

Mục lục

Tác động của thuế tối thiểu toàn cầu đến thu hút đầu tư trực tiếp nước ngoài của Việt Nam <i>Lê Quốc Hội, Nguyễn Xuân Hưng, Phùng Tú Uyên, Trần Thu Hương, Trịnh Thị Huyền Minh, Hoàng Thị Phương Anh</i>	2
Tác động của đô thị hóa đến bất bình đẳng thu nhập: Nghiên cứu với dữ liệu cấp tỉnh ở Việt Nam <i>Nguyễn Thị Hoài Thu</i>	12
Tác động của phân cấp tài khóa đến bất bình đẳng thu nhập ở Việt Nam <i>Phạm Thu Hằng</i>	21
Các nhân tố ảnh hưởng đến phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may của Việt Nam sang EU <i>Trần Thùy Linh, Đỗ Đức Bình</i>	29
Nguồn lực tài chính cho phát triển khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo tại Việt Nam <i>Đỗ Hoài Linh, Trần Thị Vân Hoa, Lại Thị Thanh Loan, Đặng Phong Nguyên, Nguyễn Nhật Minh</i>	40
Nhân tố ảnh hưởng đến tính trung thực của thông tin trên báo cáo tài chính của các doanh nghiệp niêm yết ở Việt Nam <i>Phạm Thu Huyền, Nguyễn Thị Xuân Hồng</i>	50
Đo lường các yếu tố ảnh hưởng đến rủi ro tín dụng tại ngân hàng thương mại Việt Nam <i>Phan Thị Linh</i>	60
Ý định tiếp tục sử dụng dịch vụ tủ đồ thông minh của người dùng tại các đô thị lớn ở Việt Nam <i>Nguyễn Thị Mỹ Nguyệt, Trần Thị Hoàng Hà</i>	70
Các yếu tố ảnh hưởng đến phát triển bền vững trên địa bàn huyện Châu Đức, tỉnh Bà Rịa Vũng Tàu <i>Bùi Hồng Đăng, Nguyễn Duy Tâm, Phạm Xuân Hương, Trần Thị Ngọc Lan, Lê Lương Hiếu, Phạm Thị Ngọc Lý, Nguyễn Thị Tinh, Nguyễn Xuân Quyết</i>	80
Các nhân tố ảnh hưởng đến ý định mua thực phẩm hữu cơ của người tiêu dùng trẻ Hà Nội <i>Nguyễn Thị Mai Anh, Nguyễn Thị Phương Dung</i>	92

TÁC ĐỘNG CỦA THUẾ TỐI THIỂU TOÀN CẦU ĐẾN THU HÚT ĐẦU TƯ TRỰC TIẾP NƯỚC NGOÀI CỦA VIỆT NAM

Lê Quốc Hội

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: hoilq@neu.edu.vn

Nguyễn Xuân Hưng

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: hungnx@neu.edu.vn

Phùng Tú Uyên

Viện Thương mại và Kinh tế quốc tế, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: phunguyen7323@gmail.com

Trần Thu Hương

Viện Thương mại và Kinh tế quốc tế, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: thuhuongsl2003@gmail.com

Trịnh Thị Huyền Minh

Viện Thương mại và Kinh tế quốc tế, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: ttminh2106@gmail.com

Hoàng Thị Phương Anh

Viện Thương mại và Kinh tế quốc tế, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: hoangthiphuonganh02112003@gmail.com

Mã bài: JED-1634

Ngày nhận: 05/03/2024

Ngày nhận bản sửa: 13/04/2024

Ngày duyệt đăng: 15/04/2024

DOI: 10.33301/JED.VI.1634

Tóm tắt:

Nghiên cứu này đánh giá tác động của Thuế tối thiểu toàn cầu (GMT) tới thu hút đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) tại Việt Nam. Nhóm tác giả dựa trên khung phân tích của UNCTAD (2022) và các phương pháp thống kê mô tả, so sánh để phân tích và đánh giá về mức độ tác động của GMT đến thu hút FDI. Kết quả nghiên cứu cho thấy, việc áp dụng GMT sẽ ảnh hưởng đến chiến lược thuế, chuyển dịch lợi nhuận, địa điểm đầu tư FDI và quy mô đầu tư FDI theo các mức độ và chiều hướng khác nhau. Từ những phân tích này, nhóm tác giả đề xuất một số khuyến nghị cho chính phủ Việt Nam nhằm hoàn thiện những chính sách liên quan đến GMT.

Từ khóa: FDI, thuế tối thiểu toàn cầu, Việt Nam

Mã JEL: F38; F21

The impact of global minimum tax on foreign direct investment in Vietnam

Abstract:

This study assesses the impact of the Global Minimum Tax (GMT) on the attraction of foreign direct investment (FDI) in Vietnam. The authors rely on the analytical framework of UNCTAD (2022) and descriptive statistical methods to analyze and evaluate the impact of GMT on FDI attraction. The research findings indicate that the implementation of GMT will affect tax competitiveness, profit shifting, investment location, and investment scale in various degrees and directions. Based on these analyses, the authors propose several recommendations for the Vietnamese government to refine policies related to GMT.

Keywords: FDI, global minimum tax, Vietnam

JEL Codes: F38, F21

1. Giới thiệu

Trong bối cảnh toàn cầu hóa và tự do hóa thương mại mạnh mẽ, hội nhập kinh tế quốc tế trở thành một xu hướng tất yếu, đặt nền móng cho sự phát triển của các tập đoàn đa quốc gia (MNE) về cả số lượng và quy mô hoạt động thông qua các hoạt động đầu tư ra nước ngoài. Điều này góp phần thúc đẩy hoạt động thương mại toàn cầu và tăng trưởng kinh tế. Do đó, chính phủ các nước, chủ yếu là các nước đang phát triển, thường có những chính sách ưu đãi nhằm thu hút FDI, đặc biệt là ưu đãi về mức thuế thu nhập doanh nghiệp. Không thể phủ nhận rằng các ưu đãi thuế là một biện pháp hiệu quả và được nhiều quốc gia áp dụng. Tuy nhiên, chính điều này cũng đặt ra vấn đề về “cuộc đua xuống đáy” về thuế, dẫn đến hiện tượng xói mòn cơ sở thuế do các hành vi tránh thuế và dịch chuyển lợi nhuận của các MNE. Nhận thức được thực trạng này, Tổ chức Hợp tác và Phát triển Kinh tế (OECD) đã khởi xướng và được nguyên thủ các quốc gia G20 thông qua sáng kiến chống xói mòn cơ sở thuế và chuyển dịch lợi nhuận (BEPS). Ngày 05/06/2021, Bộ trưởng Tài chính của Nhóm các nền kinh tế phát triển (G7) đã đạt thỏa thuận về thuế doanh nghiệp tối thiểu toàn cầu, được ấn định là 15%; nhận được sự đồng thuận của 142 quốc gia và chính thức có hiệu lực kể từ ngày 01/1/2024. Việc thực thi GMT sẽ có ảnh hưởng đến hầu hết các quốc gia, trong đó có Việt Nam.

Sau hơn 35 năm thu hút FDI, khu vực vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài ngày càng đóng vai trò quan trọng đối với kinh tế và xã hội Việt Nam. Cùng tiến trình hội nhập quốc tế, Việt Nam đã và đang đẩy nhanh việc nội luật hóa các chính sách thuế của mình để hài hòa với quy định mới nhằm chủ động thích ứng và bảo vệ quyền lợi của chính mình. Là một quốc gia chủ yếu nhận đầu tư nhờ những ưu đãi hấp dẫn về thuế, khi GMT có hiệu lực sẽ có những ảnh hưởng đến các doanh nghiệp FDI và thu hút FDI của Việt Nam.

Kể từ khi quy định về GMT được thông qua, đã có nhiều công trình nghiên cứu trên thế giới và Việt Nam phân tích các vấn đề xoay quanh tác động và vai trò của GMT, đặc biệt là những ảnh hưởng của GMT đến khả năng thu hút FDI của quốc gia đó. Geiger & Baynham (2021) kết luận việc áp dụng GMT sẽ có tác động đáng kể đến việc sử dụng các ưu đãi thuế khi nó vô hiệu hóa các ưu đãi thuế thấp và có thể dẫn đến việc nguồn thu thuế bị thất thoát sang quốc gia khác. Becker & Englisch (2021) chỉ ra rằng khi chính sách thuế của một quốc gia có sự thay đổi, đặc biệt là quốc gia sử dụng thuế là công cụ thu hút đầu tư, thì khả năng thu hút FDI của quốc gia đó ít nhiều cũng bị ảnh hưởng. Nguyễn Trung Hiếu (2023) cho rằng việc áp dụng GMT khiến cho các ưu đãi thuế tại Việt Nam không còn tác dụng như trước, điều này làm giảm sức cạnh tranh thu hút FDI của Việt Nam trong ngắn hạn. Lê Thị Thảo (2023) cũng khẳng định ưu đãi đầu tư đang là một trong những công cụ quan trọng bổ sung cho lợi thế cạnh tranh của Việt Nam. Do đó, GMT sẽ đặt ra thách thức không nhỏ trong việc duy trì khả năng cạnh tranh thu hút FDI của Việt Nam, đặc biệt là trong lĩnh vực công nghệ chế biến, chế tạo, sản xuất công nghệ cao. Như vậy, mặc dù đã có một số công trình nghiên cứu về tác động của GMT đến FDI trên toàn cầu nói chung và tại Việt Nam nói riêng, tuy nhiên vẫn chưa có công trình nào phân tích và đánh giá được toàn diện các kênh tác động của GMT đến việc thu hút FDI của Việt Nam một cách đầy đủ và có hệ thống. Do đó, việc vận dụng khuôn khổ lý thuyết về cơ chế tác động của GMT đến FDI để phân tích cho Việt Nam là rất cần thiết nhằm cung cấp cơ sở khoa học cho việc đề xuất các biện pháp ứng phó kịp thời với GMT nhằm tiếp tục thu hút có hiệu quả FDI.

2. Cơ sở lý thuyết về tác động của GMT đến FDI

2.1. Khái quát về GMT

Xuất phát từ chương trình chống xói mòn cơ sở thuế và chuyển dịch lợi nhuận (BEPS), GMT đã được OECD khởi xướng từ năm 2013 với mục tiêu phát triển kinh tế toàn cầu, tạo môi trường cạnh tranh lành mạnh và đảm bảo tính công bằng trong hệ thống thuế giữa các quốc gia. Triển khai các hành động của BEPS, ngày 9/7/2021, nhóm các nền kinh tế phát triển và mới nổi hàng đầu thế giới (G20) đã thống nhất về nguyên tắc giải pháp Hai trụ cột nhằm giải quyết các thách thức về thuế phát sinh trong quá trình số hóa nền kinh tế. Trong đó, GMT thuộc nội dung của Trụ cột 2, các MNE sẽ thuộc đối tượng áp dụng và bị đánh thuế bổ sung phần chênh lệch nếu thuế suất thực tế thấp hơn 15% và có mức doanh thu hợp nhất ít nhất 2 năm trong 4 năm liền kề trước năm xem xét đạt tối thiểu 750 triệu EUR căn cứ theo báo cáo tài chính của tập đoàn.

Cụ thể, các quy định của thuế tối thiểu toàn cầu bao gồm:

Quy định tổng hợp thu nhập chịu thuế tối thiểu (IIR): Là quy định đánh thuế từ trên xuống, theo đó cho phép quốc gia nơi đặt trụ sở của công ty mẹ tối cao được quyền đánh thuế bổ sung công ty mẹ tối cao đối với thu nhập của công ty thành viên ở các nước mà chịu thuế thực tế thấp hơn mức thuế tối thiểu là 15%.

Quy định lợi nhuận chịu thuế dưới mức tối thiểu (UTPR): Quy định này được thiết kế nhằm hỗ trợ cho Quy định IIR, áp dụng trong trường hợp quốc gia của tất cả các công ty mẹ chưa áp dụng Quy định IIR thì các quốc gia có công ty trung gian thuộc tập đoàn có quyền đánh thuế công ty mẹ trung gian ở quốc gia đó đối với thu nhập của công ty con ở các quốc gia khác đang chịu mức thuế nhỏ hơn 15%.

Thuế bổ sung tối thiểu nội địa đạt chuẩn (QDMTT): Theo quy định này, các nước có mức thuế suất thuế thu nhập doanh nghiệp thực tế thấp hơn 15% được quyền ban hành các quy định pháp luật để giành quyền thu thuế bổ sung theo quy định QDMTT trước các quốc gia khác (các quốc gia mà đang áp dụng quy định IIR và UTPR nêu trên). Việc ban hành các quy định này phải đảm bảo “đạt tiêu chuẩn” theo hướng dẫn của OECD.

2.2. Các kênh tác động của thuế tối thiểu toàn cầu đến thu hút đầu tư trực tiếp nước ngoài

2.2.1. Tác động đến quy mô đầu tư FDI

Thuế thu nhập doanh nghiệp (TNDN) là một trong những yếu tố quan trọng ảnh hưởng đến quyết định quy mô vốn đầu tư của các nhà đầu tư. Khi GMT được áp dụng sẽ khiến tổng số tiền thuế mà các MNE phải nộp tăng lên, đồng nghĩa với việc cần tạo ra nhiều lợi nhuận hơn để bù đắp chi phí thuế phải nộp. Do đó, GMT sẽ ảnh hưởng đến quy mô đầu tư thông qua việc tạo ra khoảng cách giữa lợi nhuận trước thuế và lợi nhuận sau thuế của một khoản đầu tư. Khoảng cách này càng lớn, các nhà đầu tư sẽ càng có xu hướng giảm quy mô vốn đầu tư, đặc biệt trong các ngành có độ co giãn của thuế đối với đầu tư lớn thì càng bị ảnh hưởng nặng nề.

2.2.2. Tác động đến chiến lược thuế

Suốt thập kỷ qua đã chứng kiến một cuộc đua giảm thuế thu nhập doanh nghiệp nhằm thu hút các nhà đầu tư nước ngoài, đặc biệt là những quốc gia đang phát triển có ít lợi thế cạnh tranh phi thuế. Nhiều quốc gia đã có những hành động nhằm tăng (hoặc bảo vệ) cơ sở thuế của họ bằng cách lựa chọn chiến lược thuế phù hợp nhất với lợi ích của mình mà bỏ qua những tác hại tiềm tàng và bất công mà lựa chọn đó gây ra cho các quốc gia khác. Khi GMT có hiệu lực, sẽ hạn chế cạnh tranh thu hút FDI bằng các ưu đãi thuế; đồng thời, chênh lệch về thuế suất giữa các quốc gia sẽ giảm và dẫn đến việc chính phủ các nước chuyển sang chiến lược chạy đua các chính sách ưu đãi khác, như trợ cấp, tín dụng hay các chính sách phi thuế khác.

2.2.3. Tác động đến địa điểm đầu tư FDI

Trước khi GMT có hiệu lực, thuế có ảnh hưởng đến sự lựa chọn của nhà đầu tư nước ngoài giữa các địa điểm khác nhau do các doanh nghiệp thường tìm kiếm môi trường kinh doanh có chi phí thuế thấp nhằm tối đa hóa lợi nhuận. Ngay cả khi lợi nhuận từ các khoản đầu tư khác nhau giữa các địa điểm khác nhau, nhà đầu tư vẫn có thể đặt trụ sở tại địa điểm có lợi nhuận thấp hơn nếu chênh lệch thuế đủ lớn. Sau khi thực hiện GMT, nhìn chung, tổng số tiền thuế các MNE phải nộp có xu hướng tăng lên tại hầu hết các quốc gia, đặc biệt là tại những quốc gia chưa đáp ứng mức thuế tối thiểu 15%. Điều này có nghĩa là, GMT sẽ làm giảm lợi thế cạnh tranh của các nước sử dụng mức thuế thấp đặc biệt và các ưu đãi thuế để thu hút FDI, dẫn đến việc các nhà đầu tư sẽ có xu hướng lựa chọn các quốc gia tạo ra lợi nhuận lớn hơn thay vì các quốc gia tạo ra lợi nhuận thấp nhưng có mức thuế ưu đãi. Lúc này, các quốc gia có mức thuế cao và có nhiều lợi thế cạnh tranh sẽ trở nên hấp dẫn hơn so với các quốc gia chỉ dựa vào mức thuế thấp; kết quả là GMT sẽ tạo ra sự tái phân bổ đầu tư từ các quốc gia có mức thuế thấp trước đây sang các quốc gia có mức thuế cao hơn.

2.2.4. Tác động đến chuyển dịch lợi nhuận

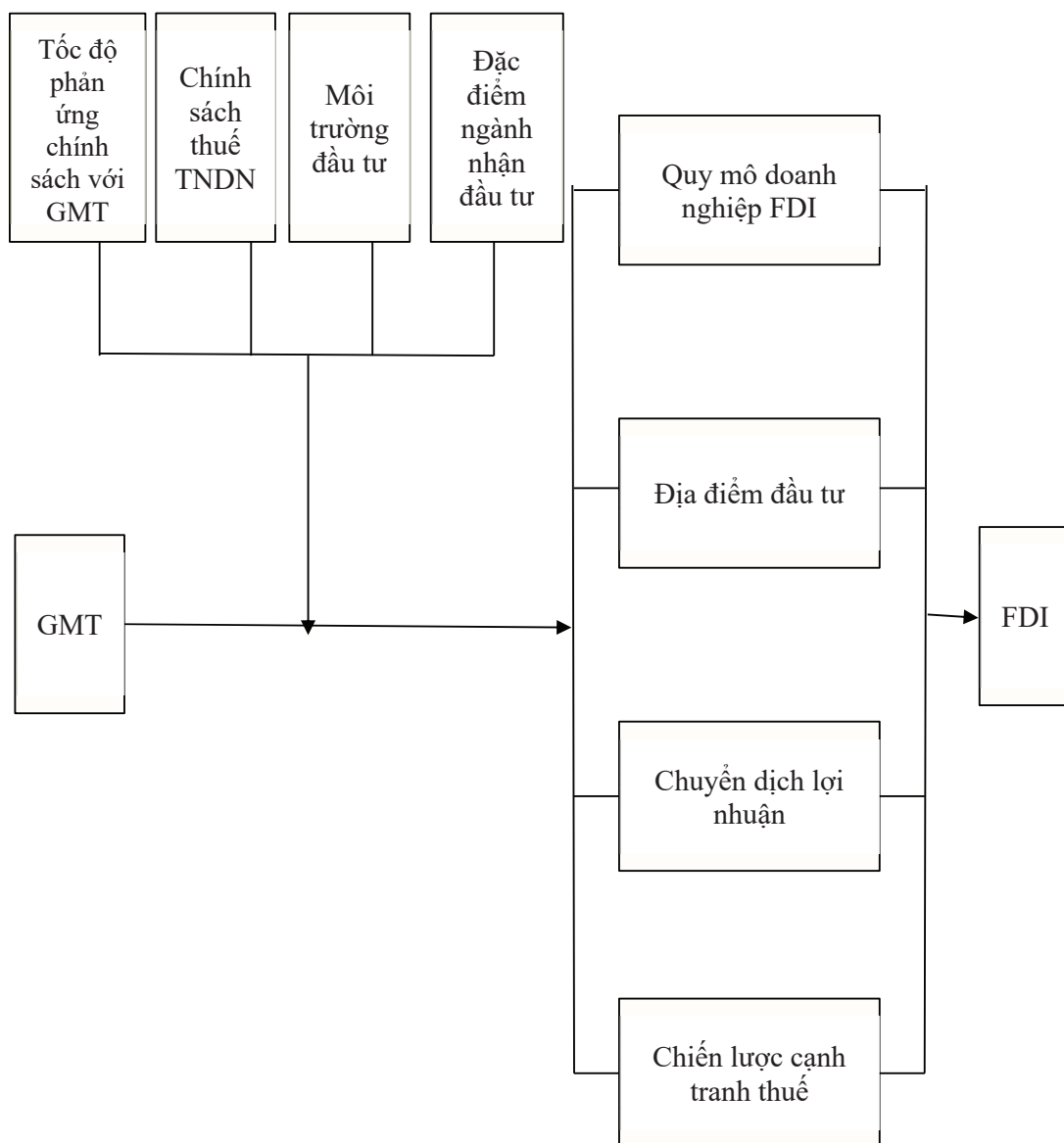
Chuyển dịch lợi nhuận có thể có tác động đáng kể đến cả địa điểm đầu tư và quy mô đầu tư FDI. Trước hết, động cơ chuyển dịch lợi nhuận có tác động đến việc lựa chọn địa điểm đầu tư do khoản lợi nhuận được tạo ra từ hoạt động đầu tư ở một địa điểm có thể được chuyển và khai báo vì mục đích tính thuế ở những địa điểm khác (nơi có mức thuế thấp hơn). Bên cạnh đó, các MNE có xu hướng lựa chọn các quốc gia có mức

thuế thấp là địa điểm chuyển dịch lợi nhuận nên điều này có thể làm tăng quy mô đầu tư ở các quốc gia có mức thuế ưu đãi. Tuy nhiên, việc áp dụng một mức thuế suất chung là 15% thông qua cơ chế GMT ở hầu hết các quốc gia sẽ giảm thiểu sự chênh lệch thuế suất; và việc giảm sút tổng lợi ích thu được từ hành vi này sẽ làm xói mòn động lực chuyển dịch lợi nhuận của MNEs. Do đó, GMT sẽ có tác động tiêu cực đến dòng vốn FDI chảy vào các quốc gia có mức thuế thấp thông qua kênh này; đồng thời, các quốc gia này cũng sẽ trở nên kém thu hút hơn khi mất đi lợi thế để thu hút MNEs có xu hướng tìm kiếm địa điểm dịch chuyển lợi nhuận.

3. Phương pháp nghiên cứu

Dựa vào cơ sở lý luận về 4 cơ chế tác động của GMT đến FDI theo báo cáo của UNCTAD (2022), nhóm tác giả đề xuất khung phân tích như trong Hình 1.

Hình 1: Khung phân tích



Nguồn: Tổng hợp của nhóm tác giả từ UNCTAD (2022)

Hình 1 cho thấy tác động của GMT đến FDI được phân tích thông qua 4 cơ chế: quy mô doanh nghiệp FDI, địa điểm đầu tư FDI, chuyển dịch lợi nhuận và chiến lược thuế. Bài viết dựa trên nguồn dữ liệu thứ cấp được thu thập từ các trang báo điện tử chính thống, các trang thông tin của cơ quan chính phủ, các báo cáo của Tổng cục thống kê, Bộ Tài chính, Bộ Kế hoạch và Đầu tư các quốc gia, tổ chức UNCTAD, OECD, và các công trình nghiên cứu, bài báo, tài liệu trong và ngoài nước có liên quan. Bài viết sử dụng các phương

pháp nghiên cứu như phân tích, tổng hợp, thống kê mô tả và thống kê so sánh để phân tích tác động của thuế tối thiểu toàn cầu tới các ngành, lĩnh vực cụ thể tại Việt Nam và so sánh hệ thống thuế, môi trường đầu tư giữa Việt Nam và các quốc gia trong ASEAN, từ đó rút ra lợi thế và bất lợi trong việc thu hút FDI của Việt Nam khi áp dụng GMT.

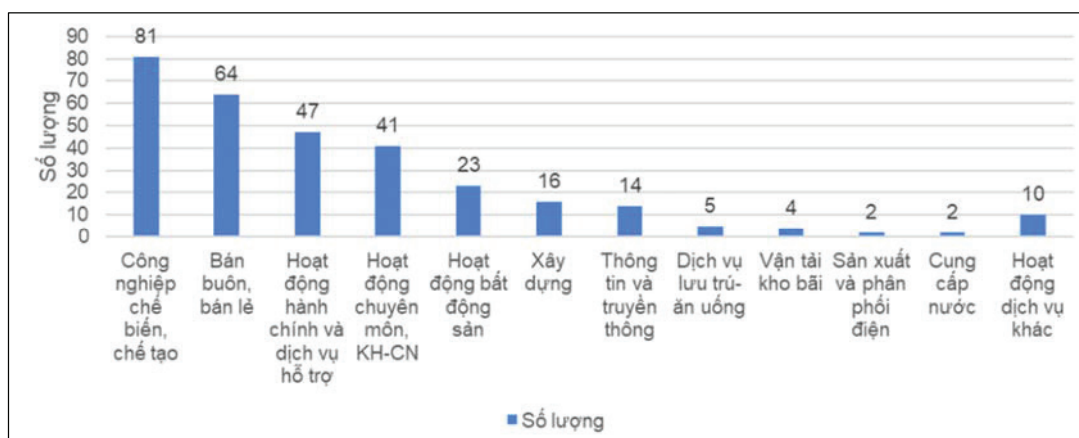
4. Phân tích tác động của thuế tối thiểu toàn cầu đến FDI tại Việt Nam

4.1. Tác động đến doanh nghiệp FDI

Hiện nay, chỉ có khoảng 1.017 doanh nghiệp FDI tại Việt Nam có công ty mẹ là đối tượng áp dụng của GMT, trong khi hơn 30.000 doanh nghiệp FDI vẫn tiếp tục hưởng ưu đãi thuế thu nhập doanh nghiệp như trước đây. Theo tờ trình của Bộ Tài chính, hiện có 122 doanh nghiệp FDI tại Việt Nam thuộc đối tượng phải nộp thuế bổ sung theo quy định của GloBE. Trong số 122 doanh nghiệp này, vốn FDI chủ yếu đến từ các quốc gia Châu Á (73,71%), trong đó Nhật Bản chiếm tỉ trọng lớn nhất (31%) với 35 doanh nghiệp, tiếp đến là các đối tác lớn đến từ Hàn Quốc (16%), Trung Quốc (13%),... Các doanh nghiệp thuộc diện chịu ảnh hưởng đến từ châu Âu có Đức với 12 doanh nghiệp (9,83%), Pháp với 7 doanh nghiệp (5,73%),... và đến từ châu Mỹ có Hoa Kỳ (7,37%) với 9 doanh nghiệp chịu ảnh hưởng. Ngoài ra, đây đều là các đối tác đến từ các nước phát triển nên khi GMT chính thức được áp dụng, nhóm tác giả dự đoán sẽ có ảnh hưởng nhiều nhất tới quy mô đầu tư của nhóm quốc gia này.

Các doanh nghiệp có thể phân loại theo một số nhóm ngành trọng yếu như trong Hình 2.

Hình 2: Thống kê, phân loại 122 doanh nghiệp chịu ảnh hưởng của GMT



Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp số liệu từ Báo cáo Bộ Tài chính (2023)

Nhóm ngành lĩnh vực công nghiệp chế biến, chế tạo: Nhóm ngành công nghiệp chế biến, chế tạo liên tục chứng minh được tầm quan trọng của mình khi luôn là nhóm ngành thu hút được nhiều vốn FDI nhất nhờ các ưu đãi thuế thu nhập doanh nghiệp. Đồng thời, dù số dự án trong lĩnh vực này không nhiều nhưng lại có tác động lan tỏa lớn, tạo được “hiệu ứng domino” giúp thu hút thêm các nhà đầu tư “vệ tinh” tham gia vào chuỗi cung ứng sản xuất, tiêu thụ và dịch vụ. Qua đó có thể nhận định rằng, do đây là nhóm ngành có độ co giãn của thuế với đầu tư lớn nên khi áp dụng GMT khiến các ưu đãi thuế không còn tác dụng, sẽ ảnh hưởng mạnh mẽ đến các quyết định mở rộng quy mô đầu tư của các dự án hiện hữu và thu hút đầu tư dự án mới vào Việt Nam trong tương lai.

Nhóm ngành lĩnh vực bán buôn bán lẻ: Dù sở hữu nhiều lợi thế cạnh tranh trong việc thu hút vốn FDI ở ngành bán buôn bán lẻ, như các yếu tố về quy mô thị trường, số dân, mức thu nhập, chi tiêu của người tiêu dùng và số lượng, chi phí nguồn nhân lực,... nhưng sau khi mức thuế thu nhập doanh nghiệp tăng lên, ngành bán buôn bán lẻ tại Việt Nam với đặc điểm độ co giãn của thuế đối với đầu tư lớn vẫn có thể chịu ảnh hưởng nặng nề. Mức thuế phải nộp bổ sung trung bình của 122 doanh nghiệp là khoảng 7,3%; điều này có nghĩa là trung bình các doanh nghiệp ngành bán buôn, bán lẻ tại Việt Nam sau khi áp dụng GMT sẽ phải đóng góp gấp đôi số thuế trước kia và việc này sẽ khiến các nhà đầu tư có xu hướng giảm quy mô vốn đầu tư hoặc dịch chuyển vốn sang một địa điểm khác.

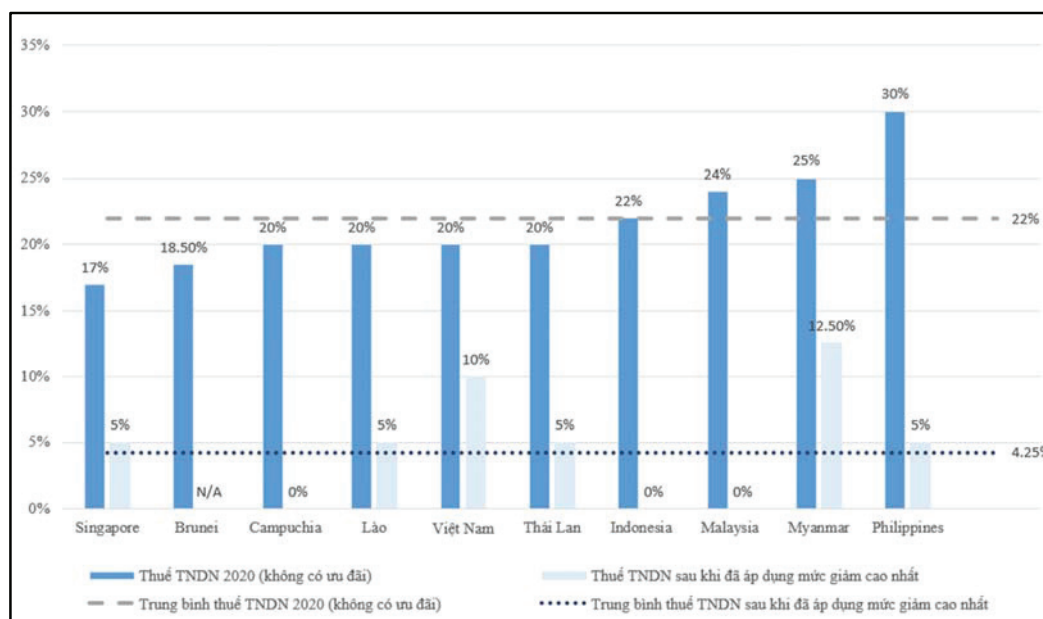
Nhóm ngành lĩnh vực chuyên môn, khoa học - kỹ thuật: Việc thay đổi thuế thu nhập doanh nghiệp sẽ ít có ảnh hưởng đến các hoạt động công nghệ cao và R&D do động lực chính của các nhà đầu tư nước ngoài khi đầu tư vào lĩnh vực này là nhằm tận dụng các lợi thế cạnh tranh phi thuế như chất lượng lao động, nguồn lực con người, cơ sở hạ tầng và tiến bộ khoa học công nghệ (Nguyễn Thy Nga, 2023). Vì vậy, khi Việt Nam triển khai GMT sẽ không ảnh hưởng nhiều đến quyết định về quy mô đầu tư của MNEs đối với các dự án thuộc lĩnh vực này kể cả khi ưu đãi thuế thấp không còn hiệu lực.

Nhóm ngành lĩnh vực năng lượng tái tạo: Hiện nay, Việt Nam đang dành mức ưu đãi thuế thu nhập doanh nghiệp cao nhất đối với các dự án về năng lượng tái tạo và năng lượng xanh cho nên quy mô vốn đầu tư của mỗi dự án thuộc lĩnh vực này là rất lớn. Tuy nhiên, theo nghiên cứu của HSBC (2021), lý do khiến Việt Nam là điểm đến đầu tư lý tưởng nhất trong ngành năng lượng tái tạo ở ASEAN là nhờ có nguồn tài nguyên thiên nhiên dồi dào cho thủy điện, điện gió, năng lượng mặt trời, điện sinh khối... Do đó, việc sở hữu nguồn tài nguyên dồi dào vẫn sẽ khiến Việt Nam là điểm đến hấp dẫn cho các nhà đầu tư FDI thuộc ngành này, bất chấp việc các ưu đãi thuế không còn hiệu lực.

4.2. Chiến lược cạnh tranh thuế

Theo khoản 6 Điều 1 Luật Thuế thu nhập doanh nghiệp sửa đổi 2013, thuế thu nhập doanh nghiệp trung bình của Việt Nam là 20% - thấp hơn mức trung bình của các quốc gia trong khu vực ASEAN là 22%.

Hình 3: So sánh thuế suất thuế thu nhập doanh nghiệp của Việt Nam và các nước ASEAN trước và sau khi áp dụng mức ưu đãi cao nhất



Nguồn: Nguyễn Đức Thành & cộng sự (2022)

Thuế suất của Việt Nam tuy vẫn cao hơn Singapore và Brunei - hai quốc gia được xem như “thiên đường thuế” - với lần lượt là 17% và 18.5% nhưng xét tổng thể “bức tranh thuế ASEAN”, Việt Nam có mức thuế ưu đãi hơn so với nhiều nước như Indonesia (22%), Malaysia (24%), Myanmar (25%), Philippines (30%). Tuy có sự chênh lệch về mức thuế thông thường, nhưng trên thực tế, hầu hết tất cả các nước ASEAN đều tham gia “cuộc đua xuống đáy về thuế” nhằm thu hút FDI. Cụ thể, thuế suất trung bình của Việt Nam lúc này là 10%; cao hơn so với hầu hết các nước trong khu vực với 5% (Singapore, Lào, Thái Lan, Philippines) hay thậm chí là 0% (Campuchia, Indonesia, Malaysia) và chỉ duy nhất thấp hơn Myanmar với 12,5%.

Tuy nhiên, hầu hết các ưu đãi thuế thu nhập doanh nghiệp hiện tại ở ASEAN không nhằm thu hút nguồn vốn đầu tư dài hạn, mà thay vào đó được sử dụng để khóa lấp những yếu kém về cơ sở hạ tầng và đáp ứng mong muốn ngắn hạn của các nhà đầu tư thông qua cắt giảm thuế thu nhập doanh nghiệp xuống mức tối

thiếu. Do đó, khi GMT chính thức có hiệu lực và tạo ra một mặt bằng chung về thuế suất sẽ góp phần ngăn chặn việc các quốc gia cạnh tranh với nhau trong một cuộc đua xuống đáy về thuế và thúc đẩy việc tập trung vào các yếu tố cốt lõi khác khi thu hút FDI.

4.3. Địa điểm đầu tư FDI

Việc GMT chính thức được đưa vào thực thi sẽ ảnh hưởng đến các quốc gia sử dụng ưu đãi thuế như một “đòn bẩy” trong thu hút các dự án FDI, trong đó có Việt Nam. Lúc này, các quốc gia có môi trường đầu tư hấp dẫn sẽ trở nên có lợi thế hơn. Ngoài ra, hạn chế cạnh tranh thuế quốc tế có thể dẫn đến sự tái phân bổ đầu tư về các nước có thuế suất cao hơn (UNCTAD, 2022), đặt ra vấn đề cấp thiết đối với Việt Nam trong việc cải thiện môi trường đầu tư nhằm giữ chân “đại bàng”. Các chuyên gia kinh tế tài chính nhận định rằng GMT sẽ không làm giảm sức hấp dẫn và cạnh tranh của Việt Nam trong thu hút vốn FDI trong tương lai gần, do Việt Nam sở hữu nhiều yếu tố về kinh tế- xã hội bên cạnh thuế (Bộ Công thương, 2023). Tuy nhiên, điều này cũng có thể bị tác động đáng kể nếu một vài quốc gia trong khu vực sở hữu lợi thế về môi trường đầu tư so với Việt Nam.

Việc các doanh nghiệp dịch chuyển dòng vốn FDI từ Việt Nam sang các quốc gia khác sau khi áp dụng GMT cần có sự phân tích và so sánh với các nước ASEAN bởi các quốc gia này có vị trí địa lý gần với Việt Nam và là đối thủ chủ yếu của Việt Nam trong việc thu hút FDI.

Nhóm các quốc gia có lợi thế tốt hơn Việt Nam: Singapore hiện có mức thuế suất theo luật định thấp nhất và thu hút nhiều vốn FDI nhất khu vực ASEAN. Tuy nhiên, lợi thế của quốc gia này chủ yếu đến từ môi trường đầu tư được đánh giá tốt nhất trên thế giới trong suốt nhiều năm liên tiếp, cao hơn đáng kể so với Việt Nam (Economist Intelligence Unit, 2023). Do đó, nhóm tác giả cho rằng GMT sẽ không có nhiều ảnh hưởng đến quyết định lựa chọn địa điểm đầu tư giữa Singapore và Việt Nam của các nhà đầu tư.

Nhóm các quốc gia có lợi thế tương đồng Việt Nam: Một số quốc gia như Indonesia, Malaysia, Thái Lan, Philippines hiện đang là đối thủ cạnh tranh thu hút FDI của Việt Nam khi thuế suất thuế thu nhập doanh nghiệp và dòng vốn FDI vào các quốc gia này không có chênh lệch đáng kể. Malaysia và Thái Lan hiện được đánh giá tốt hơn Việt Nam về môi trường kinh doanh (World Bank, 2020), hơn nữa, ngoại trừ Philippines không phải là thành viên của OECD và không cam kết áp dụng GMT, thì các quốc gia trên đều đã có những động thái thay đổi chính sách thuế, các giải pháp duy trì ưu đãi đối với các dự án đang hoạt động và «giữ chân» các nhà đầu tư nước ngoài (Ánh Tuyết, 2023).

Nhóm các quốc gia có lợi thế kém hơn Việt Nam: Các quốc gia còn lại là Lào, Campuchia, Myanmar và Brunei, theo đánh giá của nhóm tác giả, hiện đều bất lợi hơn Việt Nam trong việc thu hút FDI khi môi trường kinh doanh không được đánh giá cao (World Bank, 2020), quy mô thị trường, tiềm năng tăng trưởng kinh tế chưa được ổn định, đặc biệt Myanmar hiện có tình hình chính trị khá phức tạp.

Đánh giá tổng quan của Trung tâm xúc tiến đầu tư phía Nam (2021) chỉ ra rằng Việt Nam hiện nay vẫn đứng top đầu đất nước hấp dẫn để đầu tư tại ASEAN, tuy nhiên chi phí nhân công đang dần tăng lên và thủ tục hành chính phức tạp, cơ sở hạ tầng chưa phát triển có thể khiến cho khả năng cạnh tranh của Việt Nam với các nước ASEAN và trên thế giới bị hạn chế khi GMT được áp dụng.

4.4. Chuyển dịch lợi nhuận

Trong hoạt động của khu vực FDI ở Việt Nam, hiện tượng trốn thuế và chuyển dịch lợi nhuận của khu vực này diễn biến tinh vi và phức tạp. Dù nhiều doanh nghiệp FDI đã chọn Việt Nam là điểm đến để tận dụng ưu đãi về thuế nhưng sau một thời gian kinh doanh có lãi, họ chuyển tiền trở lại khu vực có thuế thu nhập thấp hoặc thuế suất 0% để giảm thiểu số thuế phải trả (Nguyễn Văn Phụng, 2023). Thống kê những năm qua cho thấy, cả nước có khoảng 50% doanh nghiệp FDI kê khai lỗ và theo báo cáo của cơ quan thuế, các doanh nghiệp FDI khai kinh doanh thua lỗ thường tập trung trong lĩnh vực gia công may mặc, da giày, sản xuất, kinh doanh chèn xuất khẩu, công nghiệp chế biến (Quỳnh Nga & Lan Anh, 2018).

Bộ Tài chính đánh giá, mặc dù doanh thu và lợi nhuận trước thuế vẫn có sự tăng trưởng qua các năm nhưng tỷ lệ doanh nghiệp báo lỗ, doanh nghiệp lỗ lũy kế, doanh nghiệp lỗ mất vốn vẫn không có dấu hiệu chuyển biến tích cực qua các năm cho thấy vẫn tồn tại hiện tượng chuyển giá, trốn thuế gây thất thoát, thiệt

hại nguồn thu ngân sách nhà nước và gây mất công bằng trong việc chấp hành nghĩa vụ thuế. Trước tình hình chuyên giá, trốn thuế, tránh thuế của các doanh nghiệp FDI diễn ra ngày càng tinh vi và phức tạp, áp dụng GMT sẽ là một giải pháp cho vấn đề này tại Việt Nam. Với mức thuế tối thiểu 15%, GMT sẽ tạo ra mức thuế suất chung giữa các quốc gia bao gồm cả Việt Nam và hạn chế được sự chênh lệch về thuế suất giữa các khu vực pháp lý, từ đó làm giảm sự hấp dẫn của các thiên đường thuế và giảm động lực chuyển dịch lợi nhuận của các MNE. Điều này có nghĩa là, các MNE sẽ phải trả phần thuế tại nơi mà lợi nhuận của họ được tạo ra và thông qua đó sẽ đảm bảo nguồn thu thuế cho Việt Nam và các quốc gia khác; đồng thời giúp tăng cường công bằng trong hệ thống thuế quốc tế, tạo ra sự cạnh tranh lành mạnh hơn trong việc thu hút FDI giữa các quốc gia thay vì tập trung vào lợi thế về thuế để thu hút các công ty dịch chuyển lợi nhuận.

4.5. Đánh giá chung về tác động của Thuế tối thiểu toàn cầu đến Việt Nam

4.5.1. Tác động tích cực

Thứ nhất, GMT giúp thúc đẩy hệ thống thuế hướng đến sự công bằng, minh bạch, ngăn chặn chuyên giá, chuyển dịch lợi nhuận, xói mòn cơ sở thuế, cạnh tranh thuế tiêu cực và cuộc đua xuống đáy. Việc tham gia mạng lưới thuế quốc tế là bước tiến quan trọng khẳng định xu thế quốc tế hóa, thể hiện tinh thần hòa nhập quốc tế của Việt Nam.

Thứ hai, GMT không chỉ tạo cơ hội để Việt Nam xem xét lại chiến lược thu hút FDI, mà còn mở ra cơ hội quan trọng và cần thiết để tiến hành một cuộc xem xét toàn diện về các ưu đãi thuế và phi thuế hiện tại. Khi các yếu tố phi thuế được chú trọng đầu tư nhiều hơn sẽ góp phần nâng cao lợi thế cạnh tranh của Việt Nam và tạo điều kiện thuận lợi hơn cho các hoạt động đầu tư FDI.

Thứ ba, do trước đây, Việt Nam áp dụng nhiều ưu đãi về thuế nhằm thu hút và giữ chân các nhà đầu tư quốc tế nên Nhà nước phải đối mặt với tình trạng thất thu thuế. Vì vậy, việc thực thi GMT sẽ cho phép Việt Nam thu thuế bổ sung đối với các doanh nghiệp thuộc phạm vi chịu ảnh hưởng. Phần thuế thu bổ sung này sẽ có ý nghĩa rất lớn để phát triển kinh tế, Nhà nước có thể dùng để phân bổ cho Quỹ hỗ trợ các nhà đầu tư nước ngoài chịu tác động của GMT hoặc mở rộng đầu tư sản xuất, cơ sở hạ tầng, và thực hiện chính sách an sinh xã hội theo các chiến lược và mục tiêu dài hạn quốc gia.

4.5.2. Tác động tiêu cực

Thứ nhất, việc áp dụng GMT có thể gây ra là sự mâu thuẫn giữa Luật thuế hiện hành với các quy tắc của GMT, việc này có thể tạo ra sự không nhất quán và khó khăn trong việc thực thi các quy định thuế. Về phía các MNE, tranh chấp về nghĩa vụ thuế có thể nảy sinh và Việt Nam cần giải quyết vấn đề liên quan đến việc xác định quyền thuế và chia sẻ lợi ích thuế để tránh ảnh hưởng tiêu cực đến nguồn thu thuế. Ngoài ra, Việt Nam cũng sẽ phải đối mặt với các quốc gia khác trong việc tranh giành quyền thu thuế từ hoạt động đầu tư diễn ra trên lãnh thổ của mình, đặt ra yêu cầu cấp thiết trong việc nội luật hóa kịp thời để giành quyền thu thuế trước.

Thứ hai, thực thi GMT có thể gây ảnh hưởng tiêu cực đến tổng vốn FDI rót vào Việt Nam trong một số ngành, đặc biệt là những ngành có độ co giãn của thuế đối với đầu tư lớn và thiếu lợi thế cạnh tranh bên cạnh ưu đãi thuế.

Thứ ba, khi GMT được triển khai có thể buộc Việt Nam phải thoát khỏi sự cạnh tranh thu hút FDI chỉ xoay quanh thuế thu nhập doanh nghiệp và chuyển sang các hình thức cạnh tranh mới như tín dụng, trợ cấp... Tuy nhiên, cạnh tranh trợ cấp hay tín dụng có thể tạo ra bất lợi cho Việt Nam bởi hình thức này sẽ chỉ thuận lợi với các quốc gia có tiềm lực tài chính mạnh và nguồn ngân sách nhà nước lớn.

5. Một số khuyến nghị chính sách

Thứ nhất, hiện nay, nhiều đối tác đầu tư lớn của Việt Nam đã bắt đầu thực hiện quy tắc IIR, nên để tránh bị mất phần thuế bổ sung và đảm bảo quyền thu thuế trước của Việt Nam đối với các MNE hưởng mức thuế dưới 15%, Việt Nam cần có quy định về cơ chế QDMTT theo nguyên tắc GloBE. Đồng thời, việc áp dụng QDMTT cần rà soát đối chiếu với quy định của OECD, các cam kết quốc tế mà Việt Nam tham gia, cũng như vấn đề về lợi ích và chi phí nếu thực hiện để bảo đảm quyền và bảo vệ lợi ích hợp pháp của Việt Nam.

Thứ hai, để có thể giữ chân các nhà đầu tư hiện hữu và thu hút các nhà đầu tư mới, Việt Nam cần tiếp tục đẩy mạnh việc phát triển các yếu tố phi thuế để nâng cao năng lực cạnh tranh, như cơ sở hạ tầng, chất lượng nguồn lao động, hệ thống pháp lý, môi trường đầu tư, thể chế,... nhằm tạo dựng niềm tin đối với các nhà đầu tư quốc tế và tránh lệ thuộc vào lợi thế về thuế để thu hút FDI. Đồng thời, tập trung phát huy những lợi thế sẵn có để cải thiện thực chất môi trường đầu tư, như vị trí địa lý, đất đai, nguồn lao động, độ mở của nền kinh tế,...

Thứ ba, Việt Nam cần dựa trên nghiên cứu và kinh nghiệm của các nước liên quan, đặc biệt là những nước có hoàn cảnh, điều kiện tương tự như Việt Nam, để có sự đánh giá toàn diện về mọi tác động của GMT, đặc biệt là tác động bất lợi để có giải pháp ứng xử phù hợp. Bên cạnh đó, việc áp dụng GMT sẽ ảnh hưởng trực tiếp nhất tới các MNE tham gia đầu tư tại Việt Nam. Vì vậy, để quá trình xây dựng giải pháp được toàn diện, ngoài những quan điểm chủ quan đến từ phía Chính phủ, Việt Nam cũng nên lắng nghe và duy trì cơ chế đối thoại thường xuyên để tham khảo ý kiến từ chính những nhà đầu tư quốc tế nhằm có cái nhìn tổng quát nhất về mong muốn và nhu cầu của họ. Chẳng hạn, công ty Samsung của Hàn Quốc khuyến nghị rằng nên có chính sách hỗ trợ thay thế để bù đắp cho những ưu đãi về thuế thu nhập doanh nghiệp mất hiệu lực, công ty Intel (Mỹ) đề xuất hỗ trợ đầu tư bằng tiền mặt, trong khi công ty Canon (Nhật Bản) đề xuất hỗ trợ một số chi phí như tiền điện, tiền bảo hiểm xã hội, bảo hiểm y tế, bảo hiểm thất nghiệp; chi phí R&D,...

Thứ tư, Việt Nam cần đánh giá lại các gói hỗ trợ, thiết kế các chính sách ưu đãi mới có tính đến mức thuế tối thiểu mới nhằm phù hợp với hai nhóm nhà đầu tư: (i) Đối với các doanh nghiệp FDI đang hoạt động tại Việt Nam; (ii) Đối với doanh nghiệp FDI sẽ đầu tư vào Việt Nam từ năm 2024. Các biện pháp hỗ trợ cần đạt được ba mục tiêu quan trọng: Vì quyền lợi và lợi ích thực sự cho nhà đầu tư; (Không vi phạm các cam kết quốc tế mà Việt Nam là thành viên); (iii) Tuân thủ các quy tắc của Trụ cột 2. Đồng thời, do các ưu đãi thuế từ trước vẫn còn tác dụng đối với nhóm các doanh nghiệp không thuộc phạm vi điều chỉnh của GMT, đặc biệt là các doanh nghiệp vừa và nhỏ, nên việc điều chỉnh các ưu đãi cần hài hòa lợi ích giữa các nhóm đối tượng đầu tư này, tránh việc để hệ thống thuế mất cân bằng và thiên vị về một nhóm cụ thể.

Thứ năm, Việt Nam sẽ bắt đầu thực hiện GMT từ năm 2024, vậy nên cần thiết phải hoàn thiện cơ sở pháp lý thông qua các văn bản pháp luật đối với các doanh nghiệp đầu tư nước ngoài thuộc phạm vi áp dụng của GMT. Theo đó, Việt Nam cần xây dựng các quy định theo hướng giảm thiểu khả năng khiêu kiện của doanh nghiệp chịu thuế bổ sung khi các doanh nghiệp này không còn được hưởng ưu đãi; cùng với việc xác định các nguyên tắc giải quyết khi khiêu kiện xảy ra, đảm bảo Nhà nước không bị thiệt hại.

Tài liệu tham khảo

- Ánh Tuyết (2023), 'Loạt quốc gia gấp gáp thực thi thuế suất tối thiểu toàn cầu 15%, Việt Nam có chậm chân?', *Vneconomy*, từ <<https://vneconomy.vn/loat-quoc-gia-gap-gap-thuc-thi-thue-suat-toi-thieu-toan-cau-15-viet-nam-co-cham-chan.htm>>
- Becker, J., & Englisch, J. (2021), 'Implementing an international effective minimum tax in the EU', *SSRN eLibrary*, from <https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3892160>
- Bộ Công thương (2023), 'Global minimum tax and its effect on foreign direct investment', *Vietnam National Trade Repository*, retrieved on February 22nd 2023, from <<https://vntr.moit.gov.vn/news/global-minimum-tax-and-its-effect-on-foreign-direct-investment?page=12>>
- Bộ Tài chính (2023), *Tờ trình về đề nghị xây dựng Nghị quyết của Quốc hội về việc áp dụng thuế thu nhập doanh nghiệp bổ sung theo quy định chống xói mòn cơ sở thuế toàn cầu*, ban hành ngày 20 tháng 7 năm 2023.
- Economist Intelligence Unit (2023), *Singapore retains its position as the world's best business environment for 15 consecutive years*.
- Geiger, M., & Baynham, S. (2021), 'Global minimum tax: An easy fix?', *International Tax Review*.

HSBC (2021), *ESG – an Asian frontier market primer*, Hongkong.

Nguyễn Đức Thành, Phạm Văn Long, Nguyễn Quang Thái, Johan Langerock, Herawati, Tony Salvador (2022), ‘Vấn đề cạnh tranh thuế trong ASEAN: Trường hợp ưu đãi thuế thu nhập doanh nghiệp’, *Tạp chí Những vấn đề về Kinh tế và chính trị thế giới*, 1 (309), 3-16.

Nguyễn Thy Nga (2023), ‘Thuế suất tối thiểu toàn cầu tác động thế nào đến chiến lược thu hút FDI?’, *Tạp chí Diễn đàn doanh nghiệp*, truy cập lần cuối ngày 25 tháng 2 năm 2024, từ <<https://diendandoanhnghep.vn/thue-suat-toi-thieu-toan-cau-tac-dong-the-nao-den-chien-luoc-thu-hut-fdi-241729.html>>

Nguyễn Trung Hiếu (2023), ‘Tác động của thuế tối thiểu toàn cầu đến đầu tư trực tiếp nước ngoài tại Việt Nam hiện nay và một số khuyến nghị về mặt chính sách’, *Tạp chí Phát triển Khoa học và Công nghệ*, 7(4), 105-112.

Nguyễn Văn Phụng (2023), ‘Tác động của thuế tối thiểu toàn cầu đến doanh nghiệp FDI tại Việt Nam’, *Tạp chí Tài chính*, 1(802), 34-37.

Quỳnh Nga & Lan Anh (2018), ‘Chống chuyển giá, trốn thuế: Cần hành lang pháp lý đủ mạnh’, *Công Thương*, truy cập lần cuối ngày 23 tháng 2 năm 2024, từ <<https://congthuong.vn/chong-chuyen-gia-tron-thue-can-hanh-lang-phap-ly-du-manh-111942.html>>

Thao, L. T. (2023) ‘Global Minimum Tax Implementation: Vietnam’s Policy Recommendations’, *Pancasila and Law Review*, 4(2), 129–142, DOI: 10.25041/plr.v4i2.3170.

Trung tâm xúc tiến đầu tư phía Nam (2021), *Việt Nam đang ở đâu trong ‘cuộc đua’ thu hút vốn đầu tư nước ngoài tại ASEAN?*, truy cập lần cuối ngày 23 tháng 2 năm 2024, từ <<https://ipcs.mpi.gov.vn/viet-nam-dang-o-dau-trong-cuoc-dua-thu-hut-von-dau-tu-nuoc-ngoai-tai-asean/#:~:text=T%E1%BB%95ng%20quan%2C%20Vi%E1%BB%87t%20Nam%20v%E1%BA%ABn,%C4%91%E1%BB%83%20%C4%91%E1%BA%A7u%20t%C6%B0%20t%E1%BA%A1i%20ASEAN.>>>

UNCTAD (2022), *World Investment Report 2022*, New York.

World Bank (2020), *Doing Business 2020*, Washington.

TÁC ĐỘNG CỦA ĐÔ THỊ HÓA ĐẾN BẤT BÌNH ĐẲNG THU NHẬP: NGHIÊN CỨU VỚI DỮ LIỆU CẤP TỈNH Ở VIỆT NAM

Nguyễn Thị Hoài Thu
Học viện Ngân hàng
Email: hoaithu@hvn.edu.vn

Mã bài: JED-1616
Ngày nhận: 23/02/2024
Ngày nhận bản sửa: 27/02/2024
Ngày duyệt đăng: 26/03/2024
DOI: 10.33301/JED.VI.1616

Tóm tắt:

Nghiên cứu này đánh giá tác động của đô thị hóa đến bất bình đẳng thu nhập ở Việt Nam với dữ liệu của 63 tỉnh/thành phố trực thuộc trung ương trong giai đoạn 2015-2019. Kết quả từ mô hình tác động cố định cho thấy tồn tại mối quan hệ chữ U ngược giữa mức độ đô thị hóa và bất bình đẳng thu nhập ở Việt Nam. Đô thị hóa trong giai đoạn đầu làm gia tăng bất bình đẳng thu nhập, tuy nhiên sau khi vượt qua một ngưỡng nhất định, đô thị hóa làm giảm bất bình đẳng. Nghiên cứu này cho thấy bất bình đẳng ở các tỉnh của Việt Nam có xu hướng giảm xuống khi tỷ lệ đô thị hóa vượt qua ngưỡng khoảng 35,18%. Tỷ lệ này thấp hơn rất nhiều so với kết quả ở một số nghiên cứu trên thế giới, cho thấy quá trình đô thị hóa ở Việt Nam có tính bao trùm khá cao. Tuy nhiên với tỷ lệ đô thị hóa đang tương đối thấp ở nhiều tỉnh thành, đẩy mạnh đô thị hóa trong thời gian tới có nguy cơ làm gia tăng bất bình đẳng ở Việt Nam. Kết quả có được hàm ý rằng các chính sách hướng tới giảm bất bình đẳng thu nhập cần phù hợp với giai đoạn đô thị hóa ở các địa phương.

Từ khóa: Đô thị hóa, bất bình đẳng thu nhập, mối quan hệ chữ U ngược, Kuznets.

Mã JEL: D63, O18, P25.

The impact of urbanization on income inequality: A study with provincial data in Vietnam

Abstract:

This study examines the impact of urbanization on income inequality in Vietnam using provincial data from 2015 to 2019. The results of the fixed-effects model indicate an inverted U-shaped relationship between urbanization and income inequality in Vietnam. Initially, urbanization tends to increase income inequality, but it reaches a turning point, after which it starts reducing inequality. The study suggests that when the urbanization rate exceeds a threshold of about 35.18%, income inequality tends to decrease in Vietnam's provinces. This rate is lower than the results of similar studies conducted worldwide, indicating that the urbanization process in Vietnam is inclusive. However, given the relatively low urbanization rate in many provinces, promoting urbanization may increase inequality in Vietnam in the future. Therefore, policies aimed at reducing income inequality should be conformed to the stage of urbanization in localities.

Keywords: Urbanization, income inequality, inverted U-shaped relationship, Kuznets.

JEL Codes: D63, O18, P25

1. Đặt vấn đề

Bất bình đẳng là vấn đề mang tính toàn cầu và đang thách thức một trong các mục tiêu cốt lõi của Chương trình nghị sự 2030 Vì sự phát triển bền vững – không ai bị bỏ lại phía sau. Thách thức này có quan hệ chặt chẽ với các xu hướng lớn như đô thị hóa, di cư và thay đổi công nghệ (United Nations, 2020). Đô thị hóa tác động một cách sâu sắc đến phân phối thu nhập ở nhiều quy mô, từ địa phương, quốc gia và toàn cầu.

Mối quan hệ giữa đô thị hóa và phân phối thu nhập đã được đề cập ở cả lý thuyết và các nghiên cứu thực nghiệm. Kuznets (1955) đưa ra giả thuyết về mối quan hệ chữ U ngược giữa phát triển kinh tế và bất bình đẳng. Nhiều nghiên cứu thực nghiệm cũng tìm thấy có mối quan hệ giữa đô thị hóa và bất bình đẳng thu nhập, đặc biệt là làm gia tăng chênh lệch giữa khu vực thành thị và nông thôn. Một số nghiên cứu cho thấy bất bình đẳng tăng lên cùng với quá trình đô thị hóa, tuy nhiên một số khác lại chỉ ra có mối quan hệ phi tuyến giữa đô thị hóa và bất bình đẳng thu nhập (Loorbach & Shiroyama, 2016; Chiu, 2012).

Đô thị hóa đang diễn ra một cách mạnh mẽ ở Việt Nam. Tốc độ gia tăng dân số đô thị duy trì ở mức cao, trung bình hàng năm dân số đô thị ở Việt Nam tăng thêm từ 1 đến 1,3 triệu dân, được xếp vào những nước có tốc độ đô thị hóa cao ở khu vực Đông Á. Tính đến quý III năm 2022, tỷ lệ dân số thành thị đạt trên 41% với 888 đô thị (Trần Thị Lan Anh, 2022). Tuy vậy, đô thị hóa ở Việt Nam chưa đạt được mục tiêu đã đưa ra trong Chiến lược phát triển kinh tế xã hội giai đoạn 2011-2020, và thấp hơn nhiều so với mức trung bình của thế giới. Chính vì vậy, đẩy mạnh đô thị hóa vẫn tiếp tục là một trong những ưu tiên của Chính phủ Việt Nam trong thời gian tới, với một số mục tiêu cụ thể như: đến năm 2025 tỷ lệ đô thị hóa đạt mức tối thiểu 45%, số lượng đô thị trên cả nước đạt khoảng 1000 đô thị; mục tiêu đến năm 2030, tỷ lệ đô thị hóa đạt trên 50%, số lượng đô thị đạt 1.000 - 1.200 đô thị; tầm nhìn đến năm 2045, tỷ lệ đô thị hóa của Việt Nam nằm trong nhóm trung bình cao ở khu vực Đông Nam Á và Châu Á (Bộ Chính trị, 2022).

