Krammer (2015), Yi & cộng sự (2015). Nhìn chung, sự cải thiện thể chế kinh tế với môi trường pháp lý thông thoáng, thuận lợi hơn đã thu hút đầu tư doanh nghiệp FDI vào Việt Nam, mang theo công nghệ hiện đại, năng lực quản lý, trình độ sản xuất cao, giúp giải quyết vấn đề việc làm cũng như phát triển kinh tế địa phương rất lớn. Doanh nghiệp ngoài nhà nước đã tận dụng cơ hội phát triển, tham gia liên kết giá trị với doanh nghiệp FDI nên nâng cao khả năng cạnh tranh, tăng khả năng hấp thụ công nghệ của doanh nghiệp thông qua hiệu ứng học hỏi và bắt chước (Yi & cộng sự, 2015) để hưởng thụ lan tỏa ngang. Đồng thời, doanh nghiệp ngoài nhà nước dễ dàng hình thành liên kết xuôi chiều, sự sẵn có của đầu vào tốt hơn do doanh nghiệp FDI cung cấp, mặc dù chi phí có thể đắt hơn nhưng bù lại, có lợi thế về khoảng

Bảng 1: Tác động của thể chế hiệu ứng lan tỏa từ doanh nghiệp FDI đến doanh nghiệp ngoài nhà nước ở Việt Nam

Biến phụ thuộc lnVAbq	Xét PCI chung		
	Đưa biến độc lập Thế chế*Lantoa xuôi chiều	Đưa biến độc lập Thế chế*Lantoa ngang	Đưa biến độc lập Thế chế*Lantoa ngược chiều
lnkl	0,279*** (0,004)	0,279*** (0,004)	0,279*** (0,004)
pci	0,006*** (0,001)	0,006*** (0,001)	0,006*** (0,001)
Lan tỏa ngang doanh nghiệp FDI	-0,278*** (0,015)	-0,735*** (0,204)	-0,276*** (0,015)
Lan tỏa ngược doanh nghiệp FDI	-0,002 (0,005)	-0,003 (0,005)	-0,560*** (0,169)
Lan tỏa xuôi doanh nghiệp FDI	-0,223 (0,186)	0,184*** (0,008)	0,188*** (0,007)
Thế chế*Lan tỏa doanh nghiệp FDI	0,006** (0,003)	0,008** (0,003)	0,009*** (0,003)
Tuổi doanh nghiệp	-0,003*** (0,001)	-0,003*** (0,001)	-0,003*** (0,001)
D_DNNVV	-0,071*** (0,012)	-0,071*** (0,012)	-0,071*** (0,012)
Thu nhập bình quân lao động	0,792*** (0,006)	0,792*** (0,006)	0,792*** (0,006)
Tỉ lệ vốn ngoài	-0,054*** (0,013)	-0,054*** (0,013)	-0,054*** (0,013)
Ngành	Có	Có	Có
Vùng	Có	Có	Có
Hằng số	-0,660*** (0,242)	-0,656*** (0,243)	-0,660*** (0,243)
Số quan sát	132.999	132.999	132.999
R-squared	0,544	0,544	0,544
Kiểm định Breuch & Pagan LM	4794,19***	4812,08***	4813,48***
Kiểm định Hausman	1209,43***	1244,29***	1200,75***
Kiểm định Modified Wald Test	9,1e+32***	1,9e+33***	2,2e+32
Kiểm định Wooldridge test (Wooldridge, 2002)	901,09***	903,16***	901,65***
Kiểm định VIF	1,27	1,27	1,27

Nguồn: Tính toán từ dữ liệu Điều tra doanh nghiệp, PCI (2010-2018), I-O (2012).

cách địa lý, giảm thiểu chi phí vẫn là lựa chọn phù hợp cho nhiều doanh nghiệp ngoài nhà nước, làm tăng năng suất, hiệu quả của doanh nghiệp này. Những doanh nghiệp có khả năng hình thành liên kết ngược với doanh nghiệp FDI có thể được hưởng lợi lan tỏa ngược chiều khi đáp ứng được yêu cầu khắt khe của doanh nghiệp FDI về chất lượng sản phẩm, về quy cách, tiêu chuẩn và chất lượng đầu vào. Cải thiện chất lượng thể chế làm tăng năng suất của doanh nghiệp ngoài nhà nước, đồng thời thu hút nhiều hơn doanh nghiệp FDI, tạo thêm cơ hội cho doanh nghiệp ngoài nhà nước hình thành các mối liên kết dọc với doanh nghiệp FDI. Vì thế, dễ dàng được hưởng lợi từ lan tỏa xuôi chiều và lan tỏa ngược chiều hơn. Theo báo cáo PCI (2018), năm 2010, tỉ lệ doanh nghiệp FDI có ít nhất một nhà cung cấp tư nhân Việt Nam từ 53,8%, năm 2015 tăng lên 68,9%; năm 2018 là 60,2%. Cho thấy mối liên kết ngược của doanh nghiệp FDI và doanh nghiệp ngoài nhà nước đã cải thiện đáng kể. Mối liên kết xuôi giữa doanh nghiệp FDI và doanh nghiệp ngoài nhà nước tăng mạnh mẽ. Theo báo cáo PCI (2018), năm 2010 tỉ lệ khách hàng của doanh nghiệp FDI là 29,1%; năm 2013 đạt 48,5%; năm 2018, tỉ lệ này đạt 33,9%. Mặc dù tỉ lệ khách hàng của doanh nghiệp FDI có giảm, nhưng vẫn tăng đáng kể so với năm 2010.

Kết quả thực nghiệm mô hình với thể chế là các chỉ số PCI thành phần cho thấy hiệu ứng lan tỏa xuôi chiều nhận tác động tích cực khi cải thiện chỉ tiêu tiếp cận đất đai và thiết chế pháp lý. Bởi hiệu ứng lan tỏa xuôi chiều từ doanh nghiệp FDI xảy ra khi doanh nghiệp FDI cung ứng đầu vào cho doanh nghiệp ngoài nhà nước. Từ đó, có sự đào tạo lao động hay chuyển giao công nghệ từ doanh nghiệp FDI, cùng với việc mua đầu vào từ doanh nghiệp FDI có công nghệ cao, chất lượng tốt giúp doanh nghiệp ngoài nhà nước nâng cao năng suất và chất lượng sản phẩm đầu ra. Việc tiếp cận đất đai dễ dàng, an toàn, minh bạch hơn giúp

doanh nghiệp FDI có thể tiếp cận những vị trí thuận lợi, khoảng cách địa lý sẽ thúc đẩy mối liên kết xuôi chiều vì khi đó tiết kiệm chi phí vận chuyển. Cùng với cải thiện chất lượng hệ thống tòa án, pháp lý giúp doanh nghiệp yên tâm đầu tư phát triển sản xuất dài hạn, mở rộng quy mô hoạt động, nâng cao năng suất và hiệu quả hoạt động nhiều hơn, thúc đẩy lan tỏa xuôi chiều. Trong khi chỉ tiêu gia nhập thị trường và chi phí

Bảng 2: Tác động của thể chế đến hiệu ứng lan tỏa từ doanh nghiệp FDI đến doanh nghiệp ngoài nhà nước ở Việt Nam, xét các biến PCI thành phần

Biến phụ thuộc lnVAbq	Xét PCI thành phần		
	Đưa biến độc lập Thể chế*Lan tỏa xuôi chiều	Đưa biến độc lập Thể chế*Lan tỏa ngang	Đưa biến độc lập Thể chế*Lan tỏa ngược chiều
lnkl	0,262*** (0,004)	0,265*** (0,004)	0,263*** (0,004)
Gia nhập thị trường	0,060*** (0,002)	0,060*** (0,002)	0,061*** (0,002)
Minh bạch	0,014*** (0,004)	0,020*** (0,004)	0,016*** (0,004)
Tiếp cận đất đai	0,038*** (0,002)	0,037*** (0,002)	0,040*** (0,002)
Chi phí ko chính thức	0,003 (0,003)	0,012*** (0,004)	0,003 (0,003)
Thiết chế pháp lý	0,033*** (0,002)	0,034*** (0,002)	0,036*** (0,002)
Lan tỏa ngang DNFDI	-0,111*** (0,016)	0,047 (0,220)	-0,125*** (0,016)
Lan tỏa ngược DNFDI	0,002 (0,005)	-0,009* (0,005)	-0,200 (0,122)
Lan tỏa xuôi DNFDI	-0,106 (0,142)	0,171*** (0,007)	0,177*** (0,007)
Gianhapthitruong*Lan tỏa DNFDI	-0,019* (0,011)	-0,050*** (0,018)	-0,026*** (0,008)
Minhbach*Lan tỏa DNFDI	-0,024 (0,015)	0,003 (0,025)	-0,002 (0,013)
Tiepcandatai*Lan tỏa DNFDI	0,050*** (0,011)	0,064*** (0,012)	0,010 (0,010)
Thietchepaply*Lan tỏa doanh nghiệp FDI	0,090*** (0,012)	0,081*** (0,016)	0,080*** (0,012)
Chiphikochinhthuc*Lan tỏa doanh nghiệp FDI	-0,047*** (0,010)	-0,106*** (0,016)	-0,020** (0,010)
Tuoi doanh nghiệp	-0,002** (0,001)	-0,002*** (0,001)	-0,002*** (0,001)
D_DNNVV	-0,092*** (0,012)	-0,095*** (0,012)	-0,095*** (0,012)
lnLC	0,762*** (0,006)	0,761*** (0,006)	0,762*** (0,006)
vonngoai	-0,059*** (0,013)	-0,059*** (0,013)	-0,061*** (0,013)
Ngành	Có	Có	Có
Vùng	Có	Có	Có
Hàng số	-1,173*** (0,238)	-1,198*** (0,238)	-1,164*** (0,234)
Số quan sát	132.999	132.999	132.999
R-squared	0,557	0,556	0,556
Kiểm định Breuch & Pagan LM	5243,91***	5155,79***	5227,06***
Kiểm định Hausman	1675,54***	1808,11***	1687,02***
Kiểm định Modified Wald Test	1,5e+33	9,2e+31	1,2e+32
Kiểm định Wooldridge test (Wooldridge, 2002)	912,885***	1178,43***	916,66***
Kiểm định VIF	1,44	1,44	1,44

Nguồn: Tính toán từ dữ liệu Điều tra doanh nghiệp, PCI (2010-2018), I-O (2012).

không chính thức thể hiện tác động tiêu cực đến năng suất lao động thông qua hiệu ứng lan tỏa xuôi chiều từ doanh nghiệp FDI. Bởi các chỉ tiêu này vẫn còn là điều đáng lo ngại trong những năm gần đây. Theo báo cáo PCI năm 2018, tỷ lệ doanh nghiệp phải chờ hơn 1 tháng mới có thể chính thức đi vào hoạt động tăng từ 10% (năm 2014) lên 16% (năm 2018); tỷ lệ doanh nghiệp cho rằng “thỏa thuận các khoản thuế phải nộp với cán bộ thuế là công việc quan trọng” tăng từ 39% năm 2013 lên 53% năm 2018.

Hiệu ứng lan tỏa ngang từ doanh nghiệp FDI được thúc đẩy khi các chỉ tiêu tiếp cận đất đai, thiết chế pháp lý được cải thiện. Trong khi đó, cải thiện chỉ tiêu gia nhập thị trường và chi phí không chính thức lại gây tác động tiêu cực đến hiệu ứng lan tỏa ngang từ doanh nghiệp FDI đến doanh nghiệp khu vực ngoài nhà nước. Bởi dù chi phí gia nhập thị trường đã có nhiều cải thiện nhưng thủ tục hậu đăng ký kinh doanh vẫn là vấn đề lớn với doanh nghiệp. Cùng với đó, những cải thiện của chỉ tiêu chi phí không chính thức cũng gây tác động tiêu cực làm giảm hiệu ứng lan tỏa ngang từ doanh nghiệp FDI đến doanh nghiệp khu vực ngoài nhà nước. Bởi năng lực giải quyết thủ tục hành chính của doanh nghiệp ngoài nhà nước rất hạn chế, họ thường vận dụng các mối quan hệ thân quen hay coi các khoản chi phí không chính thức là cần thiết (Tran & cộng sự, 2016). Khả năng cạnh tranh của doanh nghiệp ngoài nhà nước vẫn rất hạn chế so với doanh nghiệp FDI nên không được hưởng lợi từ hiệu ứng lan tỏa ngang.

Hiệu ứng lan tỏa ngược được thúc đẩy khi cải thiện thiết chế pháp lý, nhưng sẽ bị hạn chế bởi gia nhập thị trường, minh bạch và chi phí không chính thức. Theo báo cáo PCI (2018), doanh nghiệp FDI đánh giá gánh nặng quy định sau khi gia nhập thị trường còn có một số vấn đề khó khăn về thời gian thông quan hàng xuất khẩu tăng lên 2 ngày trong năm 2018. Hơn nữa, tỉ lệ doanh nghiệp ngoài nhà nước bán hàng cho doanh nghiệp FDI chỉ 15%. Cùng với đó, các doanh nghiệp FDI đang hoạt động tại Việt Nam chưa hài lòng về chất lượng và năng lực của các nhà cung cấp nội địa. Gần 60% doanh nghiệp FDI cho biết khó đáp ứng yêu cầu về tỉ lệ nội địa hóa để có thể hưởng các ưu đãi thương mại do họ gặp phải các vấn đề về chất lượng và năng lực của các doanh nghiệp ngoài nước. Nên những cải cách thể chế đã rõ rệt nhưng chưa thúc đẩy hiệu ứng lan tỏa ngược chiều từ doanh nghiệp FDI. Thiết chế pháp lý là yếu tố đặc biệt quan trọng trong việc hình thành chuỗi liên kết giá trị giữa doanh nghiệp ngoài nhà nước và doanh nghiệp FDI. Bởi nó tạo niềm tin của doanh nghiệp trong việc Pháp luật có đủ khả năng bảo vệ mình trong các tranh chấp kinh doanh. Từ khi Luật Trọng tài Thương mại có hiệu lực năm 2011 đã mở rộng cơ hội kinh doanh, củng cố niềm tin cho doanh nghiệp FDI về thiết chế pháp lý trong nước. Vì thế cải thiện thiết chế pháp lý có tác động tích cực mạnh mẽ thúc đẩy mối liên kết giữa doanh nghiệp FDI và doanh nghiệp ngoài nhà nước, để doanh nghiệp ngoài nhà nước được hưởng lợi lan tỏa ngược nhiều hơn.

Nhìn chung, tác động của thể chế đến hiệu ứng lan tỏa từ doanh nghiệp FDI đến doanh nghiệp ngoài nhà nước thể hiện tác động tích cực. Chỉ tiêu thiết chế pháp lý đóng vai trò quan trọng trong việc thúc đẩy chuỗi liên kết giá trị giữa doanh nghiệp FDI và doanh nghiệp khu vực ngoài nhà nước. Bởi chỉ tiêu này thể hiện niềm tin của doanh nghiệp vào hiệu quả hoạt động của tòa án, củng cố niềm tin cho doanh nghiệp FDI thiết lập mối quan hệ hợp tác kinh doanh với doanh nghiệp ngoài nhà nước nhiều hơn, thúc đẩy hiệu ứng lan tỏa nhiều hơn. Một số chỉ tiêu chỉ có tác động tích cực thúc đẩy hiệu ứng lan tỏa ngang và lan tỏa xuôi chiều nhưng tác động tiêu cực đến hiệu ứng lan tỏa ngược chiều. Bởi hiệu ứng lan tỏa ngược chiều còn phụ thuộc vào chất lượng cơ sở hạ tầng, chất lượng lao động và trình độ năng lực của doanh nghiệp ngoài nhà nước. Về cơ bản, chất lượng lao động và trình độ năng lực quản trị của doanh nghiệp ngoài nhà nước chưa đáp ứng được yêu cầu của doanh nghiệp FDI.

5. Kết luận

Bài báo này nghiên cứu tác động của thể chế đến hiệu ứng lan tỏa từ doanh nghiệp FDI đến doanh nghiệp ngoài nhà nước ở Việt Nam, xét dưới góc độ năng suất lao động trong giai đoạn 2010-2018. Các kết quả thực nghiệm cho thấy rằng việc cải thiện thể chế thúc đẩy hiệu ứng lan tỏa từ doanh nghiệp FDI đến doanh nghiệp khu vực ngoài nhà nước, tuy nhiên mức độ tác động không đáng kể. Giảm rào cản gia nhập thị trường cản trở hiệu ứng lan tỏa ở cả 3 kênh lan tỏa. Cải thiện tính minh bạch chưa thể hiện tác động rõ ràng đến hiệu ứng lan tỏa từ doanh nghiệp FDI. Nâng cao khả năng tiếp cận đất đai và sự an toàn trong sử dụng đất thúc đẩy hiệu ứng lan tỏa xuôi chiều và lan tỏa ngang. Cải thiện thiết chế pháp lý thúc đẩy cả 3 kênh lan tỏa từ doanh nghiệp FDI. Cuối cùng, giảm các khoản chi phí không chính thức lại cản trở hiệu ứng lan tỏa từ doanh nghiệp FDI thông qua cả 3 kênh lan tỏa.

Một số khuyến nghị chính sách có thể được đưa ra từ những phát hiện thực nghiệm trên. Phát triển hệ thống pháp luật để xác định luật hợp đồng và cải thiện việc thực thi hợp đồng là rất quan trọng đối với sự

phát triển của doanh nghiệp ngoài nhà nước ở Việt Nam. Trên thực tế, các doanh nghiệp lựa chọn tự xử lý các vi phạm hợp đồng vì thủ tục phức tạp, thời gian và chi phí cao. Điều quan trọng là phải đảm bảo quyền tiếp cận bình đẳng của các doanh nghiệp ngoài nhà nước đối với các thông tin quy hoạch, chính sách, dự án cơ sở hạ tầng. Cần đưa ra các chính sách hỗ trợ doanh nghiệp ngoài nhà nước đổi mới công nghệ, nâng cao năng lực sản xuất. Khoảng cách công nghệ là vấn đề lớn cản trở doanh nghiệp ngoài nhà nước hấp thụ công nghệ lan tỏa từ doanh nghiệp FDI. Vì thế, Chính phủ cần ưu đãi tiếp cận vốn vay cho doanh nghiệp ngoài nhà nước nhập khẩu máy móc thiết bị hiện đại, công nghệ cao. Khuyến khích các hình thức liên doanh, chuyển giao công nghệ sang doanh nghiệp ngoài nhà nước. Cuối cùng, là hoàn thiện thể chế nâng cao chất lượng lao động trong doanh nghiệp ngoài nhà nước bằng việc tổ chức các khóa đào tạo ngắn hạn cho lao động với cam kết làm việc lâu dài tại doanh nghiệp.

Tài liệu tham khảo:

- Acemoglu, D. & Robinson, J. (2012), *Why nations fail: The origins of Power, Prosperity, and Poverty*, New York: Crown Publisher.
- Akerlof, G.A. (1982), 'Labor contracts as partial gift exchange', *The Quarterly Journal of Economics*, 97, 543-569.
- Andrea, L., Annamaria, N. & Gaetano, V. (2012), 'Firm productivity and institutional quality: Evidence from Italian industry', *Journal of Regional Science*, 55(5), 774-800.
- Barrios, S. & Strobl, E. (2002), 'Foreign direct investment and productivity spillovers: Evidence from the Spanish experience', *Review of world economics*, 138(3), 459-481.
- Bhaumik, S.K., Dimova, R.D., Kumbhakar, S.C. & Sun, K. (2014), 'More is better! What can firm-specific estimates of the impact of institutional quality on performance tell us', *Discussion Paper No.7886*, Institute for the Study of Labor.
- Blomstrom, M. & Sjöholm, F. (1999), 'Technology transfer and spillovers: Does local participation with multinationals matter?', *European Economic Review*, 43(4-6), 915-923.
- Coe, D.T., Helpman, E. & Hoffmaister, A.W. (2009), 'International R&D spillover and institutions', *European Economic Review*, 53(7), 723-741.
- Djankov, S. & Hoekma, B.N. (2000), 'Foreign investment and productivity growth in Czech enterprises', *World Bank economic review*, 14(1), 49-54.
- Hausman, J.A. (1978), 'Specification tests in econometrics', *Econometrica*, 46, 1251-1271.
- Hoechle, D. (2007), 'Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence', *Stata Journal*, 7(3), 281-312.
- Javorcik, B.S. (2004), 'Does foreign direct investment increase the productivity of Domestic firms? In search of spillovers through backward linkages', *The American economic review*, 94(3), 605-627.
- Johan, B. (2015), 'Does institutional quality impact firm performance? Evidence from emerging and transition economies', *LUP Student papers*, from <<https://lup.lub.lu.se/student-papers/search/publication/8085336>>.
- John, N.N., Josiah, A., Sifunjo, E.K. & Cyrus, I. (2017), 'Capital structure, firm efficiency and firm value: The case of listed non-financial firms in Kenya', *European Journal of Business and Management*, 9(22), 71-81.
- Kokko, A. (1994), 'Technology, market characteristics, and spillovers', *Journal of Development Economics*, 43(2), 279-293.
- Krammer, S.M.S. (2015), 'Do good institutions enhance the effect of technological spillovers on productivity? Comparative evidence from developed and transition economies', *Technological Forecasting and Social Change*, 94, 133-154.
- Lasagni, A., Nifo, A. & Vecchione, G. (2015), 'Firm productivity and institutional quality: Evidence from Italian industry', *Journal of Regional Science*, 55(5), 1-27.
- Lê Thị Hồng Thúy (2021), 'Tác động của thể chế đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp nhỏ và vừa ở Việt Nam', Luận án tiến sĩ, Đại học Kinh tế Quốc dân.
- North, D.C. (1990), *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*, Cambridge: Cambridge University Press.

-
- North, D.C. (1991), 'Institutions', *The Journal of Economic Perspectives*, 5(1), 97-112.
- North, D.C. (2003), 'The role of institutions in economic development', *United nations economic commission for Europe, Discussion paper series 2*, United nations economic commission for Europe.
- North, D.C. & Weingaist, B.R. (1989), 'Constitutions and commitment: The evolution of institutions governing public choice in seventeenth-century England', *The Journal of Economic History*, 49(4), 803-832.
- PCI (2018), *Báo cáo năng lực cạnh tranh cấp tỉnh*, truy lần cuối ngày 27 tháng 8 năm 2022, từ <<http://www.pcivietnam.org/>>.
- Phạm Thế Anh & Chu Thị Mai Phương (2015), 'Tác động của môi trường thể chế đến kết quả hoạt động của doanh nghiệp FDI và doanh nghiệp trong nước', *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 215, 20-33.
- Romer, P.M. (1990), 'Endogenous technologicap change', *The Journal of Politiccal Economy*, 98(5), 71-102.
- Sobel, R.S. (2008), 'Testing Baumol: institutional quality and the productivity of entrepreneurship', *Journal of Business Venturing*, 23, 641-655.
- Tran, Q.T., Vu. V.H., Doan, T.T & Hiep, T.D. (2016), 'Corruption, provincial institutions and manufacturing firm productivity: new evidence from a transitional economy', *Estudios de Economía*, 43(2), 199-215.
- Wooldridge, J.M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MA, MIT Press.
- Yang, H., Ren, T. & Sassone, M. (2015), 'Foreign direct investment, institutional environment, and the establishment of private economy in China', in *Developments in Chinese Entrepreneurship: Key issues & Challenges*, Douglas, C., Michael, F., Wenxuan, H. & Edward, L. (Eds.), Publisher: Palgrave Macmillan, 107-132.
- Yi, J., Chen, Y. Wang, C. & Kafouros, M. (2015), 'Spillover effects of foreign direct investment: How do region – specific institutions matter?', *Management International Review*, 55, 539-561.

KHOẢNG CÁCH VỊ THẾ VIỆC LÀM TRONG THAM GIA BẢO HIỂM XÃ HỘI TỰ NGUYỆN Ở VIỆT NAM

Đỗ Thị Thu

Khoa Kinh tế, Học viện Ngân hàng

Email: thudt@hvn.edu.vn

Giang Thanh Long

Khoa Kinh tế học, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: longgt@neu.edu.vn

Mã bài: JED - 857

Ngày nhận bài: 26/08/2022

Ngày nhận bài sửa: 04/09/2022

Ngày duyệt đăng: 11/09/2022

Tóm tắt

Nghiên cứu áp dụng phương pháp phân rã Oaxaca – Blinder mở rộng cho mô hình phi tuyến nhằm phân tích khoảng cách vị thế việc làm trong việc quyết định tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện của người lao động phi chính thức ở Việt Nam. Kết quả phân rã cho thấy, lao động tự làm chủ ít tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện so với lao động hưởng lương và lao động gia đình. Tương tự, lao động hưởng lương cũng có xác suất tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện cao hơn so với các lao động phi chính thức khác. Khoảng cách này được giải thích chủ yếu bởi các đặc điểm của người lao động được quan sát trong nghiên cứu. Trong đó, các yếu tố giải thích chính được xác định là do sự khác biệt về độ tuổi, trình độ học vấn và đăng ký kinh doanh của cơ sở làm việc.

Từ khóa: Khoảng cách vị thế việc làm, bảo hiểm xã hội tự nguyện, bất bình đẳng.

Mã JEL: C50, D03, H55, J46, J48.

Job position gap in the voluntary social insurance participation in Vietnam

Abstract

This study applied an Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition method for non-linear models to decompose the job position gap in the voluntary social insurance participation of informal workers in Vietnam. The decomposition results showed that self-employers were less likely to participate in the voluntary social insurance scheme than wage workers and family workers. In addition, the results illustrated that wage workers were more likely to participated in the scheme than other informal workers. The job position gap could be explained by observable characteristics which were “endowments” effects. Some key determinants of the gaps were age, education level of informal workers and registration of establishments.

Keywords: Job position gap, voluntary social insurance, inequality.

JEL Codes: C50, D03, H55, J46, J48.

1. Đặt vấn đề

Bất bình đẳng được nghiên cứu ở nhiều khía cạnh như: bất bình đẳng vùng miền, bất bình đẳng giới, bất bình đẳng giữa các quốc gia, bất bình đẳng giữa các thế hệ (generational inequality) hay bất bình đẳng giữa những người lao động có vị thế việc làm khác nhau (khoảng cách vị thế việc làm – Job Position Gap). Theo Elias (2000), dựa trên Phân loại nghề nghiệp theo tiêu chuẩn quốc tế - The International Classification of Status in Employment (ICSE-93), tình trạng việc làm của người lao động được phân biệt thành hai nhóm: việc làm được trả lương (paid jobs) và việc làm tự làm chủ (self-employed jobs). Đây là cơ sở ban đầu cho nhiều cách phân loại vị thế việc làm của người lao động. Ở Việt Nam, theo Tổng cục Thống kê (2017), vị thế việc làm được chia thành bốn nhóm: lao động hưởng lương, lao động tự làm chủ, lao động gia đình và xã viên hợp tác xã.

Trong lĩnh vực an sinh xã hội, tham gia bảo hiểm xã hội gần đây được quan tâm ở khía cạnh bất bình đẳng giới. Theo Tổ chức Lao động quốc tế ILO (2021), nữ giới đang chịu nhiều thiệt thòi và hạn chế trong việc tiếp cận và tham gia hệ thống bảo hiểm xã hội. Bên cạnh đó, Tổng cục Thống kê và ILO (2017) cũng chỉ ra sự khác biệt khá lớn về tỷ lệ tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện giữa các nhóm lao động phi chính thức xét theo vị thế việc làm. Trước đó, Brandtweiner & Donat (2007) đã đề cập đến bất bình đẳng về vị thế việc làm trong việc tiếp cận công nghệ của người lao động. Brenke & Pfannkuche (2018) cũng đề cập đến tác động của vị thế việc làm đến cơ cấu chi tiêu của các hộ gia đình ở Đức. Tuy nhiên, nghiên cứu bất bình đẳng về vị thế việc làm trong tham gia bảo hiểm xã hội nói chung và bảo hiểm xã hội tự nguyện nói riêng vẫn còn là một khoảng trống nghiên cứu cả về lý luận và thực tiễn.

Việt Nam, với đặc trưng của nền kinh tế đang phát triển, tỷ lệ lao động phi chính thức chiếm trên 86% lực lượng lao động, đã và đang đối mặt với thách thức trong mở rộng bao phủ bảo hiểm xã hội. Vì vậy, nghiên cứu về khoảng cách vị thế việc làm là vấn đề quan trọng nhằm đề xuất giải pháp thu hẹp bất bình đẳng và mở rộng độ bao phủ bảo hiểm xã hội tự nguyện.

Nghiên cứu này nhằm ước lượng khoảng cách vị thế việc làm trong tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện của người lao động phi chính thức ở Việt Nam và ước lượng các yếu tố giải thích cho khoảng cách vị thế việc làm của người lao động phi chính thức trong quyết định có tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện hay không.

2. Tổng quan nghiên cứu và cơ sở lý thuyết

2.1. Các nghiên cứu thực nghiệm về khoảng cách vị thế việc làm trong tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện

Sự tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện là vấn đề được nghiên cứu ở dưới góc độ hành vi người tiêu dùng với mục tiêu tối đa hóa lợi ích tiêu dùng hoặc quyết định tối đa hóa lợi nhuận của các cơ sở kinh doanh trong việc ra quyết định đóng bảo hiểm xã hội tự nguyện cho người lao động trong doanh nghiệp của họ (Giles & cộng sự 2013). Các yếu tố tác động đến sự tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện thường được chia thành các đặc điểm nhân khẩu (gồm các đặc điểm cá nhân, đặc điểm hộ gia đình), và đặc điểm việc làm. Trong đó, vị thế việc làm là một đặc điểm việc làm có ảnh hưởng đến quyết định đóng bảo hiểm xã hội hay không.

Auerbach & cộng sự, (2007) và Roushdy & Selwaness (2019) là hai nghiên cứu đã cho thấy lao động không hưởng lương có xác suất tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện thấp hơn so với xác suất tham gia bảo hiểm xã hội bắt buộc của lao động hưởng lương. Đáng chú ý là hai nghiên cứu này đều thực hiện ở bối cảnh các quốc gia có đặc điểm là áp dụng bảo hiểm xã hội bắt buộc đối với toàn bộ lao động hưởng lương nhưng lại áp dụng bảo hiểm xã hội tự nguyện đối với lao động không hưởng lương như Chile, Brazil, Peru, Ai Cập... Vì vậy, trong các mô hình hồi quy được áp dụng trong hai nghiên cứu này, biến phản ánh “vị thế việc làm” là một biến nội sinh vì những người có mong muốn tham gia hệ thống bảo hiểm xã hội thường có xu hướng chọn công việc hưởng lương, trong khi những người không muốn tham gia hệ thống bảo hiểm xã hội thường chọn công việc tự do – việc làm không hưởng lương (Roushdy & Selwaness, 2019).

Tuy nhiên, nếu phạm vi nghiên cứu giới hạn ở chương trình bảo hiểm xã hội tự nguyện và ở bối cảnh quốc gia áp dụng chương trình bảo hiểm xã hội tự nguyện cho toàn bộ lao động phi chính thức, bao gồm lao động hưởng lương, lao động tự làm chủ và lao động gia đình như Việt Nam, Trung Quốc, Thái Lan, Philippines... thì biến số phản ánh “vị thế việc làm” sẽ không còn tương quan hai chiều với biến phụ thuộc là “có hay không tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện” nữa. Vì vậy, nghiên cứu về tác động của vị thế việc làm đối với sự tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện (với đặc điểm là biến ngoại sinh) vẫn là một khoảng trống nghiên cứu. Thêm vào đó, cho đến nay, vẫn chưa có một nghiên cứu đầy đủ và định lượng được khoảng cách vị thế việc làm trong tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện.

Về phương pháp nghiên cứu, việc ước lượng và giải thích được vì sao có khoảng cách vị thế việc làm trong tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện vẫn chưa được giải quyết trong các nghiên cứu trước đây. Trong khi đó, phương pháp phân rã Oaxaca-Blinder (Yun, 2004; Powers & cộng sự, 2011) cho phép kiểm định và ước lượng sự khác biệt về xác suất tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện theo nhiều tiêu chí như: khác biệt giới tính, khác biệt vùng miền hay khác biệt về vị thế việc làm. Phương pháp này cũng đồng thời giải thích nguyên nhân của khác biệt giữa các nhóm. Bên cạnh đó, không chỉ được áp dụng với biến đầu ra là biến liên tục như thu nhập, phương pháp phân rã Oaxaca-Blinder còn được mở rộng để áp dụng trong trường hợp biến đầu ra là biến nhị phân (Fairlie, 2005; Sinning & cộng sự, 2008). Do vậy, áp dụng phân rã Oaxaca – Blinder

cho mô hình phi tuyến là trong lĩnh vực an sinh xã hội sẽ bồi đắp khoảng trống về phương pháp nghiên cứu trong lĩnh vực này, và gợi mở hướng nghiên cứu sâu hơn về bất bình đẳng trong quá trình mở rộng bao phủ bảo hiểm xã hội.

Ở Việt Nam, một số nghiên cứu về các yếu tố tác động đến ý định tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện như Bùi Huy Nam (2019), Nguyễn Xuân Cường & cộng sự (2014), Trương Thị Phụng và Nguyễn Thị Hiền (2013) và Castel (2008) tập trung khám phá các nhân tố về thái độ, tâm lý của người lao động có tác động tới sự quan tâm tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện dựa trên cơ sở lý thuyết hành vi hợp lý (TRA) và lý thuyết hành vi dự định (TPB). Một số nghiên cứu khác đề cập tới các giải pháp mở rộng bao phủ bảo hiểm xã hội tự nguyện như Mai Ngọc Cường (2012, 2014), Nguyễn Thị Lan Hương & Mai Ngọc Cường (2018). Như vậy, phân tích khoảng cách vị thế việc làm trong tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện là khoảng trống quan trọng cần được khai thác trong nghiên cứu.

2.2. Cơ sở lý luận về khoảng cách vị thế việc làm trong tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện

Nghiên cứu dựa trên cơ sở hai lý thuyết về hành vi của người tiêu dùng, đó là Lý thuyết cầu và Lý thuyết ra quyết định trong điều kiện không chắc chắn. Trong đó, Lý thuyết cầu là cơ sở xác định các yếu tố tác động đến cầu của người lao động trong tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện, bao gồm yếu tố vị thế việc làm. Từ đó, nghiên cứu có cơ sở xác định các yếu tố tác động đến khoảng cách vị thế việc làm trong tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện. Đồng thời, Lý thuyết ra quyết định trong điều kiện không chắc chắn cung cấp thêm cơ sở lý thuyết cho sự khác biệt trong việc ra quyết định tiêu dùng giữa những lao động có vị thế việc làm khác nhau.

Lý thuyết cầu được đặt nền móng từ những năm cuối thế kỷ XVIII bởi một số nhà kinh tế học như Adam Smith (1776) và Alfred Marshall (1890) (theo Mankiw, 2018) và được phát triển bởi nhiều nhà kinh tế học khác như Mankiw (2018), Pindyck & Rubinfeld (2014), Pindyck & Rubinfeld (2018). Theo Pindyck & Rubinfeld (2014), giá cả hàng hóa là yếu tố nội sinh tác động đến lượng cầu của người tiêu dùng. Bên cạnh đó, các yếu tố ngoại sinh tác động đến quyết định tiêu dùng, bao gồm: thu nhập của người tiêu dùng, giá cả các hàng hoá liên quan, sở thích của người tiêu dùng, ngoại tác mạng lưới (bao gồm ngoại tác mạng lưới thuận và ngoại tác mạng lưới nghịch) và kỳ vọng của người tiêu dùng. Trong đó, các đặc điểm việc làm (như vị thế việc làm, tình trạng hợp đồng lao động, lĩnh vực làm việc...) phản ánh sự khác biệt về thị hiếu và kỳ vọng của người lao động về thu nhập trong độ tuổi hưu trí hay thái độ ưa thích rủi ro của người lao động.

Về vấn đề ngoại tác mạng lưới: “Ngoại tác mạng lưới có thể thuận hoặc nghịch. Ngoại tác mạng lưới thuận tồn tại nếu lượng cầu một loại hàng hóa của một người tiêu dùng điển hình tăng lên do sự gia tăng mua hàng của những người tiêu dùng khác. Nếu lượng cầu giảm thì sẽ có một ngoại tác nghịch.” (Pindyck & Rubinfeld, 2014: 135). Vì vậy, số người tham gia bảo hiểm xã hội trong cùng một hộ gia đình có thể ảnh hưởng tới quyết định tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện của người lao động thông qua ngoại tác mạng lưới.

Lý thuyết ra quyết định trong điều kiện không chắc chắn cũng là cơ sở để nghiên cứu tác động của vị thế việc làm đối với quyết định tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện. Theo Pindyck & Rubinfeld (2014), thái độ của con người đối mặt với xác suất rủi ro khác nhau sẽ tác động tới việc ra quyết định tiêu dùng. Những người có sở thích với sự mạo hiểm sẽ lựa chọn những phương án tiêu dùng mang lại lợi ích kỳ vọng cao hơn nhưng cũng có xác suất rủi ro cao hơn. Trong khi đó, lao động tự làm chủ đối mặt với nhiều vấn đề rủi ro hơn so với lao động hưởng lương (Tổng cục Thống kê và ILO, 2017). Đây là cơ sở lý luận quan trọng cho việc nghiên cứu khoảng cách vị thế việc làm trong tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện.

Trên cơ sở tổng quan nghiên cứu và cơ sở lý thuyết, nghiên cứu này ước lượng khoảng cách xác suất tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện giữa các nhóm lao động phi chính thức có vị thế việc làm khác nhau, bao gồm: lao động tự làm chủ, lao động hưởng lương và lao động gia đình. Đồng thời, nghiên cứu ước lượng tác động của các đặc điểm nhân khẩu học (độ tuổi, giới tính, tình trạng hôn nhân, trình độ học vấn, trình độ chuyên môn kỹ thuật, thời gian cư trú, khu vực sống, là chủ hộ, số con trong hộ đang đi học và số thành viên trong hộ tham gia bảo hiểm xã hội) và đặc điểm việc làm của người lao động (tình trạng hoạt động kinh tế, kinh nghiệm làm việc, loại hình cơ sở làm việc, đăng ký kinh doanh của cơ sở làm việc, tình trạng hợp đồng lao động và thu nhập của người lao động) đến khoảng cách đó.

3. Phương pháp và dữ liệu nghiên cứu

3.1. Phương pháp nghiên cứu

Để ước lượng sự chênh lệch (khoảng cách) của giá trị trung bình biến đầu ra (là quyết định có tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện hay không) giữa các nhóm lao động phi chính thức phân theo vị thế việc làm, nghiên cứu áp dụng phương pháp phân rã Oaxaca-Blinder mở rộng cho mô hình logit, được phát triển bởi Yun (2004) và Powers & cộng sự (2011).

3.1.1. Phương trình phân rã tổng thể

Giả sử hàm logit có dạng:
$$Y = \frac{e^{X\beta}}{1+e^{X\beta}} = F(X\beta), \quad (1)$$

Trong đó: Y là xác suất tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện. Y là véc tơ cấp $N \times 1$ biến phụ thuộc với N là kích thước mẫu nghiên cứu; X là ma trận $N \times K$ của K biến độc lập; và β là véc tơ $K \times 1$ các hệ số.

Khác biệt về giá trị trung bình của Y giữa hai nhóm A và B được phân rã như sau:

$$\begin{aligned} \overline{Y_A} - \overline{Y_B} &= \overline{F(X_A\beta_A)} - \overline{F(X_B\beta_B)} \\ &= \{\overline{F(X_A\beta_A)} - \overline{F(X_B\beta_A)}\} + \{\overline{F(X_B\beta_A)} - \overline{F(X_B\beta_B)}\} \\ &= E + C, \end{aligned} \quad (2)$$

Trong đó: E phản ánh sự khác biệt giữa giá trị trung bình của biến phụ thuộc giữa hai nhóm A và B có nguyên nhân từ sự khác biệt giữa các biến độc lập, hay còn gọi là ảnh hưởng của các đặc điểm. E phản ánh sự khác biệt giữa hai nhóm có thể giải thích được thông qua các biến độc lập. C biểu diễn sự khác biệt giữa hai nhóm do sự khác biệt về hệ số, thường được gọi là ảnh hưởng của các hệ số. C còn được gọi là sự khác biệt không giải thích được.

3.1.2. Phương trình phân rã chi tiết

$$\overline{Y_A} - \overline{Y_B} = E + C = \sum_{k=1}^K W_{\Delta X_k} E_k + \sum_{k=1}^K W_{\Delta \beta_k} C_k = \sum_{k=1}^K E_k + \sum_{k=1}^K C_k, \quad (3)$$

Trong đó: E_k và C_k là ảnh hưởng đặc điểm của biến độc lập thứ k và ảnh hưởng hệ số (ảnh hưởng cấu trúc) của biến độc lập thứ k đến sự khác biệt giá trị trung bình của biến phụ thuộc giữa hai nhóm A và B . E_k và C_k được tính theo phương pháp sử dụng trọng số gắn với mỗi biến độc lập. Trọng số này được xác định từ phương trình phân rã tổng thể bằng cách tuyến tính hóa Taylor bậc một. Kết quả tuyến tính hóa giúp xác định được các trọng số thành phần của E ($W_{\Delta X_k}$) và trọng số thành phần của C ($W_{\Delta \beta_k}$) như sau:

$$W_{\Delta X_k} = \frac{\beta_{A_k}(\overline{X_{A_k}} - \overline{X_{B_k}})}{\sum_{k=1}^K \beta_{A_k}(\overline{X_{A_k}} - \overline{X_{B_k}})} \quad (4)$$

$$W_{\Delta \beta_k} = \frac{\overline{X_{A_k}}(\beta_{A_k} - \beta_{B_k})}{\sum_{k=1}^K \overline{X_{A_k}}(\beta_{A_k} - \beta_{B_k})} \quad (5)$$

$$\sum_{k=1}^K W_{\Delta X_k} = \sum_{k=1}^K W_{\Delta \beta_k} = 1 \quad (6)$$

3.1.3. Biến số trong mô hình

Biến phụ thuộc là biến nhị phân phản ánh người lao động phi chính thức có đang tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện hay không. Biến phụ thuộc bằng 0 nếu không tham gia và bằng 1 nếu có tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện tại thời điểm khảo sát.

Các biến độc lập trong mô hình được mô tả trong Bảng 1.

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu thứ cấp từ Điều tra Lao động – Việc làm năm 2016 do Tổng cục Thống kê tiến hành. Cuộc khảo sát này được thực hiện lần đầu tiên năm 2007 và sau đó được tiến hành hàng năm nhằm mục đích thu thập các thông tin về tình trạng tham gia thị trường lao động của nhóm dân số từ 15 tuổi trở lên, hiện đang sống tại Việt Nam. Tuy nhiên, thông tin về đối tượng tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện chỉ mới được đưa vào trong khảo sát này từ năm 2014. Bên cạnh đó, các dữ liệu điều tra những năm trước 2020 không cung cấp đủ thông tin về số con trong hộ đang trong độ tuổi đi học và số thành viên trong hộ có tham gia bảo hiểm xã hội, trong khi dữ liệu điều tra năm 2020 và 2021 có nhiều biến động do ảnh hưởng của đại dịch COVID-19, nên tác giả sử dụng dữ liệu Điều tra Lao động – Việc làm năm 2016 để thực hiện phương pháp phân rã Oaxaca-Blinder mở rộng nhằm phân tách sự khác biệt trong tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện đối với lao động phi chính thức theo vị thế việc làm.

Trong nghiên cứu này, mẫu nghiên cứu được lựa chọn là lao động phi chính thức được xác định theo khái

Bảng 1. Các biến độc lập trong mô hình phân rã Oaxaca – Blinder mở rộng

Nhóm đặc điểm	Yếu tố tác động	Biến số
Đặc điểm cá nhân	Tuổi	15-24 tuổi (d_1524) (.ref), 25-34 tuổi (d_2534), 35-49 tuổi (d_3549), 50-59 tuổi (d_5059) và từ 60 tuổi trở lên (d_60plus)
	Giới tính	nam giới (d_male); nữ giới (d_female) (.ref)
	Tình trạng hôn nhân	Chưa kết hôn (d_single) (.ref), đang có gia đình (d_married), tình trạng hôn nhân khác (d_married_other)
	Trình độ học vấn	chưa hoàn thành tiểu học (d_noschooling) (.ref), từ tiểu học đến trung học phổ thông (d_prim2sec), trình độ trung cấp hoặc cao đẳng chuyên nghiệp (d_professional), trình độ từ bậc đại học trở lên (d_tertiary).
	Trình độ chuyên môn kỹ thuật	d_voc_training (bằng 0 nếu không được đào tạo nghề)
	Thời gian cư trú	cư trú dưới 1 năm (d_residence_lower1) (.ref), cư trú từ 1-5 năm (d_residence_1to5), cư trú trên 5 năm (d_residence_above5).
	Khu vực sinh sống	Nông thôn (.ref), Thành thị.
Đặc điểm hộ gia đình	Người lao động là chủ hộ	d_hh_head (bằng 0 nếu người lao động không phải là chủ hộ)
	Số con trong hộ đang đi học	num_child_sa (tổng số trẻ em trong hộ gia đình trong độ tuổi đi học (từ 6 đến 18 tuổi))
	Bình phương số con trong hộ đang đi học	num_chil_sa_sqr = num_child_sa^2
	Số thành viên trong hộ tham gia bảo hiểm xã hội	num_si_holding
Đặc điểm việc làm	Tình trạng hoạt động kinh tế	d_working (bằng 0 nếu người lao động hiện đang thất nghiệp trong thời điểm 7 ngày trước ngày được khảo sát)
	Kinh nghiệm làm việc	dưới 5 năm (d_workexp_less5) (.ref), từ 5 đến dưới 10 năm (d_workexp_510), từ 10 năm trở lên (d_workexp_10plus).
	Vị thế việc làm	chủ cơ sở và lao động tự làm chủ (d_self_employed), lao động hưởng lương (d_wage_worker) (.ref), lao động gia đình (d_fam_worker)
	Loại hình cơ sở làm việc	Hộ nông lâm thủy sản, các cá nhân làm tự do và cơ sở kinh doanh cá thể (d_own) (.ref), kinh doanh tập thể (d_coop), các tổ chức, cơ quan nhà nước, doanh nghiệp, đơn vị sự nghiệp ngoài nhà nước, khu vực nước ngoài và các tổ chức, đoàn thể khác (d_other).
	Hợp đồng lao động	Có hợp đồng lao động dưới 3 tháng (d_under3months_contract), thỏa thuận miệng (d_verbal_contract), không có hợp đồng lao động (d_no_contract) (.ref).
	Đăng ký kinh doanh của cơ sở làm việc	firm_reg (bằng 0 nếu cơ sở làm việc không có đăng ký kinh doanh)
	Thu nhập của người lao động	Nhóm 1 (thu nhập thấp nhất) (.ref); Nhóm 2 (nhóm cận nghèo); Nhóm 3 (nhóm có thu nhập trung bình); Nhóm 4 (nhóm cận giàu) và Nhóm 5 (nhóm giàu).

Nguồn: Tác giả tổng hợp.

niệm lao động phi chính thức trong Tổng cục Thống kê và ILO (2017). Đây chính là đối tượng của chương trình bảo hiểm xã hội tự nguyện theo quy định được nêu trong Luật Bảo hiểm xã hội năm 2014. Theo ước tính của nhóm tác giả từ dữ liệu Điều tra Lao động - Việc làm năm 2016, trong số lao động phi chính thức,

có 53,29% lao động nam và 46,71% lao động nữ. Trong đó, tỷ lệ tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện chiếm khoảng 2% trong tổng số lao động phi chính thức.

4. Kết quả phân rã khoảng cách vị thế việc làm trong tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện

Nghiên cứu tiến hành phân rã tổng hợp và phân rã chi tiết theo 3 trường hợp theo vị thế việc làm, cụ thể như sau: (i) Khác biệt giữa lao động tự làm chủ (nhóm A) và nhóm lao động phi chính thức khác (nhóm B); (ii) Khác biệt giữa lao động hưởng lương (nhóm C) và nhóm lao động phi chính thức khác (nhóm D).

4.1. Kết quả phân rã khác biệt giữa lao động tự làm chủ và lao động phi chính thức khác

Kết quả phân rã tổng hợp trong Bảng 2 cho thấy, lao động tự làm chủ có xác suất tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện thấp hơn 0,3% so với nhóm các lao động phi chính thức khác. Nguyên nhân chủ yếu là do sự khác biệt đặc điểm của người lao động.

Bảng 2. Kết quả phân rã tổng hợp về khác biệt giữa lao động tự làm chủ (nhóm A) và nhóm các lao động phi chính thức khác (nhóm B)

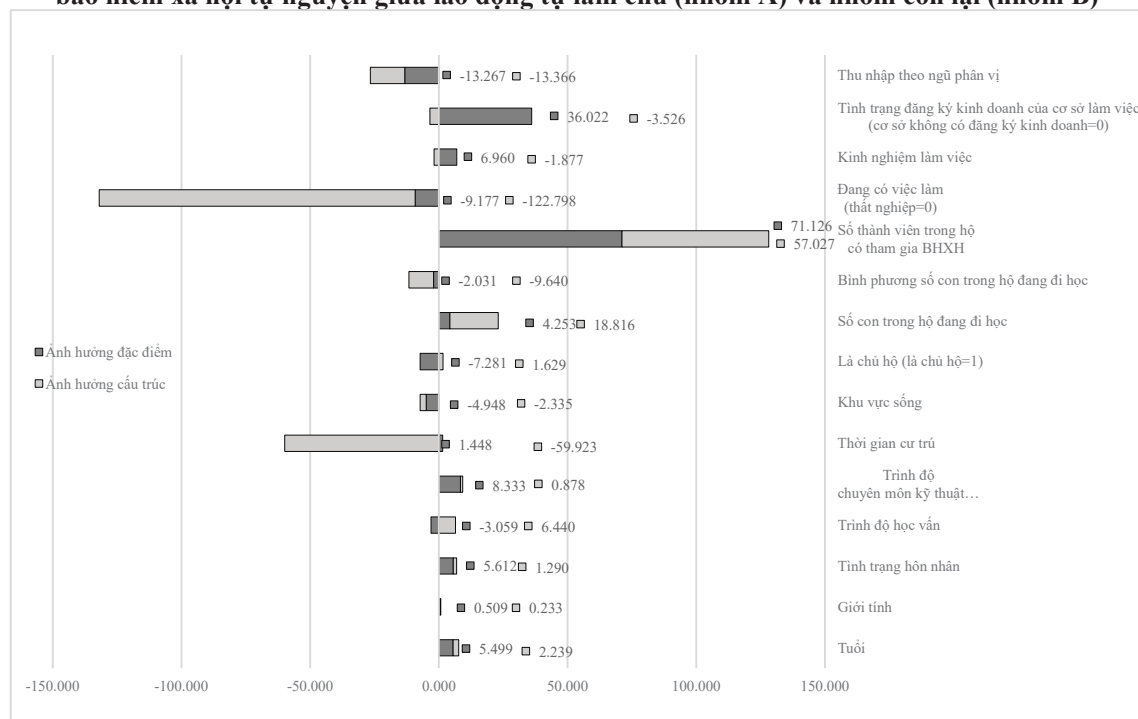
	Phân rã sự khác biệt	(%)
Khác biệt	-0.0025554 [-.0029797 -.0021311]	
Ảnh hưởng đặc điểm	-0.016614 [-.029562 -.0036671]	650.180
Ảnh hưởng cấu trúc	0.014059 [.0010945 .027024]	-550.180

Chú thích: Các giá trị trong ngoặc vuông thể hiện các giá trị khoảng tin cậy 95%

Nguồn: Tác giả ước lượng từ dữ liệu Điều tra Lao động việc làm năm 2016.

Trên cơ sở kết quả hồi quy hệ số chặn và khoảng tin cậy của từng biến trong mô hình phân rã Oaxca-Blinder mở rộng cho mô hình logistic, nhóm tác giả tổng hợp phần trăm tác động của các nhóm đặc điểm đến sự khác biệt về xác suất tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện giữa nhóm A và nhóm B (Hình 1).

Hình 1. Phần trăm đóng góp của các nhân tố đến sự khác biệt trong tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện giữa lao động tự làm chủ (nhóm A) và nhóm còn lại (nhóm B)



Nguồn: Tác giả ước lượng từ dữ liệu Điều tra Lao động việc làm năm 2016.

Về ảnh hưởng đặc điểm, khác biệt về xác suất tham gia hai nhóm chủ yếu là do khác biệt về số lao động cao tuổi, trình độ học vấn, số thành viên trong hộ có tham gia bảo hiểm xã hội, kinh nghiệm làm việc và thu

nhập. Trong đó, nguyên nhân giúp tăng xác suất tham gia của nhóm A so với nhóm B là: trình độ học vấn từ hoàn thành tiểu học đến trung học phổ thông, lao động có thu nhập thuộc nhóm 2 trong ngũ phân vị về thu nhập (nhóm cận nghèo) và kinh nghiệm làm việc từ 5-10 năm. Tuy nhiên, có sáu yếu tố chính làm cho xác suất tham gia của lao động tự làm chủ thấp hơn so với nhóm còn lại đó là: số thành viên trong hộ có tham gia bảo hiểm xã hội thấp (quyết định 462,45% trong tổng số 650,18% sự khác biệt giữa hai nhóm), phần lớn lao động tự làm chủ có kinh nghiệm làm việc trên 10 năm (chiếm 74,1% trong tổng số 650,18% sự khác biệt), chưa hoàn thành tiểu học và chủ yếu ở độ tuổi từ 50-59 tuổi.

Về ảnh hưởng cấu trúc, kết quả phân rã chi tiết ảnh hưởng cấu trúc cho thấy, tác động cấu trúc (tác động không giải thích được) có liên quan tới các đặc điểm về số con trong hộ gia đình đang trong độ tuổi đến trường, số thành viên trong hộ gia đình có tham gia bảo hiểm xã hội và các đặc điểm việc làm có tác động đáng kể đến sự khác biệt về xác suất tham gia giữa nhóm A và nhóm B.

Nếu tương quan giữa thời gian cư trú trên 5 năm với xác suất tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện của nhóm B tương tự như nhóm A thì khoảng cách xác suất tham gia giữa hai nhóm sẽ giảm 334,71%. Tương tự, khoảng cách này sẽ giảm 675,61% hoặc 30,14% tương ứng với đặc điểm tình trạng đang có việc làm hoặc kinh nghiệm làm việc dưới 5 năm.

4.2. Kết quả phân rã khác biệt giữa lao động hưởng lương và lao động phi chính thức khác

Về khác biệt trong xác suất tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện giữa lao động hưởng lương (nhóm C) và lao động phi chính thức khác (nhóm D), kết quả phân rã tổng thể cho thấy nhóm C có xác suất tham gia lớn hơn 3,1% so với nhóm D, trong đó ảnh hưởng đặc điểm có tác động âm và ảnh hưởng cấu trúc có tác động dương đến khoảng cách này (Bảng 3).

Bảng 3. Kết quả phân rã tổng hợp về khác biệt giữa lao động hưởng lương (nhóm C) và nhóm các lao động phi chính thức khác (nhóm D)

	Phân rã sự khác biệt		(%)
Khác biệt	0.030929	[.029706 .032152]	
Ảnh hưởng đặc điểm	-0.063915	[-.077985 -.049844]	-206.650
Ảnh hưởng cấu trúc	0.094843	[.080526 .10916]	306.650

Chú thích: Các giá trị trong ngoặc vuông thể hiện các giá trị khoảng tin cậy 95%

Nguồn: Tác giả tự ước lượng từ dữ liệu Điều tra Lao động việc làm năm 2016.

Hình 2 tổng hợp phần trăm tác động của từng nhóm đặc điểm đến khoảng cách vị thế việc làm trong tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện.

Về ảnh hưởng đặc điểm, kết quả cho thấy tác động lớn của các nhóm đặc điểm như trình độ học vấn, kinh nghiệm làm việc, tình trạng đăng ký kinh doanh của cơ sở làm việc, số thành viên trong hộ có tham gia bảo hiểm xã hội và thu nhập đến sự khác biệt giữa nhóm C và nhóm D. Cụ thể là:

Trình độ học vấn làm giảm khoảng cách xác suất tham gia giữa hai nhóm. Nếu nhóm C có trình độ học vấn tương tự nhóm D thì khoảng cách khác biệt sẽ tăng lên.

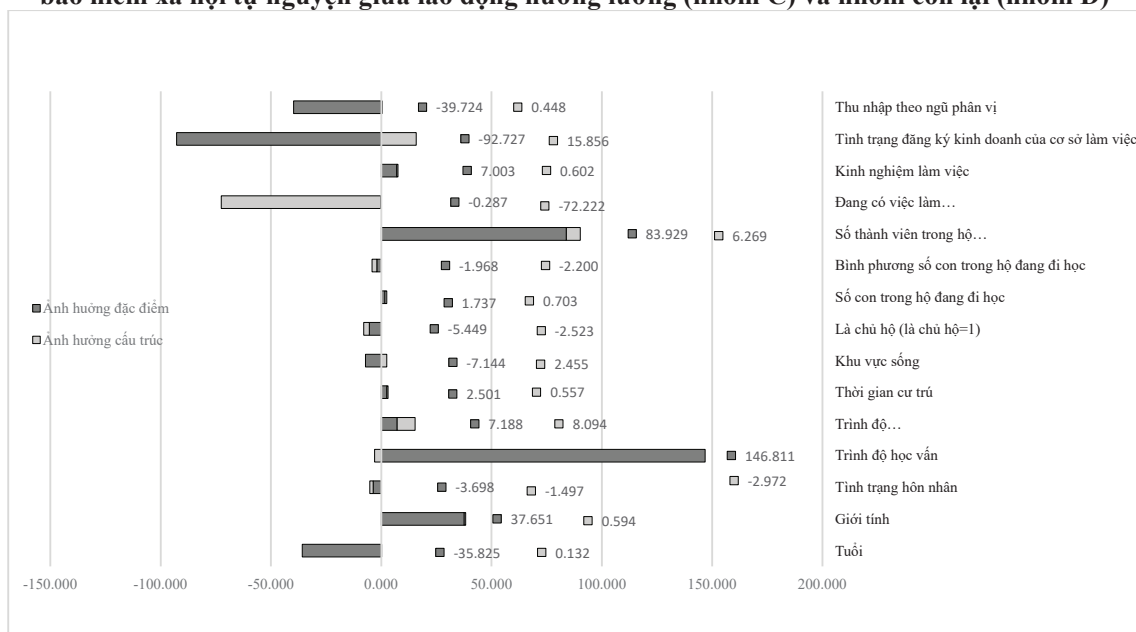
Số thành viên trong hộ có tham gia bảo hiểm xã hội làm giảm 5,4% khoảng cách khác biệt về xác suất tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện giữa hai nhóm lao động.