Trong khi đó, số liệu của Tổng cục Thống kê cho thấy bất bình đẳng ở Việt Nam có xu hướng tăng liên tục trong giai đoạn trước 2019. Đến năm 2019, hệ số GINI của cả nước là 0,423. Năm 2020, mặc dù hệ số GINI giảm xuống còn 0,373 nhưng xu thế tăng tiếp tục diễn ra trong giai đoạn 2020-2022. Giảm bất bình đẳng sẽ vẫn là một thách thức lớn và tiếp tục cần nhiều nỗ lực của Chính phủ Việt Nam.

Đã có một số nghiên cứu về bất bình đẳng nói chung, mối quan hệ giữa đô thị hóa và bất bình đẳng thu nhập ở Việt Nam nói riêng, cần có thêm các nghiên cứu về chủ đề này nhằm đảm bảo quá trình đô thị hóa gắn với các mục tiêu phát triển bền vững. Khác với các nghiên cứu đã có, nghiên cứu này sử dụng dữ liệu cấp tỉnh ở Việt Nam trong giai đoạn 2015-2019 để ước lượng tác động của đô thị hóa đến bất bình đẳng thu nhập. Trong đó, bất bình đẳng thu nhập được đo lường thông qua chênh lệch giữa thu nhập của nhóm 20% giàu nhất và 20% nghèo nhất ở mỗi tỉnh. Chỉ số này có sự biến động mạnh hơn so với hệ số GINI, chỉ số thường được sử dụng làm biến đại diện cho bất bình đẳng ở các nghiên cứu đã có, kỳ vọng sẽ cung cấp thêm bằng chứng về tác động của đô thị hóa đến bất bình đẳng thu nhập. Ngoài ra, nghiên cứu này đưa thêm các biến số đại diện cho chất lượng thể chế và mức độ kết nối ở các tỉnh để kiểm soát tác động của các yếu tố này đến bất bình đẳng thu nhập.

Nội dung phía sau của nghiên cứu này gồm các phần: Phần 2 tổng quan các nghiên cứu về mối quan hệ giữa đô thị hóa và bất bình đẳng thu nhập; phần 3 mô tả dữ liệu và phương pháp nghiên cứu; phần 4 trình bày kết quả của nghiên cứu và thảo luận các kết quả này; phần 5 sẽ đưa ra các kết luận và hàm ý chính sách dựa trên kết quả của nghiên cứu.

2. Tổng quan nghiên cứu

Về mặt lý thuyết, Kuznets (1955) đưa ra giả thuyết về mối quan hệ chữ U ngược giữa phát triển kinh tế và bất bình đẳng. Theo đó, sự chuyển dịch dân số từ các hoạt động kinh tế truyền thống sang hiện đại lúc đầu làm gia tăng bất bình đẳng. Tuy nhiên sau khi đạt đến một ngưỡng nhất định, quá trình chuyển dịch này sẽ làm bất bình đẳng giảm xuống. Bởi vì đô thị hóa thường gắn liền với sự chuyển dịch dân cư từ nông thôn đến thành thị và sự thay đổi cơ cấu ngành kinh tế, ý tưởng của Kuznets có thể áp dụng để giải thích tác động của đô thị hóa đến bất bình đẳng thu nhập. Một số nghiên cứu khác cũng hàm ý về tác động phân phối thu nhập của đô thị hóa. Lewis (1954) với mô hình kinh tế hai khu vực cho rằng sự dịch chuyển lao động từ khu vực truyền thống ở nông thôn sang khu vực hiện đại ở thành thị là một quá trình tất yếu. Quá trình này làm tăng cung lao động ở khu vực hiện đại và giảm cung lao động ở khu vực nông nghiệp truyền thống, từ đó sẽ thu hẹp chênh lệch về tiền lương giữa hai khu vực này. Harris & Todaro (1970) giải thích di cư từ nông

thôn ra thành thị không chỉ bắt nguồn từ sự khác biệt về thu nhập thực tế mà còn là chênh lệch của thu nhập kỳ vọng từ di cư. Điều này làm cho kết quả về cải thiện thu nhập của di cư ra thành thị trở nên không chắc chắn. Bên cạnh đó, lý thuyết kinh tế mới về lao động di cư (NELM) cho rằng di cư nói chung, di cư từ nông thôn ra thành thị nói riêng, là một chiến lược của hộ gia đình. Người di cư thường vẫn giữ mối quan hệ chặt chẽ với gia đình ở nơi đi, biểu hiện trực tiếp nhất là thông qua tiền gửi về từ di cư. Bởi vì mức độ bình đẳng trong phân phối thu nhập của một quốc gia chịu ảnh hưởng của chênh lệch về thu nhập giữa thành thị và nông thôn, mức độ bất bình đẳng trong nội bộ khu vực thành thị, và mức độ bất bình đẳng ở nội bộ khu vực nông thôn, các lý thuyết của Lewis (1954), Harris & Todaro (1970) chưa chỉ ra tác động cuối cùng của di cư và đô thị hóa đến phân phối thu nhập. Tương tự như vậy, lý thuyết kinh tế mới về lao động di cư (NELM) cũng chưa đưa ra kết luận về việc di cư ra các thành phố sẽ làm tăng hay giảm bất bình đẳng thu nhập.

Khá nhiều nghiên cứu thực nghiệm đã cố gắng tìm hiểu mối quan hệ giữa đô thị hóa và bất bình đẳng thu nhập. Phần lớn các nghiên cứu này cố gắng xác định liệu có tồn tại mối quan hệ phi tuyến như giả thuyết của Kuznets hay không. Các nghiên cứu đã có về chủ đề này có thể chia thành hai nhóm: các nghiên cứu với dữ liệu của một nhóm các quốc gia, và các nghiên cứu cho một quốc gia cụ thể.

Maket & cộng sự (2023) nghiên cứu cho nhóm các quốc gia châu Phi và cận Sahara trong giai đoạn 2000-2020 cho thấy bất bình đẳng thu nhập tăng lên cùng với quá trình tích tụ đô thị trong giai đoạn đầu và giảm ở các giai đoạn đô thị hóa sau này. Mối quan hệ chữ U ngược giữa đô thị hóa và bất bình đẳng theo giả thuyết của Kuznets cũng được tìm thấy ở một số nghiên cứu trước đó như (Adams & Klobodu, 2019; Castells-Quintana & cộng sự, 2015; Sulemana & cộng sự, 2019).

Ali & cộng sự (2022) nghiên cứu tác động của đô thị hóa và công nghiệp hóa đến bất bình đẳng thu nhập theo giả thuyết đường cong Kuznets ở các quốc gia có thu nhập thấp, trung bình và cao trong giai đoạn 1990–2014. Sử dụng phương pháp hồi quy lượng tử khoảng khắc (MMQR), nghiên cứu tìm ra các kết quả khác nhau về tác động phân phối của đô thị hóa trong ba nhóm quốc gia. Ở các quốc gia có thu nhập cao, đô thị hóa làm tăng bất bình đẳng từ phân vị thứ ba. Ở các quốc gia có thu nhập trung bình cao, đô thị hóa không có tác động đáng kể ở các nhóm phân vị thấp và trung bình nhưng dẫn đến sự gia tăng đáng kể về bất bình đẳng ở các nhóm phân vị cao hơn. Kết quả cũng cho thấy đô thị hóa làm giảm bất bình đẳng ở tất cả các nhóm phân vị ở các nước có thu nhập trung bình thấp. Nghiên cứu này tìm thấy bằng chứng về sự tồn tại của mối quan hệ chữ U ngược ở các nước có thu nhập trung bình cao và trung bình thấp.

Tuy nhiên, cũng có các nghiên cứu không tìm thấy mối quan hệ giữa đô thị hóa và bất bình đẳng như giả thuyết của Kuznets. Angeles (2010) sử dụng dữ liệu bảng của hơn 200 quốc gia trong giai đoạn 1960–2005 lại cho thấy mối quan hệ hình chữ U chứ không phải mối quan hệ hình chữ U ngược giữa đô thị hóa và bất bình đẳng. Trong nghiên cứu này, Angeles sử dụng mật độ dân số thành thị để biểu thị cho mức độ đô thị hóa.

Kết quả nghiên cứu cho một số quốc gia cụ thể cho thấy bằng chứng về cả tác động làm tăng bất bình đẳng của đô thị hóa và tác động theo giả thuyết của Kuznets. Wu & Rao (2017) nghiên cứu với dữ liệu cấp tỉnh trong giai đoạn 1987-2010 cho thấy tồn tại mối hệ chữ U ngược một cách rõ ràng giữa đô thị hóa và bất bình đẳng ở Trung Quốc. Mối quan hệ này tiếp tục được khẳng định ở nghiên cứu của He & Zhang (2022) hay Cheng & cộng sự (2023).

Mahumane & Mulder (2022) cũng thấy mối quan hệ chữ U ngược giữa tích tụ đô thị do đô thị hóa và bất bình đẳng thu nhập liên quan đến chỉ tiêu năng lượng ở Mozambique. Sagala & cộng sự (2014) nghiên cứu mối quan hệ giữa bất bình đẳng trong chi tiêu và đô thị hóa ở Indonesia dựa trên dữ liệu cấp tỉnh trong giai đoạn 2000–2009. Kết quả nghiên cứu ủng hộ giả thuyết của Kuznets, bất kể hệ số Gini hay chỉ số Theil được sử dụng làm thước đo cho sự bất bình đẳng. Bất bình đẳng trong chi tiêu dự kiến sẽ đạt đỉnh khi tỷ lệ đô thị hóa đạt khoảng 46–50%. Bởi vì tỷ lệ đô thị hóa ở Indonesia năm 2010 là 50%, điều này cho thấy sự bất bình đẳng trong chi tiêu đã đạt giá trị cao nhất. Chính vì vậy, quá trình đô thị hóa hơn nữa sẽ làm giảm bất bình đẳng trong chi tiêu, với các yếu tố khác không đổi. Ha & cộng sự (2019) nghiên cứu cho Việt Nam trong giai đoạn 2006 – 2016 cho thấy tác động dài hạn của đô thị hóa trong việc làm giảm bất bình đẳng thu nhập. Trong ngắn hạn, đô thị hóa có ảnh hưởng rất nhỏ đến bất bình đẳng thu nhập. Nghiên cứu này cũng cho thấy tồn tại mối quan hệ chữ U ngược giữa đô thị hóa và bất bình đẳng thu nhập.

Bên cạnh các nghiên cứu ủng hộ giả thuyết của Kuznets, một số nghiên cứu lại cho thấy không tồn tại mối quan hệ phi tuyến hay mối quan hệ chữ U ngược giữa đô thị hóa và bất bình đẳng. International Growth

Centre (2017) sử dụng dữ liệu của Tanzania từ năm 1991 đến năm 2010 cho thấy không có mối quan hệ đáng kể nào giữa tích tụ đô thị và bất bình đẳng thu nhập. Oyvat (2016) nghiên cứu tác động của cơ cấu nông nghiệp và đô thị hóa đến bất bình đẳng thu nhập. Tác giả đã xem xét mối quan hệ giữa bất bình đẳng trong việc nắm giữ đất đai, đô thị hóa và bất bình đẳng thu nhập với dữ liệu chéo. Kết quả ước tính chỉ ra rằng bất bình đẳng trong việc nắm giữ đất đai có tác động đáng kể đến quá trình đô thị hóa và thu nhập đô thị cũng như sự bất bình đẳng. Hơn nữa, phân tích cho thấy đô thị hóa quá mức làm tăng bất bình đẳng thu nhập.

Như vậy, mặc dù đã có nhiều nghiên cứu về tác động của đô thị hóa đến bất bình đẳng thu nhập trên thế giới, kết quả của các nghiên cứu này chưa thực sự thống nhất. Bên cạnh đó, các nghiên cứu về chủ đề này ở Việt Nam chưa nhiều, cần có thêm các nghiên cứu mới. Ngoài ra, trong trường hợp tồn tại mối quan hệ chữ U ngược giữa đô thị hóa và bất bình đẳng thì cần ước lượng giá trị điểm ngoặt để có các hàm ý chính sách cụ thể hơn. Nghiên cứu này sẽ bổ sung một phần vào khoảng trống nghiên cứu này.

3. Dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu

Nghiên cứu này sử dụng dữ liệu của 63 tỉnh/thành phố trực thuộc trung ương ở Việt Nam trong giai đoạn 2015-2019, bao gồm dữ liệu về chênh lệch thu nhập bình quân đầu người một tháng giữa nhóm 20% dân số giàu nhất và 20% dân số nghèo nhất phân theo địa phương, đại diện cho mức độ bất bình đẳng; tỷ lệ dân số thành thị trong tổng dân số - đại diện cho mức độ đô thị hóa; GDP bình quân đầu người theo giá thực tế; tỷ lệ lao động đã qua đào tạo trong lực lượng lao động; tỷ lệ thất nghiệp; số thuê bao internet trung bình theo đầu người, đại diện cho mức độ kết nối của người dân ở các địa phương. Các dữ liệu này được thu thập từ dữ liệu trong Niên giám thống kê của 63 tỉnh/thành phố ở Việt Nam. Riêng chỉ số phản ánh mức độ tham gia của người dân ở cấp cơ sở - một chỉ số thành phần trong chỉ số hiệu quả quản trị và hành chính công cấp tỉnh (PAPI), đại diện cho chất lượng thể chế. Chỉ số PAPI được sử dụng để đo lường, đối sánh trải nghiệm và cảm nhận của người dân về mức độ hiệu quả quản trị của cơ quan hành chính. Cụ thể, thông qua hiệu quả và chất lượng thực thi chính sách, cung cấp dịch vụ công của chính quyền địa phương ở tất cả các tỉnh/thành phố tại Việt Nam. Đo lường chỉ số PAPI được Chương trình Phát triển Liên Hợp Quốc tại Việt Nam đề xuất từ năm 2009. Dữ liệu thu thập được nhằm thúc đẩy xây dựng quản trị hiệu quả và chủ động đáp ứng nhu cầu của người dân của chính quyền địa phương.

Bảng 1: Tóm tắt các biến có trong mô hình và tác động kỳ vọng

Biến số	Trung bình	Độ lệch chuẩn	GT nhỏ nhất	GT lớn nhất	Dấu kỳ vọng
INQ	7,48	1,37	3,48	12,65	(biến phụ thuộc)
UR	28,73	17,28	9,80	87,26	+
UR ²	1123,00	1553,82	96,04	7614,31	-
LGDP	3,53	0,48	2,64	5,42	+
LGDP ²	12,67	3,73	6,96	29,39	-
HUMCAP	19,37	7,41	8,20	48,50	-
UNEM	1,75	1,41	0,08	10,90	+
INTERNET	0,49	0,80	0,01	5,89	+
PAPI	5,20	0,49	4,11	6,81	-

Ghi chú: Số quan sát của tất cả các biến là 315

Nguồn: Xử lý của tác giả từ dữ liệu nghiên cứu.

3.2. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu này sử dụng mô hình sau đây nhằm kiểm định giả thuyết về mối quan hệ chữ U ngược giữa đô thị hóa và bất bình đẳng thu nhập:

$$INQ_{it} = \beta_0 + \beta_1 UR_{it} + \beta_2 UR_{it}^2 + \beta_3 LGDP_{it} + \beta_4 LGDP_{it}^2 + \delta X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

Trong đó, với tỉnh i trong năm t :

INQ là chênh lệch thu nhập trung bình theo tháng của nhóm 20% dân số giàu nhất và 20% dân số nghèo nhất – đại diện cho mức độ bất bình đẳng của tỉnh;

UR là tỷ lệ phần trăm dân số thành thị trong tổng dân số, đại diện cho mức độ đô thị hóa;

LGDP là GDP bình quân đầu người tính theo giá cố định năm 2010, được lấy ở logarit;

UR² và LGDP² lần lượt là bình phương của biến UR và LGDP, hai biến số này được đưa vào mô hình nhằm kiểm định giả thuyết của Kuznets về mối quan hệ chữ U ngược giữa mức độ phát triển và bất bình đẳng;

X là vector các biến kiểm soát trong mô hình, bao gồm: tỷ lệ thất nghiệp, tỷ lệ lao động đã qua đào tạo trong lực lượng lao động, số thuê bao internet bình quân đầu người, và chỉ số phản ánh mức độ tham gia của người dân ở cấp cơ sở - một chỉ số thành phần của Chỉ số hiệu quả quản trị và hành chính công cấp tỉnh (PAPI) – đại diện cho chất lượng thể chế.

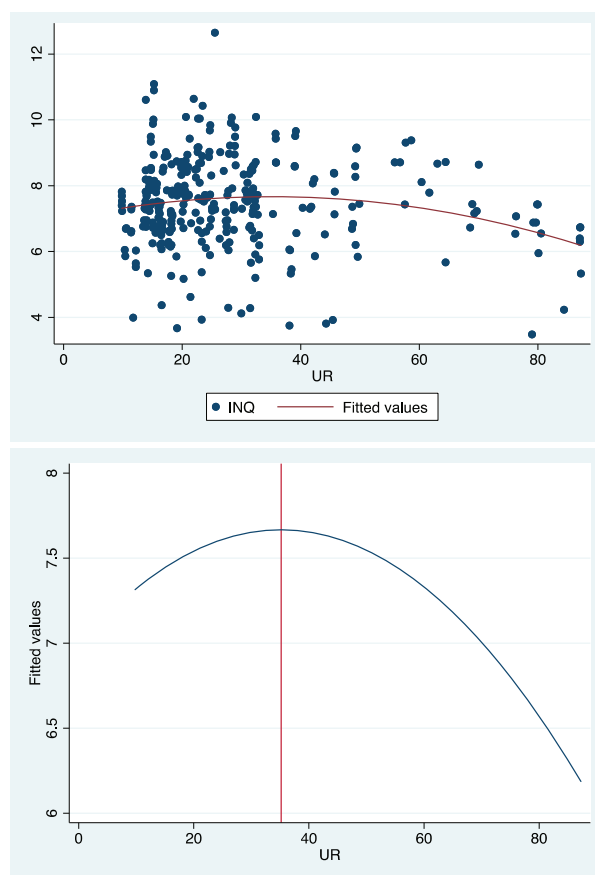
μ_i là các yếu tố đặc trưng của tỉnh không quan sát được và không thay đổi theo thời gian; ε_{it} là sai số ngẫu nhiên của mô hình; $\beta_0 - \beta_3$ và δ - vector hệ số của biến kiểm soát - là các tham số cần ước lượng.

Nghiên cứu sẽ lựa chọn giữa các kỹ thuật ước lượng bình phương nhỏ nhất gộp (Pooled OLS), mô hình tác động cố định (Fixed-effects, FE), và mô hình tác động ngẫu nhiên (Random-effects, RE) thông qua kiểm định Hausman và kiểm định nhân tử Lagrange của Breusch – Pagan. Cụ thể, kiểm định Hausman để lựa chọn giữa mô hình FE và RE. Giả thuyết Ho của kiểm định Hausman là “Mô hình ước lượng tác động ngẫu nhiên là phù hợp”. Nếu giả thuyết Ho bị bác bỏ ($P < 0,05$), mô hình ước lượng tác động cố định sẽ được lựa chọn. Trong trường hợp mô hình RE được lựa chọn, kiểm định nhân tử Lagrange của Breusch – Pagan sẽ được sử dụng để lựa chọn giữa mô hình RE và OLS gộp. Giả thuyết Ho của kiểm định này là “Mô hình OLS gộp là phù hợp”. Nếu giả thuyết Ho bị bác bỏ, mô hình RE sẽ được lựa chọn.

4. Kết quả và thảo luận

Hình 1 trình bày mối quan hệ giữa đô thị hóa và bất bình đẳng thu nhập theo đường cong Kuznets hình chữ U ngược. Hình đầu tiên là biểu đồ phân tán hiển thị mối quan hệ ngày càng tăng của bất bình đẳng trong giai đoạn đầu của quá trình đô thị hóa, đạt đến điểm cao nhất ở một thời điểm nào đó, và giảm dần ở giai

Hình 1: Mối quan hệ chữ U ngược giữa đô thị hóa và bất bình đẳng thu nhập



Nguồn: Xử lý của tác giả từ dữ liệu nghiên cứu.

đoạn sau. Hình thứ hai hiển thị sơ đồ giá trị ước lượng của biến bất bình đẳng thu nhập theo biến số phản ánh đô thị hóa. Điểm cực đại được chỉ định bởi đường thẳng đứng màu đỏ. Sử dụng phần mềm Stata phiên bản 15.1, bước ngoặt đạt được khi tỷ lệ đô thị hóa đạt khoảng 35,18%.

Kiểm định Hausman có giá trị xác suất là $0,002 < 0,05$, điều này có nghĩa là giả thuyết H_0 , mô hình tác động ngẫu nhiên là phù hợp, bị bác bỏ. Do đó mô hình tác động cố định (FE) sẽ được lựa chọn. Bảng 2 trình bày kết quả ước lượng từ mô hình tác động cố định (FE).

Bảng 2: Kết quả ước lượng

Biến độc lập	Hệ số ước lượng	Sai số chuẩn vững	P>t
UR	0,157**	0,069	0,026
UR ²	-0,001*	0,001	0,081
LGDP	14,181***	3,503	0,000
LGDP ²	-1,941***	0,412	0,000
HUMCAP	-0,062**	0,025	0,017
UNEM	0,088**	0,035	0,014
INTERNET	0,204	0,198	0,307
PAPI	0,025	0,113	0,828
Số quan sát	315		
Số nhóm	63		
R bình phương	0,364		
F test	Prob>chi2 = 0,000		
Kiểm định Hausman	Prob>chi2 = 0,002		

Ghi chú: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$; hệ số ước lượng của các biến giả thời gian không được trình bày ở đây.

Nguồn: Kết quả ước lượng từ dữ liệu nghiên cứu.

Kết quả cho thấy hệ số của biến UR mang dấu dương, hệ số biến UR² mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê. Như vậy nghiên cứu này tiếp tục cho thấy có tồn tại mối quan hệ chữ U ngược giữa đô thị hóa và bất bình đẳng ở Việt Nam. Trong giai đoạn đầu, tỷ lệ dân số thành thị tăng lên kéo theo bất bình đẳng gia tăng. Tuy nhiên, sau khi đạt đến ngưỡng nhất định, gia tăng tỷ lệ dân số đô thị làm giảm bất bình đẳng. Kết quả này tương đồng với một số nghiên cứu như Wu & Rao (2017), He & Zhang (2022) hay Cheng & cộng sự (2023) với dữ liệu của Trung Quốc; Mahumane & Mulder (2022) nghiên cứu cho Mozambique, và Sagala & cộng sự (2014) với trường hợp của Indonesia.

Nghiên cứu này cho thấy bất bình đẳng ở các tỉnh của Việt Nam có xu hướng giảm xuống khi tỷ lệ đô thị hóa vượt qua ngưỡng khoảng 35,18%, với các yếu tố khác không đổi. Tỷ lệ này thấp hơn rất nhiều so với kết quả nghiên cứu của Sagala & cộng sự (2014) khi cho thấy điểm ngoặt ở Indonesia đạt được khi tỷ lệ đô thị hóa đạt từ 46-50%. Điều này phản ánh quá trình đô thị hóa ở Việt Nam có tính bao trùm khá cao. Quá trình phát triển và mở rộng các đô thị không có sự đánh đổi quá lớn giữa phát triển kinh tế và bất bình đẳng trong phân phối thu nhập. Đặc biệt, đô thị hóa ở Việt Nam có thể đang tạo ra hiệu ứng lan tỏa tích cực tới các khu vực nông thôn xung quanh. Thực tế cho thấy quá trình đô thị hóa ở nước ta gắn liền với quá trình công nghiệp hóa, thay đổi cơ cấu lao động và cơ cấu ngành kinh tế. Năm 2019, dân số Việt Nam xấp xỉ 96,5 triệu người. Trong đó, lao động đang hoạt động ở khu vực nông-lâm nghiệp- thủy sản chiếm gần 35% lực lượng lao động; lao động ở khu vực công nghiệp và xây dựng hơn 16 triệu người, chiếm trên 29%; lao động ở khu vực dịch vụ khoảng 19,6 triệu người, chiếm gần 36% (Nguyễn Tố Lăng, 2021). Như vậy lao động ở Việt Nam hoạt động trong khu vực phi nông nghiệp chiếm tỷ trọng chính. Di cư từ nông thôn ra thành thị đang có nhiều cơ hội để thích ứng với khu vực kinh tế đô thị và có được việc làm trong khu vực phi nông nghiệp với thu nhập cao hơn. Lao động di cư không chỉ cải thiện được thu nhập của chính bản thân họ mà còn góp phần thúc đẩy kinh tế ở quê hương. Lập luận này càng có căn cứ khi hệ số ước lượng của biến thu nhập bình quân đầu người (LGDP) mang dấu dương, hệ số biến bình phương thu nhập bình quân đầu người (LGDP²) mang dấu âm và đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Tăng trưởng kinh tế mặc dù lúc đầu mang tính tập trung và làm gia tăng bất bình đẳng nhưng sau đó đã góp phần làm tăng nguồn lực và tạo cơ hội để phân phối thu nhập một cách công bằng hơn.

Kết quả ước lượng của hệ số biến phản ánh tỷ lệ lao động đã qua đào tạo mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%. Tỷ lệ lao động đã qua đào tạo trong lực lượng lao động tăng lên sẽ làm cho mức độ bất bình đẳng trong phân phối thu nhập giảm xuống. Thu nhập từ lao động là nguồn thu nhập chính của các hộ gia đình ở Việt Nam, đặc biệt là các hộ nghèo (Nguyễn Thị Hoài Thu & cộng sự, 2022). Chính vì vậy, tỷ lệ lao động được đào tạo gia tăng làm tăng thu nhập cho đại bộ phận dân số và làm giảm chênh lệch trong phân phối thu nhập giữa các hộ gia đình. Thống nhất với kết quả này, hệ số của biến tỷ lệ thất nghiệp mang dấu dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%. Thất nghiệp gia tăng làm tăng bất bình đẳng trong phân phối thu nhập.

Nghiên cứu này đưa thêm biến số thuê bao internet trung bình của tỉnh để phản ánh mức độ kết nối của người dân. Hệ số ước lượng của biến số này mang dấu dương nhưng không có ý nghĩa thống kê. Mặc dù bất bình đẳng số là một trong những nguyên nhân dẫn đến bất bình đẳng thu nhập, mức độ bao phủ cao của internet ở Việt Nam có thể là nguyên nhân dẫn đến không tìm thấy bằng chứng về tác động làm gia tăng bất bình đẳng của yếu tố này. Phi Long (2022) cho thấy số lượng người dùng internet ở Việt Nam tính đến tháng 9 năm 2022 vào khoảng 70 triệu người, tương đương 70% dân số cả nước. Theo đó, lượng người dùng internet ở Việt Nam xếp thứ 12 trên thế giới và đứng thứ 6 ở châu Á. Trong nghiên cứu này, hệ số của biến phản ánh mức độ tham gia của người dân ở cấp cơ sở, đại diện cho chất lượng thể chế, không có ý nghĩa thống kê. Ảnh hưởng phức tạp của thể chế đối với đảm bảo công bằng đã được chỉ ra trong nhiều nghiên cứu. Chẳng hạn như Chong & Gradstein (2007) chỉ ra rằng chất lượng thể chế có thể làm gia tăng bất bình đẳng. Kết quả này không phủ nhận việc cải cách thể chế có thể làm giảm bất bình đẳng mà hàm ý rằng các yếu tố chính trị có thể cản trở việc thực hiện mục tiêu này. Tuy vậy, tác động của thể chế đến bất bình đẳng ở Việt Nam cần được nghiên cứu thêm thông qua các thước đo về chất lượng thể chế cũng như bất bình đẳng thu nhập khác nhau.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Nghiên cứu này đánh giá tác động của đô thị hóa đến bất bình đẳng thu nhập ở Việt Nam với dữ liệu của 63 tỉnh/thành phố trực thuộc trung ương trong giai đoạn 2015-2019 và mô hình tác động cố định. Kết quả nghiên cứu cho thấy tồn tại mối quan hệ chữ U ngược giữa mức độ đô thị hóa và bất bình đẳng thu nhập ở Việt Nam theo giả thuyết của Kuznets. Đô thị hóa trong giai đoạn đầu làm gia tăng bất bình đẳng thu nhập, tuy nhiên sau khi vượt qua một ngưỡng nhất định, đô thị hóa làm giảm bất bình đẳng. Kết quả này gợi ý rằng các chính sách giảm bất bình đẳng cần phù hợp với giai đoạn phát triển kinh tế. Ở các địa phương đang có tỷ lệ đô thị hóa thấp và đang đẩy nhanh quá trình này, cần kết hợp các công cụ chính sách khác nhằm đảm bảo bất bình đẳng không gia tăng một cách nghiêm trọng. Trong khi đó, các địa phương đã có tỷ lệ đô thị hóa ở mức cao cần tiếp tục duy trì tính bao trùm trong quá trình phát triển. Nghiên cứu này cho thấy bất bình đẳng ở các tỉnh của Việt Nam có xu hướng giảm xuống khi tỷ lệ đô thị hóa vượt qua ngưỡng khoảng 35,18%. Tỷ lệ này thấp hơn rất nhiều so với kết quả ở một số nghiên cứu trên thế giới. Đây là một tín hiệu tích cực cho thấy quá trình đô thị hóa ở Việt Nam có tính bao trùm và lan tỏa khá cao. Đô thị hóa có thể đang không tạo ra chênh lệch thu nhập giữa thành thị và nông thôn quá lớn, đồng thời có tính bao trùm trong từng khu vực thành thị và khu vực nông thôn. Tuy nhiên, số liệu thống kê cho thấy có đến 49 trong tổng số 63 tỉnh/thành phố ở Việt Nam đang có tỷ lệ đô thị hóa thấp hơn ngưỡng này trong năm 2019. Điều đó cho thấy bất bình đẳng trong phân phối thu nhập có thể sẽ tiếp tục gia tăng trong thời gian tới khi mà các tỉnh phần đầu đạt được các mục tiêu về tỷ lệ đô thị hóa đã đề ra. Kết quả của nghiên cứu này cũng cho thấy vai trò quan trọng của giải quyết việc làm và đào tạo lao động đối với giảm bất bình đẳng thu nhập. Các chính sách về việc làm không chỉ góp phần làm giảm bất bình đẳng mà còn trực tiếp góp phần đạt được các mục tiêu phát triển bền vững khác, trong đó có mục tiêu giảm nghèo và mục tiêu về việc làm. Bên cạnh đó, nghiên cứu này cho thấy cần chú ý các yếu tố có thể cản trở mục tiêu công bằng trong quá trình cải cách thể chế ở Việt Nam.

Nghiên cứu này chỉ đánh giá tác động của đô thị hóa đến bất bình đẳng ở Việt Nam trong giai đoạn 2015-2019. Từ năm 2020, kinh tế - xã hội của Việt Nam bắt đầu chịu tác động của đại dịch Covid-19. Bất bình đẳng thu nhập trong giai đoạn này có các biến động đặc biệt. Cụ thể, hệ số GINI chấm dứt xu hướng tăng liên tục của giai đoạn trước đó và giảm xuống trong năm 2020. Tuy nhiên từ năm 2020 đến nay, hệ số GINI có xu hướng gia tăng trở lại. Các nghiên cứu trong tương lai có thể nghiên cứu thêm ảnh hưởng của đại dịch Covid-19 lên mối quan hệ của đô thị hóa và bất bình đẳng, đồng thời tiếp tục đánh giá tác động của đô thị hóa đến bất bình đẳng trong giai đoạn từ sau năm 2020.

Tài liệu tham khảo

- Adams, S., & Klobodu, E. K. M. (2019), 'Urbanization, economic structure, political regime, and income inequality', *Social Indicators Research*, 142, 971-995.
- Ali, I. M. A., Attiaoui, I., Khalfoui, R., & Tiwari, A. K. (2022), 'The effect of urbanization and industrialization on income inequality: an analysis based on the method of moments quantile regression', *Social Indicators Research*, 161 (1), 29-50.
- Angeles, L. (2010), 'An alternative test of Kuznets' hypothesis', *The Journal of Economic Inequality*, 8, 463-473.
- Bộ Chính trị (2022). *Nghị quyết số 06-NQ/TW ngày 24/01/2022 của Bộ Chính trị về quy hoạch, xây dựng, quản lý và phát triển bền vững đô thị Việt Nam đến năm 2030, tầm nhìn đến năm 2045*, ban hành ngày 24 tháng 01 năm 2022.
- Castells-Quintana, D., Ramos Lobo, R., & Royuela Mora, V. (2015), 'Inequality in European regions: Recent trends and determinants', *Review of Regional Research*, 35(2), 123-146.
- Cheng, X., Zhang, M., Xu, J., Xu, J., & Tang, D. (2023), 'Research on the Impact of Sustainable Urbanization on Urban Rural Income Disparity in China', *Sustainability*, 15(6), 5274.
- Chiu, R. L. (2012), 'Urban sustainability and the urban forms of China's leading mega cities: Beijing, Shanghai and Guangzhou', *Urban Policy and Research*, 30(4), 359-383.
- Chong, A., & Gradstein, M. (2007), 'Inequality and institutions', *The review of Economics and Statistics*, 89(3), 454-465.
- Ha, N. M., Le, N. D., & Trung-Kien, P. (2019), 'The impact of urbanization on income inequality: A study in Vietnam', *Journal of Risk and Financial Management*, 12(3), 146, doi.org/10.3390/jrfm12030146.
- Harris, J. R., & Todaro, M. P. (1970), 'Migration, unemployment, and development: A two-sector analysis', *The American Economic Review*, 60(1), 126-142.
- He, L., & Zhang, X. (2022), 'The distribution effect of urbanization: Theoretical deduction and evidence from China', *Habitat International*, 123, 102544.
- International Growth Centre (2017), *Urbanisation, growth and poverty reduction: The role of secondary towns*, London, England.
- Kuznets, S. (1955), 'Economic growth and income inequality', *The American Economic Review*, XLV(One), 1-28.
- Lewis, W. A. (1954), 'Economic development with unlimited supplies of labour', *The Manchester School*, 22 (2), 139-191, doi.org/10.1111/j.1467-9957.1954.tb00021.x.
- Loorbach, D., & Shiroyama, H. (2016), *The Challenge of Sustainable Urban Development and Transforming Cities, In: Governance of Urban Sustainability Transitions. Theory and Practice of Urban Sustainability Transitions*, Springer, Tokyo, doi.org/10.1007/978-4-431-55426-4_1.
- Mahumane, G., & Mulder, P. (2022), 'Urbanization of energy poverty? The case of Mozambique', *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 159, 112089.
- Maket, I., Kanó, I. S., & Vas, Z. (2023), 'Urban Agglomeration and Income Inequality: Is Kuznets Hypothesis Valid for Sub-Saharan Africa?', *Social Indicators Research*, 170(3), 933-953.
- Nguyễn Tô Lăng (2021), 'Nhận diện vấn đề đô thị và quản lý phát triển đô thị khi đất nước dần trở thành nước công nghiệp theo hướng hiện đại', *Tap chí Công sản*, truy cập lần cuối ngày 02 tháng 01 năm 2023, từ <https://www.tapchicongsan.org.vn/media-story/-/asset_publisher/V8hhp4dK31Gf/content/nhan-dien-van-de-do-thi-va-quan-ly-phat-trien-do-thi-khi-dat-nuoc-dan-tro-thanh-nuoc-cong-nghiep-theo-huong-hien-dai-ky--1>.
- Nguyễn Thị Hoài Thu, Hồ Thị Hoa, Nguyễn Minh Tiến & Đỗ Hồng Anh (2022), 'Phân tích thực trạng bất bình đẳng trong phân phối thu nhập ở Việt Nam bằng phương pháp phân rã Gini theo nguồn thu nhập', *Kinh tế và Dự báo*, 21(811), 51-54.
- Oyvatt, C. (2016), 'Agrarian structures, urbanization, and inequality', *World Development*, 83, 207-230.
- Phi Long (2022), *Internet Day 2022: Người dùng Internet Việt Nam đạt hơn 70% dân số sau 25 năm*, truy cập lần cuối ngày 02 tháng 02 năm 2023, từ <<https://vtv.vn/cong-nghe/internet-day-2022-nguoi-dung-internet-viet-nam-dat>>

hon-70-dan-so-sau-25-nam-2022120411142802.htm>.

Sagala, P., Akita, T., & Yusuf, A. A. (2014), 'Urbanization and expenditure inequality in Indonesia: Testing the Kuznets hypothesis with provincial panel data', *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 7, 133-147.

Sulemana, I., Nketiah-Amponsah, E., Codjoe, E. A., & Andoh, J. A. N. (2019), 'Urbanization and income inequality in Sub-Saharan Africa', *Sustainable cities and society*, 48, 101544.

Trần Thị Lan Anh (2022), *Phát triển đô thị Việt Nam – những vấn đề đặt ra trong giai đoạn tới*, truy cập lần cuối ngày 12 tháng 02 năm 2023, từ <<https://moc.gov.vn/tl/tin-tuc/74077/phat-trien-do-thi-viet-nam-nhung-van-de-dat-ra-trong-giai-doan-toi.aspx>>.

United Nations (2020), *World social report 2020: Inequality in a rapidly changing world*, United Nations publication.

Wu, D., & Rao, P. (2017), 'Urbanization and income inequality in China: An empirical investigation at provincial level', *Social Indicators Research*, 131, 189-214.

TÁC ĐỘNG CỦA PHÂN CẤP TÀI KHÓA ĐẾN BẤT BÌNH ĐẲNG THU NHẬP Ở VIỆT NAM

Phạm Thu Hằng

Khoa Kinh tế, Học viện Ngân hàng

Email: hangpt@hvn.edu.vn

Mã bài báo: JED-1643

Ngày nhận: 10/03/2024

Ngày nhận bản sửa: 20/03/2024

Ngày duyệt đăng: 22/03/2024

Mã DOI: 10.33301/JED.VI.1643

Tóm tắt:

Nghiên cứu đánh giá tác động của phân cấp tài khóa và một số nhân tố kinh tế đến bất bình đẳng thu nhập ở Việt Nam với dữ liệu cấp tỉnh trong giai đoạn 2016-2020. Với phương pháp GLS (generalized least square), kết quả nghiên cứu cho thấy rằng: (i) Phân cấp tài khóa có tác động tích cực đến giảm bất bình đẳng thu nhập; (ii) Kiểm soát tham nhũng, kiểm soát quy mô dân số và tăng trưởng kinh tế địa phương cũng đóng vai trò tích cực cải thiện bất bình đẳng thu nhập địa phương. Kết quả nghiên cứu này tương đối thống nhất với các kết quả nghiên cứu quốc tế cho nhóm quốc gia phát triển trong giai đoạn những năm 1970 đến trước những năm 2000, đồng thời khá khác biệt so với nghiên cứu trong bối cảnh một số quốc gia đang phát triển trên thế giới. Để thúc đẩy quá trình thực hiện mục tiêu giảm bất bình đẳng thu nhập, chính quyền địa phương cần thực hiện tăng cường phân cấp tài khóa qua tăng nguồn thu; tăng cường minh bạch và kiểm soát tham nhũng tại địa phương; thúc đẩy tăng trưởng kinh tế cần đi kèm với chính sách phân phối thu nhập hợp lý, và kiểm soát gia tăng dân số nhằm thúc đẩy quá trình giảm bất bình đẳng thu nhập ở Việt Nam một cách hiệu quả.

Từ khóa: Phân cấp tài khóa, bất bình đẳng thu nhập, Việt Nam.

Mã JEL: E24, O11, O16.

The impact of fiscal decentralization on income inequality in Vietnam

Abstract:

The research evaluates the impact of fiscal decentralization on income inequality in Vietnam with provincial-level data from 2016-2020. With the GLS (generalized least square) method, the results show that (i) Fiscal decentralization has a positive impact on reducing income inequality; (ii) Controlling corruption as well as population size and enhancing provincial economic growth also play a positive role in reducing income inequality. The results of this study are relatively consistent with research for developed countries in the period from the 1970s to the 2000s but quite different from research for developing countries in the world. To reduce income inequality, local governments need to strengthen fiscal decentralization through increasing revenue sources, enhancing transparency and controlling corruption issues, promoting economic growth accompanied by income distribution policy, and controlling population growth to reduce income inequality in Vietnam effectively.

Keywords: Fiscal decentralization, income inequality, Vietnam.

JEL codes: E24, O11, O16.

1. Đặt vấn đề

Vấn đề bất bình đẳng nói chung và bất bình đẳng thu nhập nói riêng luôn là nội dung được nhiều quốc gia và các nhà nghiên cứu kinh tế - xã hội quan tâm vì mỗi thành tựu ghi nhận bước tiến về sự bình đẳng luôn là một trong những thang đo của sự tiến bộ xã hội. OECD (2011) nhấn mạnh rằng bất bình đẳng thu nhập phản ánh cách thức nguồn lực vật chất được phân phối như thế nào trong xã hội. Tình trạng bất bình đẳng về thu nhập là hệ quả của sự khác biệt trong chính sách phân phối thu nhập giữa các nhóm dân cư ở mỗi khu vực, mỗi địa phương (Dollar & Kraay, 2002). Trong khi đó, phân cấp tài khóa (Fiscal decentralization) lại là nhân tố ảnh hưởng quan trọng đến quá trình thực hiện phân phối và tái phân phối trong nền kinh tế. Phân cấp tài khóa liên quan đến sự phân phối nguồn lực công giữa chính quyền trung ương và chính quyền địa phương trong đó nhấn mạnh hai vấn đề cơ bản là sự phân chia nguồn thu và nhiệm vụ chi (Davey, 2004). Phân cấp tài khóa ngày càng được quan tâm dưới cả góc độ lý thuyết lẫn thực tiễn khi sự khác biệt giữa vấn đề tập trung và phi tập trung ở các lĩnh vực trong xã hội được đưa ra cân nhắc, so sánh và được coi như quan điểm mang tính quyết định trong quản lý nói chung và phân phối thu nhập nói riêng.

Các nghiên cứu về tác động của phân cấp tài khóa đến bất bình đẳng thu nhập được tiến hành khá đa dạng cho nhóm các quốc gia phát triển, đang phát triển, nhưng kết quả thu được không đồng nhất. Nghiên cứu lý thuyết cũng chia thành hai dòng nghiên cứu theo hướng phân cấp tài khóa làm trầm trọng tình trạng bất bình đẳng thu nhập (Oates, 1972); hoặc có tác động tích cực đến phân phối thu nhập (McKinnon, 1995). Nghiên cứu thực nghiệm cho nhóm nước phát triển (Ezcurra & Pascual, 2008; Gil & cộng sự, 2004) hay cho mẫu nghiên cứu bao gồm cả nước phát triển và đang phát triển (Lessmann, 2012) cho thấy càng thúc đẩy phân cấp tài khóa quốc gia sẽ càng có xu hướng giảm bất bình đẳng thu nhập. Ngược lại, nghiên cứu cho nhóm các nước đang phát triển (Rodríguez Pose & Ezcurra, 2010) hoặc trong bối cảnh một số quốc gia đang phát triển (Zhang & Kanbur, 2005; Bardhan & Mookherjee, 2006) lại cho thấy tương quan ngược chiều trong tác động này.

Tại Việt Nam, sau khi 17 mục tiêu phát triển bền vững (SDGs) được Liên Hợp Quốc thông qua vào cuối năm 2015 bao gồm cả mục tiêu giảm bất bình đẳng, chúng ta đã có những chiến lược cụ thể cho giai đoạn 2016-2020 và định hướng cho đến năm 2030 để đạt được những mục tiêu này. Trong thời gian này, bất bình đẳng thu nhập thu được thành tựu đáng kể khi nhóm thu nhập cao nhất so với nhóm thu nhập thấp nhất đã có sự rút ngắn từ 10 lần xuống 7 lần trong giai đoạn 2016-2020 (Tổng cục Thống kê, 2021); trong khi đó phân cấp tài khóa theo nguồn thu nội địa gia tăng từ 80% lên đến khoảng 84% trong cùng giai đoạn (Tổng cục Thống kê, 2021). Vượt qua nhiều khó khăn về kinh tế - xã hội giai đoạn này, kết quả đạt được trong nỗ lực thúc đẩy phân cấp tài khóa và giảm bất bình đẳng ở Việt Nam rất đáng ghi nhận. Tuy nhiên, liệu phân cấp tài khóa ngày càng mạnh mẽ có thực sự là yếu tố góp phần làm giảm bất bình đẳng thu nhập ở Việt Nam như ở nhiều quốc gia hay không vẫn còn là nội dung chưa được nghiên cứu nhiều trong thời gian vừa qua. Để góp phần trả lời cho câu hỏi trên, phần sau của nghiên cứu sẽ được trình bày gồm 3 nội dung chính: (i) Tổng quan nghiên cứu; (ii) Mô hình, dữ liệu và phương pháp nghiên cứu; (iii) Kết quả và thảo luận và (iv) Kết luận.

2. Tổng quan nghiên cứu

Theo các nghiên cứu lý thuyết, tác động của phân cấp tài khóa đến bất bình đẳng phân phối thu nhập có thể cho tác động tiêu cực (Oates, 1972) nhưng cũng có thể cho tác động tích cực (McKinnon, 1995). Lý thuyết thể hệ thứ nhất (Oates, 1972) dựa trên quan điểm cho rằng phân cấp tài khóa càng mạnh mẽ, chính quyền địa phương càng nỗ lực tham gia vào quá trình tái phân phối thu nhập. Điều này sẽ tạo ra sự dịch chuyển của các hộ thu nhập thấp hơn di cư đến các khu vực có cơ chế phân phối hào phóng trong khi các hộ thu nhập cao lại di cư đến các khu vực có cơ chế thuế tối thiểu. Quá trình dịch chuyển có thể khiến bức tranh bất bình đẳng của một khu vực thay đổi, nhưng về tổng thể nền kinh tế thì không có sự khác biệt đáng kể. Hơn nữa, việc di chuyển lao động sẽ khiến kinh tế khó có thể đạt được tăng trưởng và phát triển bền vững (Prud'homme, 1995). Hệ quả là, với nguồn thu ít ỏi hơn trước, nỗ lực tái phân phối của chính quyền địa phương sẽ không hiệu quả trong việc thay đổi phân phối thu nhập quốc dân. Do đó, bất bình đẳng sẽ trầm trọng hơn trước đây. Tuy nhiên, lý thuyết thể hệ thứ hai luận giải theo một hướng khác. McKinnon (1995) và Qian & Weingast (1997) cho rằng sự phụ thuộc vào quá trình chuyển giao sẽ khiến chính quyền địa phương khó tự chủ trong việc thực thi các chính sách kinh tế - xã hội đặc thù, trong đó sự cải thiện nguồn thu của địa phương sẽ tạo ra sự cân bằng và giúp địa phương có thể chủ động cải thiện các vấn đề kinh tế - xã hội tốt hơn, trong đó có cải thiện bất bình đẳng thu nhập. Theo dòng quan điểm của lý thuyết này, Padovano (2007) trình

bày một mô hình kinh tế chính trị trong đó việc tái phân phối được thực hiện hiệu quả hơn bởi địa phương. Địa phương càng độc lập trong vấn đề thu và chi thì hiệu quả cải thiện bất bình đẳng thu nhập lại càng cao hơn. Ngoài nghiên cứu lý thuyết, kết quả của các nghiên cứu thực nghiệm khá phân tán.

Một số nghiên cứu thực nghiệm cho thấy rằng tăng cường phân cấp tài khóa sẽ làm giảm bất bình đẳng thu nhập. Phân cấp tài khóa được coi là yếu tố giúp giảm chênh lệch thu nhập ở các nước thuộc Liên minh Châu Âu (Ezcurra & Pascual, 2008) và các nước OECD (Gil & cộng sự, 2004). Sepulveda & Martinez-Vazquez (2011) nghiên cứu mối quan hệ giữa phân cấp tài khóa và bất bình đẳng thu nhập bằng cách sử dụng mức trung bình 5 năm trong giai đoạn 1971-2000 cho mẫu gồm 56 quốc gia. Kết quả ước lượng cho thấy phân cấp tài khóa sẽ làm giảm bất bình đẳng thu nhập trong điều kiện quy mô ngân sách ít nhất đạt khoảng 20% GDP của nền kinh tế. Tselios & cộng sự (2011) đánh giá tác động này bằng cách sử dụng bảng dữ liệu gồm 102 khu vực thuộc Liên minh Châu Âu trong giai đoạn 1995-2000. Kết quả nghiên cứu cho thấy mức độ phân cấp tài khóa cao hơn sẽ làm giảm bất bình đẳng trong khu vực. Tuy nhiên, hiệu ứng này giảm dần khi mức thu nhập bình quân đầu người trong khu vực tăng lên. Lessmann (2012) xem xét tác động của phân cấp tài khóa đối với sự bất bình đẳng thu nhập trong các khu vực bằng cách sử dụng một nhóm gồm 54 quốc gia phát triển và đang phát triển từ năm 1980 đến năm 2009. Kết quả nghiên cứu cũng cho thấy rằng phân cấp tài khóa có xu hướng giảm bất bình đẳng thu nhập của quốc gia. Các quốc gia có mức độ phát triển càng cao thì tác động của phân cấp tài khóa đến giảm bất bình đẳng thu nhập sẽ càng lớn. Sacchi & Salotti (2014) nghiên cứu cho 23 quốc gia OECD giai đoạn 1971-2000 cũng cho kết quả tương tự. Vai trò quan trọng của phân cấp tài khóa xét trên cả góc độ thu - chi đều tác động lớn đến cải thiện bất bình đẳng thu nhập. Nghiên cứu còn nhấn mạnh hơn nữa về vai trò phân cấp tài khóa dưới góc độ thu, đặc biệt là các nguồn thu thuế sẽ có vai trò quan trọng nhất cải thiện bất bình đẳng thu nhập.

Một số nghiên cứu thực nghiệm khác lại cho thấy tăng cường mức độ phân cấp tài khóa lại có xu hướng làm gia tăng bất bình đẳng thu nhập trong một số bối cảnh cụ thể. Zhang & Kanbur (2005) đã chứng minh rằng tăng cường phân cấp tài khóa ở Trung Quốc sẽ làm tăng bất bình đẳng thu nhập. Nghiên cứu của Bardhan & Mookherjee (2006) cho rằng phân cấp tài khóa sẽ có tác động tiêu cực đến bất bình đẳng thu nhập nếu quốc gia hoặc địa phương đó có hệ thống giải trình trách nhiệm kém minh bạch. Một nghiên cứu khác (Hindriks & Gareth, 2006) lại cho thấy rằng phân cấp tài khóa sẽ có tác động tích cực đến giảm bất bình đẳng thu nhập trong một ngưỡng nhất định. Nghiên cứu của Rodríguez Pose & Ezcurra (2010) lại phát hiện ra rằng phân cấp tài khóa mức độ cao sẽ làm gia tăng bất bình đẳng về thu nhập giữa các khu vực ở các nước nghèo.

Các nghiên cứu về tác động của phân cấp tài khóa đến bất bình đẳng thu nhập cho Việt Nam bắt đầu được các nhà nghiên cứu quan tâm trong thời gian gần đây. Nghiên cứu Nguyen & cộng sự (2020) đã cho thấy có mối quan hệ đồng thời giữa kiểm soát tham nhũng và phân cấp tài khóa tới giảm bất bình đẳng thu nhập, hay có thể tồn tại mối quan hệ phi tuyến của phân cấp tài khóa tới bất bình đẳng thu nhập nhưng chiều tác động là không đồng nhất theo thời gian (Hung & Thanh, 2022). Rộng hơn nữa, một số nghiên cứu khác cũng cho thấy tác động tích cực của thúc đẩy phân cấp tài khóa sẽ có tác động tích cực đến sự phát triển kinh tế - xã hội nói chung ở Việt Nam (Bui & cộng sự, 2022). Các nghiên cứu đã được thực hiện cho thấy tồn tại tương tác giữa phân cấp tài khóa và bất bình đẳng thu nhập ở Việt Nam, tuy nhiên, xu hướng tác động lại chưa được khẳng định rõ ràng và chưa nhiều nghiên cứu được tiến hành cho thời gian gần đây. Do vậy, nghiên cứu tập trung nghiên cứu về tác động của phân cấp tài khóa và một số yếu tố kinh tế - xã hội tới bất bình đẳng thu nhập trong giai đoạn 2016-2020 với dữ liệu cấp tỉnh nhằm cung cấp thêm minh chứng thực nghiệm cho tác động này.

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

3.1. Mô hình nghiên cứu

Ngoài phân cấp tài khóa, theo nghiên cứu của Osakwe & Solleder (2023), các nhân tố có tác động đến bất bình đẳng thu nhập ở khu vực có thể được đại diện bởi các biến số về tăng trưởng quy mô kinh tế của khu vực, tình trạng nguồn lao động của khu vực, tình trạng nguồn nhân lực được hưởng giáo dục và đào tạo, quy mô dân số và đặc điểm địa lý khu vực, thể chế hay các cơ chế quản lý Nhà nước ở khu vực. Trên cơ sở đó, bài nghiên cứu đề xuất mô hình như sau :

$$IE_{it} = \alpha_0 + \alpha_{1*}FD_{it} + \alpha_{2*}EG_{it} + \alpha_{3*}UNEM_{it} + \alpha_{4*}EDU_{it} + \alpha_{5*}POP_{it} + \alpha_{6*}Papi4_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Trong đó:

IE_{it}: Mức độ bất bình đẳng của tỉnh i trong năm t. Chỉ số bất bình đẳng được đo lường thông qua tỷ lệ 20/20 (số lần mà thu nhập của 20% người giàu nhất cao hơn so với 20% người nghèo nhất của tỉnh i trong năm t).

FD_{it}: mức độ phân cấp tài khóa của tỉnh i trong năm t. Chỉ số phân cấp tài khóa được đo bằng tỷ lệ của nguồn thu của chính quyền địa phương của tỉnh i trong tổng nguồn thu của tỉnh i trong năm t, và được tính theo tỷ lệ phần trăm (Oates, 1972). Giá trị FD luôn nhỏ hơn 1, nếu giá trị này càng lớn thì càng thể hiện mức độ phân cấp càng cao.

EG_{it}: tốc độ tăng trưởng kinh tế của tỉnh i trong năm t. Tốc độ tăng trưởng kinh tế tỉnh i được đo lường qua tốc độ tăng trưởng của giá trị GRDP thực tế (theo giá so sánh năm 2010) của tỉnh i trong năm t so với năm trước đó, và được tính theo tỷ lệ phần trăm.

UNEM_{it}: tỷ lệ thất nghiệp trong tổng số lao động trên 15 tuổi của tỉnh i trong năm t, và được tính theo tỷ lệ phần trăm.

EDU_{it}: tỷ lệ lao động được đào tạo trong tổng số lao động trên 15 tuổi của tỉnh i trong năm t, và được tính theo tỷ lệ phần trăm.

POP_{it}: quy mô dân số của tỉnh i trong năm t. Số liệu được lấy logarit tự nhiên.

Papi4_{it}: Chỉ số đo lường mức độ kiểm soát tham nhũng cấp tỉnh của tỉnh i trong năm t. Số liệu được thu thập theo chỉ số Papi4 dựa trên công bố về dữ liệu quản trị hành chính công (PAPI) cấp tỉnh.

3.2. Dữ liệu

Dữ liệu nghiên cứu được thu thập dựa trên các số liệu của 63 tỉnh/thành phố tại Việt Nam trong giai đoạn 2016-2020 nhằm đánh giá vai trò của phân cấp tài khóa trong mục tiêu giảm bất bình đẳng thu nhập trong giai đoạn đầu thực hiện chiến lược hướng tới SDGs của Việt Nam. Giai đoạn sau năm 2020, nền kinh tế Việt Nam và toàn cầu bị ảnh hưởng nặng nề do tác động của đại dịch Covid dẫn đến các hoạt động kinh tế - xã hội đình đốn. Dữ liệu kinh tế - xã hội giai đoạn này phản ánh kém chính xác về các tương tác kinh tế - xã hội so với giai đoạn 2016-2020. Dữ liệu được thu thập và sử dụng trong nghiên cứu cụ thể như sau:

Số liệu về bất bình đẳng thu nhập, phân cấp tài khóa, tốc độ tăng trưởng kinh tế, tỷ lệ lao động có việc làm, tỷ lệ lao động được đào tạo, quy mô dân số của tỉnh/thành phố được thu thập từ niên giám thống kê của các tỉnh/thành phố trong giai đoạn 2016-2020.

Số liệu về chỉ số Papi4 về mức độ kiểm soát tham nhũng được lấy từ bộ chỉ số Hiệu quả quản trị và Hành chính công cấp tỉnh ở Việt Nam (PAPI) trong giai đoạn 2016-2020.

Bảng 1 mô tả các thông tin cơ bản về dữ liệu được sử dụng trong mô hình ước lượng.

Bảng 1: Thống kê mô tả dữ liệu

Kí hiệu biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị tối thiểu	Giá trị tối đa
IE	315	7,481678	1,369064	3,484439	12,64693
FD	315	38,16704	21,24812	5,99	99,34
EG	315	7,107778	3,706987	-4,29	32,99
UNEM	315	2,718286	2,084578	,05	12,21
EDU	315	19,64105	8,640875	8,2	70,2
POP	315	7,115995	,5728477	5,750666	9,129954
Papi4	315	6,444968	,6146708	4,312315	8,19024

Nguồn: Tính toán của tác giả.

3.3. Phương pháp

Với dữ liệu dạng bảng, nghiên cứu sử dụng các kiểm định để lựa chọn mô hình phù hợp giữa các lựa chọn OLS gộp (Pooled OLS); mô hình tác động cố định (FE - Fixed effect model) hay mô hình tác động ngẫu nhiên (RE - Random effect model). Trước hết, nghiên cứu sử dụng phương pháp OLS để ước lượng mô hình và kiểm định các lỗi của mô hình, bao gồm: dạng hàm có phù hợp, có bỏ sót biến trong mô hình, phương sai sai số thay đổi, đa cộng tuyến. Nếu mô hình có lỗi, hạng nhiễu có tương quan với các biến giải thích thì hệ

số ước lượng có thể bị chệch hoặc không đồng nhất. Sau đó, nghiên cứu sẽ kiểm định xem liệu mô hình FE hoặc RE có tốt hơn OLS gộp hay không. Sau khi lựa chọn mô hình FE, RE sẽ tiếp tục kiểm định lỗi của mô hình và hiệu chỉnh mô hình qua ước lượng GLS (Generalized least square) nếu mô hình vẫn còn lỗi.

Các bước của quá trình kiểm định lựa chọn mô hình như sau:

Bước 1: Kiểm định tính tương quan giữa các biến để xác định lỗi đa cộng tuyến bằng kiểm định Pearson và chỉ số phóng đại phương sai VIF.

Bước 2: Kiểm định Wald test để lựa chọn giữa mô hình FE/RE và mô hình OLS/ POLS.

Bước 3: Kiểm định Hausman được sử dụng để chọn mô hình FEM hoặc REM.

Bước 4: Kiểm định các lỗi của mô hình: bao gồm kiểm định Wald cho lỗi phương sai sai số thay đổi ở mô hình FEM (hoặc LM – Breusch và Lagrangian Multiplier để đánh giá phương sai sai số thay đổi của mô hình REM); Kiểm định Wooldridge để kiểm tra tự tương quan.

Bước 5: Nếu các kiểm định cho thấy mô hình có lỗi, hiệu chỉnh mô hình qua ước lượng GLS.

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Kết quả ước lượng

Trước hết, cần kiểm tra tương quan cặp giữa các biến độc lập để tránh trường hợp xảy ra đa cộng tuyến giữa các biến độc lập trong mô hình. Kết quả giá trị phóng đại phương sai (VIF) được trình bày trong Bảng 2.