Về thu nhập, thu nhập cận nghèo và cận giàu là nguyên nhân làm tăng tương ứng 0,1% và 1,8% khoảng cách khác biệt, trong khi thu nhập ở nhóm giàu làm giảm khoảng cách khác biệt giữa hai nhóm.

Bên cạnh đó, độ tuổi, giới tính, khu vực sống và số con trong hộ gia đình đang trong độ tuổi đi học cũng có tác động đáng kể đến sự khác biệt này. Đáng chú ý là, số con trong độ tuổi đi học có tác động phi tuyến đến sự khác biệt trong tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện giữa hai nhóm. Nếu số con trong độ tuổi đi học của nhóm C tương tự như nhóm D, thì khoảng cách về xác suất tham gia giữa hai nhóm sẽ tăng 3,59%.

Về ảnh hưởng cấu trúc, đáng chú ý là với người lao động có thu nhập thuộc nhóm nghèo hoặc cận nghèo, khoảng cách xác suất tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện giữa hai nhóm C và D sẽ giảm tương ứng 31,32%

Hình 2. Phần trăm đóng góp của các nhân tố đến sự khác biệt trong tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện giữa lao động hưởng lương (nhóm C) và nhóm còn lại (nhóm D)



Nguồn: Tác giả ước lượng từ dữ liệu Điều tra Lao động việc làm năm 2016.

và 2,96% nếu nhóm D có phản ứng tương tự như nhóm C có cùng mức thu nhập đó. Trong khi đó, với thu nhập trung bình, cận giàu và giàu, nếu nhóm D có phản ứng tương tự nhóm C thì khoảng cách xác suất tham gia tăng tương ứng 5,25%, 16,9% và 13,5%.

4.3. Đánh giá chung khoảng cách vị thế việc làm trong tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện

Kết quả phân rã Oaxaca-Blinder về sự khác biệt giữa các nhóm lao động phi chính thức cho thấy lao động tự làm chủ thường ít tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện so với lao động hưởng lương và lao động gia đình là do họ thường là lao động trong độ tuổi từ 50-59 tuổi và có trình độ học vấn ở mức chưa hoàn thành tiểu học. Lý giải cho tác động của độ tuổi, là do bảo hiểm xã hội tự nguyện mới được áp dụng chính thức từ năm 2008, khi nhóm lao động này đang ở độ tuổi 42-51 tuổi. Ở độ tuổi này, tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện hầu hết là những người đã từng tham gia bảo hiểm xã hội bắt buộc nhưng chưa đủ số năm đóng góp tối thiểu để nhận lương hưu hàng tháng. Những người còn lại ở độ tuổi này thường không tham gia do lo ngại không đủ số năm đóng góp tối thiểu.

Lao động hưởng lương tích cực tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện hơn nhóm lao động tự làm chủ và lao động gia đình, chủ yếu là thuộc nhóm tuổi 25-34 tuổi, 35-49 tuổi và từ 60 tuổi trở lên. Theo Phạm Ngọc Toàn & Giang Thanh Long (2016), nhóm 25-34 tuổi là nhóm tuổi đang trong giai đoạn ổn định công việc; nhóm 35-49 tuổi đang trong giai đoạn công việc ổn định nhất và có thu nhập tăng liên tục. Đồng thời, đây là nhóm tuổi có thể đáp ứng được điều kiện về thời gian đóng góp tối thiểu để hưởng lương hưu.

Đáng chú ý là, lao động hưởng lương tích cực tham gia, chủ yếu là lao động có trình độ học vấn từ tiểu học đến trung học phổ thông hoặc từ đại học trở lên, kinh nghiệm làm việc từ 5-10 năm, làm trong các cơ sở có đăng ký kinh doanh, có thu nhập thuộc nhóm phân vị thứ 2 (cận nghèo) và nhóm phân vị thứ 4 (cận giàu). Ngược lại, lao động hưởng lương có trình độ trung cấp hoặc cao đẳng chuyên nghiệp, kinh nghiệm làm việc dưới 5 năm, có mức thu nhập cao (thuộc nhóm phân vị thứ 5 – nhóm giàu) có xác suất tham gia thấp hơn so với lao động hưởng lương nói chung.

5. Kết luận và khuyến nghị chính sách

Kết quả phân tích khoảng cách vị thế việc làm trong tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện và các yếu tố giải thích cho sự khác biệt này cho thấy cần có giải pháp thu hẹp khoảng cách vị thế việc làm, tạo điều kiện để người lao động ở các vị thế việc làm khác nhau đều có thể tiếp cận và tham gia hệ thống, từ đó thực hiện mục tiêu mở rộng bao phủ bảo hiểm xã hội tự nguyện cho lao động phi chính thức. Một số giải pháp nên được cân nhắc đó là:

Triển khai thực hiện các gói bảo hiểm xã hội ngắn hạn, linh hoạt gắn với mục tiêu ngắn hạn của người lao động như chỉ tiêu cho giáo dục con cái. Nghiên cứu này cho thấy nhiều lao động có điều kiện gia đình khó khăn khi phải chi tiêu cho giáo dục con cái trong độ tuổi đến trường. Kết quả này góp phần ủng hộ định hướng xây dựng các gói bảo hiểm xã hội ngắn hạn, linh hoạt đã được Ban chấp hành Trung ương (2018) và Chính phủ (2018) đưa ra.

Cần thay đổi theo hướng linh hoạt quy định về số năm đóng bảo hiểm xã hội tối thiểu để được hưởng chế độ hưu trí hàng tháng. Kết quả phân rã cho thấy, độ tuổi cao là một trong các yếu tố làm cho lao động tự làm chủ hạn chế tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện. Trong khi đó, quy định hiện hành về số năm đóng tối thiểu chính là trở ngại. Vì vậy, chính sách linh hoạt về số năm đóng tối thiểu có thể cân nhắc áp dụng đối với lao động tự làm chủ.

Cần có chính sách khuyến khích tham gia theo hộ gia đình. Nghiên cứu đã khẳng định sự tồn tại hiệu ứng mạng lưới giữa những người lao động trong cùng một gia đình khi quyết định tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện. Vì vậy, áp dụng cơ chế khuyến khích với những hộ gia đình có nhiều thành viên tham gia, sẽ giúp đẩy mạnh hiệu ứng này.

Bên cạnh đó, cần có chính sách thúc đẩy việc thực thi các tiêu chuẩn lao động, thúc đẩy việc ký kết hợp đồng lao động đối với lao động phi chính thức, đặc biệt là lao động phi chính thức hưởng lương nhằm chính thức hoá các quan hệ lao động.

Tài liệu tham khảo

- Auerbach, Paula, Genoni, María Eugenia & Pagés, Carmen (2007), ‘Social security coverage and the labor market in developing countries’, *IZA Discussion Papers* 2979, Institute of Labor Economics (IZA).
- Ban chấp hành Trung ương (2018), *Nghị Quyết số 28-NQ/TW: Nghị Quyết Hội nghị lần thứ bảy Ban chấp hành Trung ương Khóa XII về Cải cách chính sách bảo hiểm xã hội*, ban hành ngày 23 tháng 5 năm 2018.
- Brandtweiner, R. & Donat, E. (2007), *The Digital Divide-Any Reasons for enthusiasm? The Case of Austria*, Proceedings of the 20th Bled eConference – eMergence: Merging and Emerging Technologies, Processes and Institutions, 3-6 June, Bled Slovenia.
- Brenke, K. & Pfannkuche, J. (2018), “Household consumption and savings rate depend strongly on employment status, income, and age”, *DIW Weekly Report*, 8(13/14), 125-135.
- Bùi Huy Nam (2019), ‘Nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng đến việc tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện của người lao động ở Việt Nam’, Luận án Tiến sĩ, Trường Đại học Kinh tế quốc dân, Hà Nội.
- Castel, Paulette (2008), *Voluntary Defined Benefit Pension System Willingness to Participate the Case of Vietnam*, last retrived on October 25th, 2022 from <<https://ssrn.com/abstract=1379607>>.
- Chính phủ (2018), *Nghị Quyết số 125/NQ-CP: Nghị Quyết Ban hành chương trình hành động của Chính phủ thực hiện Nghị Quyết số 28-NQ/TW ngày 23 tháng 5 năm 2018 của Hội nghị lần thứ bảy Ban chấp hành Trung ương Khóa XII về Cải cách chính sách bảo hiểm xã hội*, ban hành ngày 08 tháng 10 năm 2018.
- Elias, P. (2000), ‘Status in Employment: A world survey of practices and problems’, *Bulletin of Labour Statistics*, 1, 11-19.
- Fairlie, Robert W. (2005), ‘An extension of the Blinder-Oaxaca decomposition technique to logit and probit models’, *Journal of Economic and Social Measurement*, 30(4), 305-316.
- ILO (2021), *Khoảng cách giới trong hệ thống bảo hiểm xã hội, Tổ chức Lao động quốc tế tại Việt Nam*, Hà Nội.
- Mai Ngọc Cường (2012), ‘Về xây dựng và hoàn thiện hệ thống an sinh xã hội ở nước ta những năm tới’, *Tạp chí Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 178, 36-44.
- Mai Ngọc Cường (2014), ‘Nhà nước với việc mở rộng phạm vi bao phủ bảo hiểm xã hội tự nguyện’, *Tạp chí Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 208(II), 36-40.
- Mankiw, N Gregory (2018), *Principles of microeconomics, 8th edition*, Cengage Learning Press.
- Nguyễn Thị Lan Hương & Mai Ngọc Cường (2018), ‘Phát triển bảo hiểm xã hội đa tầng để thực hiện an sinh xã hội toàn dân: Kinh nghiệm một số nước và khuyến nghị đối với Việt Nam’, *Tạp chí Tạp chí Kinh tế và Phát triển*,

- Nguyễn Xuân Cường, Nguyễn Xuân Thọ & Hồ Huy Tự (2018), 'Một số nhân tố ảnh hưởng đến sự quan tâm tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện của người buôn bán nhỏ lẻ trên địa bàn tỉnh Nghệ An', *Tạp chí Phát triển Khoa học và Công nghệ: Chuyên san Kinh tế - Luật và Quản lý*, 2(4), 54-61.
- Phạm Ngọc Toàn & Giang Thanh Long (2016), 'Tác động của biến đổi cơ cấu dân số tuổi đến năng suất lao động ở Việt Nam', *Tạp chí Tạp chí Khoa học và Công nghệ Việt Nam*, 4(5), 21-27
- Pindyck, Robert S. & Rubinfeld, Daniel L. (2014), *Kinh tế học vi mô (Bản dịch)*, Nhà xuất bản Kinh tế TP. Hồ Chí Minh, Việt Nam.
- Pindyck, Robert S. & Rubinfeld, Daniel L. (2018), *Microeconomics, 9th edition*, The Pearson Education Limited Press, Malaysia.
- Powers, Daniel A., Yoshioka, Hirotoishi & Yun, Myeong-Su (2011), 'Multivariate decomposition for nonlinear response models', *The Stata Journal*, 11(4), 556-576.
- Roushdy, Rania and Selwaness, Irene (2019), 'Who is covered and who under-reports: An empirical analysis of access to social insurance on the Egyptian labor market', *Journal of International Development*, DOI: <https://doi.org/10.1002/jid.3434>.
- Sinning, Mathias, Hahn, Markus & Bauer, Thomas K. (2008), 'The Blinder-Oaxaca decomposition for nonlinear regression models', *The Stata Journal*, 8(4), 480-492.
- Tổng cục Thống kê và ILO (2017), *Báo cáo Lao động phi chính thức năm 2016*, Tổng Cục Thống kê và Tổ chức Lao động quốc tế tại Việt Nam, ISBN 978-604-89-2814-8, Hà Nội, Việt Nam.
- Trương Thị Phương & Nguyễn Thị Hiền (2013), 'Các nhân tố ảnh hưởng đến ý định tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện của người lao động khu vực phi chính thức tại tỉnh Phú Yên', *Tạp chí Tạp chí Khoa học - Công nghệ Thủy sản*, 2/2013.
- Yun, Myeong-Su (2004), 'Decomposing differences in the first moment', *Economics Letters*, 82(2), 275-280.

CÁC NHÂN TỐ TÁC ĐỘNG ĐẾN MỨC PHÂN BỐ SAI LAO ĐỘNG TRONG NGÀNH CÔNG NGHIỆP CHẾ BIẾN CHẾ TẠO Ở VIỆT NAM GIAI ĐOẠN 2005-2019

Nguyễn Việt Hùng

Khoa Kinh tế học, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: hungnv@neu.edu.vn

Nguyễn Thị Phương

Khoa Kinh tế quản lý – Đại học Thăng Long

phuongnguyen295@gmail.com

Mã bài: JED-888

Ngày nhận: 05/08/2022

Ngày nhận bản sửa: 09/09/2022

Ngày duyệt đăng: 14/09/2022

Tóm tắt:

Nghiên cứu sử dụng số liệu ở cấp doanh nghiệp để đo lường mức độ phân bố sai lao động và lượng hóa các nhân tố ảnh hưởng tới sự phân bố sai lao động trong các doanh nghiệp ngành công nghiệp chế biến chế tạo ở Việt Nam giai đoạn 2005-2019. Kết quả nghiên cứu cho thấy mức phân bố sai của toàn ngành công nghiệp chế biến chế tạo trong giai đoạn nghiên cứu khoảng 0,57. Trong đó, các doanh nghiệp nhà nước và các doanh nghiệp có trình độ công nghệ thấp có mức phân bố sai nguồn lực lao động và mức tăng TFP đạt được cao nhất khi loại bỏ phân bố sai. Sự khác biệt về mức phân bố sai trong các doanh nghiệp vừa và nhỏ (SME) và doanh nghiệp quy mô lớn không nhiều, nhưng khi loại bỏ phân bố sai thì mức tăng TFP của các SME cao hơn. Tăng lương ở những ngành có năng suất lao động thấp, doanh nghiệp có sức mạnh thị trường lớn và những hạn chế tự do hóa thương mại sẽ giảm tính cạnh tranh của thị trường lao động, do đó làm tăng mức phân bố sai lao động. Các doanh nghiệp có tính thanh khoản ổn định, quy mô lớn và cấu trúc thị trường cạnh tranh có xu hướng giảm mức phân bố sai. Để giảm phân bố sai lao động, Chính phủ cần tiếp tục tháo gỡ các rào cản của thị trường lao động, cải thiện môi trường kinh doanh cùng với chính sách thuế minh bạch, gia tăng độ mở thương mại và cải thiện hiệu quả thị trường tài chính.

Từ khóa: Năng suất, phân bố sai, TFP

Mã JEL: D24, O11, O41, O47

Factors affecting labor misallocation in the manufacturing industries of Vietnam in the period 2005-2019

Abstract

This study uses data at firm-level to measure the level of labor misallocation and estimate factors influencing labor misallocation of Vietnam's manufacturing firms in the period 2005-2019. The result shows that the level of labor misallocation of manufacturing industries is about 0.57. In which, State owned enterprises and low-tech firms have the highest level of labor misallocation and total factor productivity (TFP) gains when there is no labor misallocation. The difference in labor misallocation between small and medium enterprises (SMEs) and large-scale enterprises is not much, but when eliminating labor misallocation, the increase in TFP of SMEs is higher than large-scale enterprises. Increasing wages in industries with low labor productivity, firms with high market power and restrictions on trade liberalization will reduce the competitiveness of the labor market, thereby increasing labor misallocation. Firms with stable liquidity, larger size and competitive market structure tend to reduce labor misallocation. To reduce labor misallocation, the government should continue to remove labor market barriers, improve business environment with transparent tax policy, increase trade openness and improve financial market efficiency.

Keywords: Productivity, misallocation, TFP.

JEL Codes: D24, O11, O41, O47

1. Giới thiệu

Quá trình chuyển dịch cơ cấu hay tái phân bổ các nguồn lực giữa các ngành kinh tế từ khi thực hiện chính sách “Đổi mới” đến nay đã đem lại những thành tựu không nhỏ cho tăng trưởng và phát triển kinh tế ở Việt Nam. Tuy nhiên, năng suất chung hiện tại của Việt Nam, so với các nước trong khu vực, còn thấp. Đây chính là cản trở cho tăng trưởng kinh tế và năng lực cạnh tranh quốc gia. Một trong những nguyên nhân gây ra điều này là do quá trình phân bổ lại các nguồn lực giữa các khu vực và ngành trong quá trình chuyển dịch cơ cấu kinh tế ở Việt Nam đã xảy ra sự phân bổ sai các nguồn lực, nguyên nhân cơ bản giải thích sự suy giảm năng suất của các doanh nghiệp và tạo ra sự khác biệt về năng suất giữa các quốc gia (Restuccia & Rogerson, 2017; Hsieh & Klenow, 2009). Nếu việc phân bổ lại các nguồn lực sản xuất bao gồm vốn và lao động được thực hiện một cách thích hợp và có hiệu quả, từ các doanh nghiệp và nhà sản xuất có năng suất thấp sang các doanh nghiệp và nhà sản xuất có năng suất cao, sẽ cải thiện được năng suất chung của ngành và của nền kinh tế (Andrews & Cingano, 2014).

Quá trình phân bổ sai nguồn lực có thể xảy ra trong việc phân bổ lại bao gồm cả vốn và lao động. Trước hết, sự phân bổ sai về vốn xảy ra là do một số doanh nghiệp bị hạn chế khả năng tiếp cận với các khoản tín dụng ưu đãi từ hệ thống tài chính, hoặc chính sách ưu đãi lãi suất cho vay của một số loại hình doanh nghiệp, hoặc đặc quyền của một số doanh nghiệp nhà nước (DNNN) trong việc được phân bổ vốn đầu tư công từ ngân sách nhà nước. Trong khi đó, sự phân bổ sai về lao động xảy ra khi có sự chênh lệch tiền lương so với năng suất biên của lao động hoặc các quy định về mức lương tối thiểu trên thị trường lao động (Rabinovich & Wolthoff, 2020). Điều này cho thấy khi các chính sách của chính phủ làm thay đổi thị trường lao động hoặc xảy ra những thất bại của thị trường, nguồn lao động sẽ bị phân bổ sai, dẫn đến sản xuất kém hiệu quả, năng suất sẽ thấp hơn và sự phân bổ lao động sai lệch cũng dẫn đến sự méo mó trong quan hệ thị trường.

Trong nghiên cứu này, chúng tôi sử dụng bộ dữ liệu điều tra doanh nghiệp hằng năm của GSO để xem xét quá trình phân bổ sai nguồn lực, đặc biệt là phân bổ sai lao động đến hiệu suất của các doanh nghiệp trong ngành công nghiệp chế biến chế tạo ở Việt Nam giai đoạn 2005-2019, đây là ngành hiện tại đang đóng góp tới 1/3 vào GDP của Việt Nam. Đồng thời, thông qua mô hình dữ liệu bảng, nghiên cứu cũng thực hiện phân tích và lượng hóa một số nhân tố ảnh hưởng tới sự phân bổ sai lao động trong ngành công nghiệp chế biến chế tạo.

Ngoài phần giới thiệu, tài liệu tham khảo và phụ lục, bài nghiên cứu được bố cục thành 5 phần. Phần 2 trình bày tổng quan nghiên cứu, phần 3 cơ sở lý thuyết và phương pháp nghiên cứu, phần 4 phân tích và thảo luận kết quả nghiên cứu và phần 5 là kết luận.

2. Tổng quan nghiên cứu và cơ sở lý thuyết

2.1. Tổng quan nghiên cứu

Nhiều nghiên cứu thực nghiệm gần đây đã chỉ ra sự khác biệt giữa các nhân tố tác động đến năng suất ở cấp độ doanh nghiệp, sự dịch chuyển lao động và nguồn lực sản xuất khác giữa các nhà sản xuất... hay cơ chế phân bổ lại các đầu vào sản xuất. Sự phân bổ lại các đầu vào giữa các nhà sản xuất/doanh nghiệp, trong đó có lao động đã đóng vai trò quan trọng trong việc giải thích sự thay đổi của tổng sản lượng và năng suất của các doanh nghiệp và của ngành, nhưng quá trình tái phân bổ này cũng dẫn đến sự phân bổ sai lao động và làm giảm hiệu suất của các doanh nghiệp (Restuccia & Rogerson, 2017; Hsieh & Klenow, 2009).

Một số nghiên cứu cho rằng nguyên nhân gây ra phân bổ sai nguồn lực lao động tập trung vào những rào cản ở cấp độ doanh nghiệp. Haltiwanger & cộng sự (2014) khi nghiên cứu các doanh nghiệp ở Đông Âu, nhận thấy các quy định trên thị trường lao động đã tạo ra các rào cản trong việc phân bổ lao động hiệu quả. Bai & cộng sự (2018) đã chỉ ra tác động tích cực của việc bãi bỏ các quy định phân biệt tín dụng đối với hiệu quả của việc phân bổ lại lao động giữa các doanh nghiệp ở Mỹ. Các hạn chế thương mại là một nguồn biến dạng khác, nó cho phép các doanh nghiệp kém năng suất tồn tại trong khi các doanh nghiệp có năng suất cao phải chịu chi phí tiếp cận thị trường địa phương tốn kém.

Ở một số nước khi mà hệ thống thể chế hoạt động kém hiệu quả, thì việc trợ cấp cho các doanh nghiệp lớn nhà nước và hoạt động kém hiệu quả của loại hình doanh nghiệp này khiến nguồn lực lao động bị phân bổ sai (Hsieh & Klenow, 2009). Sự kém hiệu quả của khu vực công làm giảm đáng kể năng suất lao động trong các doanh nghiệp khu vực tư nhân (Giordano & cộng sự, 2015). Hsieh & Klenow (2014) nhận thấy rằng các công ty Mexico và Ấn Độ có xu hướng hoạt động trong khu vực phi chính thức để tránh sự cứng nhắc trong khuôn khổ pháp lý, nhưng đổi lại năng suất lại thấp hơn so với các công ty ở Mỹ. Ở cấp độ ngành, McMillan & Rodrik (2011) cũng đã chỉ ra tăng thuế quan đối với hàng hóa nhập khẩu có thể bảo vệ các doanh nghiệp

kém hiệu quả hơn trong cạnh tranh nhưng lại là rào cản việc phân bổ lại lao động sang các lĩnh vực năng suất cao hơn trong ngành và của nền kinh tế.

Phân bổ lại lao động giữa các ngành cũng chịu tác động của các rào cản gia nhập ngành và đây được cho là nguyên nhân chủ yếu cho sự thất bại trong thời kỳ công nghiệp hóa của nền kinh tế Nga (Cheremukhin & cộng sự, 2017). Các chính sách của chính phủ như các quy định về mức lương tối thiểu trên thị trường lao động làm nguồn lao động sẽ bị phân bổ sai, dẫn đến sản xuất kém hiệu quả và năng suất sẽ thấp hơn (Rabinovich & Wolthoff, 2020).

2.2. Cơ sở lý thuyết

Phân bổ sai về lao động xảy ra khi có sự chênh lệch tiền lương so với năng suất biên của lao động hoặc các quy định về mức lương tối thiểu trên thị trường lao động (Rabinovich & Wolthoff, 2020). Nguồn lực lao động bị phân bổ sai còn dẫn đến sự méo mó các quan hệ thị trường từ đó nền kinh tế trở nên kém hiệu quả, năng suất lao động sẽ thấp hơn và không tối đa hóa phúc lợi xã hội trong dài hạn (Restuccia & Rogerson, 2017; Hsieh & Klenow, 2009). Để đánh giá các nhân tố ảnh hưởng đến quá trình phân bổ sai lao động, Bau & Matray (2020) sử dụng một mô hình đánh giá tác động bao gồm yếu tố tự do hóa thương mại và các biện pháp kiểm soát cấp độ doanh nghiệp dưới dạng:

$$Y_{ijt} = \beta_1 FDI_{jt} + \beta_2 X_{it} + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{ijt}$$

Trong đó Y_{ijt} đại diện cho phân bổ sai nguồn lực; biến FDI_{jt} đại diện cho ngành công nghiệp j được tự do hóa. Tự do hóa thương mại giúp gia tăng độ mở của nền kinh tế góp phần giúp các nguồn lực phân bổ hiệu quả; X_{it} là các biến kiểm soát cấp độ doanh nghiệp; α_i là tác động cố định của doanh nghiệp i ; δ_t là tác động cố định năm t và ε_{ijt} là sai số.

Các yếu tố cấp độ doanh nghiệp có thể kể đến như quy mô doanh nghiệp, loại hình sở hữu, môi trường kinh doanh, thuế quan, rào cản tài chính. Busso & cộng sự (2013) cho rằng các doanh nghiệp lớn phải đối mặt với nhiều hạn chế hơn về việc mở rộng quy mô tuyển lao động so với doanh nghiệp nhỏ. Các công ty sở hữu nước ngoài được tìm thấy đối mặt với ít biến dạng về lao động nhất do mức chi trả lương cao, chế độ đãi ngộ tốt so với các công ty trong nước. Môi trường kinh doanh không thuận lợi cũng làm giảm động lực của lao động trong ngành và khiến các công ty hạn chế chi tiêu cho lao động. Các vụ tổng tiền hối lộ đóng vai trò như một khoản thuế bổ sung đối với các công ty làm hạn chế hiệu quả (Fisman & Svensson, 2007). Các rào cản tài chính cũng ảnh hưởng đến phân bổ nguồn lực trong các doanh nghiệp (Restuccia & Rogerson, 2017).

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Đo lường phân bổ sai nguồn lực lao động đến năng suất

Phương pháp đo lường phân bổ sai nguồn lực do có những biến dạng trong tái phân bổ vốn và lao động của bài viết này được thực hiện theo cách tiếp cận của Hsieh & Klenow (2009).

Giả định trong nền kinh tế có một doanh nghiệp hoạt động trong cấu trúc thị trường cạnh tranh hoàn hảo và sản xuất một hàng hóa cuối cùng Y . Bằng việc sử dụng công nghệ hàm sản xuất Cobb-Douglas, chúng ta có thể mô tả việc sản xuất ra hàng hóa Y của doanh nghiệp này thông qua việc sử dụng đầu ra Y_s của s ngành ($s=1,2..S$) trong nền kinh tế như sau:

$$Y = \prod_{s=1}^S Y_s^{\theta_s} \quad (1)$$

Trong đó: $\sum_{s=1}^S \theta_s = 1$ và θ_s là phần chia giá trị gia tăng của ngành công nghiệp s .

Ở cấp độ ngành, với công nghệ có độ co giãn thay thế không đổi (CES), mỗi ngành công nghiệp s sản xuất đầu ra Y_s cần sử dụng M_s các hàng hóa khác nhau được các doanh nghiệp riêng biệt i sản xuất. Bởi vậy, đầu ra Y_s của ngành công nghiệp s được xác định như sau:

$$Y_s = \left(\sum_{i=1}^{M_s} Y_{si}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (2)$$

Trong đó: σ và Y_{si} là độ co giãn thay thế và đầu ra của doanh nghiệp i trong ngành công nghiệp s . Tổng sản lượng đầu ra của doanh nghiệp i trong ngành s được mô tả theo công nghệ Cobb-Douglas như sau:

$$Y_{si} = A_{si} K_{si}^{\alpha_s} L_{si}^{1-\alpha_s} \quad (3)$$

Trong đó: A_{si} , K_{si} , L_{si} tương ứng là năng suất, vốn, lao động của doanh nghiệp i trong ngành công nghiệp

s ; α_s đại diện cho phần chia vốn, khác nhau giữa các ngành công nghiệp nhưng giống nhau giữa các doanh nghiệp trong cùng một ngành.

Từ phương trình (3), Hsieh & Klenow (2009) đã tính toán năng suất hiện vật (TFPQ) và năng suất doanh thu (TFPR) như sau:

$$TFPQ_{si} = A_{si} = \frac{Y_{si}}{K_{si}^{\alpha_s} (wL_{si})^{1-\alpha_s}} \quad (4)$$

$$TFPR_{si} = P_{si} A_{si} = \frac{P_{si} Y_{si}}{K_{si}^{\alpha_s} (wL_{si})^{1-\alpha_s}} \quad (5)$$

Trong đó: P_{si} là giá đầu ra của doanh nghiệp i trong ngành s .

Để tối đa hóa lợi nhuận trong cấu trúc thị trường cạnh tranh độc quyền và phân bổ cân bằng các nguồn lực giữa các ngành, thì giá đầu ra của doanh nghiệp được tính như sau:

$$P_{si} = \frac{\sigma}{\sigma-1} \left(\frac{R}{\alpha_s} \right)^{\alpha_s} \left(\frac{w}{1-\alpha_s} \right)^{1-\alpha_s} \frac{(1+\tau_{K_{si}})^{\alpha_s}}{A_{si}^{1-\tau_{L_{si}}}} \quad (6)$$

Từ điều kiện bậc nhất của bài toán cực đại hóa lợi nhuận, ta được:

$$1 - \tau_{L_{si}} = \frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{wL_{si}}{(1-\alpha_s) P_{si} Y_{si}} \quad (7)$$

$$1 + \tau_{K_{si}} = \frac{\alpha_s}{1-\alpha_s} \frac{wL_{si}}{RK_{si}} \quad (8)$$

Phương trình (7) và (8) cho chúng ta ước lượng được các biến dạng về lao động và vốn dựa trên các dữ liệu về sản lượng đầu ra Y_{si} ; giá đầu vào của lao động (w) và vốn (R); và các hệ số co giãn σ và α_s .

Từ phương trình (6), ta có:

$$TFPR_{si} = \frac{\sigma}{\sigma-1} \left(\frac{R}{\alpha_s} \right)^{\alpha_s} \left(\frac{w}{1-\alpha_s} \right)^{1-\alpha_s} \frac{(1+\tau_{K_{si}})^{\alpha_s}}{1-\tau_{L_{si}}} \quad (9)$$

Phương trình trên chỉ ra sự khác biệt trong TFPR trong một ngành công nghiệp gây ra bởi biến dạng lao động và vốn. Mỗi quan hệ này cho phép chúng ta sử dụng TFPR để nắm bắt tác động của cả hai loại biến dạng về vốn và lao động.

Năng suất nhân tố tổng hợp của ngành công nghiệp s (TFPs) được tính dựa trên $TFPQ_{si}$ của doanh nghiệp i như sau:

$$TFP_s = \left[\sum_i^{M_s} \left(TFPQ_{si} \frac{\overline{TFPR_s}}{TFPR_{si}} \right)^{\sigma-1} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (10)$$

trong đó $\overline{TFPR_s}$ được tính dựa trên doanh thu sản phẩm biên của vốn (MRPK) và doanh thu sản phẩm biên của lao động (MRPL) trong ngành công nghiệp s :

$$\begin{aligned} \overline{TFPR_s} &= \frac{\sigma}{\sigma-1} \left[\frac{R}{\alpha_s \sum_{i=1}^{M_s} \frac{(1-\tau_{L_{si}}) P_{si} Y_{si}}{1+\tau_{K_{si}} P_s Y_s}} \right]^{\alpha_s} \left[\frac{w}{(1-\alpha_s) \sum_{i=1}^{M_s} (1-\tau_{L_{si}}) \frac{P_{si} Y_{si}}{P_s Y_s}} \right]^{1-\alpha_s} \\ &= \frac{\sigma}{\sigma-1} \left(\frac{\overline{MRPK_s}}{\alpha_s} \right)^{\alpha_s} \left(\frac{\overline{MRPL_s}}{1-\alpha_s} \right)^{1-\alpha_s} \end{aligned} \quad (11)$$

Nếu không có bất kỳ biến dạng nào ($\tau_{K_{si}} = \tau_{L_{si}} = 0$), phương trình (10) chỉ ra rằng TFPR của các doanh nghiệp trong ngành công nghiệp s sẽ bằng nhau.

Tương tự, nếu không có bất kỳ biến dạng nào trong phân bổ các nguồn lực thì TFP hiệu quả của ngành công nghiệp s ($\overline{TFPQ_s}$) theo công nghệ CES, được xác định như sau:

$$\overline{TFPQ_s} = \overline{A_s} = \left(\sum_{i=1}^{M_s} A_{si}^{\sigma-1} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (12)$$

Tuy nhiên, để tính được TFP hiệu quả của ngành, cần tính được TFPQ ở cấp độ doanh nghiệp (A_{si}). Tuy nhiên, do sự hạn chế về dữ liệu ở cấp độ doanh nghiệp không có giá trị về Y_{si} . Bởi vậy, năng suất hiện vật $TFPQ_{si}$ thường được lấy đại diện bằng giá trị của $P_{si} Y_{si}$. Do đó, Hsieh & Klenow (2009) viết lại phương trình (4) ở trên như sau:

$$TFPQ_{si} = A_{si} = k_s \frac{(P_{si}Y_{si})^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}}{K_{si}^{\alpha_s} L_{si}^{1-\alpha_s}} \text{ trong đó } k_s = w^{1-\alpha} \frac{(P_s Y_s)^{-\frac{1}{\sigma-1}}}{P_s} \quad (13)$$

Trong đó, k_s là một sự mở rộng quy mô cố định của ngành công nghiệp và không ảnh hưởng sự khác biệt tương đối giữa các doanh nghiệp trong ngành công nghiệp s , giá trị của k_s được chuẩn hóa bằng 1. Theo Hiesh & Klenow (2009), phân bổ sai lao động được tính bằng độ lệch chuẩn của log ($TFPR_{si}/\overline{TFPR}_s$).

Khi các nguồn lực được phân bổ là hiệu quả thì các doanh nghiệp trong cùng một ngành sẽ có cùng doanh thu sản phẩm biên của vốn (MRPL) và lao động (MRPK). Trái lại, khi các nguồn lực được phân bổ không hiệu quả, các doanh nghiệp trong cùng ngành sẽ có sự khác biệt về doanh thu sản phẩm biên của vốn (MRPL) và lao động (MRPK). Bởi vậy, khi loại bỏ được phân bổ sai các nguồn lực sẽ làm tăng TFP của ngành và khi đó lợi ích từng ngành thu tăng thêm sẽ được tính bằng tỷ số giữa TFP thực tế thu được từ phương trình (10) chia cho TFP “hiệu quả” thu được từ phương trình (12). Cụ thể:

$$\frac{Y}{Y^*} = \prod_{s=1}^S \left(\frac{TFP_s}{\overline{TFPQ}_s} \right)^{\theta_s} = \prod_{s=1}^S \left(\sum_{i=1}^{M_s} \left(\frac{A_{si} \overline{TFPR}_s}{A_s \overline{TFPR}_{si}} \right)^{\sigma-1} \right)^{\frac{\theta_s}{\sigma-1}} \quad (14)$$

Trong đó: Y^* là đầu ra hiệu quả, tương ứng với TFP hiệu quả; θ_s là phần chia giá trị gia tăng của ngành công nghiệp s với $\sum_s \theta_s = 1$. Tỷ lệ tăng TFP từ việc loại bỏ các nguồn phân bổ sai được tính như sau:

$$\%TFP_{gain} = \left(\frac{Y^*}{Y} - 1 \right) * 100 \quad (15)$$

3.2. Phân tích các nhân tố tác động đến phân bổ sai lao động

Khung phân tích và các nhân tố được lựa chọn trong mô hình phân tích thực nghiệm được xây dựng dựa trên các nghiên cứu của Bau & Matray (2020) và Restuccia & Rogerson (2017). Cụ thể, nghiên cứu sẽ xem xét các đặc điểm bên trong của doanh nghiệp như tiền lương của người lao động, tỷ lệ sở hữu của doanh nghiệp nhà nước, tỷ lệ thanh khoản, quy mô doanh nghiệp và các yếu tố thuộc môi trường vĩ mô như tự do hóa thương mại và môi trường thể chế ảnh hưởng đến phân bổ sai lao động.

Mô hình phân tích các nhân tố tác động phân bổ sai lao động (LabMis) của các doanh nghiệp trong ngành công nghiệp chế biến chế tạo ở Việt Nam sử dụng dữ liệu bảng. Dữ liệu bảng cho các kết quả ước lượng các của tham số trong mô hình tin cậy hơn và cho phép đo lường những tác động mà không thể được xác định khi sử dụng chéo hoặc dữ liệu thời gian. Mô hình hồi quy tác động cố định (Fixed Effects); mô hình hồi quy tác động ngẫu nhiên REM (Random Effects) hoặc mô hình hồi quy OLS hỗn hợp (Pooled OLS) là các dạng phổ biến của mô hình dữ liệu bảng.

$$LabMis_{st} = \alpha_0 + \alpha_1 * Lnwage_{st} + \alpha_2 * Liquidityratio_{st} + \alpha_3 * Lnsizest + \alpha_4 * HHI_{st} + \alpha_5 * SOEshare_{st} + \alpha_6 * Tariff_{st} + \eta_s + \eta_s * t + \varepsilon_t$$

Trong đó:

- *Biến phụ thuộc*:

$LabMis_{st}$ đo sự phân tán của TFPR của trong ngành công nghiệp s trong năm t , đại diện cho mức phân bổ sai lao động tác động đến TFP. Trong đó, theo Hsieh & Klenow (2009), phân bổ sai lao động làm thay được tính bằng độ lệch chuẩn của $\log(TFPR_{si}/\overline{TFPR}_s)$ trong đó $TFPR_{si}$ là TFPR của doanh nghiệp i ngành s và $\overline{TFPR}_s$ là TFPR hiệu quả của ngành s .

- *Biến độc lập*:

$Lnwage_{st}$ là mức lương trung bình của lao động trong ngành tính theo logarit;

$Liquidityratio_{st}$: tỷ lệ thanh khoản được tính bằng tỷ lệ tài sản ngắn hạn trên tổng tài sản;

HHI_{st} là chỉ số *Herfindahl – Hirschman* thể hiện cấu trúc thị trường được tính bằng tỷ trọng của các doanh nghiệp có doanh thu lớn nhất trong tổng doanh thu của ngành công nghiệp chế biến chế tạo;

$Size_{st}$ phản ánh số lượng lao động của ngành đại diện quy mô ngành công nghiệp;

$SOEshare_{st}$ là phần chia giá trị gia tăng (VA) của các doanh nghiệp nhà nước trong ngành;

$Tariff_{st}$ là mức thuế tối huệ quốc (MFN) trung bình của ngành công nghiệp chế biến chế tạo được lấy từ dữ liệu các chỉ báo của Ngân hàng thế giới WB (2022) đại diện cho yếu tố tự do hóa thương mại.

η_s là tác động cố định không quan sát được; $\eta_s * t$ là xu thế thời gian của ngành công nghiệp cụ thể và ε_{st} là số hạng sai số.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Mô tả thống kê

Số liệu sử dụng trong nghiên cứu được trích xuất từ bộ dữ liệu cấp doanh nghiệp của ngành công nghiệp chế biến chế tạo được Tổng cục thống kê của Việt Nam (GSO) thực hiện điều tra, khảo sát từ năm 2006 đến 2020, bao gồm 24 ngành công nghiệp cấp 2. Bộ dữ liệu sau khi được xử lý, lọc bỏ các quan sát trùng lặp, các giá trị âm của các biến lao động, tổng tài sản, tài sản cố định, doanh thu, mẫu nghiên cứu thu được là một bộ dữ liệu mảng gồm 429.837 quan sát. Các biến danh nghĩa được thực hiện giảm phát theo năm gốc 2010.

Bảng 1: Mô tả thông kê các biến trong mô hình định lượng

Tên biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	Lớn nhất
<i>K</i> (Vốn_triệu đồng)	429782	11058,38	537857,08	3,81e-07	2,895e+08
<i>L</i> (Lao động_Người)	429837	135,09	808,52	1	85206
<i>VA</i> (triệu đồng)	429837	26817,03	613084,60	0,5	2,895e+08
<i>Profit</i> (Triệu đồng)	429782	7554,49	512694,27	-5256027	2,895e+08
<i>LabMis</i>	429837	0,4979	0,1196	0,2137	1,2759
<i>lnwage</i>	429837	4,1493	0,5757	2,6336	5,6341
<i>Liquiditratio</i>	429837	.3469	0,0938	0,093	1,0665
<i>HHI</i>	429837	0,0896	0,0976	-0,4752	0,8406
<i>lnsize</i>	429837	12,0739	0,9118	7,0335	14,1068
<i>SOEshare</i>	429837	0,0037	0,0381	-0,5614	1,036
<i>tarifftrate</i>	429837	6,7525	2,1374	4,98	12,73

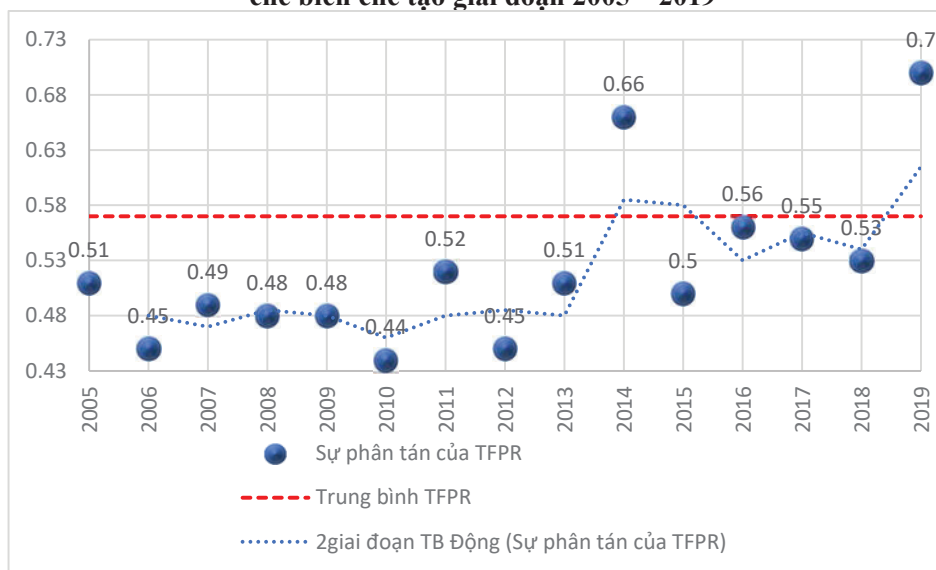
Nguồn: Tính toán của tác giả từ dữ liệu điều tra doanh nghiệp của GSO.

Bảng 1 tóm tắt kết quả thống kê mô tả các biến số trong mẫu nghiên cứu giai đoạn 2005-2019. Quy mô lao động của các doanh nghiệp trong mẫu nghiên cứu trung bình 135 lao động/doanh nghiệp và doanh nghiệp có số lao động lớn nhất trong mẫu lên tới 85.206 lao động; quy mô tài sản của các doanh nghiệp đạt mức trung bình 11.058,38 triệu đồng/doanh nghiệp.

Trong thời kỳ nghiên cứu trung bình VA và lợi nhuận của các doanh nghiệp trong mẫu đạt 26.817,03 triệu đồng và 7.554,49 triệu đồng. Mức phân bổ sai trung bình trong ngành LabMis (được tính dựa trên độ lệch chuẩn của giá trị TFPR ước lượng được) là 0,4979; tỷ lệ thanh khoản đạt 0,3469, tương ứng với tài sản ngắn hạn của các doanh nghiệp trong mẫu nghiên cứu trung bình ở mức 34,69% so với tổng tài sản. Chỉ số Herfindahl–Hirschman của ngành trung bình là 0,0896 và mức thuế suất MFN trung bình của ngành công nghiệp chế biến chế tạo là 6,75.

4.2. Thực trạng phân bổ sai lao động trong ngành công nghiệp chế biến chế tạo theo chỉ số LabMis

Hình 1: Mức độ phân bổ sai lao động trong ngành công nghiệp chế biến chế tạo giai đoạn 2005 – 2019



Nguồn: Tính toán của tác giả từ dữ liệu điều tra doanh nghiệp của GSO.

Hình 1 mô tả kết quả đo lường phân bổ sai lao động hằng năm trong giai đoạn 2005-2019 của ngành công nghiệp chế biến chế tạo. Ước tính phân bổ sai của toàn ngành công nghiệp chế biến chế tạo trong giai đoạn nghiên cứu vào khoảng 0,57. Trong đó, mức độ phân bổ sai lao động có xu hướng tăng dần từ năm 2005 (0,51) đến năm 2019 (0,70). Trong đó, phân bổ sai thấp nhất vào năm 2010 là 0,44; tiếp đến là năm 2006 và 2012 (0,45). Đây cũng là thời kỳ Việt Nam được kết nạp và trở thành thành viên chính thức của tổ chức thương mại thế giới (WTO). Kết quả này cho thấy những cam kết về tự do hóa thương mại và hội nhập kinh tế quốc tế của Việt Nam đã làm cho khả năng cạnh tranh của các doanh nghiệp nội địa được cải thiện, môi trường kinh doanh trở nên năng động hơn. Qua đó phần nào đã giúp giảm bớt những biến dạng trong thị trường lao động và làm giảm phân bổ sai lao động.

Tuy nhiên, từ sau năm 2013 với tình hình lạm phát tăng cao, nhập siêu lớn và những bất ổn vĩ mô do hệ lụy của các chính sách kích thích kinh tế thời kỳ khủng hoảng tài chính toàn cầu đã ảnh hưởng không nhỏ đến người lao động, doanh nghiệp và cả nền kinh tế. Hệ quả là làm mức phân bổ sai lao động sau 2013 tăng cao hơn so với giai đoạn trước đó, trong đó mức phân bổ sai lao động tăng cao vào năm 2014 (0,66) và năm 2019 (0,7). Trung bình mức phân bổ sai cho giai đoạn 2005-2012 là 0,48 nhỏ hơn so với giai đoạn 2013-2019 là 0,57. Điều này cho thấy những nỗ lực cải thiện môi trường kinh doanh, nâng cao năng lực cạnh tranh và đẩy mạnh đổi mới sáng tạo của ngành công nghiệp chế biến chế tạo nhằm giảm mức phân bổ sai lao động vẫn chưa thật sự hiệu quả.

Bảng 2 trình bày tóm tắt phân bổ sai lao động theo loại hình sở hữu, công nghệ và quy mô của các doanh nghiệp trong ngành chế biến chế tạo, giai đoạn 2005-2019. Kết quả cho thấy các doanh nghiệp nhà nước, doanh nghiệp có trình độ công nghệ thấp như: sản xuất chế biến thực phẩm; sản xuất sợi và dệt vải; sản xuất da và các sản phẩm có liên quan; sản xuất sản phẩm từ khoáng phi kim loại khác có mức phân bổ sai nguồn lực lao động cao nhất (0,59 và 0,59) và hiệu quả TFP đạt được là cao nhất khi loại bỏ phân bổ sai nguồn lực lao động (tương ứng 45,26% và 64,75%). Điều này có thể lý giải là do khu vực các doanh nghiệp nhà nước có số lượng lao động ít hơn và có thể quy trình lựa chọn lao động không phản ánh chính xác năng lực của người lao động nên mức độ phân bổ sai nguồn lực lao động cao hơn. Với các doanh nghiệp công nghệ thấp, tuy có tỷ lệ lớn (53%) trong tổng số doanh nghiệp sản xuất của Việt Nam, nhưng lại là các ngành này có phản ứng chậm so với những thay đổi trên thị trường, lao động chủ yếu là lao động phổ thông, trình độ học vấn, năng lực làm việc thấp nên chưa đáp ứng được yêu cầu của người sử dụng lao động dẫn đến phân bổ sai nguồn lực lao động cao.

Đối với nhóm doanh nghiệp có vốn FDI và nhóm doanh nghiệp có trình độ công nghệ cao, kết quả ở Bảng 2 cho thấy đây là nhóm có mức phân bổ sai lao động và mức tăng TFP thấp nhất khi loại bỏ phân bổ sai so với các nhóm doanh nghiệp còn lại. Các doanh nghiệp có vốn FDI thường có trình độ công nghệ, kỹ thuật cao với phương thức quản lý tiên tiến, cho phép tạo ra những sản phẩm mới, mở ra thị trường mới cho nước tiếp nhận đầu tư. Lao động địa phương trong các doanh nghiệp này được phân bổ một cách phù hợp theo

Bảng 2: Phân bổ sai lao động theo loại hình sở hữu, công nghệ và quy mô của các doanh nghiệp trong ngành chế biến chế tạo, giai đoạn 2005-2019

Tiêu chí	Mức phân bổ sai (<i>LabMis</i>)	% tăng TFP khi loại bỏ phân bổ sai
1. Loại hình sở hữu		
Doanh nghiệp nhà nước	0,59	45,26
Doanh nghiệp tư nhân	0,49	32,53
Doanh nghiệp FDI	0,46	27,12
2. Trình độ công nghệ		
Doanh nghiệp công nghệ thấp	0,59	64,75
Doanh nghiệp công nghệ trung bình	0,57	51,45
Doanh nghiệp công nghệ cao	0,54	44,03
3. Quy mô doanh nghiệp^a		
Doanh nghiệp vừa và nhỏ (SMEs)	0,58	51,48
Doanh nghiệp quy mô lớn	0,52	38,69

Ghi chú: (a) căn cứ vào Luật Hỗ trợ doanh nghiệp nhỏ và vừa năm 2017.

Nguồn: Tính toán của tác giả từ dữ liệu điều tra doanh nghiệp của GSO.

đúng năng lực và được bồi dưỡng, đào tạo tay nghề, ngoại ngữ, học hỏi được các phương thức, kinh nghiệm quản lý tiên tiến cũng như tiếp cận được với khoa học, kỹ thuật, công nghệ cao, có tác phong công nghiệp hiện đại, kỷ luật lao động tốt, từ đó góp phần nâng cao chất lượng nguồn nhân lực, từng bước thay thế được các vị trí quan trọng, chủ chốt của doanh nghiệp.

Mức phân bổ sai lao động và hiệu quả TFP đạt được nếu loại bỏ phân bổ sai lao động của doanh nghiệp vừa và nhỏ (tương ứng 0,58% và 51,48%) cao hơn các doanh nghiệp quy mô lớn (0,52% và 38,69%). Doanh nghiệp vừa và nhỏ (SME) trong mẫu nghiên cứu chiếm tỷ lệ lớn (khoảng trên 90%) trong tổng số doanh nghiệp ngành chế biến và phân bổ ở nhiều vùng miền trên cả nước, chiếm một nguồn chính tạo ra việc làm cho người lao động nên có mức phân bổ sai cao hơn doanh nghiệp quy mô lớn cũng là điều dễ hiểu. Các doanh nghiệp SME mặc dù đối mặt với các biến dạng trong phân bổ sai lao động không có sự khác biệt nhiều so với các doanh nghiệp quy mô lớn, nhưng khi loại bỏ các biến dạng bất lợi này trên thị trường lao động thì hiệu quả thu được làm tăng TFP của SME lớn hơn rất nhiều so với các doanh nghiệp quy mô lớn. Kết quả này có ý nghĩa khá quan trọng đối với các nhà hoạch định chính sách, đó là để cải thiện năng suất cho ngành công nghiệp nói riêng và cho nền kinh tế nói chung cần tập trung các chính sách nhằm nâng cao hiệu quả phân bổ lao động cho các doanh nghiệp SME, bởi khi mức phân bổ sai lao động của SME giảm thì mức tăng TFP của ngành chế biến chế tạo cao hơn khá nhiều so với các doanh nghiệp quy mô lớn.

4.3. Phân tích các nhân tố ảnh hưởng tới phân bổ sai lao động

Để lựa chọn được mô hình phù hợp, nghiên cứu đã thực hiện các kiểm định lựa chọn mô hình dữ liệu bảng và POLS, kết quả kiểm định cho thấy bác bỏ mô hình PLOS ở mức ý nghĩa 1% và kiểm định Hausman cho kết quả chỉ định mô hình dữ liệu bảng tác động cố định (FE). Tuy nhiên, khi thực hiện kiểm định Wald test, kết quả cho thấy mô hình có hiện tượng phương sai sai số thay đổi. Để khắc phục điều này, phương pháp robust đã được sử dụng trong hồi quy.

Bảng 3: Ảnh hưởng của các nhân tố tới phân bổ sai nguồn lực lao động

	Tác động ngẫu nhiên	Tác động cố định	
	RE	FE	FE Robust
<i>lnwage</i>	0,0678*** (0,0004)	0,0688*** (0,0005)	0,0688*** (0,0006)
<i>liquidityratio</i>	-0,2365*** (0,0024)	-0,3037*** (0,0035)	-0,3037*** (0,0042)
<i>HHI</i>	0,1582*** (0,0018)	0,0762*** (0,002)	0,0762*** (0,0022)
<i>lnsize</i>	0,0216*** (0,0003)	-0,0197*** (0,0005)	-0,0197*** (0,0009)
<i>SOEshare</i>	0,0104* (0,0057)	-0,0007 (0,0067)	-0,0007 (0,0095)
<i>tarifftrate</i>	0,0029*** (0,0001)	0,0013*** (0,0001)	0,0013*** (0,0001)
<i>_cons</i>	0,0069* (0,0037)	0,5405*** (0,006)	0,5405*** (0,0095)
Observations	429.837	429.837	429.837
R-squared	within = 0.1739 between = 0.2940 overall = 0.2419		within = 0.1951 between = 0.1210 overall = 0.1075
Hausman Test	Prob>chi2 = 0.0000		

Ghi chú: *** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .1$

Nguồn: Ước lượng của tác giả từ dữ liệu điều tra doanh nghiệp của GSO.

Kết quả hồi quy phân tích tác động của các nhân tố tới phân bổ sai lao động được trình bày tóm tắt ở trong Bảng 3. Hầu hết các biến đều có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1% và có thể giải thích tốt ý nghĩa của biến phụ thuộc.

Hệ số ước lượng được của biến tiền lương *lnwage* dương và ở mức ý nghĩa thống kê 1% cho thấy khi người lao động được tăng lương ở tất cả các ngành có thể làm tăng mức phân bổ sai lao động vì luôn tồn tại người lao động ở những khu vực, ngành nghề với năng suất lao động thấp nếu được tăng lương sẽ làm giảm tính cạnh tranh cho thị trường lao động ở những khu vực, ngành nghề khác với năng suất lao động cao hơn. Bởi vậy, việc tăng lương có lẽ chỉ nên được thực hiện ở những ngành có sự gia tăng tương ứng của năng suất lao động và giá trị gia tăng. Điều này phần nào sẽ giúp giảm phân bổ sai nguồn lực lao động.

Biến Liquidityratio (tỷ lệ thanh khoản) và biến Lnsizes (quy mô doanh nghiệp) có hệ số ước lượng là âm, có mức ý nghĩa thống kê 1%. Điều này chỉ ra rằng khi doanh nghiệp có tỷ lệ thanh khoản tốt (tỷ lệ tài sản ngắn hạn trong tổng tài sản ở mức cao) và quy mô doanh nghiệp lớn hơn có xu hướng giảm phân bổ sai nguồn lực lao động. Điều này khá tương đồng với số liệu của điều tra và thực tiễn đó là hầu hết các doanh nghiệp sống sót trong thời kỳ nghiên cứu hầu như đều có năng suất cao, mức trang bị vốn và lao động cao hơn các doanh nghiệp rút lui và gia nhập ngành bởi vậy những doanh nghiệp này có mức phân bổ sai nguồn lực lao động thấp.

Hệ số của biến HHI (thể hiện cấu trúc thị trường) dương và có ý nghĩa thống kê cao cho thấy các doanh nghiệp có doanh thu cao nhất chiếm tỷ trọng lớn trong tổng doanh thu của ngành do có sức mạnh thị trường đã gây nên những biến dạng lớn về đầu vào lao động khiến phân bổ sai nguồn lực lao động của ngành ở mức cao.

Hệ số của biến thuế quan trung bình MFN dương có ý nghĩa cao, hàm ý thuế suất cao làm gia tăng phân bổ sai nguồn lực lao động. Thực tế cho thấy việc tự do hóa thương mại thông qua việc giảm thuế quan hàng hóa trong thời gian qua, cùng với các chính sách công khai, minh bạch hơn đã có tác động đáng kể đến giảm phân bổ sai nguồn lực lao động. Kết quả này khá tương đồng với kết quả của các nghiên cứu của Epifani & Gancia (2011).