Bảng 2: Hệ số phóng đại phương sai

Biến	VIF	1/VIF
FD	1,28	0,781774
EG	1,22	0,817592
UNEM	1,22	0,820186
EDU	1,49	0,671012
POP	1,28	0,779703
Papi4	1,57	0,637115
VIF trung bình		1,62

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Bảng 3: Kết quả ước lượng và kiểm định

Biến giải thích	OLS (SE)	FE (SE)	RE (SE)	GLS (SE)
FD	-,015*** (,004)	-,011* (,010)	-,014*** (,006)	-,011*** (,002)
EG	-,037*** (,015)	,005 (,017)	-,002* (,016)	-,0015* (,0089)
UNEM	,046* (,027)	,047 (,041)	,027 (,032)	,018 (,0203)
EDU	,015 (,011)	-,054*** (,017)	-,005 (,015)	-,0015 (,0091)
POP	-,551*** (,133)	,117 (1,831)	-,508** (,240)	-,662** (,1148)
Papi4	-,310*** (,121)	-,222* (,145)	-,271** (,132)	-,140* (,0893)
_cons	9,041*** (3,112)	13,609* (11,606)	15,762*** (3,676)	13,147*** (,865)
Wald test	Prob>chi2 = 0,0000			
Hausman test	Prob>chi2 = 0,3270			
Breusch - Lagrangian test	Prob > chibar2 = 0,0000			
Wooldridge test	Prob > F = 0,0000			

(***) $p < 0,01$; (**) $p < 0,05$; (*) $p < 0,1$.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Qua kết quả hệ số phóng đại phương sai VIF ở Bảng 2 cho thấy các giá trị VIF tính được cao nhất là 1,57; thấp nhất là 1,22. Các giá trị VIF đều nhỏ hơn 2. Kết quả từ Bảng 2 cho phép kết luận rằng không tồn tại hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến độc lập được lựa chọn theo lý thuyết và đưa vào sử dụng trong mô hình (1).

Kết quả ước lượng thu được sẽ được trình bày trong Bảng 3.

Qua các kết quả kiểm định được trình bày trong Bảng 3 cho thấy các kết luận như sau:

- Kiểm định Wald test cho thấy mô hình FEM phù hợp hơn mô hình OLS trong ước lượng tác động theo phương trình (1).

- Kiểm định Hausman test cho thấy rằng giữa mô hình FEM và mô hình REM thì mô hình REM phù hợp để ước lượng hơn so với FEM.

- Kiểm định Breusch - Lagrangian và kiểm định Wooldridge cho thấy rằng tồn tại lỗi phương sai sai số thay đổi và tự tương quan trong mô hình REM. Do vậy, cần hiệu chỉnh hai lỗi này bằng ước lượng GLS.

4.2. Thảo luận

Qua kết quả thu được của ước lượng GLS, tác động của phân cấp tài khóa đến bất bình đẳng thu nhập ở Việt Nam giai đoạn 2016-2020 có những điểm đáng chú ý sau:

Phân cấp tài khóa (FD) có tác động đáng kể đến bất bình đẳng trong phân phối thu nhập ở Việt Nam giai đoạn 2016-2020. Tỷ lệ thu từ nội địa trong tổng các nguồn thu ở địa phương tăng lên 1% sẽ có tác động làm giảm khoảng 0,011 lần khoảng cách thu nhập của nhóm dân cư có thu nhập cao nhất với nhóm dân cư có thu nhập thấp nhất. Điểm đáng lưu ý là kết quả này tương đồng với các nghiên cứu thực nghiệm thực hiện cho nhóm các quốc gia phát triển trong giai đoạn khoảng từ những năm 1980 cho đến trước những năm 2000 (Sepulveda & Martinez-Vazquez, 2011; Tselios & cộng sự, 2011; Lessman, 2012; Sacchi & Saloti, 2014). Thêm nữa, vai trò tích cực này được thể hiện rất rõ rệt thông qua phân cấp tài khóa được thể hiện thông qua tăng cường nguồn thu địa phương. Tăng cường phân cấp tài khóa theo nguồn thu sẽ tạo điều kiện cho chính quyền tỉnh/ thành phố chủ động trong việc huy động và sử dụng ngân sách địa phương trong chiến lược phát triển kinh tế - xã hội, giảm bất bình đẳng thu nhập giữa các nhóm dân cư một cách có hiệu quả. Khác biệt so với các nghiên cứu thực nghiệm cho nhóm quốc gia phát triển, hầu hết các nghiên cứu về vấn đề này cho nhóm các quốc gia có thu nhập thấp lại cho thấy vai trò tiêu cực của phân cấp tài khóa đến mục tiêu cải thiện bất bình đẳng thu nhập (Zhang & Kanbur, 2005; Rodríguez Pose & Ezcurra, 2010). Kết luận này dẫn đến một hàm ý về chính sách thúc đẩy phân cấp tài khóa về nguồn thu mạnh mẽ hơn nữa để giảm bất bình đẳng thu nhập. Tuy nhiên, với một số tỉnh/ thành phố của Việt Nam vẫn duy trì tỷ lệ thu trên địa bàn tỉnh dưới 10% trong xuyên suốt giai đoạn nghiên cứu như Bắc Kạn; hay dưới 15% như Hà Giang, Cao Bằng, Tuyên Quang, Lạng Sơn (Tổng cục Thống kê, 2021) sẽ gặp nhiều khó khăn trong chiến lược thúc đẩy phân cấp tài khóa để cải thiện tình trạng bất bình đẳng thu nhập.

Chỉ số kiểm soát tham nhũng (Papi4) cho thấy việc tăng cường kiểm soát tham nhũng, tăng cường tính minh bạch cấp tỉnh/thành phố cũng có tác động tích cực tới kết quả giảm bất bình đẳng thu nhập. Chỉ số kiểm soát tham nhũng địa phương tăng lên 1 đơn vị sẽ có tác động làm giảm bất bình đẳng thu nhập khoảng 0,14 lần tương ứng. Đồng thời, địa phương có xu hướng gia tăng tốc độ tăng trưởng kinh tế (EG) 1% sẽ dẫn đến chênh lệch thu nhập giữa nhóm người giàu và người nghèo ở địa phương giảm 0,0015 lần tương ứng. Kết quả này có tính tương đồng cao với nghiên cứu của Nguyen & cộng sự (2020) cho thấy vai trò của kiểm soát tham nhũng và tăng trưởng kinh tế địa phương có vai trò quan trọng trong chiến lược giảm khoảng cách thu nhập giữa các nhóm dân cư. Nhìn chung, trong giai đoạn nghiên cứu, hầu hết các tỉnh/thành phố đều cải thiện chỉ số kiểm soát tham nhũng tốt hơn năm trước đó, trừ một số tỉnh như Vĩnh Phúc có xu hướng giảm từ năm 2018; hoặc Bình Định, Quảng Bình có chỉ số kiểm soát tham nhũng biến động hàng năm. Các thời điểm có chỉ số kiểm soát tham nhũng thấp các tỉnh trên đều ghi nhận xu hướng gia tăng về khoảng cách thu nhập giữa các nhóm dân cư. Theo số liệu thống kê (Tổng cục Thống kê, 2021), địa phương càng kiểm soát tốt vấn đề tham nhũng sẽ càng tạo cơ chế minh bạch trong thực thi các chính sách hỗ trợ nhóm người thu nhập thấp, nhóm người yếu thế trong xã hội, làm giảm bất bình đẳng thu nhập địa phương. Bên cạnh đó, tốc độ tăng trưởng kinh tế cũng đóng vai trò tích cực cho giảm bất bình đẳng thu nhập, tuy nhiên tác động này tương đối nhỏ. Điều này hàm ý chính quyền tỉnh/thành phố cần tập trung cho nhóm chính sách về kiểm soát tình trạng tham nhũng hơn là chỉ tập trung cho mục tiêu tăng trưởng kinh tế cao nhằm hướng tới giảm bất

bình đẳng thu nhập.

Cuối cùng, dấu hiệu ngược chiều từ biến quy mô dân số (POP) cho thấy trong giai đoạn 2016-2020 quy mô dân số gia tăng có thể không đến từ các hộ gia đình có thu nhập thấp, do vậy sự gia tăng quy mô dân số trong giai đoạn vừa qua không có tác động xấu đến bất bình đẳng thu nhập giữa các nhóm dân cư. Địa phương gia tăng khoảng 1% quy mô dân số (POP) tương ứng sẽ giảm khoảng 0,66 lần khoảng cách thu nhập.

Bên cạnh các nhân tố có ý nghĩa thống kê, kết quả ước lượng cho thấy không có minh chứng rõ ràng về tác động của một số yếu tố bao gồm tỷ lệ thất nghiệp trong lực lượng lao động trên 15 tuổi (UNEM) và tỷ lệ lao động đã qua đào tạo (EDU) tới tình trạng bất bình đẳng thu nhập ở Việt Nam. Kết quả này dẫn đến một số vấn đề cần cân nhắc trong thời gian qua: nhóm dân cư có thu nhập thấp nhất ở các địa phương có thể còn chưa tiếp cận được tới việc làm, hoặc tiếp cận được việc làm tạo ra nguồn thu nhập cải thiện rõ rệt chất lượng cuộc sống. Nhu cầu việc làm bền vững và cải thiện được thu nhập kéo theo điều kiện tất yếu là lao động phải được đào tạo và đào tạo liên tục nhằm cải thiện kỹ năng nghề nghiệp. Tuy nhiên, tỷ lệ lao động đã qua đào tạo trong giai đoạn 2016-2020 ở địa phương hoàn toàn không có ý nghĩa đối với giảm bất bình đẳng thu nhập.

5. Kết luận

Từ kết quả nghiên cứu cho Việt Nam trong giai đoạn 2016-2020, tác động tích cực của phân cấp tài khóa đến giảm bất bình đẳng thu nhập là khá rõ rệt. Bên cạnh đó, kiểm soát tham nhũng và tăng trưởng kinh tế địa phương cũng đóng vai trò tích cực cải thiện bất bình đẳng thu nhập địa phương. Do vậy, để thúc đẩy quá trình thực hiện mục tiêu giảm bất bình đẳng thu nhập, chính quyền địa phương cần quan tâm đến một số yếu tố có thể đóng vai trò định hướng cho giải pháp chính sách như sau:

(1) Tạo động lực đẩy mạnh phân cấp tài khóa cấp địa phương, khuyến khích chính quyền địa phương chủ động các nguồn thu và sử dụng hiệu quả các nguồn thu đi kèm cơ chế giám sát hiệu quả. Với tỷ trọng lớn nhất trong cơ cấu nguồn thu địa phương vẫn từ thu thuế (Tổng cục Thống kê, 2020), các tỉnh/thành phố cần phát huy năng lực tự chủ các nguồn thu từ thuế, nguồn ngân sách trung ương sẽ hạn chế tối đa dự toán ứng trước, tạo cơ chế đẩy mạnh phân cấp tài khóa cấp địa phương.

(2) Tăng cường kiểm soát tình trạng tham nhũng và liên tục cải thiện cơ chế, cách thức quản lý cấp địa phương. Công tác chống tham nhũng của hầu khắp các tỉnh/thành phố đều được cải thiện liên tục với chỉ số Papi4 không có sự khác biệt quá lớn giữa các địa phương. Chính quyền cấp tỉnh/thành phố cần duy trì thành tựu này và tăng cường công tác kiểm tra, giám sát để tiếp tục đạt kết quả kiểm soát tham nhũng tốt hơn nữa.

(3) Thúc đẩy tăng trưởng kinh tế địa phương, kết hợp với thực hiện hiệu quả các cách thức phân phối thu nhập, các chính sách kinh tế - xã hội hỗ trợ cho nhóm dân cư có thu nhập thấp. Tăng trưởng kinh tế chỉ tạo điều kiện cần thiết cho việc thực thi các chính sách phân phối hiệu quả hơn giữa các nhóm dân cư nhằm giảm bất bình đẳng. Các chính sách thúc đẩy tăng trưởng luôn cần được chính quyền địa phương cân nhắc đồng thời với việc kiểm soát tham nhũng tránh thất thoát, đồng thời phân phối và tái phân phối thu nhập hợp lý giữa các nhóm dân cư.

(4) Kiểm soát vấn đề gia tăng quy mô dân số địa phương để không tạo áp lực cho các hộ gia đình có thu nhập thấp ở địa phương, đồng thời có chính sách hỗ trợ thu nhập hoặc miễn giảm các chi phí giáo dục, y tế cho trẻ em ở nhóm dân cư thu nhập thấp.

Nghiên cứu đánh giá tác động của phân cấp tài khóa đến bất bình đẳng thu nhập với dữ liệu của 63 tỉnh/thành phố ở Việt Nam trong giai đoạn 2016-2020. Với hạn chế về thời gian thu thập dữ liệu, kết quả của nghiên cứu không phản ánh được tác động này trong bối cảnh nền kinh tế trong giai đoạn bị tác động của đại dịch Covid và giai đoạn hậu Covid cho đến nay. Các biến đưa vào mô hình ước lượng hoàn toàn dựa trên nghiên cứu của Osakwe & Solleder (2023). Trong khả năng tiếp cận các nguồn tài liệu tham khảo, các nghiên cứu trước đây không cho thấy sự khác biệt về các nhân tố tác động đến bất bình đẳng thu nhập ở Việt Nam so với các quốc gia hay nhóm quốc gia khác trên thế giới. Trong tương lai, nghiên cứu có thể mở rộng thời gian thu thập dữ liệu và nghiên cứu thêm tác động của đại dịch Covid và những nhân tố khác đến bất bình đẳng thu nhập ở Việt Nam.

Tài liệu tham khảo:

- Bardhan, P. & Mookherjee, D. (2006), 'Decentralization, corruption and government accountability: an overview', in *International Handbook on the Economics of Corruption*, Rose-Ackerman, S. (Ed.), Cheltenham, UK: Edward Elgar.
- Bui, M.T., Le, T.H. & Park, D. (2023), 'Impacts of fiscal decentralization on local development in Vietnam: A disaggregated analysis', *Economics of Transition and Institutional Change*, 31(1), 3-31.
- Davey, K. (2004), *Fiscal Decentralisation in South-Eastern Europe*, Budapest: The Local Government and Public Reform Initiative.
- Dollar, D. & Kraay, A. (2002), 'Growth is good for the poor', *Journal of Economic Growth*, 7, 195-225.
- Ezcurra, R. & Pascual, P. (2008), 'Fiscal decentralization and regional disparities: Evidence from several European Union countries', *Environment and Planning A*, 40, 1185-1201.
- Gil, C., Pascual, P. & Rapun, M. (2004), 'Regional economic disparities and decentralization', *Urban Studies*, 41(1), 71-94.
- Hindriks, J. & Gareth, D.M. (2006), *Intermediate Public Economics*, MIT Press.
- Hung, N.T. & Thanh, S.D. (2022), 'Threshold effects of fiscal decentralization on income inequality: Evidence from Vietnam', *Cogent Business & Management*, 9(1), DOI: 10.1080/23311975.2022.2111851.
- Lessmann, C. (2012), 'Regional inequality and decentralization: an empirical analysis', *Environment and Planning A*, 44, 1363-1388.
- McKinnon, R. (1995), 'Intergovernmental competition in Europe with and without a common currency', *Journal of Policy Modelling*, 17, 463-478.
- Nguyen, H.T., Vo, T.H.N., Le, D.D.M. & Nguyen, V.T. (2020), 'Fiscal decentralization, corruption, and income inequality: Evidence from Vietnam', *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 7(11), 529-540. Doi: 10.131106/JAFEB.2020.VOL7.N011.529.
- Oates, W. (1972), *Fiscal federalism*, New York, NY: Harcourt.
- OECD (2011), *Divided We Stand: Why Inequality Keeps Rising*, OECD Publishing, Paris,
- Osakwe, P.N. & Olga Solleder, O. (2023), 'Understanding the drivers of income inequality within and across countries: Some new evidence', *UNCTAD Working Papers #2*, United Nations Conference on Trade and Development.
- Padovano, F. (2007), *The Politics and Economics of Regional Transfers*, Edward Elgar Publishing.
- Prud'homme, R. (1995), 'The danger of decentralization', *World Bank Research Observer*, 10(2), 201-220.
- Qian, Y. & Weingast, B.R. (1997), 'Federalism as a commitment to preserving market incentives', *Journal of Economics Perspectives*, 11(4), 83-92.
- Rodríguez-Pose, A. & Ezcurra, R. (2010), 'Does decentralization matter for regional disparities? A cross-country analysis', *Journal of Economic Geography*, 10, 619-644.
- Sacchi, A. & Salotti, S. (2014), 'The effects of fiscal decentralization on household income inequality: Some empirical evidence', *Spatial Economic Analysis*, 9(2), 202-222.
- Sepulveda, C.F. & Martinez-Vazquez, J. (2011), 'The consequences of fiscal decentralization on poverty and income equality', *Environment and Planning C: Government and Policy*, 29, 321-343.
- Tổng cục Thống kê (2020), *Niên giám thống kê 2020*, Nhà xuất bản Thống Kê, Hà Nội.
- Tổng cục Thống kê (2021), *Niên giám thống kê 2021*, Nhà xuất bản Thống Kê, Hà Nội.
- Tselios, V., Rodriguez-Pose, A., Pike, A., Tomaney, J. & Torrisi, G. (2011), 'Income inequality, decentralization, and regional development in Western Europe', *Working Papers Series in Economics and Social Sciences 2011/16*, Imdea Institute of Social Sciences.
- Zhang, X. & Kanbur, R. (2005), 'Spatial inequality in education and health care in China', *China Economic Review*, 16, 189-204.

CÁC NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN PHÁT TRIỂN XUẤT KHẨU BỀN VỮNG HÀNG DỆT MAY CỦA VIỆT NAM SANG EU

Trần Thùy Linh

Viện Thương mại và Kinh tế quốc tế, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: linhtt1812@mpi.gov.vn

Đỗ Đức Bình

Viện Thương mại và Kinh tế quốc tế, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: binhdd302@gmail.com

Mã bài báo: JED-1548

Ngày nhận: 28/12/2023

Ngày nhận bản sửa: 15/03/2024

Ngày duyệt đăng: 20/03/2024

Mã DOI: 10.33301/JED.V1.1548

Tóm tắt:

Nghiên cứu phát triển hệ thống tiêu chí đánh giá, phân tích nhân tố ảnh hưởng đến phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may của Việt Nam sang Liên minh châu Âu (EU) bằng mô hình cấu trúc bình phương nhỏ nhất từng phần (PLS-SEM). Đây là một chủ đề ý nghĩa trong bối cảnh phát triển bền vững đang trở thành xu hướng tất yếu, cũng là cam kết đề ra trong Hiệp định Thương mại Tự do (FTA) thế hệ mới với thị trường tiềm năng như EU. Phân tích thực nghiệm 286 doanh nghiệp xuất khẩu dệt may Việt Nam tháng 7-8 năm 2023 cho thấy nhân tố quy định về phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may, khả năng đổi mới công nghệ, vốn nhân lực có tác động thuận chiều. Mức độ cạnh tranh cũng có ảnh hưởng tích cực - trái ngược với nhiều kết quả nghiên cứu trước tại các nước đang phát triển. Nghiên cứu đã khám phá thêm rằng truyền thông đại chúng, cam kết về phát triển bền vững trong FTA thế hệ mới và văn hóa nhân văn có tác động tích cực trong khi yêu cầu về quy tắc xuất xứ lại là một cản trở đáng kể.

Từ khóa: EU, PLS-SEM, phát triển bền vững, xuất khẩu bền vững, dệt may.

Mã JEL: L67, Q01.

The factors influencing the sustainable export development of Vietnam's textile and apparel to European Union

Abstract:

This study develops a system of evaluation criteria and analyzes the determinants affecting the sustainable export development of Vietnam's textile and apparel (T&A) to the European Union (EU) by Partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM). This is a meaningful topic in the context that sustainable development has become an inevitable trend and also a commitment of the new-generation free trade agreement (FTA) with a potential market like the EU. The empirical analysis of 286 Vietnam's T&A firms in July and August 2023 shows that regulatory, technological innovation capability and human capital are positively related to the sustainable export development of T&A. Market competition also has a positive effect that is in contrast to the previous studies in developing countries. This research proves that mass communication, sustainable development commitment in new-generation FTA and humanistic culture have positive impacts while the requirement for rules of origin is a significant obstacle.

Keywords: European Union, PLS-SEM, sustainable development, sustainable export, textile and apparel.

JEL codes: L67, Q01.

1. Đặt vấn đề

Trong bối cảnh toàn cầu hóa đang gây ra những ảnh hưởng tiêu cực đến biến đổi khí hậu và các vấn đề nhân quyền, phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may với vai trò là ngành hàng xuất khẩu chủ lực tại nhiều quốc gia, thâm dụng nhiều lao động; đồng thời cũng là ngành tồn tại nhiều các vấn nạn xã hội (UNEP, 2020), “gây ô nhiễm nhất” trên thế giới (Niinimäki & cộng sự, 2020) đang trở thành một xu hướng được quan tâm. Một số nghiên cứu đã đề cập đến mối quan hệ giữa xuất khẩu dệt may với các trụ cột bền vững; gọi mở tiêu chí đánh giá hoặc nhân tố ảnh hưởng song thường tập trung đi vào phân tích từng trụ cột riêng rẽ. Đường như có rất ít nghiên cứu tập trung phát triển hệ thống tiêu chí đánh giá phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may hoặc mới chỉ đề cập đến một số tiêu chí trên từng khía cạnh đơn lẻ (UNEP, 2020; ILO, 2019; Staritz & cộng sự, 2016; Caniato & cộng sự, 2012). Tại Việt Nam, các nghiên cứu đa phần phân tích chuỗi giá trị, năng lực cạnh tranh để thúc đẩy xuất khẩu hàng dệt may; vai trò của trụ cột xã hội, môi trường chưa thực sự được quan tâm như trụ cột kinh tế.

Nghiên cứu về nhân tố ảnh hưởng đã chỉ ra một số nhân tố như: quy định về phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may, mức độ cạnh tranh trên thị trường (Duanmu & cộng sự, 2018; Ioannou & Serafeim, 2012; Zhu & cộng sự, 2007; Mia & Clarke, 1999; Dimaggio & Powell, 1983); khả năng đổi mới công nghệ (Camison & Villar-López, 2014; Calantone & cộng sự, 2002); vốn nhân lực (Staritz & cộng sự, 2016; Subramaniam & Youndt, 2005). Tuy nhiên, kết quả của các nghiên cứu có mâu thuẫn với nhau, cụ thể là tranh luận về tác động của nhân tố mức độ cạnh tranh trên thị trường.

Nghiên cứu cũng bổ sung những phát hiện mới. Theo lý thuyết thể chế, truyền thông đại chúng có thể là nhân tố tạo ra áp lực quy chuẩn, gây sức ép phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may thông qua định hình chuẩn mực xã hội (Zhu & cộng sự, 2007) nhưng chưa được quan tâm đến. Nghiên cứu có đề cập đến như Bansal (2005) thì còn hạn chế do chỉ đánh giá truyền thông qua số lượng bài báo về môi trường trong phạm vi hẹp là hai tạp chí Canada. Việc đánh giá tác động chung của FTA thế hệ mới với phát triển xuất khẩu bền vững thường được dự báo qua mô hình trọng lực hoặc giải pháp thương mại tích hợp thế giới (WITS). Kiểm định ảnh hưởng từ cam kết về phát triển bền vững và yêu cầu về quy tắc xuất xứ đối với ngành dệt may bằng PLS-SEM cũng là hướng nghiên cứu mới. Baumgartner (2009) còn cho rằng văn hóa doanh nghiệp là một điều kiện tiên quyết để thực hiện phát triển bền vững song mối quan hệ này đang bị đánh giá thấp trong các cuộc thảo luận (Kotter, 2008; Cooke & Rousseau, 1988).

Những vấn đề trên là động lực để nghiên cứu được tiến hành với những điểm mới sau: (i) Phát triển hệ thống tiêu chí đánh giá phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may; (ii) Kiểm định lại mức độ ảnh hưởng của các nhân tố trong nghiên cứu đi trước và khám phá những nhân tố mới; (iii) Tiếp cận bằng PLS-SEM là phương pháp tương đối mới mẻ với chủ đề này nói chung và tại Việt Nam nói riêng. Bằng chứng thực nghiệm xem xét quan hệ giữa một nước đang phát triển là Việt Nam và EU. EU là đối tác nhập khẩu hàng dệt may lớn thứ hai của Việt Nam đã ký kết FTA thế hệ mới (EVFTA) cùng nhiều cam kết sâu rộng về phát triển bền vững nên đây là một hướng đi hợp lý nhằm đưa ra các hàm ý quản trị để thúc đẩy phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may của Việt Nam sang EU trong tương lai.

2. Khung lý thuyết về phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may

2.1. Khái niệm phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may

Theo Liên hiệp quốc, phát triển bền vững là bảo đảm sự tăng trưởng kinh tế ổn định trong mối quan hệ với thực hiện tốt tiến bộ và công bằng xã hội; khai thác hợp lý, sử dụng tiết kiệm tài nguyên, bảo vệ và nâng cao chất lượng môi trường sống. Như vậy, phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may “là phát triển xuất khẩu hàng dệt may nhằm đáp ứng mục tiêu về tốc độ, chất lượng tăng trưởng xuất khẩu cao và ổn định; kết hợp hài hòa giữa tăng trưởng xuất khẩu với thực hiện tiến bộ xã hội và bảo vệ tài nguyên, môi trường”.

2.2. Các tiêu chí đánh giá phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may

2.2.1. Về kinh tế

Nhóm tiêu chí kinh tế phổ biến được đề cập đến gồm: (i) Quy mô, tốc độ tăng trưởng xuất khẩu; (ii) Chất lượng tăng trưởng xuất khẩu thể hiện qua cơ cấu xuất khẩu theo thị trường và chủng loại; (iii) Mức độ đóng góp của xuất khẩu hàng dệt may vào tăng trưởng kinh tế (Staritz & cộng sự, 2016; Hồ Trung Thanh, 2009; Nianli, 2008; Robins & Roberts, 2000).

2.2.2. Về môi trường

Các hoạt động trực tiếp gây ra các vấn đề về môi trường trong ngành dệt may chủ yếu liên quan đến công nghệ xử lý, nguyên vật liệu và tài nguyên đầu vào. Nghiên cứu lựa chọn những tiêu chí về môi trường gồm: (i) Mức độ sử dụng các công nghệ xử lý ô nhiễm; (ii) Mức độ sử dụng nguyên liệu xanh trong sản xuất; (iii) Mức độ sử dụng vật liệu còn sót lại cho các hoạt động khác sau sản xuất; (iv) Mức độ khai thác nguồn tài nguyên; (v) Mức độ đóng góp kinh phí của xuất khẩu hàng dệt may vào bảo vệ môi trường (Sharma & Narula, 2020; Caniato & cộng sự, 2012; Hồ Trung Thanh, 2009).

2.2.3. Về xã hội

Nhóm tiêu chí về xã hội thường được đánh giá qua: (i) Mức độ gia tăng việc làm; (ii) Mức độ cải thiện thu nhập của người lao động; (iii) Mức độ nâng cao trình độ lao động (Hồ Trung Thanh, 2009; Robins & Roberts, 2000). Nghiên cứu cũng tổng hợp và bổ sung thêm các tiêu chí về (iv) Mức độ đảm bảo các quyền về lao động (VBCSD, 2022; UNEP, 2020; ILO, 2019); (v) Mức độ chia sẻ lợi ích từ hoạt động xuất khẩu (Hồ Trung Thanh, 2009).

2.3. Các nhân tố ảnh hưởng đến phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may

2.3.1. Các nhân tố bên ngoài doanh nghiệp

2.3.1.1. Tiếp cận theo lý thuyết thể chế

Dimaggio & Powell (1983) khẳng định hành động của một doanh nghiệp chịu sự chi phối đáng kể bởi môi trường thể chế bởi áp lực cưỡng chế, áp lực quy chuẩn và áp lực bắt chước.

Quy định về phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may

Áp lực cưỡng chế được tạo ra từ các quy định bắt buộc (Wu & cộng sự, 2012; DiMaggio & Powell, 1983). Những quy định về phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may rất đa dạng, tùy thuộc vào từng công đoạn khác nhau và được điều chỉnh bởi Chính phủ, khu vực và quốc gia nhập khẩu hàng hóa (Bilowol & Doan, 2015; Zhu & cộng sự, 2007). Một số quy định nổi bật có thể kể đến như: lao động, bảo vệ môi trường, khai thác tài nguyên, xử lý chất thải... Áp lực từ luật pháp vừa là động lực, vừa là sức mạnh cưỡng chế buộc doanh nghiệp phải tuân thủ quy định nếu không muốn bị xử phạt (Đỗ Thị Bình & Trần Văn Trang, 2021; Sharma & Narula, 2020; Delmas & Toffel, 2004). Từ phía khu vực và quốc gia nhập khẩu, doanh nghiệp sẽ không thể xuất khẩu hay được hưởng ưu đãi thuế quan nếu không đáp ứng được các quy định về môi trường, lao động, trách nhiệm xã hội (Vương Thị Thanh Trì, 2021). Các nghiên cứu thực nghiệm cũng cho thấy nhân tố này có tác động đến tính bền vững của ngành dệt may ở các khu vực như Trung Quốc (Biselli, 2009), Zimbabwe (Bonilla & cộng sự, 2018). Từ lập luận trên, giả thuyết 1 được đề ra như sau:

H1: Quy định về phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may ảnh hưởng tích cực đến phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may.

Mức độ cạnh tranh trên thị trường

Nhiều nghiên cứu chỉ ra mức độ cạnh tranh trên thị trường ảnh hưởng tích cực đến phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may nhờ áp lực bắt chước (Wu & cộng sự, 2012). Cạnh tranh buộc doanh nghiệp dệt may nếu muốn có được “vị thế xanh” độc đáo trên thị trường thì phải tăng cường các cam kết bảo vệ môi trường, phát triển các sản phẩm thân thiện, để tái chế và quan tâm đến quyền lợi người lao động (Christmann & Taylor, 2001). Cạnh tranh cũng dẫn đến việc doanh nghiệp phải không ngừng học hỏi từ đối thủ, phấn đấu trong sử dụng các nguồn lực một cách hiệu quả nhằm cải thiện hiệu suất và phát triển bền vững (Sharma & Narula, 2020; Daub & Ergenzinger, 2005).

Tuy nhiên, một số nghiên cứu lại có kết quả hoàn toàn trái ngược. Cạnh tranh gay gắt buộc doanh nghiệp phải cắt giảm tối đa chi phí, bỏ qua việc đầu tư vào giải quyết các vấn đề môi trường và xã hội nhằm tiết kiệm và tồn tại (Ioannou & Serafeim, 2012). Trong ngành dệt may, cạnh tranh có thể dẫn đến bất chấp vì lợi nhuận mà hủy hoại môi trường (Niinimaki & cộng sự, 2020) hay vi phạm quyền của người lao động như trả lương rẻ mạt, sử dụng lao động trẻ em, điều kiện làm việc xuống cấp (UNEP, 2020). Theo Duanmu & cộng sự (2018), ảnh hưởng tiêu cực xảy ra phổ biến ở các quốc gia đang phát triển. Nghiên cứu này xem xét trường hợp một quốc gia đang phát triển là Việt Nam nên giả thuyết thứ 2 là:

H2: Mức độ cạnh tranh ảnh hưởng tiêu cực đến phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may.

Truyền thông đại chúng

Ngày nay, vấn đề phát triển bền vững được nhắc đến rất nhiều trên các phương tiện truyền thông đại chúng bởi các chuyên gia và Chính phủ. Theo lý thuyết thiết lập chương trình nghị sự, điều này sẽ thu hút mối quan tâm của doanh nghiệp, từ đó dần hình thành ý thức và khả năng thực hiện phát triển xuất khẩu bền vững (McCombs & Shaw, 1997). Nghiên cứu của Bansal (2005) cho rằng truyền thông là công cụ hình thành áp lực quy chuẩn khiến doanh nghiệp phải hướng đến phát triển xuất khẩu bền vững thông qua tuyên truyền các phong trào (Simon, 1992) hoặc tạo ra sức ép dư luận bằng cách lên án hành vi gây tổn hại môi trường (Zhu & cộng sự, 2007; Dimaggio & Powell, 1983). Những gợi mở trên đưa đến giả thuyết 3:

H3: Truyền thông đại chúng ảnh hưởng tích cực đến phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may.

2.3.1.2. Tiếp cận theo lý thuyết thương mại quốc tế

Cam kết về phát triển bền vững trong FTA thế hệ mới và Yêu cầu về quy tắc xuất xứ

FTA thế hệ mới là FTA với cam kết sâu rộng và toàn diện cùng cơ chế thực thi chặt chẽ, bao hàm (i) Cam kết về tự do thương mại hàng hóa, dịch vụ với mức độ cắt giảm thuế gần như về 0%, có thể có lộ trình; (ii) Những lĩnh vực được coi là phi thương mại như: lao động, môi trường,... FTA thế hệ mới cũng bao gồm các nội dung như đầu tư, cạnh tranh, mua sắm công, thương mại điện tử, khuyến khích doanh nghiệp vừa và nhỏ; đồng thời xử lý sâu sắc hơn các vấn đề truyền thống như quyền sở hữu trí tuệ, quy tắc xuất xứ,...

Mục tiêu đầu tiên của các FTA thế hệ mới là hướng đến tự do hóa thương mại, đẩy mạnh xuất nhập khẩu thông qua những cam kết hấp dẫn về ưu đãi thuế quan (Hush, 2018; Takahashi & Urata, 2010). Các FTA thế hệ mới còn giúp thúc đẩy phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may thông qua các cam kết phát triển bền vững về đảm bảo quyền lao động và bảo vệ môi trường (Đặng Thị Phương Hoa, 2022; Nguyễn Đình Đáp, 2022). Trong khi quy định của Chính phủ và nước nhập khẩu bắt buộc doanh nghiệp phải tuân thủ nếu muốn tiến hành xuất khẩu và không bị xử phạt thì cam kết trong FTA lại ràng buộc doanh nghiệp thông qua thuế quan. Doanh nghiệp không đáp ứng được các cam kết trong FTA vẫn có thể xuất khẩu song không được hưởng mức thuế ưu đãi hấp dẫn và điều này ảnh hưởng rất lớn đến hiệu quả kinh tế. Vì vậy dù không mang tính cưỡng chế như các quy định pháp luật, các cam kết vẫn có tác động lên phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may nhờ những lợi ích mà FTA mang lại. Trên cơ sở đó, giả thuyết 4 là:

H4: Cam kết về phát triển bền vững trong FTA thế hệ mới ảnh hưởng tích cực đến phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may.

Bên cạnh tác động tích cực thì FTA thế hệ mới hoàn toàn có thể gây ra rào cản có ảnh hưởng tiêu cực. Đối với hàng dệt may xuất khẩu, rào cản được nhắc đến nhiều nhất là yêu cầu về quy tắc xuất xứ, xoay quanh khả năng đáp ứng, chi phí tuân thủ hay quá trình xin C/O ưu đãi (Wignaraja, 2014; Zhang, 2010; Takahashi & Urata, 2008). Những yêu cầu khắt khe này sẽ khiến doanh nghiệp giảm khả năng tận dụng được các ưu đãi trong FTA (Vũ Kim Dung, 2021), làm ảnh hưởng đến phát triển xuất khẩu bền vững. Giả thuyết 5 là:

H5: Yêu cầu về quy tắc xuất xứ ảnh hưởng tiêu cực đến phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may.

2.3.2. Các nhân tố bên trong doanh nghiệp

2.3.2.1. Tiếp cận theo lý thuyết nguồn lực

Wernerfelt (1984) nhận định sản phẩm và nguồn lực của một doanh nghiệp là “hai mặt của một đồng xu”. Việc phát triển xuất khẩu bền vững sản phẩm chịu ảnh hưởng từ các nguồn lực quan trọng bên trong doanh nghiệp gồm công nghệ và con người.

Khả năng đổi mới công nghệ

Theo OECD (2009), đổi mới công nghệ nói riêng được coi là một trong những động lực quan trọng trong phát triển doanh nghiệp gồm hai nội dung cơ bản, đó là: (i) Đổi mới sản phẩm và (ii) Đổi mới quy trình. Đổi mới công nghệ trong ngành dệt may được đánh giá qua việc giới thiệu những sản phẩm dệt may mới, được cải tiến đáng kể về mẫu mã, tính năng, chất lượng,... hoặc việc thực hiện phương pháp hoạt động sáng tạo và thử nghiệm những ý tưởng mới mẻ (Camisón & Villar-López; 2014; Calantone & cộng sự, 2002). Nếu doanh nghiệp dệt may biết tận dụng sức mạnh của việc đổi mới công nghệ sẽ có thể tìm ra được những giải pháp đột phá để phát triển bền vững như tái chế, thay thế vật liệu thân thiện với môi trường và sức khỏe người lao động; quản lý ô nhiễm và tài nguyên cũng như nâng cao hiệu quả xuất khẩu (Gardas & cộng sự, 2018; Beder, 1994). Theo đó, giả thuyết 6 là:

H6: Khả năng đổi mới công nghệ ảnh hưởng tích cực đến phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may.

Vốn nhân lực

Theo Slaus & Jacobs (2011), vốn nhân lực đóng vai trò tiên quyết trong làm chủ công nghệ, cải thiện năng suất lao động và các chỉ tiêu tài chính. Hiệu quả kinh tế tăng lên lại là tiền đề để người lao động nâng cao mức thu nhập và phúc lợi xã hội (Fedulova & cộng sự, 2019). Thực tế cho thấy hiệu quả làm việc gia tăng cùng với các sáng kiến bảo vệ môi trường mà người lao động đề ra đã góp phần tiết kiệm chi phí vận hành và làm giảm thiểu đáng kể các tác động đến môi trường (Unger & cộng sự, 2011). Trình độ tay nghề của nhân công thấp, thiếu kỹ năng là một nguyên nhân dẫn đến xuất khẩu dệt may tại các nước như Ethiopia (Staritz & cộng sự, 2016) hay Ấn Độ (Gardas & cộng sự, 2018) chưa có tính bền vững. Nguồn nhân lực chất lượng cao sẽ là đối tượng giúp doanh nghiệp trực tiếp đưa ra các chiến lược ứng phó và giải quyết những thách thức về phát triển xuất khẩu bền vững (Pelinescu, 2015; Subramaniam & Youndt, 2005). Như vậy, giả thuyết 7 là:

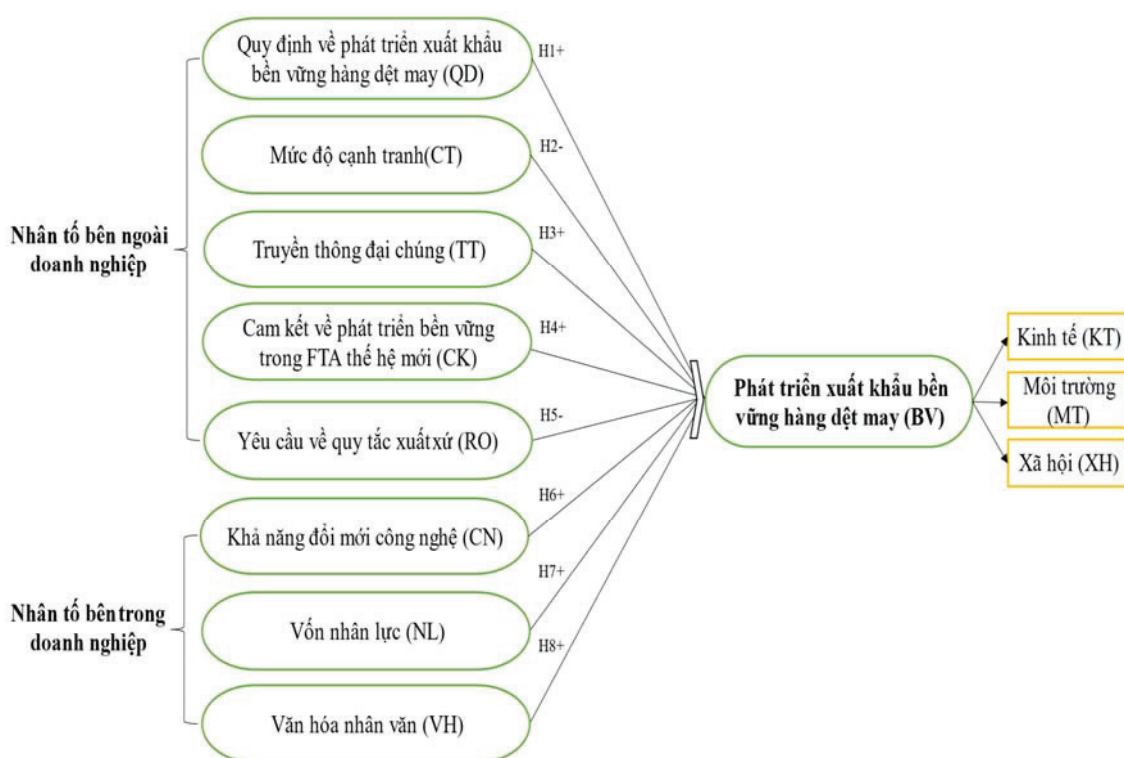
H7: Vốn nhân lực ảnh hưởng tích cực đến phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may.

Văn hóa nhân văn của doanh nghiệp

Có nhiều loại văn hóa khác nhau song văn hóa nhân văn được một số nghiên cứu chứng minh là loại hình văn hóa có tác động tích cực đến việc thực hiện những hành động có trách nhiệm cao với môi trường và xã hội (Vương Thị Thanh Trì, 2021; Wood, 1991). Văn hóa nhân văn đề cao tinh thần hợp tác, gắn bó sẽ tạo dựng lòng trung thành của người lao động; từ đó góp phần nâng cao năng suất lao động, phát huy hiệu quả kinh tế, là cơ sở để phát triển bền vững (Kalyar & cộng sự, 2012; Galbreath, 2010). Đây là cơ sở để giả thuyết 8 được đề ra:

H8: Văn hóa nhân văn ảnh hưởng tích cực đến phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may.

Hình 1: Mô hình nghiên cứu đề xuất



Nguồn: Tổng hợp bởi tác giả năm 2023.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Phát triển công cụ

Biến phụ thuộc BV là biến bậc hai đo lường qua ba biến tiềm ẩn bậc một KT, MT, XH. Các biến bậc một này lại được đo lường qua các biến quan sát (tương ứng với tiêu chí đánh giá đã nêu ở mục 2.2) bằng thang đo Likert, đánh giá mức độ thực hiện của doanh nghiệp tăng dần từ 1 (Rất không tốt) cho đến 5 (Rất tốt).

Bảng 1: Kết quả đánh giá mô hình đo lường biến bậc một

	Cronbach's alpha	Độ tin cậy tổng hợp	AVE	HTMT														
				CK	CN	CT	KT	MT	NL	QD	RO	TT	VH	XH				
CK	0,827	0,897	0,744															
CN	0,842	0,904	0,758	0,653														
CT	0,825	0,884	0,655	0,369	0,628													
KT	0,907	0,928	0,683	0,490	0,612	0,589												
MT	0,828	0,879	0,593	0,519	0,682	0,672	0,637											
NL	0,804	0,871	0,627	0,054	0,146	0,114	0,217	0,305										
QD	0,852	0,910	0,771	0,356	0,612	0,473	0,494	0,571	0,107									
RO	0,749	0,855	0,663	0,057	0,049	0,127	0,321	0,184	0,128	0,098								
TT	0,775	0,867	0,686	0,086	0,153	0,169	0,256	0,264	0,101	0,047	0,085							
VH	0,860	0,905	0,705	0,294	0,380	0,270	0,452	0,412	0,115	0,146	0,077	0,468						
XH	0,860	0,900	0,642	0,455	0,528	0,513	0,696	0,732	0,263	0,528	0,223	0,255	0,416					

Nguồn: Kết quả của nghiên cứu năm 2023.

Biến độc lập sử dụng thang đo Likert, đánh giá mức độ đồng ý tăng dần từ 1 (Hoàn toàn không đồng ý) cho đến 5 (Hoàn toàn đồng ý). Thang đo QD được sửa đổi từ nghiên cứu của Zhu & cộng sự (2007). Thang đo CT được kế thừa từ nghiên cứu Mia & Clarke (1999), Zhu & cộng sự (2007). Thang đo TT được sửa đổi từ thang đo của Trivedi & cộng sự (2018), Rahbar & Wahid (2011). Các thang đo kế thừa và xây dựng từ các nghiên cứu trước gồm CK (Đặng Thị Phương Hoa, 2022; Nguyễn Đình Đáp, 2022; Hush, 2018; Takahashi & Urata, 2010); RO (Wignaraja, 2014; Zhang, 2010; Takahashi & Urata, 2008; Brenton & Machin, 2003). Thang đo CN, NL, VH lần lượt được lấy từ thang đo của Calantone & cộng sự (2002), Subramaniam & Youndt (2005), Cooke & Rousseau (1988).

3.2. Phương pháp thu thập số liệu

Dựa trên tổng quan nghiên cứu và tư vấn của chuyên gia, nghiên cứu đã kế thừa, phát triển các thang đo để xây dựng phiếu khảo sát và gửi phiếu trực tuyến qua Google form, email và gửi trực tiếp đến doanh nghiệp. Mô hình nghiên cứu tồn tại 8 đường dẫn từ biến độc lập đến biến phụ thuộc nên kích cỡ mẫu tối thiểu là $8 \times 10 = 80$ (Hair & cộng sự, 2011). Tuy nhiên, để đảm bảo tính đại diện và giá trị, nghiên cứu đã phát đi 300 phiếu khảo sát, thu về 286 hợp lệ với đối tượng thực hiện là nhân viên bộ phận xuất khẩu tại các doanh nghiệp xuất khẩu hàng dệt may Việt Nam, thời gian trong tháng 7-8 năm 2023. Xét theo loại hình có 232 doanh nghiệp tư nhân chiếm 81%, 49 doanh nghiệp FDI chiếm 17% và 5 doanh nghiệp nhà nước chiếm 2%. Theo quy mô, có 175 doanh nghiệp nhỏ và vừa chiếm 61%, 111 doanh nghiệp lớn chiếm 39%.

3.3. Phương pháp xử lý số liệu

Nghiên cứu sử dụng phương pháp PLS-SEM để phân tích định lượng do mô hình nghiên cứu là bậc cao và khám phá những mối quan hệ tiềm ẩn. Quy trình phân tích dữ liệu định lượng được tiến hành kết hợp giữa sử dụng kỹ thuật biến quan sát lặp lại (Đánh giá mô hình đo lường biến bậc một) và giai đoạn hai của kỹ thuật hai giai đoạn (Đánh giá mô hình đo lường biến bậc hai dạng kết quả, đánh giá mô hình cấu trúc biến bậc hai) (Hair & cộng sự, 2011).

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Đánh giá mô hình đo lường biến bậc một

(i) *Chất lượng biến quan sát:* Ở lần đánh giá đầu tiên, biến RO4 có hệ số tải ngoài Outer Loading là $0,379 < 0,7$ nên bị loại khỏi mô hình. Sau khi loại biến RO4 và chạy lại mô hình, các biến quan sát còn lại đều đảm bảo chất lượng (xem Hình 2) với hệ số Outer Loading $\geq 0,7$; (ii) *Độ tin cậy thang đo:* Độ tin cậy tổng hợp và hệ số Cronbach's alpha của thang đo các biến bậc một đều $> 0,7$ nên các thang đo này đảm bảo độ tin cậy; (iii) *Tính hội tụ:* Phương sai trung bình được trích (AVE) của các biến bậc một cũng

đều > 0,5, thỏa mãn yêu cầu về tính hội tụ (Hair & cộng sự, 2011); (iv) *Tính phân biệt*: Giữa các cặp biến bậc một, giá trị HTMT đều < 0,85 nên tính phân biệt giữa các biến bậc một được đảm bảo (Henseler & cộng sự, 2015).

4.2. Đánh giá mô hình đo lường biến bậc hai

Sau khi đánh giá mô hình đo lường biến bậc một, trọng số nhân tố của các biến KT, MT, XH được tạo ra. Từ đây, biến bậc hai BV chuyển thành biến tiềm ẩn bậc một; các biến bậc một gồm KT, MT, XH chuyển thành biến quan sát. Đánh giá chất lượng biến quan sát, độ tin cậy và tính hội tụ đều thỏa mãn yêu cầu (trương tự mục 4.1).

Bảng 2: Kết quả đánh giá mô hình đo lường biến bậc hai

	Outer Loadings			Cronbach's alpha	Độ tin cậy tổng hợp	AVE
	KT	MT	XH			
BV	0,850	0,852	0,864	0,817	0,891	0,683

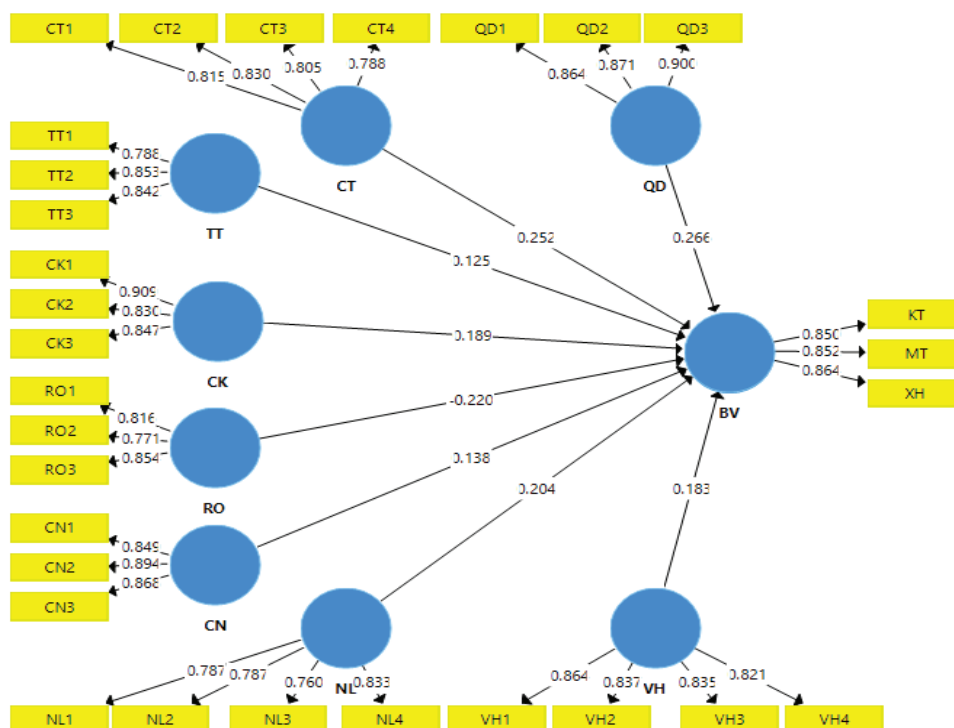
Nguồn: Kết quả của nghiên cứu năm 2023.

Bảng 3: Hệ số tác động và P Values

Giả thuyết	Nhân tố bên ngoài					Nhân tố bên trong			
	H1	H2	H3	H4	H5	H6	H7	H8	
Mối quan hệ tác động	QD-> BV	CT-> BV	TT-> BV	CK-> BV	RO-> BV	CN-> BV	NL-> BV	VH-> BV	
Hệ số tác động	0,266	0,252	0,125	0,189	-0,220	0,138	0,204	0,183	
P Values	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000	0,023	0,000	0,000	
Kết luận	Chấp nhận	Bác bỏ	Chấp nhận	Chấp nhận	Chấp nhận	Chấp nhận	Chấp nhận	Chấp nhận	

Nguồn: Kết quả của nghiên cứu năm 2023.

Hình 2: Kết quả kiểm định mô hình



Ghi chú: Mô hình bên trong: Path Coefficients; Mô hình bên ngoài: Outer Loadings.

Nguồn: Kết quả của nghiên cứu năm 2023.

4.3. Đánh giá mô hình cấu trúc biến bậc hai

Tất cả các giá trị Inner VIF đều < 5 thỏa mãn không có đa cộng tuyến. Giá trị R bình phương hiệu chỉnh (R Square Adjusted) của biến phụ thuộc BV là 0,673 nghĩa là các biến độc lập tác động vào BV giải thích được 67,3% sự biến thiên của biến này, cho thấy mô hình nghiên cứu và các biến được lựa chọn là tương đối phù hợp và hiệu quả (Hair & cộng sự, 2011).

Đánh giá mối quan hệ tác động giữa các nhân tố với kết quả phân tích Bootstrap (5000 samples) cho thấy các mối quan hệ đều có ý nghĩa thống kê với P-value < 0,05. Kết quả kiểm định cho thấy giả thuyết H2 bị bác bỏ trong khi các giả thuyết còn lại được ủng hộ.

5. Thảo luận kết quả và hàm ý quản trị

Nhìn chung, các nhân tố bên ngoài doanh nghiệp có xu hướng tác động mạnh hơn đến phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may so với các nhân tố bên trong doanh nghiệp. Nhân tố quy định, cạnh tranh và yêu cầu về quy tắc xuất xứ lần lượt là ba nhân tố bên ngoài có ảnh hưởng lớn nhất. Kế tiếp là vốn nhân lực, đây là nhân tố bên trong tác động đáng kể đến phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may. Cụ thể:

Về các nhân tố bên ngoài doanh nghiệp

Quy định là nhân tố có ảnh hưởng tích cực mạnh mẽ nhất, tương tự như nghiên cứu của Wu & cộng sự (2012), Zhu & cộng sự (2007), Dimaggio & Powell (1983). Đây là minh chứng cho thấy những quy định về phát triển xuất khẩu bền vững tại một quốc gia đang phát triển như Việt Nam đang ngày một được xây dựng chặt chẽ hơn và đã bước đầu phát huy được hiệu quả bên cạnh quy định khắt khe từ khu vực và đối tác. Chính sách và luật pháp hiện hành liên quan đến sự phát triển của ngành dệt may Việt Nam bao gồm các văn bản pháp lý chung như Luật Bảo vệ môi trường, Nghị định 155/2016/ND-CP quy định về xử phạt hành chính trong bảo vệ môi trường; Chương trình nghị sự 2030 vì sự phát triển bền vững;... hay quy định cụ thể liên quan đến sử dụng năng lượng hiệu quả, phát triển khu công nghiệp và quản lý nước, hóa chất, chất thải. Bên cạnh đó, những quy định tại EU cũng đang ngày một được nâng cao cùng nhiều tiêu chuẩn xanh nghiêm ngặt đối với hàng dệt may nhập khẩu. Điển hình là Chiến lược dệt may tuần hoàn và bền vững (thuộc Kế hoạch hành động về kinh tế tuần hoàn trong Thỏa thuận xanh EU) với hàng loạt các quy định xanh nổi bật như: thiết kế sinh thái cho các sản phẩm bền vững, chiến lược hóa chất bền vững thúc đẩy việc cấm các hóa chất độc hại nhất, ghi nhãn vật lý và kỹ thuật số cho hàng dệt may, chi thị về Tuyên bố xanh chứng minh các tuyên bố và nhãn mác về môi trường trên sản phẩm, quy định về trách nhiệm mở rộng của nhà sản xuất với xử lý rác thải dệt may,...

Kết quả cho thấy sự đối lập với một số nghiên cứu trước đây của Duanmu & cộng sự (2018), Benn & cộng sự (2014), Ioannou & Serafeim (2012) khi mức độ cạnh tranh trên thị trường ở Việt Nam có tác động tích cực đến phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may. Kết quả này ủng hộ nghiên cứu của Zhu & cộng sự (2007), Christmann & Taylor (2001), Mia & Clarke (1999) và chứng minh cạnh tranh trên thị trường xuất khẩu hàng dệt may hiện nay không chỉ quan tâm đến giá cả mà còn là cạnh tranh về thương hiệu xanh và trách nhiệm xã hội trên thị trường trong nước và quốc tế. Xu hướng tiêu dùng xanh đang gia tăng đòi hỏi doanh nghiệp phải thay đổi để gây dựng được uy tín nhằm giữ chân khách hàng, nhất là ở các thị trường “khó tính” như EU. Ngành dệt may Bangladesh là một minh chứng tiêu biểu khi đang vươn lên ấn tượng nhờ đột phá trong phát triển xanh với 153 nhà máy đạt chuẩn LEED trong năm 2023. Những doanh nghiệp lớn trong ngành đã đạt được những thành công nhất định nhờ xanh hóa xuất khẩu và quan tâm đến người lao động cũng trở thành điển hình cho những doanh nghiệp khác học tập để tích cực nâng cao năng lực đáp ứng các quy định xanh.

Nghiên cứu cũng đã kiểm nghiệm mối quan hệ thuận chiều giữa truyền thông đại chúng với phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may. Kết quả này ủng hộ lập luận của lý thuyết chương trình nghị sự cũng như gợi mở của Bansal (2005). Nhờ có truyền thông đại chúng, Chính phủ và các tổ chức chính thống có thể tuyên truyền một cách rộng rãi về phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may; qua đó thu hút sự quan tâm và định hướng hành vi của các doanh nghiệp theo hướng bền vững (Trivedi & cộng sự, 2018; Rahbar & Wahid, 2011). Khi dư luận thể hiện sự quan tâm, lên án các vấn đề đi ngược lại nguyên tắc phát triển bền vững, doanh nghiệp sẽ phải chú trọng hơn đến hành vi của mình nếu không muốn bị bài trừ khỏi thị trường bởi chính người tiêu dùng (Bansal, 2005). Nhờ chức năng văn hóa, truyền thông đại chúng còn giúp chính doanh nghiệp nâng cao kiến thức cũng như ý thức để chủ động thay đổi và thực hành bền vững (Trivedi &

cộng sự, 2018). Tuy nhiên, tại Việt Nam, mức độ tác động đó vẫn chưa thật sự nổi bật do xuất phát một phần từ việc những thông tin, kiến thức chuyên sâu hơn liên quan đến đề tài này vẫn chưa được phổ biến trên các phương tiện truyền thông đại chúng.

Cam kết về phát triển bền vững trong FTA thế hệ mới cũng có tác động tích cực đến phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may (trương tự Đặng Thị Phương Hoa, 2022; Nguyễn Đình Đáp, 2022; Hush, 2018) trong khi yêu cầu về quy tắc xuất xứ có ảnh hưởng tiêu cực (trương tự Vũ Kim Dung, 2021). Việc tự chủ về nguồn cung nguyên liệu tại Việt Nam còn gặp nhiều khó khăn do chưa xây dựng được nền công nghiệp phụ trợ tương thích và chưa có liên kết trong chuỗi giá trị nên quy tắc xuất xứ sẽ là một rào cản rất lớn làm giảm cơ hội tăng trưởng xuất khẩu bền vững của Việt Nam sang EU theo EVFTA.

Về các nhân tố bên trong doanh nghiệp

Khả năng đổi mới công nghệ và vốn nhân lực được tìm thấy là có quan hệ thuận chiều với phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may – điều này đã tái khẳng định sự tương đồng với nghiên cứu của Camisón & Villar-López (2014); Calantone & cộng sự (2002); Subramaniam & Youndt (2005).

Văn hóa nhân văn lại có sức ảnh hưởng đáng kể như là chất keo gắn kết giúp gia tăng sự trung thành, hạn chế xung đột, cải thiện mức độ hài lòng của người lao động, nhờ đó mà hiệu quả làm việc cũng được nâng cao, doanh nghiệp cũng ngày càng phát triển (Kalyar & cộng sự, 2012; Galbreath, 2010). Văn hóa nhân văn thúc đẩy doanh nghiệp thực hiện các hoạt động bảo vệ môi trường, chia sẻ lợi ích xuất khẩu công bằng giữa các bên, hướng tới góp phần làm giảm phân hóa giàu nghèo và từ đó tạo ấn tượng với đối tác, người tiêu dùng, nâng cao uy tín trên thị trường quốc tế.