Như vậy, khi thu nhập người lao động tăng lên ở các khu vực có mức năng suất cao, quy mô doanh nghiệp lớn hơn, cấu trúc thị trường cạnh tranh và tự do hóa thương mại có xu hướng làm giảm mức phân bổ sai lao động.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Nghiên cứu đã thực hiện đo lường phân bổ sai, sử dụng chỉ số LabMiss dựa trên phương pháp của Hsieh, C. T. & Klenow, P. J. (2009), tính cho ngành công nghiệp chế biến chế tạo giai đoạn 2005-2019. Trên cơ sở mức phân bổ sai lao động ước lượng được, nghiên cứu đã phân tích, đánh giá một số nhân tố bên trong và bên ngoài doanh nghiệp tác động đến mức phân bổ sai. Kết quả nghiên cứu cho thấy mức phân bổ sai có xu hướng tăng trong thời kỳ nghiên cứu, điều này cho thấy những nỗ lực cải thiện môi trường kinh doanh, nâng cao năng lực cạnh tranh, tích cực tham gia các FTA, đẩy mạnh đổi mới sáng tạo trong ngành công nghiệp chế biến chế tạo nhằm giảm mức phân bổ sai lao động vẫn chưa thật sự hiệu quả. Hơn nữa, kết quả nghiên cứu cũng cho thấy các doanh nghiệp nhà nước và các doanh nghiệp có trình độ công nghệ thấp (như ngành sản xuất chế biến thực phẩm; sản xuất sợi và dệt vải; sản xuất da và các sản phẩm có liên quan; sản xuất sản phẩm từ khoáng phi kim loại khác) là những doanh nghiệp có mức phân bổ sai nguồn lực lao động cao nhất và hiệu quả TFP sẽ đạt được cao nhất khi loại bỏ được phân bổ sai nguồn lực lao động. Tuy nhiên, điều này xảy ra ngược lại ở các doanh nghiệp có vốn FDI và nhóm doanh nghiệp có trình độ công nghệ cao. Điểm đáng lưu ý đó là các doanh nghiệp SME đối mặt với các biến dạng theo hướng có lợi hơn trên thị trường lao động so với các doanh nghiệp có quy mô lớn. Kết quả ước lượng các nhân tố ảnh hưởng đến tới phân bổ sai lao động cho thấy việc tăng lương nếu chỉ thực hiện một cách cơ học ở tất cả những khu vực ngành nghề có năng suất lao động thấp sẽ giảm tính cạnh tranh của thị trường lao động qua đó làm tăng mức phân bổ sai lao động. Trong khi phân bổ sai lao động sẽ có xu hướng giảm ở các doanh nghiệp có tính thanh khoản ổn định và quy mô lớn hơn. Các doanh nghiệp có sức mạnh thị trường thường lại tạo ra những biến dạng lớn về đầu vào lao động khiến phân bổ sai nguồn lực lao động của ngành ở mức cao.

Để có thể giảm phân bổ sai lao động nhằm gia tăng năng suất của ngành công nghiệp chế biến chế tạo nói riêng và của nền kinh tế nói chung, trong thời gian tới Chính phủ cần tiếp tục tháo gỡ các rào cản của thị trường lao động; cải thiện môi trường kinh doanh, gia tăng độ mở thương mại để tạo sự cạnh tranh lành mạnh giữa các doanh nghiệp nội địa và nước ngoài; khuyến khích các doanh nghiệp mới gia nhập ngành; minh bạch chính sách thuế nhằm đảm bảo lợi ích giữa các doanh nghiệp trong nền kinh tế và cải thiện hiệu quả thị trường tài chính. Đối với doanh nghiệp nhà nước, Chính phủ cần đẩy nhanh hoạt động cổ phần hóa các doanh nghiệp qua đó nâng cao hiệu quả hoạt động sản xuất kinh doanh, năng lực quản trị, qua đó sẽ giúp giảm phân bổ sai trong nhóm doanh nghiệp này. Đối với các ngành sản xuất chế biến thực phẩm; sản xuất sợi và dệt vải; sản xuất da và các sản phẩm có liên quan; sản xuất sản phẩm từ khoáng phi kim loại khác là những ngành được xếp vào nhóm có trình độ công nghệ thấp, Chính phủ cần có các chính sách hỗ trợ thúc đẩy đổi mới sáng tạo, chuyển đổi số nhằm để các ngành này tận dụng được lợi thế về quy mô qua đó giúp cải thiện năng suất và giảm mức phân bổ sai.

Lời thừa nhận/cảm ơn: Bài viết thuộc đề tài cấp Bộ “Ảnh hưởng của quá trình tái phân bổ lao động đến năng suất của các doanh nghiệp trong ngành công nghiệp chế biến”, Mã số B2020.KHA.03.

Tài liệu tham khảo

- Andrews, D. & Cingano, F. (2014), ‘Public Policy and Resource Allocation: Evidence from Firms in OECD Countries’, *Economics Policy*, 29 (78), 253-296.
- Bai, J., Carvalho, D. & Phillips, G. (2018), ‘The Impact of Bank Credit on Labor Reallocation and Aggregate Industry Productivity’, *The Journal of Finance*, 73(6), 2787-2836.
- Bau, N. & Matray, A. (2020), Misallocation and capital market integration: evidence from India, Working Paper No. 263, Unpublished paper.
- Busso, M., Madrigal, L. & Pagés, C. (2013), ‘Productivity and resource misallocation in Latin America’, *B.E. Journal of Macroeconomics*, 13(1), 903 – 932.
- Cheremukhin, Anton, Mikhail Golosov, Sergei Guriev, and Aleh Tsyvinski, (2017), ‘The Industrialization and Economic Development of Russia through the Lens of a Neoclassical Growth Model’, *The Review of Economic Studies*, 84 (2), 613– 649.
- Epifani, P. & Gancia, G. (2011), ‘Trade, markup heterogeneity and misallocations’, *Journal of International Economics*, 83, (1), 1-13.
- Fisman, R. & Svensson, J. (2007), ‘Are corruption and taxation really harmful to growth? Firm level evidence’, *Journal of Development Economics*, 83(1), 63 – 75.
- Giordano, Raffaella, Sergi Lanau, Pietro Tommasino, & Petia Topalova (2015), ‘Does Public Sector Inefficiency Constrain Firm Productivity: Evidence from Italian Provinces’, IMF Working Paper, No. 15/168, International Monetary Fund, Washington.
- Haltiwanger, J., Scarpetta, S. & Schweiger, H. (2014), ‘Cross-country Differences in Job Reallocation: The Role of Industry, Firm Size and Regulations’, *Labour Economics*, 26(1), 11–25.
- Hsieh, C. T. & Klenow, P. J. (2009), ‘Misallocation and Manufacturing TFP in China and India. *The Quarterly Journal of Economics*, 124(4), 1403–1448.
- McMillan, Margaret S. & Rodrik, D. (2011), ‘Globalization, Structural Change and Productivity Growth’, Working paper, No. 17143, National Bureau of Economic Research
- Rabinovich, S. & Wolthoff, R. (2020), ‘Misallocation Effects of Labor Market Frictions’, Working Papers tecipa-662, University of Toronto, Department of Economics.
- Restuccia, D. & Rogerson R. (2017), ‘The causes and costs of misallocation’, *Journal of Economic Perspectives*, 31(3), 151-174.
- World Bank (2022), World Development Indicators, truy cập ngày 25 tháng 05 năm 2022 từ: <<https://data.worldbank.org/indicator>>

NGUỠNG TIÊU DÙNG TỐI THIỂU ĐỐI VỚI NƯỚC SINH HOẠT TẠI CÁC NƯỚC ĐANG PHÁT TRIỂN: BẰNG CHỨNG THỰC NGHIỆM TẠI VIỆT NAM

Nguyễn Hoài Sơn

Khoa Kinh tế học, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: nhson@neu.edu.vn

Mã bài: JED-924

Ngày nhận: 09/08/2022

Ngày nhận bản sửa: 03/09/2022

Ngày duyệt đăng: 14/09/2022

Tóm tắt

Nghiên cứu sử dụng số liệu của 5 thành phố trực thuộc trung ương trong Khảo sát mức sống các hộ gia đình Việt Nam 2018 để ước lượng hàm cầu nước của các hộ gia đình tại Việt Nam. Sử dụng dạng hàm Stone-Geary kết hợp với biến công cụ giá của Taylor, Taylor & cộng sự (1981) cho biểu giá bậc thang, nghiên cứu đã xác định được độ co giãn của cầu theo giá tại 5 thành phố nói chung, khu vực thành thị và nông thôn nói riêng lần lượt là -0,24; -0,19 và -0,25. Bên cạnh đó nghiên cứu cũng xác định được ngưỡng tiêu dùng tối thiểu của 3 nhóm trên lần lượt là 3,67; 3,94 và 3,23m³/hộ/tháng. Kết quả này có thể sử dụng làm giá trị tham khảo cho các quốc gia đang phát triển khác, đặc biệt là cung cấp thêm quan sát để các nghiên cứu khác có thể so sánh sự khác biệt về ngưỡng sử dụng tối thiểu giữa các quốc gia phát triển và đang phát triển trên diện rộng.

Từ khóa: Giá bậc thang, hàm cầu nước, Stone-Geary.

Mã JEL: B2, C26, D12.

The subsistence level of residential water in developing countries: The case of Vietnam *Abstract:*

The paper employed data from five municipalities in Vietnam Household Living Standards Survey 2018 to estimate the residential water demand function in Vietnam. The estimation based on the Stone-Geary function combined with the price instrument variable for block tariffs specified by Taylor et al. (1981). The results show that the price elasticity of demand in five municipalities in general as well as in urban and rural areas were -0.24; -0.19 and -0.25. Besides, the findings also illustrate that the subsistence thresholds of three groups were 3.67; 3.94 and 3.23 m³/household/month, respectively. The results provide additional empirical observation for other studies to compare differences in subsistence thresholds between developed and developing countries on a large scale.

Keyword: Increasing block tariffs, residential water demand, Stone-Geary.

JEL code: B2, C26, D12.

1. Giới thiệu

Khan hiếm nước đã và đang là rào cản lớn cho quá trình phát triển kinh tế xã hội và đe dọa môi trường sống của ngày càng nhiều khu vực trên thế giới. Trong báo cáo của Diễn đàn kinh tế thế giới (WWF), khủng hoảng nước được xác định là rủi ro có ảnh hưởng lớn nhất hiện nay (WWF, 2015). Tính đến 2025, khoảng hai phần ba dân số thế giới có thể phải đối diện với sự thiếu hụt nước (WWF, 2022).

Trong bối cảnh việc mở rộng các nguồn cung nước ngày càng hạn chế, các biện pháp quản lý cầu trở nên ngày càng quan trọng. Một trong các vấn đề tranh luận chính trong các chính sách quản lý cầu đối với tiêu

dùng nước của khu vực dân cư là tính khả thi của việc sử dụng các chính sách về giá nhằm khuyến khích tiết kiệm. Các chính sách về giá nước thường gặp phải hai vấn đề. Thứ nhất là nước là mặt hàng đảm bảo sinh tồn cho các hộ gia đình, do vậy chính sách giá cần đảm bảo các hộ được tiếp cận một ngưỡng tiêu dùng tối thiểu. Thứ hai là các biện pháp khuyến khích tiết kiệm qua giá chỉ phát huy hiệu quả nếu cầu co giãn theo giá. Hai vấn đề đó đặt ra yêu cầu phải ước lượng được hàm cầu nước của các hộ gia đình để từ đó có thể xác định được các chính sách phù hợp.

Cho đến nay, đã có nhiều nghiên cứu về ước lượng hàm cầu nước của các hộ gia đình (Arbués & cộng sự, 2003; Nauges & Whittington, 2010). Tuy nhiên, hầu hết các nghiên cứu đều tập trung xác định độ co giãn của giá và thu nhập mà không xác định mức tiêu dùng tối thiểu (Agthe & Billings, 1987; Schleich & Hillenbrand, 2009; Brent & Ward, 2019).

Việc xác định mức tiêu dùng tối thiểu đóng vai trò quan trọng trong việc thiết kế các chính sách liên quan đến giá nước. Trước hết là bởi vì không phải tất cả lượng tiêu dùng nước của các hộ gia đình đều phản ứng với giá (Martínez-España & Nauges, 2004), do đó để thiết kế chính sách giá phù hợp với mục tiêu quản lý cầu, cần tách biệt được phần tiêu thụ mà chính sách liên quan đến giá có thể áp dụng và phần tiêu thụ không phụ thuộc vào giá - mức tiêu dùng tối thiểu. Bên cạnh đó, tiếp cận nước sạch sinh hoạt, ít nhất ở mức tối thiểu, là quyền cơ bản. Chính sách giá phải được thiết lập để đảm bảo các hộ gia đình, kể cả các hộ nghèo nhất, có thể chi trả cho một mức tiêu thụ nước tối thiểu. Chính vì vậy, việc ước lượng được ngưỡng tiêu dùng tối thiểu không chỉ đáp ứng yêu cầu về hiệu quả chính sách mà còn đảm bảo được tính công bằng của chính sách.

Cho đến nay, có rất ít nghiên cứu có xác định cả ngưỡng tiêu dùng tối thiểu, nhưng trong đó phần lớn lại sử dụng số liệu từ các quốc gia phát triển như Mỹ (Gaudin & Sickles, 2001; Clarke & Thompson, 2017) hay Tây Ban Nha (Martínez-España & Nauges, 2004). Hiện các nghiên cứu về ngưỡng tiêu dùng tối thiểu tại các quốc gia đang phát triển còn khá ít (Dharmaratna & Harris, 2012). Việc mở rộng thêm phạm vi nghiên cứu tại các nước đang phát triển khác sẽ cung cấp thêm bằng chứng thực nghiệm về sự khác biệt trong ngưỡng tiêu dùng tối thiểu giữa các quốc gia ở các trình độ phát triển khác nhau.

Việt Nam là nước đang phát triển có tốc độ tăng trưởng khá nhanh. Các kinh nghiệm từ Việt Nam hoàn toàn có thể áp dụng được cho các nước ở cùng trình độ phát triển khác. Cho đến nay mới có Cheesman & cộng sự (2008) nghiên cứu về hàm cầu nước của các hộ gia đình tại Việt Nam. Cheesman & cộng sự (2008) phân tích số liệu điều tra 166 hộ gia đình tại Buôn Ma Thuột năm 2006 cho thấy độ co giãn của cầu theo giá là -0,06 đối với nước máy và -0,53 với nguồn đầu nổi tự nhiên và giếng. Tuy nhiên, nghiên cứu này chưa xác định ngưỡng tiêu dùng tối thiểu của các hộ gia đình.

Chính vì vậy, nghiên cứu này sẽ sử dụng Việt Nam làm bối cảnh nghiên cứu mới để ước lượng hàm cầu nước của các hộ gia đình. Nghiên cứu sẽ tập trung vào 2 mục tiêu cụ thể là xác định 2 thông số chính: (i) Ngưỡng tiêu dùng nước tối thiểu của các hộ gia đình và (ii) độ co giãn theo giá đối với nước sinh hoạt của các hộ gia đình. Kết quả nghiên cứu sẽ cung cấp thêm bằng chứng thực nghiệm cập nhật về ngưỡng tiêu dùng tối thiểu tại một quốc gia đang phát triển. Bên cạnh đó, kết quả nghiên cứu cũng cung cấp các thông số định lượng quan trọng để các nhà hoạch định thiết kế các chính sách phù hợp.

Phần tiếp theo của nghiên cứu này được cấu trúc như sau. Phần 2 sẽ cung cấp cơ sở lý thuyết cho việc ước lượng hàm cầu nước bao gồm chỉ định dạng hàm Stone-Geary và biến công cụ để ước lượng tác động của giá bậc thang. Phần 3 sẽ chi tiết về số liệu và mô hình kinh tế lượng được sử dụng để ước lượng hàm cầu nước. Phần 4 cung cấp các thống kê mô tả về số liệu cũng như kết quả ước lượng và thảo luận. Phần 5 sẽ bao gồm kết luận và hàm ý chính sách.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Hàm Stone-Geary

Các nghiên cứu về hàm cầu nước thường có thể áp dụng hai dạng hàm chính. Dạng thứ nhất là hàm Cobb-Douglas được triển khai dưới các dạng tuyến tính, semi-log, log-log (Hewitt & Hanemann, 1995; Garcia & Reynaud, 2004). Phương pháp thứ hai là sử dụng dạng hàm Stone-Geary (Martínez-España & Nauges, 2004; Dharmaratna & Harris, 2012). Hàm Cobb-Douglas có lợi thế khi cho phép xác định riêng rẽ độ co giãn của cầu theo giá và độ co giãn của cầu theo thu nhập trong khi hàm Stone-Geary chỉ cho biết ảnh hưởng của thu nhập và giá đến lượng tiêu thụ nước thông qua tỷ số tương đối giữa hai đại lượng đó. Ngược lại, hàm Stone-Geary lại có lợi thế hơn nếu cần xác định ngưỡng tiêu dùng tối thiểu.

Với mục tiêu ban đầu là xác định ngưỡng tiêu dùng tối thiểu và độ co giãn của cầu nước sinh hoạt, nghiên

cứu này sẽ áp dụng cơ sở lý thuyết từ hàm Stone-Geary. Hàm Stone-Geary được xây dựng từ lý thuyết lợi ích có thể so sánh được trong kinh tế học tân cổ điển. Một hộ gia đình sẽ đối diện với bài toán tối ưu lợi ích trong điều kiện ràng buộc ngân sách như sau.

$$\begin{cases} \text{Max } U = (Q_x - \gamma_x)^{\beta_x} Q_y^{\beta_y} \text{ với } \beta_x + \beta_y = 1 \\ \text{Trong điều kiện } I = P_x Q_x + Q_y \end{cases}$$

Trong đó x là nước sinh hoạt và y là hàng hóa tổng hợp đại diện cho tất cả các loại hàng hóa còn lại. Giá của hàng hóa y được chuẩn hóa thành 1. Hộ gia đình này sẽ cần tiêu dùng một lượng nước tối thiểu γ_x để sinh tồn, lượng nước tiêu dùng sau đó mới tạo ra lợi ích. β_i là tỷ trọng ngân sách cận biên. Giải bài toán cực trị có ràng buộc trên sẽ thu được kết quả là hàm cầu của nước như sau (Tham khảo phụ lục 1).

$$Q_x = (1 - \beta_x)\gamma_x + \beta_x \cdot \frac{I}{P_x} \quad (1)$$

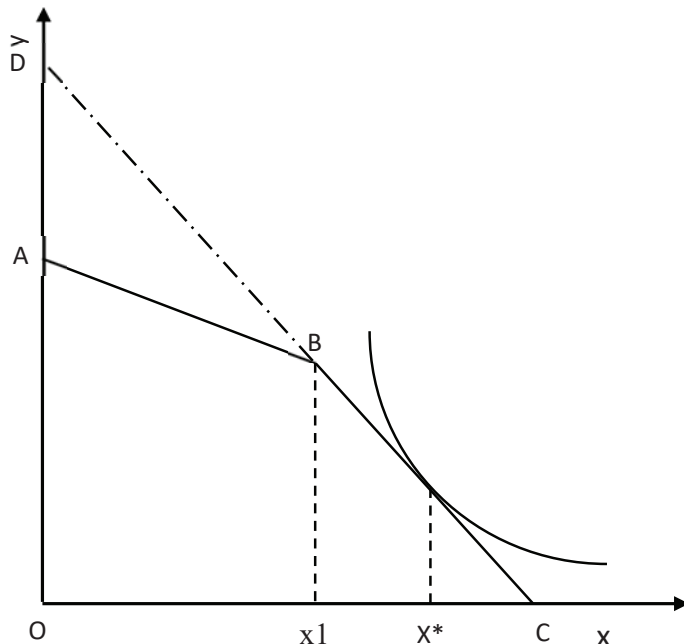
Hàm cầu trên sẽ có thể sử dụng số liệu cấp hộ gia đình để ước lượng được các hệ số γ_x và β_x . Từ hai hệ số này có thể tính toán được các tham số cần ước lượng ban đầu. Ngưỡng tiêu dùng tối thiểu chính là γ_x . Độ co giãn của cầu theo giá và độ co giãn của cầu theo thu nhập có giá trị như nhau nhưng ngược dấu nhau.

$$E_P^d = -\beta_x \cdot \frac{I}{P_x Q_x} = -E_I^d \quad (2)$$

2.2. Hàm cầu với giá bậc thang

Giá bậc thang là biểu giá trong đó mức giá thay đổi khi lượng tiêu thụ thay đổi. Giá bậc thang có thể là bậc thang tiến – giá tăng lên theo mức tiêu thụ hoặc bậc thang lùi – giảm khi mức tiêu thụ tăng. Giá bậc thang thường được áp dụng để khuyến khích tiêu dùng hoặc tiết kiệm và được sử dụng khá phổ biến với các mặt hàng như điện nước.

Hình 1: Tác động của giá bậc thang đến tiêu dùng



Nguồn: Tác giả minh họa từ Taylor (1975) và Nordin (1976).

Vấn đề nảy sinh khi có giá bậc thang là giá bậc thang sẽ gây ra hiện tượng nội sinh khi ước lượng hàm cầu do lượng tiêu dùng phụ thuộc vào giá nhưng giá cụ thể lại phụ thuộc vào mức độ tiêu dùng của các hộ. Phương pháp phổ biến để xử lý vấn đề này là sử dụng biến công cụ như dùng biến trễ, giá bình quân, biến công cụ cho giá của Taylor & cộng sự (1981), biến công cụ cho giá của McFadden & cộng sự (1977). Trong số đó, phương pháp của Taylor & cộng sự (1981) đơn giản, trực quan, dễ áp dụng và phù hợp với số liệu

chéo.

Phương pháp của Taylor & cộng sự (1981) dựa trên nền tảng lý thuyết của Taylor (1975) và Nordin (1976). Xét một biểu giá bậc thang tiến, đường ngân sách lúc này sẽ là một đường gấp khúc lồi ra phía ngoài (đường ABC), sản lượng càng dùng nhiều, giá càng cao và độ dốc của đường ngân sách càng dốc. Ý tưởng của Taylor và Nordin là mỗi hộ sẽ tiêu dùng tại một mức sản lượng cụ thể tương ứng với một mức giá cụ thể trên biểu giá bậc thang đó. Mức giá đó sẽ được coi là giá cận biên (MP). Lúc này mức tiêu dùng của hộ tương đương với khi hộ có đường ngân sách giả định dạng đường thẳng có cùng độ dốc với mức giá MP (đường DBC). Nói cách khác, các hộ coi như đã có thêm phần thu nhập bằng với chênh lệch ngân sách hiện tại và ngân sách giả định khi hộ tiêu dùng toàn bộ sản lượng tại mức giá cận biên MP (tam giác ADB). Phần thu nhập tăng thêm này được Taylor và Nordin gọi là *phần khác biệt*.

Khi đó, biến công cụ trong trường hợp này được xác định thông qua quy trình sau. Bước 1 là hồi quy chi tiêu cho nước (Exp_x) với lượng nước tiêu thụ (Q_x), cụ thể $Exp_x = a_0 + a_1 Q_x$. Hệ số ước lượng được $\hat{a}_0$ sẽ đóng vai trò là biến công cụ cho MP (độ dốc của đoạn BC trên Hình 1), còn hệ số ước lượng $\hat{a}_1$ sẽ chính là *phần khác biệt* (tam giác ADB trên Hình 1). *Phần khác biệt* này sẽ được cộng vào thu nhập thực của hộ (OABC trên Hình 1) thành thu nhập trong đường ngân sách giả định (đường DBC). Mức thu nhập mới này sẽ đóng vai trò là biến công cụ cho thu nhập của hộ. Khi đó, tỷ số giữa mức thu nhập mới này và $\hat{a}_0$ sẽ đại diện cho trong phương trình (1). Phương pháp này đã được áp dụng trong nhiều nghiên cứu khác về hàm cầu nước như của Billings (1982) hay của Agthe & Billings (1997).

3. Phương pháp và số liệu

3.1. Mô hình

Mô hình kinh tế lượng sẽ được phát triển từ mô hình số (1). Trong mô hình hồi quy, các biến chính sẽ là các biến từ công thức (1) bao gồm mức tiêu thụ nước của các hộ gia đình trong 1 tháng $hh_m3(Q_x)$, tỷ lệ thu nhập của hộ theo tháng/giá. Bên cạnh đó, mô hình hồi quy sẽ mở rộng thêm một số biến kiểm soát để kiểm soát các điều kiện như quy mô hộ gia đình, sự khác biệt về thời tiết cũng như sự khác biệt liên quan đến địa lý, văn hóa giữa các tỉnh. Cụ thể như sau.

$$hh_m3_i = \alpha_0 + \alpha_1 hhsz_i + \alpha_2 iop_i + Atinh + Bsvmonth + \varepsilon_i \quad (3)$$

Trong đó:

hh_m3 : mức tiêu thụ nước của các hộ gia đình trong 1 tháng (đơn vị: m³)

$hhsz$: quy mô hộ gia đình tính bằng tổng số thành viên

iop : thu nhập của hộ theo tháng/giá

$tinh$: vector các biến giả đại diện cho tỉnh sử dụng Hà Nội là cơ sở. Các biến giả này sẽ đại diện cho sự khác biệt liên quan đến địa lý, văn hóa giữa các tỉnh.

$svmonth$: vector biến giả đại diện cho tháng khảo sát. Các biến giả này sẽ đại diện cho sự khác biệt về thời tiết dẫn đến khác biệt về lượng nước tiêu thụ.

Mô hình sẽ được ước lượng sử dụng biến công cụ của Taylor & cộng sự (1981) như đã trình bày trên cơ sở lý thuyết.

3.2 Số liệu

Số liệu được sử dụng trong bài là số liệu từ bộ Khảo sát mức sống hộ gia đình Việt Nam (VHLSS) năm 2018. Năm 2018 được chọn là do đây là vòng khảo sát cập nhật nhất trước khi có sự tác động của dịch Covid-19. Việc sử dụng số liệu trước khi có dịch Covid-19 sẽ giúp tránh được các nhiễu trong hành vi tiêu dùng của các hộ do ảnh hưởng từ dịch Covid-19.

Khu vực nghiên cứu sẽ được khoanh tại 5 thành phố trực thuộc trung ương bao gồm Thành phố Hồ Chí Minh, Hà Nội, Hải Phòng, Đà Nẵng và Cần Thơ. Nghiên cứu sử dụng số liệu từ năm thành phố này là do tỷ lệ sử dụng nước máy tại các khu vực này là tương đối cao, do đó có số liệu về mức tiêu thụ nước và mức giá đi kèm. Mô hình sẽ được ước lượng riêng rẽ cho toàn mẫu, khu vực thành thị và nông thôn.

Trong data chỉ có số liệu về chi tiêu nước của các hộ trong tháng liền kề tháng điều tra mà không có số liệu về số m³ tiêu dùng cụ thể. Do đó, số liệu về m³ tiêu dùng sẽ được tính ngược lại từ biểu giá nước của các tỉnh thành tại thời điểm khảo sát. Trừ Hải Phòng sử dụng cơ chế 1 giá, 4 thành phố còn lại sử dụng giá bậc thang.

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Mô tả

Bảng 1: Lượng tiêu thụ và chi tiêu nước của các tỉnh

Tỉnh	N	mean	sd	min	max
Hà Nội	257	15,6	7,7	0,5	35,5
	257	119	67	3	350
Hải Phòng	165	10,6	6,2	0,7	28,7
	165	130	76	8	350
Đà Nẵng	118	16,7	8,8	1,2	36,4
	118	82	47	5	196
Thành phố Hồ Chí Minh	332	16,3	8,8	0,4	44,6
	332	126	83	3	400
Cần Thơ	127	11,8	6,7	0,9	30,9
	127	68	43	5	200

Ghi chú: Với mỗi tỉnh, dòng 1 là lượng tiêu thụ nước của các hộ/tháng; dòng 2 là chi tiêu tiền nước của các hộ/tháng.

Nguồn: Tác giả tính toán từ số liệu VHLSS 2018.

Bảng 1 cho thấy lượng nước tiêu thụ của các hộ gia đình 5 thành phố trực thuộc trung ương dao động trong khoảng 10,6 đến 16,7 m³/hộ/tháng. Hải Phòng có mức tiêu thụ theo hộ thấp nhất là 10,6m³/ tháng, theo sau là Cần Thơ ở mức 11,8m³/tháng. Đà Nẵng và Thành phố Hồ Chí Minh có mức tiêu thụ cao nhất lần lượt ở mức 16,7 và 16,3m³/tháng.

Bảng 2: Lượng tiêu thụ nước tại các tỉnh theo khu vực thành thị nông thôn

Tỉnh	Khu vực	N	mean	sd	Min	Max
Hà Nội	Nông thôn	68	12,74	7,75	1,09	32,76
	Thành thị	189	16,63	7,43	0,49	35,49
Hải Phòng	Nông thôn	81	7,75	4,52	0,68	28,71
	Thành thị	84	13,41	6,43	2,39	28,71
Đà Nẵng	Nông thôn	13	9,79	6,57	1,30	22,68
	Thành thị	105	17,54	8,64	1,20	36,38
Thành phố Hồ Chí Minh	Nông thôn	49	12,70	10,29	0,98	44,62
	Thành thị	283	16,93	8,38	0,41	44,62
Cần Thơ	Nông thôn	37	9,34	4,95	0,95	21,52
	Thành thị	90	12,84	7,09	1,89	30,89

Nguồn: Tác giả tính toán từ số liệu VHLSS 2018.

Bảng 3: Mô tả số liệu các biến trong mô hình

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Chi tiêu nước của hộ/tháng (nghìn đồng)	999	112,15	73,39	2,50	400,00
Lượng nước tiêu thụ của hộ/tháng (m ³)	999	14,66	8,20	0,41	44,62
Quy mô hộ	999	3,65	1,56	1,00	9,00
Thu nhập/Giá cận biên	999	2.598,19	2.137,83	98,21	17.912,04
Giá cận biên	999	9,20	3,08	4,58	18,32
IV của giá cận biên	999	8,73	2,03	5,31	12,19
Thu nhập của hộ/tháng (nghìn đồng)	999	22.187,63	17.555,42	731,50	122.679,60
IV của thu nhập hộ	999	22.201,40	17.556,00	739,45	122.686,10
Thành phố	Tần suất	Phần trăm	% tích lũy		
Hà Nội	257	26	26		
Hải Phòng	165	17	42		
Đà Nẵng	118	12	54		
Hồ Chí Minh	332	33	87		
Cần Thơ	127	13	100		
Tháng điều tra					
3	245	25	25		
6	246	25	49		
9	254	25	75		
12	254	25	100		

Nguồn: Tác giả tính toán từ số liệu VHLSS 2018.

Bảng 2 cho thấy tiêu dùng nước tại của các hộ khu vực thành thị cao hơn đáng kể so với khu vực nông thôn. Tại Hà Nội, Thành phố Hồ Chí Minh và Cần Thơ, mức tiêu dùng của các hộ thuộc khu vực thành thị cao hơn khoảng 35% so với các hộ nông thôn. Tại Đà Nẵng và Hải Phòng, mức tiêu dùng nước của các hộ thuộc khu vực thành thị cao gần gấp đôi các hộ thuộc khu vực nông thôn.

Số liệu được sử dụng trong bài sẽ bao gồm 999 hộ. Thu nhập trung bình của các hộ là 22.187 nghìn đồng/tháng. Quy mô bình quân của các hộ là 3,65 người. Chi tiêu tiền nước của các hộ trung bình là 112,15 nghìn đồng/tháng. Lượng nước tiêu thụ trung bình là 14,66 m³/tháng. Số liệu điều tra sẽ được thực hiện phân bổ đều cho 4 tháng là tháng 3, 6, 9 và tháng 12. Lưu ý là phiếu hỏi sẽ hỏi về chi tiêu tiền nước của tháng trước đó và như vậy các tháng điều tra này sẽ liên quan đến tiền nước của tháng 2, 5, 8 và tháng 11.

4.2. Kết quả ước lượng

Các kiểm định liên quan cho thấy cả ba mô hình đều phù hợp (Tham khảo Phụ lục 2). Kết quả kiểm định nội sinh của cả ba mô hình với kiểm định Durbin-Wu-Hausman đều cho thấy có hiện tượng nội sinh nếu không sử dụng biến công cụ. Kiểm định biến công cụ yếu với giá trị tới hạn của Stock & Yogo (2005) cũng bác bỏ giả thuyết biến công cụ yếu.

Bảng 4: Kết quả ước lượng

	Toàn mẫu	Thành thị	Nông thôn
Thu nhập/Giá cận biên	0,0013*** (0,0001)	0,0010*** (0,0001)	0,0015*** (0,0004)
Quy mô hộ	1,7903*** (0,1590)	2,1940*** (0,1778)	1,2273*** (0,3040)
Hải Phòng	-2,3680*** (0,7283)	-1,0591 (0,8973)	-2,5319** (1,1915)
Đà Nẵng	-1,0453 (0,8047)	-1,24 (0,8353)	-2,5838 (2,0745)
TP. Hồ Chí Minh	2,7897*** (0,5993)	2,3078*** (0,6491)	1,3465 (1,2854)
Cần Thơ	-2,0500*** (0,7732)	-2,0724** (0,8689)	-2,2498 (1,3987)
Tháng 6	1,1753* (0,6403)	1,3569* (0,7019)	1,3678 (1,2423)
Tháng 9	1,6737*** (0,6343)	2,0963*** (0,6994)	1,3629 (1,2136)
Tháng 12	0,7427 (0,6343)	0,7465 (0,6856)	0,71 (1,2836)
_cons	3,6643*** (0,8354)	3,9377*** (0,9063)	3,2286* (1,6857)
N	999	751	248
R-sq	0,254	0,288	0,153
adj. R-sq	0,247	0,28	0,121

Ghi chú: Số trong ngoặc là sai số chuẩn.

, **, * : có ý nghĩa thống kê tại các mức tin cậy 0,1; 0,05 và 0,01.*

Nguồn. Tác giả ước lượng.

Kết quả ước lượng cho thấy các hệ số đều có dấu như kỳ vọng và thống nhất khi ước lượng trên toàn mẫu, khu vực thành thị và khu vực nông thôn. Quy mô hộ có tác động cùng chiều và có ý nghĩa thống kê tại mức 0,05. Khi quy mô hộ tăng thêm một người, mức tiêu thụ nước của hộ sẽ tăng thêm 1,79 m³ trên quy mô toàn mẫu, các hộ thành thị sẽ tăng nhiều hơn ở mức 2,19m³, còn các hộ thuộc khu vực nông thôn sẽ tăng thấp hơn ở mức 1,23m³.

Xét theo tỉnh, tại mức ý nghĩa 0,05, trên quy mô toàn mẫu sự khác biệt giữa các hộ tại Đà Nẵng và Hà Nội là không có ý nghĩa thống kê. Các hộ gia đình tại Hải Phòng và Cần Thơ sẽ sử dụng ít hơn các hộ tại Hà Nội lần lượt là 2,36m³ và 2,05m³. Ngược lại, các hộ gia đình tại thành phố Hồ Chí Minh lại sử dụng nhiều hơn tại Hà Nội 2,78m³. Các sự khác biệt này là có ý nghĩa thống kê tại mức 0,05.

Xét theo thời gian, các hộ có xu hướng sử dụng nhiều nước hơn vào tháng 5 và tháng 8 (tháng ngay liền trước tháng điều tra) và sự khác biệt này có ý nghĩa thống kê tại mức 0,1 đối với tháng 5 và ở mức 0,05 đối với tháng 8. Trên quy mô toàn mẫu, không có sự khác biệt về cầu nước giữa tháng 2 và tháng 11, nhưng tháng 5, cầu về nước sẽ tăng lên so với tháng 2 trung bình 1,18m³ và vào tháng 8, mức tăng so với tháng 2

sẽ là $1,67\text{m}^3$.

Biến quan tâm chính của mô hình là thu nhập/giá cận biên và hệ số chặn đều có dấu dương như dự báo từ lý thuyết. Hệ số của thu nhập/giá cận biên trong cả 3 mô hình đều dương và có ý nghĩa thống kê tại mức 0,05. Hệ số này dương thể hiện lượng cầu về nước tỷ lệ thuận với thu nhập và tỷ lệ nghịch với giá của nước. Hệ số chặn lớn hơn không thể hiện sự tồn tại một ngưỡng tiêu dùng tối thiểu đối với nước của các hộ gia đình. Từ các hệ số ước lượng được, có thể tính ra ngưỡng tiêu dùng tối thiểu và các độ co giãn như sau.

Bảng 5: Ngưỡng tối thiểu và độ co giãn

	Ngưỡng tối thiểu ($\text{m}^3/\text{hộ}$)	Độ co giãn theo giá	Độ co giãn theo thu nhập
Toàn mẫu	3,67	-0,24	0,24
Thành thị	3,94	-0,19	0,19
Nông thôn	3,23	-0,25	0,25

Nguồn: Tác giả tính toán từ các ước lượng của mô hình.

Độ co giãn theo giá rơi vào khoảng từ -0,19 đến -0,25. Toàn mẫu có độ co giãn là -0,24, khu vực thành thị là -0,19, khu vực nông thôn là -0,25. Điều này hàm ý cầu nước sinh hoạt của các hộ gia đình không co giãn và cầu nước sinh hoạt của khu vực thành thị ít co giãn với giá hơn khu vực nông thôn. Kết quả này khá hợp lý vì tiêu dùng nước chiếm tỷ lệ khá nhỏ trong tổng thu nhập của các hộ gia đình (khoảng 0,5% thu nhập) nên cầu có xu hướng ít co giãn. Bên cạnh đó khu vực nông thôn sẽ có nhiều lựa chọn thay thế hơn khu vực thành thị, ví dụ như sử dụng nước giếng khoan do đó cầu nước máy sinh hoạt của khu vực nông thôn sẽ có xu hướng co giãn hơn.

Kết quả này cũng khá tương đương đồng với các nghiên cứu khác cũng sử dụng biến công cụ với chỉ định giá của Taylor và Nordin. Arbués & cộng sự (2003, p.86) đã tổng hợp 17 nghiên cứu khác sử dụng cùng phương pháp trong các giai đoạn và bối cảnh khác nhau, kết quả cho thấy trừ nghiên cứu của Hewitt & Hanemann (1995) có cầu nước sinh hoạt co giãn theo giá (từ -1,57 đến -1,63), 16 nghiên cứu còn lại đều có cầu nước sinh hoạt không có giãn, độ co giãn theo giá rơi vào khoảng từ -0,09 đến -0,86.

Độ co giãn này là khá cao so với kết quả của Cheesman & cộng sự (2008) khi nghiên cứu về cầu nước tại Việt Nam. Cheesman & cộng sự (2008) ước lượng từ số liệu điều tra 166 hộ gia đình tại Buôn Ma Thuột năm 2006 tìm thấy độ co giãn của cầu theo giá là -0,06 đối với nước máy. Kết quả khác biệt này có khả năng là do tỷ trọng của chi tiêu cho nước sinh hoạt trên tổng thu nhập của năm 2018 đã giảm nhiều so với 2006. Theo ước tính của Cheesman & cộng sự (2008), tỷ trọng chi tiêu cho nước trên thu nhập của hộ theo tháng trong mẫu điều tra là 1,37%. Trong khi đó, với số liệu toàn mẫu được sử dụng trong nghiên cứu này, tỷ trọng trên giảm mạnh xuống còn 0,5%. Sự suy giảm này có thể là nguyên nhân chính dẫn đến cầu về nước năm 2018 đã co giãn hơn so với năm 2006.

Ngưỡng tiêu dùng tối thiểu của các hộ gia đình rơi vào khoảng $3,23\text{m}^3$ đến $3,94\text{m}^3/\text{hộ}/\text{tháng}$. Các hộ gia đình tại nông thôn có ngưỡng thấp hơn ở mức $3,23\text{m}^3$. Khu vực thành thị có ngưỡng cao nhất $3,94\text{m}^3$. Kết quả này cũng tương đương với kết quả của Dharmaratna & Harris (2012). Dharmaratna & Harris (2012) ước lượng ngưỡng tiêu dùng tối thiểu tại một nước đang phát triển khác là Sri Lanka là khoảng từ 2,7 đến $4,5\text{m}^3/\text{hộ}/\text{tháng}$.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Nghiên cứu sử dụng số liệu của 5 thành phố trực thuộc trung ương là Hà Nội, Thành phố Hồ Chí Minh, Đà Nẵng, Cần Thơ và Hải Phòng trong VHLSS 2018 để ước lượng hàm cầu nước của các hộ gia đình tại Việt Nam. Sử dụng dạng hàm Stone-Geary kết hợp với biến công cụ giá của Taylor & cộng sự (1981) cho biểu giá bậc thang, nghiên cứu đã xác định được độ co giãn của cầu theo giá tại 5 thành phố nói chung, khu vực thành thị và nông thôn nói riêng lần lượt là -0,24; -0,19 và -0,25 thể hiện hàm cầu nước của các hộ gia đình Việt Nam là không co giãn.

Kết quả trên cho thấy mặc dù chính sách giá bậc thang có thể hạn chế tiêu dùng nước như kỳ vọng, tuy nhiên, mức độ tác động không quá lớn. Chính phủ nên cân nhắc thêm các biện pháp phi giá ví dụ như tuyên truyền vận động nhằm khuyến khích hành vi sử dụng tiết kiệm của các hộ gia đình.

Bên cạnh đó nghiên cứu cũng xác định được ngưỡng tiêu dùng tối thiểu của 3 nhóm trên lần lượt là 3,67; 3,94 và $3,23\text{m}^3/\text{hộ}/\text{tháng}$. Kết quả này có thể sử dụng làm giá trị tham khảo cho các quốc gia đang phát triển khác, đặc biệt là cung cấp thêm quan sát để các nghiên cứu khác có thể so sánh sự khác biệt về ngưỡng sử

dụng tối thiểu giữa các quốc gia phát triển và đang phát triển trên diện rộng.

Kết quả này cũng cung cấp một mức tiêu dùng tham chiếu cho các tỉnh thành khi xây dựng biểu giá bậc thang của giá nước, đặc biệt là khi cải cách theo hướng tăng giá nước theo mục tiêu bù chi phí. Khi đó, để đảm bảo mục tiêu công bằng, các hộ nghèo nhất cũng có thể tiếp cận một mức tối thiểu, bậc thang đầu tiên trong biểu giá nên có mức giá được hỗ trợ và không nên thấp hơn các ngưỡng tối thiểu này.

Phụ lục 1: Hàm cầu Stone-Geary

$$\begin{cases} \text{Max } U = (Q_x - \gamma_x)^{\beta_x} Q_y^{\beta_y} \text{ với } \beta_x + \beta_y = 1 \\ \text{Trong điều kiện } I = P_x Q_x + Q_y \end{cases}$$

Thiết lập hàm Lagrange

$$L = (Q_x - \gamma_x)^{\beta_x} Q_y^{\beta_y} + \lambda(I - P_x Q_x - Q_y) \quad (4)$$

Điều kiện đạo hàm bậc 1

$$\frac{\partial L}{\partial Q_x} = \beta_x (Q_x - \gamma_x)^{\beta_x - 1} Q_y^{\beta_y} - \lambda P_x = 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial L}{\partial Q_y} = \beta_y (Q_x - \gamma_x)^{\beta_x} Q_y^{\beta_y - 1} - \lambda = 0 \quad (6)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = I - P_x Q_x - Q_y = 0 \quad (7)$$

Từ (5) và (6)

$$\frac{\beta_x (Q_x - \gamma_x)^{\beta_x - 1} Q_y^{\beta_y}}{\beta_y (Q_x - \gamma_x)^{\beta_x} Q_y^{\beta_y - 1}} = P_x \Leftrightarrow \frac{\beta_x Q_y}{\beta_y (Q_x - \gamma_x)} = P_x \Leftrightarrow Q_y = P_x \frac{\beta_y (Q_x - \gamma_x)}{\beta_x} \quad (8)$$

Thay (8) vào (7)

$$\begin{aligned} I - P_x Q_x - P_x \frac{\beta_y (Q_x - \gamma_x)}{\beta_x} &= 0 \\ \Leftrightarrow I + P_x \frac{\beta_y \gamma_x}{\beta_x} &= P_x Q_x + P_x \frac{\beta_y Q_x}{\beta_x} \\ \Leftrightarrow \frac{\beta_x}{P_x} I + \beta_y \gamma_x &= \beta_x Q_x + \beta_y Q_x \end{aligned} \quad (9)$$

$\beta_x + \beta_y = 1$, thay vào (9), ta có

$$Q_x = (1 - \beta_x) \gamma_x + \beta_x \frac{I}{P_x} - \text{đây là công thức (1) trong bài}$$

Độ co giãn của cầu theo giá

$$E_P^d = \frac{\partial Q_x}{\partial P_x} \cdot \frac{P_x}{Q_x} = -\beta_x \frac{I}{P_x^2 Q_x} = -\beta_x \cdot \frac{I}{P_x Q_x} \quad (10)$$

Độ co giãn của cầu theo thu nhập

$$E_I^d = \frac{\partial Q_x}{\partial I} \cdot \frac{I}{Q_x} = \beta_x \frac{1}{P_x} \frac{I}{Q_x} = \beta_x \cdot \frac{I}{P_x Q_x} \quad (11)$$

Từ (10) và (11)

$$E_P^d = -\beta_x \cdot \frac{I}{P_x Q_x} = -E_I^d - \text{đây là công thức (2) trong bài.}$$

Phụ lục 2: Các kiểm định của mô hình hồi quy

Bảng 6: Kiểm định nội sinh

Durbin-Wu-Hausman test	Toàn mẫu	Thành thị	Nông thôn
F	562,663	435,062	125,546
p-value	0,0000	0,0000	0,0000

Nguồn: Tác giả kiểm định từ ba mô hình hồi quy.

Bảng 7: Kiểm định biến công cụ yếu

	Cragg and Donald eigenvalue	Stock and Yogo critical value at the distortion size of			
		10%	15%	20%	25%
Toàn mẫu	5778,02				
Thành thị	4303,61	16,38	8,96	6,66	5,53
Nông thôn	930,358				

Nguồn: Tác giả kiểm định từ ba mô hình hồi quy.

Tài liệu tham khảo

- Agthe, D.E. & Billings, R.B. (1987), 'Equity, price elasticity, and household income under increasing block rates for water', *American Journal of Economics and Sociology*, 46(3), 273-286.
- Agthe, D.E. & Billings, R.B. (1997), 'Equity and conservation pricing policy for a government-run water utility', *Aqua Journal of Water Supply Research and Technology*, 46(5), 252-260.
- Arbués, F., Garcia-Valiñas, M.Á. & Martinez-Españeira, R. (2003), 'Estimation of residential water demand: a state-of-the-art review', *The Journal of Socio-Economics*, 32(1), 81-102.
- Billings, R.B. (1982), 'Specification of block rate price variables in demand models', *Land Economics*, 58(3), 386-394.
- Brent, D.A. & Ward, M.B. (2019), 'Price perceptions in water demand', *Journal of Environmental Economics and Management*, 98, p.102266.
- Cheesman, J., Bennett, J. & Son, T.V.H. (2008), 'Estimating household water demand using revealed and contingent behaviors: Evidence from Vietnam', *Water resources research*, 44(11), 1-11.
- Clarke, A.J., Colby, B.G. & Thompson, G.D. (2017), 'Household water demand seasonal elasticities: a stone-geary model under an increasing block rate structure', *Land Economics*, 93(4), 608-630.
- Dharmaratna, D. & Harris, E. (2012), 'Estimating residential water demand using the Stone-Geary functional form: the case of Sri Lanka', *Water resources management*, 26(8), 2283-2299.
- Garcia, S. & Reynaud, A. (2004), 'Estimating the benefits of efficient water pricing in France', *Resource and energy economics*, 26(1), 1-25.
- Gaudin, S., Griffin, R.C. & Sickles, R.C. (2001), 'Demand specification for municipal water management: evaluation of the Stone-Geary form', *Land Economics*, 77(3), 399-422.
- Hewitt, J.A. & Hanemann, W.M. (1995), 'A discrete/continuous choice approach to residential water demand under block rate pricing', *Land Economics*, 71, 173-192.
- Martínez-Españeira, R. & Nauges, C. (2004), 'Is all domestic water consumption sensitive to price control?', *Applied economics*, 36(15), 1697-1703.
- McFadden, D., Puig, C. & Kirschner, D. (1977), 'Determinants of the long-run demand for electricity', *Proceedings of the Business and Economics Statistics Section*, American Statistical Association, 109-119.
- Nauges, C. & Whittington, D. (2010), 'Estimation of water demand in developing countries: An overview', *The World Bank Research Observer*, 25(2), 263-294.
- Nordin, J.A. (1976), 'A proposed modification of Taylor's demand analysis: comment', *The Bell Journal of Economics*, 7(2), 719-721.
- Schleich, J. & Hillenbrand, T. (2009), 'Determinants of residential water demand in Germany', *Ecological economics*, 68(6), 1756-1769.
- Stock, J.H. & Yogo, M. (2005), 'Testing for weak instruments in linear IV regression', in *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*, Andrews, D.W.K. & Stock, J.H. (Eds.), Cambridge: Cambridge University Press, 80-108.
- Taylor, L., Blattenberger, G. & Rennhack, R. (1981), *Residential energy demand in the United States, report to the Electric Power Research Institute, Proj. 1098, Data Resources, Inc., Lexington, Mass [Preprint]*.
- Taylor, L.D. (1975), 'The demand for electricity: A survey', *The Bell Journal of Economics*, 6(1), 74-110.
- WWF (2015), *Global Risks 2015*, 10th Edition, Geneva.
- WWF (2022), *Water Scarcity*, retrieved on September 18th 2022, from <<https://www.worldwildlife.org/threats/water-scarcity>>.

TÁC ĐỘNG CỦA LÀM VIỆC TẠI NHÀ ĐẾN HIỆU QUẢ CÔNG VIỆC CỦA GIẢNG VIÊN TẠI VIỆT NAM

Hà Quỳnh Hoa

Khoa Kinh tế học, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: hoahq@neu.edu.vn

Nguyễn Thị Thuý Hằng,

Sinh viên Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: 11205186@st.neu.edu.vn

Nguyễn Thị Thanh Huyền

Sinh viên Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: 11201873@st.neu.edu.vn

Nguyễn Minh Anh

Sinh viên Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: 11204396@st.neu.edu.vn

Hà Hương Giang

Sinh viên Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: 11207640@st.neu.edu.vn

Nguyễn Khánh Hoà

Sinh viên Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: 11201544@st.neu.edu.vn

Mã bài: JED - 798

Ngày nhận bài: 19/07/2022

Ngày nhận bài sửa: 21/08/2022

Ngày duyệt đăng: 14/09/2022

Tóm tắt:

Để phân tích những tác động của làm việc tại nhà đến hiệu quả công việc trong quá trình giảng dạy trực tuyến của giảng viên các trường đại học công lập tại Việt Nam khi đại dịch Covid-19 diễn ra, nghiên cứu xây dựng bảng hỏi và điều tra một mẫu với 296 quan sát. Các phân tích EFA, CFA và SEM trên cơ sở dữ liệu đã thu thập cho thấy làm việc tại nhà có tác động tích cực tới hiệu quả công việc, làm tăng sự cân bằng giữa công việc và cuộc sống, ảnh hưởng tích cực đến động lực làm việc, làm giảm căng thẳng công việc... Trong tương lai, nếu các trường đại học có thể tạo được động lực làm việc thông qua việc cải thiện phúc lợi và thu nhập cho giảng viên thì việc áp dụng hình thức đào tạo blended learning trong bối cảnh bình thường mới sẽ giúp hiệu quả và chất lượng giảng dạy đại học không bị giảm đi mà thậm chí sẽ có sự cải thiện đáng kể.

Từ khóa: Làm việc tại nhà, hiệu quả công việc, căng thẳng công việc, động lực làm việc, Covid-19.

Mã JEL: B21, C40, I23, J24

The impacts of work from home on lecturers' work productivity in Vietnam

Abstract:

This paper investigated the impact of Work from home on Work productivity, with the mediating role of Work Stress, Work Motivation and Work-life balance among public university lecturers in Vietnam during the Covid-19 pandemic. This study was conducted on a sample of 296 observations, and EFA, CFA and SEM analysis were performed using this dataset. The results demonstrated that Work from home positively influenced Work productivity, Work-life balance, and Work motivation, while Work from home negatively affected Work stress... These findings indicated that, in the future, blended learning models would be an efficient way to improve the quality of university training if strong incentives were provided, such as improving the welfare and income of lecturers.

Keywords: Work from home, Work performance, Work stress, Work motivation, Covid-19.

JEL Codes: B21, C40, I23, J24

1. Giới thiệu

Kể từ lần đầu tiên được phát hiện tại thành phố Vũ Hán, Trung Quốc, Covid-19 lan rộng trên toàn thế giới gây nên cuộc khủng hoảng nghiêm trọng về y tế, giáo dục, kinh tế, giao thông vận tải... Để ngăn chặn sự lây lan của Covid-19, Chính phủ các nước trên thế giới đã áp đặt các biện pháp cách ly và giãn cách xã hội. Sự phong tỏa đã khiến hoạt động của nhiều ngành nghề không thể diễn ra bình thường. Trong bối cảnh này, làm việc tại nhà (work from home - WFH) đã trở thành xu hướng chung của toàn thế giới vào năm 2020, với số liệu báo cáo từ cuộc khảo sát của Owl Labs (2021) cho thấy rằng, trong đại dịch Covid-19 gần 70% công nhân toàn thời gian đang làm việc tại nhà bởi đây là giải pháp hữu hiệu để các hoạt động kinh tế xã hội có thể trở về trạng thái “bình thường mới”.

WFH còn có tên gọi khác là làm việc từ xa (remote work, teleworking, telecommuting) (Baruch, 2001). Các nghiên cứu về tác động của WFH hiện còn có sự không đồng thuận. WFH có thể mang lại lợi ích cho cả tổ chức và nhân viên như: giúp tăng sự cân bằng giữa công việc và cuộc sống (Allen, 2001); tác động tích cực đến hiệu quả công việc, tăng hiệu quả hoạt động của tổ chức (Joshi & cộng sự, 2020; Kazekami, 2020). Hiệu quả của WFH bị giới hạn bởi quyền truy cập và khả năng sử dụng công nghệ của nhân viên khi làm việc tại nhà (Felstead & Henseke, 2017). WFH trong đại dịch COVID-19 đã làm giảm hiệu quả hoạt động của tổ chức (Ralph & cộng sự, 2020). Theo Bao & cộng sự (2020), WFH trong đại dịch có cả tác động tích cực và tiêu cực đến hiệu quả công việc của nhân viên và tổ chức.

Tại Việt Nam, năm 2020 thực hiện giãn cách xã hội, ngành giáo dục buộc phải đóng cửa các trường học, hơn 1,7 triệu sinh viên chuyển sang phương thức học tập trực tuyến (Trần Thị Vân Hoa & cộng sự, 2020). Để hỗ trợ các cơ sở giáo dục ứng phó với dịch bệnh, Bộ Giáo dục và Đào tạo (2020) đã hướng dẫn triển khai phương thức đào tạo từ xa, đào tạo trực tuyến tại các cơ sở đào tạo trực thuộc Bộ. Tuy nhiên, WFH trong thời kỳ đại dịch vẫn là một thách thức lớn, đặc biệt là đối với giáo dục đại học. Việc tổ chức các lớp học trực tuyến và giảng viên làm việc tại nhà đã nảy sinh nhiều khó khăn trong thời gian đầu thực hiện hình thức giảng dạy này như không được hỗ trợ sử dụng công nghệ thông tin, truyền thông nên mức năng suất giảm đi.

Nghiên cứu này, dựa trên mẫu điều tra đầu năm 2022, thực hiện đánh giá tác động của WFH và vai trò trung gian của sự cân bằng giữa công việc và cuộc sống, căng thẳng công việc và động lực làm việc đến hiệu quả công việc của giảng viên tại Việt Nam. Bài viết gồm 4 phần: (i) Giới thiệu chung (ii) Tổng quan và giả thuyết nghiên cứu, (iii) Đánh giá ảnh hưởng của WFH đến hiệu quả của giảng viên, (iv) Kết luận và hàm ý chính sách.

2. Tổng quan và giả thuyết nghiên cứu

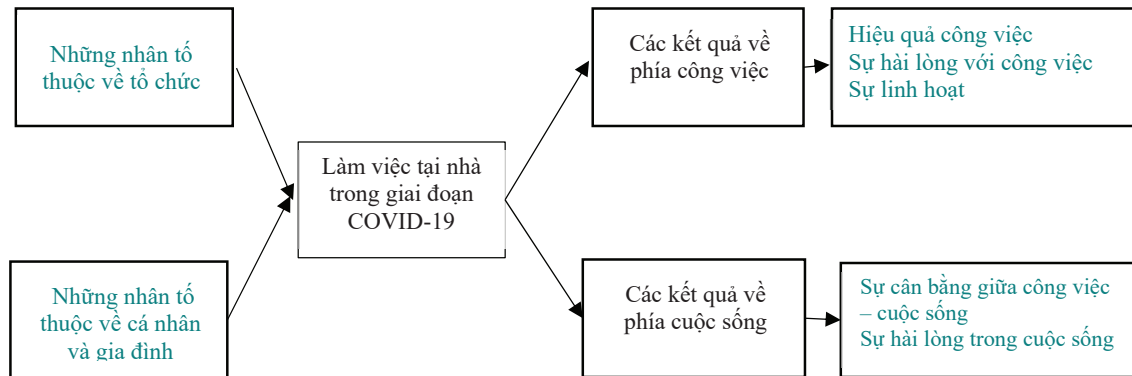
2.1. Tổng quan nghiên cứu và khung lý thuyết nghiên cứu

Trên thế giới, WFH đã xuất hiện từ lâu và không ngừng thu hút sự chú ý của các nhà nghiên cứu trong nhiều thập kỷ qua. Năm 1984, Olson & Primps đã chỉ ra rằng WFH gia tăng quyền tự chủ và hiệu quả công việc của nhân viên, đồng thời mang lại nhiều kết quả tích cực cho tổ chức. Ngày nay, WFH ngày càng phổ biến hơn dưới tác động của đại dịch Covid-19. Theo Purwanto & cộng sự (2020), WFH có thể làm giảm mức độ căng thẳng của người lao động. Farooq & Sultana (2021) cho rằng WFH ảnh hưởng tiêu cực đến hiệu quả công việc của nhân viên do gặp khó khăn trong việc thích nghi với nơi làm việc mới. WFH còn bị coi là nguyên nhân dẫn đến cảm giác bị cô lập xã hội của người lao động làm giảm động lực và hiệu suất làm việc (Martin & MacDonnell, 2012). WFH đôi khi còn làm mất đi ranh giới giữa công việc và cuộc sống cá nhân của người lao động, khiến họ rơi vào tình trạng quá tải công việc và gặp căng thẳng nhiều hơn (Liu & Lo, 2018). Susilo (2020) lại không tìm thấy mối quan hệ nào giữa WFH và hiệu quả công việc nhưng WFH gián tiếp nâng cao hiệu quả công việc của nhân viên vì WFH làm tăng sự hài lòng của nhân viên và động lực làm việc.

Tại Việt Nam, nghiên cứu về WFH không nhiều và mới chỉ được thực hiện gần đây khi nền kinh tế đối mặt với đại dịch Covid-19. Nguyen (2021), về khía cạnh nhận thức và thái độ, WFH bị thúc đẩy bởi nỗi sợ về Covid-19, bị ngăn trở bởi sự khó tập trung với công việc và sự hạn chế trong việc kết nối thông tin. Bùi Nhất Vương (2021) cho rằng WFH có tác động tích cực đến sự cân bằng giữa công việc và gia đình, sự hài lòng trong công việc, hiệu quả công việc. Mặc dù còn nhiều quan điểm trái chiều về tính hiệu quả của hình thức WFH, nhưng đây vẫn là giải pháp hiệu quả trong bối cảnh dịch bệnh.

Dựa trên khung lý thuyết WFH của Vyas & Butakhieo (2020), khung lý thuyết của bài viết ở Hình 1 gồm hai nhóm yếu tố ảnh hưởng đến WFH là (1) Nhân tố thuộc về tổ chức và (2) Nhân tố thuộc về cá nhân và gia đình. Ngoài ra, khi khám phá những kết quả của WFH, Kết quả về phía công việc và Kết quả về phía gia đình cũng được xem xét.

Hình 1: Khung lý thuyết về làm việc tại nhà



Nguồn: Vyas & Butakhieo (2020).

Các nhân tố thuộc về tổ chức (Hình 1) có thể bao gồm: phúc lợi cho nhân viên, sự tin tưởng của tổ chức, các nhà quản lý, chính sách hỗ trợ đào tạo khoa học công nghệ, hỗ trợ chi phí cơ sở vật chất... Những nhân tố thuộc về cá nhân và gia đình gồm: các yếu tố thuộc về cá nhân như tính kỷ luật, tự giác, động lực bản thân, khả năng làm việc độc lập, tự tin, kỹ năng quản lý thời gian, kiến thức tin học; các yếu tố về gia đình như số lượng thành viên cùng sinh sống, khu vực sinh sống, số lượng và độ tuổi của trẻ em.

Theo Vyas & Butakhieo (2020), WFH mang lại nhiều kết quả tích cực về khía cạnh công việc như hiệu quả công việc và sự hài lòng trong công việc. Ngoài ra, vì WFH cho phép người lao động linh hoạt về thời gian hơn nên nó tác động đến tính linh hoạt và sự gắn bó với tổ chức. Tuy nhiên, WFH lại có thể làm mất động lực làm việc của nhân viên vì họ phải chịu chi phí liên quan đến WFH (Purwanto & cộng sự, 2020). Về khía cạnh cuộc sống, theo Grant & cộng sự (2019) WFH làm giảm sự cân bằng giữa công việc và cuộc sống; Virick & cộng sự (2010), WFH có tác động tích cực đến sự hài lòng của gia đình và cuộc sống.

2.2. Giả thuyết nghiên cứu

2.2.1. WFH và hiệu quả công việc

WFH chỉ nhiều phương thức làm việc khác nhau liên quan đến sử dụng công nghệ thông tin hỗ trợ công việc đồng thời địa điểm làm việc là tại nhà riêng. Hiệu quả công việc đề cập đến số lượng nhiệm vụ, khả năng hoàn thành nhiệm vụ trước thời hạn, với tỷ lệ sai sót thấp, nhận được sự công nhận và hài lòng của người giám sát và đồng nghiệp, đồng thời phải đáp ứng được mục tiêu đặt ra của tổ chức (Lee & cộng sự, 1999). WFH gia tăng mức độ tập trung vào công việc (Frolick & cộng sự, 1993) đồng thời dẫn đến tăng tính linh hoạt trong công việc và nhân viên có thể tối ưu hóa thời gian của mình, do đó, WFH làm gia tăng đáng kể hiệu quả công việc của nhân viên (Cascio, 1986). Bên cạnh đó, môi trường thích hợp và thú vị khi WFH sẽ giúp họ có trạng thái làm việc tốt hơn, chất lượng và số lượng công việc của nhân viên được nâng cao (Susilo, 2020). Đặc biệt, trong bối cảnh các nước thực hiện chính sách đóng cửa, giãn cách xã hội, mối quan hệ giữa WFH và hiệu quả làm việc tiếp tục được nghiên cứu, khẳng định bởi Sandoval-Reyes & cộng sự (2021), Farooq & Sultana (2021).

H1: WFH có mối quan hệ tích cực đến hiệu quả công việc.

2.2.2. WFH và sự cân bằng giữa công việc và cuộc sống

Sự cân bằng giữa công việc và cuộc sống là mức độ mà một cá nhân tham gia và hài lòng tương đương nhau với công việc và vai trò cá nhân của mình (Saikia & cộng sự, 2011). Nhân viên thực hiện các nhiệm vụ và công việc của mình tại nhà, khiến họ có quyền tự chủ và kiểm soát nhiều hơn đối với thời gian, địa điểm (Sardeshmukh & cộng sự, 2012). Họ có thể tự mình phân bổ nguồn lực cho cả hai khía cạnh công việc và cuộc sống một cách phù hợp. Ngoài ra, trong giai đoạn đại dịch Covid-19 bùng nổ, WFH có những lợi ích đặc biệt giúp nhân viên vừa duy trì công việc vừa có thể chăm sóc, quan tâm đến bản thân, trẻ em hoặc người già, người lớn bị ốm (Nakrošienė & cộng sự, 2019).

H2: WFH có tác động tích cực đến sự cân bằng giữa công việc và cuộc sống.

2.2.3. Sự cân bằng công việc-cuộc sống và hiệu quả công việc

Theo Jackson & Fransman (2018) sự cân bằng giữa công việc và cuộc sống có liên quan tích cực đến hiệu quả công việc. Thành công trong việc cân bằng giữa công việc và cuộc sống có thể mang lại nhiều lợi ích cho người sử dụng lao động vì nhân viên có động lực hơn, làm việc hiệu quả hơn và ít căng thẳng hơn (Byrne, 2005).

H3: Sự cân bằng giữa công việc và cuộc sống có liên quan tích cực đến hiệu quả công việc.

2.2.4. WFH và động lực làm việc

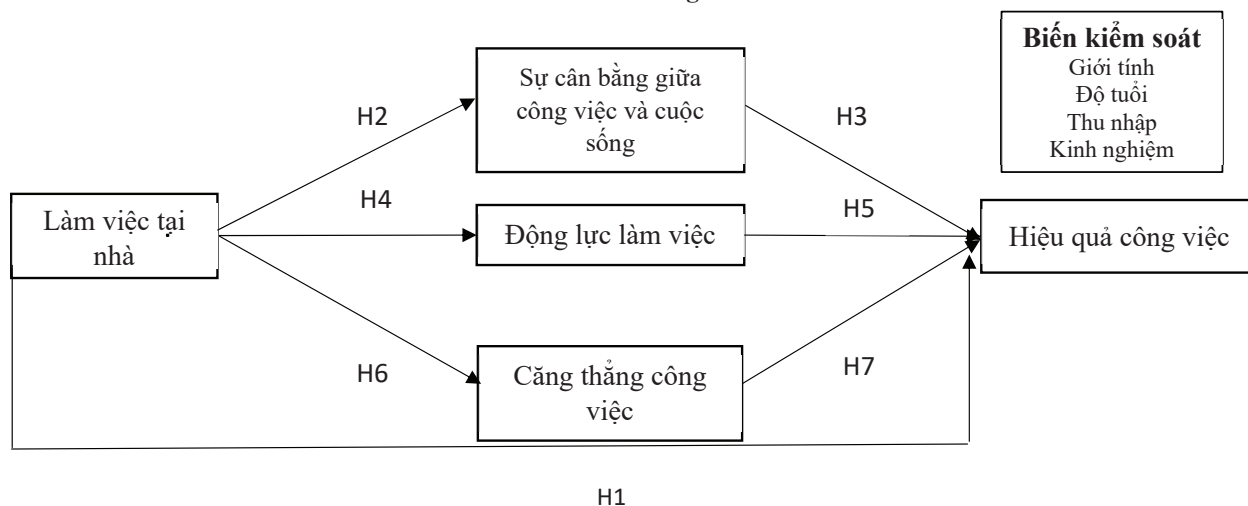
Động lực làm việc là những yếu tố thúc đẩy, nâng cao tinh thần làm việc, khiến nhân viên sẵn sàng đóng góp công sức vì mục tiêu chung của tổ chức (Pancasila & cộng sự, 2020). Theo Timsal & Awais (2016), WFH sẽ gắn liền với công nghệ mới và tiên tiến, qua đó giúp người lao động làm việc dễ dàng hơn và khiến họ luôn duy trì được cảm giác thôi thúc làm việc. Ngoài ra, Susilo (2020) cho rằng WFH khiến nhân viên cảm thấy hứng thú với công việc hơn bởi họ có thể tránh được những hiện tượng như tắc đường, không còn phải lo lắng về cách thức và thời gian di chuyển đến văn phòng và có thể bảo vệ sức khỏe của bản thân cũng như gia đình trước đại dịch.

H4: WFH có tác động tích cực đến động lực làm việc

2.2.5. Động lực làm việc và hiệu quả công việc

Theo Hoornweg & cộng sự (2016) sự gia tăng hiệu quả công việc của nhân viên có nguyên nhân trực tiếp từ động lực làm việc của họ. Cholis & Andayani (2021) khẳng định động lực góp phần điều khiển hành

Hình 2: Mô hình nghiên cứu



Nguồn: Nhóm tác giả đề xuất.

vi của nhân viên theo hướng tích cực hơn, khiến họ gắn bó hơn với công việc và tổ chức của mình. Những người có động lực làm việc cao sẽ luôn cố gắng để có được cơ hội thăng tiến, và để đạt được điều đó đòi hỏi họ phải nỗ lực nhiều hơn, đồng thời làm tốt nhiệm vụ của mình hơn yêu cầu, qua đó cải thiện được hiệu quả công việc cá nhân cũng như công việc chung của tổ chức (Azar & Shafighi, 2013).

H5: Động lực làm việc có tác động tích cực tới hiệu quả công việc

2.2.6. WFH và căng thẳng công việc

Theo Sauter & cộng sự (1999) căng thẳng công việc là những phản ứng có hại về mặt tinh thần và thể chất của nhân viên xảy ra khi nhu cầu công việc vượt quá khả năng, nguồn lực hoặc nhu cầu của họ. Trong bối cảnh đại dịch Covid-19, mặc dù dễ thích nghi với môi trường làm việc mới khi làm việc tại nhà, người lao động có thể cảm thấy căng thẳng, nhưng đồng thời, sự gần gũi của các thành viên trong gia đình có thể đã làm giảm mức độ căng thẳng của họ (Hilbrecht & cộng sự, 2008). Bên cạnh đó, WFH giúp nhân viên có quyền tự chủ cao hơn và họ sẽ giảm bớt được cảm giác áp lực, mệt mỏi trước công việc (Sardeshmukh & cộng sự, 2012)

H6: WFH tác động tiêu cực đến căng thẳng công việc

2.2.7. Căng thẳng công việc và hiệu quả công việc

Theo Babak & cộng sự (2010) với áp lực quá lớn, nhu cầu công việc không đáp ứng được, khi đó, cảm giác hài lòng thay thế bằng cảm giác căng thẳng, động lực giảm dần và nhân viên bắt đầu mất hứng thú với công việc và do đó hiệu quả công việc giảm. Ganster & Schaubroeck (1991) khẳng định hiệu quả công việc của các nhân viên giảm khi đối mặt với căng thẳng do họ không thể duy trì sự cân bằng hợp lý giữa cuộc sống gia đình và công việc.

H7: Căng thẳng công việc tác động tiêu cực đến hiệu quả công việc

2.2.8. Chỉ định mô hình nghiên cứu

Mô hình nghiên cứu (Hình 2) gồm 01 biến độc lập, 01 biến phụ thuộc và 03 biến trung gian. Ngoài ra, một số biến kiểm soát cũng được xem xét như: giới tính, độ tuổi, thu nhập và kinh nghiệm.

3. Đánh giá ảnh hưởng của WFH tới hiệu quả công việc của giảng viên

3.1. Phương pháp nghiên cứu

3.1.1. Thu thập dữ liệu

Mẫu nghiên cứu được khảo sát ngẫu nhiên bằng hình thức gửi Google Forms tới email của hơn 8000 cán bộ, giảng viên của các trường đại học tại Việt Nam (chủ yếu tại miền Bắc và miền Nam) trong khoảng thời gian 14/01/2022 đến 28/02/2022 thu được 360 phản hồi. Sau khi làm sạch mẫu gồm 296 quan sát. Giảng viên trong mẫu chủ yếu đến từ nhóm ngành Kinh doanh và quản lý, pháp luật; Khoa học giáo dục và đào tạo giáo viên, Khoa học sự sống và khoa học tự nhiên... Đặc điểm thống kê của mẫu điều tra thể hiện trong Bảng 1. Mô hình nghiên cứu gồm có 5 nhân tố và 27 biến quan sát được dùng làm thang đo (Bảng 2).

3.1.2. Xử lý dữ liệu

Bảng 1: Thống kê mô tả mẫu nghiên cứu

Đặc điểm		Mẫu nghiên cứu	
		Số lượng (giảng viên)	Tỷ lệ (%)
Giới tính	Nữ	147	49,7
	Nam	149	50,3
Nhóm tuổi	Dưới 35	86	29,1
	Từ 36 đến dưới 45	134	45,3
	Trên 45	76	25,7
Nơi làm việc	Miền Bắc	186	62,8
	Miền Nam	110	37,2
Kinh nghiệm làm việc	Dưới 5 năm	23	7,8
	Từ 5 đến dưới 10 năm	62	20,9
	Trên 10 năm	211	71,3
Thu nhập tại cơ sở giáo dục công lập	Dưới 10 triệu VND	62	20,9
	Từ 10 đến dưới 15 triệu VND	88	29,7
	Trên 15 triệu VND	146	49,3

Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp từ mẫu điều tra.

Bảng 2: Tổng hợp thang đo nghiên cứu

Tên biến	Mã biến	Nội dung câu hỏi	Nguồn
WFH – Làm việc tại nhà	WFH1	Tôi thực hiện toàn bộ các công việc giảng dạy của mình tại nhà	<i>Susilo (2020); Putri & Amran (2021)</i>
	WFH2	Thời gian tôi làm việc ở nhà bằng thời gian tôi làm việc tại cơ sở giáo dục	
	WFH3	Tôi sử dụng các công cụ công nghệ thông tin và truyền thông để thực hiện công việc giảng dạy của mình tại nhà	
	WFH4	Tôi không gặp trực tiếp đồng nghiệp và học sinh/sinh viên của mình trong quá trình làm việc	
	WFH5	Tôi có thể dễ dàng trao đổi về công việc/bài giảng với đồng nghiệp/học sinh, sinh viên của mình khi làm việc tại nhà	
	WFH6	Trường học có thể theo dõi kết quả công việc của tôi một cách dễ dàng khi tôi làm việc tại nhà	
WP – Hiệu quả công việc	WP1	Khi làm việc tại nhà, tôi thực hiện đầy đủ các trách nhiệm công việc được giao	<i>Staples & cộng sự (1999); Bouckennooghe & cộng sự (2013)</i>
	WP2	Khi làm việc tại nhà, tôi hoàn thành tốt nhiệm vụ được giao	
	WP3	Khi làm việc tại nhà, tôi thực hiện tốt các nhiệm vụ mà cấp trên mong đợi	
	WP4	Khi làm việc tại nhà, tôi rất hài lòng với chất lượng công việc tôi đã làm	
	WP5	Khi làm việc tại nhà, đồng nghiệp tôi luôn đánh giá tôi là người làm việc có hiệu quả	
WLB – Sự cân bằng giữa công việc và cuộc sống	WLB1	Tôi cân bằng tốt giữa thời gian dành cho công việc và cuộc sống	<i>Bùi Nhật Vương (2021); Putri & Amran (2021)</i>
	WLB2	Khi làm việc tại nhà, tôi hoàn thành tốt nhiệm vụ được giao	
	WLB3	Đồng nghiệp và các thành viên trong gia đình tôi nói rằng tôi đang đáp ứng kỳ vọng của họ	
	WLB4	Tôi cảm thấy hài lòng với sự cân bằng giữa công việc và hoạt động ngoài công việc	
WM – Động lực làm việc	WM1	Tôi cảm thấy hào hứng với nhiệm vụ giảng dạy của mình	<i>Björklund & cộng sự (2013); Susilo (2020)</i>
	WM2	Tôi thường xuyên cảm thấy mình có ý chí mạnh mẽ để làm việc tại nhà	

Để xử lý dữ liệu sơ cấp nhóm tác giả sử dụng hai phần mềm SPSS 20.0 và AMOS 24.0 với quy trình thực hiện như sau: (1) kiểm định Cronbach's Alpha để đo lường sự phù hợp của thang đo cho các biến được đưa vào mô hình, (2) phân tích nhân tố EFA nhằm kiểm tra tính hội tụ của các biến quan sát và sự tách biệt giữa

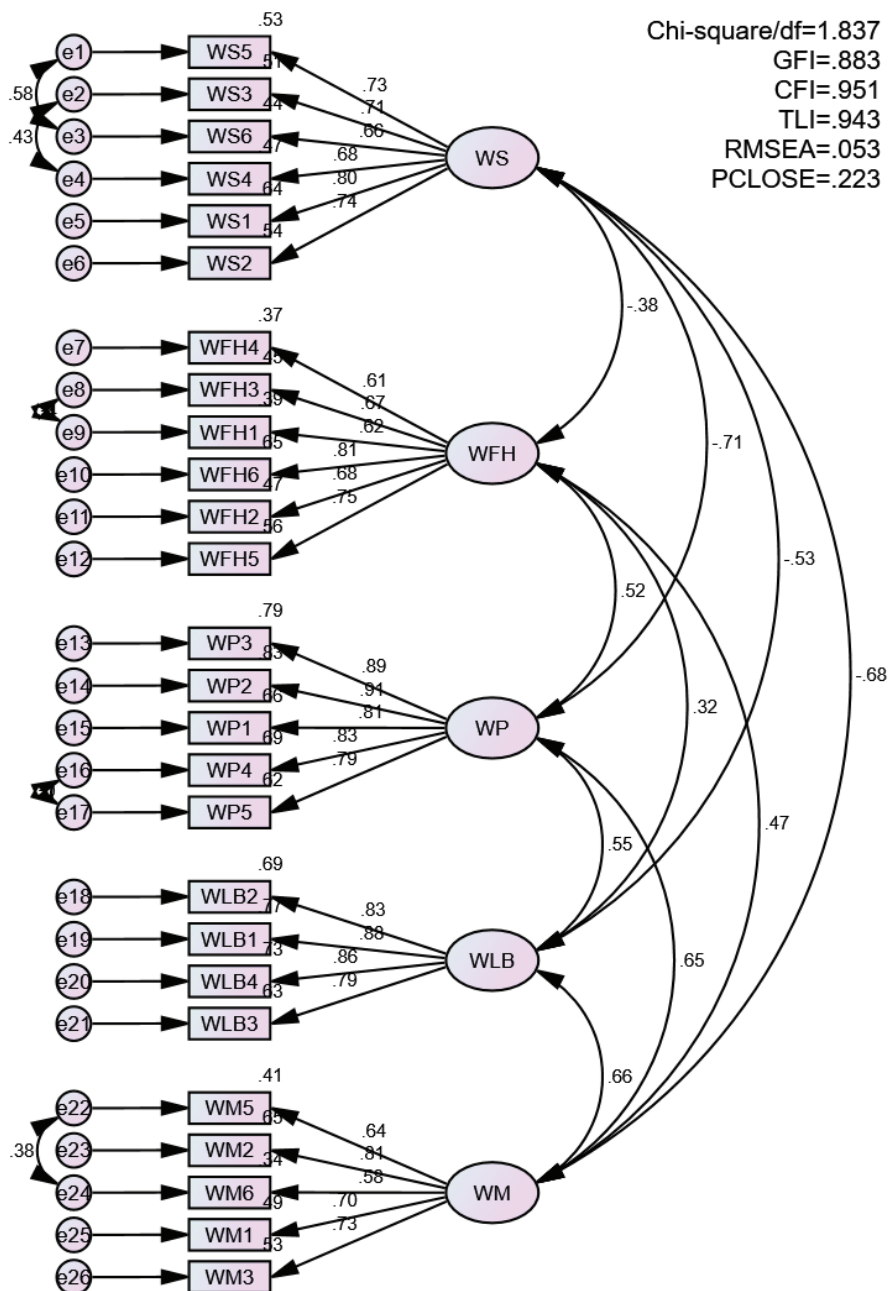
các biến độc lập, (3) phân tích nhân tố khẳng định (CFA) để đánh giá các mô hình và thang đo, (4) phân tích cấu trúc tuyến tính (SEM) để kiểm định các mối quan hệ cấu trúc, (5) thực hiện kiểm định Bootstrap nhằm kiểm định lại mô hình với số mẫu lớn hơn. Ngoài ra công cụ Independent Samples T-Test và Anova được sử dụng để kiểm tra sự khác biệt trong hiệu quả công việc tại nhà của các nhóm giảng viên có giới tính, độ tuổi, kinh nghiệm, thu nhập khác nhau.

3.2. Phân tích kết quả thực nghiệm

Kết quả phân tích nhân tố theo mô hình nghiên cứu đề xuất cho hệ số KMO = 0,915 > 0,5 chứng tỏ phân tích nhân tố là phù hợp. Kiểm định Bartlett có ý nghĩa thống kê (sig = 0,000 < 0,05), cho thấy các biến quan sát có tương quan với nhau trong tổng thể.

Đối với kiểm định phương sai trích: Giá trị Eigenvalue (Initial Eigenvalues) của 5 nhân tố đầu trong bảng lớn hơn 1 xác định rằng 5 nhân tố này tóm tắt thông tin của 26 biến quan sát đưa vào EFA một cách tốt nhất.

Hình 3: Kết quả phân tích nhân tố khẳng định CFA



Nguồn: Kết quả phân tích từ Amos 24.0

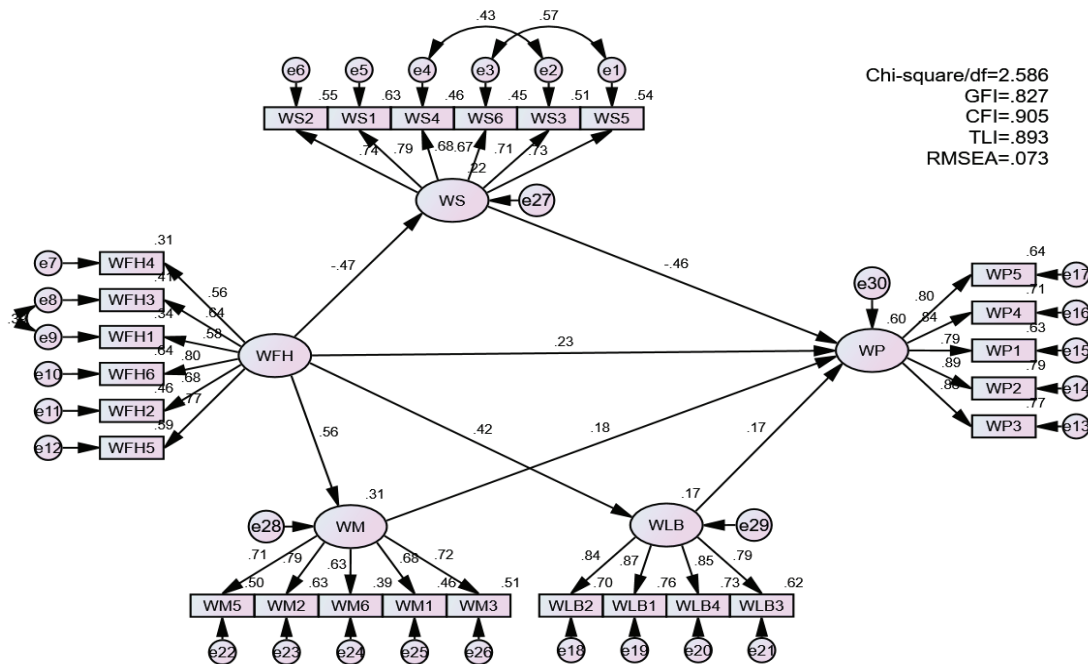
Tổng phương sai trích là 60,729% > 50% chứng tỏ rằng 5 nhân tố được trích giải thích 60,729% biến thiên dữ liệu của 26 biến quan sát tham gia vào EFA.

Kết quả phân tích CFA (Hình 3), các chỉ tiêu đo lường độ phù hợp của mô hình thể hiện ở giá trị CMIN/df = 1,837 < 3, CFI = 0,951 > 0,95, SRMR = 0,051 < 0,08, hệ số RMSEA = 0,053 < 0,08, Pclose = 0,223 > 0,05, các chỉ số của mô hình đều thỏa mãn, do đó mô hình phù hợp với dữ liệu nghiên cứu.

Kết quả các giá trị P-value của các biến quan sát biểu diễn các nhân tố đều có giá trị bằng *** (tức là bằng 0,000), các biến quan sát có khả năng biểu diễn tốt cho nhân tố trong mô hình CFA.

Kết quả phân tích SEM (Hình 4) có: giá trị CMIN/df = 2,586 ≤ 3, CFI = 0,905 > 0,9; và hệ số RMSEA = 0,073 < 0,08, các chỉ số đo lường độ phù hợp của mô hình đều thỏa mãn, suy ra, mô hình phù hợp với dữ

Hình 4: Kết quả phân tích mô hình cấu trúc



Nguồn: Kết quả phân tích từ Amos 24.0

Bảng 3: Kết quả của mô hình SEM

Mối quan hệ giữa các nhân tố			Giả thuyết	S.E.	C.R.	P	Hệ số hồi qui chuẩn hoá	Chấp nhận giả thuyết
WP	<-->	WFH	H1	0,094	3,068	0,002	0,231	Chấp nhận
WLB	<-->	WFH	H2	0,092	5,668	***	0,418	Chấp nhận
WP	<-->	WLB	H3	0,051	3,321	***	0,170	Chấp nhận
WM	<-->	WFH	H4	0,076	6,491	***	0,556	Chấp nhận
WP	<-->	WM	H5	0,086	3,011	0,003	0,183	Chấp nhận
WS	<-->	WFH	H6	0,108	-5,866	***	- 0,469	Chấp nhận
WP	<-->	WS	H7	0,057	-7,440	***	-0,461	Chấp nhận

Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp.

liệu nghiên cứu.

Dựa trên kết quả các giá trị P-value (Bảng 3) của các biến độc lập đều có giá trị $< 0,05$, các biến WFH, WS, WM, WLB, WP đều có ý nghĩa thống kê, có quan hệ nhân quả giữa các biến phụ thuộc WS, WM, WLB, WP. 7 giả thuyết gồm H1, H2, H3, H4 H5, H6, H7 được chấp nhận.

Hệ số hồi quy đã chuẩn hóa của WFH đến các biến trung gian WM, WLB, WS lần lượt là 0,556; 0,418; -0,469. WFH có tác động tích cực, làm tăng động lực làm việc và cân bằng giữa công việc và cuộc sống, tuy nhiên WFH tác động âm và làm giảm căng thẳng công việc.

Tương tự, mức độ ảnh hưởng của các nhân tố đến nhân tố đến biến phụ thuộc hiệu quả công việc (WP) theo thứ tự lần lượt là: WFH, WM, WLB, WS ($0,231 > 0,183 > 0,170 > -0,461$). Ba nhân tố WFH, WM, WLB tác động tích cực đến hiệu quả công việc (WP), nhưng WS có tác động tiêu cực và làm giảm hiệu quả công việc.

Đối với hiệu quả công việc của giảng viên khi làm việc tại nhà, có 4 nhân tố tác động đến, trong đó nhân tố “làm việc tại nhà” có tác động mạnh nhất và nhân tố này đóng vai trò là chìa khóa hay động cơ làm việc để tăng năng suất lao động. Có thể nói, đối với các trường đại học, nếu muốn triển khai thành công hình thức giảng dạy trực tuyến ngay cả khi trong điều kiện bình thường tức không có bệnh dịch, cần chú ý tới yếu tố WFH trước tiên, nên quan tâm đến không gian làm việc, phương thức làm việc và giao tiếp của giảng viên. Bên cạnh đó, nhà trường cũng cần chú trọng tới động lực làm việc, sự cân bằng giữa công việc và cuộc sống, căng thẳng công việc sau khi đã thiết kế được một hệ thống cơ sở hạ tầng WFH tối ưu.

Bằng phương pháp kiểm định sự khác biệt trung bình Independent T-Test và One-way ANOVA, nghiên cứu chỉ ra tồn tại sự khác biệt về độ tuổi, giới tính, kinh nghiệm làm việc, thu nhập tại cơ sở giáo dục trong hiệu quả công việc, động lực làm việc, căng thẳng công việc, sự cân bằng giữa công việc và cuộc sống của giảng viên khi làm việc tại nhà.

Về giới tính, khi làm việc tại nhà thì giảng viên nữ ghi nhận trội hơn giảng viên nam ở mọi mặt từ động lực làm việc đến sự cân bằng giữa công vi-c - cuộc sống, qua đó thúc đẩy hiệu quả làm việc cao hơn, thể hiện ở chỉ số MEAN lần lượt như sau $3,53 > 3,33$; $3,66 > 3,42$; $3,95 > 3,62$. Tiếp đó, kết quả tồn tại sự khác biệt trong nhân khẩu học tương tự nhau ở kinh nghiệm làm việc và mức thu nhập tại cơ sở giáo dục công lập mà giảng viên nhận được, tức là khi kinh nghiệm và thu nhập càng cao thì tạo ra nhiều động lực làm việc, nâng cao sự cân bằng giữa công việc và cuộc sống, đạt được hiệu quả cao trong công việc. Bên cạnh đó kết quả chỉ phát hiện sự khác biệt trong độ tuổi ở hiệu quả làm việc, nhóm tuổi từ 35 đến 45 ghi nhận hiệu quả làm việc cao nhất với MEAN = 3,91; xếp thứ 2 là nhóm tuổi trên 45 với MEAN = 3,90, xếp cuối là nhóm giảng viên trẻ dưới 35 tuổi với MEAN = 3,52. Ngoài ra, không ghi nhận sự khác biệt nào của các yếu tố nhân khẩu học trong căng thẳng công việc của giảng viên khi làm việc tại nhà.

4. Kết luận và hàm ý chính sách

Đại dịch Covid-19 xảy ra đã tiếp tục khẳng định một hình thức đào tạo không thể coi nhẹ là đào tạo trực tuyến. Tất cả các trường đại học ở Việt Nam và nhiều nước trên thế giới đã phải thực hiện đào tạo trực tuyến hoàn toàn hoặc kết hợp dưới dạng blended learning. Bài viết này dựa trên cơ sở thực hiện mẫu điều tra (296 quan sát) cho nhóm giảng viên đại học ở các trường đại học ở cả miền Bắc và miền Nam của nước ta đánh giá hiệu quả công việc của giảng viên khi thực hiện đào tạo trực tuyến. Kết quả phân tích cho thấy: 1. Làm việc tại nhà có tác động tích cực tới hiệu quả công việc do các giảng viên chủ động trong việc soạn bài, ghi âm, ghi hình, thiết kế câu hỏi trên các phần mềm trực tuyến, chủ động kết hợp công việc nhà; 2. Làm việc tại nhà làm tăng sự cân bằng giữa công việc và cuộc sống- yếu tố ảnh hưởng thuận chiều đối với hiệu quả công việc; 3. Làm việc tại nhà ảnh hưởng tích cực đến động lực làm vi-c - yếu tố tác động tích cực đến hiệu quả công việc của giảng viên; 4. Làm việc tại nhà làm giảm căng thẳng công việc, từ đó làm tăng hiệu quả công việc.

Nếu như hiệu quả công việc của giảng viên được coi là yếu tố phản ánh chất lượng dịch vụ đào tạo mà giảng viên cung cấp thì những kết quả có được từ mẫu nghiên cứu đã khẳng định vai trò tích cực của hình thức đào tạo trực tuyến trong bối cảnh dịch bệnh vừa qua. Việc thực hiện kết hợp dưới dạng blended learning mà một số trường đại học ở Việt Nam đã làm trong đó có Đại học Kinh tế Quốc dân sẽ không làm ảnh hưởng đến chất lượng đào tạo của trường mà còn mang lại nhiều lợi ích tích cực cho các giảng viên như kết quả tìm thấy từ mẫu điều tra.

Tuy nhiên, để nâng cao chất lượng và hiệu quả đào tạo kết hợp trực tiếp và trực tuyến thì các trường đại học cần có những khoá đào tạo chính thức (trước đó các giảng viên đều từ tìm hiểu) về cách thức sử dụng các phần

mềm giảng dạy trực tuyến. Nhà trường cần trang bị và đầu tư thêm các phương tiện phục vụ đào tạo từ xa đặc biệt là hệ thống học liệu điện tử cũng như phần mềm kiểm tra đánh giá trực tuyến.

Trong tương lai, khi trạng thái bình thường được thiết lập, các nhà trường có thể quy định một tỷ lệ số tiết trong khung chương trình đào tạo được phép thực hiện giảng dạy trực tuyến để vừa giúp đa dạng hóa hình thức giảng dạy, tăng tính linh hoạt chủ động của giảng viên mà không làm ảnh hưởng, thậm chí làm tăng hiệu quả và chất lượng giảng dạy. Nhìn xa hơn ở cấp độ xã hội, các cuộc khủng hoảng khác tương tự như COVID-19 có thể xảy ra, các tổ chức cần có kế hoạch và chính sách về WFH để có thể thích nghi và tạo lợi thế so sánh trong việc sử dụng nguồn nhân lực.

Tài liệu tham khảo

- Allen, T.D. (2001), 'Family-supportive work environments: the role of organizational perceptions', *Journal of Vocational Behavior*, 58(3), 414-435.
- Azar, M. & Shafighi, A.A. (2013), 'The effect of work motivation on employ'es' job performance' (Case study: employees of Isfahan Islamic Revolution Housing Foundation), *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*, 3(9), 432-445. DOI: <http://dx.doi.org/10.6007/IJARBS/v3-i9/231>.
- Babak, M., Hussain, S. & Muhammad, N. (2010), 'The relationship between stress and work performance in an Industrial Environment of Faisalabad district', *Pakistan Journal of Life and Social Science*, 8(1), 68-72.
- Bao, Y., Sun, Y., Meng, S., Shi, J. & Lu, L. (2020), '2019-nCoV epidemic: address mental health care to empower society', *The Lancet*, 395(10224), e37-e38.
- Baruch, Y. (2001), 'The status of research on teleworking and an agenda for future research', *International Journal of Management Reviews*, 3(2), 113-129.
- Björklund, C., Jensen, I. & Lohela-Karlsson, M. (2013), 'Is a change in work motivation related to a change in mental well-being?', *Journal of Vocational Behavior*, 83(3), 571-580.
- Bộ Giáo dục và Đào tạo (2020), Công văn số 795/BGDĐT-GDĐH về triển khai công tác đào tạo từ xa ứng phó với dịch Covid-19, ban hành ngày 13 tháng 03 năm 2020.
- Bouckenoghe, D., Raja, U. & Butt, A.N. (2013), 'Combined Effects of Positive and Negative Affectivity and Job Satisfaction on Job Performance and Turnover Intentions', *The Journal of Psychology*, 147(2), 105-123.
- Byrne, U. (2005), 'Work-life balance: Why are we talking about it at all?', *Business Information Review*, 22(1), 53-59.
- Cascio, W.F. (1986), *Managing human resources: Productivity, quality of work life, profits*, McGraw-Hill Press, USA.
- Cholis, M. & Andayani, E. (2021), 'Employee Work Productivity In Terms of Leadership and Work Motivation', *Proceedings of the 5th Asian Education Symposium 2020*, 566, 55-58.
- Farooq, R. & Sultana, A. (2021), 'The potential impact of the Covid-19 pandemic on work from home and employee productivity', *Measuring Business Excellence*, DOI: 10.1108/MBE-12-2020-0173.
- Felstead, A. & Henseke, G. (2017), 'Assessing the growth of remote working and its consequences for effort, well-being and work-life balance', *New Technology, Work and Employment*, 32(3), 195-212.
- Frolick, M.N., Wilkes, R.B. & Urwiler, R. (1993), 'Telecommuting as a workplace alternative: an identification of significant factors in American firms' determination of work-at-home policies', *The Journal of Strategic Information Systems*, 2(3), 206-220.
- Ganster, D.C. & Schaubroeck, J. (1991), 'Work stress and employee health', *Journal of management*, 17(2), 235-271.
- Grant, C.A., Wallace, L.M., Spurgeon, P.C., Tramontano, C. & Charalampous, M. (2019), 'Construction and Initial Validation of the e-Work Life Scale to Measure Remote e-Working', *Employee Relations*, 41(1), 16-33.
- Hilbrecht, M., Shaw, S.M., Delamere, F.M. & Havitz, M.E. (2008), 'Experiences, perspectives, and meanings of family vacations for children', *Leisure/Loisir*, 32(2), 541-571.
- Hoornweg, N., Peters, P. & Van der Heijden, B. (2016), 'Finding the Optimal Mix between Telework and Office Hours to Enhance Employee Productivity: A Study into the Relationship between Telework Intensity and Individual

Productivity, with Mediation of Intrinsic Motivation and Moderation of Office Hours', In de Leede, J. (ed.), *New Ways of Working Practices: Antecedents and Outcomes*, 1-28, Bingley, UK: Emerald.

- Jackson, L.T. & Fransman, E.I. (2018), 'Flexi work, financial well-being, work-life balance and their effects on subjective experiences of productivity and job satisfaction of females in an institution of higher learning', *South African Journal of Economic and Management Sciences*, 21(1), 1-13.
- Joshi, A., Vinay, M. & Bhaskar, P. (2020), 'Impact of coronavirus pandemic on the Indian education sector: perspectives of teachers on online teaching and assessments', *Interactive Technology and Smart Education*, 18(2), 205-226.
- Kazekami, S. (2020), 'Mechanisms to improve labor productivity by performing telework', *Telecommunications Policy*, 44(2). DOI: <https://doi.org/10.1016/j.telpol.2019.101868>
- Lait, Jana & Wallace, Jean E. (2002), 'Stress at Work: A Study of Organizational-Professional Conflict and Unmet Expectations; Le stress au travail: une étude du conflit profession-organisation et des attentes ignorées; El estrés debido al trabajo : un estudio del conflicto organizacional-profesional y las expectativas insatisfechas', *Relations Industrielles*, 57(3), 463-490.
- Lee, YD., Lain, J.W. & Chen, C.Y. (1999), 'A study on the measurement of productivity for white color employees: a case of electronic industry in Taiwan', *The Chinese Military Academy Journal*, 14(3), 345-361.
- Liu, Huei-Ling & Lo, Ven-hwei (2017), 'An integrated model of workload, autonomy, burnout, job satisfaction, and turnover intention among Taiwanese reporters', *Asian Journal of Communication*, 28(2), 153-169, DOI: 10.1080/01292986.2017.1382544.
- Martin, B. H., & MacDonnell, R. (2012). Is telework effective for organizations? A meta-analysis of empirical research on perceptions of telework and organizational outcomes. *Management Research Review*, 35(7), 602-616. DOI: 10.1108/01409171211238820
- Nakrošienė, A., Bučiūnienė, I., & Goštautaitė, B. (2019). Working from home: characteristics and outcomes of telework, *International Journal of Manpower*, 40(1), 87-101.
- Nguyen, M.H. (2021), 'Factors influencing home-based telework in Hanoi (Vietnam) during and after the COVID-19 era', *Transportation*, 48(6), 3207-3238.
- Olson, M.H. & Primps, S.B. (1984), 'Working at home with computers: Work and nonwork issues', *Journal of Social Issues*, 40(3), 97-112.
- Owllabs (2021), *State of remote work 2021 5th annual edition*, last retrieved on August 26th 2022, from <<https://owllabs.com/state-of-remote-work/2021>>.
- Pancasil, I., Haryono, S. & Sulisty, B. A. (2020), 'Effects of work motivation and leadership toward work satisfaction and employee performance: Evidence from Indonesia', *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 7(6), 387-397.
- Purwanto, A., Asbari, M., Fahlevi, M., Mufid, A., Agistiawati, E., Cahyono, Y. & Suryani, P. (2020), 'Impact of work from home (WFH) on Indonesian teachers performance during the Covid-19 pandemic: An exploratory study', *International Journal of Advanced Science and Technology*, 29(5), 6235-6244.
- Putri, A. & Amran, A. (2021), 'Employees' Work-Life Balance Reviewed From Work From Home Aspect During COVID-19 Pandemic', *International Journal of Management Science and Information Technology*, 1(1), 30-34. DOI: <https://doi.org/10.35870/ijmsit.v1i1.231>.
- Ralph, P., Baltes, S., Adisaputri, G., Torkar, R., Kovalenko, V., Kalinowski, M., Novielli, N., Yoo, S., Devroey, X., Tan, X., Zhou, M., Turhan, B., Hoda, R., Hata, H., Robles, G., Milani, F. & Alkadhi, R. (2020), 'Pandemic programming', *Empirical Software Engineering*, 14(25), 4927-4961.
- Saikia, L.C., Nanda, J. & Mishra, S. (2011), 'Performance comparison of several classical controllers in AGC for multi-area interconnected thermal system', *International Journal of Electrical Power & Energy Systems*, 33(3), 394-401.
- Sandoval-Reyes, J., Idrovo-Carlier, S. & Duque-Oliva, E.J. (2021), 'Remote work, work stress, and work-life during pandemic times: A Latin America situation', *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(13), 7069. DOI: 10.3390/ijerph18137069.

-
- Sardeshmukh, S.R., Sharma, D. & Golden, T.D. (2012), 'Impact of telework on exhaustion and job engagement: A job demands and job resources model', *New Technology, Work and Employment*, 27(3), 193-207.
- Sauter, S.L., Hurrell, J.J., Fox, H.R., Tetrick, L.E. & Barling, J. (1999), 'Occupational health psychology: an emerging discipline', *Industrial Health* 37(2), 199-211.
- Staples, D. Sandy, Hulland, John S. & Higgins, Christopher A. (1999), 'A Self-Efficacy Theory Explanation for the Management of Remote Workers in Virtual Organizations', *Organization Science*, 10(6), 758-776.
- Susilo, D. (2020), 'Revealing the effect of work-from-home on job performance during the COVID-19 crisis: Empirical evidence from Indonesia', *Journal of Contemporary Issues in Business and Government*, 26(1), 23-40.
- Timsal, A. & Awais, M. (2016), 'Flexibility or ethical dilemma: an overview of the work from home policies in modern organizations around the world', *Human Resource Management International Digest*, 24(7), 12-15.
- Trần Thị Vân Hoa, Phạm Thị Huyền & Nguyễn Quỳnh Hoa (2020), 'Đại dịch Covid- 19: Cơ hội và thách thức cho giáo dục đại học Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 274(4), 64-74.
- Virick, M., DaSilva, N. & Arrington, K. (2010), 'Moderators of the Curvilinear Relation between Extent of Telecommuting and Job and Life Satisfaction: The Role of Performance Outcome Orientation and Worker Type', *Human Relations* 63(1), 137-154.
- Bùi Nhất Vương (2021), "Ảnh hưởng của làm việc tại nhà đến hiệu quả công việc trong bối cảnh đại dịch COVID-19: Bằng chứng thực nghiệm tại thành phố Hồ Chí Minh", *Tạp chí Quản lý và Kinh tế quốc tế*, 139, 120-140.
- Vyas, L. & Butakhieo, N. (2020), 'The impact of working from home during Covid-19 on work and life domains: an exploratory study on Hong Kong', *Policy Design and Practice*, 4(1), 59 - 76.

CÁC YẾU TỐ QUYẾT ĐỊNH TÍNH BỀN VỮNG CỦA CÁC DOANH NGHIỆP SIÊU NHỎ, NHỎ VÀ VỪA

Cao Thúy Xiêm

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: xiemct@neu.edu.vn

Mã bài báo: JED-898

Ngày nhận: 18/07/2022

Ngày nhận bản sửa: 09/08/2022

Ngày duyệt đăng: 03/09/2022

Tóm tắt:

Các doanh nghiệp siêu nhỏ, nhỏ và vừa (MSMEs) đóng vai trò rất quan trọng trong phát triển kinh tế - xã hội ở Việt Nam, vì chúng đóng vai trò chủ động trong việc thiết kế, sản xuất và quản lý sản phẩm. Nghiên cứu này cố gắng xác định các yếu tố ảnh hưởng đến sự phát triển bền vững của MSMEs ở Việt Nam bằng cách áp dụng công nghệ PLS. Năm yếu tố (thuộc ba trụ cột của phát triển bền vững) ảnh hưởng đến quản trị doanh nghiệp và do đó đến tính bền vững của MSMEs đã được xác định. Đó là môi trường, tôn trọng, công bằng, tài chính, và nhân viên. Các hàm ý chính sách nhằm nâng cao vai trò của doanh nghiệp trong việc đạt được các mục tiêu phát triển bền vững quốc gia là luật hóa vai trò của MSMEs trong việc theo đuổi các mục tiêu phát triển bền vững, khuyến khích kinh tế tuần hoàn, và hỗ trợ kỹ thuật và tài chính cho MSMEs. Nghiên cứu này đóng góp thêm và tư liệu thực tế về các yếu tố quyết định tính bền vững của MSMEs ở Việt Nam trong quá trình theo đuổi mục tiêu phát triển bền vững quốc gia.

Từ khóa: Các yếu tố, MSMEs, tính bền vững, phát triển bền vững.

Mã JEL: Q01.

Determinants of micro, small and medium enterprises' sustainability

Abstract:

Micro, small and medium enterprises (MSMEs) are of great importance in socio-economic development in Vietnam because they play an active role in designing, manufacturing, and managing products. This research tries to identify factors influencing the sustainable development of MSMEs in Vietnam by applying PLS technology. Five factors (belonging to three pillars of sustainable development) affecting corporate governance and thus the sustainability of MSMEs have been identified. They are environmental, respected, equity, financial, and employee indicators. The policy implications for enhancing the role of MSMEs in achieving national sustainable development goals include legitimating their role, encouraging the circular economy, and providing technical and financial support to MSMEs. The main contribution of this research is to enrich data on determinants of the sustainability of MSMEs in Vietnam in the pursuit of national sustainable development goals.

Keywords: Factors, MSMEs, sustainability, sustainable development.

JEL Code: Q01.

1. Giới thiệu

Trong bối cảnh biến đổi khí hậu, bất bình đẳng kinh tế, ô nhiễm môi trường xảy ra ở khắp nơi trên thế giới và tình trạng nghèo đói vẫn chưa được xử lý tốt ở nhiều quốc gia, phát triển bền vững được tất cả các nước trên thế giới quan tâm. Tình trạng hiện tại của công nghệ và tổ chức xã hội đã đặt ra các giới hạn vật lý, xã hội, thể chế, tâm lý và khái niệm luận đối với sự mở rộng kinh tế thông thường. Theo Robertson (2008), trong các kịch bản khác nhau của tương lai, hướng thực tế duy nhất là học cách chung sống với nhau trên hành tinh nhỏ bé và đông đúc này. Điều đó đồng nghĩa với một tương lai phát triển bền vững.

Trong việc theo đuổi mục tiêu phát triển bền vững, Việt Nam đã đạt được những thành tựu đáng ghi nhận thể hiện qua việc thăng hạng trong bảng xếp hạng toàn cầu, từ 88/149 nước năm 2016 lên 51/165 nước

năm 2021. Kết quả này có sự đóng góp lớn của các doanh nghiệp. Mục đích của bài viết là đóng góp thêm tư liệu thực tế về các yếu tố quyết định tính bền vững của doanh nghiệp, do đó nhiệm vụ nghiên cứu là xác định các yếu tố ảnh hưởng đến tính bền vững của các doanh nghiệp siêu nhỏ, nhỏ và vừa để từ đó rút ra các hàm ý chính sách nhằm phát huy hơn nữa vai trò của các doanh nghiệp trong việc đạt được các mục tiêu phát triển bền vững của quốc gia. Bài viết bao gồm các nội dung chính sau: *thứ nhất*, cơ sở lý thuyết về sự phát triển bền vững để từ đó xây dựng mô hình nhằm xác định các yếu tố quyết định tính bền vững của doanh nghiệp; *thứ hai*, xây dựng và kiểm định các giả thiết bằng dữ liệu khảo sát 359 doanh nghiệp; *thứ ba*, thảo luận các kết quả phân tích thực nghiệm, và *cuối cùng* là kết luận và hàm ý chính sách.

2. Cơ sở lý thuyết và phương pháp nghiên cứu

2.1. Khái niệm phát triển bền vững và trách nhiệm xã hội của doanh nghiệp

Khái niệm phát triển bền vững xuất hiện trong bối cảnh dân số gia tăng nhanh và sự cạn kiệt tài nguyên trong thập kỷ 70 của thế kỷ 20. Lần đầu tiên, khái niệm này được đưa ra trong Báo cáo Brundtland của Liên hợp quốc (UN) năm 1987, “Phát triển bền vững là sự phát triển đáp ứng các nhu cầu của hiện tại mà không làm ảnh hưởng đến khả năng của các thế hệ tương lai trong việc đáp ứng các nhu cầu của chính họ”. Phát triển bền vững có thể đảm bảo sự hài hòa giữa các mục tiêu cạnh tranh nhau là thịnh vượng kinh tế, chất lượng môi trường và công bằng xã hội (Hasna, 2007). Nói cách khác, ba trụ cột của sự bền vững là kinh tế, môi trường và xã hội.

Trụ cột môi trường của phát triển bền vững thể hiện trách nhiệm của thế hệ hiện tại trong việc cải thiện cuộc sống của thế hệ tương lai bằng cách sửa chữa những thiệt hại trước đây đối với hệ sinh thái và chống lại những gì có thể gây ra thiệt hại thêm cho nó. Những thực tế này giúp ích cho hành tinh của chúng ta và cải thiện kết quả tài chính bằng cách giảm lãng phí và sử dụng nhiên liệu hiệu quả. Ảnh hưởng hướng ngoại là một trong những thách thức đối với trụ cột môi trường vì chi phí không được phản ánh đầy đủ trong giá thị trường.

Trụ cột xã hội của phát triển bền vững tập trung vào việc duy trì và nâng cao chất lượng xã hội. Agyeman & cộng sự (2003) định nghĩa phát triển bền vững là nhu cầu đảm bảo chất lượng cuộc sống tốt hơn cho tất cả mọi người trong hiện tại và trong tương lai, theo những cách bình đẳng trong khi sống trong giới hạn của các hệ sinh thái hỗ trợ. Một cộng đồng bền vững được coi là một cộng đồng có sự gắn kết, tương hỗ và trung thực, các mối quan hệ giữa người với người được coi trọng. Điều đó có thể được khuyến khích và hỗ trợ bởi luật pháp, thông tin và những ý tưởng chung về sự công bằng và các quyền (Diesendorf, 2000). Doanh nghiệp bền vững là doanh nghiệp đối xử công bằng với nhân viên và là một người hàng xóm tốt, thành viên cộng đồng tốt, cả ở địa phương và trên toàn cầu. Doanh nghiệp như thế cần được hỗ trợ và chấp thuận bởi nhân viên, các bên liên quan và cộng đồng nơi nó hoạt động.

Trụ cột kinh tế của phát triển bền vững đôi khi được coi là trụ cột quản trị. Điều này có nghĩa là tuân thủ, quản trị thích hợp và quản lý rủi ro. Hội đồng quản trị phải làm hài hòa lợi ích của cổ đông và lợi ích của cộng đồng, chuỗi giá trị và người tiêu dùng cuối cùng. Để trở nên bền vững, công ty phải có lợi nhuận; tuy nhiên, các mục tiêu lợi nhuận không thể lấn át các mục tiêu về môi trường và xã hội. Mặc dù việc sử dụng nhiên liệu hóa thạch và hóa chất gây hại cho môi trường, nhưng trụ cột kinh tế cho phép các công ty thay đổi theo từng giai đoạn thay vì từ bỏ chúng ngay lập tức.

Các công ty với *trách nhiệm xã hội* đóng vai trò quan trọng trong việc đạt được các mục tiêu phát triển bền vững. Thuật ngữ trách nhiệm xã hội có nghĩa là các công ty ngoài việc tối đa hóa giá trị cho các cổ đông, phải hành động theo cách có lợi cho xã hội. Trách nhiệm xã hội áp dụng trong công ty được gọi là trách nhiệm xã hội của công ty (CSR), đó là các thực tế, các chính sách mà các công ty thực hiện nhằm mục đích tạo ra ảnh hưởng tốt đối với thế giới. CSR là mô hình doanh nghiệp tự điều chỉnh, theo đó doanh nghiệp có trách nhiệm với chính bản thân nó, các chủ thể liên quan, và công chúng. Các công ty thực hành CSR là các công ty hoạt động theo cách tốt cho xã hội và môi trường chứ không phải là làm hại xã hội, làm hại môi trường. CSR là chiến lược điển hình được các công ty lớn thực hiện. Các doanh nghiệp nhỏ và vừa (SMEs) cũng thực hiện các chương trình trách nhiệm xã hội. CSR luôn luôn được khuyến

khích. Để giúp các tổ chức biến các nguyên tắc CSR thành hành động, năm 2010 Tổ chức Quốc tế về Tiêu chuẩn hóa (International Organization for Standardization - ISO) đã đưa ra ISO 26000 để làm rõ trách nhiệm xã hội là gì.

Phát triển bền vững có nhiều mặt, có thể biểu thị bằng bốn khía cạnh chính (World Commission on Environment and Development, 1987): (1) Bảo vệ tính bền vững sinh thái dài hạn, (2) Thỏa mãn những nhu cầu cơ bản của con người, (3) Thúc đẩy sự công bằng trong thế hệ, và (4) Thúc đẩy sự công bằng giữa các thế hệ, mỗi khía cạnh được đo bằng các chỉ số của nó. Các giá trị ngưỡng của các khía cạnh này được đo lường và được khuyến nghị các giới hạn cho năm 2030 ở Bảng 1.

Bảng 1: Các khía cạnh chính, các chỉ số, và các giá trị ngưỡng 2030 khuyến nghị cho sự phát triển bền vững

Khía cạnh	Chỉ số	Ngưỡng 2030
(1) Bảo vệ tính bền vững sinh thái dài hạn	Dấu chân sinh thái trên đầu người	Maximum 2,3 gha trên đầu người
(2) Thỏa mãn những nhu cầu cơ bản của con người	Chỉ số phát triển con người	Minimum 0,63
(3) Thúc đẩy sự công bằng trong thế hệ	Hệ số Gini	Maximum 40
(4) Thúc đẩy sự công bằng giữa các thế hệ	Tỷ trọng năng lượng tái tạo trong tổng sản lượng năng lượng chính	Minimum 27%

Nguồn: Holden & cộng sự (2014).

2.2. Đo mức độ phát triển bền vững của các doanh nghiệp

Phát triển kinh tế cùng với bảo vệ môi trường và công bằng xã hội là mục tiêu toàn cầu. Các doanh nghiệp là động lực của phát triển kinh tế đồng thời cũng là các tác nhân gây ảnh hưởng xấu đến môi trường. Diễn đàn 2030 về Phát triển Bền vững của Liên hiệp quốc định nghĩa phát triển bền vững là sự kết hợp hài hòa ba yếu tố: phát triển kinh tế, an toàn xã hội và bảo vệ môi trường. Để phát triển bền vững các doanh nghiệp phải sử dụng đầu vào hiệu quả và tối thiểu hóa lượng chất thải xả ra môi trường. Hart (1997) đề xuất ba chiến lược để các doanh nghiệp phát triển bền vững.

- *Ngăn chặn ô nhiễm*: có nghĩa là chuyển từ kiểm soát ô nhiễm sang ngăn chặn ô nhiễm. Các doanh nghiệp nên giảm hay loại trừ chất thải thay vì xử lý chất thải. Để thực hiện chiến lược này cần phải không ngừng hoàn thiện.

- *Quản lý vòng đời sản phẩm*: tập trung vào tối thiểu hóa ô nhiễm trong sản xuất và trong suốt vòng đời sản phẩm.

- *Công nghệ sạch*: phát triển và sử dụng các công nghệ xanh và thân thiện với môi trường. Điều này hàm ý rằng tất cả các giai đoạn liên quan đến vòng đời sản phẩm phải được cân nhắc: thiết kế, chế tạo và tái chế sản phẩm.

Krajnc & Glavic (2003) đưa ra các chỉ số liên quan đến các khía cạnh kinh tế, xã hội, và môi trường. Hầu hết là các chỉ số định tính. Veleva & Ellenbecker (2001) đưa ra một tập hợp các chỉ số về sản xuất bền vững liên quan đến sử dụng năng lượng, xả thải, tính hiệu quả, đóng góp của công ty cho cộng đồng và sự phát triển xã hội, và các quyền của nhân viên.