Như vậy, để thúc đẩy phát triển xuất khẩu bền vững hàng dệt may của Việt Nam sang EU, các doanh nghiệp dệt may cần tích cực tìm hiểu, cập nhật các thông tin về cam kết thuế quan, phát triển bền vững, quy tắc xuất xứ trong EVFTA; các tiêu chí xanh trong quy định của Chính phủ và đối tác nhập khẩu. Doanh nghiệp có thể tìm hiểu thông tin thông qua các phương tiện truyền thông đại chúng, ngược lại cũng có thể nhờ sức lan tỏa của những phương tiện này để thực hiện marketing số nhằm tiếp cận tới tệp khách hàng lớn hơn mà không bị giới hạn về thời gian, không gian. Việc chủ động về nguồn cung nguyên phụ liệu chất lượng theo yêu cầu về quy tắc xuất xứ và hướng tới tự chủ nguồn cung trong dài hạn cũng là một vấn đề cần quan tâm. Doanh nghiệp cần tăng cường hơn ngân sách đầu tư cho R&D, đổi mới công nghệ, chuyển đổi số, nghiên cứu đưa các nguyên liệu xanh vào sản xuất, tham khảo ứng dụng mô hình kinh doanh tuần hoàn và xanh hóa từng bước trong chuỗi sản xuất. Cuối cùng, doanh nghiệp cũng nên xây dựng chiến lược dài hạn trong thu hút, đào tạo và phát triển nguồn nhân lực có chất lượng cao đáp ứng yêu cầu phát triển của CMCN 4.0, gắn kết lao động dựa trên nền tảng văn hóa nhân văn của doanh nghiệp.

Lời thừa nhận/ Cảm ơn: “Bài báo được tài trợ bởi Chương trình học bổng đào tạo thạc sĩ, tiến sĩ trong nước của Quỹ Đổi mới sáng tạo Vingroup (VINIF) cho tác giả chính Trần Thùy Linh, mã số VINIF.2023.TS.061”.

Tài liệu tham khảo:

- Bansal, P. (2005), ‘Evolving sustainably: A longitudinal study of corporate sustainable development’, *Strategic Management Journal*, 26(3), 197-218.
- Baumgartner, R.J. (2009), ‘Organizational culture and leadership: Preconditions for the development of a sustainable corporation’, *Sustainable Development*, 17(2), 102-113.
- Beder, S. (1994), ‘The role of technology in sustainable development’, *IEEE Technology and Society magazine*, 13(4), 14-19.
- Benn, S., Edwards, M. & Williams, T. (2014), *Organizational change for corporate sustainability*, Routledge.
- Bilwol, J. & Doan, M.A. (2015), ‘Multinational corporations’ role in developing Vietnam’s public relations industry through corporate social responsibility’, *Public Relations Review*, 41(5), 825-832.
- Biselli, M. (2009), ‘China’s role in the global textile industry’, *Student Research Projects/Outputs No.039-2009*, China

- Bonilla, S.H., Silva, H.R., Terra da Silva, M., Franco Gonçalves, R. & Sacomano, J.B. (2018), 'Industry 4.0 and sustainability implications: A scenario-based analysis of the impacts and challenges', *Sustainability*, 10(10), p.3740.
- Brenton, P. & Manchin, M. (2003), 'Making EU trade agreements work: the role of rules of origin', *The World Economy*, 26(5), 755-69.
- Calantone, R.J., Cavusgil, S.T. & Zhao, Y. (2002), 'Learning orientation, firm innovation capability, and firm performance', *Industrial Marketing Management*, 31(6), 515-524.
- Camisón, C. & Villar-López, A. (2014), 'Organizational innovation as an enabler of technological innovation capabilities and firm performance', *Journal of Business Research*, 67(1), 2891-2902.
- Caniato, F., Caridi, M., Crippa, L. & Moretto, A. (2012), 'Environmental sustainability in fashion supply chains: An exploratory case based research', *International Journal of Production Economics*, 135(2), 659-670.
- Christmann, P. & Taylor, G. (2001), 'Globalization and the environment: Determinants of firm self-regulation in China', *Journal of International Business Studies*, 32(3), 439-458.
- Cooke, R.A. & Rousseau, D.M. (1988), 'Behavioral norms and expectations: A quantitative approach to the assessment of organizational culture', *Group & Organization Studies*, 13(3), 245-273.
- Daub, C.H. & Ergenzinger, R. (2005), 'Enabling sustainable management through a new multi-disciplinary concept of customer satisfaction', *European Journal of Marketing*, 39, 998-1012.
- Delmas, M. & Toffel, M.W. (2004), 'Stakeholders and environmental management practices: an institutional framework', *Business Strategy and the Environment*, 13(4), 209-222.
- DiMaggio, P.J. & Powell, W.W. (1983), 'The iron cage revisited: institutional isomorphism and collective rationality in organizational fields', *American Sociological Review*, 48, 147-160.
- Duanmu, J.L., Bu, M. & Pittman, R. (2018), 'Does market competition dampen environmental performance? Evidence from China', *Strategic Management Journal*, 39(11), 3006-3030.
- Đặng Thị Phương Hoa (2022), 'Hai năm thực hiện Hiệp định EVFTA: Tác động kinh tế-xã hội và những vấn đề đặt ra đối với Việt Nam', *kỷ yếu Hội thảo khoa học*, Viện Nghiên cứu châu Âu, Hà Nội.
- Đỗ Thị Bình & Trần Văn Trang (2021), 'Ảnh hưởng của áp lực thể chế đến chiến lược xuất khẩu thân thiện môi trường, hợp tác trong chuỗi cung ứng và lợi thế cạnh tranh tại các doanh nghiệp dệt may', *Tạp chí Kinh tế & Phát triển*, 288, 33-42.
- Fedulova, I., Voronkova, O.Y., Zhuravlev P., Gerasimova, L., Glyzina, M. & Alekhina, N.A. (2019), 'Labor productivity and its role in the sustainable development of economy: on the example of a region', *Entrepreneurship and Sustainability Issues*, 7(2), p.1059.
- Galbreath, J. (2010), 'Drivers of corporate social responsibility: The role of formal strategic planning and firm culture', *British Journal of Management*, 21(2), 511-525.
- Gardas, B.B., Raut, R.D. & Narkhede, B. (2018), 'Modelling the challenges to sustainability in the textile and apparel (T&A) sector: A Delphi-DEMATEL approach', *Sustainable Production and Consumption*, 15, 96-108.
- Hair, J.F., Ringle, C.M. & Sarstedt, M. (2011), 'PLS-SEM: Indeed a Silver Bullet', *Journal of Marketing Theory and Practice*, 19(2), 139-152.
- Henseler, J., Ringle, C.M. & Sarstedt, M. (2015), 'A new criterion for assessing discriminant validity in variancebased structural equation modeling', *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43, 115-135.
- Hồ Trung Thanh (2009), 'Xuất khẩu bền vững ở Việt Nam trong quá trình hội nhập kinh tế quốc tế', Luận án tiến sĩ Kinh tế, Đại học Quốc gia Hà Nội, Hà Nội.
- Hush, E. (2018), 'Where no man has gone before: The future of sustainable development in the comprehensive economic and trade agreement and new-generation free trade agreements', *Columbia Journal of Environmental Law*, 43, p.93.
- ILO (2019), *Báo cáo tổng hợp về tuân thủ trong ngành may mặc giai đoạn 2017-2018*, truy cập ngày 28 tháng 08 năm 2022, từ <https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---asia/---ro-bangkok/---ilo-hanoi/documents/publication/wcms_574711.pdf>.
- Ioannou, I. & Serafeim, G. (2012), 'What drives corporate social performance? The role of nation-level institutions', *Journal of international business studies*, 43, 834-864.
- Kalyar, M.N., Rafi, N. & Kalyar, A.N. (2012), 'Factors affecting corporate social responsibility: An empirical study', *Systems Research and Behavioral Science*, 30(4), 495-505.
- Kotter, J.P. (2008), *Corporate culture and performance*, Simon and Schuster.

-
- McCombs, M.E. & Shaw, D.L. (1972), 'The agenda-setting function of mass media', *Public Opinion Quarterly*, 36(2), 176-187.
- Mia, L. & Clarke, B. (1999), 'Market competition, management accounting systems and business unit performance', *Management Accounting Research*, 10(2), 137-158.
- Nguyễn Đình Đáp (2022), 'Hai năm thực hiện Hiệp định EVFTA: Tác động kinh tế-xã hội và những vấn đề đặt ra đối với Việt Nam', *kỷ yếu Hội thảo khoa học*, Viện Nghiên cứu châu Âu, Hà Nội.
- Nianli, Z. (2008), 'Sustainable development of export: Theoretical meaning, evaluation model, and empirical research', *Chinese Journal of Population Resources and Environment*, 6(4), 20-27.
- Niinimäki, K., Peters, G., Dahlbo, H., Perry, P., Rissanen, T. & Gwilt, A. (2020), 'The environmental price of fast fashion', *Nature Reviews Earth & Environment*, 1(4), 189-200.
- OECD (2009), *Innovation in Firms: A Microeconomic Perspective*, truy cập ngày 28 tháng 08 năm 2022, từ <<https://www.oecd.org/berlin/44120491.pdf>>.
- Pelinescu, E. (2015), 'The impact of human capital on economic growth', *Procedia Economics and Finance*, 22, 184-190.
- Rahbar, E. & Wahid, N.A. (2011), 'Investigation of green marketing tools' effect on consumers' purchase behavior', *Business strategy series*, 12(2), 73-83.
- Robins, N. & Roberts, S. (2000), *The reality of sustainable trade*, IIED, London.
- Sharma, A. & Narula, S.A. (2020), 'What motivates and inhibits Indian textile firms to embrace sustainability?', *Asian Journal of Sustainability and Social Responsibility*, 5(1), 1-23.
- Simon, F.L. (1992), 'Marketing green products in the triad', *Columbia Journal of World Business*, 27(3,4), 268-285.
- Slaus, I. & Jacobs, G. (2011), 'Human capital and sustainability', *Sustainability*, 3(1), 97-154.
- Staritz, C., Plank, L. & Morris, M. (2016), 'Global Value Chains, Industrial Policy, and Sustainable Development—Ethiopia's Apparel Export Sector, Country Case Study', proceeding of *International Centre for Trade and Sustainable Development (ICTSD)*, Geneva.
- Subramaniam, M. & Youndt, M.A. (2005), 'The influence of intellectual capital on the types of innovative capabilities', *Academy of Management Journal*, 48(3), 450-463.
- Takahashi, K. & Urata, S. (2008), 'On the use of FTAs by Japanese firms', *Discussion papers 08002*, Research Institute of Economy, Trade and Industry (RIETI).
- Takahashi, K. & Urata, S. (2010), 'On the use of FTAs by Japanese firms: Further evidence', *Business and Politics*, 12(1), 1-15.
- Trivedi, R.H., Patel, J.D. & Acharya, N. (2018), 'Causality analysis of media influence on environmental attitude, intention and behaviors leading to green purchasing', *Journal of Cleaner production*, 196, 11-22.
- UNEP (2020), *Sustainability and Circularity in the Textile Value Chain: Global Stocktaking*, Kenya.
- Unger, J.M., Rauch, A., Frese M. & Rosenbusch, N. (2011), 'Human capital and entrepreneurial success: A meta-analytical review', *Journal of Business Venturing*, 26(3), 341-358.
- VBCSD (2022), *Bộ chỉ số Doanh nghiệp bền vững (CSI)*, truy cập ngày 28 tháng 08 năm 2022, từ <<https://vbcsd.vn/csi/default.asp#tl>>.
- Vũ Kim Dung (2021), 'Tận dụng cơ chế ưu đãi từ các hiệp định thương mại tự do của Việt Nam', Luận án Tiến sĩ, Đại học Ngoại Thương.
- Vương Thị Thanh Tri (2021), 'Các nhân tố ảnh hưởng đến thực hiện trách nhiệm xã hội của các doanh nghiệp thuộc tập đoàn dệt may Việt Nam', Luận án Tiến sĩ, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân.
- Wernerfelt, B. (1984), 'A resource-based view of the firm', *Strategic Management Journal*, 5(2), 171-180.
- Wignaraja, G. (2014), 'The determinants of FTA use in Southeast Asia: A firm-level analysis', *Journal of Asian Economics*, 35, 32-45.
- Wood, E.M. (1991), *The pristine culture of capitalism: A historical essay on old regimes and modern states*, Verso.
- Wu, G.C., Ding, J.H. & Chen, P.S. (2012), 'The effects of GSCM drivers and institutional pressures on GSCM practices in Taiwan's textile and apparel industry', *International Journal of Production Economics*, 135(2), 618-636.
- Zhang, Y. (2010), 'The impact of free trade agreements on business activity: A survey of firms in the People's Republic of China', *ADB Working Paper Series No.251*, ADBI.
- Zhu, Q., Sarkis, J. & Lai, K.H. (2007), 'Initiatives and outcomes of green supply chain management implementation by Chinese manufacturers', *Journal of environmental management*, 85(1), 179-189.

NGUỒN LỰC TÀI CHÍNH CHO PHÁT TRIỂN KHOA HỌC CÔNG NGHỆ VÀ ĐỔI MỚI SÁNG TẠO TẠI VIỆT NAM

Đỗ Hoài Linh

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: linhdh@neu.edu.vn

Trần Thị Vân Hoa

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: hoattv@neu.edu.vn

Lại Thị Thanh Loan

Viện Đào tạo và Nghiên cứu BIDV

Email: loanlt224@gmail.com

Đặng Phong Nguyễn

Học viện Công nghệ Bưu chính Viễn thông

Email: nguyendp@ptit.edu.vn

Nguyễn Nhật Minh

Học viện Ngân hàng

Email: minhnn@hvn.edu.vn

Mã bài: JED-1409

Ngày nhận: 22/09/2023

Ngày nhận bản sửa: 27/03/2024

Ngày duyệt đăng: 05/04/2024

DOI: 10.33301/JED.VI.1409

Tóm tắt:

Bài viết tập trung nghiên cứu về nguồn lực tài chính cho phát triển khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo trên các khía cạnh: (i) Khái quát về hai nhóm nguồn lực tài chính cho phát triển khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo trên các khía cạnh gồm: nguồn tài chính từ ngân sách nhà nước và nguồn tài chính ngoài ngân sách; (ii) Kinh nghiệm quốc tế từ khu vực Châu Âu, Châu Mỹ và Châu Á về các nguồn lực tài chính cho phát triển khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo; (iii) Hiện trạng về các nguồn lực tài chính cho phát triển khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo tại Việt Nam. Dựa trên cơ sở lý luận được tổng hợp, nhóm tác giả đề xuất một số khuyến nghị chính sách để nâng cao hiệu quả huy động và sử dụng nguồn lực tài chính cho phát triển khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo trong giai đoạn từ nay đến 2030.

Từ khóa: Nguồn lực tài chính, ngân sách nhà nước, quỹ đầu tư mạo hiểm, nhà đầu tư thiên thần, khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo.

Mã JEL: E22, G24, H61, O32.

Financial resources for science technology and innovation development in Vietnam

Abstract:

This paper focuses on financial resources for science, technology, and innovation development in the following aspects: (i) Overview of two groups of financial resources for science, technology, and innovation development, including financial resources from the state budget and non-state budget; (ii) International experience from Europe, America, and Asia on financial resources for science, technology, and innovation development; and (iii) Current status of financial resources for science, technology, and innovation development in Vietnam. Based on the theoretical basis, the authors propose policy recommendations to improve the efficiency of mobilizing and using financial resources for science, technology, and innovation development in the period from now to 2030.

Keywords: Financial resources, state budget, venture capital funds, angel investors, science technology and innovation.

JEL Codes: E22, G24, H61, O32.

1. Giới thiệu

Nguồn lực tài chính cho phát triển khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo được chứng minh là đóng vai trò vô cùng quan trọng cho quá trình phát triển của quốc gia trong giai đoạn hiện nay, nguồn vốn này đang ngày càng đa dạng và phong phú và đóng góp lớn cho sự phát triển của toàn cầu. Tại Việt Nam, với chủ trương coi phát triển khoa học và công nghệ và giáo dục là “quốc sách hàng đầu” và “khâu đột phá trong chính sách công nghiệp quốc gia”, trong những năm qua, việc huy động và sử dụng nguồn lực từ ngân sách nhà nước (NSNN) luôn được Chính phủ quan tâm. Tuy nhiên, các nguồn lực này chưa thể đáp ứng được nhu cầu của nền kinh tế, trong khi thiếu các cơ chế, chính sách để khai thông, mở rộng các nguồn lực tài chính cho phát triển khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo ngoài ngân sách nhà nước. Những vấn đề này đòi hỏi cần nghiên cứu xây dựng các chính sách, cơ chế phù hợp để tạo động lực phát triển mạnh mẽ cho kinh tế quốc gia, nhất là trong giai đoạn từ nay đến 2030.

2. Cơ sở lý thuyết về các nguồn lực tài chính cho phát triển khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo

Nguồn lực tài chính cho phát triển khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo có thể được chia thành nguồn lực tài chính từ ngân sách nhà nước và ngoài ngân sách nhà nước. Trong đó, nguồn lực từ ngân sách nhà nước thường được sử dụng cho các lĩnh vực đặc thù đòi hỏi sự tham gia bắt buộc của Nhà nước như an ninh quốc phòng, đầu tư cơ sở hạ tầng cho khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo... Nguồn vốn từ ngân sách nhà nước có thể được chia thành các nhóm khác nhau theo tính chất nguồn vốn (như trung ương/địa phương), nguồn vốn chi thường xuyên và đầu tư cơ bản. Nguồn vốn ngân sách nhà nước cũng có thể hình thành các Quỹ đầu tư với vai trò là vốn mồi cho hoạt động khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo hoặc các hỗ trợ về chính sách thuế, phí, đăng ký bản quyền...

Nguồn vốn ngoài ngân sách nhà nước thường được huy động từ các nguồn vốn đầu tư, các nguồn lực từ doanh nghiệp hoặc tiết kiệm của cá nhân... cụ thể:

Thứ nhất, Quỹ đầu tư mạo hiểm (Hedge fund) thường hỗ trợ tài chính cho ý tưởng khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo rủi ro cao, tiềm năng tăng trưởng mạnh. Nguồn vốn này rất quan trọng và cần thiết, đặc biệt là lĩnh vực hoàn toàn mới. Bởi vì, chúng không chỉ cung cấp vốn ở giai đoạn đầu, mà còn có thể hỗ trợ cung cấp thông tin kết nối các đơn vị (bao gồm nhà đầu tư, nhà cung cấp cũng như tiếp cận khách hàng tiềm năng), tham gia quản lý (dòng tiền, biểu quyết, hội đồng quản trị, thanh khoản), giúp hỗ trợ hoạch định chiến lược kinh doanh cũng như hỗ trợ nguồn nhân lực và tổ chức nội bộ...

Nguồn vốn này đến từ nhà đầu tư mạo hiểm độc lập (IVC – Independent Venture Capital) thường là các quỹ từ thiện, quỹ sáng lập, quỹ phụ cấp lương hưu, hay các quỹ của người giàu... vì mục đích lợi nhuận; hoặc nhà đầu tư mạo hiểm thuộc các tập đoàn (CVC – Corporate Venture Capital) mục đích chủ yếu là cấp vốn cho các chương trình nghiên cứu và phát triển (R&D) của tập đoàn.

Thứ hai, vốn từ các nhà đầu tư thiên thần. Loại hình này thường mang tính cá nhân và số tiền cho mỗi dự án nhỏ hơn Quỹ đầu tư mạo hiểm. Các nhà đầu tư thiên thần đóng vai trò như “người gác cổng” (gatekeeping), hỗ trợ nâng cao khả năng của các công ty/dự án khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo hoàn thiện hơn các ý tưởng, tăng tính khả thi, để tiếp tục huy động thêm những khoản đầu tư lớn hơn từ Quỹ đầu tư mạo hiểm, ngân hàng...

Thứ ba, nguồn vốn cộng đồng (Crowd-funding) thường ở dạng đầu tư theo nhóm nhóm cho vay (crowd-lending) và nhóm đầu tư (crowd-investing). Trong đó, các hình thức phổ biến bao gồm: peer-to-peer lending (các nhà đầu tư cho một cá nhân vay với lãi suất cố định), peer-to-business lending (cho vay ngang hàng với doanh nghiệp), reward-based crowd-funding (gọi vốn cộng đồng dựa trên phần thưởng cho các nhà đầu tư, chẳng hạn như ưu đãi trong ứng dụng kết quả nghiên cứu khoa học công nghệ) và equity crowd-funding (các nhà đầu tư có thể trở thành chủ sở hữu của các doanh nghiệp nghiên cứu khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo). Nguồn vốn này giúp kết nối dễ dàng các dự án khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo đang có nhu cầu tài chính và nhà đầu tư, và có thể thực hiện hoàn toàn trực tuyến. Tuy nhiên, hầu hết các nhà đầu tư loại hình này ít kinh nghiệm, số vốn nhỏ, ít có khả năng kiểm soát so với các nhà đầu tư mạo hiểm và các nhà đầu tư thiên thần.

Ngoài ra, nguồn vốn phát triển khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo còn đến từ các chương trình tăng tốc/khuyến khích của các tập đoàn, Chính phủ, tổ chức quốc tế. Chương trình này đang được nhiều Chính phủ sử dụng như là một công cụ để khuyến khích tinh thần kinh doanh, đổi mới và tăng trưởng. Cùng với đó là các cơ hội kết nối, giáo dục, và hướng dẫn từ phía những nhà đầu tư mạo hiểm và các cố vấn (mentors)... giúp gia tăng khả năng tồn tại, tăng trưởng và tiếp cận được nhiều vốn hơn của các dự án khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo.

3. Kinh nghiệm quốc tế về các nguồn lực tài chính cho phát triển khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo

3.1. Khu vực Châu Âu

Liên minh Châu Âu rất chú trọng thúc đẩy đầu tư cả khu vực công và tư nhân, một số bài học kinh nghiệm được chỉ ra như sau:

Đối với các nguồn ngân sách nhà nước: Chính phủ xác định các ngành, lĩnh vực trọng yếu và có nhiều tiềm năng phát triển để tập trung đầu tư, tránh lãng phí tài nguyên. Đồng thời, chú trọng triển khai hợp tác với khu vực tư nhân theo mô hình PPPs (Public private partnership) để đầu tư cho các doanh nghiệp tư nhân. Theo báo cáo của Eulalia Rubio & cộng sự (2019), nguồn ngân sách cho hoạt động khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo tuy chiếm tỷ trọng nhỏ so với khu vực tư nhân nhưng sẵn sàng tài trợ các dự án có rủi ro cao mà khu vực tư nhân ngại không đầu tư. Đến nay, 2 quỹ có đóng góp nhiều nhất là quỹ đổi mới sáng tạo các doanh nghiệp nhỏ và vừa (InnovFin SMEG) và quỹ Châu Âu cho Đầu tư chiến lược (EFSI) đều không nhằm vào lợi nhuận mà để thúc đẩy hoạt động đổi mới sáng tạo tại các các doanh nghiệp nhỏ và vừa, các doanh nghiệp đổi mới sáng tạo thấp (European Investment Bank, 2018). Và nhờ có cơ chế này, nguồn vốn này mới được lan tỏa nhanh chóng. Tổng số doanh nghiệp nhỏ và vừa được hỗ trợ vốn từ quỹ InnovFin SMEG đã lên đến gần 35 nghìn doanh nghiệp và tạo ra gần 1,5 triệu việc làm mới. Dù hiệu quả kinh tế chưa cao nhưng tổng giá trị đầu tư cho khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo từ ngân sách của EU tăng và đạt 12,4 tỷ EUR trong năm 2023, hướng tới 13,6 tỷ EUR cho năm 2024.

Đối với nguồn ngoài ngân sách, các chính sách khuyến khích, thu hút và hỗ trợ có vai trò hết sức quan trọng. Các nguồn này sẽ được hưởng các chính sách ưu đãi về thuế, lãi suất và thủ tục hành chính. Hoạt động nghiên cứu học thuật, trao đổi kiến thức và chuyển giao công nghệ được đẩy mạnh nhằm nâng cao nhận thức, khơi dậy nhu cầu về khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo với người dân và các doanh nghiệp. Nhờ đó, Châu Âu đã thu hút được đáng kể nguồn vốn đầu tư của các Quỹ đầu tư mạo hiểm trên toàn cầu. Theo báo cáo của Invest Europe (2023), tính tới năm 2023, tổng giá trị đầu tư từ các quỹ đầu tư mạo hiểm đã trở thành nguồn vốn chính cho khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo trong khu vực, với tổng giá trị đạt 130 tỷ EUR (gấp hơn 10 lần nguồn vốn từ ngân sách nhà nước). Nguồn vốn này tập trung vào một số ngành nổi bật như thông tin truyền thông ICT (33%), bán lẻ và dịch vụ (18%) và công nghệ sinh học và y tế (13%).

3.2. Khu vực châu Mỹ

Châu Mỹ là một trong những khu vực thu hút vốn đầu tư khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo dẫn đầu thế giới, trong đó, Bắc Mỹ (đại diện là Hoa Kỳ) khác biệt lớn với khu vực Mỹ La tinh.

Tại Hoa Kỳ, nguồn vốn khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo từ ngân sách không đặt nặng mục tiêu lợi nhuận và chỉ tập trung vào các ngành nghề có tính lan tỏa cao như hoạt động y tế và sức khỏe (chiếm gần 50%), phát triển công nghệ (khoảng 25%), bảo vệ môi trường và ứng phó biến đổi khí hậu (khoảng 17%), giáo dục phổ thông và quốc phòng an ninh (khoảng 7%)... Và, nguồn vốn này cũng chiếm tỷ trọng lớn trong tổng chi tiêu Chính phủ. Theo OSTP (2023), Chính phủ dành hơn 100 tỷ USD trong tổng chi tiêu cho R&D (là 210 tỷ USD).

Đối với các nguồn vốn ngoài ngân sách, chính quyền liên bang tập trung vào hỗ trợ, thúc đẩy phát triển khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo ở khu vực tư nhân và khuyến khích các Bang tăng cường hợp tác lẫn nhau, tự chia sẻ kiến thức và tài nguyên để cùng phát triển các ý tưởng khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo. Nhờ đó, khu vực tư nhân thường đóng góp từ 2/3 đến 3/4 tổng đầu tư R&D trong nửa thế kỷ qua. Đặc biệt các quỹ đầu tư mạo hiểm trở thành nguồn động lực chính trong việc hồi phục nền kinh tế và thúc

đẩy thị trường phát triển trong thời kỳ kinh tế đình trệ, khủng hoảng tài chính...

Tại khu vực Mỹ La tinh, Brazil là một trong những quốc gia thành công nhất. Theo WIPO (2023), Brazil đứng thứ 2 trong khu vực, và đứng thứ 54 trên toàn thế giới về đầu tư cho khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo dù gặp nhiều rào cản như mức lãi suất cao (khiến cho mức lợi nhuận khi đầu tư thấp hơn), ít nhân lực chất lượng cao... Kết quả này là do Chính phủ Brazil đã triển khai các chính sách có hệ thống, đầy đủ và toàn diện từ khuyến khích trực tiếp nghiên cứu tại các trường đại học, ưu đãi thuế cho hoạt động khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo và các gói tín dụng ưu đãi cho các doanh nghiệp đổi mới sáng tạo mà không đặt mục tiêu lợi nhuận... Nguồn vốn từ ngân sách nhà nước của Brazil tập trung vào các lĩnh vực có tính cộng đồng. Tiêu biểu là lĩnh vực y tế, Brazil đã xây dựng một hệ thống các phòng nghiên cứu chuyên sâu như Quỹ Oswaldo Cruz (Fiocruz), Học viện Adolfo Lutz, Học viện Butantan... phục vụ cho hoạt động nghiên cứu khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo. Bên cạnh đó, Brazil triển khai Quỹ Quốc gia cho phát triển Khoa học và Công nghệ (National Fund for Scientific and Technological Development - FNDCT) – được kết hợp từ ngân sách nhà nước và từ doanh thu của các doanh nghiệp có vốn đầu tư nhà nước (Bnamericas, 2023) để đầu tư vào các lĩnh vực trọng yếu như cung cấp điện, nước, khí đốt, đường sắt và thông tin truyền thông.

Còn về nguồn vốn tư nhân, Brazil tập trung đẩy mạnh khuyến khích sự tham gia của các quỹ đầu tư mạo hiểm thông qua công cụ MEI Tools – Entrepreneurial Mobilization of Innovation giúp công khai minh bạch thông tin về hoạt động khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo. Nhờ đó, hơn 1150 ý tưởng đổi mới sáng tạo cấp quốc gia đã được tài trợ với tổng giá trị hơn 134 triệu USD.

3.3. Khu vực Châu Á

Hoạt động đầu tư cho khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo được triển khai từ khá sớm và hiệu quả. Gần đây, Trung Quốc và Ấn Độ đang thu hút nhiều nguồn vốn quốc tế, đặc biệt là lĩnh vực thương mại điện tử (E-commerce) và các dịch vụ liên quan đến Internet. Kết quả này có được là nhờ phần lớn vào những chính sách định hướng hiệu quả, cụ thể:

Nhóm cơ chế hướng tới nguồn vốn trong ngân sách: Chính phủ khuyến khích việc đầu tư vào các ngành kinh tế lớn để dẫn dắt các ngành nhỏ hơn; các thị trường hoàn thiện sẽ dẫn dắt các thị trường sơ khai. Đồng thời, hệ thống hạ tầng hỗ trợ cho tiếp cận tài chính cho khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo như nguồn nhân lực, dữ liệu, kiến thức... cũng được tập trung phát triển để hỗ trợ các bên liên quan rút ngắn các thủ tục hành chính, hạn chế sai sót và bảo mật thông tin. Từ đó, góp phần tăng hiệu quả đầu tư cho hoạt động khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo.

Nhóm cơ chế chủ yếu hướng tới nguồn ngoài ngân sách: Các chính sách được triển khai khá đa dạng. Các gói hỗ trợ về tài chính cho đầu tư phát triển của khu vực tư nhân được triển khai rộng khắp như trái phiếu và các Quỹ đặc biệt... cùng với đó là thiết lập các yêu cầu về phát triển các hoạt động khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo hướng tới phát triển bền vững. Tiêu biểu là lĩnh vực tài chính xanh đang được khuyến khích tại nhiều quốc gia như Ấn Độ với bộ luật CSR (Corporate Social Responsibility) yêu cầu các doanh nghiệp phải phân bổ vốn cho các mục tiêu xã hội và môi trường.

3.4. Khu vực Đông Nam Á – ASEAN

Theo UNCTAD (2022), ASEAN là một khu vực trọng điểm về khởi nghiệp đổi mới sáng tạo với trụ sở của nhiều kỳ lân công nghệ nhất thế giới và là điểm đến ưa thích của các quỹ đầu tư mạo hiểm quốc tế. Số lượng cũng như quy mô của các quỹ này tăng gần gấp đôi trong giai đoạn 2017-2021, từ 36 tỷ USD lên 66 tỷ USD. Số lượng các dự án được chấp nhận tài trợ cũng tăng mạnh trong giai đoạn này, từ 257 lên 903.

Điển hình là Singapore – quốc gia dẫn đầu trong khu vực với 34 quỹ đầu tư mạo hiểm. Một hệ sinh thái hoàn thiện cho những hoạt động đầu tư khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo đã được Singapore xây dựng, trong đó nổi bật là hai chương trình Capabilities Development Grant và Global Company Partnership Grant để hỗ trợ tài chính trực tiếp và gián tiếp; hỗ trợ chuyên gia, quản lý dự án... Đồng thời, để khuyến khích nguồn vốn đầu tư khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo, Singapore cũng thành lập Trung tâm khởi nghiệp – Startup SG – chuyên cung cấp các khoản vay, hỗ trợ và quỹ cho các dự án khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo, hay với chính sách Nhân xanh, Nhân năng lượng và chỉ tiêu công xanh, Trái phiếu Sinh

kế Phụ nữ do các doanh nghiệp tư nhân tại Singapore phát hành.

Kể đến là Thái Lan. Với mong muốn trở thành một hub về khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo, ba trung tâm khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo là Bangkok, Chiang Mai và Vành đai kinh tế phía Tây đã được xây dựng. Hai tổ chức National Innovation Agency và Digital Economy Promotion Agency được thành lập với nhiệm vụ thu hút nguồn tài chính cho các dự án khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo. Ngoài ra, Chính phủ Thái Lan cũng ban hành chương trình visa thông minh với nhiều ưu đãi để thu hút các nhà đầu tư quốc tế.

4. Thực trạng các nguồn lực tài chính cho phát triển khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo tại Việt Nam

4.1. Nguồn lực từ ngân sách nhà nước

Việt Nam xác định chi ngân sách nhà nước cho phát triển khoa học và công nghệ bảo đảm từ 2% trở lên trong tổng chi ngân sách nhà nước hằng năm. Nguồn lực này giúp định hướng điều chỉnh các hoạt động nghiên cứu phát triển khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo theo đường lối chủ trương của Nhà nước. Cụ thể là phục vụ cho các hoạt động khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo trong các lĩnh vực trọng điểm, ưu tiên thực hiện nhiệm vụ nâng cao lợi ích xã hội; Thực hiện nghiên cứu cơ bản có định hướng trong các lĩnh vực khoa học; Duy trì và phát triển tiềm lực khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo; Cấp cho các quỹ phát triển khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo của Nhà nước; Xây dựng cơ sở vật chất – kỹ thuật, đầu tư chiều sâu cho các tổ chức nghiên cứu và phát triển của Nhà nước; Trợ giúp cho doanh nghiệp thực hiện nghiên cứu ứng dụng và phát triển công nghệ thuộc lĩnh vực ưu tiên trọng điểm. Ngoài ra, chính sách ưu đãi thuế thu nhập doanh nghiệp, thuế giá trị gia tăng, thuế xuất khẩu, nhập khẩu... đối với phát triển khoa học và công nghệ cũng đã được quy định.

Trong giai đoạn 2016-2022, dù tỷ lệ chi ngân sách nhà nước cho sự nghiệp khoa học công nghệ/tổng chi ngân sách nhà nước (dự toán) có xu hướng giảm dần thì tỷ lệ chi ngân sách nhà nước cho sự nghiệp khoa học công nghệ/tổng chi ngân sách nhà nước (quyết toán) lại tăng mạnh. Năm 2022, chi ngân sách nhà nước cho sự nghiệp khoa học công nghệ (KHCCN) đã vượt qua ngưỡng 1% tổng chi Ngân sách Trung ương (NSTW) trong năm (Bảng 1). Điều này thể hiện Việt Nam ưu tiên các hoạt động khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo, giúp định hình mô hình phát triển kinh tế mới, dựa vào tri thức và công nghệ để nâng cao năng suất và cạnh tranh của quốc gia.

Nhìn chung, với nguồn lực được phân bổ, ngân sách nhà nước hằng năm đã đảm bảo cho nhiều mục tiêu khác nhau trong phát triển khoa học công nghệ. Ngoài việc chi đầu tư đổi mới trang thiết bị, nhiệm vụ khoa học công nghệ, hỗ trợ chuyển giao, nhập khẩu công nghệ..., chi sự nghiệp khoa học công nghệ trong giai đoạn này cũng đã đảm bảo được kinh phí để thực hiện các chương trình khoa học công nghệ cấp quốc gia. Ngoài ra, chi cho khoa học công nghệ còn được bố trí trong chi quốc phòng, an ninh, đặc biệt và chi từ nguồn ưu đãi thu nhập tính thuế của các doanh nghiệp theo quy định.

Bảng 1: Tỷ lệ chi ngân sách nhà nước cho sự nghiệp khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo, 2016 – 2022 (%)

Nội dung	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	Giai đoạn 2016 - 2022
Tỷ lệ chi NSNN cho sự nghiệp KHCCN/tổng chi NSNN (dự toán)	0,82	0,81	0,80	0,79	0,73	0,64	0,69	0,75
Tỷ lệ NSTW/tổng chi sự nghiệp KHCCN	77,6	77,7	77,4	77,2	75,2	71,3	74,1	75,8
Tỷ lệ ngân sách địa phương/tổng chi sự nghiệp KHCCN	22,4	22,3	22,6	22,8	24,8	28,7	25,9	24,2
Tỷ lệ chi NSNN cho sự nghiệp KHCCN/tổng chi NSNN (quyết toán)	0,55	0,67	0,59	0,74	0,78	0,93	1,09	0,76

Nguồn: Bộ Tài chính (2023).

4.2. Nguồn lực có nguồn gốc từ ngân sách

Nguồn tài chính từ ngân sách nhà nước được sử dụng để hình thành các Quỹ đầu tư cho khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo, bao gồm:

4.2.1. Quỹ Phát triển khoa học công nghệ Quốc gia (NAFOSTED)

Quỹ Phát triển khoa học công nghệ Quốc gia (NAFOSTED) được thành lập từ năm 2008, với số vốn điều lệ là 200 tỷ đồng và được bổ sung khoảng 1-2% tổng chi Ngân sách cho khoa học công nghệ hằng năm. NAFOSTED có 04 định hướng chiến lược chính, bao gồm: (1) Nâng cao chất lượng nghiên cứu khoa học, tăng cường chất lượng và số lượng kết quả nghiên cứu khoa học được công bố quốc tế, tạo dựng môi trường nghiên cứu khoa học thuận lợi, thúc đẩy hoạt động nghiên cứu khoa học trong các trường đại học và viện nghiên cứu; (2) Phát triển năng lực nghiên cứu của các nhà khoa học, hình thành các tập thể nghiên cứu mạnh có năng lực nghiên cứu ở trình độ quốc tế, hỗ trợ các nhà khoa học trẻ bắt đầu sự nghiệp nghiên cứu, hỗ trợ kết nối mạng lưới trong các lĩnh vực nghiên cứu; (3) Thúc đẩy hợp tác quốc tế trong nghiên cứu khoa học, hỗ trợ trao đổi học thuật giữa các nhà khoa học Việt Nam và quốc tế, thu hút các nguồn lực nước ngoài tài trợ cho nghiên cứu khoa học của Việt Nam; và (4) Tập trung nguồn lực tài trợ nghiên cứu cơ bản, đảm bảo sự phát triển của các lĩnh vực nghiên cứu; Bố trí nguồn lực cho nghiên cứu ứng dụng và triển khai ứng dụng kết quả vào thực tiễn, thúc đẩy đăng ký sở hữu trí tuệ kết quả nghiên cứu.

Đến nay, hoạt động của Quỹ đã đi vào ổn định; cơ chế hoạt động linh hoạt, phù hợp với đặc thù của hoạt động khoa học công nghệ; đặc biệt đã góp phần tích cực vào việc nâng cao năng lực khoa học công nghệ quốc gia... Việc yêu cầu sản phẩm phải được công bố trên các tạp chí khoa học quốc tế có uy tín đã giúp tăng số lượng các bài báo quốc tế của Việt Nam. Bên cạnh đó, Quỹ đã góp phần nâng cao chất lượng nguồn nhân lực, tăng số lượng sản phẩm tri thức, công nghệ và sáng tạo..., và làm gia tăng chỉ số đổi mới sáng tạo toàn cầu (GII) của Việt Nam. Năm 2019, Việt Nam ở vị trí 42 trên 129 quốc gia/nền kinh tế được xếp hạng, tăng 3 bậc so với năm 2018 và tăng 17 bậc so với xếp hạng năm 2016.

4.2.2. Quỹ Đổi mới công nghệ quốc gia (NATIF)

Quỹ Đổi mới công nghệ quốc gia (NATIF) là quỹ tài chính nhà nước ngoài ngân sách trực thuộc Bộ Khoa học và Công nghệ. Mục đích hoạt động của NATIF bao gồm: (1) Hỗ trợ doanh nghiệp chuyển giao, đổi mới, hoàn thiện công nghệ được khuyến khích chuyển giao quy định tại Luật Chuyển giao công nghệ; (2) Thúc đẩy việc chuyển giao công nghệ phục vụ phát triển nông nghiệp ở vùng nông thôn, miền núi, địa bàn có điều kiện kinh tế – xã hội khó khăn, đặc biệt khó khăn; (3) Hỗ trợ ươm tạo công nghệ, ươm tạo doanh nghiệp khoa học và công nghệ, giải mã công nghệ; và (4) Hỗ trợ đào tạo nhân lực khoa học và công nghệ phục vụ việc chuyển giao, đổi mới, hoàn thiện công nghệ.

Các hoạt động chính của NATIF bao gồm: (1) Cho vay ưu đãi gián tiếp (thông qua các ngân hàng thương mại); Cho vay ưu đãi trực tiếp; (2) Thực hiện các chương trình, nhiệm vụ khoa học và công nghệ do Thủ tướng Chính phủ hoặc Bộ trưởng Bộ Khoa học và Công nghệ giao; (3) Hỗ trợ vốn cho doanh nghiệp, tổ chức, cá nhân thực hiện các nhiệm vụ khoa học và công nghệ; (4) Hỗ trợ lãi suất vay cho các dự án đã hoàn thành, đưa vào sử dụng, hoàn trả được một phần hoặc toàn bộ vốn vay cho tổ chức tín dụng; (5) Hợp tác với doanh nghiệp, tổ chức, cá nhân trong nước hoặc ngoài nước về đổi mới công nghệ; (6) Bảo lãnh để vay vốn cho các doanh nghiệp, tổ chức, cá nhân là chủ đầu tư thực hiện các dự án thương mại hóa công nghệ sau khi được phát triển trong Chương trình sản phẩm quốc gia, Chương trình đổi mới công nghệ quốc gia, Chương trình quốc gia phát triển công nghệ cao và các chương trình, nhiệm vụ khoa học và công nghệ khác phục vụ các chương trình ưu tiên phát triển kinh tế – xã hội; và (7) Tiếp nhận nguồn tài trợ, đóng góp từ trong nước và ngoài nước dành cho Quỹ.

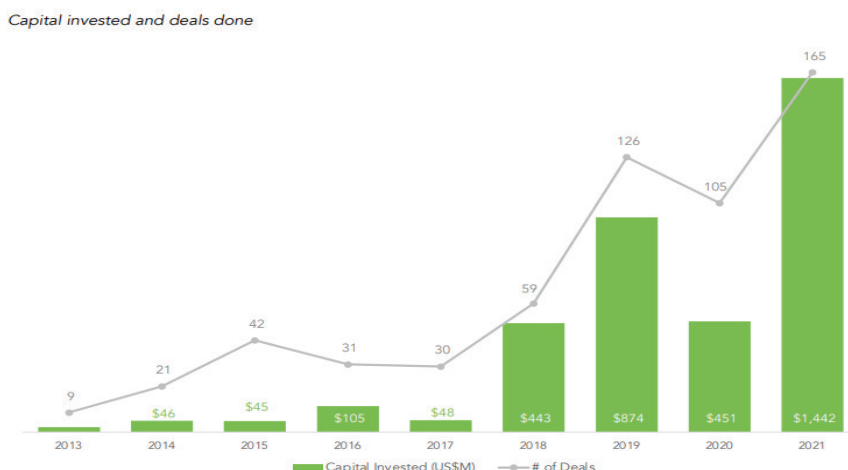
Đến nay, theo dữ liệu công bố, Quỹ đã huy động được 782 tỷ đồng từ doanh nghiệp cho các dự án đang thực hiện. Với các các nhiệm vụ đang xem xét đề xuất, Quỹ dự kiến huy động được 4.083 tỷ đồng từ doanh nghiệp có dự án đổi mới công nghệ tham gia. Doanh thu của các doanh nghiệp hàng năm sau khi đổi mới công nghệ tăng thêm 4.000 tỷ đồng, lợi nhuận trước thuế đạt 800 tỷ đồng, nộp ngân sách nhà nước 300 tỷ đồng/năm (lớn hơn nguồn vốn được ngân sách nhà nước tài trợ).

4.3. Nguồn vốn từ khu vực tư nhân

4.3.1. Quỹ đầu tư mạo hiểm

Việt Nam đang thu hút được nhiều sự quan tâm của các nhà đầu tư mạo hiểm nhờ sự gia tăng nhanh của dân số, tăng trưởng kinh tế, số người dùng điện thoại di động và mạng internet. Số quỹ đầu tư đang hoạt động tại Việt Nam khá nhiều, gồm các quỹ đầu tư chủ yếu vào cổ phần tư nhân; quỹ đầu tư công nghệ cao và đầu tư mạo hiểm (Dragon Capital, IDGVV-IDG Venture Vietnam, VinaCapital, FPT Venture); quỹ đầu tư vào bất động sản; quỹ đầu tư vào cổ phiếu niêm yết, các công ty cổ phần,... Theo thống kê của Bộ Khoa học và Công nghệ năm 2021, Việt Nam có hơn 1.400 tổ chức có năng lực hỗ trợ khởi nghiệp, trong đó có 196 khu làm việc chung, 69 vườn ươm doanh nghiệp và 28 tổ chức thúc đẩy kinh doanh được thành lập. Việt Nam là thị trường mục tiêu của 108 Quỹ đầu tư, trong đó có 23 Quỹ có pháp nhân Việt Nam, 23 Quỹ thuần Việt. Từ năm 2018, số vốn đầu tư đã tăng lên nhanh chóng (Hình 1). Đến năm 2021, thị trường ghi nhận 165 thương vụ đầu tư vào các startup, thu hút được hơn 1,44 tỷ USD. Sang 2022, nhiều thương vụ lớn về công nghệ tài chính và thương mại điện tử đã được ghi nhận như đầu tư của Square Peg vào ngân hàng kỹ thuật số Timo, đầu tư của VNG và Do Ventures vào công ty giải pháp phần mềm kỹ thuật số OpenCommerce Group...

Hình 1: Số vốn đầu tư mạo hiểm và số thương vụ thành công tại Việt Nam



Nguồn: Do Ventures, NIC, và Cento Ventures Research.

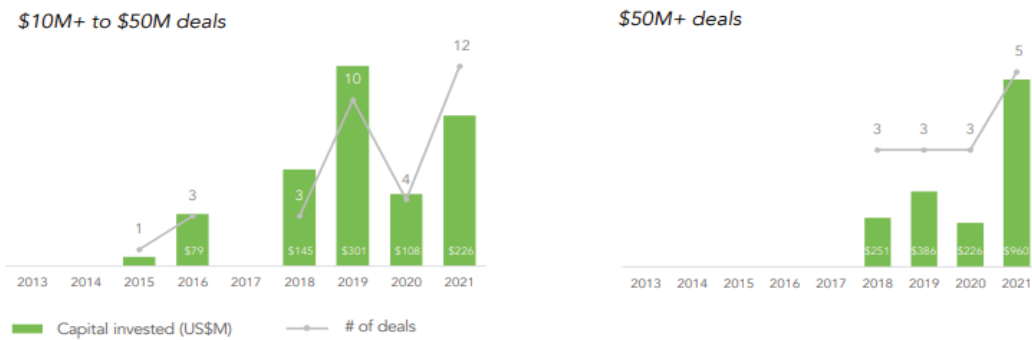
Đặc biệt là giá trị các thương vụ đang ngày càng gia tăng. Cụ thể, trong giai đoạn 2018 – 2021, có 29 thương vụ đầu tư mạo hiểm có giá trị từ 10 triệu tới 50 triệu USD và 11 thương vụ đầu tư mạo hiểm có giá trị trên 50 triệu USD. Số thương vụ có giá trị trên 50 triệu USD đang tiếp tục có xu hướng gia tăng đều theo thời gian. Những kỳ lân công nghệ, như MOMO, VNPAY, hay TIKI là những thành quả tiêu biểu.

Như vậy, Quỹ đầu tư mạo hiểm có vai trò quan trọng trong sự phát triển của hệ sinh thái khởi nghiệp tại Việt Nam. Tuy nhiên, bình quân mỗi năm chưa tới 70 doanh nghiệp tại Việt Nam nhận được nguồn vốn từ Quỹ đầu tư mạo hiểm. Con số này quá thấp so với các thị trường phát triển như Mỹ, Ấn Độ hay Trung Quốc, (khoảng 300 dự án mỗi năm). Các dự án có giá trị lớn đều bị thu hút bởi các Quỹ quốc tế trong khi các dự án nhỏ hơn chưa có đủ độ tin cậy và hấp dẫn các Quỹ đầu tư mạo hiểm nội địa.

4.3.2. Nhà đầu tư thiên thần

Tại Việt Nam, nhà đầu tư thiên thần đã bắt đầu xuất hiện và đã hình thành được mạng lưới nhỏ. Tiêu biểu là IAngel với mục đích tạo ra một cộng đồng mạnh mẽ sẵn sàng đầu tư để ươm mầm các startup và đóng góp vào sự phát triển của hệ sinh thái khởi nghiệp Việt Nam. Cộng đồng IAngel Việt Nam có sự cam kết phát triển của 9 tổ chức gồm: Công ty CP Capella Việt Nam, Hội doanh nghiệp trẻ Hà Nội (Hanoi BA), Công ty CP Innovation Hub, Startup Vietnam Foundation (SVF), Songhan Incubator, Angels 4 us, BK holdings JSC,

Hình 2: Số lượng các thương vụ đầu tư giá trị lớn tại Việt Nam



Nguồn: Do Ventures, NIC, và Cento Ventures Research.

Nhóm Tư vấn quản lý Việt (VMCG), Tư vấn và Đầu tư khởi nghiệp Quốc gia (NSCI). Đặc biệt, iAngel được hỗ trợ bởi top 3 nhà tài trợ khởi nghiệp hàng đầu tại Việt Nam: Chương trình Đối tác Đổi mới Sáng tạo Việt Nam-Phần Lan giai đoạn 2 (IPP2), Mekong Business Initiatives (MBI) và Swiss EP. Tuy nhiên, kết quả hoạt động đầu tư cho khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo của mạng lưới các nhà đầu tư này vẫn chưa thật sự rõ ràng khi không có các số liệu được công bố.

Ngoài ra, có một số trang web cho startup kêu gọi tiền từ phương pháp huy động vốn cộng đồng đã hoạt động như: betado.com (IG9.vn), comicola.com, firststep.vn, fundvn.com, fundstart.vn, v.v... Tuy nhiên, kết quả hoạt động còn chưa rõ ràng.

4.3.3. Quỹ phát triển khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo tại doanh nghiệp

Quỹ này có mục đích nghiên cứu, phát triển khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo, qua đó nâng cao sức cạnh tranh của doanh nghiệp, từ đó đóng góp nhiều hơn cho phát triển đất nước. Nguồn vốn của Quỹ gồm: (1) Thu nhập tính thuế thu nhập doanh nghiệp trong kỳ tính thuế (tỷ lệ trích quỹ từ 3 - 10% thu nhập tính thuế đối với doanh nghiệp nhà nước và tối đa 10% thu nhập tính thuế đối với các doanh nghiệp còn lại); (2) Nguồn nhận điều chuyển, điều chuyển từ Quỹ phát triển khoa học công nghệ của tổng công ty, công ty mẹ.

Từ 2016 đến nay, tại Hà Nội và TP. Hồ Chí Minh, số lượng các doanh nghiệp thành lập Quỹ khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo có xu hướng tăng. Tổng nguồn vốn huy động qua Quỹ đạt khoảng 9.000 tỷ đồng. Nguồn vốn này đã góp phần phát triển hoạt động khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo của doanh nghiệp, thúc đẩy doanh nghiệp đổi mới công nghệ, đào tạo nguồn nhân lực đáp ứng điều kiện công nghệ mới, trong bối cảnh cuộc cách mạng công nghiệp lần thứ tư đang diễn ra mạnh mẽ.

5. Khuyến nghị chính sách

Trên cơ sở tìm hiểu kinh nghiệm quốc tế, tiếp thu chỉ đạo tại Nghị quyết Đại hội đại biểu toàn quốc lần thứ XIII của Đảng về thúc đẩy khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo, một số khuyến nghị chính sách là:

Thứ nhất, triết lý về chấp nhận rủi ro trong hoạt động khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo. Vì khoa học công nghệ là tổng hợp những hoạt động có tính sáng tạo nên rủi ro là điều không thể tránh khỏi. Do đó, trong quan điểm hay nhận thức về phát triển khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo, triết lý về chấp nhận rủi ro là rất cần thiết vì trong nhiều trường hợp, nghiên cứu thất bại lại là thành công vì bài học thất bại sẽ giúp tránh lãng phí nguồn lực khác tiếp tục đổ vào vấn đề đó hoặc tránh được cách làm sai cho những người kế nhiệm. Đồng thời, giúp tập trung nguồn lực cho dự án ưu tiên, trọng điểm tạo điểm nhấn, không dàn trải, không hành chính hoá các thủ tục gây bóp nghẹt khả năng đổi mới sáng tạo của dự án.

Hộp 1: New Coke - Thất bại của đổi mới sáng tạo nhưng là bài học quý cho nhiều doanh nghiệp

Giai đoạn những năm 1970, Pepsi tung ra chiến dịch "Thử thách Pepsi" để khách hàng so sánh sự khác biệt giữa sản phẩm của họ và sản phẩm mang khẩu hiệu của Coca Cola "the real thing". Kết quả là đa phần người tham gia đều thích hương vị của Pepsi hơn. Lo ngại trước sự phát triển của đối thủ, Coca Cola đã buộc phải thay đổi và mong muốn tạo ra một công thức Coke mới mà người tiêu dùng yêu thích hơn cả Coke nguyên bản và Pepsi.

Đề ra đời New Coke, Coca Cola đã tiến hành hơn 200.000 cuộc thử nghiệm hương vị, tốn hàng triệu USD cho R&D, và kết quả là sản phẩm mới được dự báo không chỉ có vị ngon hơn Coke nguyên bản mà mọi người còn ưa thích nó hơn Pepsi. Khi New Coke xuất hiện trên thị trường vào cuối tháng 4/1985, Coca Cola rất tự tin về kết quả nghiên cứu và tiềm năng của sản phẩm mới. Chính vì vậy, họ đã ngừng sản xuất Coke nguyên bản để tập trung cho New Coke. Nhưng người tiêu dùng không mấy mặn mà, thậm chí còn tẩy chay sản phẩm mới của Coca Cola. Công ty đã nhận được 400.000 cuộc gọi và email từ khách hàng bày tỏ không hài lòng với New Coke và phần nộ khi Coke nguyên bản không còn. Trong vòng 3 tháng, New Coke đã bị thu hồi khỏi các kệ hàng và Coke nguyên bản đã được đưa trở lại. Tuy nhiên, sự thất bại này của Coca Cola lại là bài học kinh nghiệm quý giá cho nhiều doanh nghiệp khác tránh khỏi những sai lầm mà Coca Cola đã mắc phải.

Thứ hai, với các nguồn trong ngân sách, các quy định, quy chuẩn rõ ràng là yếu tố quan trọng để triển khai hiệu quả hoạt động khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo. Đồng thời, tạo hành lang pháp lý cho hỗ trợ cho các nguồn vốn đầu tư khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo cần được xem xét như các chính sách khuyến khích của Chính phủ về các chương trình bảo lãnh tín dụng, ngân hàng chuyên biệt cho các công ty khởi nghiệp và huy động vốn cộng đồng...

Cùng với đó, các quy định về Điều lệ hoạt động của Quỹ Đổi mới công nghệ Quốc gia cần được hoàn thiện để phù hợp với các văn bản pháp luật hiện hành (Luật ngân sách nhà nước, Luật Chuyển giao công nghệ...); xác định đúng bản chất, mô hình hoạt động của Quỹ để làm cơ sở cho việc ban hành các văn bản quy phạm pháp luật liên quan, đặc biệt là triết lý chấp nhận rủi ro với khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo.

Thứ ba, đa dạng hóa các kênh tài chính và định hướng đầu tư với cả nguồn lực tài chính trong và ngoài ngân sách cho hoạt động nghiên cứu khoa học và đổi mới sáng tạo để tránh tình trạng chùng chéo. Theo đó, nguồn vốn ngân sách nhà nước nên tập trung vào các lĩnh vực trọng điểm, các chương trình khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo có tác động lớn đến điều chỉnh cơ cấu kinh tế, tăng năng suất lao động, tăng tính cạnh tranh; các chương trình công nghệ cao, đổi mới công nghệ quốc gia, sản phẩm quốc gia và những lĩnh vực công ích do Nhà nước quy định. Bên cạnh đó, cần tập trung xây dựng cơ chế gắn kết nguồn kinh phí ngân sách nhà nước dành cho nghiên cứu khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo với nguồn kinh phí để ứng dụng, sản xuất, thương mại hóa kết quả khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo. Trong khi đó, cần định hướng khuyến khích các nguồn vốn đầu tư khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo ngoài ngân sách thông qua các chính sách hỗ trợ về thuế, phí, thúc đẩy các hoạt động kêu gọi vốn quốc tế, các chính sách minh bạch thông tin, hỗ trợ pháp lý cho các nhà đầu tư quốc tế cũng như các doanh nghiệp/dự án khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo...

Thứ tư, để khuyến khích việc hình thành Quỹ khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo tại doanh nghiệp, Chính phủ có thể xem xét quy định yêu cầu đạt tỷ lệ sử dụng từ 70% trở lên; đồng thời rà soát lại quy trình để giảm bớt các thủ tục, nhưng vẫn đảm bảo xác định được đúng mục đích sử dụng của Quỹ, đơn giản hóa quy trình thực hiện cho doanh nghiệp, hạn chế các vấn đề rủi ro khi quyết toán thuế liên quan đến phần vốn đã sử dụng. Ngoài ra cần trao quyền chủ động nhiều hơn cho doanh nghiệp trong quá trình chi quỹ để khuyến khích các doanh nghiệp sử dụng Quỹ.

Thứ năm, về thúc đẩy và quản lý hoạt động của Quỹ đầu tư mạo hiểm. Việt Nam cần học hỏi kinh nghiệm của các quốc gia dẫn đầu về số lượng các quỹ đầu tư mạo hiểm trên thế giới để hướng dẫn hoạt động đầu tư mạo hiểm, bảo vệ nhà đầu tư trong và ngoài nước, bảo vệ các công ty nhận vốn mạo hiểm và hạn chế những tác động tiêu cực do sự bất ổn của thị trường vốn đầu tư mạo hiểm đối với thị trường tài chính nói riêng và nền kinh tế nói chung. Từ đó, gia tăng hoạt động của Quỹ đầu tư mạo hiểm nói riêng cũng như thu hút thêm các nguồn vốn đầu tư có tính chất mạo hiểm nói chung vào thị trường Việt Nam.

Lời thừa nhận/Cảm ơn: Bài báo này là kết quả nghiên cứu của đề tài KX04.19/21-25.