Để có thể biến trách nhiệm xã hội của công ty thành các hoạt động thực tế, các ty lớn như NIKE (2020), Samsung (2020), và các công ty khác đã phát triển và áp dụng các tiêu chuẩn đạo đức của mình. Năm 2016, Phòng Công nghiệp và Thương mại Việt Nam (VCCI) đã ban hành bộ chỉ số trách nhiệm xã hội (SCI) để xếp hạng các doanh nghiệp ở Việt Nam theo mức độ bền vững của chúng.

2.3. Mô hình nghiên cứu

Chúng tôi đề xuất mô hình nghiên cứu như minh họa ở Hình 1.

2.3.1. Tính bền vững môi trường

Tiết kiệm tài nguyên và tối thiểu hóa chất thải là đòi hỏi đầu tiên của phát triển bền vững. Điều đó có nghĩa

là sản phẩm phải được sản xuất, phân phối và tái chế theo cách tối thiểu hóa tài nguyên sử dụng, tối thiểu hóa ảnh hưởng xấu đến môi trường. Công ty có trách nhiệm xã hội cố gắng tối thiểu hóa ô nhiễm không khí, chất thải, tối thiểu hóa ảnh hưởng xấu đến khí hậu, và quản lý thích hợp phân bón hóa học, chất thải, đồng thời đánh giá cao nguồn nước. Vì thế, giả thiết là:

H1: Chỉ số bền vững môi trường có mối quan hệ đồng biến với quản trị doanh nghiệp, và vì thế có mối quan hệ đồng biến với sự phát triển bền vững.

2.3.2. Tính bền vững xã hội

Doanh nghiệp bền vững về mặt xã hội đảm bảo được chất lượng sống tốt hơn cho tất cả mọi người, mọi người được tôn trọng và đối xử công bằng. Thuật ngữ “được tôn trọng” trong doanh nghiệp phát triển bền vững về mặt xã hội có nghĩa là làm việc tự nguyện, tuổi lao động tối thiểu là 16, các nhà cung ứng không phân biệt đối xử, việc tự do lập hiệp hội và đàm phán tập thể được tôn trọng. Vì thế giả thiết là:

H2: Chỉ số được tôn trọng có mối quan hệ đồng biến với quản trị doanh nghiệp, và vì thế có mối quan hệ đồng biến với sự phát triển bền vững.

Khái niệm công bằng có nghĩa là không khoan nhượng với sự quấy rối và lạm dụng, giờ làm việc không quá mức, thù lao và phúc lợi được trả đúng hạn, và đảm bảo có việc làm thường xuyên. Do đó, giả thiết là:

H3: Chỉ số công bằng có mối quan hệ đồng biến với quản trị doanh nghiệp, và vì thế có mối quan hệ đồng biến với sự phát triển bền vững.

2.3.3. Bền vững kinh tế

Bền vững kinh tế có thể được biểu thị bằng các chỉ số tài chính và nhân viên (Krajnc & Glavic, 2003). Các chỉ số tài chính của bền vững kinh tế chủ yếu bao gồm: đầu tư thỏa đáng vào R&D và bảo vệ môi trường, thanh toán các chi phí về trách nhiệm môi trường cho bên bị ảnh hưởng nếu điều đó xảy ra, tối thiểu hóa sự phàn nàn của khách hàng, ít khi phá vỡ hợp đồng vì các tiêu chuẩn không nhất quán về môi trường, sức khỏe và an toàn. Bởi vậy, giả thiết là:

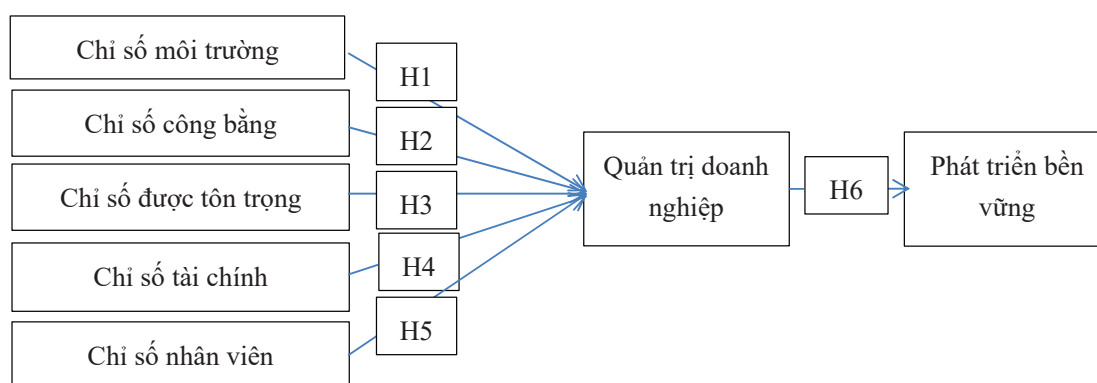
H4: Chỉ số tài chính có mối quan hệ đồng biến với quản trị doanh nghiệp, và vì thế có mối quan hệ đồng biến với sự phát triển bền vững.

Chỉ số nhân viên của bền vững kinh tế chủ yếu bao gồm việc đảm bảo chỗ làm việc an toàn, ký túc xá, căng tin, nhà trẻ an toàn và sạch sẽ, các công trình kiến trúc phù hợp với mục đích sử dụng, có các kế hoạch hành động sẵn sàng cho trường hợp khẩn cấp, hỏa hoạn, và kiểm soát được những rủi ro về vệ sinh và sức khỏe nghề nghiệp. Vì thế, giả thiết:

H5: Chỉ số nhân viên có mối quan hệ đồng biến với quản trị doanh nghiệp, và vì thế có mối quan hệ đồng biến với sự phát triển bền vững.

Doanh nghiệp bền vững là doanh nghiệp được quản trị bởi những người lãnh đạo có trách nhiệm, đổi mới và sáng tạo. Các chỉ số quản trị doanh nghiệp bao gồm các chiến lược phát triển bền vững, quản lý rủi ro, quản lý mua sắm, sự thỏa mãn của khách hàng, quan hệ công chúng, và các ý tưởng sáng tạo. Do đó, giả

Hình 1: Mô hình nghiên cứu



thiết:

H6: Chỉ số quản trị doanh nghiệp có mối quan hệ đồng biến với sự phát triển bền vững.

2.4. Dữ liệu

Bảng hỏi khảo sát của nghiên cứu này có 2 phần. Phần thứ nhất gồm các câu hỏi liên quan đến các thông tin chung về doanh nghiệp, phần thứ hai gồm các câu hỏi liên quan đến các chỉ số về các yếu tố có khả năng quyết định mức độ của sự phát triển bền vững của doanh nghiệp: Bền vững môi trường, bền vững xã hội - được biểu thị bằng các chỉ số được tôn trọng và công bằng, và bền vững kinh tế - được biểu thị bằng các chỉ số tài chính và nhân viên, tất cả những cái đó đều ảnh hưởng đến quản trị doanh nghiệp và vì thế đến phát triển bền vững. Những người trả lời khảo sát được yêu cầu đánh dấu vào thang đo Likert năm điểm với mức độ đồng ý tăng dần, từ “Hoàn toàn không đồng ý” đến “Hoàn toàn đồng ý”. Thời gian ước lượng để hoàn thành việc trả lời bảng hỏi khoảng từ 10 đến 15 phút. Khảo sát này được thực hiện ảo qua Google Forms trong tháng 3 và tháng 4 năm 2022. Địa chỉ trên internet của khảo sát (URL) được gửi qua e-mail, tin nhắn (SMS), và các phương tiện mạng xã hội (Facebook, Zalo) đến các doanh nghiệp và những người làm việc trong các doanh nghiệp.

3. Kết quả và thảo luận

3.1. Các doanh nghiệp siêu nhỏ, nhỏ và vừa ở Việt Nam

Đối với các doanh nghiệp, phát triển bền vững được coi là chiến lược quản trị công ty phải thích nghi được với tất cả các hoàn cảnh sao cho các mục tiêu lợi nhuận phải hài hòa với lợi ích của nhân viên và bảo vệ môi trường.

Kể từ Diễn Đàn 2030 của Liên hiệp quốc (UN 2030 Agenda), mỗi quốc gia đều có điểm đến xác định và thống nhất trong quá trình đạt được sự phát triển bao trùm và thịnh vượng. Từ 2016, trong việc theo đuổi sự phát triển bền vững, Việt Nam đã được thăng hạng trong bảng xếp hạng toàn cầu, từ 88/149 nước năm 2016 lên 51/165 nước năm 2021.

Tuy nhiên, phần lớn các tài nguyên được sử dụng cho các mục tiêu phát triển bền vững ở Việt Nam là tài nguyên công cộng, chỉ một phần rất nhỏ là tài nguyên tư nhân vì các doanh nghiệp tư nhân, mà phần lớn là các doanh nghiệp siêu nhỏ, nhỏ và vừa (MSMEs) đều bị bất lợi thể về tính cạnh tranh và hiệu quả. Hơn nữa, nhiều doanh nghiệp sử dụng công nghệ lạc hậu, năng suất lao động thấp và sử dụng năng lượng hóa thạch đã gây ảnh hưởng xấu đến môi trường và phúc lợi của các thế hệ tương lai. Thừa nhận thực tế này, trong Chiến lược Phát triển Năng lượng đến 2030 tầm nhìn 2045 (Vietnam Politburo, 2020) đã tập trung vào việc cải thiện hiệu quả sử dụng năng lượng, tiết kiệm 8-10% năng lượng cần thiết cho việc phát triển đất nước theo kịch bản bình thường, hay 60 triệu tấn tương đương dầu. 63 tỉnh/thành đã được chia thành 7 nhóm mục tiêu tiết kiệm năng lượng. Các chính quyền địa phương đã được yêu cầu xây dựng và thực hiện các chương trình tiết kiệm năng lượng, trong đó các doanh nghiệp được coi là mũi đột phá trong việc đạt được các mục tiêu này. Bởi vì hàng hóa và dịch vụ được cung cấp bởi các doanh nghiệp, người tiêu dùng chỉ được lựa chọn trong số các sản phẩm sẵn có trên thị trường. Các sản phẩm có thân thiện với môi trường hay không chủ yếu do các doanh nghiệp quyết định.

Các doanh nghiệp, đặc biệt là các doanh nghiệp hoạt động trong các ngành/lĩnh vực thâm dụng năng lượng như hóa chất, vật liệu xây dựng (xi măng, ceramics...), luyện kim (sản xuất sắt, thép...), giấy và bột giấy, và các ngành sử dụng năng lượng khác nữa, là đối tượng được chú ý đặc biệt về việc sử dụng năng lượng hiệu quả. Với nhiều ngành/khu vực, chi phí năng lượng của việc sản xuất chiếm hơn 60% tổng chi phí sản xuất. Vì thế, việc thực hiện các chương trình tiết kiệm năng lượng sẽ làm tăng tính cạnh tranh của doanh nghiệp và đóng góp tích cực cho việc bảo vệ môi trường, và đạt được các mục tiêu tiết kiệm năng lượng.

Những nỗ lực của Việt Nam đã mang lại những thành quả đáng khích lệ như biểu thị ở Bảng 2. Các chỉ số của ba khía cạnh của phát triển bền vững là đáng ghi nhận, đặc biệt là chỉ số thứ nhất và thứ ba đều thấp hơn mức tối đa, và chỉ số thứ 2 cao hơn mức tối thiểu của các ngưỡng, trong khi đó chỉ số thứ tư thì còn xa so với ngưỡng, 11,3%.

Ở Việt Nam, các doanh nghiệp nhiều về số lượng nhưng nhỏ về quy mô. Vào 31 tháng 12 năm 2019,

Bảng 2: Các chỉ số của Việt Nam về bốn khía cạnh của phát triển bền vững so với các ngưỡng 2030

Khía cạnh	Chỉ số	Ngưỡng 2030	Kết quả của Việt Nam
(1) Bảo vệ tính bền vững sinh thái dài hạn	Dấu chân sinh thái trên đầu người	Maximum 2.3 gha trên đầu người	1,65
(2) Thỏa mãn những nhu cầu cơ bản của con người	Chỉ số phát triển con người	Minimum 0.63	0,693
(3) Thúc đẩy sự công bằng trong thể hệ	Hệ số Gini	Maximum 40	0,373
(4) Thúc đẩy sự công bằng giữa các thế hệ	Tỷ trọng năng lượng tái tạo trong tổng sản lượng năng lượng chính	Minimum 27%	11,3%

Nguồn: UN (2019); Cổng thông tin điện tử Bộ Công Thương (MOIT, 2021).

MSMEs chiếm 97,4%, tính trung bình thời kỳ 2016-2019, con số này là 93,7% (Bộ Kế hoạch và Đầu tư, 2021). Đóng góp của MSMEs cho tổng sản phẩm nội địa (GDP) và ngân sách chính phủ là 45% và 31%, tương ứng (VCCI, 2016). So với các doanh nghiệp lớn thì MSMEs đóng góp ít hơn nhưng lại có vai trò xã hội rất quan trọng. Sách trắng Doanh nghiệp 2021 (Bộ Kế hoạch và Đầu tư, 2021) cho thấy cho tới 31 tháng 12 năm 2019 các doanh nghiệp siêu nhỏ và nhỏ đã tạo việc làm cho 4,4 triệu người, chiếm 28,7% gộp lại, MSMEs đã tạo việc làm cho 5,7 triệu người hay 37,5% tổng việc làm ở khu vực doanh nghiệp. Trong thời kỳ 2016-2019 con số này là 5,6 triệu người chiếm 38,4%.

Mặc dù vậy, MSMEs ở Việt Nam thường thiếu vốn. Năm 2019 tổng vốn của MSMEs là 14,5 triệu tỷ đồng, chiếm 33,4% vốn của tất cả các doanh nghiệp trong cả nước. Trung bình thời kỳ 2016-2019, con số đó là 10,9 triệu tỷ đồng chiếm 40,5%, điều đó làm cho hiệu quả và lợi nhuận thấp. Năm 2019 các doanh nghiệp siêu nhỏ và nhỏ lỗ 74,7 triệu tỷ đồng, trong khi đó các doanh nghiệp vừa có lợi nhuận trước thuế là 27,1 triệu tỷ đồng. Thời kỳ 2016-2019 tình huống đã được cải thiện, SMEs đã có lợi nhuận trước thuế là 3,1 triệu tỷ đồng, và chỉ các doanh nghiệp siêu nhỏ là bị lỗ. Các chỉ số tài chính của MSMEs trong năm 2019 là rất thấp so với các doanh nghiệp lớn. Với các doanh nghiệp siêu nhỏ và nhỏ, lợi nhuận trên tổng tài sản (ROA), lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu (ROE), và tỷ suất lợi nhuận trên doanh thu thực tế (ROS) đều âm, các con số này của các doanh nghiệp vừa là dương, 0,9, 3,0, 1,0 tương ứng, so với 0,7, 12,8 và 4,9 của các

Bảng 3: Đặc điểm của mẫu

		Số	Phần trăm (%)
Doanh nghiệp theo loại hình sở hữu	Tổng	359	100,00
	Ngoài nhà nước	233	64,90
	FDI	37	10,31
	Nhà nước	89	24,79
Hoạt động chính của doanh nghiệp	Tổng	359	100,00
	Sản xuất	84	23,40
	Thương mại - dịch vụ	220	61,28
	Khác	55	15,32
Số lao động	Tổng	359	100,00
	Dưới 10	37	10,31
	10 đến dưới 50	97	27,02
	50 đến dưới 100	48	13,37
	100 đến dưới 200	37	10,31
	200 trở lên	140	39,00
Lĩnh vực hoạt động của doanh nghiệp	Tổng	359	100,00
	Nông, lâm, ngư nghiệp	20	5,57
	Sản xuất - Xây dựng	90	25,07
	Dịch vụ	249	69,36
Nơi đăng ký trụ sở chính của doanh nghiệp	Tổng	359	100,00
	Thành thị	332	92,48
	Nông thôn	19	5,29
	Miền núi	8	2,23

Nguồn: Các tác giả.

doanh nghiệp lớn.

Nhân viên làm việc trong MSMEs có thu nhập hàng tháng thấp hơn so với những người làm việc ở các doanh nghiệp lớn. Trong thời kỳ 2016-2019 thu nhập hàng tháng của người lao động trong các doanh nghiệp siêu nhỏ, nhỏ, vừa và lớn là 6,3, 7,3, 8,1, và 9,3 triệu đồng, tương ứng. Mặc dù vậy, việc làm do MSMEs tạo ra có ý nghĩa rất quan trọng, bởi vì ở Việt Nam có một thực tế phổ biến là MSMEs không đòi hỏi lao động tay nghề cao, do đó lao động không có tay nghề hay các đối tượng dễ bị tổn thương có thể tìm được việc làm và kiếm được tiền nuôi sống gia đình họ.

3.2. Phân tích thực nghiệm

Có 359 phản hồi hợp lệ. Phần lớn các doanh nghiệp phản hồi là doanh nghiệp ngoài nhà nước gồm 270 doanh nghiệp, chiếm 64,9%. 61,28% doanh nghiệp thuộc lĩnh vực thương mại - dịch vụ. Theo số lao động

Bảng 4: Giá trị hội tụ và khác biệt của các cấu trúc của mô hình

Biến	Hệ số tải nhân tố
ENV	
IC = 0,973	
AVE = 0,925	
ENV1	0,954
ENV2	0,975
ENV3	0,957
ENV4	0,961
RES	
IC = 0,916	
AVE = 0,801	
RES1	0,925
RES2	0,778
RES3	0,924
RES4	0,943
EQU	
IC = 0,920	
AVE = 0,807	
EQU1	0,872
EQU2	0,851
EQU3	0,944
EQU4	0,924
FIN	
IC = 0,950	
AVE = 0,834	
FIN1	0,923
FIN2	0,923
FIN3	0,941
FIN4	0,884
FIN5	0,894
EMP	
IC = 0,918	
AVE = 0,806	
EMP1	0,916
EMP2	0,772
EMP3	0,931
EMP4	0,960
GOV	
IC = 0,976	
AVE = 0,914	
GOV1	0,969
GOV2	0,952
GOV3	0,940
GOV4	0,970
GOV5	0,947

IC = internal consistency; AVE = average variance extracted.

Nguồn: Các tác giả.

(dưới 200) thì 61% là MSMEs. 92,48% doanh nghiệp có trụ sở đăng ký ở khu vực thành thị (xem Bảng 3).

Chủ đề nghiên cứu này thuộc lĩnh vực mà lý thuyết chưa được phát triển tốt, vì thế công nghệ PLS dựa trên mô hình phương trình cấu trúc được áp dụng để kiểm định mô hình nghiên cứu biểu diễn ở Hình 1. Dữ liệu được xử lý bằng phần mềm SmartPLS 3.3.7.

3.2.1. Kiểm định mô hình đo lường

Trước hết, việc kiểm định mô hình đo lường được thực hiện bằng việc ước lượng tính nhất quán nội tại, giá trị hội tụ và giá trị khác biệt của các mục hỏi. Hầu hết các hệ số tải nhân tố đều trên 0,7 cho thấy rằng các thước đo là đáng tin cậy với tất cả các bộ phận cấu thành (hay cấu trúc) (Chin & Marcoulides, 2009). Mô hình đáp ứng các đòi hỏi về tính nhất quán nội tại vì tất cả các thước đo độ tin cậy đều cao hơn mức khuyến nghị là 0,70 (Fornell, 1981; Nunnally, 1994) (xem Bảng 4).

Muốn đánh giá giá trị phân biệt ta so sánh căn bậc hai của AVE của mỗi cấu trúc với tương quan giữa cấu trúc đó với các cấu trúc khác trong mô hình (Chin & Marcoulides, 2009). Tất cả các cấu trúc của mô hình ước lượng được đều thỏa mãn những đòi hỏi về giá trị phân biệt (xem Bảng 5).

Bảng 5: Tương quan giữa các điểm cấu trúc (căn bậc hai của AVE nằm ở đường chéo)

	EMP	ENV	EQU	FIN	GOV	RES	SD
EMP	0,898						
ENV	0,736	0,962					
EQU	0,783	0,717	0,898				
FIN	0,833	0,776	0,765	0,913			
GOV	0,855	0,774	0,806	0,849	0,956		
RES	0,763	0,724	0,828	0,787	0,814	0,895	
SD	0,839	0,750	0,720	0,747	0,816	0,739	1,000

Nguồn: Các tác giả.

Bảng 6: Hệ số phóng đại phương sai (VIF) trong mô hình

	EMP	ENV	EQU	FIN	GOV	RES	SD
EMP					4,044		
ENV					2,887		
EQU					3,996		
FIN					4,473		
GOV							1,000
RES					3,998		
SD							

Nguồn: Các tác giả.

3.2.2. R^2 của các cấu trúc độc lập

Kết quả cho thấy rằng 83,0% biến thiên trong biến “quản trị” (GOV) được giải thích bởi 5 cấu trúc, và 66,6% biến thiên trong biến “phát triển bền vững” (SD) được giải thích bởi biến thiên trong biến “quản trị”. Số phần trăm biến thiên được giải thích này lớn hơn 10% hàm ý rằng PLS model có giá trị thực chất và thỏa mãn, và có khả năng dự đoán (Falk & Miller, 1992).

3.2.3. Hệ số cấu trúc tuyến tính

Mô hình ước lượng được cho thấy rằng năm cấu trúc được giả thiết là có ảnh hưởng đến sự phát triển bền vững của doanh nghiệp có ý nghĩa thống kê, trong đó bốn cấu trúc là chỉ số nhân viên, tài chính, được tôn trọng và quản trị được xác nhận với $p < 0,001$, hai trong đó, môi trường và công bằng, được xác nhận với $p < 0,050$ (Bảng 7).

Các kết quả ước lượng thu được bằng việc sử dụng bootstrapping procedure được biểu thị ở Bảng 9 và Hình 2 cho thấy tổng ảnh hưởng của các yếu tố có tác động đến biến phụ thuộc.

3.2.4. Quy mô ảnh hưởng (f bình phương)

Bảng 7: Các kết quả của mô hình cấu trúc (inner)

	Path Coefficient	Observed <i>t</i> Value	Sig. Level
Effects on GOV			
EMP	0,323	4,111	****
ENV	0,127	2,541	**
EQU	0,129	2,277	**
FIN	0,243	3,499	****
RES	0,178	3,568	****
Effects on SD			
GOV	0,816	26,927	****

**** $p < ,001$, *** $p < ,010$, ** $p < ,050$, * $p < ,100$.

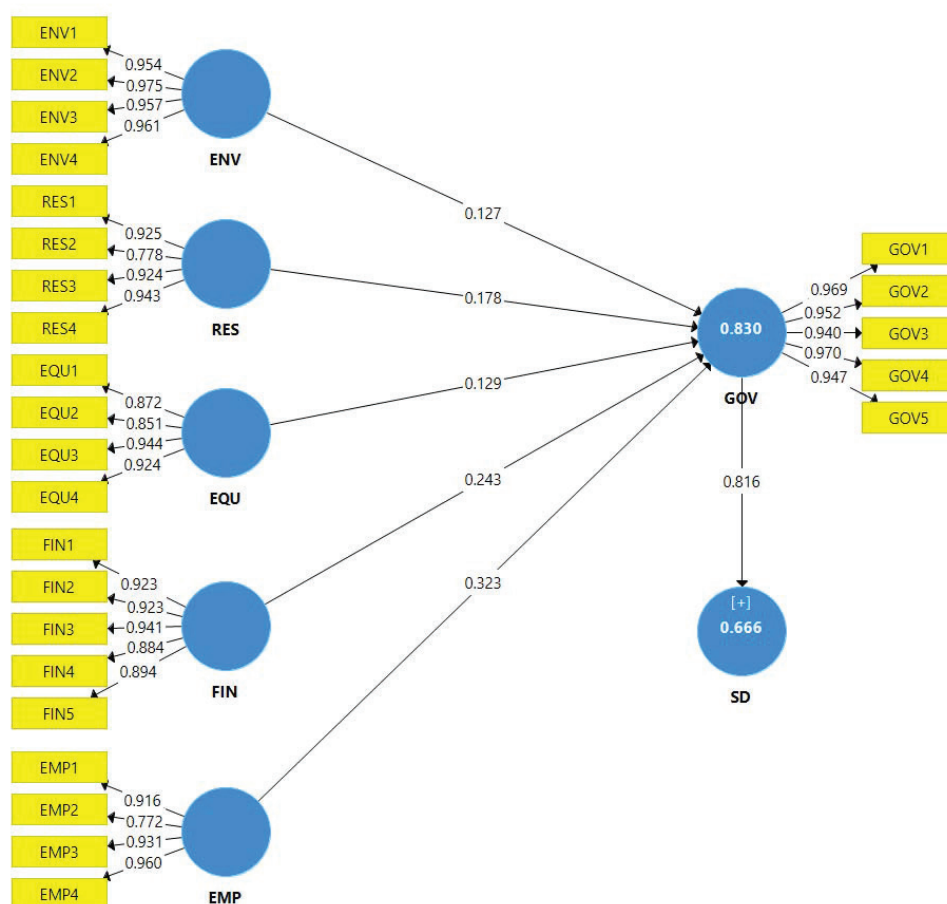
Nguồn: Các tác giả.

Bảng 8: f bình phương

	GOV	SD
EMP	0,151	
ENV	0,033	
EQU	0,025	
FIN	0,078	
RES	0,047	
GOV		1,991

Nguồn: Các tác giả.

Hình 2: Mô hình ước lượng được



f bình phương biểu thị quy mô ảnh hưởng của các biến độc lập đến các biến phụ thuộc. Theo Cohen (1988), f bình phương $< 0,02$ hàm ý ảnh hưởng rất nhỏ, $0,02 \leq f$ bình phương $< 0,15$ cho thấy ảnh hưởng nhỏ; $0,15 \leq f$ bình phương $< 0,35$ biểu thị ảnh hưởng trung bình; và f bình phương $\geq 0,35$ biểu thị ảnh hưởng lớn. Mô hình ước lượng được cho thấy rằng tất cả các cấu trúc đều có ảnh hưởng nhỏ đến sự phát triển bền vững của doanh nghiệp, trong đó chỉ số nhân viên có ảnh hưởng lớn nhất và chỉ số được tôn trọng có ảnh hưởng nhỏ nhất (Bảng 8 và Hình 2).

4. Kết luận và khuyến nghị

Các doanh nghiệp bền vững đòi hỏi môi trường đúng ở cả cấp quốc gia và cấp địa phương để tạo điều kiện thuận lợi cho động lực đổi mới nhằm tạo ra nhiều việc làm hơn và việc làm tốt hơn. Trong những năm gần đây VCCI và Hội đồng Doanh nghiệp vì sự Phát triển Bền vững Việt Nam (Vietnam Business Council for Sustainable development - VBCSD) đã đóng vai trò hướng dẫn và hỗ trợ để thúc đẩy vai trò đầu tàu của các doanh nghiệp trong việc đạt được các mục tiêu phát triển bền vững, khuyến khích các doanh nghiệp áp dụng các mô hình kinh doanh bền vững, công nghệ sạch, sử dụng hiệu quả tài nguyên, bảo vệ môi trường, thúc đẩy khởi nghiệp sáng tạo đổi mới, và thực hiện một cách hiệu quả các chính sách hỗ trợ MSMEs. Đồng thời, các tổ chức này cũng tư vấn cho Chính phủ về các giải pháp xử lý những thách thức trong hợp tác công tư (public-private partnership - PPP) để tạo môi trường thuận lợi nhằm thu hút sự tham gia của các doanh nghiệp vào việc theo đuổi các mục tiêu phát triển bền vững ở Việt Nam.

Nghiên cứu này phát hiện ra rằng trụ cột môi trường của phát triển bền vững ở Việt Nam chưa được chú ý đúng mức. Điều này có thể được giải thích bằng thực tế là vai trò của các doanh nghiệp trong bảo vệ môi trường chưa được luật hóa. Trụ cột xã hội - được biểu thị bằng các chỉ số được tôn trọng và chỉ số công bằng; và trụ cột kinh tế - được biểu thị bằng các chỉ số tài chính và các chỉ số nhân viên - có ảnh hưởng lớn hơn. Về trụ cột xã hội, những thay đổi trong hệ thống chính trị ở Việt Nam từ 1945 đã tạo ra những tiến bộ đáng kể trong bình đẳng giới, phụ nữ có nhiều cơ hội việc làm hơn, có thể tham gia vào việc lãnh đạo, và những đối tượng dễ bị tổn thương cũng nhận được hỗ trợ nhiều hơn. Nói chung, MSMEs ở Việt Nam mặc dù có ít cơ hội tiếp cận tài chính và các phương pháp quản trị doanh nghiệp tiên tiến nhưng vẫn chú trọng các nghĩa vụ tài chính đối với các chủ thể có quyền lợi liên quan và các nhân viên của mình. Điều này được thể hiện qua các hệ số ước lượng có giá trị cao nhất.

Trên cơ sở những phát hiện từ phân tích thực nghiệm có thể rút ra những hàm ý chính sách sau. Thứ nhất, để MSMEs tham gia nhiều hơn vào việc theo đuổi các mục tiêu phát triển bền vững, thì vai trò của chúng trong lĩnh vực này cần được luật hóa. Thứ hai, nên khuyến khích kinh tế tuần hoàn. Ở Việt Nam, mô hình Vườn - Ao - Chuồng đã xuất hiện từ hơn hai mươi năm trước. Mô hình này hoàn toàn tương tự như khái niệm kinh tế tuần hoàn ngày nay. Kinh tế tuần hoàn đang là xu thế ở tất cả các nước, Việt Nam cũng không ngoại lệ. Các doanh nghiệp áp dụng mô hình kinh tế tuần hoàn có thể giảm được chi phí đầu vào, tăng hiệu quả và tính cạnh tranh, và đóng góp vào việc đạt được các mục tiêu quốc gia về cải thiện sự công bằng giữa các thế hệ. Các khái niệm khu công nghiệp sinh thái, sản xuất sạch, zero chất thải, và tái chế là các bộ phận của kinh tế tuần hoàn, đã xuất hiện trong các chính sách liên quan đến bảo vệ môi trường. Nhưng vấn đề là phải đưa chúng vào thực tế chứ không phải chỉ nằm trên giấy. Điều này đòi hỏi sự thay đổi căn bản trong cái cách thể chế, tập trung vào việc hiệu lực hóa. Thứ ba, cần hỗ trợ kỹ thuật và tài chính cho MSMEs theo những cách thích hợp như miễn hoặc giảm thuế, cung cấp tín dụng với lãi suất ưu đãi. Sự hỗ trợ đó sẽ giảm bớt gánh nặng chi phí vốn đã cao (vì tính phi kinh tế của quy mô) cho các doanh nghiệp.

Hạn chế

Khảo sát được thực hiện trong thời gian ngắn, người trả lời khảo sát là nhân viên chiếm một tỷ lệ lớn, 85%, chỉ có 15% là lãnh đạo doanh nghiệp. Thêm nữa, có đến 61,28% doanh nghiệp khảo sát hoạt động trong lĩnh vực thương mại dịch vụ. Trong tương lai, nghiên cứu sẽ cố gắng sử dụng mẫu cân đối hơn.

Tài liệu tham khảo:

- Agyeman, J., Bullard, R.D. & Evans, B. (2003), *Just sustainabilities: Development in an unequal world*, MIT press, USA.
- Bộ Kế Hoạch Đầu Tư (2021), *Sách trắng doanh nghiệp Việt Nam năm 2021*, Nhà xuất bản Thống Kê, Hà Nội.
- Chin, W.W., Marcoulides, G.A. & Saunders, C. (2009), 'A critical look at partial least squares modeling', *MIS Quarterly*, 33, 171-175.
- Cohen, J. (1988), 'Set correlation and contingency tables', *Applied Psychological Measurement*, 12, 425-434.
- Diesoendof, M. (2000), 'Sustainability and sustainable development', in *Sustainability: The corporate challenge of the 21st century*, Dunphy, D., Benveniste, J., Griffiths, A. & Sutton, P. (Eds.), Allen & Unwin, 19-37.
- Falk, R. & Miller, N. (1992), *A Primer for Soft Modeling*, The University of Akron Press, Akron, OH.
- Fornell, C. (1981), 'A comparative analysis of two structural equation models: LISREL and PLS applied to market data', *Working paper no. 276*, University of Michigan.
- Hart, S.L. (1997), 'Beyond greening: strategies for a sustainable world', *Harvard business review*, 75, 66-77.
- Hasna, A.M. (2007), 'Dimensions of sustainability', *Journal of Engineering for Sustainable Development: Energy, Environment, and Health*, 2(1), 47-57.
- Holden, E., Linnerud, K. & Banister, D. (2014), 'Sustainable development: Our common future revisited', *Global Environmental Change*, 26, 130-139.
- Krajnc, D. & Glavic, P. (2003), 'Indicators of sustainable production', *Clean Technologies and Environmental Policy*, 5(3-4), 279-288.
- MOIT (2021), *Năng lượng tái tạo chiếm 11,3% tổng sản lượng điện sản xuất toàn hệ thống*, retrieved on April 7th 2022, from <<http://moit.gov.vn/tin-tuc/phat-trien-nang-luong/nang-luong-tai-tao-chi-chiem-11-3-tong-san-luong-dien-san-xuat-toan-he-thong.html>>.
- NIKE (2020), *Supplier Code of Conduct and Code of Leadership Standards*, retrieved on April 3rd 2022, from <<https://purpose.nike.com/>>.
- Nunnally, J.C. (1994), *Psychometric theory*, McGraw-Hill.
- Robertson, J. (1983), *The Sane Alternative*, River Basin Publishing Co.
- Samsung (2020), *Global Code of Conduct*, retrieved on April 9th 2022, from <<https://www.samsung.com/>>.
- UN (2019), *Vietnam has made significant Human Development progress with low increases in inequality*, retrieved on March 8th 2022, from <<https://vietnam.un.org/en/27782-viet-nam-has-made-significant-human-development-progress-low-increases-inequality>>.
- VCCI (2016), *Bộ chỉ số doanh nghiệp bền vững*, retrieved on April 4th 2022, from <<http://vbcsd.vn/detail.asp?id=697>>.
- Veleva, V. & Ellenbecker, M. (2001), 'Indicators of sustainable production: framework and methodology', *Journal of Cleaner Production*, 9(6), 519-549.
- Vietnam Politburo (2020), *Politburo's Resolution 55-NQ/TW on the Orientation of Vietnam's National Energy Development Strategy to 2030 and outlook to 2045*, retrieved on March 7th 2022, from <<https://vepg.vn>>.
- World Commission on Environment and Development (1987), *Our Common Future (1987)*, retrieved on March 8th 2022, from <<http://www.un-documents.net/ocf-02.htm>>.

CÁC NHÂN TỐ QUAN TRỌNG ẢNH HƯỞNG ĐẾN CHẤT LƯỢNG DỊCH VỤ ĐÀO TẠO CÁC MÔN KINH TẾ HỌC TRONG BỐI CẢNH KINH TẾ SỐ

Hoàng Thị Thúy Nga

Khoa Kinh tế học, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: ngaht@neu.edu.vn

Nguyễn Ngọc Anh

Khoa Kinh tế học, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: nnanh@neu.edu.vn

Mã bài: JED - 845

Ngày nhận bài: 22/08/2022

Ngày nhận bài sửa: 01/09/2022

Ngày duyệt đăng: 11/09/2022

Tóm tắt

Nghiên cứu này thực hiện nhằm: (1) Xác định các nhân tố quan trọng ảnh hưởng đến chất lượng giảng dạy các môn Kinh tế học hiện nay tại các trường Đại học khối ngành kinh tế; (2) Đề xuất các giải pháp nhằm nâng cao chất lượng giảng dạy các môn Kinh tế học. Nghiên cứu đã khảo sát 215 sinh viên đại học và học viên cao học và thực hiện 20 phỏng vấn sâu cho cả sinh viên, giảng viên và chuyên gia tư vấn đào tạo. Mô hình hồi quy Binary Logistic được sử dụng để đánh giá tác động của các yếu tố đến đánh giá của sinh viên/học viên về chất lượng giảng dạy các môn Kinh tế học. Kết quả nghiên cứu cho thấy hai yếu tố tác động quan trọng đến chất lượng giảng dạy là Phương pháp giảng dạy và Sự tương tác giữa giảng viên- sinh viên. Trong đó, Phương pháp giảng dạy nhận được sự quan tâm cao từ phía người học. Từ đó, một số khuyến nghị về Phương pháp giảng dạy các môn Kinh tế học đã được đưa ra, nhằm tăng cường chất lượng giảng dạy.

Từ khóa: Chất lượng dịch vụ, sự hài lòng, phương pháp giảng dạy, kinh tế học.

Mã JEL: A2.

The important factors affecting the evaluation on the quality of Economics subjects training service in the era of digital economy

Abstract

This study was conducted to: (1) Identify the important factors affecting the Economics subjects teaching quality at the universities with Economics training sectors; (2) Propose recommendations for improving the Economics subjects teaching quality. This study surveyed 215 undergraduate and postgraduate students and conducted 20 interviews for the students, lecturers and training consultants. Binary Logistic regression model was used to identify effect of the factors on learners' evaluation on quality of teaching the Economics subjects. Results of the study show that Teaching Methodology and Interaction between lecturers and learners are considered as important. Among these two factors, Teaching methodology receives high attention by the learners. Therefore, some recommendations on teaching methodology are proposed in order to improve the Economics subjects teaching quality.

Keywords: Service quality, satisfaction, teaching methodology, economics.

JEL code: A2

1. Giới thiệu

Kinh tế số đang được xem là một trong những động lực quan trọng nhất để đưa Việt Nam trở thành nước phát triển vào năm 2045. Một trong các giải pháp chủ yếu liên quan đến việc đạt được mục tiêu về kinh tế số tại Việt Nam là đào tạo, phát triển nguồn nhân lực công nghệ thông tin nòng cốt, đủ về số lượng và đáp ứng được về chất lượng để phục vụ yêu cầu số hóa mọi lĩnh vực của xã hội. Đây là một nhiệm vụ quan trọng của các trường Đại học nói chung tại Việt Nam dẫn đến yêu cầu cần tăng cường chất lượng giảng dạy để trang bị các kiến thức, kỹ năng cho sinh viên đáp ứng được yêu cầu về lực lượng lao động số nòng cốt trong nền kinh tế.

Các môn Kinh tế học là môn học nền tảng và được giảng dạy vào năm thứ nhất của các trường Đại học đào tạo các khối ngành Kinh tế, gắn chặt với bối cảnh kinh tế số nên cần tìm hiểu những yếu tố tác động quan trọng đến chất lượng giảng dạy môn học này từ đó có những sự thay đổi phù hợp nhằm nâng cao chất lượng giảng dạy, tạo tiền đề kiến thức cơ bản để người học có thể tiếp thu kiến thức của các môn chuyên ngành và chuyên sâu của ngành đào tạo.

Hàng năm, các trường Đại học có giảng dạy các môn Kinh tế học đã thực hiện khảo sát đo lường sự hài lòng của người học về các môn trong trường đại học nói chung cũng như môn Kinh tế học nói riêng. Kết quả khảo sát 5 năm gần đây cho thấy điểm số hài lòng không có sự cải thiện nhiều, các tiêu chí dùng để khảo sát không có sự thay đổi trong khi chuyển đổi số trong giáo dục đại học cũng như sự phát triển mạnh mẽ của nền kinh tế số sẽ dẫn đến yêu cầu của người học về các chương trình giảng dạy cần phải thay đổi rất nhiều, vì thế các tiêu chí đánh giá cũng cần phải có sự cập nhật, điều chỉnh phù hợp với bối cảnh. Vì vậy, việc nghiên cứu điều chỉnh bổ sung tìm các yếu tố ảnh hưởng quan trọng đến chất lượng giảng dạy môn Kinh tế học thực hiện theo định kỳ (2 năm/lần) là cần thiết và có giá trị đối với các trường đại học.

2. Cơ sở lý thuyết và Tổng quan nghiên cứu

2.1. Chất lượng dịch vụ đào tạo

Chất lượng dịch vụ theo Parasuraman & cộng sự (1988) là mức độ khác nhau giữa sự mong đợi của người tiêu dùng về dịch vụ và nhận thức của họ về kết quả của dịch vụ. Có thể hiểu chất lượng dịch vụ là sự thỏa mãn khách hàng được đo bằng hiệu số giữa chất lượng mong đợi và chất lượng đạt được.

Harvey & Green (1993) đã đề cập đến năm khía cạnh của chất lượng giáo dục: chất lượng là sự vượt trội (hay sự xuất sắc); là sự hoàn hảo (kết quả hoàn thiện, không sai sót); là sự phù hợp với mục tiêu (đáp ứng nhu cầu của khách hàng); là sự đánh giá về đồng tiền (trên khía cạnh đánh giá để đầu tư); là sự chuyển đổi (sự chuyển đổi từ trạng thái này sang trạng thái khác). Trong số các định nghĩa trên, định nghĩa “chất lượng là sự phù hợp với mục tiêu” đang được nhiều tổ chức đảm bảo chất lượng ở các nước như Hoa Kỳ, Anh quốc và Đông Nam Á sử dụng.

2.2. Mối quan hệ của chất lượng dịch vụ đào tạo với sự hài lòng của người học

Nhiều nghiên cứu cho thấy, chất lượng dịch vụ và sự thỏa mãn khách hàng là hai khái niệm phân biệt (Zeithaml & Bitner, 2000). Sự thỏa mãn của khách hàng là một khái niệm tổng quát, thể hiện sự hài lòng của họ khi tiêu dùng một dịch vụ. Trong khi đó, chất lượng dịch vụ chỉ tập trung vào các thành phần cụ thể của dịch vụ (Zeithaml & Bitner, 2000).

Trong lĩnh vực giáo dục, mối quan hệ giữa chất lượng dịch vụ và sự hài lòng của khách hàng được khẳng định qua nhiều nghiên cứu. Chua (2004) đã nghiên cứu đánh giá chất lượng đào tạo đại học theo nhiều quan điểm/góc nhìn khác nhau: sinh viên, phụ huynh, giảng viên và người sử dụng lao động.

Trong một nghiên cứu khác, Snipes & Thomson (1999) tìm hiểu các nhân tố tác động đến chất lượng cảm nhận trong đào tạo đại học của sinh viên qua điều tra ý kiến sinh viên 6 trường đại học có quy mô vừa và nhỏ tại 3 bang của Hoa Kỳ. Kết quả phân tích dữ liệu cho thấy từ 5 thành phần lý thuyết của SERVQUAL chỉ còn 3 thành phần đủ tin cậy và có giá trị: (1) cảm thông; (2) năng lực đáp ứng và tin cậy; (3) phương tiện hữu hình (môi trường học tập, làm việc). Sự cảm thông và quan tâm của giảng viên đến sinh viên là yếu tố quan trọng nhất cho đánh giá chất lượng.

Nghiên cứu của Nguyễn Thành Long (2006) tại Trường Đại học An Giang sử dụng thang đo SERVPERF đánh giá chất lượng đào tạo qua đánh giá của sinh viên tại trường đại học này. Trong đó, hoạt động đào tạo được xem như một dịch vụ dưới đánh giá của khách hàng là sinh viên. Kết quả nghiên cứu cho thấy: các yếu tố giảng viên, cơ sở vật chất và sự tin cậy vào nhà trường là ba yếu tố quan trọng nhất của chất lượng đào tạo. Nghiên cứu đã chỉ ra, giảng viên là thành phần quan trọng nhất tác động đến sự hài lòng của sinh viên.

Hai thành phần có tác động đáng kể tiếp theo là cơ sở vật chất và sự tin cậy vào nhà trường.

Peltier & Schibrowsky (2007) cho thấy rằng nội dung bài học, tài liệu học hay cách khóa học được thiết kế là yếu tố tiên quyết để từ đó việc học có thể diễn ra. Bài nghiên cứu của Ngo & Ngadiman (2021) nhấn mạnh nội dung bài học, tài liệu học tập và sự tương tác của người học với hai yếu tố này có tác động lớn nhất tới mức độ hài lòng của người học. Moore (1989) còn nhấn mạnh sự quan trọng của sự tương tác sinh viên – nội dung. Sự tương tác đó diễn ra khi sinh viên tiếp xúc với các kiến thức mới, lý thuyết mới, định nghĩa mới, v.v. trong lúc nghe giảng hay kể cả khi tự đọc và tìm hiểu tài liệu học tập và nội dung môn học. Theo như Moore (1989), tương tác này giúp hình thành nên cái gọi là giáo dục bởi nó giúp thay đổi sự hiểu biết, góc nhìn, quan điểm và nhận thức của người học.

Cách giảng dạy của giảng viên cũng là tác nhân quan trọng ảnh hưởng đến sự hài lòng của sinh viên (Baber, 2020). Sharma (2020) nhắc tới những đặc điểm của người dạy thông qua tính cách, tần suất của sự tương tác, phản hồi và cách truyền đạt kiến thức, nội dung. Vai trò của giảng viên dần thay đổi theo xu hướng là một người hỗ trợ, dẫn dắt, thường xuyên đưa ra nhận xét và giải đáp thắc mắc hơn là chỉ đơn thuần truyền đạt kiến thức trong sách vở.

Sự tương tác luôn là một yếu tố quan trọng trong dạy và học, đặc biệt khi giáo dục ở Việt Nam hiện nay được xây dựng dựa trên tinh thần lấy người học làm trung tâm. Theo như Moore (1989), có 3 loại tương tác cơ bản là (1) tương tác sinh viên – nội dung; (2) tương tác sinh viên – sinh viên; (3) tương tác sinh viên – giảng viên. Ngoài ra thì tương tác sinh viên – công nghệ được phát triển thêm bởi Hillman & cộng sự (1994). Người học được khuyến khích tự tìm hiểu nội dung học, cố gắng trả lời câu hỏi và giải quyết tình huống để từ đó đặt câu hỏi ngược lại cho giảng viên trong suốt quá trình học. Điều này sẽ giúp cho người học chủ động hơn trong việc hiểu, phân tích và áp dụng thay vì chỉ tiếp nhận kiến thức một cách thụ động từ giảng viên.

Nhiều bài nghiên cứu cho thấy được tương tác sinh viên – sinh viên và tương tác giảng viên – sinh viên tác động mạnh mẽ và là một phần quan trọng tạo nên sự hài lòng của sinh viên trong quá trình học tập (Ngo & Ngadiman, 2021). Trong khi đó, Nghiên cứu của Deslauriers & cộng sự (2011) so sánh giữa kết quả học tập ở một lớp học được giảng dạy bởi một giảng viên được đánh giá cao và đã có kinh nghiệm lâu năm với một lớp học được một giảng dạy bởi một người hướng dẫn không có kinh nghiệm giảng dạy nhưng có sử dụng một số phương thức được gọi là rèn luyện có tính toán dựa theo các kết quả nghiên cứu về tâm lý học nhận thức và phương pháp giáo dục. Phương thức này sử dụng một loạt các câu hỏi và bài tập có độ khó cao trong suốt buổi học, yêu cầu học sinh cần phải chủ động suy luận để giải quyết và tìm ra lời giải và người hướng dẫn sẽ đưa ra giải đáp cũng như là nhận xét liên tục và thường xuyên về cách tiếp cận vấn đề và hướng đi của sinh viên. Kết quả cho thấy sự tham gia và tương tác của sinh viên là nhiều hơn trong lớp học sử dụng sự rèn luyện có tính toán. Kết quả học tập của các sinh viên lớp này cũng cao hơn hẳn so với lớp học còn lại. Hơn nữa 90% sinh viên cảm thấy thích phương pháp dạy mới và 77% cho rằng đã học được nhiều hơn nếu cả chương trình học được áp dụng phương pháp này.

Từ kết quả của những nghiên cứu trên, có thể nói, chất lượng dịch vụ đào tạo và sự hài lòng của người học có mối quan hệ chặt chẽ, cùng chiều với nhau mà trong đó, chất lượng dịch vụ là yếu tố quan trọng tác động đến sự hài lòng của người học. Như vậy, khi người học đánh giá càng cao về các thành phần của chất lượng dịch vụ đào tạo thì mức độ hài lòng chung của họ về chất lượng dịch vụ đào tạo càng cao và ngược lại. Các yếu tố ảnh hưởng đến sự hài lòng của người học từ đó ảnh hưởng đến đánh giá chất lượng giảng dạy các môn học được chỉ ra trong các bài nghiên cứu trên gồm: (1) cảm thông; (2) năng lực đáp ứng và tin cậy; (3) phương tiện hữu hình (môi trường học tập, làm việc); (4) nội dung bài học, tài liệu học hay cách khóa học được thiết kế; (5) tương tác sinh viên – nội dung, tương tác sinh viên – sinh viên, tương tác sinh viên – giảng viên; (6) Phương pháp giảng dạy của giảng viên. Chưa có nghiên cứu nào đề cập đến việc đánh giá chất lượng giảng dạy các môn Kinh tế học tại các trường đại học có giảng dạy môn học này.

Nghiên cứu này tìm kiếm các nhân tố quan trọng tác động đến đánh giá của sinh viên/học viên về chất lượng giảng dạy các môn Kinh tế học từ đó đề xuất các giải pháp dựa trên các yếu tố tác động quan trọng trong bối cảnh kinh tế số. Bài viết này tập trung trả lời các câu hỏi sau:

- Đánh giá của người học về chất lượng giảng dạy các môn Kinh tế học hiện nay như thế nào?
- Những yếu tố nào là quan trọng ảnh hưởng đến đánh giá của sinh viên/học viên về chất lượng giảng dạy các môn Kinh tế học hiện nay?
- Những yếu tố nào người học đang quan tâm khi học các môn Kinh tế học dưới góc nhìn của sinh viên/học viên và giảng viên?

- Các đề xuất nhằm nâng cao chất lượng giảng dạy các môn Kinh tế học trong bối cảnh Kinh tế số?

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Phương pháp thu thập dữ liệu

Bài viết này sử dụng kết hợp phương pháp tổng hợp, đối sánh để phân tích dữ liệu; phương pháp định tính và định lượng để thu thập dữ liệu. Nghiên cứu tại bàn, bảng hỏi được kết hợp cùng phỏng vấn chuyên sâu.

Đối tượng trả lời bảng hỏi bao gồm các sinh viên đại học và học viên cao học của các trường Đại học thuộc Khối Kinh tế và các trường đại học có giảng dạy môn Kinh tế học đã tham gia học theo cả hình thức trực tuyến và trực tiếp.

Dựa trên các thông tin của bảng hỏi và mục tiêu của bài viết, nhóm nghiên cứu xây dựng kịch bản phỏng vấn sâu có điều chỉnh cho từng đối tượng. Các đối tượng tham gia phỏng vấn sâu bao gồm: (1) các chuyên gia của các công ty tư vấn và đào tạo; (2) các giảng viên giảng dạy theo cả hình thức trực tuyến và trực tiếp; (3) các sinh viên đã học môn Kinh tế học theo cả hình thức trực tuyến và trực tiếp.

3.2. Mô hình nghiên cứu và Phương pháp phân tích dữ liệu

Mô hình phân tích yếu tố quan trọng ảnh hưởng đến hài lòng của người học, từ đó ảnh hưởng đến chất lượng giảng dạy môn Kinh tế học

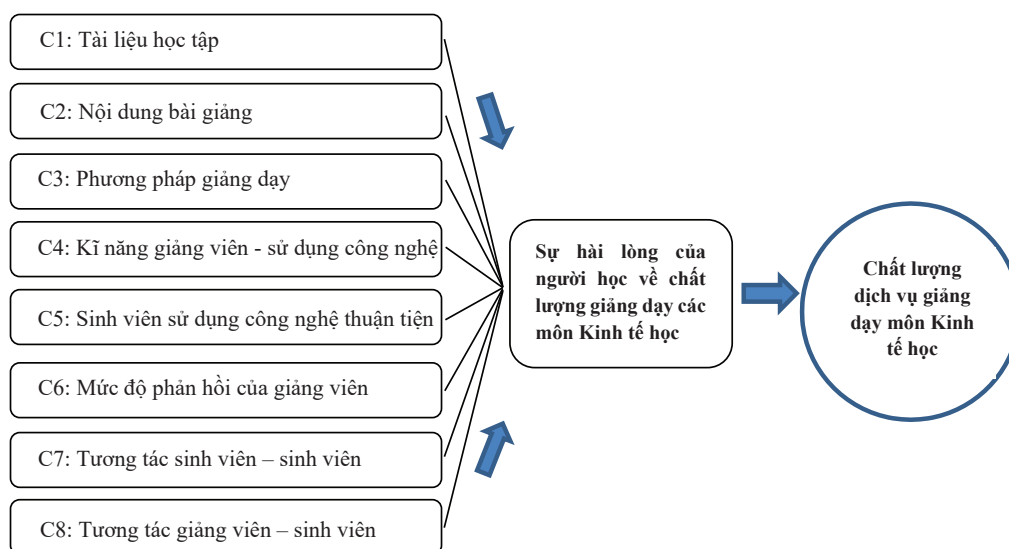
Nhóm nghiên cứu thiết lập mô hình hồi quy Binary Logistic để đánh giá tác động của các yếu tố đến mức độ hài lòng của sinh viên/học viên các môn Kinh tế học. Cơ cấu biến là:

- Hai_long: biến phụ thuộc nhị phân, 1 là có hài lòng và 0 là không hài lòng.
- C1: Tài liệu học tập.
- C2: Nội dung bài giảng.
- C3: Phương pháp giảng dạy.
- C4: Kỹ năng sử dụng thành thạo các thiết bị, nền tảng và phần mềm trực tuyến của giảng viên.
- C5: Kỹ năng sử dụng các thiết bị, nền tảng và phần mềm trực tuyến của sinh viên.
- C6: Giải đáp từ phía giảng viên cho những câu hỏi từ phía sinh viên.
- C7: Sự tương tác giữa sinh viên – sinh viên trong giờ học.
- C8: Sự tương tác giữa giảng viên – sinh viên trong giờ học.

Thang đo điểm năm được sử dụng trong nghiên cứu này.

Các biến C1 và C2 đưa ra dựa vào kết quả nghiên cứu của Peltier & Schibrowsky (2007) và Moore

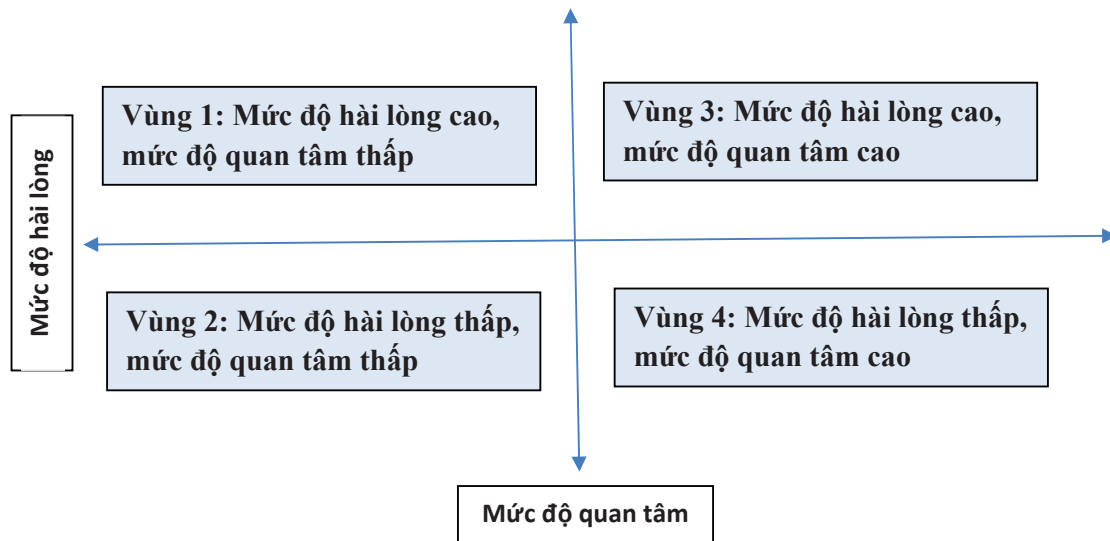
Hình 1: Mô hình nghiên cứu đề xuất về yếu tố ảnh hưởng đến hài lòng người học từ đó ảnh hưởng đến chất lượng dịch vụ đào tạo



Nguồn: Tổng hợp của nhóm tác giả.

(1989). Biến C3 dựa vào kết quả nghiên cứu của Baber (2020) và Sharma (2020). Các biến C4 và C5 đưa ra dựa trên bối cảnh Kinh tế số và hậu Covid đòi hỏi việc sử dụng các thiết bị, nền tảng và phần mềm trực tuyến với tần suất nhiều hơn. Các biến C6, C7 và C8 được đề ra dựa trên kết quả các nghiên cứu về sự tương tác trong học tập của Moore (1989); Ngo & Ngadiman (2021) và Deslauriers & cộng sự (2011). Mô hình nghiên cứu đề xuất được thể hiện trong Hình 1.

Hình 2: Mô hình về mối quan hệ giữa Mức độ hài lòng & Mức độ quan tâm của người học

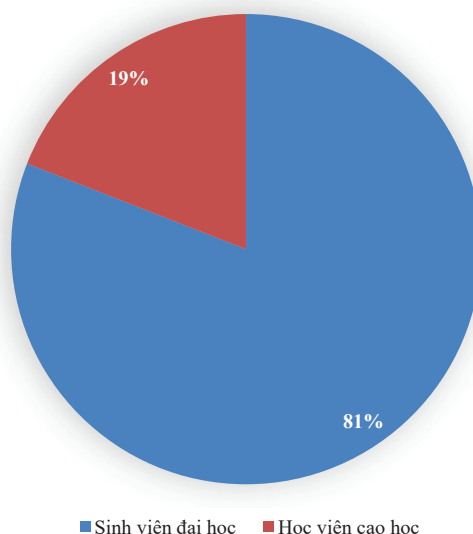


Nguồn: Tổng hợp của nhóm tác giả

Hình 2 nói về mối quan hệ giữa mức độ hài lòng và mức độ quan tâm của người học bao gồm các vùng sau:

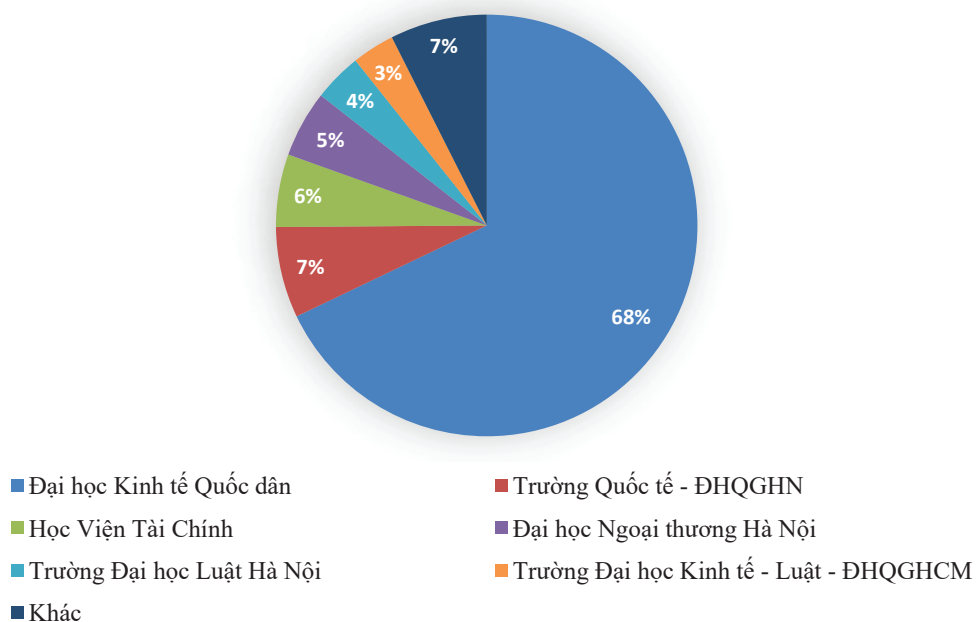
- Vùng 1: gồm các yếu tố có mức độ hài lòng cao nhưng các nhóm yếu tố lại quan tâm ở mức độ thấp. Các yếu tố này chưa thực sự ảnh hưởng đến việc đánh giá sự hài lòng, vì vậy chỉ cần duy trì như hiện nay.
- Vùng 2: gồm các yếu tố mặc dù có sự quan tâm thấp nhưng sự hài lòng của các nhóm đối tượng chưa cao. Các yếu tố này có thể ảnh hưởng không tốt đến việc đánh giá sự hài lòng, vì vậy đây là các yếu tố cần chú ý cải thiện hơn nữa.
- Vùng 3: gồm các yếu tố đồng thời có sự quan tâm của các nhóm đối tượng cũng như sự hài lòng của

Hình 3: Bậc học của đối tượng khảo sát bằng hỏi



Nguồn: Kết quả khảo sát của nhóm nghiên cứu.

Hình 4: Trường đại học đang theo học của đối tượng khảo sát bằng hỏi



Nguồn: Kết quả khảo sát của nhóm nghiên cứu.

các nhóm đối tượng cao hơn mức trung bình, vì vậy đây là các yếu tố cần tập trung ưu tiên.

- Vùng 4: gồm các yếu tố chưa đạt được sự hài lòng cao của các nhóm đối tượng trong khi các nhóm đối tượng quan tâm đến các yếu tố này ở mức độ cao, vì vậy đây là các yếu tố cần quan tâm và nỗ lực cải thiện hơn nữa.

3.3. Mẫu nghiên cứu

Mẫu nghiên cứu được chọn theo Phương pháp chọn ngẫu nhiên, có phân tầng một cách tương đối đảm bảo có đủ các trường đại học công lập có đào tạo khối ngành kinh tế, các sinh viên đại học và học viên cao học thuộc chủ yếu tại Hà nội và Thành phố Hồ Chí Minh.

Tổng số người trả lời bảng hỏi là 215 người, trong đó có 65,3% là nữ và 34,7% là nam; 81% là sinh viên đại học và 19% là học viên cao học; 67,9% là các sinh viên/học viên đến từ trường Đại học Kinh tế Quốc dân và 32,1% còn lại là các sinh viên/học viên đến từ một số trường khác như Đại học Ngoại thương, Trường Quốc tế - Đại học Quốc gia Hà Nội, Học viện Tài Chính, v.v. được thể hiện tại Hình 3 và Hình 4.

Tổng số người tham gia phỏng vấn sâu là 20 người trong đó 5 chuyên gia từ các công ty tư vấn và đào tạo, 5 giảng viên từ các trường đại học có tham gia giảng dạy các môn Kinh tế học cả hình thức trực tuyến và trực tiếp, 10 sinh viên đại học và học viên cao học có tham gia học theo hình thức trực tuyến và trực tiếp.

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Phân tích độ tin cậy và tính hợp lệ của mô hình

Mô hình hồi quy là phù hợp được thể hiện ở Bảng 1 và Bảng 2.

Bảng 1 cho thấy kết quả của Omnibus Tests cho chúng ta kết quả kiểm định Chi-square để đánh giá giả thiết sự phù hợp của mô hình hồi quy. Giá trị sig kiểm định Chi-square ở hàng Model bằng $0,000 < 0,05$, do đó, mô hình hồi quy là phù hợp.

Bảng 1: Kết quả kiểm tra độ tin cậy

		Chi-square	df	Sig.
Bước 1	Step	110,563	8	,000
	Block	110,563	8	,000
	Model	110,563	8	,000

Bảng 2: Tổng hợp mô hình

Bước	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	43,999 ^a	,402	,784

Giá trị Cox & Snell R Square và Nagelkerke R Square khoảng 0,4, trong đó giá trị Nagelkerke R Square bằng 0,784 tương đối cao (tiến gần về 1). Như vậy chúng ta có thể kết luận mô hình hồi quy có độ phù hợp tương đối tốt.

Bảng 3: Phân loại các trường hợp thực tế và dự đoán

	Thực tế		Dự đoán		
			HL3		Tỉ lệ chính xác (%)
			Không hải lòng	Hải lòng	
Bước 1	HL3	Không hải lòng	20	5	80,0
		Hải lòng	3	187	98,4
	Tỉ lệ chung (%)				96,3

a. Giá trị cut value là 0,5

Bảng 3 cho chúng ta kết quả phân loại các trường hợp thực tế và dự đoán.

- Trong 25 trường hợp quan sát thực tế không hải lòng với các môn Kinh tế học, dự đoán có 20 trường hợp cảm thấy không hải lòng, tỷ lệ dự đoán đúng là $20/25 = 80\%$;
- Trong 191 trường hợp quan sát thực tế hải lòng với các môn Kinh tế học, dự đoán có 187 trường hợp cảm thấy hải lòng, tỷ lệ dự đoán đúng là $187/190 = 98,4\%$.

Như vậy, tỷ lệ dự đoán đúng trung bình cho toàn bộ mô hình là $(80\% + 98,4\%)/2 = 96,3\%$.

Bảng 4: Tổng hợp các biến trong mô hình

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Bước 1	c1	1,346	,881	2,335	1	,126	3,843
	c2	1,369	,852	2,580	1	,108	3,930
	c3	2,037	,812	6,292	1	,012	7,665
	c4	,248	,820	,092	1	,762	1,282
	c5	-,546	,607	,810	1	,368	,579
	c6	,976	,534	3,344	1	,067	2,653
	c7	1,342	,742	3,271	1	,071	3,828
	c8	2,176	,973	5,008	1	,025	8,814
	Constant	-31,849	7,536	17,859	1	,000	,000

Bảng 4 cho chúng ta kết quả kiểm định Wald, hệ số hồi quy và Exp(B) từng biến độc lập.

- Biến C1, C2, C4, C5, C6, C7 có giá trị sig kiểm định Wald lớn hơn 0,05 nên chúng không có ý nghĩa trong mô hình hồi quy
- Biến C3 và C8 có giá trị sig kiểm định Wald nhỏ hơn 0,05 nên chúng có ý nghĩa trong mô hình hồi quy

4.2. Kết quả mô hình hồi quy về các yếu tố tác động mạnh đến hải lòng của người học, từ đó ảnh hưởng đến chất lượng giảng dạy các môn Kinh tế học

Trong phạm vi nghiên cứu này, nhóm nghiên cứu thiết lập mô hình hồi quy Binary Logistic để đánh giá tác động của các yếu tố đến khả năng cảm thấy hải lòng của sinh viên/học viên các môn Kinh tế học.

Sử dụng phần mềm SPSS, ta có mô hình hồi quy như sau:

$$\text{Loge} \left[\frac{P_i}{1-P_i} \right] = -31,849 + 2,037 \cdot C3 + 2,176 \cdot C8$$

Hệ số hồi quy của các biến độc lập có ý nghĩa đều mang dấu dương. Do vậy, các biến C3 (Mức độ hài lòng đối với “Phương pháp giảng dạy”) và C8 (Mức độ hài lòng đối với “Sự tương tác giữa giảng viên – sinh viên”) sẽ làm tăng khả năng sinh viên/học viên cảm thấy hài lòng với các môn Kinh tế học (tăng khả năng biến Hai_long nhận giá trị 1)

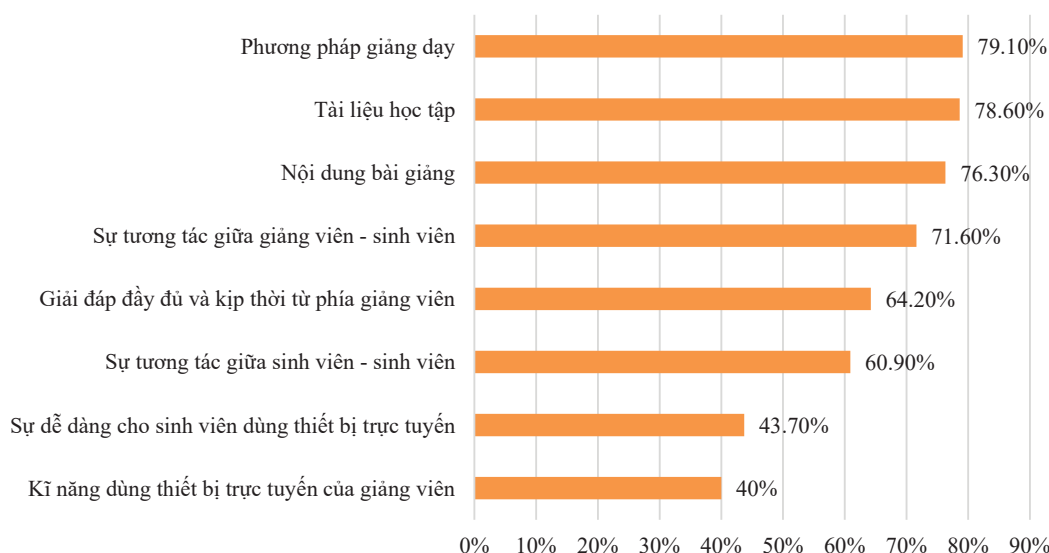
Giá trị Exp(B) của các biến có ý nghĩa như sau:

- C3: 7,66
- C8: 8,81

Giá trị Exp(B) cho biết mức độ tác động của các biến độc lập lên khả năng sinh viên/học viên cảm thấy hài lòng với các môn Kinh tế học, hay nói cách khác là khả năng biến Hai_long nhận giá trị 1. Ở đây, 8,81 > 7,66, do đó, có thể thấy mức độ hài lòng đối với Sự tương tác giữa giảng viên – sinh viên/học viên có tác động mạnh hơn đến khả năng cảm thấy hài lòng nói chung của sinh viên/học viên.

4.3. Yếu tố sinh viên/học viên quan tâm khi học tập các môn Kinh tế học dựa trên bảng hỏi

Hình 5: Yếu tố sinh viên/ học viên quan tâm khi học các môn Kinh tế học



Nguồn: Kết quả khảo sát của nhóm nghiên cứu.

Cả sinh viên đại học và học viên cao học đều chọn 3 yếu tố được quan tâm nhất lần lượt là: (1) Phương pháp giảng dạy; (2) Nội dung bài giảng và (3) Tài liệu học tập

Bên cạnh 3 yếu tố này, các yếu tố khác cũng được người học quan tâm bao gồm “Sự tương tác giữa giảng viên – sinh viên”; “Giải đáp đầy đủ và kịp thời từ phía giảng viên”; “Sự tương tác giữa sinh viên – sinh viên” (Hình 5).

4.4. Mức độ tương đồng giữa sự hài lòng và yếu tố quan tâm của sinh viên/học viên

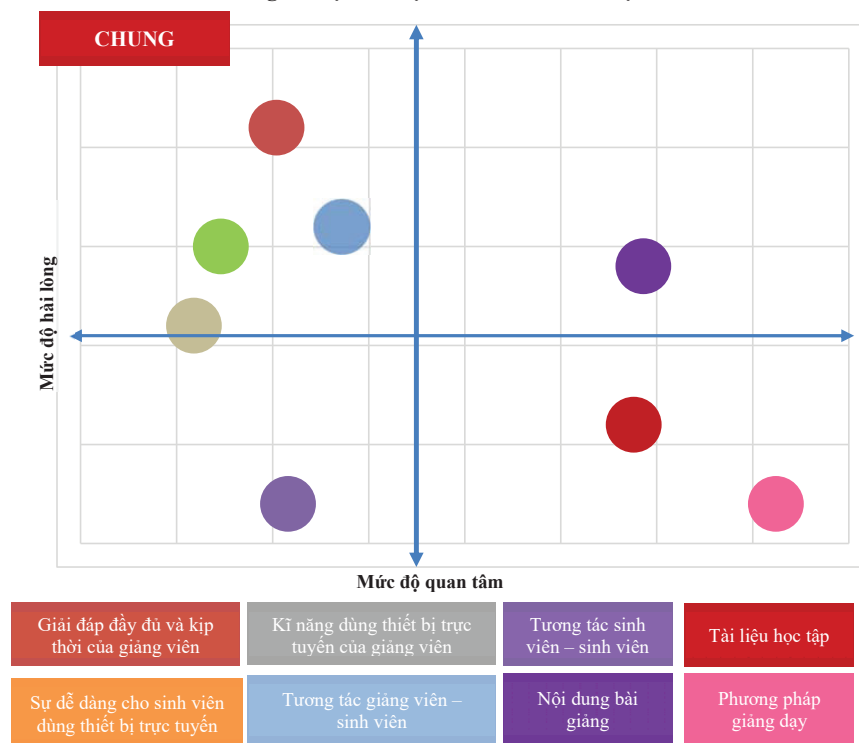
Kết quả chạy mô hình về mối quan hệ giữa mức độ hài lòng và mức độ quan tâm đến các yếu tố ảnh hưởng đến chất lượng giảng dạy các môn Kinh tế học được thể hiện ở Hình 6, 7, và 8.

Kết quả từ các Hình 6, 7 và 8 cho thấy: (i) Phương pháp giảng dạy là yếu tố có Mức độ quan tâm cao nhưng lại đang nhận được sự hài lòng quá thấp từ sinh viên đại học; (ii) Nội dung bài giảng có mức độ quan tâm cao từ cả hai nhóm, sinh viên đại học hài lòng hơn mức điểm trung bình nhưng học viên đại học lại có sự hài lòng thấp hơn mức trung bình; (iii) Tài liệu học tập là yếu tố có mức độ quan tâm cao nhưng lại đang nhận được sự hài lòng thấp từ cả phía sinh viên đại học và học viên cao học.

4.5. Kết quả phỏng vấn sâu liên quan đến Chất lượng giảng dạy các môn Kinh tế học

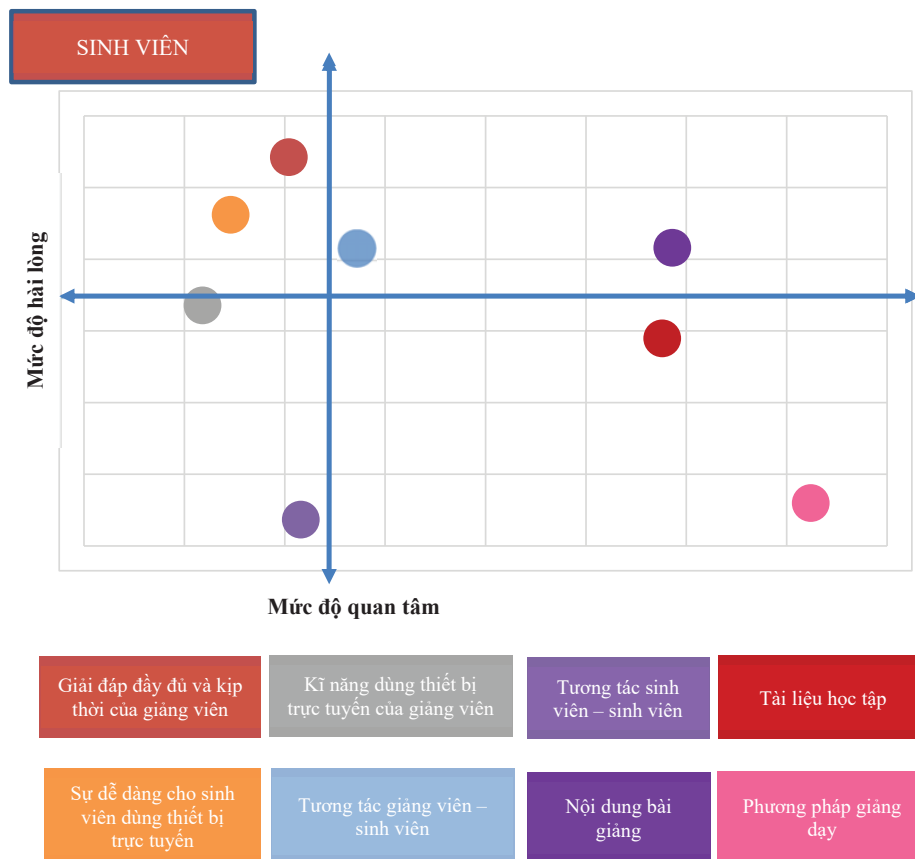
Các giảng viên cho rằng nội dung giảng dạy và phương pháp giảng dạy là 2 yếu tố quan trọng ảnh hưởng đến Chất lượng giảng dạy các môn Kinh tế học trong bối cảnh chuyển đổi số giáo dục và nền kinh tế số. Cụ

Hình 6: Mối quan hệ giữa sự hài lòng và yếu tố quan tâm chung của người học khi học các môn Kinh tế học



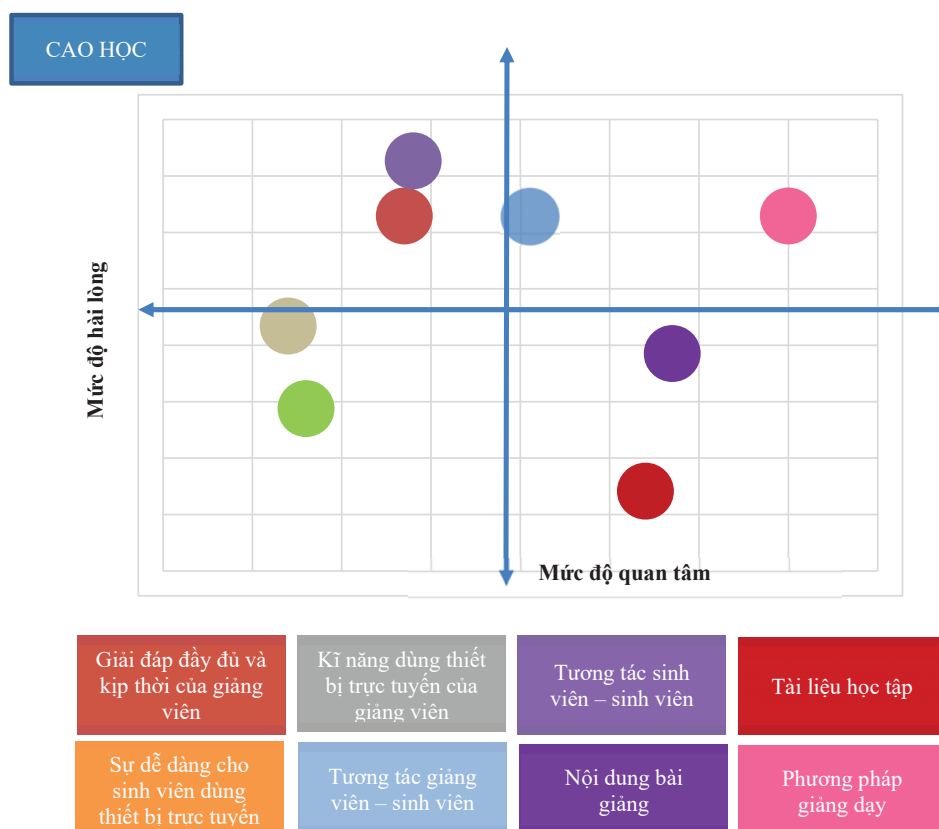
Nguồn: Kết quả khảo sát của nhóm nghiên cứu.

Hình 7: Mối quan hệ giữa sự hài lòng và yếu tố quan tâm của Sinh viên đại học khi học các môn Kinh tế học



Nguồn: Kết quả khảo sát của nhóm nghiên cứu.

Hình 8: Mối quan hệ giữa sự hài lòng và yếu tố quan tâm của Học viên cao học khi học các môn Kinh tế học



Nguồn: Kết quả khảo sát của nhóm nghiên cứu.

thể như sau:

Thứ nhất, bối cảnh kinh tế số ảnh hưởng rất lớn đến nội dung môn học, những gì cần giảm thời lượng, những gì cần bổ sung vào nội dung chương trình để sát với yêu cầu của nền kinh tế số. Hầu hết các ý kiến tập trung vào việc tăng thời lượng của thương mại quốc tế liên quan đến lợi ích và bất lợi của toàn bộ nền kinh tế, của từng thành viên trong nền kinh tế. Cần chuẩn hóa và điều chỉnh các chuẩn đầu ra định kỳ (dự kiến 2 năm/lần) để đảm bảo sự cập nhật về các chuẩn đầu ra đáp ứng sự thay đổi nhanh chóng về kiến thức và năng lực của doanh nghiệp, của nền kinh tế.

Thứ hai, chuyển đổi số giáo dục tác động mạnh mẽ đến sự cấp thiết phải điều chỉnh phương pháp giảng dạy các môn Kinh tế học theo hướng áp dụng nhiều công nghệ trong giảng dạy. Đến nay, 100% các học phần thuộc chương trình đào tạo của Khoa Kinh tế học - Trường Đại học Kinh tế quốc dân đã ứng dụng hình thức Blended Learning trên nền tảng phần mềm LMS và Microsoft Team vào hỗ trợ hoạt động giảng dạy. Việc ứng dụng này giúp cho giảng viên và người học dễ dàng áp dụng đa dạng hình thức dạy và học cũng như tăng hiệu quả các hình thức dạy và học. Tuy nhiên, trong thực tế vẫn còn một số giảng viên chưa thành thạo và sử dụng đầy đủ các phần mềm LMS và Microsoft Team trong quá trình dạy học.

Thứ ba, phương pháp giảng dạy cần hướng tới tăng sự tương tác giữa sinh viên- giảng viên, sinh viên – sinh viên, phối hợp các phương pháp giảng dạy khác nhau để tạo ra sự cộng hưởng giúp người học đạt được chuẩn đầu ra của chương trình đào tạo. Trong quá trình giảng dạy, giảng viên tham gia chương trình đào tạo tích cực liên hệ thực tế sinh động, giao bài tập, chủ đề nghiên cứu để rèn luyện kỹ năng tự học, tự nghiên cứu của người học.

Đối với sinh viên/học viên, các lý do khiến họ đánh giá chất lượng giảng dạy các môn Kinh tế học thấp vì (i) giảng viên chưa sử dụng thành thạo các nền tảng/phần mềm cho việc giảng dạy trực tuyến; (ii) sinh viên chưa cảm thấy thuận tiện khi sử dụng các thiết bị, nền tảng và phần mềm trực tuyến; (iii) phương pháp giảng dạy và cách đánh giá sinh viên của giảng viên chưa phù hợp. Nhóm này cũng đưa ra ba giải pháp cần quan tâm nhất để tạo ra Phương pháp giảng dạy tốt bao gồm: (i) Cung cấp tài liệu liên quan (bài đọc, video,

bài báo...) để sinh viên đọc và chuẩn bị trước mỗi buổi học; (ii) Sau khi giảng xong mỗi đề mục nhỏ của bài học, giảng viên đưa ra các câu hỏi/bài tập/nội dung mang tính tổng hợp hay tóm tắt nội dung học của mỗi phần đó giúp sinh viên ghi nhớ bài tốt hơn; (iii) Sinh viên được áp dụng các kiến thức trong bài học để đề ra các phương án giải quyết các tình huống thực tế. Kết quả phỏng vấn sâu này cũng đồng nhất với kết quả khảo sát bảng hỏi, ba yếu tố trên đều nhận được trên 50% sự quan tâm của người học để tăng chất lượng giảng dạy các môn Kinh tế học.

Các chuyên gia ở các công ty tư vấn và đào tạo cho rằng yếu tố quan trọng ảnh hưởng đến chất lượng giảng dạy bao gồm: (i) xác định chính xác các chuẩn đầu ra của môn học phù hợp với nền kinh tế số; (ii) phương pháp giảng dạy phù hợp, linh hoạt, phối hợp nhiều hình thức khác nhau để giúp đạt được các chuẩn đầu ra; (iii) trong các chuẩn đầu ra đặc biệt quan tâm đến xây dựng tư duy số và khả năng phân tích dữ liệu giải quyết các bài toán thực tế của doanh nghiệp, của nền kinh tế.

5. Kết luận, khuyến nghị và hạn chế của bài nghiên cứu

Kết quả nghiên cứu đã khẳng định sự phù hợp tương đối tốt của mô hình sử dụng để tìm ra yếu tố tác động đến đánh giá của sinh viên/học viên đến chất lượng giảng dạy các môn Kinh tế học tại các trường đại học thuộc Khối kinh tế. Hai yếu tố quan trọng tác động mạnh đến đánh giá của người học về các môn Kinh tế học bao gồm Phương pháp giảng dạy và Tương tác giữa giảng viên- sinh viên. Có một sự đồng nhất về ba yếu tố quan tâm đến việc nâng cao chất lượng giảng dạy của các môn Kinh tế học từ góc nhìn của sinh viên đại học và học viên cao học nhưng các yếu tố này đang nhận được sự đánh giá thấp lần lượt là (1) Phương pháp giảng dạy; (2) Nội dung bài giảng và (3) Tài liệu học tập.

Tổng hợp các thông tin trên cho thấy để tăng chất lượng giảng dạy các môn Kinh tế học, cần tập trung đầu tiên vào Phương pháp giảng dạy và cần có những giải pháp cụ thể khác nhau đối với từng nhóm người học. Các khuyến nghị về Phương pháp giảng dạy trong giai đoạn tới như sau:

- Áp dụng hình thức dạy và học theo hướng học tập kết hợp (Blended Learning), trong đó các hoạt động về quản lý, học tập, giảng dạy, đánh giá nên được áp dụng trên các phần mềm và các nền tảng học trực tuyến.
- Giảng viên giờ đây trở thành người truyền cảm hứng và là người hướng dẫn theo sát quá trình học tập của sinh viên cùng với sự hỗ trợ của các công nghệ như trợ lý ảo hay giảng viên ảo để có thể có những cách thức hướng dẫn phù hợp cho từng sinh viên.
- Cung cấp các tài liệu học tập trước mỗi buổi học dưới các hình thức đa phương tiện (video, file pdf, v.v.) giúp thúc đẩy khả năng tự học, tự tìm tòi, tự nghiên cứu của sinh viên/ học viên.
- Dành nhiều thời gian trên lớp và trên hệ thống LMS để giải đáp thắc mắc của sinh viên/ học viên cũng như có các hoạt động tương tác giữa những sinh viên.
- Tìm hiểu và áp dụng Micro Learning với 4 đặc trưng (i) Học ngắn, học các bài học nhỏ; (ii) Ứng dụng được ngay; (iii) Có hệ thống; (iv) Tài liệu học dễ hiểu, dễ nhớ, có tính sáng tạo. Theo phương pháp này, một bài giảng nhỏ thường không kéo dài quá 7 phút và cung cấp cho sinh viên về một thông tin nhất định chứ không phải một chủ đề rộng như các phương pháp đào tạo khác.
- Bất kể áp dụng phương pháp giảng dạy nào, cần lồng ghép nhiều hoạt động mang tính tương tác cao giữa sinh viên – sinh viên (thảo luận nhóm, bài tập nhóm, v.v.) và sinh viên – giảng viên. Các ví dụ được đưa ra trong quá trình giảng dạy cần bám sát thực tế và được cập nhật thường xuyên. Việc quay lại các bài giảng thành video được sinh viên/học viên nhận xét là sẽ mang lại kết quả tốt hơn trong quá trình ôn tập.

Đối với Khoa Kinh tế học, một số hoạt động cần thực hiện như sau:

- Tổ chức các buổi chia sẻ kinh nghiệm dạy và học trong nội bộ Khoa Kinh tế học cũng như các Khoa và các trường đại học khác để ngày càng nhiều các giảng viên hiểu và ứng dụng các phương pháp này mới.
- Khoa nên tiên phong xây dựng kế hoạch đầy đủ và chi tiết thực hiện hàng kỳ về khảo sát, đánh giá các hoạt động dạy và học phù hợp để đạt CĐR, bao gồm: các tiêu chí về khảo sát đánh giá, thời gian thực hiện, đối tượng được khảo sát đánh giá, cách thức tổng hợp dữ liệu khảo sát, các khuyến nghị.

Hạn chế của bài nghiên cứu liên quan đến số lượng người học tham gia khảo sát đang chủ yếu là sinh viên Trường Đại học Kinh tế quốc dân, số lượng học viên cao học cũng đang chiếm tỷ lệ tương đối nhỏ trong tổng số người trả lời bảng khảo sát. Tuy nhiên vẫn hy vọng kết quả của bài nghiên cứu có giá trị với Khoa kinh tế học nói riêng và các trường Đại học nói chung có giảng dạy các môn Kinh tế học.

Tài liệu tham khảo

- Baber, H. (2020), 'Determinants of students' perceived learning outcome and satisfaction in online learning during the pandemic of COVID-19', *Journal of Education and e-Learning Research*, 7(3), 285-292.
- Chua, C. (2004), 'Perception of quality in higher education', *Proceedings of the Australian Universities Quality Forum*, AUQA Occasional Publication, Australia.
- Deslauriers, L., Schelew, E. & Wieman, C. (2011), 'Improved Learning in a Large-Enrollment Physics Class', *Science (American Association for the Advancement of Science)*, 332(6031), 862–864.
- Harvey, L. & Green, D. (1993), 'Defining Quality', *Assessment and Evaluation in Higher Education*, 18(1), 9-34.
- Hillman, D.C., Willis, D.J. & Gunawardena, C.N. (1994), 'Learner-interface in remote education: An extension of contemporary models and strategies for practitioners', *The American Journal of Remote Education*, 8(2), 30-42.
- Moore, M.G. (1989), 'Three types of interaction', *The American Journal of Distance Education*, 3(2), 1–6.
- Ngo, J. & Ngadiman, A. (2021), 'Investigating Student Satisfaction in Remote Online Learning Settings During Covid-19 in Indonesia', *Journal of International and Comparative Education*, 10(2), 73-95.
- Nguyễn Thành Long (2006), 'Sử dụng thang đo SERVPERF để đánh giá chất lượng đào tạo đại học tại trường Đại học An Giang', đề tài nghiên cứu khoa học, Trường Đại học An Giang.
- Parasuraman, A., Zeithaml, V.A. & Berry, L.L. (1988), 'SERVQUAL: A multiple-item scale for measuring consumer perceptions of service quality', *Journal of Retailing*, 64(1), 12-40.
- Peltier, J.W., Schibrowsky, J.A. & Drago, W. (2007), 'The Interdependence of the Factors Influencing the Perceived Quality of the Online Learning Experience: A Causal Model', *Journal of Marketing Education*, 29(2), 140–153.
- Sharma, K., Deo, G., Timalisina, S., Joshi, A., Shrestha, N. & Neupane, H.C. (2020), 'Online learning in the face of COVID-19 pandemic: Assessment of students' satisfaction at Chitwan medical college of Nepal', *Kathmandu University Medical Journal*, 18(2), 40-47.
- Snipes, R.L. & Thomson N. (1999), 'An empirical study of the factors underlying student service quality perceptions in higher education', *Academy of Educational Leadership Journal*, 3(1), 39-57.
- Zeithaml, V.A. & Bitner, M.J. (2000), *Services marketing: integrating customer focus across the firm (2nd ed.)*, Irwin/McGraw-Hill, Boston, Massachusetts, USA.

TÁC ĐỘNG CỦA SỐ HÓA TỚI HIỆU SUẤT MÔI TRƯỜNG – KINH NGHIỆM TỪ MỘT SỐ QUỐC GIA TRONG KHU VỰC LIÊN MINH CHÂU ÂU

Lê Thanh Hà

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: lethanhha@neu.edu.vn

Trần Thị Lan Hương

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: lanhuong@neu.edu.vn

Mã bài: JED - 852

Ngày nhận bài: 24/08/2022

Ngày nhận bài sửa: 04/09/2022

Ngày duyệt đăng: 11/09/2022

Tóm tắt:

Nghiên cứu phân tích tác động của số hóa đến hoạt động môi trường, với việc sử dụng bộ dữ liệu của 25 quốc gia trong khu vực Liên minh Châu Âu trong giai đoạn 2015- 2020. Các hoạt động của môi trường được thể hiện qua hai tiêu chí là bảo vệ sức khỏe của con người và bảo vệ hệ sinh thái. Trong khi đó, số hóa được thể hiện thông qua sự kết nối kỹ thuật số, sử dụng internet, khả năng tích hợp công nghệ kỹ thuật số trong kinh doanh và các dịch vụ công nghệ thuật số. Kết quả nghiên cứu nhấn mạnh tầm quan trọng của số hóa doanh nghiệp và dịch vụ công nghệ thuật số đến sức khỏe môi trường và ảnh hưởng của kết nối cũng như kỹ năng kỹ thuật số tới hệ sinh thái. Ngoài ra, bằng việc xem xét những ảnh hưởng này theo thời gian, nghiên cứu cũng cho thấy quá trình chuyển đổi kỹ thuật số có những tác động bất lợi trong ngắn hạn, nhưng sẽ xuất hiện những tác động tích cực trong dài hạn.

Từ khóa: Các quốc gia Liên minh Châu Âu, chuyển đổi kỹ thuật số, hoạt động môi trường, tác động dài hạn, tác động ngắn hạn.

Mã JEL: F64, P28, Q55

The Impacts of digitalization on environmental performance- Empirical evidence in some countries in the European Union

Abstract

The study aims to analyze the impact of digitalization on environmental performance, using a dataset of 25 countries in the European Union region for the period 2015-2020. Environmental performance is expressed through two criteria: protecting human health and protecting the ecosystem. Meanwhile, digitization is demonstrated through digital connectivity, internet use, integration digital technology in business and digital public services. Research results emphasize the importance of business digitization and digital public services on environmental health and the impact of digital connectivity and skills on the ecosystem. In addition, by considering these effects over time, the study also shows that digital transformation has adverse effects in the short term, but positive effects in the long term.

Keywords: European countries, digital transformation, environmental performance, long-term effect, short-term effect.

JEL Codes: F64, P28, Q55

1. Giới thiệu

Một số vấn đề môi trường gần đây đang gây ra nhiều thách thức và tiếp tục nằm trong số năm loại rủi ro toàn cầu có đe dọa lớn nhất về mức độ tác động cũng như số lần ảnh hưởng (World Economic Forum, 2021). Việc bảo vệ môi trường đã trở thành một điều kiện tiên quyết để có được các lợi thế cạnh tranh bền vững và là một phần không thể thiếu trong việc quản lý chủ động của các doanh nghiệp (Kim, 2018; Saleem & cộng sự, 2021; Sanjay & cộng sự, 2019; Prayag & cộng sự, 2013). Các doanh nghiệp thường phải đối mặt với những vấn đề môi trường quan trọng như duy trì hệ sinh thái, chất lượng không khí, sử dụng nguồn lực một cách bền vững để từ đó xây dựng được môi trường sạch và khỏe (Zelazna & cộng sự, 2020). Phần lớn các lãnh đạo doanh nghiệp đều nhận thấy tầm quan trọng của việc thực hành bảo vệ môi trường đối với việc cắt giảm chi phí, cải thiện danh tiếng và nâng cao lợi thế so sánh của doanh nghiệp (Liu & cộng sự, 2019). Chính vì lẽ đó, nhiều doanh nghiệp đã thực hiện được những giải pháp hiệu quả để đối phó với những vấn đề này, ví dụ như tiến hành tái chế, xây dựng cộng đồng làm việc xanh, cập nhật và sử dụng xu hướng số hóa (Patnaik, 2016). Tất cả những giải pháp này đều cải thiện sức cạnh tranh và nâng cao tầm ảnh hưởng của doanh nghiệp trên nhiều mặt.

Tác động tích cực của số hóa tới môi trường được thể hiện qua nhiều kênh khác nhau và được đồng thuận bởi nhiều tổ chức cũng như các nhà nghiên cứu. Theo European Commission (2019), những tiến bộ công nghệ đóng một vai trò quan trọng trong việc thu gom và tái chế rác thải điện tử, tái sử dụng các vật liệu đã qua sử dụng làm cơ sở để từ đó xây dựng một nền kinh tế tuần hoàn. Ngoài ra, nhiều hệ thống số hóa cũng rất hữu ích trong việc giải quyết một số vấn đề quan trọng như: xử lý chất thải rắn, chất thải điện tử, xử lý thực phẩm và nông nghiệp (Ferrari & cộng sự, 2020; Lu & cộng sự, 2016; Sharma & cộng sự, 2020; Genuino & cộng sự, 2017; Gu & cộng sự, 2017). Đây đều là những mục tiêu quan trọng của các quốc gia trên con đường thực hiện nền kinh tế tuần hoàn, hướng tới tăng trưởng bền vững trong dài hạn.

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

Đã có không ít các nghiên cứu tập trung phân tích mối liên hệ giữa số hóa và môi trường (Liu & cộng sự, 2019). Một số nghiên cứu cho rằng số hóa và hoạt động môi trường có mối quan hệ thuận chiều, nhưng một số khác lại cho thấy kết quả ngược lại. Ngoài ra, ảnh hưởng của số hóa tới môi trường có thể được diễn ra theo nhiều cách khác nhau, có thể là trực tiếp hay gián tiếp (Feroz & cộng sự, 2021). Ví dụ, việc sử dụng rộng rãi internet đã tạo ra nhiều thay đổi không mong muốn trong các hoạt động sản xuất, những hoạt động này có hại cho môi trường (Salahuddin & Alam, 2016). Cũng như vậy, sự phát triển của công nghệ thông tin và truyền thông làm tăng việc tiêu thụ điện, qua đó làm suy giảm nguồn tài nguyên thiên nhiên cũng như ảnh hưởng đến việc sử dụng năng lượng xanh (Majeed & cộng sự, 2019). Tuy vậy, công nghệ kỹ thuật số nhìn chung cho phép thực hiện được tính bền vững của môi trường, chẳng hạn như kiểm soát ô nhiễm, quản lý chất thải, sản xuất và đô thị bền vững (Feroz & cộng sự, 2021).

Tiến bộ công nghệ đóng một vai trò quan trọng trong việc tạo ra một nền kinh tế tuần hoàn với việc thực hành tốt việc tái chế chất thải điện tử và tái sử dụng các vật liệu đã qua sử dụng, hỗ trợ một môi trường bền vững (Holger & cộng sự, 2020). Các công nghệ kỹ thuật số như trí tuệ nhân tạo (AI), phân tích dữ liệu lớn, công nghệ di động, Internet vạn vật (IoT) và các nền tảng xã hội, tạo ra những cải tiến tích cực trong xã hội và các ngành công nghiệp (Vial, 2019). Để tăng cường tính bền vững của môi trường, nhiều doanh nghiệp đã giới thiệu các sản phẩm và nền tảng mới dựa trên công nghệ kỹ thuật số (Feroz & cộng sự, 2021). Ngoài ra, thông qua AI, IoT và các công nghệ khác, họ có thể thúc đẩy các hoạt động kinh doanh nhằm giảm lượng khí thải carbon và các chất thải khác (Demartini & cộng sự, 2019; Ye & cộng sự, 2020).

Một số tác giả khác cũng tham gia nghiên cứu việc sử dụng các ứng dụng kỹ thuật số để đảm bảo tính bền vững của môi trường, nhưng theo những cách khác nhau, sử dụng các công cụ chuyển đổi kỹ thuật số khác nhau. Weersink & cộng sự (2018) cho thấy với phân tích dữ liệu lớn, con người có thể tăng cường khả năng truy xuất nguồn gốc của hệ thống thực phẩm và phát triển các phương pháp tiếp theo được sử dụng trong quy trình sản xuất. Hơn nữa, dữ liệu lớn có thể hữu ích trong việc kiểm soát lượng khí thải CO₂ bằng cách triển khai các phương tiện xanh trên quy mô lớn. Với AI và dữ liệu lớn, con người sẽ có thể giải quyết các vấn đề về quản lý chất thải, sự nóng lên toàn cầu, hệ thống thông tin địa lý, quy hoạch sử dụng đất, v.v. (Sharma & cộng sự, 2020). Để sản xuất bền vững, Leng & cộng sự (2020); Esmaeilian & cộng sự (2020) nhấn mạnh vai trò của việc sử dụng blockchain (chuỗi khối) để kéo dài vòng đời sản phẩm, tối đa hóa việc sử dụng tài nguyên và giảm lượng khí thải carbon. Đây cũng là quan điểm của các nhóm tác giả Wang & cộng sự, 2018; Mao & cộng sự, 2019; Kerdlap & cộng sự, 2019. Hơn nữa, những thành tựu của công nghệ thông tin-truyền

thông cũng như các ứng dụng công nghệ khác đã khuyến khích sản xuất xanh bằng cách giảm chi phí năng lượng tái tạo (Jonathan & Barry, 2012).

Công nghệ kỹ thuật số cũng đã được áp dụng để tạo ra sự bền vững của đô thị, là sự kết hợp của các thành phố thông minh và bền vững, thông qua việc cải thiện phúc lợi xã hội gắn với hệ sinh thái (Malik & cộng sự, 2018; Huang & cộng sự, 2015; Bibri & cộng sự, 2017). Tác động của số hóa đối với môi trường cũng rõ ràng từ phía cầu, khi nó kích thích người tiêu dùng chuyển sang sử dụng nhiên liệu không hóa thạch và yêu cầu các sản phẩm thân thiện với môi trường hơn (Matthias & cộng sự, 2019). Cuối cùng, trong bối cảnh toàn cầu hóa như hiện nay, rõ ràng số hóa đã làm giảm chi phí giao dịch không gian và loại bỏ sự bất cân xứng thông tin, thúc đẩy hơn nữa sản xuất và tiêu dùng xanh thông qua hiệu ứng lan tỏa R&D (Autio & cộng sự, 2021).

Nhìn chung, các nghiên cứu đều đồng tình với quan điểm sự phát triển của số hóa đều có những tác động nhất định đến hiệu suất môi trường. Tuy nhiên, với các kênh khác nhau, tác động là khác nhau. Từ việc tổng quan một số nghiên cứu trong lĩnh vực này, nhóm tác giả thấy rằng các nghiên cứu trước đây hầu hết chỉ tập trung vào một khía cạnh đơn lẻ, chưa có nghiên cứu toàn diện đánh giá tác động môi trường của chuyển đổi số. Đây được coi là một khoảng trống quan trọng để nhóm tác giả thực hiện nghiên cứu này.

3. Phương pháp và mô hình nghiên cứu

Để phân tích mối liên hệ giữa số hóa với các khía cạnh của môi trường, cụ thể là sức khỏe của môi trường và của hệ sinh thái, nghiên cứu sử dụng bộ dữ liệu của 25 quốc gia trong khu vực Liên minh Châu Âu trong giai đoạn 2015- 2020. Các chỉ tiêu để phản ánh quá trình chuyển đổi số của một quốc gia là: mức độ kết nối, nguồn nhân lực, việc sử dụng mạng internet, tích hợp kinh doanh kỹ thuật số và các dịch vụ công trực tuyến.

Nghiên cứu sử dụng mô hình sau để xem xét tác động của số hóa đến hiệu suất của môi trường

$$EPI_{it} = \beta_0 + \beta_1 DIGI_{it} + \beta_2 INC_{it} + \beta_3 TRADESH_{it} + \beta_4 FDI_{it} + \beta_5 URBNI_{it} + \beta_6 INDUS_{it} + \varphi_i + \omega_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Trong đó, i và t lần lượt là quốc gia thứ i trong năm t , φ_i và ω_t được thêm vào mô hình để thể hiện hiệu ứng cố định của quốc gia và năm, ε_{it} là sai số của mô hình.

Biến phụ thuộc sử dụng chỉ số hoạt động môi trường (EPI) để phản ánh hiệu suất môi trường của một quốc gia. Như đã chỉ ra bởi Hsu & Zomer (2014), việc xây dựng EPI dựa trên hai khía cạnh môi trường: bảo vệ sức khỏe con người (HLT) và bảo vệ hệ sinh thái (ECO). EPI được tính toán bằng cách sử dụng 32 chỉ số với 10 nhóm, bao gồm: chất lượng không khí (AIR); vệ sinh và nước uống (H2O); kim loại nặng (HMT); quản lý chất thải (WMG); đa dạng sinh học và môi trường sống (BDH); dịch vụ hệ sinh thái (ECS); thủy sản, biến đổi khí hậu (CCH); phát thải ô nhiễm (APE); tài nguyên nước (WRS); và nông nghiệp (AGR). Bằng cách nắm bắt các vấn đề đa chiều về kết quả hoạt động môi trường ở cấp quốc gia, chỉ số này rất quan trọng đối với các nhà kinh tế và các nhà hoạch định chính sách trong việc thiết kế và thực hiện các chính sách môi trường (Fu & cộng sự, 2020). Dữ liệu này được chuẩn hóa để nhận giá trị từ 0 đến 100 và sau đó được dùng để tính EPI bằng cách sử dụng phương pháp trung bình cộng trọng số. Dữ liệu hoạt động môi trường được lấy từ Trung tâm Luật và Chính sách Môi trường Yale.

Biến giải thích chính, $DIGI_{it} = \{DESI_{it}, DIMEN_{it}^m\}$ bao gồm chỉ số tổng hợp $DESI_{it}$ và năm chiều của quá trình chuyển đổi kỹ thuật số: kết nối (CONNECT); vốn con người (HC); sử dụng internet (INTERNET); tích hợp công nghệ số trong kinh doanh (DIGIBUSI); và các dịch vụ công số (DIGIPUB). Chỉ số $DESI$ được tính bằng cách lấy tổng trọng số của năm thành phần chỉ số phụ. Tất cả các dữ liệu này được thu thập từ các cuộc khảo sát khác nhau; ví dụ, Eurostat - Khảo sát của Cộng đồng về việc sử dụng công nghệ thông tin (CNTT) của các hộ gia đình và cá nhân. Eurostat - Khảo sát về CNTT trong doanh nghiệp, báo cáo điểm chuẩn điện tử của Chính phủ, bao gồm 25 quốc gia thành viên của Liên minh châu Âu từ năm 2015 đến năm 2020 (bao gồm cả Vương quốc Anh).

Ngoài ra, mô hình còn sử dụng các biến kiểm soát được xây dựng chủ yếu dựa theo nghiên cứu khác nhau trong tổng quan. Cụ thể, các dữ liệu về INC (Fu & cộng sự, 2020; Ye & cộng sự, 2020), TRADESH (Aller & cộng sự, 2015; Dogan & Seker, 2016; Kim & cộng sự, 2019; Omri & cộng sự, 2015), FDI (Bu & cộng sự, 2019; Shahbaz & cộng sự, 2018; Sun & cộng sự, 2017), INDUS (Ye & cộng sự, 2020; Liu & Xu, 2016) và URBNI (Lin & cộng sự, 2017) lần lượt là tăng trưởng sản lượng thực, tỷ trọng thương mại, vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài ròng, mức độ công nghiệp hóa và mức độ việc làm trong ngành nông nghiệp tính trong tổng dân số. Các dữ liệu này được thu thập từ các Chỉ số Phát triển Thế giới (WDI). Thông tin và mô tả thống kê của tất cả các biến trong mô hình được thể hiện trong Bảng 1. Bảng 2 thể hiện ma trận tương quan giữa tất cả các biến, bảng này ngụ ý mối tương quan tích cực giữa số hóa và hiệu suất môi trường.

Bảng 1: Mô tả các biến trong mô hình

Tên biến	Định nghĩa	Đo lường	Nguồn	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	GT nhỏ nhất	GT lớn nhất
EPI	Chỉ số hiệu suất môi trường	Chỉ số nằm trong khoảng giá trị 0 đến 100. Trong đó: 0 là kém nhất, 100 là tốt nhất	YCELP	150	71.84	7.54	60.93	82.87
HLT	Chỉ số sức khoẻ môi trường	Chỉ số nằm trong khoảng giá trị 0 đến 100. Trong đó: 0 là kém nhất, 100 là tốt nhất	YCELP	150	75.58	15.09	48.63	98.41
ECO	Chỉ số sức sống hệ sinh thái	Chỉ số nằm trong khoảng giá trị 0 đến 100. Trong đó: 0 là kém nhất, 100 là tốt nhất	YCELP	150	69.34	6.12	49.68	77.90
DESI	Chỉ số tổng hợp DESI (để phản ánh số hóa)	Giá trị trung bình có trọng số của 5 thành phần chính (Desi1-5).	DESI (2020)	150	9.31	2.01	5.49	14.49
CONNECT	Kết nối	Giá trị trung bình có trọng số của việc sử dụng băng rộng cố định, vùng phủ băng rộng cố định, băng rộng di động và chỉ số giá băng rộng	DESI (2020)	150	10.35	2.51	4.36	16.46
HC	Vốn nhân lực	Mức trung bình có trọng số của kỹ năng sử dụng internet và một số các kỹ năng năng cao khác	DESI (2020)	150	11.29	2.71	6.82	17.93
INTERNET	Dịch vụ sử dụng internet	Mức trung bình có trọng số của việc sử dụng internet, hoạt động trực tuyến và giao dịch trực tuyến	DESI (2020)	150	7.55	1.74	3.26	11.39
DIGIBUSI	Số hóa doanh nghiệp	Bao gồm chia sẻ thông tin điện tử, truyền thông xã hội, dữ liệu lớn và điện toán đám mây	DESI (2020)	150	7.11	2.41	3.06	13.17
DIGIPUB	Dịch vụ công kỹ thuật số	Chỉ số Chính phủ điện tử	DESI (2020)	150	8.93	2.30	3.09	13.40
INC	Tăng trưởng sản lượng thực	GDP thực bình quân đầu người (USD, giá cố định 2010)	WDI	150	32.67	22.88	1.13	111.15
TRADESH	Tỷ trọng thương mại	Tỷ lệ so với GDP	WDI	150	1.24	0.66	0.55	4.08
FDI	Vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài	Tỷ lệ so với GDP	WDI	150	2.81	36.54	-291.90	162.58
URBNI	Việc làm trong ngành nông nghiệp	Tính trong tổng dân số	WDI	150	0.44	0.70	-1.18	2.73
INDUS	Mức độ công nghiệp hóa	Giá trị gia tăng trong GDP	WDI	150	0.22	0.05	0.10	0.34
DEMO	Mức độ dân chủ hóa	Chỉ số dân chủ hóa	FSSDA	150	1.68	0.50	1.00	3.00
CORR	Chỉ số nhận thức tham nhũng	Chỉ số nằm trong khoảng giá trị từ 0 đến 100. Trong đó 0 đại diện cho sự nhận thức tham nhũng cao nhất	Tổ chức Minh bạch Quốc tế	150	63.80	14.13	41.00	91.00

Bảng 2: Hệ số tương quan giữa các biến

	EPI	HLT	ECO	CONNECT	HC	INTERNET	DIGIBUSI	DIGIPUB	INCOME	TRADESHARE	FDI	URBAN	INDUS	DEMO	CORR
EPI	1														
HLT	0.877***	1													
ECO	0.612***	0.157	1												
CONNECT	0.618***	0.578***	0.318***	1											
HC	0.255***	0.204*	0.187*	0.794***	1										
INTERNET	0.696***	0.638***	0.379***	0.879***	0.511***	1									
DIGIBUSI	0.582***	0.585***	0.233**	0.932***	0.648***	0.898***	1								
DIGIPUB	0.658***	0.624***	0.325**	0.824***	0.450***	0.720***	0.773***	1							
INC	0.401***	0.419***	0.134	0.781***	0.670***	0.526***	0.637***	0.413***	1						
TRADESH	0.599***	0.749***	-0.000462	0.505***	0.351***	0.568***	0.207*	-0.00724	0.197*	1					
FDI	-0.236*	-0.0275	-0.440**	0.136	0.215**	0.160	0.0670	0.0232	0.0250	0.470***	1				
URBNI	0.111	0.132	0.0113	0.0628	0.0805	0.0561	0.0232	0.0250	0.244**	0.245**	0.245**	1			
INDUS	0.530**	0.738***	-0.125	0.506***	0.265**	0.618***	0.529***	0.418***	0.799***	0.437***	0.157	0.157	1		
DEMO	-0.287***	-0.510***	0.249**	-0.139	-0.0137	-0.112	-0.244**	-0.148	-0.170*	-0.176*	-0.0645	-0.39***	1		
CORR	-0.815***	-0.665***	-0.581***	-0.568***	-0.255**	-0.685***	-0.584**	-0.568***	-0.257**	-0.621***	0.0475	-0.149	-0.48***	0.158	1

$p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Bảng 3: Kiểm định phụ thuộc chéo và kiểm định tính dừng

Tên biến (về giá trị)	Kiểm tra đơn vị góc Levin-Lin-Chu	Kiểm định Im- Pesaran-Shin (Z-bar)	Biến (sự khác nhau)	Kiểm tra đơn vị góc Levin-Lin-Chu (Đã điều chỉnh t*)	Kiểm định Im-Pesaran- Shin (Z-bar)
EPI	12.57***	-2.04	DEPI	-60.89***	-10.41***
HLT	42.42***	-2.01	DHLT	-62.57***	-19.22***
ECO	0.69	-3.06***	DECO	-10.83***	-15.48***
DESI	41.78***	-2.41**	DDESI	14.76	-23.37***
CONNECT	40.81***	-3.32***	DCONNECT	4.78	-11.02***
HC	25.74***	-1.41	DHC	-9.44***	-15.35***
INTERNET	36.38***	-1.96	DINTERNET	0.64	-17.73***
DIGIBUSI	37.47***	-2.51***	DDIGIBUSI	-2.63***	-16.23***
DIGIPUB	40.52***	-1.71	DDIGIPUB	4.11	-14.44***
INC	31.49***	-2.95***	DINC	-68.31***	-13.47***
TRADESH	22.09***	-1.95	DTRADESH	-3.07***	-4.39***
FDI	1.07	-1.95	DFDI	-41.14***	-20.31***
URBNI	0.26	-1.78	DURBNI	-26.69***	-4.77***
INDUS	2.32**	-2.30**	DINDUS	-0.31	-49.33***
DEMO	0.08	-2.31**	DDEMO	-3.87***	-4.21***
CORR	1.17	-1.81	DCORR	-43.46***	-19.18***

Bảng 4: Kiểm định tính đồng liên kết

Mô hình: $f(\text{Hiệu suất môi trường và số hóa})$	Kiểm định Kao	Kiểm định Pedroni	Kiểm định Westerlund
	Kiểm định Dickey-Fuller	Phillips-Perron t	Tỷ lệ phương sai
DESI	1.87**	7.93**	2.26**
CONNECT	2.05**	7.88***	2.16**
INTERNET	1.52**	8.02***	4.05***
HC	1.74**	7.91***	2.51***
DIGIBUSI	1.69**	8.10***	3.84***
DIGIPUB	2.49***	7.84***	2.25**

Do có sự tồn tại của hiện tượng phụ thuộc chéo trong bộ dữ liệu, nghiên cứu sử dụng mô hình ước lượng hiệu chỉnh sai số dữ liệu bảng (PCSE). Các biến giải thích được lấy trễ một thời kỳ để giải quyết tính đồng nhất nội sinh, hiện tượng có thể làm sai lệch các kết quả của ước lượng.

Dữ liệu sau đó được kiểm tra bằng cách sử dụng kiểm định phụ thuộc chéo giữa các mảng đề xuất bởi Pesaran (2021); kiểm tra tính dừng dựa vào kiểm định theo nghiên cứu của Levin & cộng sự (2002) và Im & cộng sự (2003). Kết quả được đưa ra trong Bảng 3. Ngoài ra, nghiên cứu áp dụng mô hình bình phương nhỏ nhất tổng quát khả thi (FGLS) như trong nghiên cứu của Gala & cộng sự (2018), Sweet & Eterovic (2019) để giải quyết vấn đề của phương sai thay đổi và các hiệu ứng cố định để đảm bảo tính chính xác của các kết quả.

Cuối cùng, nghiên cứu áp dụng phương pháp độ trễ phân tán tự động hồi quy (ARDL) do Pesaran & Smith (1995) phát triển để phản ánh tác động trong ngắn hạn và dài hạn của số hóa tới môi trường. Trong mô hình này, tác động cố định dạng động (DFE) được sử dụng vì mối quan hệ nhân quả giữa các biến và phương sai thay đổi giữa các nước EU phát sinh từ vấn đề nội sinh (Pesaran & cộng sự, 1995). Tiếp theo, để kiểm định mối quan hệ đồng liên kết giữa hai biến, nghiên cứu sử dụng kiểm định đồng liên kết Kao, kiểm định Pedroni và kiểm định đồng liên kết Westerlund lần lượt được phát triển bởi Kao (1999), Pedroni (2004) và Westerlund (2005). Các kết quả được báo cáo trong Bảng 4 cho thấy sự đồng liên kết lâu dài giữa số hóa và hiệu suất môi trường.