Tài liệu tham khảo

- Bộ Tài chính (2023), *Báo cáo công khai ngân sách giai đoạn 2016 – 2022*, Hà Nội, Việt Nam, truy cập lần cuối ngày 28 tháng 08 năm 2023, từ <<https://ckns.mof.gov.vn/SitePages/home.aspx#ListReport>>
- Bnamericas (2023), *Brazil to ramp up funding for innovation, science and technology*, BNamericas, Santiago, Chile, truy cập lần cuối ngày 28 tháng 08 năm 2023, từ <<https://www.bnamericas.com/en/news/brazil-to-ramp-up-funding-for-innovation-science-and-technology>>
- Eulalia, R., Fabian, Z., Emilie, M., Thomas. P.C., Marta, P., & Philipp, S. (2019), *Mainstreaming innovation funding in the EU budget* (978-92-846-4724-8), Vụ Chính sách Ngân sách, Nghị viện Châu Âu, Brussel, Bỉ, truy cập lần cuối ngày 28 tháng 08 năm 2023, từ <[https://www.europarl.europa.eu/RegData/etudes/STUD/2019/636471/IPOL_STU\(2019\)636471_EN.pdf](https://www.europarl.europa.eu/RegData/etudes/STUD/2019/636471/IPOL_STU(2019)636471_EN.pdf)>
- European Investment Bank (2018), *Investment Plan for Europe*, European Investment Fund, 978-92-861-2747-2, European Investment Bank, truy cập lần cuối ngày 28 tháng 08 năm 2023, từ <https://www.eif.org/news_centre/publications/investment_plan_for_europe_en.pdf>
- Invest Europe (2023), *Investing in Europe: Private Equity Activity 2022*, Invest Europe, Brussel, Bỉ, truy cập lần cuối ngày 28 tháng 08 năm 2023, từ <<https://www.investeurope.eu/media/6719/investing-in-europe-pe-activity-2022-report.pdf>>
- OSTP (2023), *FACT SHEET: President Biden's 2024 Budget Invests in American Science, Technology, and Innovation to Achieve Our Nation's Greatest Aspirations*, The White House, Washington, Hoa Kỳ, truy cập lần cuối ngày 28 tháng 08 năm 2023, từ <<https://www.whitehouse.gov/ostp/news-updates/2023/03/13/fy24-budget-fact-sheet-rd-innovation/>>
- UNCTAD (2022), *ASEAN Investment Report 2022* (2963-279X), Hội nghị Liên Hợp Quốc về Thương mại và Phát triển, Geneva, Thụy Sĩ, truy cập lần cuối ngày 28 tháng 08 năm 2023, từ <<https://asean.org/wp-content/uploads/2022/10/AIR2022-Web-Online-Final-211022.pdf>>
- WIPO (2023), *Global Innovation Index 2022 - Brazil* (978-92-805-3433-7), Tổ chức Sở hữu Trí tuệ Thế giới, Geneva, Thụy Sĩ, truy cập lần cuối ngày 28 tháng 08 năm 2023, từ https://www.wipo.int/edocs/pubdocs/en/wipo_pub_2000_2022/br.pdf

NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN TÍNH TRUNG THỰC CỦA THÔNG TIN TRÊN BÁO CÁO TÀI CHÍNH CỦA CÁC DOANH NGHIỆP NIÊM YẾT Ở VIỆT NAM

Phạm Thu Huyền

Trường Đại học Công nghiệp Hà Nội

Email: phamthuhuyen@hau.edu.vn

Nguyễn Thị Xuân Hồng

Trường Đại học Công nghiệp Hà Nội

Email: nguyenthixuanhong@hau.edu.vn

Mã bài báo: JED-1411

Ngày nhận: 24/09/2023

Ngày nhận bản sửa: 29/01/2024

Ngày duyệt đăng: 15/03/2024

Mã DOI: 10.33301/JED.VI.1411

Tóm tắt:

Nghiên cứu này được thực hiện để xem xét các nhân tố ảnh hưởng đến tính trung thực của thông tin trên báo cáo tài chính của doanh nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam giai đoạn 2010-2022. Biến phụ thuộc là Tính trung thực của thông tin trên báo cáo tài chính (gọi tắt là tính trung thực của báo cáo tài chính) được đo lường thông qua chênh lệch lợi nhuận trước và sau kiểm toán, các biến độc lập bao gồm quy mô hội đồng quản trị, quy mô ban kiểm soát, đòn bẩy tài chính, kiểm toán độc lập và cấu trúc sở hữu. Bằng phương pháp hồi quy tuyến tính, kết quả nghiên cứu cho thấy tính trung thực của báo cáo tài chính của các công ty niêm yết ở Việt Nam bị ảnh hưởng bởi quy mô ban kiểm soát, đòn bẩy tài chính, quy mô vốn và kiểm toán độc lập. Từ kết quả nghiên cứu, bài viết đã đưa ra một số thảo luận và đưa một số khuyến nghị cho các bên liên quan để gia tăng tính trung thực của báo cáo tài chính của các doanh nghiệp niêm yết ở Việt Nam.

Từ khóa: Báo cáo tài chính, doanh nghiệp niêm yết, tính trung thực thông tin tài chính.

Mã JEL: M10, M40, M41.

Factors influencing the truthfulness of information in financial reports of listed firms in Vietnam

Abstract

This study was conducted to examine the determinants affecting the truthfulness of information in the financial statements of firms listed on the Vietnamese Stock Exchange in the period 2010-2022. The truthfulness of the information on the financial statements is measured through the difference in profit before and after the audit. In addition, independent variables include the size of the board of directors, the size of the supervisory board, the leverage, independent audit, and ownership structure. By employing the regression method, the results reveal that the truthfulness of information on the financial statements of listed firms is influenced by the size of the supervisory board, financial leverage, capital scale and independent audit. Based on the findings, several recommendations are proposed for stakeholders to increase the truthfulness of information in the published financial statements of listed firms.

Keywords: Financial statements, listed firms, truthfulness of financial information.

JEL codes: M10, M40, M41

1. Giới thiệu

Báo cáo tài chính là kết quả của quá trình thực hiện kế toán, nó không chỉ đáp ứng nhu cầu quản lý trong doanh nghiệp mà còn đáp ứng nhu cầu của nhiều đối tượng khác như các nhà đầu tư, tổ chức cho vay, người lao động, cơ quan quản lý nhà nước. Để đáp ứng những thay đổi trong môi trường kinh doanh quốc tế theo xu hướng hội nhập, thông tin báo cáo tài chính ngày nay được hiểu theo nghĩa rộng, đa chiều hơn (Ali shah & cộng sự, 2009). Song, dù theo nghĩa nào thì thông tin báo cáo tài chính cung cấp phải đảm bảo được tính hữu ích đối với người sử dụng (Healy & Wahlen, 1999). Vì thế, có nhiều quan điểm của các tổ chức nghề nghiệp kế toán ở nhiều quốc gia mô tả giá trị hữu ích của thông tin trên báo cáo tài chính qua đặc tính trung thực và thích hợp. Theo Bộ Tài chính (2002) thì *tính trung thực* thể hiện việc thông tin trên báo cáo tài chính phản ánh được vị thế kinh tế thực sự của doanh nghiệp, nghĩa là các nghĩa vụ và nguồn lực kinh tế, bao gồm các giao dịch và sự kiện, được thể hiện đầy đủ trong báo cáo tài chính. Trình bày trung thực chỉ đạt được khi diễn giải của một sự kiện kinh tế phải được đầy đủ, *khách quan và không có những sai sót trọng yếu*. Những thông tin tài chính được trình bày trung thực sẽ thể hiện được bản chất của hiện tượng kinh tế thông qua các giao dịch, sự kiện kinh tế phát sinh. Tại Việt Nam, tính phổ biến của sai sót báo cáo tài chính đã xảy ra ở nhiều công ty với mức độ khác nhau làm ảnh hưởng tiêu cực đến lợi ích của các bên có liên quan như Bán hàng Biên Hoà năm 2002, Bông Bạch Tuyết năm 2004-2008... (Nguyễn Trọng Hiếu, 2020). Chủ đề này đã và đang thu hút sự quan tâm của công chúng, quản lý nhà nước và các nhà học thuật cả ở Việt Nam cũng như trên thế giới. Qua việc tổng quan các công trình nghiên cứu trước đó về chủ đề này, nhóm tác giả nhận thấy tùy theo đặc điểm kinh tế xã hội của mỗi quốc gia trong từng thời điểm, các học giả đã lựa chọn hướng tiếp cận nghiên cứu khác nhau. Một số công trình trước đó chủ yếu tập trung vào nhóm nhân tố thuộc quản trị công ty nhưng do sự khác biệt về pháp lý, phương pháp quản trị công ty... của mỗi quốc gia nên kết quả các nghiên cứu cũng cho thấy ít nhiều có sự khác nhau. Chưa kể, các nghiên cứu ở nước ngoài hầu hết lại tập trung vào dữ liệu báo cáo tài chính được công bố bởi các cơ quan pháp lý còn các nghiên cứu ở Việt Nam do kích thước nhỏ, ít quan sát theo thời gian nên kết quả chưa thống nhất như nghiên cứu của Nguyễn Thị Mai Anh (2019), Nguyễn Trọng Nguyên (2015)... Nhận thức được điều này, bài viết muốn làm rõ hơn mức độ ảnh hưởng của các nhân tố đến tính trung thực của báo cáo tài chính của các công ty niêm yết ở Việt Nam với phạm vi nghiên cứu theo chuỗi thời gian từ 2010-2022 và tiếp cận tính trung thực của báo cáo tài chính theo hướng sai sót trọng yếu.

2. Tổng quan nghiên cứu và đề xuất các giả thuyết

2.1. Đo lường tính trung thực của báo cáo tài chính

Dựa trên khung khái niệm về kế toán, nghiên cứu của Dechow & cộng sự (1996), Beasley (1996), Jonas & Blanchet (2000) đã xây dựng cách đo lường về chất lượng thông tin trên báo cáo tài chính theo đặc tính trung thực với ba yếu tố: đầy đủ, khách quan và không có sai sót trọng yếu. Tuy nhiên, theo Botosan (2004), việc đo lường tính trung thực theo cách trực tiếp này gặp nhiều khó khăn. Do đó, các nghiên cứu đã thực hiện đo lường tính trung thực của báo cáo tài chính một cách gián tiếp và chủ yếu theo hai hướng độc lập:

- Báo cáo tài chính được coi là trung thực khi không có hiện tượng quản trị lợi nhuận, bởi các nhà quản trị có thể sẽ chủ đích thay đổi các phương pháp kế toán, các ước tính dẫn đến thông tin trên báo cáo tài chính được điều chỉnh theo ý muốn của họ hơn là phản ánh trung thực tình hình tài chính của công ty;

- Tính trung thực thể hiện khi báo cáo tài chính không có sai sót trọng yếu bởi theo Hội đồng chuẩn mực kế toán quốc tế (IASB) và Hội đồng tiêu chuẩn kế toán tài chính (FASB) định nghĩa, thông tin kế toán được coi là trình bày trung thực khi không có sai sót trọng yếu. Theo Kinney (1994) và chương trình kiểm toán mẫu báo cáo tài chính hướng dẫn bởi Hội đồng kiểm toán viên hành nghề Việt Nam (VACPA) cho rằng sai sót trên báo cáo tài chính được xác định bằng tỷ lệ chênh lệch lợi nhuận trước và sau kiểm toán. Trong đó, dù lợi nhuận được điều chỉnh tăng hay giảm đều thể hiện có sai sót trên báo cáo tài chính. Cụ thể, nếu tỷ lệ giữa giá trị sai sót và lợi nhuận ít hơn 5% là chắc chắn không trọng yếu, nếu nằm trong khoảng từ 5% - 10% được xem là có khả năng trọng yếu và nếu trên 10% được xem là chắc chắn trọng yếu (Nguyễn Tiến Hùng & cộng sự, 2018; Kinney, 1994) hoặc 10% (Nguyễn Thị Mai Anh, 2019).

Trong bài viết này, nhóm tác giả tiếp cận tính trung thực của báo cáo tài chính theo hướng sai sót trọng yếu, do đó tính trung thực của báo cáo tài chính được đo lường thông qua chênh lệch lợi nhuận trước và sau kiểm toán trong mối quan hệ ngược chiều theo công thức (1) như sau:

$$\frac{\text{Chênh lệch lợi nhuận}}{\text{Lợi nhuận}} = \frac{\text{Lợi nhuận sau kiểm toán} - \text{Lợi nhuận trước kiểm toán}}{\text{Lợi nhuận trước kiểm toán}} \quad (1)$$

Trên cơ sở nghiên cứu tổng quan, kế thừa các nghiên cứu trước, cùng mục tiêu nghiên cứu nhóm tác giả đã đặt ra giả thuyết nghiên cứu nhằm tìm hiểu mức độ và chiều hướng ảnh hưởng của một số nhân tố đến tính trung thực của báo cáo tài chính của doanh nghiệp.

2.1.1. Ảnh hưởng của quy mô hội đồng quản trị đến tính trung thực của báo cáo tài chính

Nghiên cứu của Norwani & cộng sự (2011) cho rằng mối quan hệ giữa hội đồng quản trị và tính trung thực thông tin của báo cáo tài chính là không thể phủ nhận. Hội đồng quản trị chịu trách nhiệm giám sát quá trình lập báo cáo tài chính của doanh nghiệp, qua đó góp phần làm tăng khả năng trình bày trung thực của thông tin trên báo cáo tài chính (Yatim & cộng sự, 2006; Sloan, 2001). Xie & cộng sự (2003), Đặng Thị Thuý Hằng (2011) cho rằng hội đồng quản trị có quy mô lớn sẽ phát huy hiệu quả chức năng giám sát với sự kiểm soát bao trùm, tập hợp được nhiều ý kiến và kinh nghiệm của các nhà chuyên môn, do đó hạn chế được hành vi điều chỉnh thông tin kế toán của ban giám đốc, nâng cao tính trung thực của báo cáo tài chính. Ngược lại, có quan điểm cho rằng hội đồng quản trị ảnh hưởng ngược chiều với tính trung thực của báo cáo tài chính, ví dụ Persons (2006) kết luận rằng những công ty có số lượng thành viên hội đồng quản trị ít hơn thì tình trạng gian lận báo cáo tài chính ít xảy ra. Hoặc, có nghiên cứu cho rằng hội đồng quản trị không có liên quan đến tính trung thực của báo cáo tài chính như Fathi (2013). Tuy nhiên, những ý kiến tiêu cực về sự ảnh hưởng này là thiểu số trong các nghiên cứu đi trước. Vì vậy, giả thuyết được đề xuất như sau:

Giả thuyết H1: Quy mô hội đồng quản trị càng lớn thì tính trung thực của báo cáo tài chính của doanh nghiệp càng cao.

2.1.2. Ảnh hưởng của quy mô ban kiểm soát đến tính trung thực của báo cáo tài chính

Theo nghiên cứu Al-Shammari & Al-Sultan (2010), Rusmin (2011), số lượng thành viên ban kiểm soát có liên quan đến tính trung thực báo cáo tài chính và làm giảm các gian lận và sai sót. Một bộ phận chức năng với nhiều thành viên có thể sẽ có sự đa dạng về chuyên môn và kinh nghiệm, sẽ nâng cao được hiệu quả giám sát, từ đó nâng cao tính trung thực của báo cáo tài chính. Kết quả này cũng nhận được đồng tình của Firth & cộng sự (2007), Lin & cộng sự (2011), Ayemere & Elijah (2015). Tuy nhiên, một số nghiên cứu lại không tìm thấy bằng chứng về sự ảnh hưởng của quy mô BKS tới chênh lệch lợi nhuận trước và sau kiểm toán như Nguyễn Thị Mai Anh (2019). Dựa trên những nghiên cứu đi trước, giả thuyết được đề xuất như sau:

Giả thuyết H2: Số lượng thành viên ban kiểm soát càng nhiều tính trung thực của báo cáo tài chính càng cao.

2.1.3. Ảnh hưởng của đòn bẩy tài chính đến tính trung thực của báo cáo tài chính

Một số nghiên cứu trước đây như nghiên cứu của Gulza & Zongjun (2011) với số liệu của Trung Quốc, Yang & cộng sự (2008) với số liệu của Đài Loan, Moradi & cộng sự (2012) với số liệu của Pháp, Liu (2012) với số liệu của Úc đều chứng minh rằng tỷ lệ nợ phải trả có mối tương quan ngược chiều với chất lượng thông tin trên báo cáo tài chính. Vì vậy, giả thuyết được đề xuất như sau:

Giả thuyết H3: Đòn bẩy tài chính càng lớn thì tính trung thực của báo cáo tài chính càng thấp.

2.1.4. Ảnh hưởng của quy mô vốn doanh nghiệp đến tính trung thực của báo cáo tài chính

Hầu hết các nghiên cứu trên thế giới đều cho rằng quy mô của công ty có tác động tích cực đến chất lượng thông tin báo cáo tài chính. Theo Fathi (2013), quá trình tạo lập và công bố thông tin cần phải tốn nhiều chi phí nên những công ty lớn sẽ có nguồn lực tài chính mạnh hơn với những chuyên gia tài chính sẽ cung cấp đầy đủ thông tin hơn. Phát hiện này cũng tương tự như nghiên cứu của Watson & cộng sự (2002). Nhưng một số nghiên cứu lại cho rằng công ty lớn phải đối mặt với những kiểm tra kỹ lưỡng bởi nhà đầu tư, người quản lý có khả năng che giấu thông tin để đáp ứng các mục tiêu dự báo của họ. Do đó, doanh nghiệp có quy mô vốn sẽ có tác động ngược chiều với tính trung thực của báo cáo tài chính như các nghiên cứu của Ahmed & cộng sự (2006), Liu & Lu (2007), Chtourou (2001), Abbadi & cộng sự (2016). Tuy nhiên, nghiên cứu của Gulza & Zongjun (2011), Yang & cộng sự (2008), Ayemere & Elijah (2015) lại chứng minh rằng không tồn tại mối tương

quan giữa quy mô của doanh nghiệp niêm yết với tính trung thực của báo cáo tài chính. Nghiên cứu ủng hộ quan điểm của Watson & cộng sự (2002) với giả thuyết đặt ra là:

Giả thuyết H4: Quy mô vốn càng lớn thì tính trung thực của báo cáo tài chính càng cao.

2.1.5. Ảnh hưởng của chất lượng kiểm toán độc lập đến tính trung thực của báo cáo tài chính

Kết quả nghiên cứu trên thế giới cho thấy nếu công ty niêm yết được kiểm toán bởi Big 4 thì sẽ kiểm soát được hành vi gian lận, thể hiện chất lượng kiểm toán độc lập đối với các báo cáo tài chính tốt. Các nghiên cứu trước đó như Al-Rassas & Kamardin (2015), Ahmed & cộng sự (2006), Abbadi & cộng sự (2016), Nguyễn Thị Phương Hồng (2016), Nguyễn Hà Linh (2017) cùng chứng minh rằng doanh nghiệp được kiểm toán bởi Big 4 sẽ gia tăng chất lượng thông tin trên báo cáo tài chính. Do vậy, giả thuyết về sự ảnh hưởng của chất lượng kiểm toán độc lập đối với tính trung thực của báo cáo tài chính được đề xuất như sau:

Giả thuyết H5: Công ty được kiểm toán bởi BIG4 thì mức độ trung thực của báo cáo tài chính cao.

2.1.6. Ảnh hưởng của tỷ lệ sở hữu vốn của Nhà nước đến tính trung thực của báo cáo tài chính

Nhà nước là một chủ thể đặc biệt của nền kinh tế, vừa hoạt động theo quy luật thị trường, vừa thay mặt Chính phủ thực hiện vấn đề phúc lợi xã hội. Kết quả nghiên cứu của Wang & Yung (2011) đã chỉ ra rằng mức độ sở hữu Nhà nước cao có khuynh hướng ngăn chặn hành vi điều chỉnh báo cáo tài chính, nâng cao tính trung thực của thông tin do kế toán cung cấp. Điều này được giải thích bởi các doanh nghiệp được Nhà nước rót vốn sẽ có khả năng được bảo hộ. Kết quả nghiên cứu này nhận được đồng thuận của Kao (2014) và từ một số nghiên cứu tại Việt Nam như Nguyễn Thị Mai Anh (2019).

Giả thuyết H6: Tỷ lệ sở hữu vốn của Nhà nước càng cao thì tính trung thực của báo cáo tài chính càng lớn.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Bảng 1: Bảng tổng hợp các biến nghiên cứu và chiều hướng tác động dự kiến

Tên biến	Loại biến	Mã biến	Cách đo lường	Đơn vị tính	Chiều ảnh hưởng	Nghiên cứu kế thừa
Tính trung thực của báo cáo tài chính	Phụ thuộc	TT	Chênh lệch lợi nhuận được đo bằng công thức (1)	%		
Quy mô hội đồng quản trị	Độc lập	HD	Số lượng thành viên hội đồng quản trị	Người	+	Xie & cộng sự (2003), Đặng Thị Thủy Hằng (2011)
Quy mô ban kiểm soát	Độc lập	BKS	Số lượng thành viên BKS	Người	+	Al Shammari & Al-Sultan (2010), Rusmin (2011), Firth & cộng sự (2007), Lin & cộng sự (2006), Ayemere & Elijah (2015)
Đòn bẩy tài chính	Độc lập	DB	Tỷ lệ tổng nợ và vốn chủ sở hữu	Lần	-	Gulza & Zongjun (2011), Yang & cộng sự (2008), Liu (2012)
Quy mô vốn doanh nghiệp	Độc lập	QMV	Logarit của tổng tài sản	-	+	Fathi (2013), Watson & cộng sự (2002)
Chất lượng kiểm toán độc lập	Độc lập	KTDL	Biến giả, nhận giá trị bằng 1 nếu được điểm toán bởi Big 4, ngược lại bằng 0	-	+	Ahmed & cộng sự (2006), Nguyễn Thị Phương Hồng (2016), Nguyễn Hà Linh (2017)
Tỷ lệ sở hữu của Nhà nước	Độc lập	CT	Tỷ lệ sở hữu vốn của cổ đông là Nhà nước	%	+	Wang & Yung (2011), Kao (2014), Nguyễn Thị Mai Anh (2019)

Nguồn: Nhóm tác giả đề xuất.

Trên cơ sở nghiên cứu tổng quan, kế thừa các nghiên cứu trước, cùng mục tiêu nghiên cứu và những giả thuyết đã trình bày, phương trình hồi quy biểu diễn sự ảnh hưởng của các nhân tố đến tính trung thực của báo cáo tài chính được khái quát như sau:

$$TT = \beta_0 + \beta_1 HD + \beta_2 BKS + \beta_3 DB + \beta_4 QMV + \beta_5 KTDL + \beta_6 CT + \varepsilon$$

Trong đó, thước đo các biến phụ thuộc và độc lập được thể hiện cụ thể trong Bảng 1.

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu sử dụng trong nghiên cứu này gồm dữ liệu thu thập từ các công ty niêm yết trên Sàn Giao dịch Chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh và Hà Nội trong khoảng thời gian 13 năm từ 2010-2022 không bao gồm các doanh nghiệp tài chính (như ngân hàng, công ty bảo hiểm,...) do sự khác biệt về báo cáo tài chính cũng như các quy định trong hoạt động kinh doanh của các công ty này. Các dữ liệu thu thập gồm bao gồm báo cáo tài chính trước và sau kiểm toán được cung cấp bởi Công ty Cổ phần Stoxplus và các nguồn dữ liệu khác như báo cáo thường niên và thông tin trên các website của từng doanh nghiệp. Sau khi loại trừ các quan sát thiếu thông tin quản trị, và các quan sát có giá trị bất thường, không mang tính đại diện, do chúng có thể khiến ước lượng giá trị trung bình của các biến bị chệch lớn, ảnh hưởng tới kết quả nghiên cứu thì bộ dữ liệu bảng để thực hiện các kiểm định bao gồm dữ liệu của 747 doanh nghiệp phi tài chính với 8.082 quan sát, với dữ liệu không cân bằng (unbalanced panel data). Việc xử lý quan sát có giá trị bất thường được thực hiện kỹ thuật biến đổi Winsor (winsorization) ở mức 1%.

3.3. Phương pháp nghiên cứu

Với mô hình nghiên cứu đã xây dựng và dữ liệu đã thu thập, nghiên cứu sử dụng phương pháp nghiên cứu định lượng để đánh giá mức độ và chiều ảnh hưởng của các nhân tố trong mô hình đến tính trung thực của báo cáo tài chính. Nghiên cứu lần lượt thực hiện các kiểm định dưới sự hỗ trợ của phần mềm Stata 14 bao gồm các công việc:

Đầu tiên là thực hiện kiểm định hiện tượng tự tương quan giữa các biến trong mô hình bằng tương quan hạng Spearman và kiểm tra hiện tượng đa cộng tuyến trong mô hình bằng cách sử dụng nhân tử phóng đại phương sai Vif. Tiếp theo, để đảm bảo các ước lượng tuyến tính không chệch và mang tính hiệu quả trong mô hình hồi quy bình phương nhỏ nhất, nhóm tác giả thực hiện kiểm tra phương sai sai số thay đổi bằng kiểm định Breusch. Nếu ước lượng tính được bằng phương pháp OLS không còn là ước lượng hiệu quả nữa thì nghiên cứu sử dụng ma trận ước lượng vững của hiệp phương sai (Trần Thị Tuấn Anh, 2014). Cuối cùng, nhóm nghiên cứu thực hiện đánh giá sự ảnh hưởng của từng nhân tố đến tính trung thực của báo cáo tài chính dựa trên kết quả hồi quy thu được từ kiểm định hồi quy bình phương bé nhất tổng quát (FGLS).

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả các biến trong mô hình

Qua quan sát 747 doanh nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong 13 năm liên tục từ năm 2010 đến 2022. Tuy nhiên, do có một số doanh nghiệp không thu thập đủ số liệu hoặc mới thành lập không đủ chuỗi dữ liệu thời gian nên số quan sát của các biến là không cân bằng. Kết quả thống kê về các nhân tố trong mô hình nghiên cứu có khả năng tác động đến tính trung thực của báo cáo tài chính của các doanh nghiệp niêm yết như Bảng 2.

Bảng 2: Thống kê mô tả các biến trong mô hình nghiên cứu

Biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
TT	7043	86,2	7005,8	-195636	511199
HD	7888	5,66	0,2303	3	11
KS	7888	1,161	0,503	0	5
DB	8081	1,724	2,930	-16,14	140,03
QMV	8081	27,04	1,564	20,72	33,68
KTDL	8082	0,516	0,499	0	1
CT	8082	0,202	0,245	0	0,97

Nguồn: Tổng hợp từ kết quả phân tích dữ liệu của nhóm tác giả.

4.2. Kiểm tra độ tương quan

Mối quan hệ tương quan với các biến trong mô hình nghiên cứu gồm biến phụ thuộc là tính trung thực của báo cáo tài chính và 6 biến độc lập được thể hiện qua bảng ma trận hệ số tương quan ở Bảng 3. Quan sát bảng này thấy hệ số tương quan giữa các biến độc lập trong mô hình không có cặp nào lớn hơn 0,5. Do đó ít có khả năng xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến độc lập trong mô hình.

Bảng 3: Ma trận hệ số tương quan

	TT	HD	BKS	DB	QMV	KTDL	CT
TT	1						
HD	-0,127	1					
BKS	-0,014	0,069	1				
DB	0,055	-0,039	-0,051	1			
QMV	0,031	0,237	-0,150	0,247	1		
KTDL	-0,045	0,226	0,241	0,061	0,494	1	
CT	-0,008	-0,044	-0,047	0,039	-0,322	-0,157	1

Nguồn: Tổng hợp từ kết quả phân tích dữ liệu của nhóm tác giả.

4.3. Kiểm tra hiện tượng đa cộng tuyến

Để đảm bảo mô hình có ý nghĩa, nghiên cứu thực hiện kiểm tra hiện tượng đa cộng tuyến dựa trên độ chấp nhận của biến và hệ số VIF. Kết quả phân tích hồi quy cho thấy hệ số phóng đại phương sai VIF nhỏ hơn 2 nên có thể bác bỏ giả thuyết mô hình bị hiện tượng đa cộng tuyến.

Bảng 4: Kết quả kiểm tra đa cộng tuyến

Variable	VIF	1/VIF
HD	1,21	0,826446281
BKS	1,02	0,980392157
DB	1,11	0,900900901
QMV	1,75	0,571428571
KTDL	1,54	0,649350649
CT	1,24	0,806451613

Nguồn: Tổng hợp từ kết quả phân tích dữ liệu của nhóm tác giả.

4.4. Kết quả mô hình hồi quy

Sau khi kiểm tra các khuyết tật của mô hình OLS, mô hình có hiện tượng phương sai sai số thay đổi nên nhóm nghiên cứu thực hiện hồi quy bình phương bé nhất tổng quát khả thi – FGLS đối với mô hình tổng thể. Kết quả được thể hiện qua Bảng 5.

Bảng 5: Kết quả mô hình FGLS với biến phụ thuộc TT

Biến	Coef.	Std. Err	Z	P> z
HD	-200,079	195,6425	-1,02	0,306
BKS	-37,17093	96,5681	2,12	0,053
DB	38,00447*	19,49628	1,95	0,051
QMV	143,4334***	38,77482	3,70	0,001
KTDL	-285,1653**	111,8241	-2,55	0,011
CT	-62,30178	287,0096	-0,22	0,828
cons	-2764,202	1013,384	-2,73	0,006

(* , ** , *** có ý nghĩa thống kê ở mức 10%, 5%, 1%)

Nguồn: Tổng hợp từ kết quả phân tích dữ liệu của nhóm tác giả.

Kết quả Bảng 5 cho thấy các nhân tố tác động đến tính trung thực của báo cáo tài chính ở các mức ý nghĩa khác nhau và có nhân tố không có dấu hiệu cho thấy có sự ảnh hưởng của nó đến tính trung thực của báo cáo tài chính. Cụ thể như sau:

Quy mô hội đồng quản trị và tỷ lệ sở hữu Nhà nước không ảnh hưởng đến tính trung thực của báo cáo tài chính. Nghiên cứu kỳ vọng khi doanh nghiệp có số lượng thành viên hội đồng quản trị càng nhiều hoặc tỷ lệ

sở hữu của Nhà nước càng cao thì sẽ kiểm soát tốt hoạt động của Ban giám đốc, qua đó gia tăng tính trung thực của báo cáo tài chính. Nhưng kết quả nghiên cứu lại cho thấy dù số lượng thành viên của hội đồng quản trị không làm gia tăng mức độ trung thực của thông tin. Điều này có thể là do các thành viên hội đồng quản trị hiện nay chưa thực sự phát huy hết trách nhiệm của mình trong việc kiểm soát hoạt động của công ty. Giả thuyết H1 bị bác bỏ, kết quả nghiên cứu này tương tự kết quả nghiên cứu của Chtourou (2001), Yang & cộng sự (2008), Gulza & Zongjun (2011), Moradi & cộng sự (2012), Nguyễn Thị Phương Hồng (2016).

Kết quả hồi quy cho thấy tồn tại mối tương quan nghịch chiều giữa số lượng thành viên Ban kiểm soát với tính trung thực của báo cáo tài chính với hệ số hồi quy đạt -37,17093, mức ý nghĩa đạt 10%. Theo đó, số lượng số lượng thành viên trong Ban kiểm soát càng nhiều thì tính trung thực của báo cáo tài chính càng cao. Giả thuyết H2 đã được chấp nhận. Như vậy, tại các công ty niêm yết ở Việt Nam, độ lớn của ban kiểm soát lớn sẽ hiệu quả hơn trong việc hạn chế số liệu chênh lệch lợi nhuận trước và sau kiểm toán. Việc tổ chức ban kiểm soát với nhiều thành viên giúp cho việc phân chia trách nhiệm kiểm soát dễ dàng hơn, tránh áp lực khối lượng công việc và thời gian làm việc, tận dụng và kết hợp được sở trường và kinh nghiệm của các thành viên lại với nhau. Kết quả nghiên cứu này tương đồng với kết quả nghiên cứu của Firth & cộng sự (2007), Lin & cộng sự (2006), Ayemere & Elijah (2015) nhưng khác biệt so với kết quả nghiên cứu của Soliman & Ragab (2013), Badertscher & Burks (2012).

Đòn bẩy tài chính (DB) có tác động cùng chiều đến chênh lệch giữa sau kiểm toán và trước kiểm toán của thông tin trên báo cáo tài chính với hệ số hồi quy đạt 38,00447. Giả thuyết H3 được chấp nhận ở độ tin cậy 90%. Theo đó, đòn bẩy tài chính của doanh nghiệp càng cao thì tính trung thực của báo cáo tài chính càng thấp. Một số nghiên cứu đã cho rằng với doanh nghiệp có tỷ lệ nợ phải trả càng cao, để tránh vi phạm các điều khoản trên hợp đồng nợ, người quản lý có xu hướng điều chỉnh tăng lợi nhuận, do đó sẽ suy giảm tính trung thực của báo cáo tài chính. Kết quả nghiên cứu này đã ủng hộ quan điểm của của một số nghiên cứu trước đó như Gulza & Zongjun (2011), Yang & cộng sự (2008), Loebbecke & cộng sự (1989), Skousen & Wright (2008).

Quy mô vốn (QMV) có tác động cùng chiều đến chênh lệch giữa sau kiểm toán và trước kiểm toán của báo cáo tài chính với hệ số hồi quy đạt 143,4334, mức ý nghĩa đạt 1%. Theo đó, quy mô vốn của doanh nghiệp càng cao thì mức chênh lệch lợi nhuận này càng lớn. Hay nói cách khác, khi quy mô vốn của doanh nghiệp càng cao thì tính trung thực của báo cáo tài chính càng thấp. Kết quả nghiên cứu không ủng hộ kỳ vọng ở giả thuyết H4 là khi quy mô vốn của doanh nghiệp càng cao thì tính trung thực của báo cáo tài chính càng thấp. Tuy nhiên, kết quả này lại có sự đồng thuận với kết quả của một số nghiên cứu trước đó như Ahmed & cộng sự (2006), Liu (2012), Chtourou (2001), Abbadí & cộng sự (2016) và Roden & cộng sự (2016).

Chất lượng kiểm toán độc lập (KTDL) có tác động ngược chiều đến chênh lệch lợi nhuận trước và sau kiểm toán với hệ số hồi quy đạt -285,1653 ở mức ý nghĩa đạt 5%. Theo đó, doanh nghiệp được kiểm toán bởi Big 4 thì chênh lệch giữa sau kiểm toán và trước kiểm toán của thông tin trên báo cáo tài chính thấp hơn bởi các doanh nghiệp khác. Hay nói cách khác, doanh nghiệp được kiểm toán bởi Big 4 thì tính trung thực của báo cáo tài chính cao hơn so với các doanh nghiệp được kiểm toán bởi các công ty kiểm toán khác. Giả thuyết H5 đã được chấp nhận. Điều này rất phù hợp khi Big 4 là nhóm những công ty uy tín hàng đầu về kiểm toán. Các công ty này có nguồn lực và chuyên môn sẵn có luôn thận trọng trong việc đánh giá sự trung thực và hợp lý của thông tin kế toán, do vậy sẽ hạn chế được những hành vi điều chỉnh số liệu của nhà điều hành. Rất nhiều kết quả được công bố trên thế giới có kết quả tương tự như kết quả nghiên cứu này như Al-Rassas & Kamardin (2015), Ahmed & cộng sự (2016), Soliman & Ragab (2013), Abbadí & cộng sự (2016), Nguyễn Thị Phương Hồng (2016),...

5. Kết luận và khuyến nghị

Nghiên cứu này được thực hiện nhằm mục đích đánh giá ảnh hưởng của một số nhân tố đến tính trung thực của báo cáo tài chính. Trong đó, tính trung thực của báo cáo tài chính được đánh giá thông qua đặc tính về sai sót trọng yếu dựa trên mức độ chênh lệch lợi nhuận trước và sau kiểm toán. Với dựa trên dữ liệu không cân bằng gồm 8.802 quan sát được thu thập từ 747 doanh nghiệp niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán Hồ Chí Minh và Hà Nội, nghiên cứu thực hiện các kiểm định cần thiết và hồi quy FGLS cho thấy quy mô hội đồng quản trị và tỷ lệ sở hữu Nhà nước không đem lại sự trung thực của báo cáo tài chính. Trong khi đó, tính trung thực của báo cáo tài chính chịu ảnh hưởng tích cực của quy mô ban kiểm soát và chất lượng

kiểm toán độc lập nhưng chịu ảnh hưởng tiêu cực từ quy mô vốn và đòn bẩy tài chính của doanh nghiệp.

Tính trung thực của báo cáo tài chính luôn được các nhà quản trị cũng như các đối tượng quan tâm đến tình hình tài chính và hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp. Do vậy, dựa vào kết quả nghiên cứu về các nhân tố đã đánh giá được, để tăng cường tính trung thực của báo cáo tài chính, các doanh nghiệp nên thực hiện một số các khuyến nghị sau:

Trước mắt, các công ty cổ phần niêm yết cần tăng cường số lượng thành viên trong ban kiểm soát đặc biệt là các thành viên có chuyên môn. Hiện nay, các công ty niêm yết ở Việt Nam thường sản xuất kinh doanh đa ngành nghề, nhiều lĩnh vực. Việc tổ chức ban kiểm soát với nhiều thành viên giúp cho việc phân chia trách nhiệm kiểm soát dễ dàng hơn, tránh áp lực khối lượng công việc và thời gian làm việc, tận dụng, kết hợp được sở trường và kinh nghiệm của các thành viên lại với nhau. Do đó, với số lượng nhiều thành viên hơn trong BKS sẽ kiểm soát tốt hơn hoạt động của người quản lý, giảm thiểu các sai phạm gia tăng tính trung thực của báo cáo tài chính.

Tiếp theo, các doanh nghiệp niêm yết cần lựa chọn các đơn vị kiểm toán có uy tín, phù hợp với lĩnh vực ngành nghề của doanh nghiệp đang kinh doanh. Thông thường, đại hội cổ đông thường niên chỉ định một công ty kiểm toán độc lập hoặc thông qua danh sách các công ty kiểm toán độc lập và ủy quyền cho hội đồng quản trị quyết định lựa chọn một công ty kiểm toán danh sách đó dựa trên những điều khoản và điều kiện thỏa thuận với hội đồng quản trị. Mỗi công ty kiểm toán sẽ có thế mạnh riêng cho từng ngành nghề, nên khi lựa chọn các đơn vị kiểm toán độc lập, cần lấy ý kiến để bổ nhiệm công ty kiểm toán có uy tín và thế mạnh của công ty kiểm toán phù hợp với lĩnh vực ngành nghề của doanh nghiệp đang kinh doanh và cân nhắc đề xuất, lựa chọn các công ty kiểm toán thuộc nhóm Big4. Điều này có thể góp phần nâng cao tính trung thực của báo cáo tài chính của doanh nghiệp.

Cuối cùng, để tăng tính trung thực của báo cáo tài chính thì doanh nghiệp cần tăng cường mức độ độc lập về tài chính, giảm bớt các khoản nợ bằng cách tối ưu hóa công tác quản lý tài chính như có kế hoạch tài chính tốt, giám sát tốt các quá trình chi tiêu của đơn vị, tránh phát sinh các khoản nợ không cần thiết. Khi cần huy động vốn cho hoạt động kinh doanh thì tìm kiếm các nguồn huy động hợp lý, cân nhắc giữa việc bổ sung bằng nguồn vốn vay hay bằng nguồn khác như huy động từ cổ đông hoặc nhà đầu tư mới. Tăng cường sử dụng hiệu quả tài sản để tránh huy động nợ đầu tư cho tài sản mới hoặc có thể thanh lý những tài sản không hiệu quả để trang trải bớt các khoản nợ.

Với một số các giải pháp theo khuyến nghị đã đưa ra, bài viết hy vọng sẽ giúp các doanh nghiệp từng bước nâng cao được tính trung thực của báo cáo tài chính của đơn vị mình.

Tài liệu tham khảo:

- Abbadi, S.S., Hijazi, Q.F. & Al-Rahahleh, A.S. (2016), 'Corporate governance quality and earnings management : Evidence from Jordan', *Australasian Accounting, Business and Finance Journal*, 10(2), 54-75.
- Ahmed, K., Hossain, M. & Adams, M.B. (2006), 'The effects of board composition and board size on the informativeness of annual accounting earnings', *An International Review*, 14, 418-431.
- Ali shah, S.Z., Ali Butt, S. & Hasan, A. (2009), 'Corporate governance and earnings management empirical evidence from Pakistani listed companies', *European Journal of Scientific Research*, 26(4), 624-638.
- Al-Rassas, A.H. & Kamardin, H. (2015), 'Directors' independence, internal audit function, ownership concentration and earnings quality in Malaysia', *Asian Social Science*, 11(15), 244-256.
- Al-Shammari, A. & Al-Sultan, W. (2010), 'Corporate governance and voluntary disclosure in Kuwait', *International Journal of Disclosure and Governance*, 7, 262-280.
- Ayemere, I.L. & Elijah, A. (2015), 'Audit committee attributes and earnings management : Evidence from Nigeria', *International Journal of Business and Social Research*, 5(4), 14-23.
- Badertscher, B.A. & Burks, J.J. (2012), 'Accounting restatements and the timeliness of disclosures', *Accounting Hori-*

zons, 25(4), 609-629.

- Beasley, M. (1996), 'An empirical analysis of the relation between board of director compensation and financial statement fraud', *The Accounting Review*, 71(4), 443-466.
- Botosan, C.A. (2004), 'Discussion of a framework for the analysis of firm risk communication', *The International Journal of Accounting*, 39(3), 289-295.
- Bộ Tài chính (2011), *26 chuẩn mực kế toán Việt Nam*, Nhà xuất bản Lao động, Hà Nội.
- Chtourou, S.M. (2001), *Corporate Governance and Earnings Management*, from <<http://SSRN.com/abstract=275053>>.
- Dechow, P.M., Sloan, R.G. & Sweeney, A.P. (1996), 'Causes and consequences of earnings manipulation: An analysis of firms subject to enforcement actions by the SEC', *Contemporary accounting research*, 13(1), 1-36.
- Đặng Thị Thúy Hằng (2011), 'Thực trạng và giải pháp cho vấn đề công bố thông tin kế toán của các doanh nghiệp niêm yết Việt Nam', *Tạp chí nghiên cứu khoa học kiểm toán*, truy cập ngày 20 tháng 5 năm 2023, from <<http://www.khoahockiemtoan.vn/Category.aspx?newsID=426>>.
- Fathi, J. (2013), 'The determinants of the quality of financial information disclosed by French listed companies', *Mediterranean Journal of Social Sciences*, 4(2), 319-319.
- Firth, M., Fung, P.M. & Rui, O.M. (2007), 'Ownership, two-tier board structure, and the informativeness of earnings—Evidence from China', *Journal of accounting and public policy*, 26(4), 463-496.
- Gulza, M.A. & Zongjun, W. (2011), 'Corporate governance characteristics and earnings management: Empirical evidence from Chinese listed firms', *International Journal of Accounting and Financial Reporting*, 1(1), p.133.
- Healy, P.M. & Wahlen, J.M. (1999), 'A review of the earnings management literature and its implications for standard setting', *Accounting Horizons*, 13(4), 365-383.
- Jonas, G.J. & Blanchet, J. (2000), 'Assessing quality of financial reporting', *Accounting Horizons*, 14(3), 353-363.
- Kao, T.H.W.H.S. (2014), 'The effect of IFRS, information asymmetry and corporate governance on the quality of accounting information', *Asian Economic and Financial Review*, 4(2), p.226.
- Kinney, J.R.W.R.M.R.D. (1994), 'Does auditing reduce bias in financial reporting? A review of audit-related adjustment studies', *Auditing*, 13(1), p.149.
- Lin, J., Li, J. & Yang, J. (2006), 'The effect of audit committee performance on earnings quality', *Managerial Auditing Journal*, 21(9), 921-933.
- Lin, S., Pizzini, M., Vargus, M. & Bardhan, I.R. (2011), 'The role of the internal audit function in the disclosure of material weaknesses', *The Accounting Review*, 86(1), 287-323.
- Liu, J. (2012), 'Board monitoring, management contracting and earnings management: An Evidence from ASX Listed Companies', *International Journal of Economics and Finance*, 4(12), 121-136.
- Liu, Q. & Lu, Z. (2007), 'Corporate governance and earnings management in the Chinese listed companies: A tunneling perspective', *Journal of Corporate Finance*, 13, 881-906.
- Loebbecke, J.K., Eining, M.M. & Willingham, J.J. (1989), 'Auditors experience with material irregularities: Frequency, nature and detectability, auditing', *A Journal of Practice and Theory*, 9, 1-28.
- Moradi, M., Salehi, M., Bigli, S.J.H. & Najari, M. (2012), 'A study of relationship between board characteristics and earning management: Iranian scenario', *Universal Journal of Management and Social Sciences*, 2(3), 12-29.
- Nguyễn Hà Linh (2017), 'Nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng đến hành vi điều chỉnh lợi nhuận tại các công ty phi tài chính niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam', Luận án tiến sĩ, Đại học Kinh tế quốc dân.
- Nguyễn Thị Mai Anh (2019), 'Nghiên cứu tác động của Quản trị công ty tới chất lượng thông tin kế toán của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam', Luận án tiến sĩ, Đại học ngoại thương.
- Nguyễn Thị Phương Hồng (2016), 'Các nhân tố ảnh hưởng đến chất lượng báo cáo tài chính của công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán – bằng chứng thực nghiệm tại Việt Nam', Luận án tiến sĩ, Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh.
- Nguyễn Tiến Hùng, Huỳnh Văn Sáu & Nguyễn Trí Dũng (2018), 'Gian lận báo cáo tài chính tại các công ty niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh', *Tạp chí Khoa học Đại học Quốc gia Hà Nội: Kinh tế và Kinh doanh*, 34(4), 45-55.

-
- Nguyễn Trọng Hiếu (2020), 'Sai sót trong báo cáo tài chính của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam', Luận án tiến sĩ, Đại học Đà Nẵng.
- Nguyễn Trọng Nguyên (2015), 'Tác động của quản trị công ty đến chất lượng báo cáo tài chính tại các công ty niêm yết tại Việt Nam', Luận án tiến sĩ, Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh.
- Norwani, N.M., Mohamad, Z.Z. & Chek, I.T. (2011), 'Corporate governance failure and its impact on financial reporting within selected companies', *International Journal of Business and Social Science*, 2(21), 205-213.
- Persons, O.S. (2006), 'Corporate governance and non-financial reporting fraud', *The Journal of Business and Economic Studies*, 12(1), p.27.
- Roden, D.M., Cox, S.R. & Kim, J.Y. (2016), 'The fraud triangle as a predictor of corporate fraud', *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*, 20(1), p.80.
- Rusmin, R. (2011), 'Internal governance monitoring and earnings quality', *Jurnal Bisnis dan Akuntansi*, 13(3), 145-162.
- Skousen, C.J. & Wright, C.J. (2008), 'Contemporaneous risk factors and the prediction of financial statement fraud', *Journal of Forensic Accounting*, IX, 37-62.
- Sloan, R. (2001), 'Financial accounting and corporate governance: a discussion', *Journal of accounting and economics*, 32(1-3), 335-347.
- Soliman, M.M. & Ragab, A.A. (2013), 'Board of director's attributes and earning management: Evidence from Egypt', *Proceedings of 6th International Business and Social Sciences Research Conference*, Dubai, UAE.
- Trần Thị Tuấn Anh (2014), 'Giới thiệu mô hình hồi quy mờ và phương pháp ước lượng hệ số hồi quy mờ', *Tạp san Tin học Quản lý Trường Đại học Kinh tế thành phố Hồ Chí Minh*, 3, p.45
- Wang, L. & Yung, K. (2011), 'Do state enterprises manage earnings more than privately owned firms? The case of China', *Journal of Business Finance & Accounting*, 38(7-8), 794-812.
- Watson, A., Shrivrs, P. & Marston, C. (2002), 'Voluntary disclosure of accounting ratios in the UK', *British Accounting Review*, 34, 289-313.
- Xie, B., Davidson III, W.N. & DaDalt, P.J. (2003), 'Earnings management and corporate governance: the role of the board and the audit committee', *Journal of corporate finance*, 9(3), 295-316.
- Yang, C.Y., Lai, H.N. & Tan, B.L. (2008), 'Managerial ownership structure and earning management', *Journal of Financial Reporting & Accounting*, 6(1), 35-53.
- Yatim, P., Kent, P. & Clarkson, P. (2006), 'governance structures, ethnicity, and audit fees of Malaysian listed firms', *Managerial Auditing Journal*, 21(7), 757-782.

ĐO LƯỜNG CÁC YẾU TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN RỦI RO TÍN DỤNG TẠI NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI VIỆT NAM

Phan Thị Linh

Trường Đại học Ngân hàng Thành phố Hồ Chí Minh

Email: linhpt@hub.edu.vn

Mã bài: JED-1615

Ngày nhận: 21/02/2024

Ngày nhận bản sửa: 20/03/2024

Ngày duyệt đăng: 27/03/2024

DOI: 10.33301/JED.VI.1615

Tóm tắt:

Nghiên cứu này dựa trên bộ dữ liệu của 25 ngân hàng thương mại Việt Nam và dữ liệu kinh tế vĩ mô Việt Nam giai đoạn 2017 – 2023, mô hình tuyến tính tổng quát được sử dụng để xác định các yếu tố đặc trưng của ngân hàng thương mại và yếu tố kinh tế vĩ mô tác động đến rủi ro tín dụng ngân hàng thương mại, cụ thể là nợ xấu (NPL). Kết quả nghiên cứu cho thấy Dự phòng rủi ro tín dụng (LLP), Đòn bẩy hoạt động của ngân hàng (Leverage) có tác động dương đến NPL, NPL không phụ thuộc vào quy mô ngân hàng (Size), hiệu quả hoạt động (Inefficiency), tăng trưởng tín dụng (Creditgrowth) và thu nhập ngoài lãi (Nonintincome), tỷ số lợi nhuận ròng trên vốn chủ sở hữu (ROE) có quan hệ ngược chiều đến NPL, tăng trưởng kinh tế (GDPgrowth) có tác động tích cực đến việc giảm tỷ lệ nợ xấu. Trong khi đó Tỷ giá (Ex), Lãi suất cho vay (IntM) và Lạm phát (Inf) gây áp lực nợ xấu cho ngân hàng.

Từ khoá: Rủi ro tín dụng, nợ xấu, ngân hàng thương mại, Việt Nam.

Mã JEL: C58, G21.

Measuring the factors affecting the credit risk of Vietnam commercial banks

Abstract:

This research based on data from 25 Vietnam commercial banks and macroeconomic data for the period 2017 – 2023, a general linear model is used to identify the characteristics of commercial banks and macroeconomic factors affecting credit risk of commercial banks, specifically non-performing loans (NPL). The research results show that the loan loss provisions (LLP), the bank's operating leverage (Leverage) has a positive impact on NPL, NPL do not depend on bank size (Size), operating efficiency (Inefficiency), Credit growth (Creditgrowth) and Non-interest income (Nonintincome), Return On common Equity (ROE) has an inverse relationship on NPL, Gross Domestic Product (GDPgrowth) has a positive impact on reducing the bad debt ratio. Meanwhile, exchange rates (Ex), lending interest rates (IntM) and inflation (Inf) put pressure on banks' bad debts.

Keywords: Credit risk, bad debt, commercial bank, Vietnam.

JEL Codes: C58, G21

1. Đặt vấn đề

Hoạt động ngân hàng là cốt lõi của nền kinh tế và đóng góp cho sự phát triển bền vững của bất kỳ quốc gia nào, được thể hiện thông qua hoạt động tín dụng và phi tín dụng của ngân hàng (Naili & Lahrichi, 2022). Bên cạnh những thành tựu to lớn, hoạt động của ngân hàng luôn đối mặt nhiều rủi ro, không những ảnh hưởng đến mức độ an toàn tài chính của hệ thống ngân hàng mà còn gây ra sự bất ổn cho nền kinh tế, đặc biệt là rủi ro tín dụng ngân hàng, làm ảnh hưởng đến khả năng sinh lợi của ngân hàng (Krebs & Nippel, 2020).

Hiện nay có nhiều nghiên cứu về nợ xấu tại ngân hàng, việc tồn tại các khoản nợ xấu được xem là dấu hiệu cảnh báo các rủi ro cho ngân hàng và gây ra sự bất ổn cho nền kinh tế (Reinhart & Rogoff, 2011). Reinhart & Rogoff (2011) cho rằng tỷ lệ nợ xấu là chỉ số cảnh báo sự bắt đầu của suy thoái tài chính.

Nghiên cứu thực hiện đo lường mức độ ảnh hưởng của các yếu tố đến rủi ro tín dụng tại ngân hàng thương mại Việt Nam, mà cụ thể là nợ xấu tại ngân hàng thương mại Việt Nam. Để đạt được mục tiêu nghiên cứu, bài viết này sẽ trả lời các câu hỏi sau: (i) Các yếu tố kinh tế vĩ mô ảnh hưởng rủi ro tín dụng của ngân hàng thương mại Việt Nam là gì?; (ii) Các yếu tố đặc trưng của ngân hàng ảnh hưởng rủi ro tín dụng của ngân hàng thương mại Việt Nam là gì?

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu

2.1. Quan điểm về rủi ro tín dụng ngân hàng

Rủi ro tín dụng là khả năng khách hàng sẽ không thực hiện được nghĩa vụ của mình trong 12 tháng tới. Các yếu tố cấu thành rủi ro tín dụng gồm có giá trị đo lường xác suất vỡ nợ (PD), tỷ lệ tổn thất khi khách hàng không trả được nợ (LGD), dư nợ của khách hàng tại thời điểm không trả được nợ (EAD), kỳ hạn hiệu lực của khoản tín dụng (M). Trong một số trường hợp, có thể có quy định bắt buộc ngân hàng phải sử dụng giá trị do cơ quan chủ quản đặt ra thay vì sử dụng ước lượng nội bộ đối với một hay một số yếu tố PD, LGD, EAD, M (Baesens & Smedts, 2023).

Theo IMF (2006), một khoản cho vay được xem là không sinh lời (nợ xấu) khi tiền thanh toán lãi và / hoặc tiền gốc đã quá hạn từ 90 ngày trở lên, hoặc các khoản thanh toán lãi đến 90 ngày hoặc hơn đã được tái cơ cấu hay gia hạn nợ, hoặc các khoản thanh toán dưới 90 ngày nhưng có các nguyên nhân nghi ngờ việc trả nợ sẽ được thực hiện đầy đủ. Với quan điểm này, nợ xấu được nhận dạng qua hai góc độ: (i) khả năng trả nợ; (ii) thời gian trả nợ.

Điều 10, Thông tư 11/2021/TT-NHNN ngày 30/07/2021 của Ngân hàng nhà nước Việt Nam quy định “nợ xấu là những khoản nợ được phân loại vào nhóm 3 (nợ dưới tiêu chuẩn), nhóm 4 (nợ nghi ngờ) và nhóm 5 (nợ có khả năng mất vốn)”.

Từ các quan điểm trên có thể thấy, nợ xấu sẽ dựa vào 02 yếu tố chính để xác định đó là: (1) nợ quá thời hạn thanh toán cả gốc, lãi từ 90 ngày trở lên và (2) sự nghi ngờ về khả năng trả nợ của người đi vay. Như vậy, chỉ tiêu đo lường nợ xấu thông dụng của ngân hàng thương mại hiện nay là Tỷ lệ nợ xấu trên tổng dư nợ. Do đó, nghiên cứu này sử dụng nợ xấu theo quy định tại Thông tư 11/2021/TT-NHNN.

2.2. Các yếu tố ảnh hưởng đến rủi ro tín dụng ngân hàng

2.2.1. Nhóm yếu tố đặc thù của ngân hàng

Quy mô ngân hàng

Nghiên cứu của Louzis & cộng sự (2012), “Quá lớn để sụp đổ”, các ngân hàng có quy mô lớn hơn xem hoạt động của mình là hết sức cần thiết và không thể thiếu, do đó đã tham gia vào các hoạt động cho vay có tiềm ẩn nhiều rủi ro. Các ngân hàng này thường cho rằng họ sẽ được Chính phủ giải cứu trong trường hợp tài chính suy thoái. Để xác nhận giả thuyết “Quá lớn để sụp đổ”, Haq & Heaney (2012) đã thực hiện nghiên cứu tại 15 quốc gia châu Âu, kết quả nghiên cứu cho rằng các ngân hàng lớn có vai trò quan trọng trong hệ thống tài chính quốc gia và thực hiện các khoản cho vay chính sách của Chính phủ. Naili & Lahrichi (2022), đã chứng minh quy mô ngân hàng ảnh hưởng cùng chiều đến nợ xấu của các ngân hàng tại thị trường mới nổi trong giai đoạn 2000 – 2019.

Các nghiên cứu trên cho kết quả trái ngược nhau về ảnh hưởng của quy mô ngân hàng đến rủi ro tín dụng ngân hàng. Do đó, cần nghiên cứu sâu hơn về mối quan hệ này thông qua giả thuyết sau:

H_1 : Quy mô ngân hàng có tác động đến rủi ro tín dụng của ngân hàng, thể hiện qua mức độ nợ xấu.

Hiệu quả hoạt động của ngân hàng

Louzis & cộng sự (2012) đã giải thích mối liên hệ tiêu cực giữa hiệu quả hoạt động của ngân hàng và nợ xấu, nghiên cứu cho rằng, khi quản lý của ngân hàng yếu kém sẽ chịu tổn thất cho vay cao. Ghosh (2015) thực hiện nghiên cứu tại 50 ngân hàng Hoa Kỳ trong giai đoạn 1984 - 2013, kết quả cho thấy, các ngân hàng có hiệu quả hoạt động thấp thì có khả năng chấp nhận rủi ro cao hơn để cải thiện chất lượng tín dụng.

Một nghiên cứu được tiến hành tại các ngân hàng ở Tây Ban Nha trong giai đoạn từ 1993 đến 2000, kết quả cho thấy tồn tại mối quan hệ tích cực giữa hiệu quả hoạt động ngân hàng và nợ xấu, các tác giả lập luận rằng các ngân hàng có hiệu quả hoạt động kém có nhiều khả năng cho vay an toàn hơn thông qua việc áp dụng chính sách tín dụng thận trọng nhằm hạn chế tổn thất (Marco & Fernández, 2008). Nghiên cứu của Tram & Nguyen (2020) đã chứng minh hiệu quả hoạt động của ngân hàng ảnh hưởng cùng chiều đến nợ xấu của các ngân hàng thương mại Việt Nam giai đoạn 2006-2016.

Những lập luận trái ngược này đặt ra câu hỏi liệu hiệu quả hoạt động của ngân hàng có tác động đến rủi ro tín dụng ngân hàng hay không, một vấn đề đang được tranh luận sôi nổi cần phải phân tích sâu hơn thông qua giả thuyết sau:

H₂ : Hiệu quả hoạt động của ngân hàng có tác động đến rủi ro tín dụng của ngân hàng, được thể hiện qua mức độ nợ xấu.

Đòn bẫy hoạt động của ngân hàng

Nghiên cứu của Iannotta & cộng sự (2007) dựa trên báo cáo của 181 ngân hàng của 15 quốc gia Châu Âu giai đoạn 1999-2004 cho rằng tỷ lệ đòn bẫy có tác động đến nợ xấu. Cấu trúc vốn hợp lý sẽ làm giảm mức độ nợ xấu thông qua việc thực hiện quản lý và giám sát nguồn vốn, tỷ lệ an toàn vốn được xem là chỉ số quan trọng để đánh giá khâu vị rủi ro của ngân hàng (Shehzad & cộng sự, 2010). Khi ngân hàng có cấu trúc vốn phân tán rộng rãi sẽ xuất hiện hành vi tư lợi của nhà quản lý, làm tăng khả năng xảy ra rủi ro cho ngân hàng (Haw & cộng sự, 2010; Louzis & cộng sự, 2012).

Với sự tranh luận về mặt lý thuyết và thực nghiệm này, cần phải nghiên cứu tác động của đòn bẫy hoạt động của ngân hàng lên rủi ro tín dụng ngân hàng, giả thuyết được đưa ra như sau:

H₃: Đòn bẫy hoạt động ngân hàng có tác động đến rủi ro tín dụng của ngân hàng, thể hiện qua mức độ nợ xấu.

Thu nhập ngoài lãi:

Nghiên cứu của Louzis & cộng sự (2012) sử dụng thu nhập ngoài lãi làm đại diện cho hoạt động đa dạng hoá dịch vụ ngân hàng. Nghiên cứu cho rằng thu nhập ngoài lãi nhằm đa dạng nguồn thu cho ngân hàng. Tuy nhiên, khi ngân hàng mở rộng sang các lĩnh vực khác có nhiều khả năng gánh chịu tổn thất cao do rủi ro gia tăng. Một nghiên cứu khác đã phân tích nghiên cứu tại các ngân hàng Trung Quốc cho rằng thu nhập ngoài lãi làm tăng khả năng sụp đổ của ngân hàng (Boyd & Graham, 1986; Köhler, 2014).

Nghiên cứu xem xét mối quan hệ giữa thu nhập ngoài lãi và rủi ro tín dụng sẽ mang lại ý nghĩa trong tương lai, giả thuyết được đưa ra như sau:

H₄: Thu nhập ngoài lãi có tác động đến rủi ro tín dụng của ngân hàng, thể hiện qua mức độ nợ xấu.

Dự phòng rủi ro tín dụng:

Sinkey & Greenawalt (1991) cho rằng dự phòng rủi ro tín dụng có tác động mạnh mẽ đến nợ xấu, dự phòng rủi ro tín dụng được sử dụng như một bước đệm nhằm chống đỡ các tổn thất xảy ra. Kết quả nghiên cứu của Turan (2016), khi ngân hàng nắm giữ một lượng dự phòng rủi ro lớn trong tỷ lệ tài sản có rủi ro của ngân hàng sẽ có tổn thất cho vay thấp hơn vì các ngân hàng có mức độ an toàn vốn cao có nhiều khả năng tham gia vào các hoạt động cho vay an toàn. Nghiên cứu của Keeton & cộng sự (1987) đã giải thích thêm bằng giả thuyết rủi ro đạo đức, các ngân hàng có dự phòng rủi ro ít sẽ có nhiều khả năng gặp rủi ro cao khi có nguy cơ nợ xấu.

Nguyen (2022) chứng minh tỷ lệ lợi nhuận trước thuế và dự phòng trên tổng tài sản (CROA) tác động tích cực đến dự phòng rủi ro tín dụng của các ngân hàng thương mại Việt Nam trong đại dịch Covid.

Để làm rõ hơn về mối quan hệ giữa dự phòng rủi ro tín dụng và rủi ro tín dụng, nghiên cứu này xây dựng giả thuyết sau:

H₅: Dự phòng rủi ro tín dụng có tác động đến rủi ro tín dụng của ngân hàng, thể hiện qua mức độ nợ xấu.
Khả năng sinh lời của vốn chủ sở hữu (ROE):

ROE có quan hệ ngược chiều với sự tăng lên các khoản nợ xấu, thêm vào đó, ROE cao trong quá khứ có thể phản ánh quản lý tín dụng tốt (Louzis & cộng sự, 2012). Podpiera & Weill (2008) mở rộng hướng nghiên cứu này và khám phá mối quan hệ giữa ROE và các khoản nợ xấu trong ngân hàng tại Séc giai đoạn 1994 - 2005. Kết quả đã đưa ra bằng chứng thực nghiệm chứng minh mối liên hệ tiêu cực giữa ROE và nợ xấu.

Nghiên cứu của Naili & Lahrichi (2022) dựa trên cơ sở dữ liệu của 53 ngân hàng được niêm yết trên thị trường mới nổi ở Trung Đông và Bắc Phi giai đoạn 2000-2019, kết quả nghiên cứu cho rằng tỷ lệ nợ xấu có tác động ngược chiều với ROE. Nguyen (2022) cho thấy nợ xấu có ảnh hưởng tiêu cực đến ROE của ngân hàng, tác giả lý giải rằng, cho vay là một trong những hoạt động kinh doanh chính của ngân hàng, tỷ lệ nợ xấu càng cao đồng nghĩa với việc rủi ro cao và ngân hàng phải chịu thiệt vì những khoản chi phí như trích lập dự phòng, chi phí siết nợ hay thanh lý tài sản đảm bảo của khoản vay.

Để làm rõ hơn về mối quan hệ giữa ROE và rủi ro tín dụng, nghiên cứu này xây dựng giả thuyết sau:

H₆: ROE của ngân hàng có tác động đến rủi ro tín dụng của ngân hàng, thể hiện qua mức độ nợ xấu.

2.2.2. Nhóm yếu tố kinh tế vĩ mô

Lạm phát

Nghiên cứu của Mensah & Adjei (2017) cho rằng trong điều kiện lạm phát, xác suất vỡ nợ của người đi vay tăng cao, đặc biệt trong trường hợp các khoản vay có lãi suất thay đổi. Ngược lại, có các nghiên cứu khác ủng hộ những quan điểm đối lập, cụ thể như nghiên cứu của Nkusu (2011) chứng minh rằng lạm phát làm giảm giá trị các khoản nợ tồn đọng, từ đó cải thiện khả năng trả nợ của người đi vay. Khemraj & Pasha (2009) đã thực hiện nghiên cứu tại các ngân hàng ở Guyana và lập luận rằng tiền lương lao động có nhiều khả năng điều chỉnh theo sự tăng giá, điều này đảm bảo khả năng trả nợ bền vững của người đi vay. Những phát hiện này cũng đã được xác nhận trong một nghiên cứu thực nghiệm được thực hiện tại các ngân hàng ở Ấn Độ, nghiên cứu cho rằng lạm phát có mối quan hệ tiêu cực với nợ xấu (Gulati & cộng sự, 2019).

Cần làm rõ hơn về mối quan hệ giữa Lạm phát và rủi ro tín dụng, nghiên cứu này xây dựng giả thuyết sau:

H₇: Lạm phát có tác động tới rủi ro tín dụng của ngân hàng, thể hiện qua mức độ nợ xấu.

Tăng trưởng GDP

Có nhiều bằng chứng thực nghiệm cho thấy mối liên hệ giữa tăng trưởng GDP với rủi ro tín dụng ngân hàng. Nghiên cứu Louzis & cộng sự (2012) cho rằng trong giai đoạn biến động của nền kinh tế, các cá nhân và doanh nghiệp phải sẵn sàng nguồn tài chính để thực hiện các cam kết về khoản vay ngân hàng. Trong thời kỳ khó khăn, các cá nhân và doanh nghiệp có nhiều khả năng vỡ nợ hơn do giá trị tài sản được dùng làm tài sản thế chấp giảm, dẫn đến nợ xấu gia tăng. Một số nghiên cứu xác nhận rằng mức độ nợ xấu giảm trong thời kỳ bùng nổ kinh tế và điều ngược lại xảy ra trong thời kỳ kinh tế suy thoái (Jabbouri & cộng sự, 2019).

Dựa trên những lập luận của các nghiên cứu trên, nghiên cứu này đưa ra giả thuyết sau:

H₈: Tăng trưởng GDP có tác động tới rủi ro tín dụng của ngân hàng, thể hiện qua mức độ nợ xấu.

Tăng trưởng tín dụng

Nghiên cứu của Keeton & cộng sự (1987) cho rằng tăng trưởng tín dụng nhanh dẫn đến tổn thất tín dụng cao. Các nghiên cứu khác cũng đưa ra kết quả tương tự như tăng trưởng tín dụng có tác động đáng kể đến nợ xấu của ngân hàng và là một trong những nguyên nhân chính gây ra cuộc khủng hoảng tài chính (Boudriga & cộng sự, 2010; Foos & cộng sự, 2010; Naili & Lahrichi (2022).

Boudriga & cộng sự (2010) nhận thấy rằng các ngân hàng có mục tiêu tăng cường cho vay thường có nhiều khả năng thực hiện các khoản vay và sàng lọc khách hàng vay tốt hơn, nghiên cứu này được thực hiện ở khu vực MENA¹ trong gian đoạn 2003 – 2016, kết quả nghiên cứu cho thấy tăng trưởng tín dụng là yếu tố quan trọng ảnh hưởng đến rủi ro tín dụng. Để làm rõ hơn về mối quan hệ giữa tăng trưởng tín dụng và rủi ro tín dụng, nghiên cứu này đưa ra giả thuyết như sau:

H₉: Tăng trưởng tín dụng có tác động tới rủi ro tín dụng của ngân hàng, thể hiện qua mức độ nợ xấu.

Lãi suất

Lãi suất là yếu tố tác động trực tiếp đến lượng cung và lượng cầu vốn. Lãi suất tăng làm gia tăng gánh nặng nợ, làm giảm khả năng trả nợ của người vay, tỷ lệ nợ xấu tăng (Louzis & cộng sự, 2012; Nkusu, 2011), tác động của lãi suất lên hành vi chấp nhận rủi ro của ngân hàng có nhiều quan điểm khác nhau và chưa thống nhất. Louzis & cộng sự (2012) cho rằng nguồn gốc của việc nói lỏng tiêu chuẩn cho vay và gia tăng nắm giữ tài sản rủi ro có thể xuất phát từ việc hạ thấp lãi suất cho vay. Để làm rõ hơn về mối quan hệ giữa lãi suất và rủi ro tín dụng, nghiên cứu này đưa ra giả thuyết như sau:

H₁₀: Lãi suất có tác động đến rủi ro tín dụng của ngân hàng, thể hiện qua mức độ nợ xấu.

Tỷ giá hối đoái

Khi các ngân hàng cấp tín dụng cho hoạt động ngoại hối và các công cụ phái sinh cho khách hàng, họ sẽ xây dựng trạng thái ngoại hối. Nếu những vị thế ngoại hối không được cân bằng giữa các tài sản và nợ phải trả của ngân hàng, điều này sẽ dẫn đến sự mất cân đối về tiền tệ và liên quan đến rủi ro tỷ giá hối đoái trong hệ thống ngân hàng (Abbassi & Bräuning, 2023). Một nghiên cứu gần đây nhất của tác giả Wang & Liang (2024) cho thấy, có sự tương tác giữa rủi ro tín dụng với biến động của tỷ giá hối đoái của một số quốc gia, nghiên cứu được thực hiện ở các quốc gia mới nổi trong giai đoạn năm 2011 đến năm 2022, rủi ro vỡ nợ có liên quan đến việc tỷ giá hối đoái giảm và khi độ biến động tỷ giá vượt quá một ngưỡng nhất định.

Để kiểm tra bằng thực nghiệm những phát hiện của các nghiên cứu trước, nghiên cứu này xây dựng giả thuyết sau:

H₁₁: Tỷ giá hối đoái có tác động đến rủi ro tín dụng của ngân hàng, thể hiện qua mức độ nợ xấu.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mẫu nghiên cứu và dữ liệu nghiên cứu

Mẫu nghiên cứu bao gồm 25 ngân hàng thương mại Việt Nam, giai đoạn 2017 - 2023. Dữ liệu về nợ xấu được trích xuất từ cơ sở dữ liệu của Ngân hàng nhà nước Việt Nam và được xác minh trong báo cáo thường niên của mỗi ngân hàng thương mại Việt Nam. Dữ liệu đặc trưng của ngân hàng được trích xuất từ cơ sở dữ liệu của Ngân hàng nhà nước Việt Nam. Dữ liệu kinh tế vĩ mô được trích xuất từ cơ sở dữ liệu chính thức của Ngân hàng Thế giới.

3.2. Định nghĩa biến

Các biến được sử dụng trong nghiên cứu này được chia thành hai loại chính: các yếu tố đặc trưng của ngân hàng; các yếu tố kinh tế vĩ mô.

3.2.1. Biến phụ thuộc

Biến phụ thuộc trong nghiên cứu này là rủi ro tín dụng của ngân hàng thương mại thể hiện bằng tỷ lệ nợ xấu (NPL) được tính bằng Tổng mức nợ xấu của ngân hàng trên Tổng nợ (Louzis & cộng sự, 2012; Zhang & cộng sự, 2016).

3.2.2. Biến độc lập

Các biến đặc trưng của ngân hàng gồm: Quy mô tài sản; Hiệu quả hoạt động; Đòn bẩy; Thu nhập ngoài lãi; Dự phòng rủi ro tín dụng; Khả năng sinh lời.

Các biến kinh tế vĩ mô gồm: Tăng trưởng kinh tế; Tăng trưởng tín dụng; Lạm phát; Lãi suất cho vay; Tỷ giá hối đoái.

3.3. Mô hình tuyến tính tổng quát

GLM – Mô hình tuyến tính tổng quát của biến y theo x trong đó:

$g\{E(y)\}=x\beta$ với y tuân theo quy luật phân phối F, $g\{E(y)\}$ được gọi là hàm nối và F là một họ hàm phân phối.

Để đánh giá tác động của nhóm các nhân tố đặc trưng của các ngân hàng và nhóm các nhân tố kinh tế vĩ mô ảnh hưởng đến nợ xấu của ngân hàng, nghiên cứu sẽ sử dụng mô hình tuyến tính tổng quát. Xuất phát từ bản chất của biến NPL chọn y là biến nhị thức (Binomial) nhận giá trị = 1 nếu khoản nợ đó là nợ xấu và = 0 nếu không phải là nợ xấu. Hàm nối $g\{E(y)\}$ là hàm Probit.

Nghiên cứu xây dựng 3 mô hình đánh giá:

Mô hình 1: Nhóm biến đặc trưng ngân hàng

$$NPL_{it} = \beta_0 + \beta_1 LLP_{i(t-1)} + \beta_2 ROE_{i(t-1)} + \beta_3 Size_{i(t-1)} + \beta_4 Inefficiency_{i(t-1)} + \beta_5 Leverage_{i(t-1)} + \beta_6 Nonintincome_{it} + c_i + v_t + u_{it}$$

Mô hình 2: Nhóm biến vĩ mô

$$NPL_{it} = \beta_0 + \beta_1 GDPgrowth_{it} + \beta_2 Ex_{it} + \beta_3 IntM_{it} + \beta_4 Inf_{it} + \beta_5 Creditgrowth_{it} + c_i + u_{it}$$

Mô hình 3: Tổng hợp

$$NPL_{it} = \beta_0 + \beta_1 LLP_{i(t-1)} + \beta_2 ROE_{i(t-1)} + \beta_3 GDPgrowth_{it} + \beta_4 IntM_{it} + \beta_5 Inf_{it} + \beta_6 Leverage_{it} + c_i + u_{it}$$

Bảng 1: Tổng hợp các biến nghiên cứu

Tên biến	Ký hiệu biến	Xác định	Tổng quan nghiên cứu	Kỳ vọng tác động
Rủi ro tín dụng	NPL	Tỷ lệ nợ xấu/ Tổng dư nợ	Louzis & cộng sự (2012) Zhang & cộng sự, 2016)	
Các biến đặc trưng của ngân hàng				
Quy mô tài sản	Size	Ln (tổng tài sản)	Louzis & cộng sự (2012) Haq & Heaney (2012)	+/-
Hiệu quả hoạt động	Inefficiency	Chi phí hoạt động/ Thu nhập hoạt động	Louzis & cộng sự (2012) Ghosh (2015) Marco & Fernández (2008)	+/-
Đòn bẩy	Leverage	Tổng nợ phải trả/ Tổng tài sản	Iannotta & cộng sự (2007) Shehzad & cộng sự (2010) Haw & cộng sự (2010) Louzis & cộng sự (2012)	+
Thu nhập ngoài lãi	Nonintincome	Thu nhập ngoài lãi / Tổng thu nhập	Louzis & cộng sự (2012) Boyd & Graham (1986) Köhler (2014)	-
Dự phòng rủi ro tín dụng	LLP	Dự phòng RRTD/ Tổng tài sản	Sinkey & Greenawalt (1991) Turan (2016) Keeton & cộng sự (1987) Nguyen (2022)	+
Khả năng sinh lời	ROE	Lợi nhuận sau thuế/ Vốn chủ sở hữu	Louzis & cộng sự (2012) Podpiera & Weill (2008) Naili & Lahrichi (2022) Nguyen (2022)	-
Các biến kinh tế vĩ mô				
Lạm phát	Inf	Tỷ lệ lạm phát trung bình hàng năm	Mensah & Adjei (2017) Nkusu (2011) Khemraj & Pasha (2009) Gulati & cộng sự (2019)	+/-
Tăng trưởng kinh tế	GDPgrowth	Tỷ lệ tăng trưởng hàng năm của GDP	Louzis & cộng sự (2012) Jabbouri & cộng sự (2019)	-
Tăng trưởng tín dụng	Creditgrowth	Tỷ lệ tăng trưởng tổng dư nợ giữa hai năm liên tiếp	Keeton & cộng sự (1987) Naili & Lahrichi (2022) Foos & cộng sự (2010) Boudriga & cộng sự (2010)	+
Lãi suất	IntM	Lãi suất thực = Lãi suất cho vay bình quân – lạm phát	Louzis & cộng sự (2012) Nkusu (2011)	+
Tỷ giá hối đoái	EX	Tỷ giá tại thời điểm cuối năm	Abbassi & Bräuning (2023) Wang & Liang (2024)	+/-

Nguồn: Tổng hợp của tác giả.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Tương quan giữa các biến

Mô tả thống kê NPL

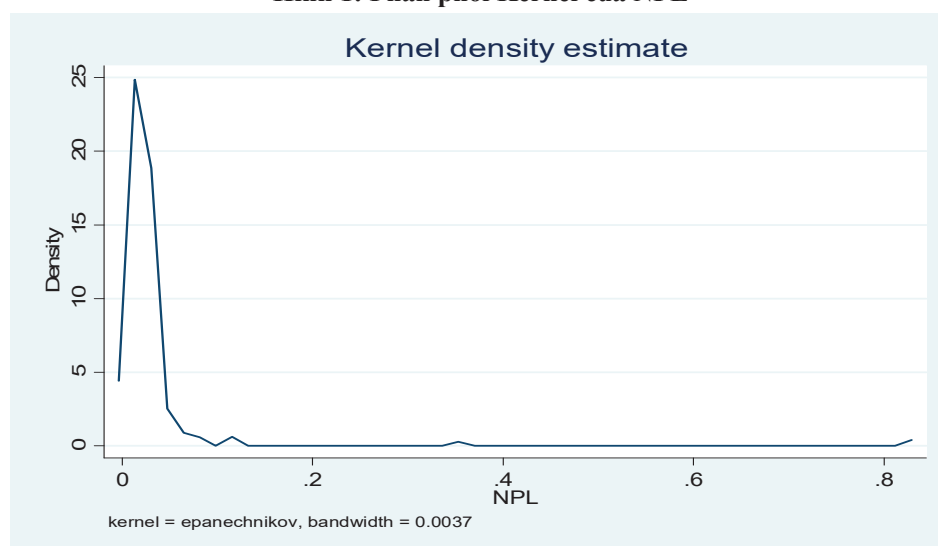
Hình 1 mô tả phân phối Kernel của NPL cho thấy rằng NPL không tuân theo phân phối chuẩn và có đuôi bên phải dài. Hàm ý này cho thấy đa phần tỷ lệ NPL là tập trung vào bên trái và nếu ước lượng cho biến này với phương pháp ước lượng bình phương tối thiểu (OLS) thì ước lượng sẽ không hiệu quả.

Tương quan giữa biến NPL và các nhóm biến

Bảng 2: Mô tả thống kê NPL

Year	Mean	Max	Min	Standard Deviation	Skewness	Kurtosis
2017	0,0116	0,0412	0,0007	0,0125	1,3030	3,3939
2018	0,0240	0,1084	0,0047	0,0210	2,7258	11,5957
2019	0,0166	0,0349	0,0003	0,0091	-0,1350	2,1391
2020	0,0173	0,1141	0,0001	0,0190	3,8047	20,1978
2021	0,0220	0,0564	0,0058	0,0109	1,1625	5,3582
2022	0,0814	0,8251	0,0132	0,1727	3,7032	15,9127
2023	0,0298	0,0675	0,0100	0,0133	1,3718	4,9439

Nguồn: Kết quả phân tích từ dữ liệu.

Hình 1: Phân phối Kernel của NPL

Nguồn: Kết quả phân tích từ dữ liệu.

Bảng 3: Tương quan giữa biến NPL và các nhóm biến

NPL và nhóm biến đặc trưng ngân hàng		NPL và nhóm biến kinh tế vĩ mô	
LLP	0,940***	GDPgrowth	-0,176*
Inefficiency	-0,0675	Inf	-0,0191
Leverage	0,364***	Creditgrowth	-0,203**
Nonintincome	-0,00895	IntM	0,137
Size	-0,0512	Ex	0,180*
ROE	0,445***		

Chú thích: *, **, *** là ký hiệu chỉ ra có ý nghĩa thống kê ở các mức ý nghĩa lần lượt là 10%, 5% và 1%.

Nguồn: Kết quả phân tích từ dữ liệu.

Bảng 3 cho thấy sự tương quan giữa các biến đặc trưng trong ngân hàng với biến phụ thuộc NPL. Trong đó ba biến LLP, Leverage, ROE có quan hệ chặt chẽ với tỷ lệ nợ xấu của ngân hàng với mức ý nghĩa là 1%. Còn các biến còn lại có sự tương quan yếu. Mọi tương quan giữa nhóm biến kinh tế vĩ mô với biến phụ thuộc NPL: GDPgrowth và Creditgrowth và Ex có tương quan với biến phụ thuộc. Trong đó tăng trưởng tín dụng có tương quan với tỷ lệ nợ xấu ở mức ý nghĩa 1%.

4.2. Kết quả ước lượng mô hình

Bảng 4 trình bày kết quả ước lượng từ mô hình tuyến tính tổng quát (GLM) với họ hàm probit, theo McCall & Villafranca (2024) đã chứng minh rằng nếu biến phụ thuộc là biến tỷ lệ, nằm trong khoảng từ 0 đến 1, thì sử dụng phương pháp ước lượng bình phương tối thiểu (OLS) sẽ bị chệch và không hiệu quả, do đó nghiên cứu đã đề xuất GLM để ước lượng.

Mô hình nhóm biến đặc trưng ngân hàng

Bảng 4: Kết quả ước lượng mô hình

Biến	Mô hình 1	Mô hình 2	Mô hình 3
	NPL	NPL	NPL
NPL			
L.LLP	31,867*** (10,641)		30,237** (13,496)
L.ROE	-2,079** (1,032)		-0,787 (0,509)
L.Lsize	3,519 (3,991)		
L.Inefficiency	0,002 (0,018)		
L.Leverage	1,434* (0,845)		2,089** (0,930)
Nonintincome	0,045 (0,139)		
GDPgrowth		-37,023** (16,908)	-33,381** (14,434)
Ex		0,000** (0,000)	
IntM		11,335** (5,392)	4,940*** (1,507)
Inf		8,082** (3,642)	3,417*** (0,787)
Creditgrowth		2,485 (1,544)	
_cons	-14,811 (13,596)	-3,730*** (1,130)	-2,385*** (0,680)
Fixed Year	Yes		
Fixed Ticker	Yes	Yes	Yes

Chú thích: *, **, *** là ký hiệu chỉ ra có ý nghĩa thống kê ở các mức ý nghĩa lần lượt là 10%, 5% và 1%. Sai số chuẩn của tham số ước lượng được ghi trong ().

Nguồn: Kết quả phân tích từ dữ liệu.

Mô hình 1 tại Bảng 4 cho thấy các biến LLP, ROE và Leverage có ảnh hưởng đến tỷ lệ nợ xấu của ngân hàng với các mức ý nghĩa tương ứng là 1%, 5% và 10%. Trong đó LLP có tác động dương đến NPL, kết quả này phù hợp với nghiên cứu của Sinkey & Greenawalt (1991), Turan (2016), Keeton & cộng sự (1987). Biến Leverage có tác động dương đến NPL, kết quả nghiên cứu này phù hợp với các kết quả nghiên cứu của Iannotta & cộng sự (2007), Shehzad & cộng sự (2010), Haw & cộng sự (2010), Louzis & cộng sự (2012). ROE có quan hệ ngược chiều đến tỷ lệ nợ xấu, kết quả này phù hợp với nghiên cứu của Louzis & cộng sự (2012), Podpiera & Weill (2008).

NPL không phụ thuộc vào Size, kết quả nghiên cứu này không phù hợp với các nghiên cứu của Louzis & cộng sự (2012), Haq & Heaney (2012). Cùng với biến Size thì biến Inefficiency cũng không tác động đến NPL, kết quả nghiên cứu này không phù hợp với các nghiên cứu của Louzis & cộng sự (2012), Ghosh (2015), Marco & Fernández (2008). Bên cạnh đó NPL không phụ thuộc vào Nonintincome, kết quả nghiên cứu này không phù hợp với các nghiên cứu của Louzis & cộng sự (2012), Boyd & Graham (1986), Köhler (2014).

Dự phòng rủi ro của ngân hàng lớn, chứng tỏ ngân hàng đang phải đối mặt với rủi ro về nợ xấu trong tương lai. Quỹ dự phòng rủi ro tín dụng tăng cùng trạng thái phân loại nợ xấu sẽ làm gia tăng chi phí dự phòng rủi ro tại ngân hàng, do đó lợi nhuận và quy mô vốn chủ sở hữu sẽ bị ảnh hưởng, ngân hàng có hệ số nợ càng lớn dẫn đến tỷ lệ nợ xấu càng cao. Nhân tố cuối cùng có ảnh hưởng đến tỷ lệ nợ xấu trong giai đoạn 2017 - 2023 là ROE, với những ngân hàng có ROE càng cao thì tỷ lệ nợ xấu càng giảm. Các nhân tố còn lại là Size, Inefficient, Nonintincome không thấy có tác động đến NPL. Kết quả nghiên cứu không tìm thấy bằng chứng chứng tỏ Size ảnh hưởng đến NPL, điều đó có nghĩa là các ngân hàng ở Việt Nam dù lớn hay nhỏ thì không khác biệt về khẩu vị rủi ro.

Mô hình nhóm biến kinh tế vĩ mô

Mô hình 2 tại Bảng 4 cho thấy hầu hết các biến vĩ mô đều có ảnh hưởng đến NPL với mức ý nghĩa 5%

ngoại trừ biến tăng trưởng tín dụng. Biến GDP có tác động tích cực đến việc giảm tỷ lệ nợ xấu, kết quả nghiên cứu phù hợp với nghiên cứu của Louzis & cộng sự (2012), Jabbouri & cộng sự (2019). Trong khi đó tăng tỷ giá có tác động tiêu cực đến nợ xấu, kết quả này phù hợp với nghiên cứu của Abbassi & Bräuning (2023) và không phù hợp với nghiên cứu của Wang & Liang (2024). Biến lãi suất cho vay có tác động tiêu cực đến nợ xấu, kết quả này phù hợp với nghiên cứu của Louzis & cộng sự (2012), Nkusu (2011). Cùng với đó, biến lạm phát gây áp lực nợ xấu cho ngân hàng, kết quả này phù hợp với nghiên cứu của Mensah & Adjei (2017), Nkusu (2011), Gulati & cộng sự (2019) và kết quả này không phù hợp với nghiên cứu của Khemraj & Pasha (2009).

Kết quả nghiên cứu cho thấy GDP càng cao thì làm giảm tỷ lệ nợ xấu, khi kỳ vọng tăng trưởng trong tương lai hay tín hiệu tốt của nền kinh tế thì cá nhân, doanh nghiệp muốn vay ngân hàng để đầu tư và có khả năng trả nợ trong tương lai tốt. Khi lãi suất cho vay cao đã ảnh hưởng đến tỷ lệ nợ xấu trong tương lai, nếu cộng thêm với các tín hiệu không tốt về tăng trưởng nền kinh tế thì khả năng trả nợ càng thấp. Trong thời kỳ lạm phát quá cao thì hiệu ứng của nó đến tỷ lệ nợ xấu là điều hiển nhiên.

Mô hình tổng hợp

Mô hình 3 tại Bảng 4 kết hợp cả biến đặc trưng ngân hàng và biến kinh tế vĩ mô cho thấy mối quan hệ tương tự như mô hình 1 và mô hình 2. Kết quả ước lượng của toàn bộ các biến đặc trưng của ngân hàng và các biến kinh tế vĩ mô cho thấy hầu hết dấu và độ lớn của hệ số không có gì khác biệt với mô hình 1 và mô hình 2, ước lượng tách biệt. Chỉ có duy nhất, biến ROE đã chuyển sang không có ý nghĩa thống kê nhưng dấu không đổi, kết quả này không phù hợp với nghiên cứu của Louzis & cộng sự (2012), Podpiera & Weill (2008), điều này hàm ý nếu chỉ xem xét tình trạng nội tại của ngân hàng mà không xem xét sự tương tác của ROE đến các biến vĩ mô thì chúng ta rất khó đánh giá được tỷ lệ nợ xấu, bởi vì ngân hàng có xu hướng báo cáo tốt về lợi nhuận và báo cáo thấp về tỷ lệ nợ xấu.

5. Kết luận

Nghiên cứu được thực hiện dựa trên dữ liệu của 25 ngân hàng thương mại Việt Nam và dữ liệu kinh tế vĩ mô tại Việt Nam trong giai đoạn 2017-2023 để đo lường các yếu tố ảnh hưởng đến rủi ro tín dụng, mà cụ thể là nợ xấu tại ngân hàng thương mại Việt Nam. Kết quả cho thấy LLP và Leverage có tác động dương đến NPL. ROE có quan hệ ngược chiều đến NPL. NPL của ngân hàng không phụ thuộc vào Size, Inefficiency và Nonintincome. GDP có tác động tích cực đến việc giảm tỷ lệ nợ xấu. Trong khi đó Tỷ giá, Lãi suất cho vay và Lạm phát gây áp lực nợ xấu cho ngân hàng.

Nghiên cứu định tính về chủ đề này sử dụng bảng câu hỏi khảo sát và phỏng vấn chuyên gia có thể mang lại sự hiểu biết sâu sắc về các yếu tố ảnh hưởng đến rủi ro tín dụng ngân hàng. Do đó, các nghiên cứu trong tương lai có thể xem xét thêm các yếu tố định tính có ảnh hưởng đến rủi ro tín dụng của ngân hàng theo quan điểm của các nhà quản lý và giám sát ngân hàng.

Ghi chú:

1.MENA (Middle East and North Africa): Khu vực Trung Đông và Bắc Phi.

Tài liệu tham khảo

- Abbassi, P. & Bräuning, F. (2023), 'Exchange rate risk, banks' currency mismatches, and credit supply', *Journal of International Economics*, 141, 3-15.
- Baesens, B. & Smedts, K. (2023), 'Boosting credit risk models', *The British Accounting Review*, 7, 101241.
- Boudriga, A., Bouliia, T.N., & Jellouli, S. (2010), 'Bank Specific, Business And Institutional Environment Determinants Of Banks Nonperforming Loans: Evidence From MENA Countries', *Economic Research Forum Working*, 547, 18-30.
- Boyd, J. H. & Graham, S. L. (1986), 'Risk, regulation, and bank holding company expansion into nonbanking', *Q. Rev.*, 10 (2), 2-17.
- Foos, D., Norden, L. & Weber, M. (2010), 'Loan growth and riskiness of banks', *J. Bank. Finance*, 34 (12), 2929-2940.

-
- Ghosh, A. (2015), 'Banking-industry specific and regional economic determinants of non-performing loans: evidence from US states', *J. Financ. Stabil.*, 20, 93-104.
- Gulati, R. & Goswami, A. & Kumar, S. (2019), 'What drives credit risk in the Indian banking industry? An empirical investigation', *Econ. Syst.*, 43 (1), 42-62.
- Haq, M. & Heaney, R. (2012), 'Factors determining European bank risk', *J. Int. Financ. Mark. Inst. Money*, 22 (4), 696-718.
- Haw, I. M., Ho, S. S. M., Hu, B. & Wu, D. (2010), 'Concentrated control, institutions, and banking sector: an international study', *J. Bank. Finance*, 34 (3), 485-497.
- Iannotta, G., Nocera, G. & Sironi, A. (2007), 'Ownership structure, risk and performance in the European banking industry', *J. Bank. Finance*, 31 (7), 2127-2149.
- IMF (2006), Financial Soundness Indicators (FSIs): Compilation Guide, *International Monetary Fund*, 11-15, retrieved on October 10th 2023, from < <https://www.imf.org/external/pubs/ft/fsi/guide/2006/pdf/fsiFT.pdf>>
- Jabbouri, I., Maryem, N. & Nouina, C. (2019), 'Ownership identity and cost of debt in an emerging market: Pre- and post-crisis analysis', *Int. J. Corp. Gov.*, 10 (3), 311-334.
- Keeton, W., William, R. & Morris, C.S. (1987), 'Why Do Banks' Loan Losses Differ?', *Economic Review*, 5, 3-21.
- Khemraj, T. & Pasha, S. (2009), 'The Determinants of Non-performing Loans: an Econometric Case Study of Guyana', *MPRA*, 53128, 1-26, retrieved on October 10th 2023, from < <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/53128>>.
- Köhler, M. (2014), 'Does non-interest income make banks more risky? Retail- versus investment-oriented banks', *Review of Financial Economics*, 23(4), 182-193.
- Krebs, M. & Nippel, P. (2020), 'Unexpected loss, expected profit, and economic capital: A note on economic capital for credit risk incorporating interest income, expenses, losses, and ROE target', *Finance Research Letters*, 38, p. 101481.
- Louzis, D. P., Vouldis, A. T. & Metaxas, V. L. (2012), 'Macroeconomic and bank-specific determinants of non-performing loans in Greece: a comparative study of mortgage, business and consumer loan portfolios', *J. Bank. Finance*, 36 (4), 1012-1027.
- Marco, T. G. & Fernández, D. R. (2008), 'Risk-taking behaviour and ownership in the banking industry: the Spanish evidence', *J. Econ. Bus.*, 60 (4), 332-354.
- McCall, G. S. & Villafranca, A. (2024), 'Methods you can count on: A simulation experiment showing the advantages generalized linear modeling (GLM) over the linear regression of log-transformed count data', *Journal of Archaeological Science: Reports*, 53, p. 104377.
- Mensah, F. A. & Adjei, A. B. (2017), 'Determinants of non-performing loans in Ghana banking industry', *Int. J. Comput. Econ.*, 5 (1), p.35.
- Naili, M. & Lahrichi, Y. (2022), 'Banks' credit risk, systematic determinants and specific factors: recent evidence from emerging markets', *Helyon*, 8(2), 1-13.
- Nguyen Thi Thuy Dung (2022), 'Factors Affecting Loan Loss Provisions during the Covid-19 Pandemic –The Case of Commercial Banks in Vietnam', *European Journal of Business and Management Research*, 7(3), 91-95.
- Nkusu, M. (2011), 'Nonperforming loans and macrofinancial vulnerabilities in advanced economies', *IMF Working Papers*, 11, 1 - 161.
- Podpiera, J. & Weill, L. (2008), 'Bad luck or bad management? Emerging banking market experience', *Journal of Financial Stability*, 4(2), 135-148.
- Reinhart, C. M. & Rogoff, K. S. (2011), 'From financial crash to debt crisis', *Am. Econ. Rev.*, 101 (5), 1676-1706.
- Shehzad, C. T. & Haan, J. D. & Scholtens, B. (2010), 'The impact of bank ownership concentration on impaired loans and capital adequacy', *J. Bank. Finance*, 34 (2), 399-408.
- Sinkey, J. F. & Greenawalt, M. B. (1991), 'Loan-loss experience and risk-taking behavior at large commercial banks', *J. Financ. Serv. Res.*, 5 (1), 43-59.
- Tram Thi Xuan Huong & Nguyen Tu Nhu (2020), 'Factors affecting the stability of commercial banks in Vietnam', *CIFBA International Conference in 2020*.
- Turan, H. (2016), 'The Weighting of Factors Affecting Credit Risk in Banking', *Procedia Economics and Finance*, 38, 49-53.
- Wang, A. T. & Liang, C.C. (2024), 'Exchange rates, credit default swaps and market volatility of emerging markets: Panel CS-ARDL approach', *Borsa Istanbul Review*, 24(1), 176-186.
- Zhang, D., Cai, J., Dickinson, D. G. & Kutan, A. M. (2016), 'Non-performing loans, moral hazard and regulation of the Chinese commercial banking system', *J. Bank. Finance*, 63, 48-60.
-

Ý ĐỊNH TIẾP TỤC SỬ DỤNG DỊCH VỤ TỦ ĐỒ THÔNG MINH CỦA NGƯỜI DÙNG TẠI CÁC ĐÔ THỊ LỚN Ở VIỆT NAM

Nguyễn Thị Mỹ Nguyệt

Trường Đại học Thương mại

Email: mynguyet@tmu.edu.vn

Trần Thị Hoàng Hà

Trường Đại học Thương mại

Email: hoangha_qtcb@tmu.edu.vn

Mã bài: JED-1524

Ngày nhận: 15/12/2023

Ngày nhận bản sửa: 28/01/2024

Ngày duyệt đăng: 28/02/2024

DOI: 10.33301/JED.VI.1524

Tóm tắt:

Mục tiêu của bài viết là tìm kiếm bằng chứng về các yếu tố ảnh hưởng đến ý định tiếp tục sử dụng tủ đồ thông minh trong giao nhận hàng hoá chặng cuối. Mô hình nghiên cứu được xây dựng dựa trên lý thuyết xác nhận-kỳ vọng. Dữ liệu thu thập từ 193 khách hàng đang sử dụng dịch vụ tủ đồ thông minh. Khung nghiên cứu được kiểm định bằng phương pháp cấu trúc bình phương nhỏ nhất từng phần PLS-SEM. Kết quả nghiên cứu cho thấy vai trò của xác nhận về mức độ đáp ứng của dịch vụ tủ khoá thông minh đối với sự hữu ích, sự hài lòng và ý định tiếp tục sử dụng của người dùng. Đồng thời, nghiên cứu cũng cung cấp bằng chứng về vai trò trung gian một phần của sự hài lòng trong mối quan hệ giữa nhận thức hữu ích và ý định tiếp tục sử dụng dịch vụ của người dùng. Một số hàm ý quản trị được đề xuất nhằm thúc đẩy ý định tiếp tục sử dụng dịch vụ tủ đồ thông minh của khách hàng trong giao nhận hàng chặng cuối trong tương lai.

Từ khóa: Tủ đồ thông minh, ý định tiếp tục sử dụng, nhận thức sự hữu ích, sự hài lòng, sự xác nhận.

Mã JEL: M31, O14, L87.

Intention to continue using smart lockers of urban consumers in Vietnam

Abstract:

The purpose of this paper is to uncover evidence regarding the influencing factors on intention to continue using smart lockers in the last-mile delivery service. The research model is constructed based on the Expectation - Confirmation theory. The data were collected from 193 customers using the smart locker service and analyzed by the Partial Least Squares Structure Model (PLS-SEM). The findings indicated the role of confirmation of expectation from smart locker in usefulness, satisfaction and intention to continue using smart lockers. Furthermore, the study confirmed the mediating role of satisfaction in the relationship between perceived usefulness and intention to continue using smart lockers. Several managerial implications were suggested to enhance customers' intention to continue using smart lockers in the last-mile delivery in the future.

Keywords: Smart locker, intention to continue using, perceived usefulness, satisfaction, confirmation.

JEL Codes: M31, O14, L87.

1. Giới thiệu

Thương mại điện tử bùng nổ, tần suất các giao dịch trực tuyến gia tăng nhanh chóng tạo đã tạo ra thế và lực phát triển đối với dịch vụ giao hàng chặng cuối (Huong & Thiet, 2020). Trong đó, giao hàng tại nhà là một trong những hình thức giao hàng chặng cuối phổ biến, tuy nhiên với tốc độ tăng trưởng mạnh mẽ của các giao dịch trực tuyến thì giải pháp này trở nên kém hấp dẫn cả về khía cạnh kinh tế và tính bền vững (Olsson & cộng sự, 2023). Vì vậy, chuyển đổi số trong lĩnh vực giao hàng chặng cuối đang tạo ra những giải pháp tối ưu về chi phí, đáp ứng nhanh và bền vững (Bộ Công thương, 2022). Trong đó, tủ đồ thông minh là một giải pháp công nghệ mới được phổ biến, thu hút nhiều người tiêu dùng sử dụng dịch vụ thay thế cho giao hàng tại nhà (Iwan & cộng sự, 2016). Tủ đồ kết hợp với công nghệ khóa và mã số nhận diện cá nhân, không cần sự giám sát của nhân viên cho phép người dùng giao, nhận và trả lại hàng hoá (McKinnon & Tallam, 2003). Tủ đồ thông minh góp phần nâng cao hiệu quả dịch vụ giao hàng chặng cuối nhờ các đặc điểm: giảm thời gian và tỷ lệ giao hàng thất bại do sự vắng mặt của người nhận, linh hoạt về thời gian nhận hàng cho người dùng khi được lựa chọn thời gian và địa điểm, góp phần giảm áp lực lên hệ thống giao thông ở các đô thị lớn, tích hợp hiệu quả dịch vụ logistics ngược (Quỳnh & cộng sự, 2023). Là một giải pháp công nghệ đã và đang góp phần nâng cao hiệu quả và chất lượng dịch vụ giao hàng chặng cuối tại các đô thị lớn, đã có một số nghiên cứu về ý định hành vi sử dụng hay ý định chuyển đổi hành vi sử dụng của người dùng (Vakulenko & cộng sự, 2019). Tuy nhiên, sự thành công của một công nghệ mới phụ thuộc vào việc người dùng tiếp tục sử dụng công nghệ, thay vì sự chấp nhận ban đầu (Bhattacharjee, 2001). Bởi, trong trường hợp người dùng không tiếp tục sử dụng dịch vụ sau khi chấp nhận lần đầu tiên gây ra những tác động tiêu cực đối với hiệu quả, sự hài lòng và thậm chí là danh tiếng của doanh nghiệp trong tương lai (Kim & cộng sự, 2019). Mặt khác, các yếu tố ảnh hưởng tới ý định tiếp tục sử dụng dịch vụ có thể khác biệt với các yếu tố quyết định ý định hành vi sử dụng tiếp theo của người sử dụng. Người dùng đã trải nghiệm dịch vụ, những nhận thức mới của khách hàng về sản phẩm, dịch vụ sẽ được hình thành, điều này sẽ định hình ý định hành vi từ bỏ hay tiếp tục (Wang & cộng sự, 2019). Do đó, nghiên cứu này được xác lập trong bối cảnh của dịch vụ tủ đồ thông minh, trong đó vận dụng lý thuyết xác nhận - kỳ vọng và giả định tủ đồ thông minh là một loại hình công nghệ mới trong lĩnh vực giao hàng chặng cuối. Đồng thời xem xét tiến trình hành vi của người dùng bắt đầu từ việc xác nhận khả năng đáp ứng và sự hữu ích của dịch vụ tủ đồ thông minh thông qua trải nghiệm thực tế (xác nhận). Từ kết quả đánh giá khả năng đáp ứng các kỳ vọng và mục đích sử dụng tiếp tục đo lường mức độ hài lòng của người dùng (tình cảm) và cuối cùng là tìm kiếm bằng chứng về mối quan hệ giữa các yếu tố này đối với ý định hành vi sau khi sử dụng tủ đồ thông minh của người dùng (hành động). Việc nghiên cứu xác nhận về kỳ vọng và nhu cầu khi trải nghiệm dịch vụ tủ đồ thông minh sẽ tạo ra cơ hội cho doanh nghiệp cung cấp dịch vụ này tập trung đáp ứng nhu cầu của người dùng một cách linh hoạt, sáng tạo và thích ứng.

2. Lý thuyết nền tảng và các giả thuyết nghiên cứu

2.1. Lý thuyết nền tảng

Trong một số các nghiên cứu trước đây, lý thuyết TRA, TPB, TAM được sử dụng phổ biến trong dự đoán ý định sử dụng công nghệ của người dùng. Nghiên cứu này tập trung xem xét sự thay đổi trong ý định hành vi tiếp tục sử dụng ở giai đoạn sau mua. Do đó, mô hình xác nhận - kỳ vọng được vận dụng để giải thích ý định tiếp tục sử dụng công nghệ. Lý thuyết này được Bhattacharjee (2001) phát triển nhằm giải thích rõ ràng quá trình ba giai đoạn trong mô hình hành vi trong việc hình thành ý định tiếp tục sử dụng công nghệ (Lin & cộng sự, 2015). Lý thuyết xác nhận - kỳ vọng mô phỏng quá trình mà người dùng quyết định tiếp tục sử dụng là một quá trình gồm ba bước. Đầu tiên, sau một khoảng thời gian sử dụng, người dùng hình thành khái niệm về nhận thức sự hữu ích và đây được cho là yếu tố sau sử dụng quan trọng nhất ảnh hưởng đến sự hài lòng của người dùng (Hossain & Quaddus, 2012). Thứ hai, nhận thức về sự hữu ích cùng với sự xác nhận các kỳ vọng từ lần sử dụng công nghệ trước đó sẽ tác động đến sự hài lòng. Thứ ba, người dùng hài lòng sẽ tiếp tục sử dụng công nghệ và khi không hài lòng sẽ ngừng sử dụng.

2.2. Phát triển các giả thuyết nghiên cứu

Sự xác nhận và nhận thức sự hữu ích

Sự xác nhận là niềm tin nhận thức về mức độ về những kỳ vọng của người dùng đã được đáp ứng trong thực tế sau lần sử dụng ban đầu (Bhattacharjee, 2001). Kỳ vọng ban đầu của người dùng đối với một công nghệ bao gồm rất nhiều khía cạnh như: quá trình xử lý nhanh, dễ sử dụng, chất lượng dịch vụ, sự hữu ích và

tính giải trí,... Với công nghệ tủ đồ thông minh, các khía cạnh tạo nên khả năng đáp ứng bao gồm: độ tiện lợi, độ an toàn, bảo mật, độ thân thiện với môi trường và độ phức tạp (Quan & cộng sự, 2022). Trong đó, độ tiện lợi được thể hiện thông qua sự thuận tiện về cả thời gian và khu vực địa lý (Roy & cộng sự, 2018). Tủ đồ thông minh thường được đặt gần nơi ở, nơi làm việc và các khu vực có giao thông thuận tiện để phù hợp với những đối tượng khách hàng thường xuyên di chuyển (Yuen & cộng sự, 2019). Giải pháp này thuận tiện về thời gian bởi thời gian hoạt động 24/7, giảm thời gian chờ đợi giao hàng hoặc, có thể chủ động nhận hàng từ tủ đồ thông minh bất kỳ thời gian nào (Pham & Lee, 2019). Tiếp theo là sự an toàn bảo mật, tủ đồ thông minh được thiết kế với đặc tính tự phục vụ, không yêu cầu sự tương tác trực tiếp giữa đối tượng giao và nhận và có cam kết bảo mật từ phía nhà cung cấp (Featherman & cộng sự, 2010). Điều này cho phép bảo vệ thông tin cá nhân của khách hàng cũng như nhân viên giao hàng. Các dữ liệu cá nhân được mã hoá, khách hàng phải xác thực danh tính để có quyền mở các tủ đồ thông minh (Xu & cộng sự, 2011). Ngoài ra, độ thân thiện với môi trường là một đặc điểm quan trọng của tủ đồ thông minh. Sử dụng tủ đồ thông minh, hoạt động giao nhận hàng hoá được điều phối một cách hiệu quả giảm thời gian gián đoạn, từ đó giảm số lượng phương tiện vận chuyển, số lần giao hàng, nguyên liệu và giảm thiểu lượng khí thải trên mỗi giao dịch giao nhận hàng hoá, giải pháp này góp phần quan trọng trong việc giảm tình trạng tắc nghẽn giao thông, tiếng ồn và ô nhiễm không khí (Huong & Thiet, 2020). Cuối cùng, độ phức tạp đề cập đến mức độ mà một sự đổi mới được coi là khó hiểu và khó sử dụng. (Sonnenwald & cộng sự, 2020) cũng cho rằng sự phức tạp có nghĩa là khó sử dụng công nghệ mới. Người dùng có xu hướng áp dụng những đổi mới dễ sử dụng, trong khi họ có xu hướng từ bỏ những đổi mới phức tạp (Glanz & cộng sự, 2008). Một công nghệ tự phục vụ như tủ đồ thông minh có thể gây khó hiểu và phức tạp sẽ cản trở khả năng sử dụng, điều này làm cho người sử dụng ít thấy được lợi ích hơn (Tsai & Tiwasing, 2021). Từ đó, hình thành các giả thuyết nghiên cứu:

Giả thuyết $H_{1a,b,c}$: Xác nhận về độ thuận tiện, độ an toàn bảo mật, độ thân thiện với môi trường có ảnh hưởng tích cực đến nhận thức sự hữu ích của người dùng tủ đồ thông minh.

Giả thuyết H_{1d} : Xác nhận về độ phức tạp có ảnh hưởng tiêu cực đến nhận thức sự hữu ích của người dùng tủ đồ thông minh.

Nhận thức sự hữu ích, sự hài lòng và ý định tiếp tục sử dụng dịch vụ

Nhận thức sự hữu ích thể hiện lòng tin về năng suất và hiệu quả mà công nghệ mang lại, các nhiệm vụ được cải thiện nhờ vào việc sử dụng công nghệ (Yi & Hwang, 2003). Theo Bhattacharjee (2001), nhận thức sự hữu ích được định nghĩa là nhận thức của người dùng về những lợi ích mong đợi từ việc sử dụng công nghệ, trong đó nêu bật những lợi ích của công nghệ ở giai đoạn sau khi áp dụng. Nhận thức sự hữu ích là nhận thức của người dùng đối với việc cải thiện hiệu suất công việc sau khi áp dụng công nghệ để thực hiện các nhiệm vụ (Wu & cộng sự, 2009). Do đó nhận thức sự hữu ích càng cao, tâm lý hài lòng của người dùng được tạo ra từ kết quả khi so sánh cảm xúc xung quanh những kỳ vọng trước đó với các trải nghiệm sử dụng thực tế càng lớn, càng thúc đẩy người dùng sử dụng lặp lại (Oliver, 1999). Từ đó, đề xuất giả thuyết nghiên cứu:

Giả thuyết H_2 : Nhận thức sự hữu ích có ảnh hưởng tích cực đến sự hài lòng của người dùng tủ đồ thông minh.

Giả thuyết H_4 : Nhận thức sự hữu ích có ảnh hưởng tích cực đến ý định tiếp tục sử dụng tủ đồ thông minh của người dùng.

Sự hài lòng và ý định tiếp tục sử dụng dịch vụ

Sự hài lòng là cảm xúc chung hình thành từ niềm tin của con người về sản phẩm, dịch vụ đáp ứng được yêu cầu của người dùng khi sử dụng (Chakrabarty & Green, 2016). Sự hài lòng đại diện cho sự phản hồi tích cực của người dùng liên quan đến các yếu tố về thuộc tính hoặc chất lượng nội dung, dịch vụ trong các ứng dụng công nghệ (Chea & Luo, 2008). Các nghiên cứu về sự hài lòng trong các tài liệu nghiên cứu đều khẳng định sự hài lòng của người dùng đóng một vai trò quan trọng trong việc dự đoán hành vi tiếp tục sử dụng trong tương lai (Ettis & El Abidine, 2017). Khi sự hài lòng của người dùng cao, xu hướng sử dụng lại, hay sự hài lòng cao hơn có thể khiến người dùng lặp lại tiêu dùng trong tương lai và đây là một yếu tố quan trọng trong việc thiết lập mối quan hệ lâu dài (Kim & cộng sự, 2021). Vì vậy, hình thành giả thuyết nghiên cứu:

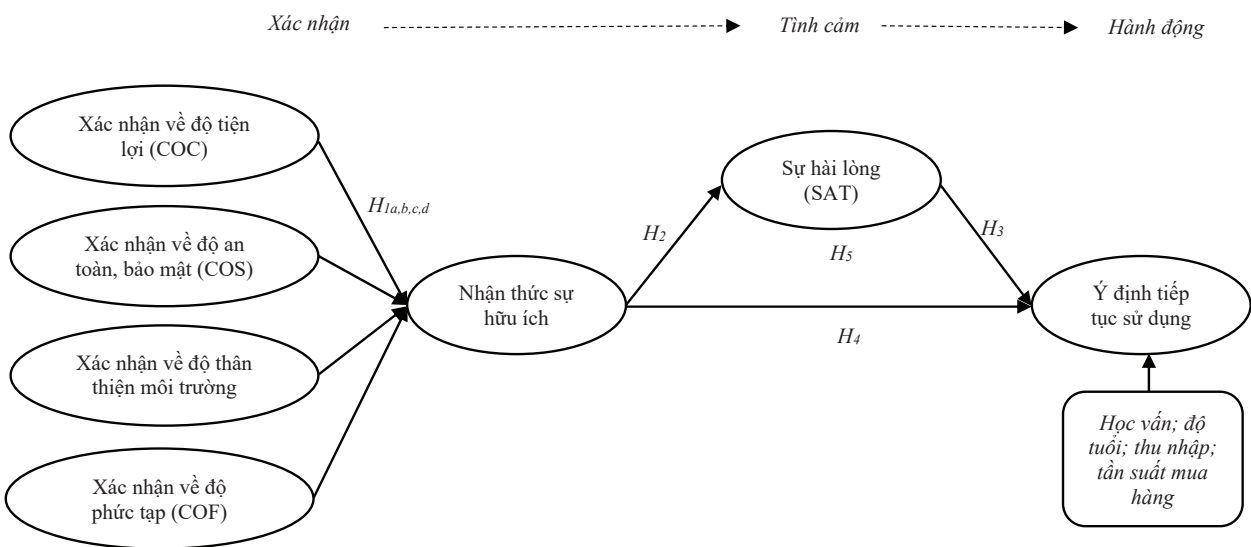
Giả thuyết H_3 : Sự hài lòng có ảnh hưởng tích cực đến ý định tiếp tục sử dụng tủ đồ thông minh của người dùng

Vai trò trung gian của sự hài lòng trong mối quan hệ giữa nhận thức sự hữu ích và ý định tiếp tục sử dụng dịch vụ

Một số nghiên cứu đã chỉ ra mối quan hệ giữa sự hài lòng và nhận thức về sự hữu ích cũng như ý định mua lại (Bhattacharjee, 2001). Người dùng nhận thấy một công nghệ cụ thể là hữu ích thì có nhiều khả năng hài lòng với việc sử dụng công nghệ hơn (Le & cộng sự, 2020). Sự hữu ích nhận thức ảnh hưởng gián tiếp đến ý định tiếp tục sử dụng thông qua vai trò trung gian của sự hài lòng (Phuong & cộng sự, 2020). Lợi ích mà người dùng nhận được từ việc sử dụng ứng dụng công nghệ dẫn đến sự hài lòng, làm tăng ý định sử dụng lại. Tương tự, Shang & Wu (2017) cũng nhận thấy rằng nhận thức về tính hữu ích ảnh hưởng đáng kể đến ý định tiếp tục sử dụng thông qua sự hài lòng của khách hàng. Nếu người dùng cho rằng công nghệ mang lại lợi ích cho họ thì họ sẽ cảm thấy hài lòng và sự hài lòng này làm tăng tiềm năng sử dụng công nghệ liên tục. Tuy nhiên, Jaiswal & Singh (2020) không tìm thấy bất kỳ ảnh hưởng đáng kể nào từ sự hữu ích nhận thức đến sự hài lòng của người dùng. Từ đó, các tác giả đề xuất giả thuyết nghiên cứu:

Giả thuyết H₅: Sự hài lòng có ảnh hưởng tích cực đến mối quan hệ giữa nhận thức sự hữu ích và ý định tiếp tục sử dụng từ đồ thông minh của người dùng.

Hình 1: Mô hình nghiên cứu đề xuất



3. Phương pháp nghiên cứu

Với mục tiêu xem xét vai trò của sự xác nhận mức độ đáp ứng với kỳ vọng và nhận thức sự hữu ích đối với sự hài lòng và ý định tiếp tục sử dụng dịch vụ từ đồ thông minh. Do đó, đối tượng khảo sát là người dùng dịch vụ từ đồ thông minh trong hoạt động giao nhận hàng hoá chặng cuối. Một bảng câu hỏi trực tuyến được thiết kế với các thang đo nghiên cứu được kế thừa từ một số công trình nghiên cứu trước đây, đồng thời được tiến hành điều chỉnh thông qua nghiên cứu định tính (ý kiến của 5 chuyên gia trong lĩnh vực marketing và quản trị logistics và thảo luận nhóm với 11 người dùng từ đồ thông minh) để đảm bảo tính phù hợp với bối cảnh nghiên cứu (Bảng 1). Các câu hỏi nhận định về các thang đo trong nghiên cứu được đo lường trên thang điểm likert 7 điểm (1-Rất không đồng ý đến 7-Rất đồng ý). Hình thức khảo sát trực tuyến được lựa chọn bởi khả năng tiết kiệm chi phí giấy tờ, bưu phí, thư từ và nhập dữ liệu; và mang lại cơ hội vượt qua ranh giới địa lý và giảm thời gian khảo sát, đặc biệt trong bối cảnh đối tượng khảo sát của nghiên cứu này đang sinh sống rải rác ở một số các đô thị lớn tại Việt Nam (Hair & cộng sự, 2019). Dưới sự hỗ trợ của một số doanh nghiệp cung cấp dịch vụ từ đồ thông minh, có 372 bảng câu hỏi khảo sát trực tuyến được hoàn thành, có 193 câu trả lời hợp lệ được đưa vào phân tích. Trong đó, có 53,89% nữ giới còn lại 46,11% nam giới; 22,28% đáp viên nằm ở thế hệ Z, số đáp viên thế hệ Y chiếm 49,74% và số người dùng thế hệ X chiếm 27,98%; người dùng có tần suất mua sắm online thấp (dưới 5 lần/ tháng) chiếm 47,67%, 34,72% khách hàng mua sắm online tần suất trung bình (5 - 10 lần/ tháng) và có 17,62% khách hàng mua sắm online tần suất cao (trên 10 lần/ tháng). Có 9,84% đáp viên có mức thu nhập dưới 5 triệu đồng/ tháng, 36,79% người có mức thu nhập từ 5 - 15 triệu đồng/ tháng, 26,42% người dùng có mức thu nhập 15-20 triệu đồng/ tháng và có 26,95% người

dùng thu nhập trên 20 triệu mỗi tháng.

Dữ liệu thu thập được phân tích, kiểm định các mô hình và giả thuyết nghiên cứu bằng phương pháp PLS-SEM. Các bước phân tích dựa trên các tiêu chí và quy trình phân tích của (Hair & cộng sự, 2019) bao gồm: (1) Đánh giá mô hình đo lường thông qua việc xác định các yếu tố: hệ số tải ngoài, độ tin cậy tổng hợp (CR), tổng phương sai trích (AVE) cho các biến bậc một. Sau khi các biến này đảm bảo phù hợp, tiếp tục phân tích độ tin cậy cho biến bậc hai và xác định hệ số tương quan (giá trị HTMT); (2) Đánh giá mô hình cấu trúc thông qua kết quả bootstrapping, đánh giá chỉ số đa cộng tuyến theo yếu tố ảnh hưởng phương sai (VIF) và đánh giá các chỉ số R^2 , f^2 , Q^2 cho sự phù hợp của mô hình.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Mô hình đo lường

Các kết quả (Bảng 1) cho thấy các giá trị đạt được đều lớn hơn mức tham chiếu. Thứ nhất, hệ số tải ngoài của các nhân tố trong mô hình nằm dao động từ 0,708 - 0,865 (lớn hơn so với mức đề xuất 0,7); hệ số Cronbach's alpha của các yếu tố trong mô hình có giá trị trong khoảng 0,761 - 0,854 (cao hơn mức khuyến nghị 0,7); Thứ hai, độ tin cậy tổng hợp (CR) của thang đo trong mô hình nghiên cứu đều đạt giá trị lớn hơn 0,7 (nằm trong khoảng 0,767 đến 0,876) thể hiện các nhân tố trong mô hình đảm bảo tính nhất quán; Thứ ba, hệ số phương sai trích (AVE) nhỏ nhất của các yếu tố trong mô hình đạt 0,584 (lớn hơn giá trị yêu cầu 0,5) do đó đạt tính hội tụ (Hair & cộng sự, 2014).