4. Các kết quả chính

4.1. Kết quả cơ sở

Kết quả của mô hình cơ sở được đưa ra trong Bảng 5. Kết quả cho thấy chỉ số tổng thể DESI có ảnh hưởng tích cực và đáng kể đến EPI, HLT và ECO. Kết quả ước tính cũng cho thấy rằng các tác động của số hóa đối với HLT là lớn hơn so với tác động của số hóa tới ECO. Thực tế này có thể được giải thích bởi các công nghệ kỹ thuật số giúp giảm bớt áp lực lên môi trường tự nhiên và đa dạng sinh học, là những đại diện cho sức sống của hệ sinh thái; tuy nhiên, tác động này dường như là gián tiếp và không chắc chắn (Liu & cộng sự, 2019).

Một đóng góp khác của nghiên cứu này là xem xét ảnh hưởng của từng hình thức số hóa tới hiệu suất môi trường. Các kết quả cho thấy rằng mỗi khía cạnh của số hóa ảnh hưởng đến hiệu suất môi trường khác nhau. Đặc biệt, vốn con người (HC) có tác động tích cực và đáng kể đến EPI và ECO; tuy nhiên, ảnh hưởng này là nhỏ và không đáng kể đối với HLT. Ngược lại, hệ số sử dụng Internet (INTERNET) là âm và có ý nghĩa trong trường hợp các biến phụ thuộc là EPI và ECO; trong khi hệ số là dương nhưng không đáng kể khi biến phụ thuộc là HLT. Điều này hàm ý rằng việc tăng cường sử dụng Internet sẽ làm giảm đáng kể chỉ số hoạt động môi trường và chỉ số sức sống của hệ sinh thái. Mặc dù không có nhiều nghiên cứu cho thấy tác động này, nhưng kết quả này có đồng nhất với một số nghiên cứu, trong đó có nghiên cứu của Milkova & Ambrozova (2018), khi nhóm tác giả cho rằng việc sử dụng internet dưới dạng phương tiện truyền thông hoặc các sản phẩm kỹ thuật số như âm nhạc, tin tức hoặc email, có xu hướng làm tăng tác động môi trường. Ví dụ, các tệp nhạc số hóa tải xuống từ web thường được ghi vào đĩa CD và các email nhận được sẽ được in ra giấy, điều này ảnh hưởng đáng kể đến cân bằng sinh thái. Hay việc sử dụng internet một cách rộng rãi tạo ra nhiều thay đổi không mong muốn trong các hoạt động sản xuất, những hoạt động này có hại cho môi trường (Salahuddin & Alam, 2016). Kết quả nghiên cứu cũng cho thấy có sự mâu thuẫn trong mối quan hệ giữa kết nối (CONNECT) với HLT và ECO. Cụ thể, sự gia tăng kết nối dẫn đến giảm chỉ số sức khỏe môi trường nhưng lại tăng chỉ số sức sống hệ sinh thái.

Bảng 5: Tác động giữa số hóa và hiệu suất môi trường (Mô hình cơ sở)

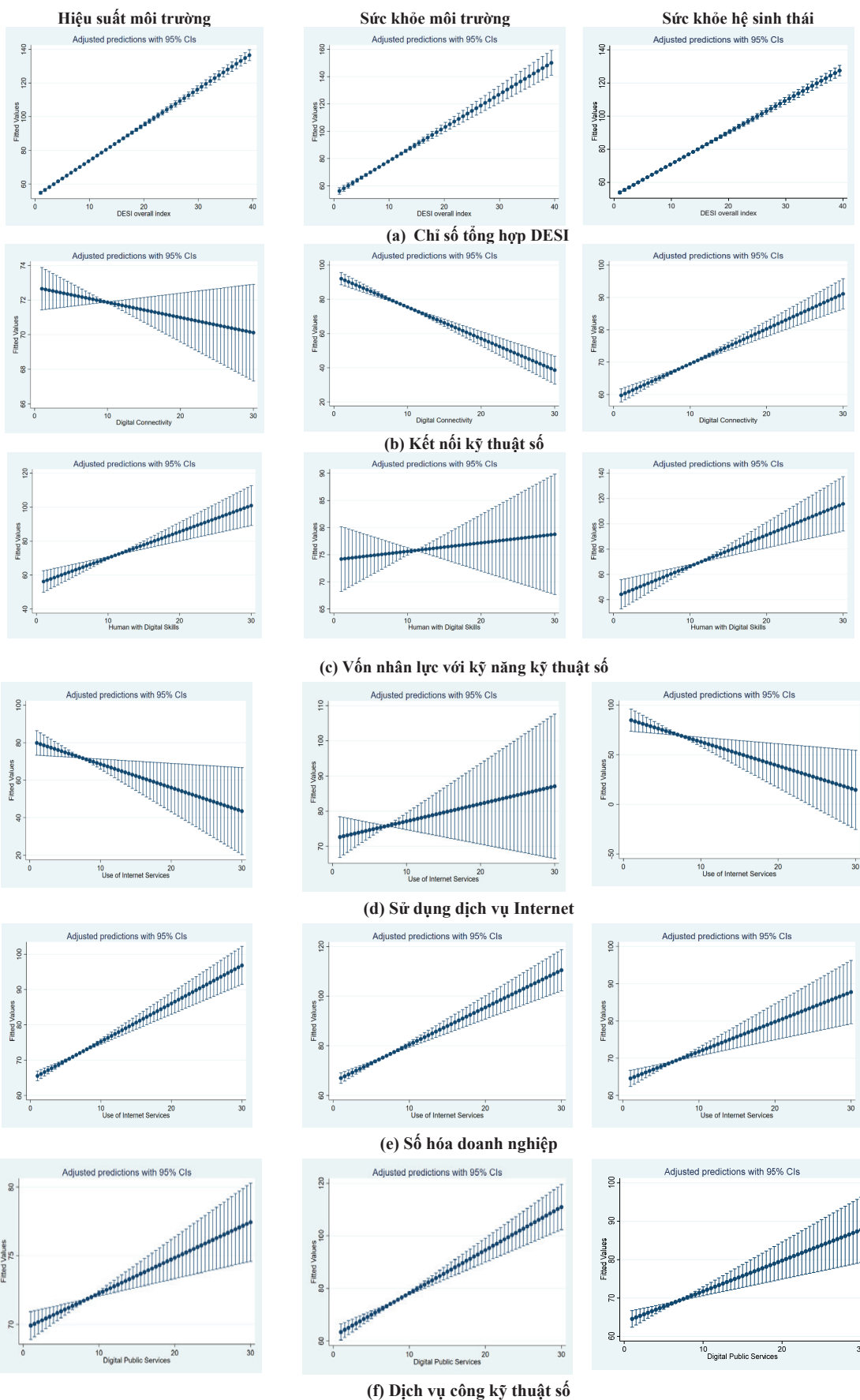
TÊN BIẾN	(1) Hiệu suất môi trường	(2)	(3) Sức khỏe môi trường	(4)	(5) Sức khỏe hệ sinh thái	(6)
L.DESI	2.13*** (0.055)		2.45*** (0.152)		1.92*** (0.053)	
L. CONNECT		-0.09 (0.071)		-1.84*** (0.207)		1.08*** (0.118)
L. HC		1.54*** (0.319)		0.16 (0.300)		2.47*** (0.584)
L. INTERNET		-1.25** (0.522)		0.50 (0.463)		-2.42*** (0.899)
L. DIGIBUSI		1.08*** (0.118)		1.50*** (0.183)		0.80*** (0.188)
L DIGIPUB		0.26*** (0.068)		1.64*** (0.205)		-0.66*** (0.122)
L.INC	0.11*** (0.010)	0.13*** (0.008)	0.18*** (0.039)	0.30*** (0.035)	0.07*** (0.015)	0.02 (0.018)
L.TRADESH	-10.48*** (0.229)	-8.87*** (0.362)	-15.00*** (0.550)	-12.45*** (0.909)	-7.46*** (0.351)	-6.48*** (0.568)
L.FDI	0.02*** (0.008)	0.02*** (0.008)	0.03* (0.014)	0.02** (0.010)	0.02** (0.008)	0.02** (0.008)
L.URBNI	1.25*** (0.268)	-0.25 (0.343)	8.11*** (1.054)	6.15*** (0.994)	-3.33*** (0.509)	-4.51*** (1.053)
L.INDUS	0.48 (1.079)	-6.50 (4.021)	-48.69*** (1.589)	-21.43*** (5.961)	33.26*** (2.320)	3.46 (8.199)
Số quan sát	125	125	125	125	125	125
R bình phương	0.846	0.894	0.867	0.931	0.546	0.650
Số các quốc gia	25	25	25	25	25	25

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tác động của số hóa doanh nghiệp (DIGIBUSI) và dịch vụ công kỹ thuật số (DIGIPUB) đối với hoạt động môi trường hầu hết là tích cực và đáng kể, ngoại trừ tác động của dịch vụ công kỹ thuật số đối với ECO là đáng kể nhưng tiêu cực. Mặc dù tác động của số hóa doanh nghiệp là rõ ràng, như đã đề cập ở trên, tác động của các dịch vụ công kỹ thuật số đối với hoạt động môi trường cũng như sức sống của hệ sinh thái được hiểu dưới dạng chính phủ kỹ thuật số. Ví dụ, theo Global Government Forum (2020), các công nghệ như AI và điện toán đám mây hỗ trợ các chính phủ giải quyết nhiều thách thức và đây là những cơ hội để thúc đẩy tính bền vững thông qua việc truyền tải các-bon thấp. Ngoài ra, một nghiên cứu khác cũng được thực hiện bởi Global Government Forum (2020) cho thấy AI và IoT đã góp phần rất lớn vào việc giảm thiểu biến đổi khí hậu. Các tác động cận biên của DESI và các thành phần của nó đối với hiệu suất môi trường, sức khỏe môi trường và sức sống của hệ sinh thái được hiển thị trong Hình 1.

Ngoài ra, nghiên cứu còn xem xét mối quan hệ giữa chuyển đổi kỹ thuật số và hiệu suất môi trường trong ngắn hạn và dài hạn. Kết quả được đưa ra trong Bảng 6. Kết quả cho thấy, trong ngắn hạn, DESI có tác động tiêu cực đến cả ba chỉ số EPI, HLT, ECO, riêng ảnh hưởng đến EPI là có ý nghĩa thống kê nhưng yếu. Hầu như tất cả các khía cạnh của quá trình chuyển đổi kỹ thuật số không có tác động đáng kể đến hoạt động môi trường trong ngắn hạn. Tuy nhiên, về lâu dài, những tác động này trở nên tích cực, hàm ý rằng việc thúc đẩy DESI có thể tạo ra sự gia tăng đáng kể trong chỉ số hoạt động môi trường và chỉ số sức khỏe môi trường.

Hình 1: Đồ thị dự báo tác động biên của chuyển đổi số



TÊN BIẾN	(1) Hiệu suất môi trường	(3) Sức khỏe môi trường	(5) Sức khỏe môi trường	(7) Sức khỏe hệ sinh thái	(9) Sức khỏe hệ sinh thái	(11) Sức khỏe hệ sinh thái
Panel A: Tác động ngắn hạn						
EC term	-0.57*** (0.032)	-0.59*** (0.035)	-0.26*** (0.037)	-0.26*** (0.041)	-0.60*** (0.034)	-0.61*** (0.037)
L.DESI	-0.20** (0.081)		-0.06 (0.070)		-0.13 (0.132)	
L. CONNECT		-0.02 (0.034)		-0.00 (0.030)		0.03 (0.055)
L. HC		-0.03 (0.042)		0.01 (0.034)		-0.03 (0.069)
L. INTERNET		-0.07 (0.069)		0.01 (0.056)		-0.14 (0.113)
L. DIGIBUSI		-0.04 (0.042)		-0.06* (0.034)		-0.01 (0.069)
L DIGIPUB		-0.16*** (0.047)		0.02 (0.040)		-0.23*** (0.077)
D.INC	0.09** (0.038)	0.12*** (0.043)	0.09*** (0.029)	0.09** (0.035)	0.07 (0.063)	0.11 (0.071)
D.FDI	0.00 (0.000)	0.00 (0.000)	0.00 (0.000)	0.00 (0.000)	0.00 (0.001)	0.00 (0.001)
D.INDUS	-6.22* (3.433)	-7.80** (3.596)	-9.03*** (2.688)	-8.91*** (2.927)	-6.01 (5.727)	-7.30 (5.904)
Panel B: Tác động dài hạn						
DESI	0.40***		0.55***		0.16	
CONNECT		0.12** (0.062)		0.01 (0.120)		0.08 (0.095)
HC		0.03 (0.080)		0.02 (0.148)		-0.01 (0.126)
INTERNET		0.13 (0.125)		0.03 (0.224)		0.16 (0.196)
DIGIBUSI		0.04 (0.070)		0.27** (0.128)		-0.03 (0.110)
DIGIPUB		0.10 (0.061)		0.20* (0.108)		-0.01 (0.096)
	(0.086)		(0.160)		(0.137)	
INC	-0.04 (0.058)	-0.09 (0.064)	0.12 (0.100)	0.12 (0.120)	-0.12 (0.093)	-0.16* (0.100)
FDI	-0.00 (0.001)	-0.00 (0.001)	-0.00 (0.002)	-0.00 (0.002)	-0.00 (0.002)	0.00 (0.002)
INDUS	10.88** (5.517)	12.56** (5.902)	15.54 (9.994)	15.46 (11.062)	15.35* (8.860)	15.64* (9.216)

5. Kết luận

Kinh tế & Phát triển

rằng việc thúc đẩy số hóa có đóng góp đáng kể vào việc tăng cường hoạt động môi trường. Bằng cách phân tích trên các khía cạnh khác nhau của EPI, số hóa được cho là có tác động rõ ràng đến sức khỏe môi trường và sức sống của hệ sinh thái. Do đó, việc đẩy nhanh ứng dụng kỹ thuật của công nghệ kỹ thuật số vào kinh doanh có thể giúp cải thiện được đáng kể các vấn đề môi trường.

Bằng việc sử dụng mẫu là một số quốc gia trong khu vực Liên minh châu Âu, nghiên cứu nhấn mạnh đến tầm quan trọng của việc tận dụng và nắm bắt những lợi ích của nền kinh tế kỹ thuật số, tăng cường xây dựng cơ sở hạ tầng kỹ thuật số và thúc đẩy quá trình chuyển đổi kỹ thuật số trong việc cải thiện các kết cục của môi trường. Từ đó, chính phủ các nước nên xác định và tận dụng các cơ hội do công nghệ kỹ thuật số mang lại để xây dựng khung chính sách hiệu quả hơn. Không những vậy, thông qua việc xác định tác động tiêu cực của số hóa tới một số yếu tố của môi trường và hệ sinh thái, các nước còn có thể thực hiện được một số những giải pháp hiệu quả nhằm giảm thiểu những tác động này.

Ngoài ra, chính phủ các nước cũng nên cân nhắc để tận dụng một cách có hiệu quả nhất những đổi mới và công nghệ hiện có để từ đó cải thiện được hành vi tiêu dùng và các mô hình sản xuất theo hướng “xanh” hơn. Để giải quyết được vấn đề này, rất cần phải xem xét mối liên hệ và sự cân bằng giữa các lĩnh vực khác nhau, bao gồm biến đổi khí hậu, đa dạng sinh học, môi trường và sức khỏe, cũng như giữa chính sách môi trường và chính sách ngành. Một số khuyến nghị khác nhằm tối đa hóa tính bền vững về chuyển đổi kỹ thuật số như sau. Thứ nhất, xây dựng các chính sách nhằm tối ưu hóa việc quản lý và chuẩn hóa dữ liệu khí hậu và môi trường. Thứ hai, nới lỏng các rào cản đối với việc tiếp cận thông tin để từ đó xây dựng nền kinh tế tuần hoàn. Thứ ba, hỗ trợ và thúc đẩy nền kinh tế và xã hội xanh bằng cách phát triển các giải pháp kỹ thuật số để tăng cường các nỗ lực chống ô nhiễm và đa dạng sinh học.

Tài liệu tham khảo

- Aller, C., Ductor, L. & Herrerias, M. J. (2015), ‘The world trade network and the environment’, *Energy Economics*, 52, 55–68.
- Autio, E., Mudambi, R. & Yoo, Y. (2021), ‘Digitalization and globalization in a turbulent world: Centrifugal and centripetal forces’, *Global Strategy Journal*, 11(1), 3-16.
- Bibri, S.E., & Krogstie, J. (2017), ‘Smart sustainable cities of the future: An extensive interdisciplinary literature review’, *Sustainable Cities and Society*, 31, 183–212. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.scs.2017.02.016>.
- Bu, M., Li, S. & Jiang, L. (2019), ‘Foreign direct investment and energy intensity in China: Firm-level evidence’, *Energy Economics*, 80, 366–376.
- Demartini, M., Evans, S. & Tonelli, F. (2019), ‘Digitalization Technologies for Industrial Sustainability’, *Procedia Manufacturing*, 33, 264-271.
- Dogan, E. & Seker, F. (2016), ‘The influence of real output, renewable and non-renewable energy, trade and financial development on carbon emissions in the top renewable energy countries’, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 60, 1074–1085.
- Esmailian, B., Wang, B., Lewis, K., Duarte, F., Ratti, C. & Behdad, S. (2017), ‘The future of waste management in smart and sustainable cities: A review and concept paper’, *Waste Management*, 81, 177–195.
- European Commission (2019), ‘Circular Economy Action Plan- For a cleaner and more competitive Europe’, retrieved on May 20th, 2021 from <https://ec.europa.eu/environment/circular-economy/pdf/new_circular_economy_action_plan.pdf>.
- Feroz, A.K., Zo, H. & Chiravuri, A. (2021), ‘Digital transformation and environmental sustainability: A review and Research Agenda’, *Sustainability*, 13, 1530. DOI: <https://doi.org/10.3390/su13031530>.
- Ferrari, F., Striani, R., Minosi, S., De Fazio, R., Visconti, P., Patrono, L.; Catarinucci, L., Corcione, C.E. & Greco, A. (2020), ‘An innovative IoT-oriented prototype platform for the management and valorisation of the organic fraction of municipal solid waste’, *Journal of Cleaner Production*, 247, 119618. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2019.119618>.
- Fu, Q., Chen, Y.E., Jang, C.L. & Chang, C.P. (2020), ‘The impact of international sanctions on environmental performance’, *Science of The Total Environment*, 745, 141007. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2020.141007>.
- Gala, P., Camargo, J., Magacho, G., & Rocha, I. (2018), ‘Sophisticated jobs matter for economic complexity: An

-
- empirical analysis based on input-output matrices and employment data', *Structural Change and Economic Dynamics*, 45, 1-8.
- Genuino, D.A.D., Bataller, B.G., Capareda, S.C. & de Luna, M.D.G. (2017), 'Application of artificial neural network in the modeling and optimization of humic acid extraction from municipal solid waste biochar, *Journal of Environment Chemistry*, 5, 4101–4107.
- Gu, F., Ma, B., Guo, J., Summers, P.A. & Hall, P. (2017), 'Internet of things and Big Data as potential solutions to the problems in waste electrical and electronic equipment management: An exploratory study', *Waste Management*, 68, 434–448.
- Global Government Forum (2020), *The twin transition: digital transformation in government can also boost sustainability*, retrieved on March 28th, 2022 from <<https://www.globalgovernmentforum.com/the-twin-transition-digital-transformation-in-government-can-also-boost-sustainability/>>.
- Holger, B., Janos, S., Phillip, B., Kenvin, L.B. & Karl, V. (2020), 'Digital Waste Management', Eionet Report-ETC/WMGE 2020/4, European Environment Agency.
- Hsu, A. & Zomer, A. (2014), 'Environmental Performance Index', In *Wiley StatsRef: Statistics Reference Online*, American Cancer Society, 1-5.
- Huang, L., Wu, J. & Yan, L. (2015), 'Defining and measuring urban sustainability: A review of indicators', *Landscape Ecology*, 30, 1175–1193.
- Im, K.S., Pesaran, M.H. & Shin, Y. (2003), 'Testing for unit roots in heterogeneous panels', *Journal of Econometrics*, 115(1), 53–74.
- Jonathan, D.M. & Barry, B.H. (2012), 'ICTs: Do they contribute to increased carbon emissions?', *Technological Forecasting & Social Change*, 79, 919-931.
- Kao, C. (1999), 'Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data', *Journal of Econometrics*, 90(1), 1–44.
- Kim, D.-H., Suen, Y.-B. & Lin, S.-C. (2019), 'Carbon dioxide emissions and trade: Evidence from disaggregate trade data', *Energy Economics*, 78, 13–28.
- Kim, K. (2018), 'Proactive versus Reactive Corporate Environmental Practices and Environmental Performance', *Sustainability*, 10, 97. DOI: <https://doi.org/10.3390/su10010097>
- Majeed, M. & Luni, T. (2019), 'Renewable Energy, Water, and Environmental Degradation: A Global Panel Data Approach', *Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences*, 13(3), 749-778
- Malik, K.R., Sam, Y., Hussain, M. & Abuarqoub, A. (2018), 'A methodology for real-time data sustainability in smart city: Towards inferencing and analytics for big-data', *Sustainable Cities and Society*, 39, 548–556.
- Mao, S., Wang, B., Tang, Y. & Qian, F. (2019), 'Opportunities and Challenges of Artificial Intelligence for Green Manufacturing in the Process Industry', *Engineering*, 5, 995–1002.
- Matthias, B., Andreas, G. & Patrick, G. (2019), 'European Transition Energy 2030: The Big Picture. Ten Priorities for the next European Commission to meet the EU's 2030 targets and accelerate towards 2050', *Agora Energiewende*, retrieved from Sep 15th, 2020, from <<https://www.agora-energiewende.de/en/publications/european-energy-transition-2030-the-big-picture/>>.
- Milkova, E. & Ambrozova, P. (2018), 'Internet use and abuse: Connection with Internet addiction', *ERIES Journal*, 11(2), 22-28.
- Leng, J., Guolei, R., Jiang, P., Xu, K., Liu, Q., Zhou, X. & Liu, C. (2020), 'Blockchain-empowered sustainable manufacturing and product lifecycle management in industry 4.0: A survey', *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 132, 110112. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.rser.2020.110112>.
- Levin, A., Lin, C.F. & James Chu, C.S. (2002), 'Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties', *Journal of Econometrics*, 108(1), 1–24.
- Liu, R., Andreas, K., Peter, G., Carl, O.G. & Franziska, W. (2019), 'Impacts of the digital transformation on the environment and sustainability', retrieved on June 8th, 2021 from <https://www.researchgate.net/publication/342039732_Impacts_of_the_digital_transformation_on_the_environment_and_sustainability>.
- Liu, S., Sun, J., Marinova, D., & Zhao D. (2017), 'Effects of population and land urbanization on China's environmental impact: empirical analysis based on the extended STIRPAT model', *Sustainability*, 9(5), 825. DOI: <https://doi.org/10.3390/su9050825>
-

- Liu, Y. & Xu, X. (2016), 'Industry 4.0 and cloud manufacturing: A comparative analysis', *Journal of Manufacturing Science and Engineering*, 139(3).
- Omri, A., Daily, S., Rault, C., & Chaibi, A. (2015), 'Financial development, environmental quality, trade and economic growth: What causes what in MENA countries', *Energy Economics*, 48, 242-252.
- Patnaik, R. (2016), 'Impacts of Industrialization on Environment and Sustainable Solutions- Reflections from a South Indian Region', IOP Conf. Series: Earth and Environment Science, 120, 012016. DOI: <https://doi.org/10.1088/1755-1315/120/1/012016>.
- Pesaran, M.H. & Smith, R. (1995), 'Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels', *Journal of Econometrics*, 68(1), 79-113.
- Pesaran, M. H. (2004), 'General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels', *Journal of Econometrics*, 69(7), 1-41
- Prayag, G., Hosany, S. & Odeh, K. (2013), 'The role of tourist's emotional experiences and satisfaction in understanding behavioral intentions', *Journal of Destination Marketing & Management*, 2(2), 118-127
- Sanjay. K.S., Jin. C., Manlio, D. G., & Abdul, N. K. (2019), 'Environmental Ethnics, Environmental Performance and Competitive Advantage: Role of Environmental Training', *Technological Forecasting and Social Change*, 146, 203-211.
- Salahuddin, M., & Alam, K. (2016), 'Information and Communication Technology, electricity consumption and economic growth in OECD countries: A panel data analysis', *International Journal of Electrical Power & Energy Systems*, 76, 185-193.
- Saleem, F.; Qureshi, S.S.; Malik, M.I. (2021), 'Impact of Environmental Orientation on Proactive and Reactive Environment Strategies: Mediating Role of Business Environmental Commitment', *Sustainability*, 13, 8361. DOI: <https://doi.org/10.3390/su13158361>
- Shahbaz, M., Nasir, M.A. & Roubaud, D. (2018), 'Environmental degradation in France: The effects of FDI, financial development, and energy innovations', *Energy Economics*, 74, 843-857.
- Sharma, G.D., Yadav, A. & Chopra, R. (2020), 'Artificial intelligence and effective governance: A review, critique and research agenda', *Sustainable Futures*, 2, 100004. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.sfr.2019.100004>.
- Sun, C., Zhang, F. & Xu, M. (2017), 'Investigation of pollution haven hypothesis for China: An ARDL approach with breakpoint unit root tests', *Journal of Cleaner Production*, 161, 153-164.
- Sweet, C. & Eterovic, D. (2019), 'Do patent rights matter? 40 years of innovation, complexity and productivity', *World Development*, Elsevier, 115(C), 78-93. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2018.10.009>.
- Vial, G. (2019), 'Understanding digital transformation: A review and a research agenda', *Journal of Strategic Information System*, 28(2), 118-144.
- Wang, S., Liang, Y.C., Li, W.D. & Cai, X.T. (2018), 'Big Data enabled Intelligent Immune System for energy efficient manufacturing management', *Journal of Cleaner Production*, 195, 507-520.
- Weersink, A., Fraser, E., Pannell, D., Duncan, E. & Rotz, S. (2018), 'Opportunities and Challenges for Big Data in Agricultural and Environmental Analysis', *Annual Review of Resource Economics*, 10, 19-37.
- Westerlund, J. (2005), 'New Simple Tests for Panel Cointegration', *Econometric Reviews*, 24(3), 297-316.
- World Economic Forum (2021), 'Global Risk Report', 16th edition Insight Report, retrieved on June 20th, 2020 from https://www3.weforum.org/docs/WEF_The_Global_Risks_Report_2021.pdf.
- Ye, Z.; Yang, J.; Zhong, N.; Tu, X.; Jia, J.; & Wang, J. (2020), 'Tackling environmental challenges in pollution controls using artificial intelligence: A review', *Science of The Total Environment*, 699, 134279. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2019.134279>.
- Zafar, A., Ullah, S., Majeed, M.T. & Yasmeen, R. (2020), 'Environmental Pollution in Asian Economies: Does the Industrialization matter?', *OPEC Energy Review*, 44, 3, 227-248
- Zelazna, A., Bojar, M. & Bojar, E. (2020), 'Corporate Social Responsibility towards the Environment in Lublin Region, Poland: A comparative study of 2009 and 2019', *Sustainability*, 12(11), 4463. DOI: <https://doi.org/10.3390/su12114463>.

MỐI QUAN HỆ GIỮA QUẢN LÝ CHUỖI CUNG ỨNG XANH VÀ KẾT QUẢ HOẠT ĐỘNG CỦA CÁC DOANH NGHIỆP XÂY DỰNG TẠI VIỆT NAM

Trần Thị Thúy Hằng
Trường Đại học Kinh tế Quốc dân
E-mail: thuyhangkth@neu.edu.vn

Mã bài: JED – 936
Ngày nhận bài: 23/07/2022
Ngày nhận bài sửa: 30/08/2022
Ngày duyệt đăng: 14/09/2022

Tóm tắt

Mối quan hệ giữa quản lý chuỗi cung ứng xanh và kết quả hoạt động của các doanh nghiệp xây dựng là đề tài nghiên cứu mang tính thời sự toàn cầu, tuy nhiên, gần trong bối cảnh một quốc gia đang phát triển như Việt Nam hiện nay, nó lại chưa được quan tâm nhiều. Thông qua việc tổng quan nghiên cứu, tác giả đã đề xuất mô hình đánh giá mối quan hệ này. Sau khi tiến hành khảo sát 447 doanh nghiệp xây dựng ở nhiều địa bàn khác nhau trên cả nước, bằng phương pháp phân tích mô hình cấu trúc tuyến tính, bài báo chỉ ra hợp tác bảo vệ môi trường với khách hàng là phương pháp quản lý tối ưu vì nó tác động tích cực, đồng thời đến cả ba khía cạnh kinh tế, môi trường và xã hội của kết quả hoạt động các doanh nghiệp xây dựng tại Việt Nam. Bên cạnh đó, hợp tác môi trường nói chung dẫn đến hiệu quả tốt hơn so với giám sát môi trường.

Từ khóa: Doanh nghiệp xây dựng, giám sát môi trường, hợp tác môi trường, kết quả hoạt động, quản lý chuỗi cung ứng xanh.

Mã JEL: D22, M10, Q01

The relationship between green supply chain management and performance of construction firms in Vietnam

Abstract

The relationship between green supply chain management and performance of construction firms is a global topical research topic, however, it has not received much attention in the context of developing countries like Vietnam. Through the literature review, a model is proposed to evaluate this relationship. After conducting a survey of 447 construction firms in different locations across the country, by analyzing structural equation modeling, the results show that environmental collaboration with customers is recognized as a comprehensive management approach as it actively and simultaneously impacts on the economic, environmental and social aspects of performance obtained by Vietnamese construction firms. In addition, environmental collaboration generally results in a better performance against environment monitoring.

Keywords: Construction firms, environment monitoring, environmental collaboration, performance, green supply chain management.

JEL Codes: D22, M10, Q01.

1. Giới thiệu

Đã có rất nhiều nhà nghiên cứu đồng tình rằng lĩnh vực xây dựng là nguồn gốc chính của ô nhiễm môi trường. Bởi lẽ nó tạo ra 39% tổng lượng khí thải carbon, 40% lượng chất thải toàn cầu (UNEP-SBCI, 2016). Ngoài ra, lĩnh vực xây dựng còn sử dụng một phần ba tài nguyên, 40% tổng năng lượng và 25% tổng lượng nước trên toàn thế giới (UNEP-SBCI, 2016). Với tốc độ đô thị hóa ngày càng tăng như UNDESA (2014) dự báo khoảng 70% dân số thế giới dự kiến sẽ sống ở các khu vực đô thị vào năm 2050 chắc chắn kéo theo sự gia tăng hoạt động xây dựng thì hậu quả môi trường có thể còn lớn hơn trong tương lai. Do đó, việc “xanh hóa” ngành xây dựng đã trở nên rất cấp thiết để đảm bảo sự tồn tại của thế hệ sau và quản lý chuỗi cung ứng xanh được xem như một giải pháp. Quản lý chuỗi cung ứng xanh ngành xây dựng có thể hiểu là điều phối

việc ra quyết định giữa các tổ chức và tích hợp quy trình kinh doanh của các thành viên chính tham gia vào chuỗi nhằm đạt được mục tiêu gia tăng hiệu suất trên nhiều mặt: tiết kiệm tài nguyên, giảm thiểu ô nhiễm và cải thiện kết quả kinh tế (Nawangarsi & Sutawijaya, 2019). Mặc dù vậy, phần lớn nghiên cứu được triển khai ở nhóm nước phát triển trong khi tại các nền kinh tế mới nổi, nó nhận được ít sự quan tâm hơn. Ngành xây dựng cho đến nay vẫn bị đánh giá là khá hạn chế trên cả phương diện nghiên cứu và thực tiễn quản lý chuỗi cung ứng xanh. Tổng quan nghiên cứu chỉ ra các nghiên cứu trước đây về xây dựng chủ yếu xem xét ảnh hưởng của quản lý chuỗi cung ứng xanh tới kết quả môi trường mà bỏ qua kết quả kinh tế và kết quả xã hội. Một trong số rất ít nghiên cứu điều tra hai khía cạnh kinh tế và môi trường thì Agapiou & cộng sự (1998), Cox & Ireland (2002) đều thống nhất doanh nghiệp xây dựng có thể sử dụng quản lý chuỗi cung ứng xanh như một nguồn lợi thế cạnh tranh để nâng cao hiệu quả. Tuy nhiên, Ketikidis & cộng sự (2013) lại cho thấy một báo cáo hoàn toàn khác, mặc dù các thực hành xanh cải thiện kết quả môi trường song lại dẫn đến kết quả kinh tế tiêu cực. Những phát hiện không đồng nhất đã tạo rào cản đối với doanh nghiệp khi họ ra quyết định trong quản lý và hành động để hướng tới mục tiêu phát triển bền vững. Do đó, cần phải có thêm các nghiên cứu về mối quan hệ giữa quản lý chuỗi cung ứng xanh và kết quả hoạt động của doanh nghiệp xây dựng ở cả ba trụ cột bền vững (bao gồm kinh tế, môi trường và xã hội).

2. Tổng quan nghiên cứu

Tổng hợp các nghiên cứu được triển khai với nhiều ngành khác nhau cho thấy xuất hiện ba quan điểm: quan điểm thứ nhất gồm một nhóm tác giả khẳng định không tồn tại mối quan hệ giữa quản lý chuỗi cung ứng xanh và kết quả hoạt động. Quan điểm thứ hai lại xác nhận quản lý chuỗi cung ứng xanh tác động tiêu cực tới kết quả hoạt động. Cuối cùng, quan điểm thứ ba ủng hộ lập luận có mối quan hệ tích cực giữa hai yếu tố.

Nếu xét riêng ngành xây dựng thì có thể kể đến các nghiên cứu tiêu biểu như Ketikidis & cộng sự (2013) khảo sát 124 doanh nghiệp xây dựng Kosovo và gợi ý rằng các thực hành xanh có ảnh hưởng tích cực, đáng kể đến kết quả môi trường song lại dẫn đến kết quả kinh tế tiêu cực. Woo & cộng sự (2015) điều tra 103 nhà cung cấp xây dựng ở Hàn Quốc, từ đó cho biết hợp tác bảo vệ môi trường giữa doanh nghiệp với nhà cung cấp góp phần giảm “chi phí xanh”, nhờ vậy mà đạt được lợi thế cạnh tranh. Noor (2018) thu thập dữ liệu từ 133 nhà quản lý trong lĩnh vực xây dựng ở Jordan, thông qua nghiên cứu và xác nhận xây dựng xanh, phục hồi đầu tư tác động theo hướng có lợi cho kết quả kinh tế và kết quả môi trường trong khi quản lý môi trường nội bộ thì không có bất kỳ tác động nào.

Hệ thống tài liệu còn cung cấp hai phát hiện về loại thực hành bên ngoài nào sẽ đem lại hiệu quả hoạt động. Phát hiện thứ nhất được tìm thấy ở hầu hết các nghiên cứu, chỉ ra kết quả hoạt động có thể đạt được bằng cách hợp tác với nhà cung cấp và với khách hàng (Akintoye & cộng sự, 2000). Akintoye & cộng sự (2000) nhận định các doanh nghiệp xây dựng tập trung vào mối quan hệ hợp tác với khách hàng hơn là với nhà cung cấp. Một kịch bản cùng có lợi sẽ khuyến khích các bên làm việc chăm chỉ hướng tới một mục tiêu chung. Phát hiện thứ hai hàm ý hiệu quả hoạt động có thể được nâng cao dựa trên sự giám sát (hay còn gọi là chế độ quyền lực) (Adetunji & cộng sự, 2008). Điều này xảy ra khi doanh nghiệp được giao quyền giám sát các nhà cung cấp phụ thuộc – đối tác không đe dọa đến dòng chiếm đoạt giá trị và buộc phải chuyển giá trị cho doanh nghiệp (Cox, 1999).

Với bối cảnh nghiên cứu tại Việt Nam, tác giả thấy rằng hiện có rất ít tài liệu phân tích một cách toàn diện về quản lý chuỗi cung ứng xanh ngành xây dựng trong khi đó vẫn ghi nhận ở những ngành khác. Liên quan gần nhất là nghiên cứu của Le (2020) với chủ đề ảnh hưởng của thực hành quản lý chuỗi cung ứng xanh đối với hiệu quả bền vững trong các doanh nghiệp sản xuất vật liệu xây dựng Việt Nam hay một vài nghiên cứu khác của Nguyen & Gray (2016), Nguyen & cộng sự (2017) điều tra về công trình xanh - một bước trong quy trình lý chuỗi cung ứng xanh.

Như vậy, có thể thấy giống như các nghiên cứu về quan hệ giữa quản lý chuỗi cung ứng xanh và kết quả hoạt động của doanh nghiệp trong nhiều lĩnh vực khác thì lĩnh vực xây dựng cũng tồn tại ba báo cáo tương tự: không có mối liên hệ, mối liên hệ thuận chiều và mối liên hệ ngược chiều.

Sau khi tổng hợp và phân tích tài liệu, tác giả phát hiện ra các khoảng trống nghiên cứu sau: *thứ nhất*, những kết luận không đồng nhất giữa các nghiên cứu trước đây cho thấy thực sự cần thiết phải có thêm nghiên cứu kiểm chứng đầy đủ hơn về mối quan hệ giữa quản lý chuỗi cung ứng xanh và kết quả hoạt động của doanh nghiệp xây dựng ở đồng thời cả ba trụ cột bền vững. *Thứ hai*, số lượng các nghiên cứu tập trung điều tra mối quan hệ giữa các bên liên quan trong chuỗi cung ứng xanh còn ở mức khá khiêm tốn. *Thứ ba*, thực tế ghi nhận việc phân chia các khía cạnh quản lý chuỗi cung ứng xanh chủ yếu dựa vào quy trình trong khi căn cứ về mặt phương pháp quản lý ít được đề cập hơn và có ít các nghiên cứu thực nghiệm xem xét

đồng thời cả phương pháp hợp tác môi trường và phương pháp giám sát môi trường. Thứ tư, bối cảnh Việt Nam tồn tại điểm khác biệt so với nhiều địa bàn nghiên cứu trước đây nên những khuyến nghị về phương pháp quản lý cho doanh nghiệp cũng như chính sách quản lý cho cơ quan Nhà nước được chỉ ra trong các báo cáo có thể sẽ không phù hợp.

3. Cơ sở lý thuyết

Do đối tượng nghiên cứu rộng nên lý thuyết dựa vào nguồn lực được coi là phù hợp để giải thích cho mối quan hệ giữa quản lý chuỗi cung ứng xanh và kết quả hoạt động của doanh nghiệp. Lý thuyết dựa vào nguồn lực (Resource-based theory) được phát triển bởi Acedo & cộng sự (2006). Doanh nghiệp sẽ tạo ra và duy trì lợi thế cạnh tranh chỉ khi sở hữu các nguồn lực không thể bắt chước cũng như không thể thay thế. Acedo & cộng sự (2006) đã chỉ ra sự tồn tại của ba khuynh hướng chính trong lý thuyết này, đó là: quan điểm dựa vào nguồn lực (Resource-based view), quan điểm dựa vào kiến thức (Knowledge-based view) và quan điểm về các mối quan hệ (Relational view). Quan điểm dựa vào nguồn lực xuất phát từ Barney (1991), cụ thể nguồn lực nhắc tới trong quan điểm này chính là nội lực doanh nghiệp bao gồm: (i) tài sản hữu hình như lao động, vốn, đất đai, (ii) tài sản vô hình như kỹ năng, kiến thức, danh tiếng, văn hóa doanh nghiệp. Nó hàm ý mọi hoạt động của doanh nghiệp chủ yếu căn cứ vào nội lực trong khi nguồn lực bên ngoài chỉ là phần nhỏ. Quan điểm dựa vào kiến thức bổ sung thêm rằng nếu doanh nghiệp xây dựng làm tốt việc sáng tạo, tích lũy và chia sẻ rộng rãi kiến thức về quản lý chuỗi cung ứng xanh trong nội bộ tổ chức thì sẽ đạt kết quả hoạt động cao hơn. Quan điểm về các mối quan hệ đi ngược với quan điểm dựa vào nguồn lực, tức là dựa vào môi trường bên ngoài, doanh nghiệp nắm bắt những cơ hội, thuận lợi khách quan và lấy chúng làm cơ sở để thiết kế chiến lược hành động. Nó gợi ý các doanh nghiệp có quan điểm áp dụng theo nguyên tắc quản lý chuỗi cung ứng xanh thì họ sẽ đề nghị hoặc khuyến khích đối tác cũng phải tương đồng quan điểm như vậy. Cụ thể, họ tìm đến những nhà cung cấp chuyên sản xuất và cung ứng vật liệu xanh. Tương tự với khách hàng, các doanh nghiệp xây dựng này cũng sẽ hướng tới đối tượng người mua ở đây là những cá nhân/đơn vị có “nhận thức xanh”, xu hướng “tiêu dùng xanh”. Như vậy, quan điểm dựa vào nguồn lực và quan điểm dựa vào kiến thức hỗ trợ giải thích việc thực hành xanh bên trong doanh nghiệp tác động đến kết quả hoạt động trong khi quan điểm về các mối quan hệ lại làm nền tảng cho ảnh hưởng của các thực hành bên ngoài (*bao gồm hợp tác bảo vệ môi trường với nhà cung cấp, hợp tác bảo vệ môi trường với khách hàng, giám sát môi trường nhà cung cấp và giám sát môi trường từ khách hàng*) tới kết quả hoạt động doanh nghiệp.

4. Mô hình và giả thuyết nghiên cứu

Trên cơ sở áp dụng lý thuyết dựa vào nguồn lực và tham khảo các nghiên cứu trước, tác giả đề xuất mô hình có 5 biến độc lập tương ứng với 5 nhân tố tác động đến kết quả hoạt động của doanh nghiệp xây dựng gồm: thực hành xanh bên trong doanh nghiệp (THXBT), hợp tác bảo vệ môi trường với nhà cung cấp (HTNCC), hợp tác bảo vệ môi trường với khách hàng (HTKH), giám sát môi trường nhà cung cấp (GSNCC) và giám sát môi trường từ khách hàng (GSTKH). Trong khi đó, biến phụ thuộc - kết quả hoạt động của doanh nghiệp được đo lường bằng 03 thành phần: Kết quả môi trường (KQMT), kết quả kinh tế (KQKT) và kết quả xã hội (KQXH).

Các giả thuyết được đưa ra như sau:

Một số nghiên cứu (De Giovanni & Vinzi, 2012; Ahmed & cộng sự, 2020) đã cho thấy việc triển khai các thực hành xanh bên trong có ảnh hưởng tích cực đến kết quả môi trường. Do vậy, tác giả đề xuất giả thuyết:

H1a: Thực hành xanh bên trong doanh nghiệp có tác động tích cực tới kết quả môi trường.

Tổng quan nghiên cứu chỉ ra một lượng lớn các nhà nghiên cứu thống nhất ý kiến rằng mối quan hệ bền chặt với nhà cung cấp đã dẫn đến cải thiện kết quả môi trường doanh nghiệp, bao gồm Lee & Klassen (2008), Wang & Dai (2017)...Do vậy, tác giả đề xuất giả thuyết:

H1b: Hợp tác bảo vệ môi trường với nhà cung cấp có tác động tích cực tới kết quả môi trường.

Có thể kể đến nhiều nghiên cứu đại diện cho quan điểm ủng hộ tồn tại mối tương quan tích cực giữa hợp tác khách hàng với trụ cột môi trường của kết quả hoạt động bền vững, chẳng hạn như Diabat & cộng sự (2013), Zhu & cộng sự (2017). Do vậy, tác giả đề xuất giả thuyết:

H1c: Hợp tác bảo vệ môi trường với khách hàng có tác động tích cực tới kết quả môi trường.

Các phát hiện của Laari & cộng sự (2016), Khan & Qianli (2018) đều chỉ ra giám sát nhà cung cấp cải thiện hiệu quả hoạt động trên phương diện môi trường. Bởi vậy, tác giả đề xuất giả thuyết:

H1d: Giám sát môi trường nhà cung cấp có tác động tích cực tới kết quả môi trường.

Green & cộng sự (2012) và Khan & Qianli (2018) đều chứng minh được giám sát môi trường bởi khách hàng ảnh hưởng cùng chiều, đáng kể tới kết quả môi trường doanh nghiệp. Do vậy, tác giả đề xuất giả thuyết:

H1e: Giám sát môi trường từ khách hàng có tác động tích cực tới kết quả môi trường.

Dyer & Singh (1998) nhận thấy mối quan hệ nội bộ của một tổ chức có thể cung cấp các cơ chế chính thức hoặc không chính thức nhằm thúc đẩy lòng tin, giảm rủi ro, tăng sự đổi mới và tăng lợi nhuận. Do vậy, tác giả đề xuất giả thuyết:

H2a: Thực hành xanh bên trong doanh nghiệp có tác động tích cực tới kết quả kinh tế.

Rao & Holt (2005), Cristina & Vicenta (2013) nhận thấy tác động của hợp tác với nhà cung cấp là tích cực và có ý nghĩa đối với tài chính của doanh nghiệp, ví dụ như tăng trưởng doanh số và thị phần. Do vậy, tác giả đề xuất giả thuyết:

H2b: Hợp tác bảo vệ môi trường với nhà cung cấp có tác động tích cực tới kết quả kinh tế.

Huang (2013) và Zhu & cộng sự (2013) cung cấp bằng chứng mạnh mẽ rằng hợp tác với khách hàng góp phần đem lại lợi ích về mặt kinh tế. Do vậy, tác giả đề xuất giả thuyết:

H2c: Hợp tác bảo vệ môi trường với khách hàng có tác động tích cực tới kết quả kinh tế.

Cristina & Vicenta (2013) đã chỉ ra đánh giá môi trường nhà cung cấp tác động tích cực đến kết quả kinh tế. Do vậy, tác giả đề xuất giả thuyết:

H2d: Giám sát môi trường nhà cung cấp có tác động tích cực tới kết quả kinh tế.

De Giovanni (2012) và Geng & cộng sự (2017) đều xác nhận quản lý môi trường nội bộ tác động tích cực đến kết quả xã hội. Do vậy, tác giả đề xuất giả thuyết:

H3a: Thực hành xanh bên trong doanh nghiệp có tác động tích cực tới kết quả xã hội.

Làm việc cùng nhà cung cấp hạn chế khả năng xảy ra các tai nạn môi trường có thể ảnh hưởng đến xã hội. Hơn nữa, hợp tác với nhà cung cấp giảm thiểu số lượng nguyên liệu độc hại chảy vào dây chuyền sản xuất. Môi trường làm việc trở nên an toàn hơn và sức khỏe của nhân viên được bảo vệ (Lee & cộng sự, 2012). Do vậy, tác giả đề xuất giả thuyết:

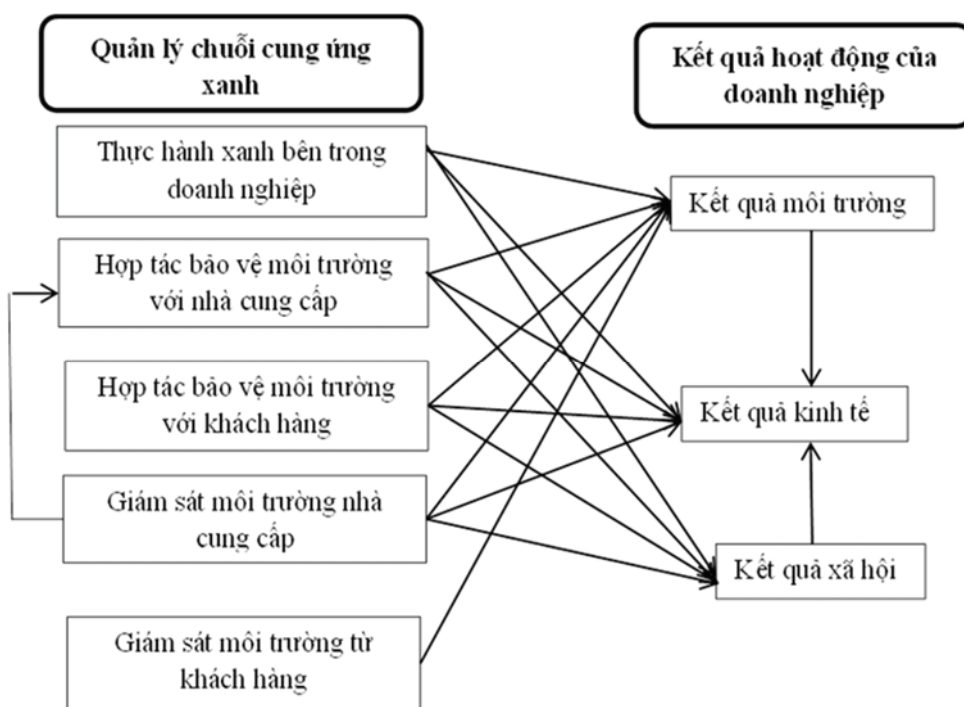
H3b: Hợp tác bảo vệ môi trường với nhà cung cấp có tác động tích cực tới kết quả xã hội.

Nhiều nghiên cứu trước đã chỉ ra một số kỹ thuật quản lý môi trường hạ nguồn, chẳng hạn như thu hồi sản phẩm lỗi hay tái chế sản phẩm cuối vòng đời không chỉ bảo vệ sức khỏe cùng sự an toàn của khách hàng mà còn giảm thiểu rủi ro môi trường và cải thiện phúc lợi cộng đồng. Do vậy, tác giả đề xuất giả thuyết:

H3c: Hợp tác bảo vệ môi trường với khách hàng có tác động tích cực tới kết quả xã hội.

Việc đánh giá và giám sát môi trường nhà cung cấp được Wang & Dai (2017) nhận định là quan trọng và đưa vào trong mô hình nghiên cứu để phân tích tác động của nó đến hiệu quả xã hội. Do vậy, tác giả đề xuất giả thuyết:

Hình 1: Mô hình nghiên cứu



Nguồn: tác giả đề xuất.

H3d: Giám sát môi trường nhà cung cấp có tác động tích cực tới kết quả xã hội.

Có rất nhiều nhà nghiên cứu thống nhất quan điểm rằng giám sát nhà cung cấp thúc đẩy các nỗ lực hợp tác về môi trường (Tachizawa & cộng sự, 2015; Laari & cộng sự, 2016; Ahmed & cộng sự, 2020). Do vậy, tác giả đề xuất giả thuyết:

H4: Giám sát môi trường nhà cung cấp có tác động tích cực tới hợp tác bảo vệ môi trường với nhà cung cấp.

Green & cộng sự (2012b), Yang & cộng sự (2013) và Wang & Dai (2017) đã tìm thấy mối tương quan giữa kết quả môi trường và kết quả kinh tế. Do vậy, tác giả đề xuất giả thuyết:

H5: Kết quả môi trường có tác động tích cực tới kết quả kinh tế.

Orlitzky & cộng sự (2003) và Wang & Dai (2017) chỉ ra kết quả xã hội ảnh hưởng thuận chiều tới kết quả kinh tế. Bởi vậy, tác giả đề xuất giả thuyết:

H6: Kết quả xã hội có tác động tích cực tới kết quả kinh tế.

5. Phương pháp nghiên cứu

5.1. Quy trình nghiên cứu

Trong nghiên cứu này, tác giả kết hợp nghiên cứu định tính và nghiên cứu định lượng. Đầu tiên, tác giả phỏng vấn sâu 10 chuyên gia - những người có chuyên môn về nghiên cứu cũng như thực tế đã tham gia vào quản lý chuỗi cung ứng xanh. Tiếp theo, bước nghiên cứu định lượng sơ bộ được thực hiện nhằm đánh giá độ tin cậy thang đo sơ bộ. Cuối cùng, nghiên cứu định lượng chính thức được tiến hành trên phần mềm SPSS và AMOS bao gồm đánh giá sự tin cậy thang đo chính thức thông qua hệ số Cronbach's Alpha, thực hiện phân tích nhân tố khám phá (EFA) và phân tích nhân tố khẳng định (CFA). Khi kết quả CFA đã thỏa mãn tất cả các điều kiện thì tác giả tiếp tục triển khai mô hình cấu trúc tuyến tính (SEM) nhằm xác định các nhân tố ảnh hưởng và mức độ ảnh hưởng của từng nhân tố.

5.2. Chọn mẫu chính thức

Nghiên cứu này sử dụng phương pháp chọn mẫu ngẫu nhiên. Danh sách các doanh nghiệp xây dựng tham gia khảo sát được lấy ngẫu nhiên từ tổng thể nghiên cứu là các nhà thầu xây dựng ở nhiều địa bàn khác nhau trên cả nước. Tác giả chọn ra những doanh nghiệp thỏa mãn điều kiện: tính đến năm 2019, doanh nghiệp đã có thời gian hoạt động từ 3 năm trở lên.

5.3. Thu thập dữ liệu chính thức

Tổng số phiếu khảo sát phát ra và gửi đi thông qua cả hai phương thức điều tra trực tiếp và điều tra gián tiếp là 650 phiếu, thu về 464 phiếu tương ứng với tỷ lệ phản hồi là 71,38%. Tuy nhiên, trong số đó có 17 phiếu không hợp lệ cho nên kết quả cuối cùng là 447 phiếu hợp lệ được sử dụng.

5.4. Xây dựng thang đo

Bảng 1: Các thang đo sau hiệu chỉnh

Mã biến	Thang đo sau hiệu chỉnh
Thực hành xanh bên trong doanh nghiệp	
THXBT1	Doanh nghiệp chúng tôi đã tăng cường sử dụng nguyên liệu/vật liệu và thành phần thân thiện với môi trường trong các hoạt động của mình
THXBT2	Doanh nghiệp chúng tôi luôn cố gắng thiết kế hàng hóa, dịch vụ bằng vật liệu có thể tái chế và biến chúng thành sản phẩm có thể tái sử dụng
THXBT3	Doanh nghiệp chúng tôi luôn ý thức đến vấn đề bảo vệ môi trường trong các hoạt động sản xuất và cung ứng hàng hóa, dịch vụ
THXBT4	Doanh nghiệp chúng tôi lập và thực hiện kế hoạch giao hàng hướng tới thân thiện với môi trường
THXBT5	Doanh nghiệp chúng tôi tiến hành hoạt động kiểm soát nội bộ để đảm bảo rằng các hàng hóa, dịch vụ đáp ứng các tiêu chuẩn môi trường
THXBT6	Các bộ phận trong doanh nghiệp chúng tôi phối hợp tốt với nhau trong các hoạt động nhằm giảm thiểu tác động xấu đến môi trường
THXBT7	Doanh nghiệp chúng tôi sử dụng tiếp thị xanh cho hàng hóa và dịch vụ của mình
THXBT8	Doanh nghiệp chúng tôi khuyến khích nhân viên đưa ra các đề xuất về môi trường.
Hợp tác bảo vệ môi trường với nhà cung cấp	
HTNCC1	Doanh nghiệp chúng tôi chia sẻ với nhà cung cấp những kiến thức giáo dục, đào tạo nhân viên trong các vấn đề môi trường
HTNCC2	Doanh nghiệp chúng tôi có làm việc với nhà cung cấp về các vấn đề bảo vệ môi trường trong thiết kế hàng hóa và dịch vụ của mình

HTNCC3	Doanh nghiệp chúng tôi luôn thực hiện các phương thức giao nhận hàng hóa và dịch vụ với nhà cung cấp theo hướng thân thiện môi trường
HTNCC4	Doanh nghiệp chúng tôi và nhà cung cấp có sự hiểu biết rõ ràng về những trách nhiệm môi trường phải tuân thủ
Hợp tác bảo vệ môi trường với khách hàng	
HTKH1	Doanh nghiệp chúng tôi có làm việc với khách hàng về các vấn đề bảo vệ môi trường trong thiết kế hàng hóa và dịch vụ của mình
HTKH2	Doanh nghiệp chúng tôi luôn thực hiện các phương thức giao nhận hàng hóa và dịch vụ với khách hàng theo hướng thân thiện môi trường
HTKH3	Các kế hoạch bảo vệ môi trường của doanh nghiệp chúng tôi và khách hàng liên tục được sửa đổi để thích ứng với những thay đổi
HTKH4	Doanh nghiệp chúng tôi và các khách hàng có sự hiểu biết rõ ràng về những trách nhiệm môi trường phải tuân thủ
Giám sát môi trường nhà cung cấp	
GSNCC1	Doanh nghiệp chúng tôi sử dụng các tác động môi trường như một tiêu chí lựa chọn các nhà cung cấp của mình
GSNCC2	Doanh nghiệp chúng tôi yêu cầu các nhà cung cấp đảm bảo các hoạt động thân thiện với môi trường của nhà cung cấp cấp hai (nhà cung cấp của nhà cung cấp)
GSNCC3	Doanh nghiệp chúng tôi yêu cầu các nhà cung cấp cung cấp các thông tin về hoạt động tuân thủ trách nhiệm môi trường của họ
GSNCC4	Doanh nghiệp chúng tôi đề nghị hoặc yêu cầu các nhà cung cấp áp dụng hệ thống quản lý môi trường trong doanh nghiệp (ví dụ: ISO 14000)
Giám sát môi trường từ khách hàng	
GSTKH1	Khách hàng của doanh nghiệp chúng tôi xem xét các hoạt động bảo vệ môi trường như một tiêu chí lựa chọn nhà cung cấp, bởi vậy, chúng tôi phải cố gắng đáp ứng yêu cầu của họ
GSTKH2	Khách hàng của doanh nghiệp chúng tôi thường yêu cầu chúng tôi cung cấp các thông tin/bằng chứng về việc tuân thủ các tiêu chuẩn môi trường
GSTKH3	Khách hàng của doanh nghiệp chúng tôi thường yêu cầu chúng tôi đảm bảo các hoạt động thân thiện với môi trường của nhà cung cấp
GSTKH4	Khách hàng của doanh nghiệp chúng tôi đề nghị hoặc yêu cầu chúng tôi triển khai hệ thống quản lý môi trường (ví dụ: ISO 14000)
GSTKH5	Khách hàng gửi cho doanh nghiệp chúng tôi các yêu cầu chi tiết về môi trường bằng văn bản
Kết quả môi trường	
KQMT1	Mức độ các chất thải độc hại (ví dụ như khí thải, chất thải dạng lỏng, chất thải dạng rắn) phát sinh trong quá trình sản xuất và cung cấp hàng hóa, dịch vụ cho khách hàng đã giảm qua các năm
KQMT2	Doanh nghiệp chúng tôi giảm tiêu thụ năng lượng cho hoạt động sản xuất/cung ứng hàng hóa/dịch vụ của mình qua các năm
KQMT3	Doanh nghiệp chúng tôi đã giảm tiêu thụ các nguyên liệu/vật liệu nguy hiểm cho sản xuất hàng hóa/dịch vụ qua các năm
KQMT4	Doanh nghiệp chúng tôi đi tiên phong trong vấn đề bảo vệ môi trường so với các đối thủ cạnh tranh
Kết quả kinh tế	
KQKT1	Doanh thu của doanh nghiệp chúng tôi đã tăng lên như kỳ vọng trong vòng 3 năm qua
KQKT2	Lợi nhuận của doanh nghiệp chúng tôi đã tăng lên như kỳ vọng trong vòng 3 năm qua
KQKT3	Thị phần các hàng hóa, dịch vụ chính của doanh nghiệp chúng tôi đạt được như kỳ vọng trong vòng 3 năm qua
KQKT4	Giá trị tài sản của doanh nghiệp chúng tôi đã tăng lên như kỳ vọng trong vòng 3 năm qua
Kết quả xã hội	
KQXH1	Doanh nghiệp chúng tôi đảm bảo tốt điều kiện về sức khỏe và an toàn cho người lao động
KQXH2	Doanh nghiệp chúng tôi đảm bảo tốt điều kiện sức khỏe và sự an toàn cho cộng đồng
KQXH3	Doanh nghiệp chúng tôi tạo ra nhiều cơ hội việc làm cho cộng đồng cư dân địa phương - nơi chúng tôi hoạt động
KQXH4	Doanh nghiệp chúng tôi thực hiện tốt các chính sách quản lý của Nhà nước và của chính quyền địa phương về vấn đề bảo vệ môi trường nhằm hướng tới phát triển bền vững
KQXH5	Doanh nghiệp chúng tôi có đóng góp chung vào các hoạt động hướng tới bảo vệ môi trường của cộng đồng địa phương và của toàn xã hội

6. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

6.1. Kết quả kiểm định thang đo

Kiểm định độ tin cậy của thang đo

Dựa vào tiêu chuẩn hệ số tin cậy Cronbach's Alpha phải nằm trong khoảng (0,8; 0,95) và hệ số tương quan với biến tổng lớn hơn 0,3, tác giả chỉ giữ lại 33/38 biến quan sát.