Bảng 1: Kết quả đánh giá mô hình đo lường

Khái niệm	Số biến	Hệ số tải ngoài	Cronbach's alpha	(CR)	AVE
COC. Xác nhận độ tiện lợi (Barua & cộng sự, 2018; Yuen & cộng sự, 2019)	5	0,708-0,848	0,831	0,836	0,598
COS. Xác nhận độ an toàn, bảo mật (Barua & cộng sự, 2018; Yuen & cộng sự, 2019)	4	0,725-0,833	0,761	0,767	0,584
COE. Xác nhận độ thân thiện với môi trường (Xie & cộng sự, 2022)	4	0,736-0,802	0,783	0,793	0,604
COF. Xác nhận độ phức tạp (Tsai & Tiwasing, 2021)	4	0,740-0,865	0,793	0,802	0,619
PUS. Nhận thức sự hữu ích (Davis, 1993)	4	0,729- 0,828	0,813	0,814	0,642
SAT. Sự hài lòng (Mentzer & cộng sự, 2001)	4	0,813- 0,865	0,854	0,876	0,691
ICU. Ý định tiếp tục sử dụng (Bhattacharjee, 2001)	4	0,730- 0,837	0,825	0,835	0,656

Ngoài ra, kết quả hệ số HTMT (Bảng 2) đạt giá trị cao nhất 0,786 thấp hơn so với ngưỡng 0,85 (Henseler & cộng sự, 2015), do đó các thang đo trong mô hình đều đảm bảo giá trị phân biệt.

Bảng 2: Kết quả kiểm tra hệ số HTMT

	PUS	SAT	COE	COS	COF	COC	ICU
PUS							
SAT	0,626						
COE	0,569	0,376					
COS	0,786	0,394	0,422				
COF	0,649	0,547	0,759	0,363			
COC	0,645	0,541	0,410	0,459	0,702		
ICU	0,712	0,580	0,555	0,522	0,702	0,716	

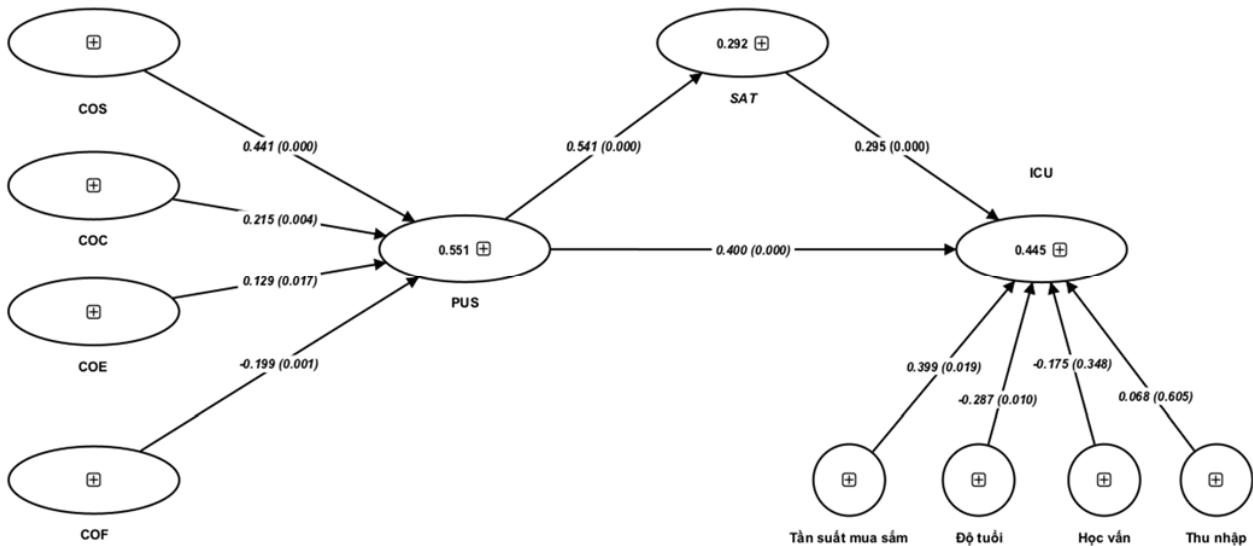
Kết quả ước lượng mô hình bằng phương pháp Bootstrapping cho thấy giá trị VIF của các thang đo trong mô hình nằm trong khoảng 1,364 - 2,407, nhỏ hơn mức đề xuất 5 (Hair & cộng sự, 2014) do đó mô hình không bị hiện tượng đa cộng tuyến.

Kết quả mức độ dự báo của mô hình nghiên cứu (Hình 2) cho thấy giá trị R^2 hiệu chỉnh của các biến nhận thức sự hữu ích, sự hài lòng và ý định tiếp tục sử dụng đạt giá trị lần lượt 0,551, 0,292 và 0,445 tương ứng

với mức ảnh hưởng cao giữa các biến độc lập lên biến phụ thuộc (mức trung bình theo đề xuất của Wetzels & Odekerk (2009) là 0,26). Giá trị Q^2 của các biến phụ thuộc lần lượt đạt giá trị 0,356 và 0,455 thể hiện mức độ tác động giữa các biến ở mức độ cao (Hair & cộng sự, 2014). Kết quả hệ số f^2 của các mối quan hệ đạt giá trị trong khoảng 0,023-0,413 lớn hơn 0,02 thể hiện mức độ tương quan giữa các biến (Cohen, 1989).

4.2. Mô hình cấu trúc

Hình 2: Mô hình cấu trúc



Kết quả phân tích (Bảng 3) cho thấy các giả thuyết nghiên cứu tác động trực tiếp trong mô hình đều được chấp nhận. Trong đó, giả thuyết $H_{1a,b,c,d}$ về ảnh hưởng tích cực của sự xác nhận về dịch vụ bao gồm độ tiện lợi, độ an toàn bảo mật và độ thân thiện với môi trường và tác động tiêu cực của độ phức tạp đến cảm nhận sự hữu ích của người dùng được ủng hộ. Điều này cho thấy, người dùng dịch vụ tử đồ thông minh xác nhận các yếu tố mang lại cảm nhận hữu ích của người dùng cao nhất độ an toàn bảo mật, tiếp đến là độ tiện lợi, cuối cùng là độ thân thiện với môi trường. Trong khi đó, yếu tố sự phức tạp của dịch vụ làm giảm cảm nhận sự hữu ích. Kết quả này góp phần củng cố độ tin cậy của một số nghiên cứu trước đây của Liu & cộng sự (2021), Wang & cộng sự (2019) khi xác nhận mối quan hệ về khả năng đáp ứng của công nghệ mới đối với nhận thức sự hữu ích, đặc biệt trong bối cảnh của dịch vụ tử đồ thông minh. Với vai trò là một công nghệ mới trong lĩnh vực giao hàng chặng cuối, tử đồ thông minh được đánh giá là dịch vụ đáp ứng được độ an toàn bảo mật, độ tiện lợi và độ thân thiện với môi trường. Đặc biệt, một trong những yếu tố được xác nhận chưa có khả năng đáp ứng tốt đó là tính phức tạp (Quyñh & cộng sự, 2023). Tiếp theo, giả thuyết $H_{2,3,4}$ được chấp nhận khẳng định người dùng cảm nhận sự hữu ích của tử đồ thông minh càng cao, sự hài lòng của họ càng lớn và điều này củng cố ý định tiêu dùng lại. Giả thuyết H_5 về vai trò trung gian của sự hài lòng trong mối quan hệ giữa nhận thức sự hữu ích và ý định tiếp tục sử dụng dịch vụ của người dùng được chấp nhận. Giá trị VAF cho biến trung gian đạt 28,44% (nằm trong khoảng từ 20% đến 80%), cho thấy vai trò trung gian một phần của sự hài lòng trong mối quan hệ giữa nhận thức sự hữu ích và ý định tiếp tục sử dụng dịch vụ (Hair & cộng sự, 2019). Từ đó khẳng định sự hài lòng của người dùng đóng vai trò củng cố và gia tăng sự hữu ích và ý định tiếp tục sử dụng tử đồ thông minh. Kết quả này phù hợp với kết luận trong nghiên cứu của (Hsiao & cộng sự, 2016). Người dùng công nghệ mới hình thành ý định hành vi sau khi họ đã trải nghiệm và đánh giá, nhận thức về giá trị mà công nghệ mang lại cho họ, cách thức mà dịch vụ giúp người dùng đạt được lợi ích hay các mục tiêu. Những trải nghiệm tích cực đối với tử đồ thông minh so với hình thức giao hàng truyền thống giúp cho người dùng giảm thiểu thời gian, chi phí và đạt được tính hiệu quả trong hoạt động giao hàng hoá chặng cuối, điều này thúc đẩy hành vi tiêu dùng trong tương lai của họ. Mặt khác, kết quả cho thấy nhận thức sự hữu ích dự đoán ý định tiếp tục sử dụng cao hơn so với sự hài lòng (Lai & cộng sự, 2022). Điều này trái ngược với kết luận trong nghiên cứu của Islam & cộng sự (2017) khi cho rằng sự hài lòng dự báo ý định tốt hơn. Vai trò kiểm soát của các yếu tố độ tuổi, tần suất mua hàng có ý nghĩa trong việc giải thích ý định tiếp tục sử dụng dịch vụ trong khi yếu tố thu nhập, học vấn của người dùng không có ý nghĩa thống kê. Cụ

thể, người dùng có tần suất mua sắm càng cao, ý định tiếp tục sử dụng dịch vụ từ đồ thông minh càng lớn, ngược lại khách hàng có độ tuổi lớn ý định tiếp tục sử dụng dịch vụ từ đồ thông minh càng giảm.

Bảng 3: Kết quả kiểm định giả thuyết

Trực tiếp	β	T	P	Kết quả
H _{1a} . COC -> PUS	0,215	2,861	0,004	Chấp nhận
H _{1b} . COS -> PUS	0,441	6,510	0,000	Chấp nhận
H _{1c} . COE -> PUS	0,129	2,398	0,017	Chấp nhận
H _{1d} . COF -> PUS	-0,199	3,299	0,001	Chấp nhận
H ₂ . PUS -> SAT	0,541	9,685	0,000	Chấp nhận
H ₃ . SAT -> ICU	0,295	4,205	0,000	Chấp nhận
H ₄ . PUS -> ICU	0,400	5,636	0,000	Chấp nhận
Trung gian	β	T	P	Kết quả
PUS -> ICU	0,400	5,636	0,000	
PUS -> SAT -> ICU	0,159	3,794	0,000	
H ₅ . PUS -> SAT -> ICU	0,559	10,204	0,000	Chấp nhận
Kiểm soát	β	T	P	Ý nghĩa
Học vấn -> ICU	-0,175	0,939	0,348	Không
Thu nhập -> ICU	0,068	0,517	0,605	Không
Tần suất mua sắm -> ICU	0,399	2,347	0,019	Có
Độ tuổi -> ICU	-0,287	2,584	0,010	Có

5. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Về lý thuyết, nghiên cứu góp phần lấp đầy khoảng trống về hành vi sau mua của người dùng trong điều kiện phần lớn các nghiên cứu trước đây tập trung vào hành vi trước và trong mua. Trong điều kiện của dịch vụ từ đồ thông minh còn mới mẻ tại Việt Nam, nghiên cứu này xác lập mô hình dự đoán ý định hành vi sau khi sử dụng dịch vụ từ đồ thông minh của khách hàng theo mô hình xác nhận - kỳ vọng. Đặc biệt, sự hài lòng được xem xét là yếu tố bổ sung vào lý thuyết xác nhận - kỳ vọng, từ đó làm phong phú thêm cơ sở lý thuyết này trong lĩnh vực giao hàng chặng cuối. Kết quả nghiên cứu cung cấp bằng chứng về khả năng đáp ứng của dịch vụ từ đồ thông minh, cảm nhận sự hữu ích, sự hài lòng và ý định tiếp tục sử dụng của người dùng. Đồng thời khẳng định sự xác nhận về khả năng đáp ứng của từ đồ thông minh góp phần quan trọng trong giải thích ý định tiếp tục sử dụng dịch vụ này của người dùng. Ngoài ra, nghiên cứu đã chứng minh vai trò trung gian một phần của sự hài lòng đối với mối quan hệ giữa nhận thức sự hữu ích và ý định tiếp tục sử dụng dịch vụ từ đồ thông minh trong khi một số nghiên cứu trước đây phủ nhận vai trò trung gian của yếu tố sự hài lòng. Điều này góp phần hình thành cơ chế phối kết hợp giữa các yếu tố nhận thức và tình cảm trong việc gia tăng hành vi một cách hiệu quả cho các nhà quản trị.

Về thực tiễn, nghiên cứu khẳng định độ tiện lợi, độ an toàn, tính thân thiện với môi trường là những đặc tính nổi bật của từ khoá thông minh giúp gia tăng trải nghiệm và cảm nhận sự hữu ích của người dùng so với hình thức giao hàng tại nhà. Do đó, các doanh nghiệp cung cấp dịch vụ từ đồ thông minh cần cân nhắc việc gia tăng sự tiện lợi thông qua việc mở rộng mạng lưới và lắp đặt nhiều từ đồ thông minh ở các khu dân cư, văn phòng để khách hàng thuận tiện tiếp cận dịch vụ; Nâng cao sự tin cậy bằng việc cung cấp dịch vụ chính xác, hạn chế thấp nhất các lỗi trong cung cấp dịch vụ; Nâng cao tính năng bảo mật công nghệ mới, bảo vệ tuyệt đối thông tin của khách hàng nhằm tạo ra lợi thế so với phương thức truyền thống. Mặt khác, các nhà cung cấp dịch vụ cần kích thích sự nhận biết của khách hàng đối với dịch vụ từ đồ thông minh trong giao hàng chặng cuối, tăng cường các kênh truyền thông về lợi thế, tính ưu việt, và tính thân thiện môi trường của phương thức này so với giải pháp truyền thống để định hướng thay đổi thói quen của khách hàng đối với dịch vụ này, đặc biệt là những khách hàng có tần suất mua trực tuyến cao. Tuy nhiên, điểm trừ của dịch vụ từ đồ thông minh là độ phức tạp khi sử dụng cần được doanh nghiệp cải thiện thông qua hệ thống dịch vụ hỗ trợ chuyên nghiệp cho người dùng. Thiết kế quy trình đăng ký, tiếp cận, tìm kiếm và sử dụng dịch vụ từ đồ thông minh tối giản hơn thông qua hướng dẫn sử dụng, hỗ trợ khách hàng kịp thời xử lý lỗi nhằm tạo ra

tác động tích cực đến sự hài lòng và ý định tiếp tục sử dụng của khách hàng trong giao nhận hàng hoá chặng cuối. Ngoài ra, các nhà quản lý nên thiết lập các chương trình, cung cấp dịch vụ và trải nghiệm người dùng dành riêng cho từng nhóm người dùng theo độ tuổi và tần suất mua hàng trực tuyến.

Nghiên cứu hiện tại còn một vài hạn chế. Đầu tiên, dữ liệu cắt ngang được thu thập cho nghiên cứu này chỉ phản ánh đúng tại một thời điểm do đó chưa đề cập được khác biệt trong sự nhận thức, hài lòng và ý định tiếp tục sử dụng của người dùng trải nghiệm dịch vụ sau lần đầu tiên hay sau nhiều lần sử dụng. Tiếp theo, các phân tích sự khác biệt về ý định tiếp tục sử dụng theo các nhóm hoặc đối tượng khách hàng chưa được đề cập trong nghiên cứu. Do đó, vấn đề này nên được tiếp tục xem xét trong các nghiên cứu tiếp theo.

Tài liệu tham khảo

- Barua, Z., Aimin, W., & Hongyi, X. (2018), 'A perceived reliability-based customer satisfaction model in self-service technology', *Service Industries Journal*, 38(7–8), 446–466, <https://doi.org/10.1080/02642069.2017.1400533>.
- Bhattacharjee, A. (2001), 'Understanding Information Systems Continuance: An Expectation-Confirmation Model', *MIS Quarterly*, 25, 351–370. <https://doi.org/10.2307/3250921>.
- Bộ Công thương (2022), *Báo cáo Logistics Việt Nam 2022*.
- Chakrabarty, S., & Green, K. (2016), 'Understanding service quality and relationship quality in is outsourcing: client orientation & promotion, project management effectiveness, and the task technology structure fit', *Journal of Computer Information Systems*, 48(2), 1–15.
- Chea, S., & Luo, M. (2008), 'Post-Adoption Behaviors of E-Service Customers: The Interplay of Cognition and Emotion', *International Journal of Electronic Commerce - INT J ELECTRON COMMER*, 12, 29–56, <https://doi.org/10.2753/JEC1086-4415120303>
- Cohen, J. (1989), *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences, Second Edition*.
- Davis, F. D. (1993), 'User acceptance of information technology: system characteristics, user perceptions and behavioral impacts', *International Journal of Man-Machine Studies*, 38(3), 475–487, <https://doi.org/https://doi.org/10.1006/imms.1993.1022>.
- Ettis, S. A., & El Abidine, A. B. Z. (2017), *Consumer Behavior in M-Commerce* (pp. 264–287), <https://doi.org/10.4018/978-1-5225-2469-4.ch015>.
- Featherman, M. S., Miyazaki, A. D., & Sprott, D. E. (2010), 'Reducing online privacy risk to facilitate e-service adoption: The influence of perceived ease of use and corporate credibility', *Journal of Services Marketing*, 24(3), 219–229, <https://doi.org/10.1108/08876041011040622>.
- Glanz, K., Rimer, B. K., & Viswanath, K. (2008), *Health behavior and health education: Theory, research, and practice, 4th ed.* Jossey-Bass.
- Hair, J. F., Risher, J. J., Sarstedt, M., & Ringle, C. M. (2019), 'When to use and how to report the results of PLS-SEM', *European Business Review*, 31(1), 2–24, <https://doi.org/10.1108/EBR-11-2018-0203>.
- Hair, J., Sarstedt, M., Hopkins, L., & G. Kuppelwieser, V. (2014), 'Partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM)', *European Business Review*, 26(2), 106–121, <https://doi.org/10.1108/EBR-10-2013-0128>.
- Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015), 'A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling', *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43(1), 115–135, <https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8>.
- Hossain, M. A., & Quaddus, M. (2012), *Expectation–Confirmation Theory in Information System Research: A Review and Analysis* (pp. 441–469), https://doi.org/10.1007/978-1-4419-6108-2_21
- Hsiao, C.-H., Chang, J.-J., & Tang, K.-Y. (2016), 'Exploring the influential factors in continuance usage of mobile social Apps: Satisfaction, habit, and customer value perspectives', *Telematics and Informatics*, 33(2), 342–355, <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.tele.2015.08.014>.
- Huong, T. T., & Thiet, B. N. (2020), 'Smart locker- A sustainable urban delivery solution: Benefits and challenges

in implementing in Vietnam', *12th NEU-KKU International Conference Socio-Economic And Environmental Issues In Development*, 1123–1135.

- Islam, N., Mäntymäki, M., & Bhattacharjee, A. (2017), 'Towards a Decomposed Expectation-Confirmation Model of IT Continuance: The Role of Usability', *Communications of the Association for Information Systems*, 40, 502–523, <https://doi.org/10.17705/1CAIS.04023>
- Iwan, S., Kijewska, K., & Lemke, J. (2016), 'Analysis of Parcel Lockers' Efficiency as the Last Mile Delivery Solution - The Results of the Research in Poland', *Transportation Research Procedia*, 12, 644–655, <https://doi.org/10.1016/j.trpro.2016.02.018>.
- Jaiswal, S., & Singh, A. (2020), 'Influence of the Determinants of Online Customer Experience on Online Customer Satisfaction', *Paradigm*, 24(1), 41–55, <https://doi.org/10.1177/0971890720914121>.
- Kim, M. J., Bonn, M., & Hall, C. (2021), 'Traveler Biosecurity Behavior during the COVID-19 Pandemic: Effects of Intervention, Resilience, and Sustainable Development Goals', *Journal of Travel Research*, *Accepted*, <https://doi.org/10.1177/00472875211034582>.
- Kim, S. H., Bae, J. H., & Jeon, H. M. (2019), 'Continuous intention on accommodation apps: Integrated value-based adoption and expectation-confirmation model analysis', *Sustainability (Switzerland)*, 11(6), <https://doi.org/10.3390/su11061578>.
- Lai, P. L., Jang, H., Fang, M., & Peng, K. (2022), 'Determinants of customer satisfaction with parcel locker services in last-mile logistics', *Asian Journal of Shipping and Logistics*, 38(1), 25–30, <https://doi.org/10.1016/j.ajsl.2021.11.002>.
- Le, T. T., Pham, H. M., Chu, N. H., Nguyen, D. K., & Ngo, H. M. (2020), 'Factors Affecting Users' Continuance Intention towards Mobile Banking In Vietnam', In *American Journal of Multidisciplinary Research & Development (AJMRD)* (Vol. 2, Issue 4).
- Lin, T.-C., Huang, S.-L., & Hsu, C.-J. (2015), 'A dual-factor model of loyalty to IT product – The case of smartphones', *International Journal of Information Management*, 35, <https://doi.org/10.1016/j.ijinfomgt.2015.01.001>.
- Liu, W., Zhang, J., Wei, S., & Wang, D. (2021), 'Factors influencing organisational efficiency in a smart-logistics ecological chain under e-commerce platform leadership', *International Journal of Logistics Research and Applications*, 24(4), 364–391, <https://doi.org/10.1080/13675567.2020.1758643>.
- McKinnon, A. C., & Tallam, D. (2003), 'Unattended delivery to the home: An assessment of the security implications', *International Journal of Retail & Distribution Management*, 31(1), 30–41, <https://doi.org/10.1108/09590550310457827>.
- Mentzer, J. T., Flint, D. J., Tomas, G., & Hult, M. (2001), 'Logistics Service Quality as a Segment-Customized Process', *Journal of Marketing*, 65(4), 82–104.
- Oliver, R. L. (1999), 'Whence Consumer Loyalty?', *Journal of Marketing*, 63, 33–44, <https://doi.org/10.2307/1252099>.
- Olsson, J., Hellström, D., & Vakulenko, Y. (2023), 'Customer experience dimensions in last-mile delivery: an empirical study on unattended home delivery', *International Journal of Physical Distribution and Logistics Management*, 53(2), 184–205, <https://doi.org/10.1108/IJPDLM-12-2021-0517>.
- Pham, H. T., & Lee, H. (2019), 'Analyzing the Costs and Benefits of Installing Unmanned Parcel Lockers: Focusing on Residential Complexes in Korea', *Journal of International Logistics and Trade*, 17(2), 43–54, <https://doi.org/10.24006/jilt.2019.17.2.002>.
- Phuong, N. N. D., Luan, L. T., Dong, V. Van, & Khanh, N. L. N. (2020), 'Examining customers' continuance intentions towards e-wallet usage: The emergence of mobile payment acceptance in Vietnam', *Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 7(9), 505–516, <https://doi.org/10.13106/JAFEB.2020.VOL7.NO9.505>.
- Quan, N. H., Binh, N. T., & Ly, B. T. (2022), 'Impact of smart locker use on customer satisfaction of online shoppers in Vietnam', *Humanities and Social Sciences Communications*, 9(1), <https://doi.org/10.1057/s41599-022-01428-6>.
- Roy, S. K., Shekhar, V., Lassar, W. M., & Chen, T. (2018), 'Customer engagement behaviors: The role of service convenience, fairness and quality', *Journal of Retailing and Consumer Services*, 44, 293–304, <https://doi.org/10.1016/j.jretconser.2018.07.018>.
- Shang, D., & Wu, W. (2017), 'Understanding mobile shopping consumers' continuance intention', *Industrial*

- Sonnenwald, D. H., Maglaughlin, K. L., & Whitton, M. C. (2020), *Using Innovation Diffusion Theory to Guide Collaboration Technology Evaluation: Work in Progress*, Proceedings of the IEEE 10th International Workshop on Enabling Technologies, Work in Progress, Infrastructure for Collaborative Enterprises, Cambridge, 20-22 June 2001, 114-119.
- Thị Diệu Quỳnh, T., Thiên Phú, T., Đức Anh, T., Quỳnh Trang, N., & Hương Giang, H. (2023), ‘Nghiên cứu tổng quan về điểm lấy hàng trong giao hàng chặng cuối’, In *FTU Working Paper Series* (Vol. 1, Issue 4).
- Tsai, Y. Te, & Tiwasing, P. (2021), ‘Customers’ intention to adopt smart lockers in last-mile delivery service: A multi-theory perspective’, *Journal of Retailing and Consumer Services*, 61, <https://doi.org/10.1016/j.jretconser.2021.102514>.
- Vakulenko, Y., Shams, P., Hellström, D., & Hjort, K. (2019), ‘Online retail experience and customer satisfaction: the mediating role of last mile delivery’, *International Review of Retail, Distribution and Consumer Research*, 29(3), 306–320, <https://doi.org/10.1080/09593969.2019.1598466>.
- Wang, X., Yuen, K. F., Wong, Y. D., & Teo, C. C. (2019), ‘Consumer participation in last-mile logistics service: an investigation on cognitions and affects’, *International Journal of Physical Distribution and Logistics Management*, 49(2), 217–238, <https://doi.org/10.1108/IJPDLM-12-2017-0372>.
- Wetzels, M., & Odekerken, G. (2009), ‘Using PLS Path Modeling for Assessing Hierarchical Construct Models: Guidelines and Empirical Illustration’, *Management Information Systems Quarterly - MISQ*, 33(1), 177-195, <https://doi.org/10.2307/20650284>.
- Wu, X., Chen, Q., Sheng, L., & Wang, Y. (2009), ‘A conceptual model of m-commerce customers’ continuance intention based on the customers’ perceived value’, *International Journal of Mobile Learning and Organisation*, 3(3), 243-257, <https://doi.org/10.1504/IJMLO.2009.026311>.
- Xie, W., Chen, C., & Sithipolvanichgul, J. (2022), ‘Understanding e-commerce customer behaviors to use drone delivery services: A privacy calculus view’, *Cogent Business and Management*, 9(1), <https://doi.org/10.1080/23311975.2022.2102791>.
- Xu, H., Dinev, T., Smith, J., & Hart, P. (2011), ‘Information Privacy Concerns: Linking Individual Perceptions with Institutional Privacy Assurances’, *Journal of the Association for Information Systems*, 12(12), 798-824.
- Yi, M. Y., & Hwang, Y. (2003), ‘Predicting the use of web-based information systems: Self-efficacy, enjoyment, learning goal orientation, and the technology acceptance model’, *International Journal of Human Computer Studies*, 59(4), 431–449, [https://doi.org/10.1016/S1071-5819\(03\)00114-9](https://doi.org/10.1016/S1071-5819(03)00114-9).
- Yuen, K. F., Wang, X., Ma, F., & Wong, Y. D. (2019), ‘The determinants of customers’ intention to use smart lockers for last-mile deliveries’, *Journal of Retailing and Consumer Services*, 49, 316–326, <https://doi.org/10.1016/j.jretconser.2019.03.022>.

CÁC YẾU TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN PHÁT TRIỂN BỀN VỮNG TRÊN ĐỊA BÀN HUYỆN CHÂU ĐỨC, TỈNH BÀ RỊA VŨNG TÀU

Bùi Hồng Đăng

Trường Đại học Công Thương thành phố Hồ Chí Minh

Email: dangbh@huit.edu.vn

Nguyễn Duy Tâm

Trường Đại học Công Thương thành phố Hồ Chí Minh

Email: tam0505@gmail.com

Phạm Xuân Hưởng

Trường Đại học Công Thương thành phố Hồ Chí Minh

Email: huongpx@huit.edu.vn

Trần Thị Ngọc Lan

Trường Đại học Công Thương thành phố Hồ Chí Minh

Email: lanttn@huit.edu.vn

Lê Lương Hiếu

Trường Đại học Công Thương thành phố Hồ Chí Minh

Email: hieull@huit.edu.vn

Phạm Thị Ngọc Lý

Trường Đại học Công Thương thành phố Hồ Chí Minh

Email: ngocly15021988@gmail.com

Nguyễn Thị Tĩnh

Trường Đại học Công Thương thành phố Hồ Chí Minh

Email: tinhnt@huit.edu.vn

Nguyễn Xuân Quyết

Trường Đại học Công Thương thành phố Hồ Chí Minh

Email: quyetnx@huit.edu.vn

Mã bài báo: JED-1569

Ngày nhận: 12/01/2024

Ngày nhận bản sửa: 01/04/2024

Ngày duyệt đăng: 12/04/2024

Mã DOI: 10.33301/JED.VI.1569

Tóm tắt:

Nghiên cứu sử dụng phương pháp nghiên cứu định tính thông qua khảo sát các chuyên gia (các lãnh đạo Huyện ủy, chủ tịch, quản lý các phòng ban trực thuộc Ủy ban nhân dân, đại diện tổ chức đoàn thể: Mặt trận tổ quốc, hội cựu chiến binh, hội phụ nữ, đoàn thanh niên và đại diện cộng đồng huyện Châu Đức, Bà Rịa Vũng Tàu để xác định các yếu tố ảnh hưởng đến phát triển bền vững trên địa bàn huyện Châu Đức. Phân tích kết quả khảo sát 109 chuyên gia cho thấy yếu tố phát triển kinh tế ($\beta_1=0,354$), phát triển xã hội ($\beta_2=0,262$) và phát triển môi trường ($\beta_3=0,229$) có ảnh hưởng nhất, tiếp theo là cơ chế chính sách ($\beta_4=0,136$) và yếu tố điều kiện tự nhiên ($\beta_5=0,037$) đều có ảnh hưởng đến phát triển bền vững trên địa bàn huyện Châu Đức. Bài viết nghiên cứu thực trạng và các yếu tố ảnh hưởng đến phát triển bền vững, qua đó đề xuất giải pháp phát triển phát triển bền vững trên địa bàn huyện Châu Đức, tỉnh Bà Rịa Vũng Tàu đến năm 2030.

Từ khóa: Chính sách kinh tế, môi trường phát triển, chính sách công, phát triển bền vững.

Mã JEL: E65, O44, Q01, Z18.

Determinants affecting sustainable development in Chau Duc district, Ba Ria Vung Tau province

Abstract:

This study employs qualitative research methods through surveys of experts (leaders of the District Committee, Chairman, managers of departments under the People's Committee and representatives of National Front, Veterans' association, Women's union, Youth union) to identify determinants influencing sustainable development in Chau Duc. By analyzing the results of a survey of 109 experts, the results reveal that economic development, social development and environmental development are the most influential factors, followed by policy mechanisms and national conditions all have an impact on sustainable development in Chau Duc. Based on the findings, several solutions are proposed for having socio-economic development of Chau Duc district until 2030.

Keywords: Economic policy, environment development, public policy, sustainable development.

JEL codes: E65, O44, Q01, Z18.

1. Giới thiệu

Bà Rịa Vũng Tàu thuộc vùng Đông Nam Bộ, là địa phương có lợi thế để phát triển kinh tế biển, phát triển công nghiệp ven biển, cảng biển, du lịch và văn hóa ẩm thực... đã xây dựng chiến lược phát triển kinh tế biển bền vững, với 08 nhiệm vụ: 1) Bảo vệ môi trường; 2) Chủ động ứng phó với biến đổi khí hậu; 3) Phổ biến, giáo dục pháp luật, thông tin tuyên truyền về biển đảo; 4) Huy động nguồn lực, khuyến khích các thành phần kinh tế đầu tư cho phát triển bền vững; 5) Bảo đảm quốc phòng, an ninh và mở rộng hợp tác quốc tế; 6) Phát triển kết cấu hạ tầng và đô thị ven biển; 7) Phát triển văn hóa xã hội vùng biển đảo; 8) Phát triển các ngành kinh tế biển trên nền tảng tăng trưởng xanh (Ủy ban nhân dân tỉnh Bà Rịa Vũng Tàu, 2018).

Châu Đức là huyện thuộc tỉnh Bà Rịa Vũng Tàu, có tốc độ tăng trưởng kinh tế bình quân thời kỳ 2016-2020 đạt 20,33%, kế hoạch 2020-2030 phấn đấu đạt khoảng 20%; Cơ cấu kinh tế từng bước chuyển dịch từ nông nghiệp, nông thôn sang công nghiệp, dịch vụ hướng đến phát triển bền vững (Phuong Hậu, 2023). Sau 10 năm xây dựng nông thôn mới, Châu Đức đã trở thành một điểm sáng về kinh tế, văn hoá, xã hội của Bà Rịa Vũng Tàu. Tuy nhiên, Châu Đức vẫn tồn tại những hạn chế, như: Sản xuất nông nghiệp phát triển chưa thật bền vững; Thu nhập của người dân có tăng lên, nhưng chưa thực sự ổn định, bền vững... (Phạm Đức Trọng, 2022).

Từ nghiên cứu cơ sở lý luận và thực tiễn, bài viết tập trung nghiên cứu thực trạng và các yếu tố ảnh hưởng đến phát triển bền vững, nhóm tác giả đề xuất giải pháp phát triển bền vững trên địa bàn huyện Châu Đức, tỉnh Bà Rịa Vũng Tàu đến năm 2030.

2. Cơ sở lý thuyết và nghiên cứu tổng quan

2.1. Cơ sở lý thuyết

2.1.1. Phát triển bền vững

Debra (2014) cho rằng phát triển bền vững là quá trình phát triển có sự kết hợp chặt chẽ, hợp lý và hài hòa giữa 3 mặt của sự phát triển: kinh tế (tăng trưởng kinh tế), xã hội (tiến bộ, công bằng xã hội; xoá đói giảm nghèo và giải quyết việc làm) và bảo vệ môi trường (xử lý, khắc phục ô nhiễm, phục hồi và cải thiện môi trường, khai thác, sử dụng tiết kiệm tài nguyên).

Caron & cộng sự (2018) khi nói về hệ thống thực phẩm để phát triển bền vững đã đề xuất chuyển đổi sâu sắc gồm bốn phần: 1) Mô hình tiêu thụ thực phẩm lành mạnh và bền vững; 2) Tầm nhìn mới về sản xuất nông nghiệp bền vững và chuỗi giá trị thực phẩm; 3) Góp phần giảm thiểu biến đổi khí hậu; 4) Sự phục hưng của lãnh thổ nông thôn.

Theo Thủ tướng Chính phủ (2023a), kế hoạch hành động quốc gia chuyển đổi hệ thống lương thực thực phẩm minh bạch, trách nhiệm và bền vững ở Việt Nam đến năm 2030, với hệ thống 17 mục tiêu của thiên niên kỷ (SDGs). Theo đó, Việt Nam có khả năng đạt được 5 mục tiêu đến năm 2030, gồm: mục tiêu 1) Chấm dứt mọi hình thức nghèo ở mọi nơi; 2) Xóa đói, bảo đảm an ninh lương thực, cải thiện dinh dưỡng... bền vững; 4) Đảm bảo nền giáo dục có chất lượng;... 13) Ứng phó kịp thời, hiệu quả với biến đổi khí hậu và thiên tai và 17) Tăng cường phương thức thực hiện và thúc đẩy đối tác toàn cầu vì sự phát triển bền vững.

2.1.2. Yếu tố ảnh hưởng đến phát triển bền vững

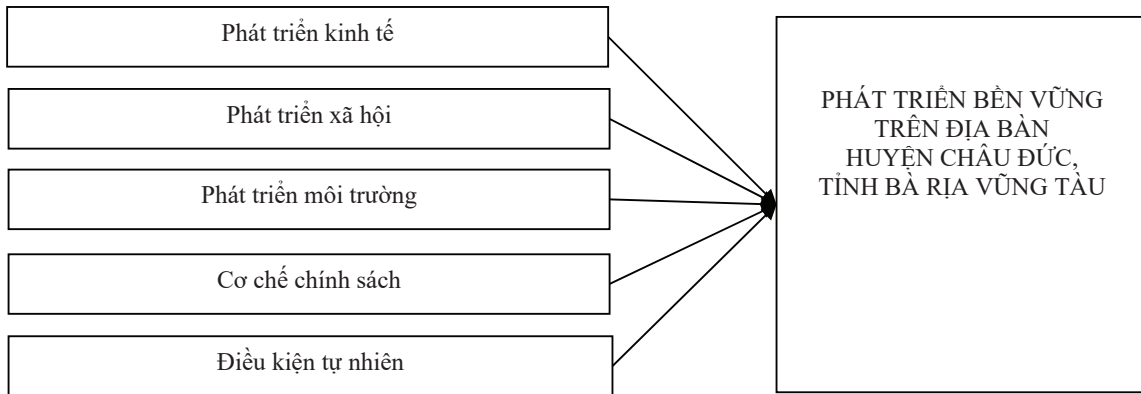
Phát triển bền vững là quá trình phát triển có sự kết hợp chặt chẽ, hợp lý và hài hòa giữa 03 mặt của sự phát triển, gồm: phát triển kinh tế; phát triển xã hội; xoá đói giảm nghèo và giải quyết việc làm và bảo vệ môi trường; phòng chống cháy và chặt phá rừng; khai thác hợp lý và sử dụng tiết kiệm tài nguyên thiên nhiên (Ioan & cộng sự, 2009).

Các chỉ tiêu đánh giá phát triển bền vững Việt Nam giai đoạn 2011-2020, gồm: chỉ tiêu tổng hợp (GDP xanh, phát triển con người, bền vững môi trường); Chỉ tiêu về kinh tế; Chỉ tiêu về xã hội; Chỉ tiêu về tài nguyên và môi trường (Thủ tướng Chính phủ, 2012).

2.1.3. Mô hình nghiên cứu

Từ kết quả nghiên cứu lý thuyết, tác giả tiến hành phỏng vấn chuyên gia, đề xuất mô hình nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến phát triển bền vững trên địa bàn Châu Đức, Bà Rịa Vũng Tàu. Mô hình bao gồm 05 nhóm yếu tố cơ bản: 1) Phát triển kinh tế, 2) Phát triển xã hội, 3) Phát triển môi trường, 4) Cơ chế chính sách, 5) Điều kiện tự nhiên (Hình 1).

Hình 1: Mô hình nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến phát triển bền vững trên địa bàn huyện Châu Đức, tỉnh Bà Rịa Vũng Tàu



Nguồn: Tác giả tổng hợp.

2.1.4. Giả thuyết nghiên cứu

Từ kết quả khảo sát chuyên gia và nghiên cứu tổng quan, tác giả xác định các yếu tố ảnh hưởng đến phát triển bền vững, gồm:

H1- Phát triển kinh tế với 04 thang đo: Tốc độ tăng trưởng kinh tế, Chuyển dịch cơ cấu kinh tế, Vốn đầu tư, Năng suất lao động;

H2- Phát triển xã hội với 04 thang đo: Xoá đói giảm nghèo, Phát triển giáo dục, Phát triển y tế, An ninh lương thực;

H3- Phát triển môi trường với 04 thang đo: Tỷ lệ xã có hệ thống nước thải, Tỷ lệ rừng trên diện tích đất nông lâm nghiệp, Sử dụng năng lượng sạch, Thích ứng với biến đổi khí hậu;

H4- Cơ chế chính sách với 04 thang đo: Chính sách phát triển kinh tế, Chính sách phát triển xã hội, Cơ chế bảo vệ môi trường, Cơ chế khai thác và tiết kiệm tài nguyên;

H5- Điều kiện tự nhiên gồm 04 thang đo: Điều kiện tự nhiên, Vị trí địa lí, Cơ sở hạ tầng, Giao thông và thuỷ lợi.

2.2. Nghiên cứu tổng quan

2.2.1. Thực trạng các chỉ số phát triển bền vững tại huyện Châu Đức, tỉnh Bà Rịa Vũng Tàu

Tình hình phát triển kinh tế: 06 tháng đầu năm 2023, phát triển kinh tế vượt so với kế hoạch. Nông nghiệp đạt 1.560 tỷ đồng, tăng hơn 4% so với cùng kỳ; công nghiệp - tiểu thủ công nghiệp đạt hơn 2.300 tỷ đồng, tăng gần 2,3%; thương mại - dịch vụ gần 4.500 tỷ đồng, tăng hơn 4,6%; thu ngân sách hơn 334 tỷ đồng, đạt 57% và tăng hơn 16%; Chuyển dịch cơ cấu lao động từ khu vực nông nghiệp, nông thôn sang công nghiệp, dịch vụ... Tuy nhiên, chuyển dịch cơ cấu kinh tế đang chững lại trong 03 năm gần đây do dịch bệnh Covid 19, cần giải pháp khắc phục khó khăn, tạo đột phá trong phát triển kinh tế là nền tảng cho phát triển bền vững... (Trúc Giang, 2023).

Tình hình phát triển xã hội: dân số Châu Đức năm 2022 khoảng 153.168 người, dự báo năm 2030 khoảng 210.000 người, trong đó khoảng 22-25% dân số đô thị và 75-78% nông thôn. GDP bình quân đầu người năm 2015 khoảng 26,2 triệu đồng và năm 2020 là 54,9 triệu đồng. Năm 2022, đạt hơn 70 triệu đồng/người/năm. Phấn đấu đến 2030, huyện không còn hộ nghèo theo chuẩn quốc gia... (Phương Hậu, 2023).

Tình hình phát triển môi trường: Châu Đức phấn đấu tăng điểm thu gom rác và xử lí nước thải cho các khu dân cư giai đoạn 2010-2020 từ 35% lên ít nhất là 75%-85% giai đoạn 2030. Khắc phục tình trạng bán khô hạn do biến đổi khí hậu, thiếu hụt nguồn nước cho sản xuất và sinh hoạt và ô nhiễm nước ngầm... (Quang Vũ, 2023).

Huyện Châu Đức có tài nguyên rừng rất nghèo nàn, năm 2020 tổng diện tích rừng hiện có là 570,62 ha; trong đó, rừng tự nhiên là 48,53 ha, rừng trồng là 522,09 ha. Huyện phấn đấu tăng diện tích rừng đến năm

2030 thêm 41,5 ha (chiếm 82,6% đất nông lâm nghiệp). Đồng thời, khuyến khích sử dụng năng lượng sạch, như điện gió, điện năng lượng mặt trời... (Quang Vũ, 2023).

Cơ chế chính sách cho phát triển bền vững: Ủy ban Nhân dân tỉnh Bà Rịa Vũng Tàu (2021) ban hành Quyết định số 599/QĐ-UBND quy định về Kế hoạch hành động thực hiện các mục tiêu phát triển bền vững Việt Nam đến năm 2030, với 17 mục tiêu cụ thể. Ủy ban nhân dân tỉnh Bà Rịa Vũng Tàu (2018) ban hành Quyết định số 3665/QĐ-UBND về Quy hoạch tổng thể phát triển kinh tế - xã hội huyện Châu Đức giai đoạn 2016-2025, định hướng đến năm 2030. Theo đó, Châu Đức xây dựng chỉ tiêu phát triển kinh tế xã hội giai đoạn 2021-2025, với tăng trưởng kinh tế bình quân là 6,37%/năm. Trong đó, nông nghiệp và thủy sản tăng 5,03%/năm, công nghiệp tăng 8,63%/năm và du lịch dịch vụ tăng 7,1%/năm và các mục tiêu về phát triển xã hội, môi trường... Tuy nhiên, kế hoạch chưa gắn kết các mục tiêu này với định hướng phát triển bền vững.

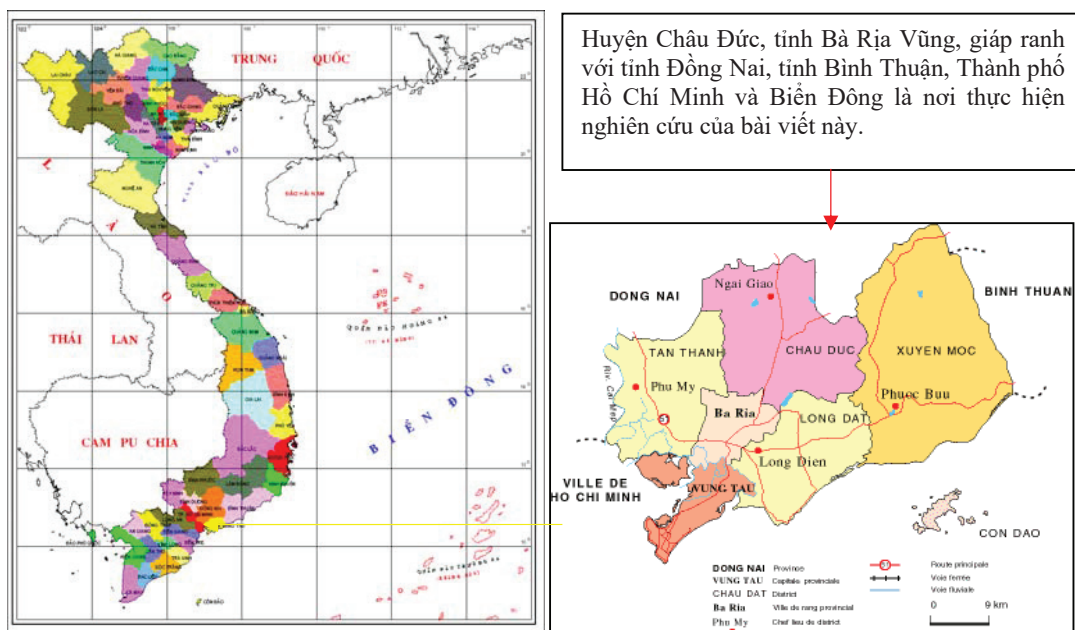
Điều kiện tự nhiên cho phát triển bền vững: Kế hoạch đến năm 2030, huyện Châu Đức tiếp tục hoàn thiện hệ thống cơ sở hạ tầng cho phát triển kinh tế, văn hóa và ổn định xã hội của huyện; khai thác hiệu quả điều kiện tự nhiên; đầu tư hơn nữa cơ sở hạ tầng giao thông và thủy lợi... nhằm mục đích phát triển kinh tế xã hội hướng đến phát triển bền vững (Trúc Giang, 2023).

2.2.2. Các yếu tố ảnh hưởng đến phát triển bền vững trên địa bàn huyện Châu Đức, tỉnh Bà Rịa Vũng Tàu

Theo Solow (1956) và Nordhau (1974), yếu tố ảnh hưởng đến phát triển kinh tế: 1) Tốc độ tăng trưởng, 2) Chuyển dịch cơ cấu kinh tế và 3) Vốn đầu tư. Còn UNDP (2010) cho rằng yếu tố ảnh hưởng đến phát triển xã hội là: giáo dục, y tế, thu nhập và chỉ số phát triển con người. Theo Evan & cộng sự (2006); Hsu & Zomer (2015), yếu tố phát triển môi trường chịu tác động bởi: Bảo đảm sự trong sạch về không khí, nước, đất, không gian địa lý, cảnh quan.

Về khía cạnh phát triển bền vững, Brodhag & Talière (2006) cho rằng cần cơ chế chính sách đồng bộ

Hình 2: Bản đồ vị trí huyện Châu Đức



Nguồn: Ủy ban Nhân dân tỉnh Bà Rịa Vũng Tàu (2018).

giữa phát triển kinh tế, xã hội và môi trường với phát triển bền vững; Ioan & cộng sự (2009) thì cho rằng môi trường tự nhiên có ảnh hưởng đến phát triển bền vững, bao gồm vị trí địa lý, cơ sở hạ tầng giao thông...

3. Phương pháp nghiên cứu

Phương pháp thu thập thông tin gồm: Số liệu thứ cấp là các nghiên cứu và báo cáo có liên quan của các bộ, sở, ban, ngành huyện Châu Đức, tỉnh Bà Rịa Vũng Tàu... Số liệu sơ cấp tổng hợp từ kết quả khảo sát cộng đồng 109 chuyên gia (các lãnh đạo thuộc Huyện ủy, Chủ tịch, quản lý các phòng ban trực thuộc Ủy ban

Nhân dân và đại diện tổ chức đoàn thể và cộng đồng: Mật trận tổ quốc, hội cựu chiến binh, hội phụ nữ và đoàn thanh niên...) huyện Châu Đức, tỉnh Bà Rịa Vũng Tàu. Để đảm bảo tính hiệu quả, trọng tâm và chính xác của kết quả nghiên cứu, mẫu được chọn trực tiếp theo kết quả khảo sát các chuyên gia am hiểu và liên quan đến phát triển bền vững.

Tiếp cận nghiên cứu: tiếp cận hệ thống, thể chế, chính sách và đánh giá nhanh có sự tham gia của cộng đồng RRA, PRA được sử dụng xuyên suốt quá trình nghiên cứu.

Phương pháp nghiên cứu:

+ Nghiên cứu định tính: Thu thập dữ liệu, công trình nghiên cứu liên quan, xây dựng bảng câu hỏi sơ bộ và phỏng vấn 10 lãnh đạo, đại diện các tổ chức, chuyên gia liên quan, nhằm xác định chỉ tiêu nghiên cứu thực trạng và các yếu tố ảnh hưởng đến phát triển bền vững. Kết quả làm cơ sở xây dựng bảng khảo sát chính thức, đảm bảo khách quan và minh chứng cho kết quả nghiên cứu.

+ Phương pháp nghiên cứu định lượng: Cỡ mẫu tối thiểu $N \geq 5 \cdot m$ (trong đó: m là số lượng câu hỏi), yêu cầu đủ lớn để thỏa mãn cả hai điều kiện của phương pháp nghiên cứu nhân tố (EFA) và phương pháp hồi quy bội của Samuel (1991). Kích thước $N \geq \max$ (cỡ mẫu theo yêu cầu EFA; cỡ mẫu theo yêu cầu của hồi quy bội), ứng với thang đo gồm 20 biến quan sát, và 5 biến độc lập thì số mẫu yêu cầu tối thiểu là $N \geq \max(50 + 8 \cdot 5) = 90$ mẫu. Nhóm tác giả đã sử dụng phương pháp chọn mẫu thuận tiện và khảo sát 109 chuyên gia am hiểu về phát triển bền vững, gồm: 07 lãnh đạo Huyện ủy, Ủy ban nhân dân huyện, chiếm 6,4% mẫu; 35 quản lý các phòng ban chuyên trách, chiếm 32,1% mẫu; 22 đại diện đoàn thể (Mật trận tổ quốc, hội cựu chiến binh, hội phụ nữ, đoàn thanh niên), chiếm 20,2% mẫu và 45 đại diện cộng đồng (chủ nhiệm hợp tác xã, trưởng phó thôn), chiếm 41,3% mẫu. Kết quả khảo sát đảm bảo độ tin cậy của nghiên cứu.

+ Phân tích độ tin cậy thang đo Cronbach's Alpha: Hoàng Trọng Chu & Nguyễn Mộng Ngọc (2008) thì độ tin cậy thang đo được đánh giá bởi hệ số Cronbach's Alpha, khi đó các biến có hệ số tương quan biến tổng (item-total correlation) nhỏ ($< 0,3$) sẽ bị loại, thang đo được chấp nhận khi hệ số Cronbach alpha đạt yêu cầu ($> 0,6$). Các nhà nghiên cứu đồng ý rằng Cronbach's Alpha từ 0,8 trở lên đến gần 1 thì thang đo tốt là từ 0,7 đến gần 0,8 sẽ được sử dụng. Nhiều nhà nghiên cứu cũng cho rằng Cronbach's Alpha từ 0,6 trở lên là có thể được sử dụng khi khái niệm đang đo lường là mới hoặc mới đối với người trả lời trong bối cảnh nghiên cứu.

+ Phân tích nhân tố khám phá EFA: Điều kiện để phân tích EFA là phải thỏa mãn các yêu cầu: Hệ số KMO (Kaiser-Meyer-Olkin) $> 0,5$; Hệ số KMO lớn nghĩa là phân tích nhân tố là thích hợp; Hệ số tải nhân tố (Factor loading) $> 0,5$ đảm bảo giá trị của các quan sát có ý nghĩa trong nghiên cứu. Theo Hair & cộng sự (2014), các quan sát có Factor loading thấp hơn 0,3 sẽ bị loại; Kiểm định Bartlett có ý nghĩa thống kê (Sig.) $< 0,05$ để đảm bảo giả thuyết các biến có mối tương quan với nhau trong tổng thể. Hệ số Eigenvalue > 1 ; Phạm trăm phương sai trích (% cumulative variance) $> 50\%$ cho thấy mô hình EFA là phù hợp.

+ Phân tích Anova, Levene test: dùng kiểm định phương sai bằng nhau hay không giữa các nhóm; H_0 : "Phương sai bằng nhau", Sig $\leq 0,05$: bác bỏ H_0 , Sig $> 0,05$: chấp nhận H_0 -> đủ điều kiện để phân tích tiếp Anova.

+ Mã hóa và tính toán dữ liệu: Các câu hỏi khảo sát sau khi thu thập sẽ được xem xét tính hợp lệ. Những phiếu trả lời hợp lệ sẽ mã hóa, nhập liệu, làm sạch dữ liệu trên phần mềm Excel và SPSS 23.0. Dữ liệu được làm sạch trước khi thực hiện tính toán nhằm phát hiện và loại bỏ sai sót.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Kết quả nghiên cứu

4.1.1. Kết quả kiểm định Cronbach's Alpha

Kiểm định thang đo: Kết quả kiểm định 20 thang đo cho 05 nhóm yếu tố ảnh hưởng đến phát triển bền vững trên địa bàn huyện Châu Đức, tỉnh Bà Rịa Vũng Tàu, với thước đo Likert 5 có giá trị trung bình (Mean) thấp nhất là 3,480 và lớn nhất là 3,990, với độ lệch chuẩn (Std. Deviation) đều lớn hơn 0,6, tức là các thang đo đều được chấp nhận trong mô hình nghiên cứu (Bảng 1).

Kết quả kiểm định Cronbach's Alpha: Các biến quan sát có hệ số tương quan biến tổng $< 0,3$ sẽ bị loại khỏi mô hình. Tiêu chuẩn để thang đo đạt yêu cầu khi Cronbach's Alpha $> 0,6$ (Định Phi Hồ, 2012). Với 109 mẫu chính thức hợp lệ và 05 tiêu chí của phiếu khảo sát các biến đạt yêu cầu về độ tin cậy; hệ số toàn thang

đo Cronbach's Alpha = 0,932 > 0,6 nằm trong mức đo lường tốt. Các hệ số tương quan biến tổng của các biến đo lường yếu tố này đều > 0,3, tức tất cả các biến quan sát được chấp nhận và sẽ được sử dụng trong phân tích yếu tố tiếp theo (Bảng 2).

4.1.2. Kiểm định phương sai thay đổi và sự tương quan

Biến quan sát được trích thành 20 yếu tố tại Eigenvalues = 1,223 (>1) kết quả phân tích yếu tố là hợp lý, tổng phương sai trích đạt 91,918% (>50%) sự biến thiên của dữ liệu, đây là kết quả chấp nhận được đồng thời các biến được rút trích vào các yếu tố (Bảng 3).

Kiểm tra giả định các biến độc lập không có hiện tượng đa cộng tuyến

Hệ số phóng đại phương sai VIF < 2, cho thấy không xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến và không có mối tương quan chặt chẽ giữa các biến độc lập (Hoàng Trọng Chu & Nguyễn Mộng Ngọc, 2008).

Ta thấy đồ thị của phần dư (Hình 3) có dạng hình chuông cân đối, giá trị trung bình của phần dư = $2,18 \times 10^{-15}$ rất nhỏ và gần bằng 0, giá trị độ lệch 0,983 gần bằng 1; ta kết luận phần dư chuẩn hóa có phân phối chuẩn.

Ta thấy đồ thị của giá trị phần dư chuẩn hóa phân tán ngẫu nhiên theo đường giá trị = 0 (Hình 4), do đó ta kết luận không có hiện tượng tự tương quan giữa phần dư.

Bảng 1: Thống kê mô tả

Biến quan sát	N	Minim um	Maxim um	Mean	Std. Deviation
<i>H1- Phát triển kinh tế</i>	109				
H11- Tốc độ tăng trưởng kinh tế	109	1	5	3,840	0,682
H12- Chuyển dịch cơ cấu kinh tế	109	1	5	3,850	0,658
H13- Vốn đầu tư	109	1	5	3,660	0,739
H14- Năng suất lao động	109	1	5	3,800	0,646
<i>H2- Phát triển xã hội</i>	109				
H21- Phát triển thu nhập	109	1	5	3,930	0,675
H22- Xoá đói giảm nghèo	109	1	5	3,640	0,750
H23- Phát triển giáo dục	109	1	5	3,760	0,699
H24- Phát triển y tế	109	1	5	3,610	0,736
<i>H3- Phát triển môi trường</i>	109				
H31- Tỷ lệ xã có hệ thống nước thải	109	1	5	3,580	0,657
H32- Tỷ lệ xã có hệ thống thu gom rác	109	1	5	3,960	0,693
H33- Tỷ lệ rừng trên diện tích đất nông lâm nghiệp	109	1	5	3,920	0,709
H34- Sử dụng năng lượng sạch	109	1	5	3,990	0,713
<i>H4- Cơ chế chính sách</i>	109				
H41- Chính sách phát triển kinh tế	109	1	5	3,640	0,762
H42- Chính sách phát triển xã hội	109	1	5	3,860	0,716
H43- Cơ chế bảo vệ môi trường	109	1	5	3,610	0,712
H44- Chiến lược phát triển bền vững	109	1	5	3,480	0,682
<i>H5- Điều kiện tự nhiên</i>	109				
H51- Điều kiện tự nhiên	109	1	5	3,480	0,768
H52- Vị trí địa lí	109	1	5	3,750	0,781
H53- Cơ sở hạ tầng	109	1	5	3,640	0,726
H54- Giao thông và thủy lợi	109	1	5	3,560	0,756
Valid N	109				

4.1.3. Kết quả phân tích yếu tố khám phá EFA

Đánh giá thang đo qua phân tích yếu tố khám phá EFA: Hệ số KMO = 0,743 ($0,5 < KMO < 1$). Thống kê Chi-Square (Chi bình phương) của kiểm định Bartlett's có giá trị 5353,015 với mức ý nghĩa Sig. = 0,000 cho thấy các biến quan sát có tương quan với nhau. Kết quả phân tích EFA cho thấy tổng phương sai trích đạt 91,918% (> 50%) thể hiện rằng 5 yếu tố rút ra này giải thích được 91,918% biến thiên của dữ liệu, đây là kết quả chấp nhận được và chứng tỏ việc nhóm các yếu tố lại với nhau là thích hợp. Điểm dừng khi rút trích

Bảng 2: Cronbach's Alpha đánh giá yếu tố ảnh hưởng đến phát triển bền vững trên địa bàn huyện Châu Đức, tỉnh Bà Rịa Vũng Tàu

Biến quan sát	Hệ số tương quan biến tổng	Cronbach's Alpha nếu loại biến	Cronbach's Alpha toàn thang đo
Phát triển kinh tế	0,640	0,928	0,932
Phát triển xã hội	0,671	0,928	
Phát triển môi trường	0,747	0,926	
Cơ chế chính sách	0,583	0,929	
Điều kiện tự nhiên	0,481	0,932	

các yếu tố tại yếu tố thứ 5 với Eigenvalues là $1,223 > 1$, cho kết quả phân tích yếu tố là phù hợp. Các biến quan sát có hệ số tải yếu tố đạt yêu cầu $> 0,5$, không có biến quan sát nào có hệ số tải lên đồng thời trên cả hai nhân tố, nghĩa là các thang đo đạt giá trị hội tụ (Bảng 4).

Kết quả phân tích yếu tố khám phá (EFA) cho thấy các nhóm yếu tố khám phá đều phù hợp với mô hình

Bảng 3: Phương sai giải thích các yếu tố ảnh hưởng

Nhân tố	Phương sai trích			Tổng Phương sai trích			Tổng Phương sai trích		
	Tổng	Phần trăm phương sai	Phần trăm tích lũy	Tổng	Phần trăm phương sai	Phần trăm tích lũy	Tổng	Phần trăm phương sai	Phần trăm tích lũy
1	9,224	46,121	46,121	9,224	46,121	46,121	9,224	46,121	46,121
2	3,701	18,507	64,627	3,701	18,507	64,627	3,701	18,507	64,627
3	2,370	11,848	76,475	2,370	11,848	76,475	2,370	11,848	76,475
4	1,866	9,329	85,804	1,866	9,329	85,804	1,866	9,329	85,804
5	1,223	6,114	91,918	1,223	6,114	91,918	1,223	6,114	91,918
6	0,389	1,945	93,864						
7	0,283	1,416	95,280						
8	0,236	1,180	96,460						
9	0,169	0,845	97,304						
10	0,130	0,650	97,955						
11	0,105	0,523	98,478						
12	0,085	0,427	98,905						
13	0,070	0,350	99,256						
14	0,044	0,221	99,477						
15	0,033	0,163	99,640						
16	0,027	0,133	99,773						
17	0,015	0,073	99,846						
18	0,012	0,062	99,908						
19	0,011	0,055	99,964						
20	0,007	0,036	100,000						

Phương pháp chiết xuất: Phân tích thành phần chính.

nghiên cứu.