Phân tích nhân tố khám phá

Bảng 2: Kiểm định KMO lần 2

KMO and Bartlett's Test		
Trị số KMO (Kaiser-Meyer-Olkin of Sampling Adequacy)		0,811
Đại lượng thống kê Bartlett's (Bartlett's Test of Sphericity)	Approx. Chi-Square	6750,086
	df	496
	Sig.	0,000

Nguồn: Kết quả từ SPSS 20.

Kết quả kiểm định KMO lần hai cho ra trị số của KMO đạt $0,811 > 0,5$ và Sig của Bartlett's Test là $0,000 < 0,05$. Ngoài ra, tổng phương sai trích là $60.432\% > 50\%$ và giá trị eigenvalues của các nhân tố đều lớn hơn 1 cho thấy 32 biến quan sát (sau khi loại bỏ thêm biến quan sát THXBT5) tạo ra 8 nhân tố, đủ điều kiện để thực hiện các phân tích tiếp theo.

Phân tích nhân tố khẳng định

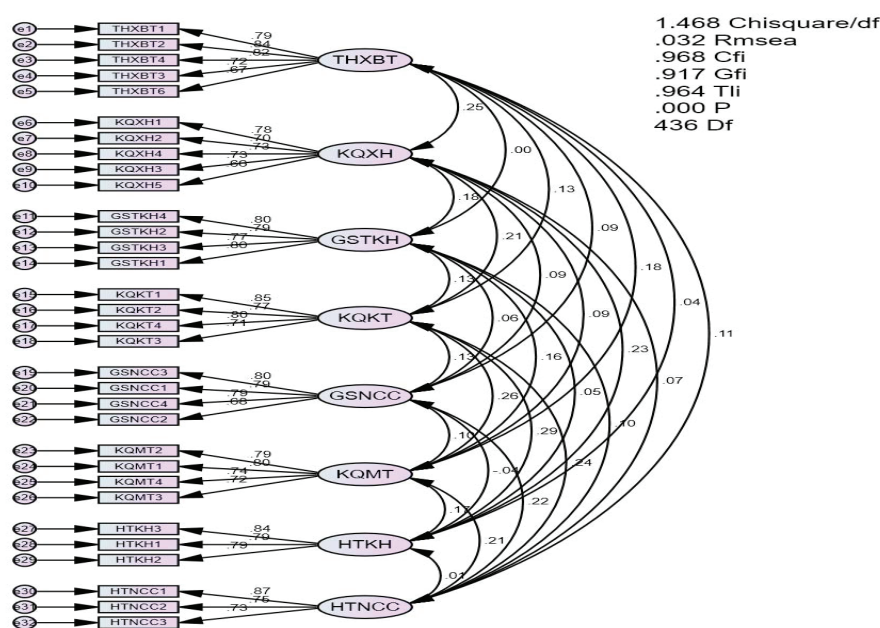
CMIN/DF=1,468 (< 2); TLI, CFI, GFI lần lượt nhận các giá trị 0,964; 0,969 và 0,917 đều thỏa mãn điều kiện lớn hơn 0,9, RMSEA=0,032 ($< 0,08$) là phù hợp. Do vậy, mô hình tương thích với dữ liệu nghiên cứu.

Tất cả các thang đo đều có độ tin cậy tổng hợp lớn hơn 0,5, cụ thể nó dao động trong khoảng giá trị từ 0,829 đến 0,879 và tổng phương sai rút trích (AVE) cũng lớn hơn 0,5. Do đó, các thang đo lường nhìn chung là đáng tin cậy.

Kết quả phân tích còn chỉ ra tất cả các hệ số đã chuẩn hóa và chưa chuẩn hóa của thang đo đều lớn hơn 0,5, đồng thời các giá trị AVE cũng lớn hơn 0,5 theo đúng đề xuất của Gerbring & Anderson (1988) và Fornell & Larcker (1981) cho nên có thể kết luận các nhân tố đạt giá trị hội tụ.

Kết quả kiểm định giá trị phân biệt cho biết giá trị p-value đều nhỏ hơn 0,05, do vậy, có thể khẳng định rằng hệ số tương quan giữa các cặp nhân tố là khác biệt so với 1 ở mức độ tin cậy 95%. Mặt khác, AVE của từng nhân tố lớn hơn bình phương các hệ số tương quan giữa nhân tố đó với các nhân tố còn lại. Do đó, tác giả kết luận rằng các thang đo đều đạt giá trị phân biệt.

Hình 2: Mô hình phân tích nhân tố khẳng định



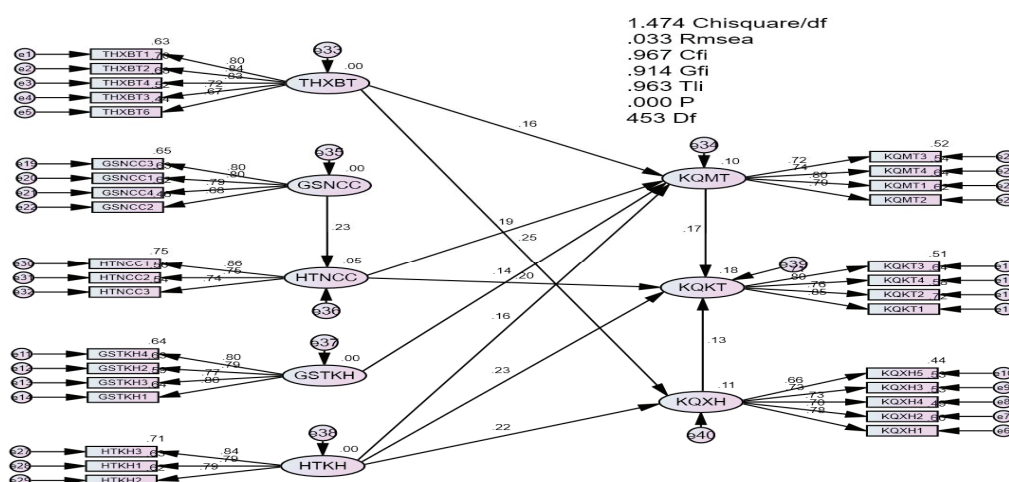
Nguồn: Kết quả từ SPSS 20 và AMOS 20.

6.2. Kết quả mối quan hệ giữa quản lý chuỗi cung ứng xanh và kết quả hoạt động của các doanh nghiệp xây dựng

SEM được tiến hành phân tích bắt đầu từ mô hình nghiên cứu đề xuất ban đầu, sau đó hiệu chỉnh để có được mô hình tốt hơn thông qua việc loại bỏ các mối liên hệ không rõ ràng.

Mô hình sau khi loại bỏ đi các mối liên hệ không rõ ràng được chứng minh tương thích với dữ liệu nghiên cứu vì Chi square/df= 1,474 (< 2) ; TLI = 0,963; CFI = 0,967; GFI = 0,914 (> 0,9) và RMSEA= 0,033(< 0,08).

Hình 3: Kết quả SEM lần 2



Nguồn: Kết quả từ SPSS 20 và AMOS 20.

Bảng 3: Kết quả phân tích mô hình cấu trúc tuyến tính lần 2

Giả thuyết	Mối quan hệ tương quan giữa các nhân tố	Hệ số chưa chuẩn hóa	Sai số chuẩn (S.E.)	Giá trị tới hạn (C.R.)	P_value	Hệ số đã chuẩn hóa
H1a	KQMT <--- THXBT	0,190	0,064	2,981	0,003	0,158
H1b	KQMT <--- HTNCC	0,176	0,052	3,401	0,000	0,186
H1c	KQMT <--- HTKH	0,162	0,054	2,968	0,003	0,160
H1e	KQMT <--- GSTKH	0,138	0,054	2,571	0,010	0,137
H2b	KQKT <--- HTNCC	0,173	0,046	3,788	0,000	0,202
H2c	KQKT <--- HTKH	0,207	0,050	4,162	0,000	0,227
H3a	KQXH <--- THXBT	0,259	0,057	4,588	0,000	0,248
H3c	KQXH <--- HTKH	0,190	0,048	3,960	0,000	0,216
H4	HTNCC <--- GSNCC	0,312	0,076	4,132	0,000	0,229
H5	KQKT <--- KQMT	0,151	0,049	3,087	0,002	0,167
H6	KQKT <--- KQXH	0,135	0,055	2,440	0,015	0,130

Nguồn: Kết quả từ SPSS 20 và AMOS 20.

Kết quả phân tích SEM lần 2 cho thấy:

- Trong mối liên hệ với nhân tố Kết quả môi trường: Nhân tố Hợp tác bảo vệ môi trường với nhà cung cấp ảnh hưởng tích cực và mạnh nhất đến Kết quả môi trường với hệ số đã chuẩn hóa là 0,186; tiếp theo là các nhân tố Hợp tác bảo vệ môi trường với khách hàng (0,160); nhân tố Thực hành xanh bên trong doanh nghiệp (0,158), cuối cùng là nhân tố Giám sát môi trường từ khách hàng (0,137).

- Trong mối liên hệ với nhân tố Kết quả kinh tế: Nhân tố Hợp tác bảo vệ môi trường với khách hàng ảnh hưởng tích cực đến Kết quả kinh tế với hệ số đã chuẩn hóa là 0,227 mạnh hơn mối liên hệ giữa Hợp tác bảo vệ môi trường với nhà cung cấp và Kết quả kinh tế (hệ số đã chuẩn hóa = 0,202).

- Trong mối liên hệ với nhân tố Kết quả xã hội: Nhân tố Thực hành xanh bên trong doanh nghiệp ảnh hưởng tích cực đến Kết quả xã hội với hệ số đã chuẩn hóa là 0,248 mạnh hơn mối liên hệ giữa Hợp tác bảo vệ môi trường với khách hàng và Kết quả xã hội (0,216).

- Nhân tố Giám sát môi trường nhà cung cấp có ảnh hưởng tích cực đến Hợp tác bảo vệ môi trường với nhà cung cấp với hệ số đã chuẩn hóa là 0,229.

- Nhân tố Kết quả môi trường có ảnh hưởng tích cực đến nhân tố Kết quả kinh tế với hệ số đã chuẩn hóa là 0,167.

- Nhân tố Kết quả xã hội có ảnh hưởng tích cực đến nhân tố Kết quả kinh tế với hệ số đã chuẩn hóa là 0,130.

Tóm lại, kết quả kiểm định cho thấy sự phù hợp của mô hình với dữ liệu nghiên cứu thị trường ngành xây dựng ở Việt Nam với 11 giả thuyết được chấp nhận.

Bảng 4: Tóm tắt kết quả kiểm định các giả thuyết nghiên cứu

	Giả thuyết	Kết quả
H1a	Thực hành xanh bên trong doanh nghiệp có tác động tích cực tới kết quả môi trường	Chấp nhận
H1b	Hợp tác bảo vệ môi trường với nhà cung cấp có tác động tích cực tới kết quả môi trường	Chấp nhận
H1c	Hợp tác bảo vệ môi trường với khách hàng có tác động tích cực tới kết quả môi trường	Chấp nhận
H1d	Giám sát môi trường nhà cung cấp có tác động tích cực tới kết quả môi trường	Không chấp nhận
H1e	Giám sát môi trường từ khách hàng có tác động tích cực tới kết quả môi trường	Chấp nhận
H2a	Thực hành xanh bên trong doanh nghiệp có tác động tích cực tới kết quả kinh tế	Không chấp nhận
H2b	Hợp tác bảo vệ môi trường với nhà cung cấp có tác động tích cực tới kết quả kinh tế	Chấp nhận
H2c	Hợp tác bảo vệ môi trường với khách hàng có tác động tích cực tới kết quả kinh tế	Chấp nhận
H2d	Giám sát môi trường nhà cung cấp có tác động tích cực tới kết quả kinh tế	Không chấp nhận
H3a	Thực hành xanh bên trong doanh nghiệp có tác động tích cực tới kết quả xã hội	Chấp nhận
H3b	Hợp tác bảo vệ môi trường với nhà cung cấp có tác động tích cực tới kết quả xã hội	Không chấp nhận
H3c	Hợp tác bảo vệ môi trường với khách hàng có tác động tích cực tới kết quả xã hội	Chấp nhận
H3d	Giám sát môi trường nhà cung cấp có tác động tích cực tới kết quả xã hội	Không chấp nhận
H4	Giám sát môi trường nhà cung cấp có tác động tích cực tới hợp tác bảo vệ môi trường với nhà cung cấp	Chấp nhận
H5	Kết quả môi trường có tác động tích cực tới Kết quả kinh tế	Chấp nhận
H6	Kết quả xã hội có tác động tích cực tới Kết quả kinh tế	Chấp nhận

Nguồn: Tổng hợp của tác giả.

Như vậy, ngoài hợp tác bảo vệ môi trường với khách hàng có tác động trực tiếp, tích cực đồng thời đến cả ba trụ cột bền vững của kết quả hoạt động thì thực hành xanh bên trong doanh nghiệp cũng ảnh hưởng đến chúng nhưng theo một cách khác, cụ thể là thực hành xanh bên trong chỉ ảnh hưởng trực tiếp tới kết quả môi trường và kết quả xã hội, còn ảnh hưởng gián tiếp tới kết quả kinh tế. Như vậy, có thể thấy cùng là dẫn đến cải thiện kết quả hoạt động nhưng hợp tác với khách hàng có khả năng cải thiện cao hơn, ít chênh lệch hơn giữa ba khía cạnh so với thực hành xanh bên trong. Các phương pháp quản lý còn lại bao gồm hợp tác bảo vệ môi trường với nhà cung cấp, giám sát môi trường nhà cung cấp và giám sát môi trường từ khách hàng đều không có tác động đến kết quả xã hội. Hay chính là chúng không giúp doanh nghiệp đạt được hiệu quả bền vững. Bài báo còn hàm ý phương pháp hợp tác môi trường cải thiện kết quả hoạt động tốt hơn phương pháp giám sát môi trường.

Tài liệu tham khảo

- Acedo, F.J., Barroso, C. & Galan, J.L. (2006), 'The resource-based theory: Dissemination and main trends', *Strategic Management Journal*, 27, 621-636.
- Adetunji, I. O., Price, A. D. & Fleming, P. R. (2008), 'Achieving sustainability in the construction supply chain', *Proceedings of the Institution of Civil Engineers, Engineering Sustainability*, 161, 161-172.
- Agapiou, A., Clausen, L.E., Flanagan, R., Norman, G. & Notman, D. (1998), 'The role of logistics in the materials flow control process. Construction Management and Economics', *Construction Management and Economics*, 16(2), 131-137.
- Ahmed, W., Ashraf, M. S., Khan, S. A., Kusi-Sarpong, S., Arhin, F. K., Kusi-Sarpong, H. & Najmi, A. (2020), 'Analyzing the impact of environmental collaboration among supply chain stakeholders on a firm's sustainable performance', *Operations Management Research*. 13, 4-21.
- Akintoye, A., McIntosh, G. & Fitzgerald, E. (2000), 'A survey of supply chain collaboration and management in the UK construction industry', *European Journal of Purchasing & Supply Management*, 6(3), 159-168.
- Barney, J. (1991), 'Firm resources and sustained competitive advantage', *Journal of Management*, 17(1), 99-120.
- Cox, A. & Ireland, P. (2002), 'Managing construction supply chains: the common sense approach', *Engineering, Construction and Architectural Management*, 9(5-6), 409-418.
- Cristina, G. & Vicenta, S. (2013), 'Sustainable Supply Chains: Governance Mechanisms to Greening Suppliers', *Journal of Business Ethics*, 116, 189-203.
- De Giovanni, P. & Vinzi, V.E. (2012), 'Covariance versus component-based estimations of performance in green supply chain management', *International Journal of Production Economics*, 135 (2), 907-916.
- Diabat, A., Khodaverdi, R. & Olfat, L. (2013), 'An exploration of green supply chain practices and performance in an automotive industry', *International Journal of Advanced Manufacturing Technology*, 68, 949-961.
- Dyer, J. H. & Singh, H. (1998), 'The relational view: cooperative strategy and sources of interorganizational competitive advantage', *Academy of Management Review*, 23(4), 660-679.
- Fornell, C. & Larcker, D. F. (1981), 'Evaluating Structural Equation Models with unobservable variables and measurement error', *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50.
- Geng, R., Mansouri, S. A. & Aktas, E. (2016), 'The relationship between green supply chain management and performance: A meta-analysis of empirical evidences in Asian emerging economies', *International Journal of Production Economics*, 183, 245-258.
- Gerbing, D.W. & Anderson, J.C. (1998), 'Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach', *Psychological Bulletin*, 103(3), 411-423.
- Gulati, R., Nohria, N. & Zaheer, A. (2000), 'Strategic Networks', *Strategic Management Journal*, 21(3), 203-215.
- Green, K., Zelbst, P., Meacham, J. & Bhaduria, V. (2012), 'Green supply chain management practices: impact on performance', *Supply Chain Management: An International Journal*, 17 (3), 290 - 305.
- Hoàng Trọng & Chu Nguyễn Mộng Ngọc (2005), *Phân tích dữ liệu nghiên cứu với SPSS*, Nhà Xuất bản Hồng Đức.
- Huang, X. (2013), *Green Supply Chain Management in Manufacturing Small and Medium-sized Enterprises: Perspective from Chang Chiang Delta*, PhD Thesis, The University of Liverpool, UK.
- Khan, S. A. R. & Qianli, D. (2018), 'The Impact of GSCM on Manufacturing Enterprise's Performance', *Journal of Advanced Manufacturing Systems*, 17(4), 445-459.
- Ketikidis, P.H., Hayes, O.P.; Lazuras, L., Gunasekaran, A. & Koh, S.L. (2013), 'Environmental Practices and Performance and Their Relationships among Kosovo Construction Companies: A Framework for Analysis in Transition Economies', *International Journal of Services and Operations Management*, 14, 115-130.
- Laari, S., Töyli, J., Solakivi, T. & Ojala, L. (2016), 'Firm performance and customer-driven green supply chain management', *Journal of cleaner production*, 112, 1960-1970.
- Lee, S. & Klassen, R.D. (2008), 'Drivers and enablers that foster environmental management capabilities in small- and medium-sized suppliers in supply chains', *Production and Operations Management*, 17(2), 573-586.
- Lee, S. M., Tae Kim, S. & Choi, D. (2012), 'Green supply chain management and organizational performance', *Industrial Management & Data Systems*, 112(8), 1148-1180.
- Le, T.T. (2020), 'The effect of green supply chain management practices on sustainability performance in Vietnamese construction materials manufacturing enterprises', *Uncertain Supply Chain Management*, 8, 43-54.
- Nawangsari, L.C. & Sutawijaya, A.H. (2019), 'A Framework of Green Construction Supply Chain', *International*

Journal of Supply Chain Management, 8(1), 162- 169.

- Nguyen, H.T. & Gray, M. (2016), 'A Review on Green Building in Vietnam'. *Procedia Engineering*, 142, 313–320.
- Nguyen, H.T., Skitmore, M., Gray, M., Zhang, X. & Olanipekun, A.O. (2017), 'Will green building development take off? An exploratory study of barriers to green building in Vietnam', *Resources, Conservation & Recycling*, 127, 8–20.
- Noor, A. (2018), 'Green supply chain management (GSCM) practices and their impact on performance: An insight from the Jordanian construction sector', *International Journal of Construction Supply Chain Management*, 8(2), 87-104.
- Orlitzky, M., Schmidt, F. L. & Rynes, S. L. (2003), 'Corporate Social and Financial Performance: A Meta-Analysis', *Organization Studies*, 24(3), 403–441.
- Rao, P. & Holt, D. (2005), 'Do green supply chains lead to competitiveness and economic performance?', *International Journal of Operations and Production Management*, 25 (9), 898-916.
- Tachizawa, E.M., Cristina, G. & Vicenta, S. (2015), 'Green supply chain management approaches: drivers and performance implications', *International Journal of Operations & Production Management*, 35 (11), 1546-1566.
- UN-DESA (2014), *World urbanization prospects: the 2014 revision*, New York, United States.
- UNEP-SBCI (2016), *Sustainable Buildings and Climate Initiatives*, retrieved on March 07th 2019, from <<http://www.unep.org/sbci/AboutSBCI/Background.asp>>
- Venkitachalam, K. & Busch, P. (2012), 'Tacit knowledge: review and possible research directions', *Journal of Knowledge Management*, 16(2), 356-371.
- Wang, J. & Dai, J. (2017), 'Sustainable supply chain management practices and performance', *Industrial Management & Data Systems*, 118(1), 2-21.
- Woo, C., Kim, M. G., Chung, Y. & Rho, J. (2015), 'Suppliers' communication capability and external green integration for green and financial performance in Korean construction industry', *Journal of Cleaner Production*, 1-11.
- Yang, C. S., Lu, C. S., Haider, J. J. & Marlow, P. B. (2013), 'The effect of green supply chain management on green performance and firm competitiveness in the context of container shipping in Taiwan', *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, 55, 55-73.
- Zhu, Q., Feng, Y. & Choi, S.-B. (2017), 'The role of customer relational governance in environmental and economic performance improvement through green supply chain management', *Journal of Cleaner Production*, 155, 46–53.

MỐI QUAN HỆ GIỮA TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ, CHẤT LƯỢNG THỂ CHẾ VÀ BẤT BÌNH ĐẲNG THU NHẬP TẠI VIỆT NAM: NGHIÊN CỨU TẠI CÁC TỈNH/THÀNH PHỐ VÙNG BẮC TRUNG BỘ VÀ DUYÊN HẢI MIỀN TRUNG

Phạm Việt Bình

Trường Đại học Điện lực

Email: vietbinhpham@gmail.com

Mã bài báo: JED-921

Ngày nhận: 17/7/2022

Ngày nhận bản sửa: 13/8/2022

Ngày duyệt đăng: 25/8/2022

Tóm tắt:

Khu vực vùng Bắc Trung Bộ và duyên hải miền Trung đã và đang chuyển mình, có những thay đổi mạnh mẽ trong khoảng thời gian 15 năm qua. Kích thích, đẩy mạnh tăng trưởng, các địa phương ở đây cũng đang đối mặt với các vấn đề về chất lượng của bộ máy công quyền hay bất bình đẳng thu nhập. Nghiên cứu tập trung vào đánh giá mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế, thể chế hay chất lượng thể chế và bất bình đẳng thu nhập tại khu vực trong giai đoạn từ năm 2007 đến năm 2020. Kết quả cho thấy rằng việc công khai, minh bạch thông tin sẽ giúp tốc độ tăng trưởng kinh tế tăng lên. Ngoài ra, việc cải thiện vấn đề tham nhũng ảnh hưởng không thuận chiều với bất bình đẳng thu nhập hay việc cải thiện thu nhập giữa các thành phần trong cư dân cũng không có tác động tích cực đến tốc độ tăng trưởng kinh tế. Điều này cho thấy rằng, các tỉnh/thành phố vùng Bắc Trung Bộ và duyên hải miền Trung cần có những biện pháp phù hợp nhằm cân bằng giữa mục tiêu tăng trưởng kinh tế; cải thiện môi trường, nâng cao chất lượng của thể chế cũng như giảm thiểu bất bình đẳng thu nhập.

Từ khóa: Vùng Bắc Trung Bộ và duyên hải miền Trung, tăng trưởng kinh tế, chất lượng thể chế, bất bình đẳng thu nhập, phương pháp S-GMM.

Mã JEL: C33, O43.

Relationship between economic growth, institutional quality and income inequality in Vietnam: The case of provinces and cities in North Central & Central Coast

Abstract:

The North Central and Central Coast regions are undergoing transformation with drastic changes over the past 15 years. Stimulating and promoting growth, local provinces are also facing problems with the quality of the public apparatus or income inequality. The study focuses on assessing the relationship between economic growth, institutional quality and income inequality in the region between 2007 and 2020. The results show that information disclosure & transparency supported to increase the economic growth rate. Besides that, improving the problem of corruption approved to have a negative impact on income inequality. In addition, improving income among the residents also effected insignificantly on economic growth. This shows that the provinces/cities in the region need to have appropriate measures to balance between economic growth goal & improve the quality of institutions as well as reduce income inequality.

Keywords: Central Coast region, economic growth rate, government quality, inequality income, S-GMM methods.

JEL Codes: C33, O43.

1. Giới thiệu

Tăng trưởng kinh tế chậm, phân phối thu nhập bất bình đẳng hay tồn tại những nhiễu, chi phí ngằm trong hoạt động của bộ máy công quyền là những vấn đề tồn tại của các nước đang phát triển. Mục tiêu của phát triển kinh tế là nâng cao đời sống, phúc lợi hay tạo ra các cơ hội tiếp cận nguồn lực sản xuất cho người dân. Nghiên cứu của Gyimah-Brempong (2002) chỉ ra rằng tham nhũng tác động tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế, và phân nào làm tăng bất bình đẳng thu nhập. Điều đó cho thấy rằng chất lượng thể chế có thể cản trở cơ hội nâng cao chất lượng của cuộc sống của người dân - bất kỳ ở tầng lớp nào, mà đặc biệt là người nghèo, từ đó sẽ kéo lùi tốc độ tăng trưởng kinh tế. Mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và bất bình đẳng thu nhập cũng được đề xuất đánh giá dựa trên một số lý thuyết nền tảng và trong bối cảnh phù hợp (Alesina & Rodrik, 1994; Kuznets, 1955; Persson & Tabellini, 1991).

Các nghiên cứu trong nước cũng đánh giá tác động hay đánh giá tầm quan trọng của việc cải thiện chất lượng thể chế tại Việt Nam, Nguyễn Kế Tuấn (2016) đề cao vai trò của Nhà nước trong quá trình tái cơ cấu nền kinh tế tại Việt Nam trong thời gian gần đây, tác giả nhấn mạnh việc phải thay đổi tư duy nhận thức từ vai trò quản lý, theo đó chất lượng vận hành (hiệu lực, hiệu quả) hay chất lượng của những cá nhân trong bộ máy (năng lực, bản lĩnh, phẩm chất) được chú trọng phải cải thiện. “Tạo môi trường kinh doanh bình đẳng”, “Chức năng kiểm tra, kiểm soát hoạt động đúng chức năng”, “xây dựng nền hành chính phục vụ” hay “dân chủ, thu hút các lực lượng xã hội tham gia vào đầu tư và quản lý sự phát triển” là những giải pháp mà tác giả đề ra đối với Chính phủ Việt Nam. Bên cạnh đó, nghiên cứu về thực trạng về chính sách cũng như các hiệu quả của bộ máy hành chính công cũng được Phòng Thương mại và Công nghiệp Việt Nam - VCCI (2020) hay Chương trình Phát triển Liên Hiệp Quốc - UNDP Vietnam (2020) đánh giá hàng năm. Thực tế qua những con số cho thấy những chuyển biến tích cực từ hệ thống pháp luật hay chính sách, tuy nhiên nó còn manh mún và chưa đồng bộ. Nghiên cứu thường kỳ của Ngân hàng Thế giới (2022) đánh giá về thực trạng nghèo & bất bình đẳng thu nhập tại Việt Nam cho rằng (i) hỗ trợ năng suất nông nghiệp là cách thức hiệu quả để duy trì thu nhập với các người dân ở khu vực nông thôn (ii) các văn bản pháp luật cần được tăng cường các nội dung nhằm bảo vệ quyền lợi của đồng bào thiểu số (iii) tiếp tục cải thiện chất lượng và khả năng tiếp cận giáo dục bậc cao (iv) cần một lượng vốn đầu tư công phù hợp để xóa nghèo và phát triển tầng lớp trung lưu; là các giải pháp giúp giảm chênh lệch thu nhập giữa các khu vực hay tầng lớp lao động, gián tiếp thúc đẩy tăng trưởng kinh tế.

Vùng Bắc Trung Bộ và duyên hải miền Trung có bờ biển dài, với những lợi thế đặc biệt nhưng các địa phương ở đây vẫn chưa có những bước chuyển mình mạnh mẽ để tận dụng những ưu thế của riêng mình. Nghiên cứu tập trung chỉ ra mối quan hệ giữa thể chế, bất bình đẳng thu nhập và tốc độ tăng trưởng tại khu vực các tỉnh duyên hải Trung Bộ; có thể các ảnh hưởng của thể chế hay bất bình đẳng thu nhập không phải đều ảnh hưởng đến tốc độ tăng trưởng trong cùng một thời điểm, tuy nhiên nó có thể được chỉ ra trong một số mốc thời gian cụ thể với ảnh hưởng của từng nhân tố.

2. Tổng quan nghiên cứu

Mối quan hệ giữa tốc độ tăng trưởng kinh tế, bất bình đẳng thu nhập giữa các địa phương và chất lượng thể chế thường được nghiên cứu độc lập theo ba hướng chính: (i) tăng trưởng kinh tế bất bình đẳng thu nhập (Alesina & Rodrik, 1994; Mankiw, 2020; Persson & Tabellini, 1991), (ii) tăng trưởng kinh tế và chất lượng thể chế (Carraro & Karfakis, 2018; Evans & Rauch, 1999; Olson & cộng sự, 2000), (iii) chất lượng thể chế và bất bình đẳng thu nhập (Kaufmann & cộng sự, 1999a,b; 2013; Kyriacou & cộng sự, 2015).

Các nghiên cứu về mối quan hệ giữa bất bình đẳng thu nhập và tăng trưởng kinh tế, điển hình là giả thuyết chữ U ngược của Kuznets (1955) là một trong những nghiên cứu đầu tiên. Cụ thể, một số lượng lớn người lao động có thu nhập thấp trong lĩnh vực nông nghiệp chuyển sang lĩnh vực công nghiệp với thu nhập cao hơn trong giai đoạn đầu, từ đó tăng trưởng kinh tế sẽ tăng lên cùng với sự bất bình đẳng thu nhập, nhưng việc phân phối lại không cân bằng. Cho đến khi một số lượng lao động đáng kể đã di chuyển đến khu vực thành thị, thu nhập bình quân sẽ đạt đỉnh trong chữ U ngược, do vậy tạo ra sự khác biệt về thu nhập giữa thành thị và nông thôn. Giai đoạn tiếp theo chứng kiến sự can thiệp của Chính phủ nhằm giảm thiểu sự khác biệt này bằng các chính sách vĩ mô. Nghiên cứu của Kuznets cho thấy bất bình đẳng thu nhập và giảm nghèo sẽ kéo dài hơn ở các nước đang phát triển trong giai đoạn đầu của việc thúc đẩy tăng trưởng. Trong khi, tồn tại một số điều kiện để một thị trường hiệu quả có thể hoạt động với cơ chế này (Stiglitz, 2000). Chất lượng quản lý công được đề cập đến trong nghiên cứu của Valeriani & Peluso (2011) khi tăng trưởng kinh tế có ảnh hưởng tích cực từ việc nâng cao chất lượng của bộ máy này, từ đó giảm chênh lệch thu nhập của cư dân tại các địa

phương khác nhau. Các nghiên cứu của Canaleta & cộng sự (2004) và Lessmann (2009) cũng cùng chung quan điểm này khi thực nghiệm tại các quốc gia đã phát triển. Nhưng kết quả ngược lại tại các nước đang phát triển (Lessmann, 2012; Rodríguez-Pose & Ezcurra, 2010). Nghiên cứu của Hung & cộng sự (2020) đánh giá mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế, chất lượng thể chế và bất bình đẳng thu nhập tại Việt Nam giai đoạn từ 2006 đến 2017 và chỉ ra rằng (i) cần nâng cao chất lượng thể chế để tạo ra công bằng và cơ hội cho người nghèo để nâng cao mức sống và từ đó thúc đẩy tăng trưởng kinh tế, (ii) mặt khác tăng trưởng kinh tế cũng có ảnh hưởng tích cực đến việc hoàn thiện thể chế nhưng tồn tại sự đánh đổi giữa tăng trưởng kinh tế và bất bình đẳng thu nhập, (iii) bất bình đẳng về thu nhập làm giảm động lực cải thiện chất lượng bộ máy chính quyền từ chính phủ. Từ các nghiên cứu đi trước, nghiên cứu này sẽ tập trung đánh giá mối quan hệ giữa ba nhân tố: tăng trưởng kinh tế, thể chế - chất lượng của bộ máy công quyền và bất bình đẳng thu nhập tại Việt Nam với khu vực cụ thể là các địa phương tại vùng Bắc Trung Bộ và khu vực duyên hải miền Trung, nơi đang tiếp tục được kỳ vọng sẽ có các thay đổi mạnh mẽ để cải thiện chất lượng tăng trưởng.

3. Dữ liệu, phương pháp và mô hình nghiên cứu

Dữ liệu của nghiên cứu được thu thập từ Niên giám thống kê của các tỉnh được cung cấp bởi Tổng cục Thống kê từ năm 2007 đến năm 2020.

Mô hình nghiên cứu được tác giả đề xuất dựa trên nghiên cứu đi trước của Creswell & Clark (2017) và Hung & cộng sự (2020).

Mối quan hệ được đánh giá thông qua mô hình kinh tế lượng SEM với công thức dưới đây:

$$RI_{it} = \mu_0 + \mu_1 GR_{it} + \mu_2 GQ_{it} + u_{1,it}$$

$$GR_{it} = \eta_0 + \eta_1 RI_{it} + \eta_2 GQ_{it} + u_{2,it}$$

$$GQ_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 RI_{it} + \lambda_2 GR_{it} + u_{3,it}$$

Trong đó:

Chỉ số i đại diện cho tỉnh/thành phố, t là thời gian.

GR là biến đại diện cho tốc độ tăng trưởng kinh tế của tỉnh/thành phố i tại thời điểm t .

RI là biến đại diện cho bất bình đẳng thu nhập, được biểu thị bằng thu nhập bình quân đầu người của tỉnh/thành phố i chia cho với thu nhập bình quân đầu người của quốc gia tại thời điểm t mô tả sự khác biệt về thu nhập của tỉnh/thành phố i với toàn bộ đất nước tại thời điểm t .

Phương pháp hồi quy số liệu mảng với mô hình hồi quy số liệu mảng động khắc phục được các nhược điểm của mô hình tĩnh về việc xử lý vấn đề nội sinh cũng như tính không đồng nhất giữa các phần tử. Blundell & cộng sự (2001) cho rằng GMM ước lượng không trọng số có thể sẽ không phù hợp khi T nhỏ vì ước lượng khá ngẫu nhiên, do đó các tác giả đề xuất phương pháp S-GMM (System GMM) dựa trên ý tưởng của Arellano & Bover (1995) khi đề xuất phương pháp D-GMM (Difference GMM) bằng cách bổ sung một vài ràng buộc. Thực nghiệm với S-GMM trên Stata được hướng dẫn trong nghiên cứu của Roodman (2009).

Nghiên cứu sử dụng các chỉ tiêu sau để đánh giá chất lượng của thể chế: (i) Chỉ số đánh giá Năng lực cạnh tranh cấp tỉnh (PCI) giai đoạn 2007-2020 của Phòng Thương mại và Công nghiệp Việt Nam (VCCI) và (ii) Chỉ số hiệu quả quản trị và hành chính công cấp tỉnh (PAPI) giai đoạn 2011-2020 của Trung tâm Nghiên cứu Phát triển & Hỗ trợ Cộng đồng (CECODES) trực thuộc Liên hiệp các Hội Khoa học và Kỹ thuật Việt Nam và Chương trình Phát triển Liên Hiệp Quốc (UNDP) tại Việt Nam.

Nghiên cứu đánh giá chất lượng của thể chế thông qua 02 thành phần: minh bạch và tham nhũng. Với PCI, chỉ số thành phần “Tính minh bạch” (PCIT) được đánh giá thông qua cảm nhận của doanh nghiệp về tính minh bạch trong việc tiếp cận các văn bản pháp luật & “Tham nhũng” (PCIC) được thể hiện thông qua việc các doanh nghiệp thường phải trả thêm các chi phí không chính thức; các chỉ số này càng lớn thì chất lượng của bộ máy Chính phủ càng tốt. Với bộ chỉ số PAPI, chỉ tiêu “Tính minh bạch” (PAPIT) thể hiện thông qua ý kiến về tính công khai và minh bạch trong việc tiếp cận dịch vụ công cấp tỉnh và “Khả năng kiểm soát tham nhũng” (PAPIC) được thể hiện thông qua nhận thức của mọi người về khả năng kiểm soát tham nhũng trong khu vực công. Các chỉ số này càng cao cho thấy sự đánh giá tích cực từ người dân dành cho cách thức đáp ứng nhu cầu từ Chính phủ.

4. Kết quả và thảo luận

Các chỉ số PCI và PAPI có giá trị trải từ 0 đến 10, bốn chỉ số được lựa chọn là tương đối đồng đều khi dao động từ giá trị xấp xỉ 4 đến gần 8; cho thấy những cải cách, cải thiện về các chỉ số này ở các địa phương

Bảng 1: Thống kê mô tả các biến trong mô hình đề xuất

Biến	Số quan sát	Trung vị	Độ lệch chuẩn	Biến nhỏ nhất	Biến lớn nhất
GR	196	9,30	5,66	-15,31	36,2
PCIT	196	6,19	0,56	4,72	7,92
PCIC	196	5,92	0,87	3,77	7,94
PAPIT	140	5,60	0,56	4,49	7,24
PAPIC	140	6,30	0,59	4,49	7,56
RI	196	0,788	0,19	0,54	1,54

Nguồn: Tính toán của tác giả dựa trên kết quả sử dụng phần mềm Stata.

vùng Bắc Trung Bộ và duyên hải miền Trung là tương đối tích cực.

Trong khi chỉ số RI cho thấy tồn tại một số địa phương tại khu vực tại những thời điểm nhất định có thu nhập tương đối cao so với mặt bằng chung của 63 tỉnh/thành phố. Trong khi đó, một số địa phương cũng đạt được giá trị tốc độ tăng trưởng tổng sản phẩm nội địa (GDP) lên đến 36,2% một năm, mặt khác cũng tồn tại giá trị âm đến 15,31% tại thời điểm cụ thể khi năm 2020 chứng kiến sự khó khăn chưa từng có của kinh tế Việt Nam khi đối mặt với ảnh hưởng của đại dịch do Covid 19 gây ra.

Bảng 2: Kết quả ước lượng thực nghiệm với biến PCIT

Biến độc lập	Biến phụ thuộc		
	RI	GR	GQ
RI		-16,058**	-1,179
GR	-0,001		-0,008
GQ	-0,015*	-1,281	
Cons	0,889***	29,896***	6,936***
Sargan	0,000	0,000	0,000

*Trong ngoặc là giá trị z-test hoặc t-test, với ***, **, * lần lượt là giá trị p-value tương ứng với mức ý nghĩa nhỏ hơn 1%, 5%, 10%.*

Nguồn: Tính toán của tác giả dựa trên kết quả sử dụng phần mềm Stata.

Bảng 3: Kết quả ước lượng thực nghiệm với biến PCIC

Biến độc lập	Biến phụ thuộc		
	RI	GR	GQ
RI		-17,509*	-6,020***
GR	-0,001**		-0,030**
GQ	-0,014***	-0,397	
Cons	0,882***	25,457**	10,958***
Sargan	0,000	0,000	0,000

*Trong ngoặc là giá trị z-test hoặc t-test, với ***, **, * lần lượt là giá trị p-value tương ứng với mức ý nghĩa nhỏ hơn 1%, 5%, 10%.*

Nguồn: Tính toán của tác giả dựa trên kết quả sử dụng phần mềm Stata.

Với kết quả ước lượng của hai chỉ số thành phần PCI, ảnh hưởng ngược chiều được nhận ra khi xác định tác động của “tính minh bạch” & “tham nhũng” đến bất bình đẳng thu nhập cho thấy rằng nỗ lực cải thiện về thể chế, chất lượng phục vụ nhưng những nỗ lực đó giúp các địa phương giáp biên tại miền Trung cải thiện việc chênh lệch thu nhập giữa người dân địa phương và mặt bằng thu nhập của người dân trên toàn quốc. Mặt khác, chênh lệch thu nhập bình quân của người dân tăng lên cũng có các tác động không tích cực đến chỉ số “tham nhũng” mô tả đến việc hành vi giao dịch những chi phí không chính thức giữa doanh nghiệp và các cơ quan thực thi thuộc cơ quan công quyền sẽ bị giảm đi (Hung & cộng sự, 2020).

Ngoài ra, chỉ số đánh giá sự chênh lệch giữa thu nhập của người dân tại các tỉnh/thành phố cũng không thúc đẩy việc gia tăng tốc độ tăng trưởng tại các địa phương, hay tốc độ tăng trưởng cũng có quan hệ ngược chiều với bất bình đẳng thu nhập trong mô hình sử dụng chỉ số PCIC. Điều này dễ hiểu khi đây là yếu tố chính làm tăng thu nhập, một vấn đề phải cân nhắc đánh đổi trong mục tiêu của chính quyền.

Một xu hướng tương tự được nhận ra khi sử dụng các chỉ số của bộ chỉ số PAPI, khi tốc độ tăng trưởng kinh tế cũng không giúp thu nhập của người dân địa phương bớt chênh lệch với thu nhập trung bình chung

Bảng 4: Kết quả ước lượng thực nghiệm với biến PAPIT

Biến độc lập	Biến phụ thuộc		
	RI	GR	GQ
RI		-10,719	1,095
GR	-0,002***		0,023**
GQ	0,010	2,664**	
Cons	0,750***	1,644	4,558***
Sargan	0,000	0,000	0,000

Trong ngoặc là giá trị z-test hoặc t-test, với ***, **, * lần lượt là giá trị p-value tương ứng với mức ý nghĩa nhỏ hơn 1%, 5%, 10%.

Nguồn: Tính toán của tác giả dựa trên kết quả sử dụng phần mềm Stata.

Bảng 5: Kết quả ước lượng thực nghiệm với biến PAPIC

Biến độc lập	Biến phụ thuộc		
	RI	GR	GQ
RI		-9,783	0,699
GR	-0,003***		-0,059***
GQ	0,000	-3,491***	
Cons	0,806***	37,751***	6,237***
Sargan	0,000	0,000	0,000

Trong ngoặc là giá trị z-test hoặc t-test, với ***, **, * lần lượt là giá trị p-value tương ứng với mức ý nghĩa nhỏ hơn 1%, 5%, 10%.

Nguồn: Tính toán của tác giả dựa trên kết quả sử dụng phần mềm Stata.

quốc gia. Hơn nữa, với kết quả của 2 chỉ số chỉ ra tác động trái ngược giữa ảnh hưởng của chất lượng bộ máy đến tốc độ tăng trưởng kinh tế. Với chỉ số PAPIT mô tả cho sự cải thiện việc công bố thông tin, minh bạch trong hoạt động tổ chức, tăng trưởng kinh tế sẽ tăng nếu công cuộc này được cải thiện (Gupta & Kabundi, 2011; Gyimah-Brempong, 2002). Ở phương diện khác, một mặt việc cải thiện các chi phí không chính thức từ ý kiến của người dân lại không kích thích tăng trưởng kinh tế; và kết quả từ mô hình sử dụng PAPIC cũng cho thấy tăng trưởng kinh tế không làm cho chỉ số “Khả năng kiểm soát tham nhũng” tăng lên.

5. Kết luận và khuyến nghị

Bất bình đẳng thu nhập và các chủ đề xoay quanh về chất lượng của Chính phủ tại Việt Nam có được quan tâm trong thời gian gần đây không chỉ từ phía các nhà nghiên cứu mà cả các nhà quản lý, doanh nghiệp cũng như người dân. Chỉ số PCI hay PAPI cũng đã và đang tạo được sức ảnh hưởng, giúp bộ máy chính quyền các địa phương biết được tình trạng về chất lượng dịch vụ công hay các hoạt động của thể chế mình đang xây dựng. Vùng Bắc Trung Bộ và duyên hải miền Trung bao gồm các địa phương được xem là năng động và thích ứng nhanh, có chỉ số này cải thiện rõ ràng cũng như vị trí vượt bậc trong thời gian vừa qua. Tuy nhiên, một số tỉnh/thành phố mặc dù có những nỗ lực nhất định nhưng vẫn chưa đạt được mục đích mà mình kỳ vọng, từ đó thúc đẩy tăng trưởng kinh tế địa phương.

Giảm nghèo hay thu hẹp bất bình đẳng thu nhập là một vấn đề xã hội được quan tâm bởi các tổ chức trong nước và quốc tế, cũng là một vấn đề cần giải quyết để có được sự tăng trưởng bền vững tại Việt Nam. Dựa trên kết quả của nghiên cứu, việc giảm nghèo có xu hướng được hỗ trợ bởi việc cải thiện, hoàn thiện thể chế nhưng không giúp tăng trưởng kinh tế tại các địa phương nằm ở khu vực nối giữa miền Bắc và Nam của đất nước. Theo đó, việc nâng cao các chuẩn đạo đức hay tạo điều kiện cho người dân yếu thế tiếp cận với điều kiện giáo dục trong thời đại mới, từ đó có công việc với thu nhập cao hơn có quan hệ cùng chiều với việc cải thiện Tính minh bạch hay Tham nhũng trong bộ máy công, lý do được phù hợp có vẻ như Tham nhũng sẽ có những tác động làm chênh lệch thu nhập giữa công việc trong khu vực nhà nước và khu vực tư nhân.

Bên cạnh đó, kết quả ước lượng mô hình cho thấy việc chính quyền các địa phương trong khu vực công khai thông tin, minh bạch trong các hoạt động, tổ chức,... giúp cho tăng trưởng kinh tế mạnh mẽ hơn. Trong khi đó, việc giảm thiểu chi phí không chính thức lại dường như làm giảm đi khả năng tăng tổng sản phẩm quốc nội (GRDP) của các tỉnh/thành phố trong khu vực.

Quyết định 462/QĐ-TTg phê duyệt nhiệm vụ lập Quy hoạch vùng Bắc Trung Bộ và duyên hải miền Trung thời kỳ 2021-2030, tầm nhìn đến năm 2050 vừa được Chính phủ ký ban hành ngày 14 tháng 04 năm 2022,

mục tiêu đề ra là “Tập trung phát triển mạnh kinh tế biển kết hợp với bảo đảm quốc phòng - an ninh trên biển, nhất là đánh bắt và nuôi trồng hải sản xa bờ. Cơ cấu lại nông, lâm nghiệp, khai thác, nuôi trồng thủy, hải sản gắn với công nghiệp chế biến, bảo đảm bền vững và hiệu quả cao. Nâng cao hiệu quả phát triển các khu kinh tế, khu công nghiệp lọc hóa dầu, luyện kim, sản xuất, lắp ráp ô tô. Phát triển nhanh, đồng bộ năng lượng sạch, năng lượng tái tạo. Tăng cường liên kết vùng, tiếp tục hình thành, phát triển hệ thống đô thị ven biển, các trung tâm du lịch biển, du lịch sinh thái mang tầm khu vực và quốc tế. Phát huy hiệu quả các hành lang kinh tế Đông - Tây; phát triển các cảng biển và dịch vụ cảng biển, hạ tầng và các trung tâm dịch vụ hậu cần nghề cá. Nâng cao năng lực phòng, chống, giảm thiểu thiệt hại của thiên tai, bão lũ, hạn hán, chủ động ứng phó hiệu quả với biến đổi khí hậu, chống sa mạc hóa, sạt lở bờ sông, bờ biển”. Với chủ trương có được các nhóm địa phương có mối quan hệ chặt chẽ thúc đẩy liên kết vùng, kỳ vọng rằng Khu vực sẽ có được những chuyển biến mạnh mẽ hơn nữa, khai thác lợi thế bờ biển dài, cùng với thúc đẩy các khu công nghiệp hoạt động hiệu quả, giúp cụ thể hóa nỗ lực thúc đẩy thu nhập của người dân đạt được mặt bằng chung của cả nước đi kèm với tốc độ tăng trưởng kinh tế nhanh - hay có thể hiểu rằng “tăng trưởng bền vững”.

Từ kết quả ước lượng cũng như định hướng của Chính phủ, tác giả đề xuất các giải pháp sau: *Thứ nhất*, tiếp tục công cuộc “Lãnh mạnh hóa chính sách, minh bạch hóa thể chế” từ mối quan hệ tích cực của chỉ số “Tính minh bạch” và tăng trưởng kinh tế: (i) Công khai các cơ chế, chủ trương, chính sách đang và chuẩn bị được áp dụng. Các chính sách của bộ máy công quyền hay các quy hoạch về phát triển kinh tế - xã hội cần được cung cấp thông tin để doanh nghiệp, người dân đóng góp tham gia ý kiến nhằm đạt được sự đồng thuận cao trong áp dụng trên thực tế; (ii) Chú trọng vào công tác cải thiện chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh hay chỉ số hiệu quả và quản trị hành chính công cấp tỉnh; Nhóm các tỉnh như Đà Nẵng, Quảng Nam hay Thanh Hóa đã minh chứng cho tốc độ tăng trưởng kinh tế dựa trên cải thiện chất lượng của bộ máy hành chính. *Thứ hai*, cần có các chính sách phù hợp và độc lập dành cho việc giảm thiểu bất bình đẳng thu nhập của địa phương cũng như trong các quận/huyện/thành phố trực thuộc, từ kết quả ngược chiều của bất bình đẳng thu nhập và tăng trưởng kinh tế mặc dù ảnh hưởng tích cực từ các công cuộc cải cách của chính quyền, hoàn thiện thể chế. Một số đề xuất đề ra như sau: (i) Đảm bảo chất lượng giáo dục công bằng hay khả năng tiếp cận và chất lượng giáo dục bậc cao cho người có thu nhập thấp, (ii) Chú trọng vào hệ thống an sinh xã hội, cụ thể như xử lý bất cập về phạm vi bao phủ hay đầu tư cho nhu cầu hiện đại hóa năng lực quản lý, (iii) Cải cách chính sách tài khóa hỗ trợ việc giảm bất bình đẳng, ví dụ như xử lý tăng thuế trực thu và giảm đóng góp bảo hiểm xã hội hay mở rộng đối tượng nộp thuế thu nhập, đây là các cách thức đảm bảo, có thể là tăng nguồn thu từ thuế mà đảm bảo nguồn lực dành cho việc rút ngắn khoảng cách thu nhập.

Tài liệu tham khảo

- Alesina, A. & Rodrik, D. (1994), ‘Distributive politics and economic growth’, *The quarterly journal of economics*, 109(2), 465-490.
- Arellano, M. & Bover, O. (1995), ‘Another look at the instrumental variable estimation of error-components models’, *Journal of econometrics*, 68(1), 29-51.
- Blundell, R., Bond, S. & Windmeijer, F. (2001), *Estimation in dynamic panel data models: improving on the performance of the standard GMM estimator Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels*, Emerald Group Publishing Limited, 53-91.
- Canaleta, C.G., Pascual Arzoz, P. & Rapun Garate, M. (2004), ‘Regional economic disparities and decentralisation’, *Urban studies*, 41(1), 71-94.
- Carraro, A. & Karfakis, P. (2018), ‘Institutions, economic freedom and structural transformation in 11 sub-Saharan African countries’, *FAO agricultural development economics working paper 18-01*, FAO, Rome.
- Creswell, J.W. & Clark, V.L.P. (2017), *Designing and conducting mixed methods research*, Sage publications.
- Evans, P. & Rauch, J.E. (1999), ‘Bureaucracy and growth: A cross-national analysis of the effects of “Weberian” state structures on economic growth’, *American sociological review*, 64, 748-765.
- Gupta, R. & Kabundi, A. (2011), ‘A large factor model for forecasting macroeconomic variables in South Africa’, *International Journal of Forecasting*, 27(4), 1076-1088.
- Gyimah-Brempong, K. (2002), ‘Corruption, economic growth, and income inequality in Africa’, *Economics of*

governance, 3(3), 183-209.

- Hung, N.T., Yen, N.T.H., Duc, L.D.M., Thuy, V.H.N. & Vu, N.T. (2020), 'Relationship between government quality, economic growth and income inequality: Evidence from Vietnam', *Cogent Business & Management*, 7(1), 1736847.
- Kaufmann, D., Kraay, A. & Zoido-Lobaton, P. (1999a), *Aggregating governance indicators*, World Bank publications.
- Kaufmann, D., Kraay, A. & Zoido-Lobaton, P. (1999b), 'Governance matters', *Policy Research Working Paper Series 2196*, The World Bank.
- Kaufmann, D., Kraay, A. & Zoido-Lobaton, P. (2013), *Governance matters II: updated indicators for 2000-01*, World Bank Publications.
- Kuznets, S. (1955), 'Economic growth and income inequality', *The American Economic Review*, XLV(1), 1-28.
- Kyriacou, A.P., Muinelo-Gallo, L. & Roca-Sagalés, O. (2015), 'Fiscal decentralization and regional disparities: The importance of good governance', *Papers in Regional Science*, 94(1), 89-107.
- Lessmann, C. (2009), 'Fiscal decentralization and regional disparity: evidence from cross-section and panel data', *Environment and Planning A*, 41(10), 2455-2473.
- Lessmann, C. (2012), 'Regional inequality and decentralization: an empirical analysis', *Environment and Planning A*, 44(6), 1363-1388.
- Mankiw, N.G. (2020), *Principles of economics*, Cengage Learning.
- Ngân hàng Thế giới (2022), *Đánh giá Thực trạng Nghèo và Bình đẳng của Việt Nam năm 2022 - Từ Chặng đường Cuối đến Chặng đường kế tiếp*, Ngân hàng Thế giới tại Việt Nam.
- Nguyễn Kế Tuấn (2016), 'Phát triển đất nước thành nước công nghiệp theo hướng hiện đại', *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 233, 20-31.
- Olson, M., Sarna, N. & Swamy, A.V. (2000), 'Governance and growth: A simple hypothesis explaining cross-country differences in productivity growth', *Public Choice*, 102(3), 341-364.
- Persson, T. & Tabellini, G. (1991), 'Is inequality harmful for growth? Theory and evidence', *NBER Working Papers No 3599*, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Rodríguez-Pose, A. & Ezcurra, R. (2010), 'Does decentralization matter for regional disparities? A cross-country analysis', *Journal of Economic Geography*, 10(5), 619-644.
- Roodman, D. (2009), 'How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata', *The Stata Journal*, 9(1), 86-136.
- Stiglitz, J.E. (2000), 'Capital market liberalization, economic growth, and instability', *World Development*, 28(6), 1075-1086.
- UNDP Vietnam (2020), *Chỉ số PAPI và xu thế biến đổi trong hiệu quả quản trị và hành chính công từ 2011-2020*, Chương trình phát triển liên hợp quốc tại Việt Nam.
- Valeriani, E. & Peluso, S. (2011), 'The impact of institutional quality on economic growth and development: An empirical study', *Journal of Knowledge Management, Economics and Information Technology*, 1(6), 1-25.
- VCCI (2020), *Báo cáo PCI qua các năm*, Retrieved from Phòng Thương mại và Công nghiệp Việt Nam, Hà Nội.