4.1.4. Phân tích hồi quy tuyến tính

Khi phân tích hồi qui tuyến tính cho thấy không có hiện tượng đa cộng tuyến, thống kê đa cộng tuyến (Collinearity Statistics) với hệ số phóng đại phương sai VIF (Variance Inflation Factor) của các biến độc lập trong mô hình đều nhỏ hơn 2, chứng tỏ không có hiện tượng đa cộng tuyến (Bảng 5). Với kết quả tất cả các biến đều có ý nghĩa thống kê các giá trị Sig. = 0,000 ($< 0,05$). Như vậy, có 05 ảnh hưởng đến phát triển bền vững trên địa bàn huyện Châu Đức, tỉnh Bà Rịa Vũng Tàu theo hệ số hồi quy chuẩn hóa (Beta).

Hàm tuyến tính

Từ kết quả trên, ta có phương trình tuyến tính thể hiện các yếu tố tác động (Xi) đến Y- Phát triển bền vững trên địa bàn huyện Châu Đức, tỉnh Bà Rịa Vũng Tàu, như sau:

$$Y = 0,354*X1 + 0,262*X2 + 0,229*X3 + 0,136*X4 + 0,037*X5$$

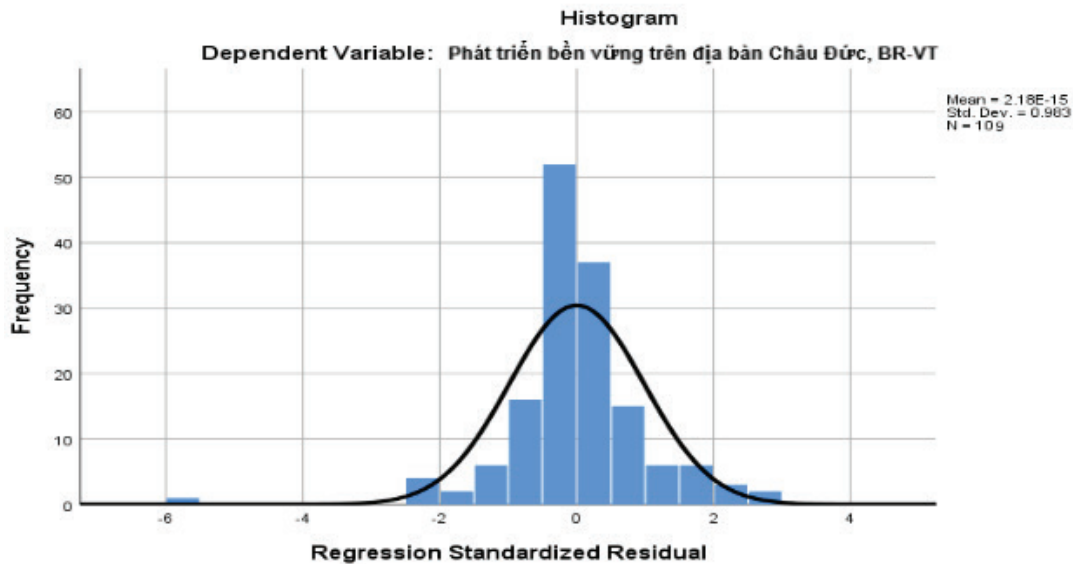
Như vậy, mô hình hồi quy tuyến tính được xây dựng theo phương trình Y không vi phạm các giả định cần thiết trong hồi quy tuyến tính. Do đó, các giả thuyết được chấp nhận với mức ý nghĩa thống kê 5% và mỗi

quan hệ giữa từng yếu tố với “Phát triển bền vững trên địa bàn huyện Châu Đức” là mối quan hệ tỷ lệ thuận.

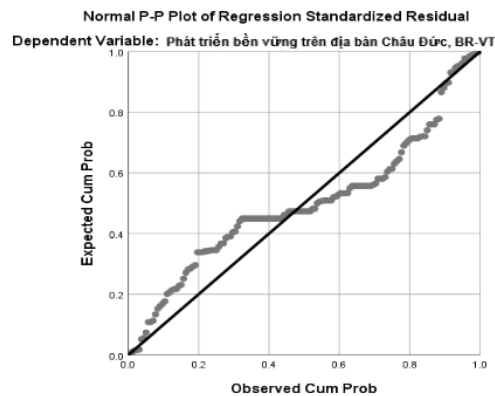
4.2. Thảo luận

Yếu tố phát triển bền vững: kết quả nghiên cứu (Bảng 5), thì yếu tố X1- Phát triển kinh tế, với $\beta'1 = 0,354$ có ảnh hưởng nhất đến Phát triển bền vững trên địa bàn huyện Châu Đức. Do phát triển kinh tế là mục tiêu 8

Hình 3: Kiểm tra giả định về phân phối của phần dư và phần dư tự tương quan



Hình 4: Đồ thị phân tích tương quan phần dư



Bảng 4: Kiểm định KMO về tính phù hợp của việc lấy mẫu KMO and Bartlett's Test

Kiểm định Kaiser-Meyer-Olkin về sự thích hợp của mẫu		0,743
Kiểm định Bartlett's về cấu hình của mẫu	Tương đương Chi Bình phương	5353,015
	Df	109
	Sig.	0,000

và mục tiêu 9 hai trong 17 mục tiêu phát triển bền vững của Việt Nam đến năm 2030 (Thủ tướng Chính phủ, 2023b). Trong đó, tốc độ tăng trưởng kinh tế (mục tiêu 8) và chuyển dịch cơ cấu kinh tế (mục tiêu 9) được xem là yếu tố quyết định của phát triển, đầu tư và hỗ trợ vốn là cơ sở đánh giá và thu hút phát triển kinh tế địa phương cùng yếu tố năng suất lao động có tác động đảm bảo cho phát triển bền vững... (Trúc Giang, 2023).

Yếu tố phát triển xã hội: yếu tố X2- Phát triển xã hội, với $\beta'2 = 0,262$ (Bảng 5), có ảnh hưởng thứ hai đến

Phát triển bền vững huyện Châu Đức. Bởi vì, phát triển xã hội được thể hiện bởi các yếu tố xoá đói giảm nghèo, giáo dục, y tế, thu nhập... là mục tiêu quan trọng thể hiện sự phát triển về khía cạnh xã hội bền vững của địa phương, thể hiện rõ trong các mục tiêu (1-5, 11) phát triển bền vững của Việt Nam đến năm 2030

Bảng 5: Kiểm định hồi quy tuyến tính

Mô hình	Hệ số chưa chuẩn hóa		Hệ số đã chuẩn hóa	Hệ số (t)	Hệ số (Sig.)	Thông kê đa cộng tuyến (Collinearity Statistics)	
	Hệ số (B)	Độ lệch chuẩn				Dung sai điều chỉnh (Tolerance)	Hệ số phóng đại phương sai (VIF)
1 (Hằng số)	0,329	0,272		1,208	0,001		
X1- Phát triển kinh tế	0,302	0,054	0,354	5,597	0,000	0,677	1,477
X2- Phát triển xã hội	0,254	0,069	0,262	3,704	0,000	0,543	1,841
X3- Phát triển môi trường	0,218	0,069	0,229	3,139	0,002	0,507	1,974
X4- Cơ chế chính sách	0,131	0,061	0,136	2,161	0,032	0,687	1,455
X5- Điều kiện tự nhiên	0,027	0,041	0,037	0,661	0,005	0,871	1,148

(Thủ tướng Chính phủ, 2023b). Debra (2014) cũng cho rằng “Phát triển bền vững là phát triển đồng bộ cả 03 mặt: kinh tế, xã hội (tiền bộ, công bằng; xoá đói giảm nghèo và việc làm...) và môi trường”.

Yếu tố phát triển môi trường: yếu tố X3- Phát triển môi trường, với $\beta'3 = 0,229$ (Bảng 5), có ảnh hưởng thứ ba đến Phát triển bền vững huyện Châu Đức. Do phát triển kinh tế xã hội và đảm bảo môi trường luôn phải cân bằng cả ba khía cạnh: Kinh tế, xã hội và môi trường. Trong mục tiêu 6 phát triển bền vững của Việt Nam đến năm 2030 (Thủ tướng Chính phủ, 2023b), thì “Đảm bảo đầy đủ và quản lý tài nguyên nước và hệ thống vệ sinh cho tất cả mọi người”, trong đó, các chỉ tiêu tỷ lệ xã có hệ thống nước thải, có hệ thống thu gom rác và sử dụng nước sạch là chỉ tiêu bắt buộc. Mục tiêu 7 của phát triển bền vững cũng nêu “Đảm bảo khả năng tiếp cận năng lượng bền vững, đáng tin cậy...”, tức là sử dụng năng lượng sạch cũng là chỉ tiêu quan trọng, cùng với mục tiêu 15 là “Bảo vệ rừng bền vững...”, với phát triển rừng trên từ diện tích đất nông lâm nghiệp là thước đo quan trọng cho phát triển bền vững.

Cơ chế chính sách: yếu tố X4- Cơ chế chính sách, với $\beta'4 = 0,136$ (Bảng 5), cũng có ảnh hưởng đến Phát triển bền vững huyện Châu Đức. Do các yếu tố Chính sách phát triển kinh tế, Chính sách phát triển xã hội, Cơ chế bảo vệ môi trường, Chiến lược phát triển bền vững là quan trọng được đề cập trong mục tiêu 16 của Lộ trình thực hiện các mục tiêu phát triển bền vững Việt Nam đến năm 2030 (Thủ tướng Chính phủ, 2023b). Theo Phạm Thị Thanh Bình (2019), “Phát triển bền vững là khái niệm bao quát sự phát triển bền vững về kinh tế, môi trường và xã hội; đôi khi trong một số trường hợp, người ta còn thêm phát triển bền vững về mặt thể chế, cơ chế chính sách...”.

Điều kiện tự nhiên: yếu tố X5- Điều kiện tự nhiên, với $\beta'5 = 0,037$ (Bảng 5), cũng có ảnh hưởng đến Phát triển bền vững huyện Châu Đức. Do các yếu tố, Điều kiện tự nhiên, Vị trí địa lí, Cơ sở hạ tầng, Giao thông và thủy lợi cũng được đề cập trong mục tiêu 9 “Xây dựng cơ sở hạ tầng có khả năng chống chịu cao...” trong Lộ trình thực hiện các mục tiêu phát triển bền vững Việt Nam đến năm 2030 (Thủ tướng Chính phủ, 2023b), hay cùng mục tiêu 9 trong Kế hoạch hành động thực hiện các mục tiêu phát triển bền vững Việt Nam đến năm 2030 trên địa bàn tỉnh Bà Rịa - Vũng Tàu (Ủy ban Nhân dân tỉnh Bà Rịa Vũng Tàu, 2021).

Từ kết quả nghiên cứu thực trạng các chỉ số phát triển bền vững và kết quả phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến phát triển bền vững trên địa bàn huyện Châu Đức có thể thấy, huyện Châu Đức chưa xây dựng kế hoạch và hoàn thiện kế hoạch phát triển bền vững cho địa phương. Đồng thời, chưa xây dựng đồng bộ các mục tiêu, chỉ tiêu phát triển bền vững, theo đó cần đề xuất giải pháp phát triển bền vững trên địa bàn huyện Châu Đức đến năm 2030.

5. Giải pháp nâng cao phát triển bền vững trên địa bàn huyện Châu Đức, tỉnh Bà Rịa Vũng Tàu

5.1. Xây dựng kế hoạch chiến lược và cơ chế chính sách cho phát triển bền vững theo đặc thù riêng của huyện Châu Đức, Bà Rịa Vũng Tàu

Từ kết quả nghiên cứu thực trạng, huyện Châu Đức triển khai Quyết định số 599/QĐ-UBND về việc phê duyệt Kế hoạch hành động thực hiện các mục tiêu phát triển bền vững Việt Nam đến năm 2030 trên địa bàn tỉnh Bà Rịa Vũng Tàu theo hướng kế thừa, chưa xây dựng cho địa phương kế hoạch mục tiêu cụ thể, phù hợp với đặc thù của huyện nông thôn mới, đi lên từ vùng đất khó khăn, thuần nông... (Phạm Đức Trọng, 2022). Trong khi đó, kết quả phân tích yếu tố cơ chế chính sách (X5), có $\beta^5 = 0,037$, tức có ảnh hưởng đến Phát triển bền vững trên địa bàn huyện Châu Đức, tỉnh Bà Rịa Vũng Tàu. Do vậy, huyện Châu Đức cần nhanh chóng xây dựng kế hoạch chiến lược và các mục tiêu cụ thể cho phát triển bền vững theo đặc thù địa phương, gắn với các mục tiêu phát triển bền vững với các mục tiêu, nhiệm vụ phát triển đồng bộ kinh tế, xã hội, môi trường đã nêu trong Quy hoạch tổng thể phát triển kinh tế xã hội huyện Châu Đức giai đoạn 2016-2025, định hướng đến năm 2030.

5.2. Tăng cường chuyển dịch cơ cấu kinh tế để đảm bảo phát triển kinh tế theo hướng bền vững

Kết quả nghiên cứu thực trạng cho thấy chuyển dịch cơ cấu kinh tế của huyện Châu Đức đang chững lại trong một phần do ảnh hưởng của dịch bệnh Covid 19, trong khi đó, huyện chưa có giải pháp khác khắc phục khó khăn, nhằm giúp Châu Đức tạo sức đột phá, trong phát triển kinh tế là nền tảng cho phát triển bền vững... (Trúc Giang, 2023). Kết quả phân tích yếu tố phát triển kinh tế (X3), có $\beta^1 = 0,354$ lại là yếu tố có ảnh hưởng nhất đến phát triển bền vững tại địa phương. Do vậy, Châu Đức cần tiếp tục chuyển dịch cơ cấu kinh tế chuyển dịch theo hướng tích cực. *Một là*, chuyển dần sản xuất nông nghiệp sang các ngành công nghiệp, dịch vụ; khuyến khích phát triển sản xuất hàng hóa, xác định được các sản phẩm hàng hóa chủ lực để phát triển; Ứng dụng các tiến bộ khoa học công nghệ, sản xuất theo hướng liên kết, theo chuỗi giá trị. *Hai là*, Phát triển nền kinh tế mở, vận hành theo cơ chế thị trường có sự quản lý của Nhà nước; chủ động hội nhập quốc tế; lựa chọn điểm đột phá, quy hoạch phát triển đô thị, công nghiệp nhằm thu hút vốn, công nghệ cao của các nước phát triển. *Ba là*, tập trung đầu tư phát triển hệ thống kết cấu hạ tầng kinh tế: công nghiệp, giao thông, cấp điện, cấp thoát nước, bưu chính viễn thông... cho các đô thị và khu vực nông thôn, tạo ra những sản phẩm chất lượng cao, đạt tiêu chuẩn quốc tế đồng thời có cơ chế thông thoáng, cải tiến quản lý, thủ tục hành chính, tạo ra sức hấp dẫn các nhà đầu tư vào địa bàn.

5.3. Gắn các chỉ tiêu phát triển kinh tế với bảo đảm công bằng xã hội và bảo vệ môi trường

Trong Quy hoạch tổng thể phát triển kinh tế - xã hội huyện Châu Đức giai đoạn 2016-2025, định hướng đến năm 2030, nêu rõ mục tiêu “Phát triển kinh tế phải gắn liền với bảo đảm công bằng xã hội và bảo vệ môi trường”. Kết quả phân tích yếu tố phát triển xã hội (X2), có $\beta^2 = 0,262$ và yếu tố phát triển môi trường (X3), có $\beta^2 = 0,229$, là hai yếu tố có ảnh hưởng thứ 2 và thứ 3 đến phát triển bền vững tại địa phương. Do vậy, Châu Đức cần gắn các chỉ tiêu phát triển kinh tế, với các chỉ tiêu bảo đảm công bằng xã hội và bảo vệ môi trường. *Một là*, tiếp tục khai thác thế mạnh của địa phương để phát triển kinh tế xã hội; đẩy mạnh ứng dụng tiến bộ khoa học - kỹ thuật để nâng cao chất lượng sản phẩm. *Hai là*, đầu tư cải thiện hệ thống giao thông nông thôn và huy động tối đa mọi nguồn lực tạo đột phá về tăng cường đầu tư đồng bộ kết cấu hạ tầng, tiếp tục nâng cao chất lượng các tiêu chí nông thôn mới đã đạt, hướng đến xây dựng đạt chuẩn Nông thôn mới nâng cao và Nông thôn mới kiểu mẫu, góp phần phát triển kinh tế - xã hội ở địa phương và nâng cao chất lượng cuộc sống người dân trên địa bàn”. *Ba là*, phát huy lợi thế, tiềm năng sẵn có, ưu tiên phát triển công nghiệp, du lịch và thu hút đầu tư, tạo thế và lực mới cho trung tâm công nghiệp mới của Bà Rịa Vũng Tàu bằng các dự án công nghiệp chất lượng, có giá trị gia tăng cao, sử dụng công nghệ hiện đại, thân thiện với môi trường.

Lời thừa nhận/Cảm ơn: Nghiên cứu này do trường Đại học Công Thương thành phố Hồ Chí Minh bảo trợ và cấp kinh phí theo Hợp đồng số 164/HĐ-DCT.

Tài liệu tham khảo:

- Brodhag, C. & Talière, S. (2006), 'Sustainable development strategies: Tools for policy coherence', *Natural Resources Forum*, 30(2), 136-145.
- Caron, P., Loma-Osorio, G.F., Nabarro, D., Hainzelin, E., Guillou, M., Andersen, I., Arnold, T., Astralaga, M., Beukeboon, M., Bickersteth, S., Bwalya, M., Caballero, P., Campell, B.M., Divine, N., Fan, S., Frick, M., Friis, A., Gallagher, M., Halkin, J.P., Hanson C., Lasbennes, F., Ribera, T., Rockstrom, J., Schuepbach, M., Steer, A., Tutwiler, A. & Verburg, G. (2018), 'Food systems for sustainable development: proposals for a profound four-part transformation', *Agronomy for Sustainable Development*, 38-41. <https://doi.org/10.1007/s13593-018-0519-1>.
- Debra, L. (2014), *Vietnam's Sustainable Development Policies: Vision VS Implementation*, World Scientific Book.
- Đinh Phi Hồ (2012), *Phương pháp nghiên cứu định lượng và những nghiên cứu thực tiễn trong kinh tế phát triển nông thôn*, Nhà xuất bản Phương Đông.
- Evan, D.G., Andrew J.D., Warren E.M., Mark, R. & Patrick, M. (2006), 'Bottom up and top down: Analysis of participatory processes for sustainability indicator identification as a pathway to community empowerment and sustainable environmental management', *Journal of Environmental Management*, 78(2), 114-127.
- Hair, J.F., Black, W.C., Babin B.J. & Anderson R.E. (2014), *Multivariate data analysis*, 7th edition, Harlow, UK: Pearson Education Limited.
- Hoàng Trọng Chu & Nguyễn Mộng Ngọc (2008), *Phân tích dữ liệu nghiên cứu với SPSS*, Nhà xuất bản Hồng Đức.
- Hsu, A. & Zomer, A. (2015), 'Final report: Feasibility study for a provincial environmental performance index in Vietnam', Prepared for *United Nations Development Programme Project: Strengthening Capacity on Natural Resources, Environment Policy Development and Environmental Performance*, UNDP.
- Ioan, I., Daniel, P. & Daniela, Z. (2009), 'Respect for environment and sustainable development', *Carpathian Journal of Earth and Environmental Sciences*, 4(1), 81-93.
- Nordhau, W.D. (1974), 'Resources as a constraint on growth', *The American Economic Review*, 64(2), 22-26.
- Phạm Đức Trọng (2022), *Châu Đức khởi sắc sau 10 năm xây dựng nông thôn mới*, truy cập ngày 12 tháng 06 năm 2023, từ <<https://tapchinongthonmoi.vn/chau-duc-khoi-sac-sau-10-nam-xay-dung-nong-thon-moi-19013.html>>.
- Phạm Thị Thanh Bình (2019), *Phát triển bền vững ở Việt Nam: Tiêu chí đánh giá và định hướng phát triển đến năm 2030*, truy cập ngày 12 tháng 09 năm 2023, từ <<https://tapchinganhang.gov.vn/phan-trien-ben-vung-o-viet-nam-tieu-chi-danh-gia-va-dinh-huong-phan-trien-den-nam-2030.htm>>.
- Phương Hậu (2023), *Bà Rịa - Vũng Tàu: Những đổi thay ở vùng nông thôn mới*, truy cập ngày 10 tháng 08 năm 2023, từ <https://moc.gov.vn/vn/_layouts/15/NCS.Webpart.MOC/mt_poup/Intrangweb.aspx?IdNews=77286>.
- Quang Vũ (2023), *Hướng đến phát triển kinh tế bền vững*, truy cập ngày 02 tháng 08 năm 2023, từ <<https://www.baobariavungtau.com.vn/kinh-te/202308/huong-den-phan-trien-kinh-te-ben-vung-986378>>.
- Samuel, B.G. (1991), 'How many subjects does it take to do a regression analysis', *Multivariate Behavioral Research*, 26(3), 499-510.
- Solow, R.M. (1956), 'A Contribution to the theory of economic growth', *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.
- Thủ tướng Chính phủ (2012), *Quyết định 432/QĐ-TTg, Phê duyệt Chiến lược Phát triển bền vững Việt Nam giai đoạn 2011-2020*, ban hành ngày 12 tháng 04 năm 2012.
- Thủ tướng Chính phủ (2023a), *Quyết định 300/QĐ-TTg, Phê duyệt Kế hoạch hành động hành động quốc gia Chuyển đổi hệ thống Lương thực thực phẩm minh bạch, trách nhiệm và bền vững ở Việt Nam đến năm 2030*, ban hành ngày 28 tháng 03 năm 2023.

-
- Thủ tướng Chính phủ (2023b), *Quyết định 841/QĐ-TTg, Lộ trình thực hiện các mục tiêu phát triển bền vững Việt Nam đến năm 2030*, ban hành ngày 14 tháng 7 năm 2023.
- Trúc Giang (2023), *Huyện Châu Đức: Nhiều chỉ tiêu kinh tế - xã hội tăng trưởng khá*, truy cập ngày 11 tháng 07 năm 2023, từ <<https://www.baobariavungtau.com.vn/kinh-te/202307/huyen-chau-duc-nhieu-chi-tieu-kinh-te-xa-hoi-tang-truong-kha-984351>>.
- UNDP (2010), *Human Development Report 2010 - The Real Wealth of Nations: Pathways to Human Development*, 20th Edition, UNDP.
- Ủy ban Nhân dân tỉnh Bà Rịa Vũng Tàu (2018), *Quyết định số 3665/QĐ-UBND, về việc duyệt Quy hoạch tổng thể phát triển kinh tế - xã hội huyện Châu Đức giai đoạn 2016-2025, định hướng đến năm 2030*, ban hành ngày 24 tháng 11 năm 2018.
- Ủy ban Nhân dân tỉnh Bà Rịa Vũng Tàu (2021), *Quyết định số 599/QĐ-UBND, về việc phê duyệt Kế hoạch hành động thực hiện các mục tiêu phát triển bền vững Việt Nam đến năm 2030 trên địa bàn tỉnh Bà Rịa - Vũng Tàu*, ban hành ngày 12 tháng 3 năm 2021.

CÁC NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN Ý ĐỊNH MUA THỰC PHẨM HỮU CƠ CỦA NGƯỜI TIÊU DÙNG TRẺ HÀ NỘI

Nguyễn Thị Mai Anh

Viện Kinh tế và Quản lý - Đại học Bách Khoa Hà Nội

Email: anh.nguyenthimai@hust.edu.vn

Nguyễn Thị Phương Dung

Viện Kinh tế và Quản lý - Đại học Bách Khoa Hà Nội

Email: dung.nguyenthiphuongl@hust.edu.vn

Mã bài báo: JED-1668

Ngày nhận: 14/03/2024

Ngày nhận bản sửa: 03/04/2024

Ngày duyệt đăng: 10/04/2024

Mã DOI: 10.33301/JED.VI.1668

Tóm tắt:

Nhu cầu đối với thực phẩm hữu cơ tăng mạnh trong thời gian gần đây, nhất là khi người tiêu dùng trẻ ngày càng nhận thức rõ hơn về tác động của thực phẩm hữu cơ đối với môi trường, sức khỏe và xã hội. Mục tiêu của nghiên cứu là đánh giá các nhân tố ảnh hưởng đến ý định mua thực phẩm hữu cơ của người tiêu dùng trẻ Hà Nội. Nghiên cứu sử dụng lý thuyết hành vi hoạch định và khảo sát với tổng mẫu là 265, sử dụng phương pháp chọn mẫu thuận tiện. Các công cụ phân tích được dùng bao gồm: thống kê mô tả, kiểm định độ tin cậy thang đo Cronbach's Alpha, phân tích hồi qui đơn và đa biến cùng kiểm định ANOVA. Kết quả chỉ ra rằng chất lượng cảm nhận về thực phẩm hữu cơ, quan tâm về giá, và hiệu quả cảm nhận đều có tác động đáng kể đến ý định mua thực phẩm hữu cơ. Trên cơ sở các kết quả phát hiện, nhóm tác giả đã đề xuất một số khuyến nghị đối với doanh nghiệp, cơ quan nhà nước, người tiêu dùng và nhà nghiên cứu để thúc đẩy sản xuất và tiêu dùng thực phẩm hữu cơ.

Từ khóa: Nhân tố, Hà Nội, ý định, thực phẩm hữu cơ, người tiêu dùng trẻ.

Mã JEL: M12, M14, M19.

Determinants influencing the intention to buy organic food of young Hanoi consumers

Abstract:

The demand for organic food has increased sharply recently, especially as young consumers become more aware of the impact of their food choices on the environment, health, and society. Therefore, this study aims to evaluate the factors affecting young consumers' intention to buy organic foods in Hanoi. The research employed the Theory of Planned Behavior and survey methodology with a sample size of 265, utilizing convenience sampling. Analytical tools encompassed descriptive statistics, Cronbach's Alpha reliability test, as well as simple and multiple regression analysis, alongside an ANOVA test. The results reveal that perceived quality, price concern, and perceived effectiveness significantly impact the intention to purchase organic foods. Based on the findings, several recommendations are proposed for businesses, government bodies, consumers, and researchers, to foster the production and consumption of organic foods.

Keywords: Determinants, Hanoi, intention, organic food, young consumers.

JEL codes: M12, M14, M19.

1. Giới thiệu

Việc lựa chọn và tiêu thụ thực phẩm hữu cơ của người tiêu dùng đóng một vai trò quan trọng hiện nay, đặc biệt trong bối cảnh thế giới phải đối mặt với một loạt các thách thức về môi trường và sức khỏe. Trong bối cảnh đó, thói quen mua hàng, niềm tin và thái độ của người tiêu dùng trẻ đối với thực phẩm hữu cơ đang trở nên phù hợp hơn bao giờ hết. Để giải quyết vấn đề này, điều quan trọng là phải hiểu các yếu tố cơ bản ảnh hưởng đến ý định mua thực phẩm hữu cơ của họ. Thực phẩm hữu cơ là những sản phẩm thực phẩm được sản xuất, chế biến và nuôi trồng theo các phương pháp hữu cơ, đặc biệt là không sử dụng hóa chất tổng hợp như phân bón hóa học, thuốc trừ sâu và thuốc diệt cỏ. Nhu cầu đối với thực phẩm hữu cơ đã tăng lên nhanh chóng trong thời gian gần đây nhờ sự thân thiện của thực phẩm này đối với môi trường, sức khỏe và xã hội (Luong & cộng sự, 2021).

Người tiêu dùng trẻ là người tiêu dùng có độ tuổi từ 13-35. Đây là những người có xu hướng tiêu thụ mới, sáng tạo và bắt đầu bước vào độ tuổi lao động chính của xã hội. Họ có khả năng tạo áp lực đối với doanh nghiệp trong việc hướng tới kinh doanh các sản phẩm thân thiện với môi trường và người tiêu dùng. Bên cạnh đó người tiêu dùng trẻ còn có ảnh hưởng đối với gia đình và bạn bè, và có khả năng tác động mạnh mẽ đến hành vi mua sắm của cả cộng đồng.

Hà Nội là thủ đô của Việt Nam, nơi thu hút nhiều người tiêu dùng trẻ của cả nước và chính vì vậy họ đóng một vai trò quan trọng trong việc hình thành xu hướng tiêu dùng và ảnh hưởng đến thị trường không chỉ ở cấp đô thị mà còn ở cấp quốc gia. Thấu hiểu được hành vi tiêu dùng của người trẻ đối với thực phẩm hữu cơ không những giúp thúc đẩy nhu cầu đối với sản phẩm tốt sức khỏe này, mà còn giúp cho các doanh nghiệp thấu hiểu hơn đối tượng khách hàng quan trọng này, nhờ đó cải thiện được kết quả kinh doanh.

Do tầm quan trọng của thực phẩm hữu cơ, mục tiêu của nghiên cứu là nhận diện và đánh giá mức độ ảnh hưởng của các yếu tố ảnh hưởng đến ý định mua thực phẩm hữu cơ của người tiêu dùng trẻ Hà Nội. Bài viết sử dụng phương pháp khảo sát diện rộng với tổng số mẫu là 265 người tiêu dùng trẻ ở Hà Nội thông qua Google form, telephone và email. Phần mềm phân tích thống kê SPSS 26 được dùng để xử lý dữ liệu. Kết quả của nghiên cứu sẽ góp phần thúc đẩy nhu cầu về thực phẩm hữu cơ, và giúp xây dựng một hệ thống thực phẩm tốt và bền vững hơn cho xã hội thông qua việc làm rõ được sự hiểu biết của người tiêu dùng trẻ đối với thực phẩm hữu cơ. Từ đó, nghiên cứu góp phần giúp các doanh nghiệp kinh doanh sản phẩm này nhận biết được những yếu tố tác động nhờ đó có thể đưa ra các quyết định đúng đắn giúp cải thiện sự hiểu biết của người tiêu dùng và cải thiện kết quả kinh doanh, đóng góp vào sự phát triển của một hệ thống thực phẩm bền vững và công bằng hơn cho tất cả mọi người. Đồng thời, nghiên cứu cũng giúp định hình chính sách và chiến lược tiếp thị để thúc đẩy tiêu thụ thực phẩm hữu cơ ở các thành phố khác tại Việt Nam, góp phần vào sự phát triển của hệ thống thực phẩm bền vững hơn cho cộng đồng. Bài viết gồm các phần: giới thiệu chung, cơ sở lý thuyết và đề xuất mô hình nghiên cứu, phương pháp nghiên cứu, phát hiện chính và thảo luận, và kết luận.

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu

2.1. Cơ sở lý thuyết

Thực phẩm hữu cơ

Thực phẩm hữu cơ là thực phẩm không sử dụng bất cứ hóa chất nào trong quá trình nuôi trồng (Luong & cộng sự, 2021). Các quy định đối với các sản phẩm hữu cơ có thể hạn chế việc sử dụng một số loại thuốc trừ sâu và phân bón trong các phương pháp canh tác được sử dụng để sản xuất thực phẩm. Thực phẩm hữu cơ thường không được chế biến bằng chiếu xạ, dung môi công nghiệp hoặc phụ gia thực phẩm tổng hợp (Gundala & Singh, 2021). “Hữu cơ” là từ dùng để mô tả quá trình nuôi trồng một số loại thực phẩm. Quá trình đó không sử dụng hóa chất nhân tạo, chất kích thích, kháng sinh hoặc các sinh vật gen biến đổi và thực phẩm không có phụ gia thực phẩm nhân tạo.

Ý định mua thực phẩm hữu cơ

Ý định mua là việc nắm bắt các yếu tố mang động lực có thể thúc đẩy thực hiện ra hành vi (Fishbein & Ajzen, 1975). Theo Armitage & Conner (2001), ý định là việc một cá nhân nỗ lực thực hiện một hành động như kế hoạch đã được định sẵn và có sự động lực làm đại diện.

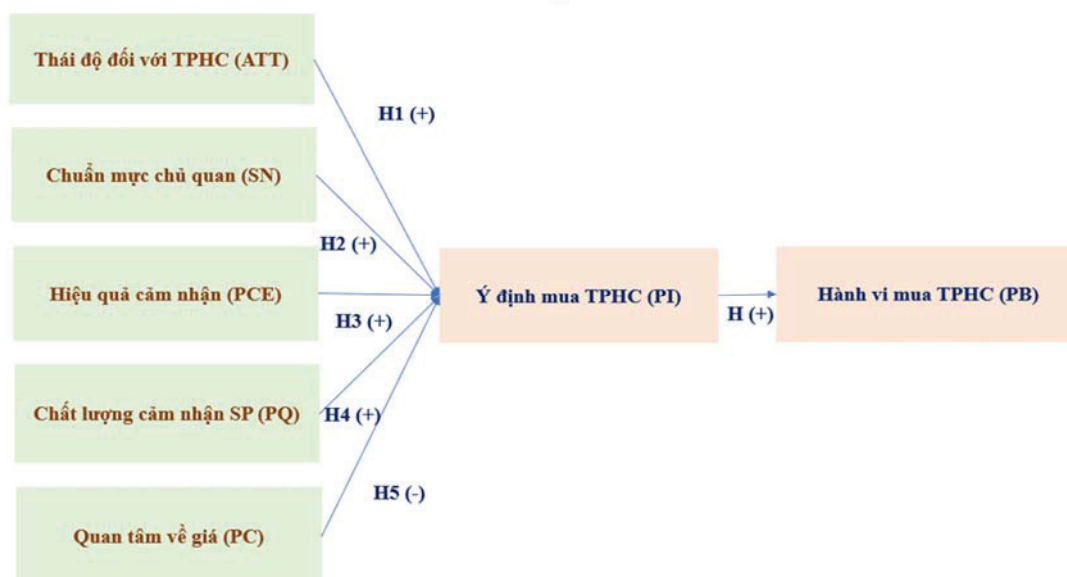
Thuyết hành vi có kế hoạch (TPB) của Ajzen (1991) cho rằng ý định thực hiện một hành vi nhất định của

một cá nhân là kết quả của thái độ của họ đối với hành vi đó, nhận thức của họ về áp lực xã hội (chuẩn mực chủ quan) và nhận thức kiểm soát hành vi của họ. Theo lý thuyết này, hành vi được dự đoán mạnh mẽ nhất bởi ý định của cá nhân, điều này bị ảnh hưởng bởi thái độ, chuẩn mực chủ quan và kiểm soát hành vi được nhận thức của họ. Mô hình dựa trên lý thuyết hành vi có kế hoạch của Ajzen (1991) và bao gồm 5 yếu tố: (1) Thái độ đối với việc mua thực phẩm hữu cơ, (2) Chuẩn mực chủ quan, (3) Cảm nhận hiệu quả của khách hàng, (4) Cảm nhận về chất lượng của sản phẩm, (5) Ý thức về giá. Matharu & cộng sự (2021) kiểm tra các yếu tố ảnh hưởng đến việc thanh niên ở Ấn Độ mua thực phẩm hữu cơ và mối quan hệ giữa ý định mua và hành vi thực tế của họ. Nghiên cứu dựa trên lý thuyết TPB và xem xét năm yếu tố chính ảnh hưởng đến ý định mua thực phẩm hữu cơ với dữ liệu được thu thập từ 401 sinh viên ở Bắc Ấn Độ. Kết quả cho thấy thái độ đối với thực phẩm hữu cơ và các chuẩn mực xã hội đóng vai trò tích cực trong việc xác định ý định mua thực phẩm hữu cơ. Ngoài ra, ý định mua thực phẩm hữu cơ được cho là dự đoán mạnh mẽ hành vi thực tế.

2.2. Mô hình nghiên cứu và giả thuyết nghiên cứu

Hình 1 đề xuất mô hình nghiên cứu cũng như là các giả thuyết của nghiên cứu. Năm yếu tố được lựa chọn tác động đến ý định mua thực phẩm hữu cơ là: thái độ đối với thực phẩm hữu cơ, chuẩn mực chủ quan, hiệu quả cảm nhận, chất lượng cảm nhận và sự quan tâm đối với giá về thực phẩm hữu cơ.

Hình 1: Mô hình nghiên cứu đề xuất



Thái độ đối với thực phẩm hữu cơ

Thái độ đóng một vai trò quan trọng trong việc hình thành hành vi của người tiêu dùng (Ajzen, 1991). Khái niệm “Thái độ đối với việc mua sắm” đề cập đến việc một người nào đó có quan điểm tích cực hay tiêu cực về việc tham gia vào một hành vi cụ thể (Kim & Chung, 2011). Theo Park (2000), thái độ là sự đánh giá về kết quả tốt hay xấu có thể xảy ra khi thực hiện hành vi đó. Một số nghiên cứu trong lĩnh vực này như nghiên cứu của Matharu & cộng sự (2021); Nguyễn Ngọc Hiền (2021); Le & Nguyen (2022); Yadav & Pathak (2016); Ahmed & cộng sự (2020) cho thấy thái độ tích cực đối với thực phẩm hữu cơ có tác động tích cực với ý định mua thực phẩm hữu cơ. Theo Nguyễn Kim Nam (2015), thái độ tác động tích cực đến ý định tiêu dùng đối với nhóm người có niềm tin cao. Thái độ đối với thực phẩm hữu cơ cho thấy mối quan hệ tích cực mạnh nhất đến ý định mua và mức độ quan tâm đến sức khỏe, niềm tin vào bản thân, kiến thức người tiêu dùng càng cao thì họ sẽ càng phát triển thái độ tích cực đối với thực phẩm hữu cơ (Humaira & Hudrasyah, 2016). Nghiên cứu cũng đã xem xét các yếu tố ảnh hưởng đến thái độ đối với thực phẩm hữu cơ và phát hiện ra rằng các yếu tố như nhận thức về lợi ích sức khỏe, cân nhắc về môi trường và giá trị cá nhân đều góp phần hình thành thái độ của người tiêu dùng đối với thực phẩm hữu cơ (Cabeza-Ramírez & cộng sự, 2022). Do đó, giả thuyết sau được đề xuất:

H1: Thái độ đối với thực phẩm hữu cơ có ảnh hưởng tích cực đến ý định mua thực phẩm hữu cơ
Chuẩn mực chủ quan

Chuẩn mực chủ quan (đề cập đến niềm tin về những gì mà người tiêu dùng tin rằng họ nên làm hoặc không nên làm (Ajzen, 1991). Các nghiên cứu về thực phẩm hữu cơ đã phát hiện ra rằng các chuẩn chủ quan có tác động tích cực đến ý định mua thực phẩm hữu cơ của người tiêu dùng (Nguyễn & cộng sự, 2022). Roh & cộng sự (2022) phát hiện ra áp lực xã hội nhận thức từ bạn bè và gia đình có mối tương quan tích cực với ý định mua thực phẩm hữu cơ. Chuẩn chủ quan của việc mua thực phẩm hữu cơ có mối liên hệ tích cực với ý định mua thực phẩm hữu cơ (Matharu & cộng sự, 2021). Chuẩn chủ quan tác động tích cực đến ý định hành vi của người tiêu dùng bất kể người đó có niềm tin cao hay thấp (Nguyễn Kim Nam, 2015). Ngoài ra, các nghiên cứu trước đây cũng cho thấy rằng các yếu tố như ý định mua hàng chịu ảnh hưởng tích cực từ chuẩn chủ quan của người tiêu dùng đối với thực phẩm hữu cơ (Teng & Wang, 1995; Humaira & Hudrasyah, 2016; Ahmed & cộng sự, 2020; Gundala & Singh, 2021). Do đó, giả thuyết sau được đề xuất:

H2: Chuẩn mực chủ quan ảnh hưởng tích cực đến ý định mua thực phẩm hữu cơ

Hiệu quả cảm nhận

Sự nhận thức trong kiểm soát hành vi là yếu tố có sự ảnh hưởng đến ý định và hành vi của khách hàng (Ajzen, 1991). Các kết quả nghiên cứu trước đây tại Việt Nam chỉ ra mối quan hệ tích cực giữa hiệu quả cảm nhận của người tiêu dùng và ý định mua thực phẩm hữu cơ (Trần & cộng sự, 2019; Phan & Pham, 2023). Người tiêu dùng tin rằng hành động của họ có thể dẫn đến kết quả tích cực đối với môi trường có nhiều khả năng có ý định mua thực phẩm hữu cơ cao hơn được nêu ra trong một nghiên cứu khác trong nước (Nguyen & Truong, 2021; Nguyễn Kim Nam, 2015). Ngoài ra, kiến thức về môi trường và tiếp xúc với thông tin về chất lượng, sinh thái và tiêu dùng lành mạnh đã được tìm thấy để định hình hiệu quả nhận thức của người tiêu dùng đối với thực phẩm hữu cơ (Eberle & cộng sự, 2022). Nhận thức của người tiêu dùng về an toàn sản phẩm, sức khỏe, thân thiện với môi trường ảnh hưởng tích cực đến ý định mua thực phẩm hữu cơ (Nguyen, 2023). Một số nghiên cứu ở nước ngoài như Trung Quốc, Campuchia,... cho thấy ý định mua sản phẩm hữu cơ của người tiêu dùng trẻ được điều tiết tích cực bởi nhận thức về môi trường (Ahmed & cộng sự, 2020). Do đó, giả thuyết sau được đề xuất:

H3: Hiệu quả cảm nhận ảnh hưởng tích cực đến ý định mua thực phẩm hữu cơ

Cảm nhận chất lượng sản phẩm

Các nghiên cứu trước đây về thực phẩm hữu cơ thực hiện tại Việt Nam đã liên tục tìm thấy mối tương quan tích cực giữa cảm nhận chất lượng về các sản phẩm hữu cơ và ý định mua thực phẩm hữu cơ của người tiêu dùng (Luong & cộng sự, 2021; Nguyễn Thảo Nguyễn & Lê Thị Trang, 2021; Phan & Pham, 2023). Khi người tiêu dùng tin thực phẩm hữu cơ có chất lượng cao thì ý định mua nó của họ sẽ cao hơn và điều này có được nhờ vào nhận thức của người tiêu dùng (Nguyen & Truong, 2021; Mai & Phong, 2020). Hơn nữa, các yếu tố ảnh hưởng đến chất lượng cảm nhận của người tiêu dùng đối với các sản phẩm hữu cơ có thể gồm các yếu tố như đặc tính sản phẩm, nhãn mác và chi phí đóng một vai trò trong việc định hình chất lượng cảm nhận của họ đối với các sản phẩm hữu cơ. Do đó, giả thuyết sau được đề xuất:

H4: Cảm nhận chất lượng sản phẩm tác động tích cực đến ý định mua thực phẩm hữu cơ

Quan tâm về giá

Các cuộc điều tra trước đây về thực phẩm hữu cơ của người tiêu dùng ở Việt Nam và ở Mỹ cho thấy mối quan hệ giữa ý định mua và sự quan tâm về giá của thực phẩm hữu cơ là ngược chiều (Trần & cộng sự, 2019; Mai & Phong, 2020; Gundala & Singh, 2021). Theo Nguyễn & Lê (2021), nếu người tiêu dùng càng quan tâm đến giá của thực phẩm hữu cơ thì sẽ làm cho ý định mua của họ giảm xuống. Theo World Bank người Việt Nam có thu nhập trung bình thấp. Trong khi đó, giá cao là một rào cản lớn trong việc thúc đẩy ý định tiêu thụ sản phẩm hữu cơ (Zeithaml, 1988; Tran & cộng sự, 2019). Sự quan tâm về giá mang mối quan hệ ảnh hưởng trực tiếp và ngược chiều đối với ý định mua thực phẩm hữu cơ do khách hàng muốn nhận lại nhiều giá trị hơn (Joshi & Rahman, 2015). Do đó, giả thuyết sau được đề xuất:

H5: Sự quan tâm về giá ảnh hưởng tiêu cực đến ý định mua thực phẩm hữu cơ

Ý định mua

Ý định mua là biến số dự báo tốt về hành vi của khách hàng trong thực tế - ý định có sự liên quan đến hành vi càng mạnh thì xác suất của nó càng lớn (Ghali-Zinoubi & Toukabri, 2019). Liên quan đến thực phẩm hữu cơ, nghiên cứu trước đây đã chỉ ra mối tương quan tích cực nhất quán giữa ý định mua thực phẩm hữu cơ và hành vi mua thực phẩm hữu cơ (Chan, 2001; Nguyen, 2023; Humaira & Hudrasyah, 2016; Yang & cộng sự, 2023). Các nghiên cứu trước đây đã khám phá các yếu tố ảnh hưởng đến mối quan hệ giữa ý định mua và hành vi mua trong bối cảnh thực phẩm hữu cơ và nhận thấy rằng các yếu tố như giá trị cá nhân và hiệu quả nhận thức của người tiêu dùng về vấn đề ô nhiễm môi trường, sức khỏe sẽ thúc đẩy ý tưởng tiêu dùng thực phẩm hữu cơ (Barbarossa & De Pelsmacker, 2014). Do đó, giả thuyết sau được đề xuất:

H6: Ý định mua thực phẩm hữu cơ có tác động tích cực đến hành vi mua thực phẩm hữu cơ

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Thu thập dữ liệu

Để đạt được mục tiêu nghiên cứu, nhóm tác giả đã tiến hành thu thập được ý kiến của 265 là những người tiêu dùng trẻ, có độ tuổi từ 18-35 ở Hà Nội. Tác giả sử dụng phương pháp chọn mẫu thuận tiện có xét đến giới tính, thu nhập, trình độ học vấn và tình trạng hôn nhân để đảm bảo sự đại diện của mẫu. Phiếu điều tra được thiết kế sử dụng các câu hỏi thang đồng ý 5 cấp độ, trong đó 1 là hoàn toàn phản đối, 2 là phản đối, 3 là không đồng ý, không phản đối, 4 là đồng ý và 5 là hoàn toàn đồng ý.

Số người trả lời là nữ là 60,8%, nhiều hơn so với nam giới chỉ là 39,2%. Người tiêu dùng có độ tuổi từ 18-24 chiếm tỉ lệ cao nhất (48,3%), sau đó là người trả lời thuộc độ tuổi 30-35 (28,3%) và độ tuổi 24-29 là chiếm tỉ lệ ít nhất (23,4%). Hơn một nửa người trả lời có trình độ đại học (53,6%), tiếp đến là dưới đại học là 24,9% và trên đại học là 21,5%. Người trả lời có thu nhập từ 10 triệu đồng/tháng trở xuống chiếm đến 40%, trong khi đó số người từ 30 triệu đồng/tháng trở lên chỉ là 16,6%. Hầu hết những người trả lời là người sinh sống trong gia đình 2 thế hệ (44,2%), tỉ lệ người sống 1 thế hệ cao thứ 2 lên đến 36,2%.

3.2. Xử lý dữ liệu

Để phân tích các dữ liệu thu thập được, nhóm tác giả đã sử dụng phần mềm phân tích dữ liệu thống kê SPSS phiên bản 26. Các kỹ thuật phân tích cụ thể được sử dụng bao gồm: thống kê mô tả, kiểm định độ tin cậy thang đo Cronbach's Alpha, phân tích hồi qui đơn và đa biến cùng kiểm định ANOVA.

Thống kê mô tả được sử dụng để phân tích mẫu (tần suất) và phân tích đánh giá của người tiêu dùng trẻ Hà Nội đối với các nhân tố tác động đến ý định mua thực phẩm hữu cơ. Các giá trị được tính toán trong phân tích mô tả bao gồm giá trị trung bình, độ lệch chuẩn và tần suất cũng như tỉ lệ phần trăm.

Kiểm định độ tin cậy thang đo Cronbach's Alpha được sử dụng để đánh giá mức độ đồng nhất của các câu hỏi trong các thang đo, giúp xác định độ tin cậy của các thang đo đo lường đối với các khái niệm nghiên cứu. Giá trị của hệ số Cronbach's alpha lớn hơn 0,7 thì thang đo được đánh giá là phù hợp và đáng tin cậy để dùng cho nghiên cứu (Nguyễn Đình Thọ, 2011). Dữ liệu thu thập được cho thấy, giá trị hệ số Cronbach's alpha của tất cả 7 khái niệm nghiên cứu trong bài nghiên cứu dao động thấp nhất từ 0,772 (quan tâm về giá) đến 0,925 (hành vi mua) và tất cả đều lớn hơn 0,7, điều này khẳng định thang đo dùng trong nghiên cứu là tốt và đáng tin cậy.

Phân tích hồi qui đơn và đa biến được sử dụng để xác định mối quan hệ giữa các biến độc lập và biến phụ thuộc trong một mô hình. Phân tích hồi qui đơn tập trung vào mối quan hệ giữa một biến độc lập và một biến phụ thuộc, trong khi phân tích hồi qui đa biến xem xét các mối quan hệ giữa nhiều biến độc lập và một biến phụ thuộc.

Kiểm định ANOVA được dùng để kiểm tra sự khác biệt trung bình giữa ba hoặc nhiều nhóm trong một biến phụ thuộc dựa trên giá trị trung bình của các nhóm.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Các yếu tố ảnh hưởng đến ý định mua thực phẩm hữu cơ

Các yếu tố ảnh hưởng đến dự định mua thực phẩm hữu cơ theo nhận thức của người được hỏi được trình bày trong Bảng 1.

Bảng 1: Cảm nhận của người tiêu dùng đối với các yếu tố ảnh hưởng

	Trung bình	Hoàn toàn phản đối	Phản đối	Không phản đối	Đồng ý	Hoàn toàn đồng ý
Thái độ đối với thực phẩm hữu cơ (ATT)	4,51	1,5	0,8	6,4	27,9	63,4
Chuẩn mực chủ quan (SN)	3,93	3,0	5,7	20,4	37,0	34,0
Cảm nhận hiệu quả (PEC)	4,40	1,5	1,1	8,7	32,8	55,8
Cảm nhận về chất lượng SP (PQ)	4,80		2,3	1,5	12,1	84,2
Quan tâm về giá (PC)	4,19	2,3	0,4	18,5	33,2	45,7
Ý định mua thực phẩm hữu cơ	4,12	1,5	5,7	16,2	32,8	43,8
Hành vi mua thực phẩm hữu cơ	3,33	11,3	11,3	31,3	25,3	20,8

Nguồn: Kết quả điều tra và xử lý của nhóm tác giả.

Trong các yếu tố ảnh hưởng đến ý định mua thực phẩm hữu cơ thì đánh giá của người tiêu dùng trẻ Hà Nội là cao nhất đối với “cảm nhận về chất lượng SP” (mean = 4,80), sau đó đến “cảm nhận hiệu quả” (mean = 4,40), “thái độ đối với thực phẩm hữu cơ” đứng thứ 3 (mean = 4,51), sau đó là “quan tâm về giá” (mean = 4,19) và cuối cùng là “chuẩn mực chủ quan” (mean = 3,93). Điều này có nghĩa là hầu hết người tiêu dùng trẻ ở Hà Nội đều cho rằng thực phẩm hữu cơ có chất lượng cao, không sử dụng hóa chất, tốt hơn các thực phẩm không hữu cơ. Có đến gần 80% người trả lời cho rằng họ luôn quan tâm để ý đến chỉ tiêu cho thực phẩm hữu cơ. 89% cho rằng học cảm nhận được hiệu quả rõ rệt khi dùng thực phẩm hữu cơ và có đến hơn 90% người trả lời đều có thái độ tích cực đối với thực phẩm hữu cơ.

Kết quả là hơn 2/3 người trả lời (76,6%) cho biết họ có ý định mua thực phẩm hữu cơ và gần một nửa (46%) là thường xuyên mua, chi nhiều tiền và mua nhiều thực phẩm hữu cơ.

4.2. Tác động giữa các yếu tố và kiểm định giả thuyết

Mối quan hệ giữa các yếu tố ảnh hưởng đến ý định mua thực phẩm hữu cơ

Để đánh giá mối quan hệ giữa các yếu tố ảnh hưởng đến “Ý định mua thực phẩm hữu cơ”, tác giả đã tiến hành phân tích hồi qui đa biến giữa 5 yếu tố ảnh hưởng đến ý định mua thực phẩm hữu cơ và một hồi qui đơn biến giữa ý định mua thực phẩm hữu cơ và hành vi mua thực phẩm hữu cơ. Kết quả được trình bày trong Bảng 2.

Giá trị R = 0,761 cho thấy rằng mô hình đề xuất hoàn toàn phù hợp với dữ liệu thu thập. R2 hiệu chỉnh là 0,57, điều này có nghĩa là 5 yếu tố đưa vào mô hình giải thích được 57,1% sự biến thiên của “Ý định mua thực phẩm hữu cơ”. Giá trị F = 71,34 và sig = 0,000 chỉ ra rằng sự kết hợp của các yếu tố ảnh hưởng này giải thích tốt được sự thay đổi của “Ý định mua thực phẩm hữu cơ” và mô hình hồi qui tổng thể là ý nghĩa.

Trong số 5 yếu tố ảnh hưởng thì có 3 yếu tố ảnh hưởng là có tác động đáng kể đến “ý định mua thực phẩm hữu cơ” là “Cảm nhận chất lượng SP” (sig = 0,000); “Quan tâm về giá” (sig = 0,003) và “Hiệu quả cảm nhận” (Sig = 0,00). Còn hai yếu tố còn lại là “Thái độ đối với thực phẩm hữu cơ” (sig = 156 > 0,005); và “Chuẩn mực chủ quan” (Sig = 0,457) thì không có tác động đáng kể đến “Ý định mua thực phẩm hữu cơ”. Vì vậy các giả thuyết được chấp nhận là H3, H4 và H5. Còn hai giả thuyết H1 và H2 bị bác bỏ. Do đó, phương trình dưới đây thể hiện các yếu tố ảnh hưởng đến “Ý định mua thực phẩm hữu cơ”.

$$PI = 0,157 + 0,426PQ + 0,191PC + 0,192PCE + \varepsilon$$

Mối quan hệ giữa ý định mua thực phẩm hữu cơ và hành vi mua thực phẩm hữu cơ

Để nhận diện mối quan hệ giữa 2 yếu tố này, tác giả đã tiến hành chạy hồi qui đơn. Kết quả về mối quan hệ này được trình bày trong Bảng 2.

Giá trị R = 0,421 cho thấy rằng mô hình đề xuất hoàn toàn phù hợp với dữ liệu thu thập. R2 hiệu chỉnh là 0,374, điều này có nghĩa là “ý định mua thực phẩm hữu cơ” giải thích được 37,4% sự biến thiên của “Hành vi mua thực phẩm hữu cơ”. Giá trị F = 56,57 và mức ý nghĩa p = 0,000 chỉ ra rằng sự “Ý định mua” giải thích tốt được sự thay đổi của “Hành vi mua” và mô hình hồi qui tổng thể là ý nghĩa. Hệ số Beta của “Ý định

mua” là 0,536, và sig = 0,000, điều đó có nghĩa là “Ý định mua” có tác động đáng kể đến “Hành vi mua” và giả thuyết H6 được chứng minh.

Bảng 2: Kết quả hồi quy đa biến và đơn biến

	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
<i>Biến phụ thuộc: Ý định mua – PI</i>							
<i>Biến độc lập: Thái độ đối với thực phẩm hữu cơ (ATT), Chuẩn mực chủ quan (SN), Hiệu quả cảm nhận (PEC), Chất lượng cảm nhận về SP (PQ) và Quan tâm về giá (PC)</i>							
(Tham số/Constant)	,157	,222		,709	,479		
Thái độ đối với thực phẩm hữu cơ (ATT)	,092	,064	,080	1,423	,156	,625	1,600
Chuẩn mực chủ quan (SN)	,036	,049	,037	,744	,457	,625	1,600
Hiệu quả cảm nhận (PEC)	,192	,071	,174	2,713	,005	,482	2,073
Cảm nhận chất lượng SP (PQ)	,426	,059	,407	7,185	,000	,661	1,514
Quan tâm về giá (PC)	,191	,063	,194	3,015	,003	,540	1,852
<i>R = 0,761 R² = 0,579 R² điều chỉnh = 0,571 F= 71,34 Sig. = ,000</i>							
<i>Biến phụ thuộc: Hành vi mua thực phẩm hữu cơ - PB</i>							
<i>Biến độc lập: Ý định mua - PI</i>							
(Tham số - Constant)	1,120	,302		3,713	,000		
Ý định mua - PI	,536	,071	,421	7,522	,000	1,000	1,000
<i>R = 0,421 R² = 0,377 R² điều chỉnh = 0,374 F= 56,57 Sig. = ,000</i>							

Nguồn: Kết quả điều tra và xử lý của nhóm tác giả.

Sự khác biệt về “Ý định mua thực phẩm hữu cơ” giữa các nhóm

Để kiểm định sự khác biệt giữa 2 nhóm người tiêu dùng khác nhau về trình độ học vấn và thu nhập, nhóm tác giả đã tiến hành kiểm định ANOVA. Kết quả kiểm định được trình bày trong Bảng 3.

Bảng 3: Kiểm định ANOVA

		ANOVA				
Biến độc lập		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Trình độ học vấn	Giữa các nhóm	11,874	2	5,937	5,336	,005
	Trong các nhóm	291,526	262	1,113		
Thu nhập	Giữa các nhóm	17,408	3	5,803	5,296	,001
	Trong các nhóm	285,992	261	1,096		

Nguồn: Kết quả điều tra và xử lý của nhóm tác giả.

Kết quả cho thấy có sự khác biệt đáng kể đối với “Ý định mua thực phẩm hữu cơ” giữa những người có trình độ học vấn khác nhau (p=0,005) cũng như giữa những nhóm người tiêu dùng khác nhau về thu nhập (p=0,001). Những người có trình độ học vấn cao hơn và có thu nhập nhiều hơn thì sẽ có “ý định mua thực phẩm hữu cơ” nhiều hơn. Cụ thể là giá trị trung bình đối với “Ý định mua thực phẩm hữu cơ” của người có trình độ học vấn “sau đại học” là 4,42, “đại học” là 4,10 và “dưới đại học” chỉ là 3,8. Trong khi đó giá trị này ở nhóm có thu nhập trên 30 triệu/tháng là 4,48, còn của nhóm dưới 10 triệu/tháng chỉ là 4,00.

5. Kết luận và khuyến nghị

Kết quả nghiên cứu cho thấy hầu hết những người sử dụng thực phẩm hữu cơ đều cho rằng thực phẩm hữu cơ lành mạnh hơn và ngon hơn và ít sử dụng hóa chất hơn thực phẩm không hữu cơ; sử dụng thực phẩm

hữu cơ có ảnh hưởng tích cực đến môi trường; ủng hộ việc mua và cho rằng đây là ý tưởng tốt, nên làm; họ có bị ảnh hưởng bởi bạn bè, gia đình cũng như thông tin nhận được từ chính phủ về thực phẩm hữu cơ. Họ cân nhắc, để ý chi tiêu đối với thực phẩm hữu cơ. Hơn hai phần 3 số người được hỏi (77%) thể hiện rõ rệt “ý định mua thực phẩm hữu cơ” và có đến gần một nửa cho biết họ thường xuyên mua và sử dụng thực phẩm hữu cơ (46%).

Có 3 yếu tố có tác động đáng kể đến “Ý định mua thực phẩm hữu cơ”, trong đó yếu tố “Cảm nhận chất lượng sản phẩm” là có tác động mạnh nhất, sau đó đến yếu tố “Quan tâm về giá” và yếu tố mạnh thứ 3 là “Hiệu quả cảm nhận”. Nghiên cứu cũng chỉ ra rằng “Ý định mua thực phẩm hữu cơ” có tác động đáng kể đến “Hành vi mua thực phẩm hữu cơ”. Có sự khác biệt đáng kể giữa những người có trình độ học vấn và thu nhập đối với “Ý định mua thực phẩm hữu cơ”. Người có trình độ học vấn càng cao thì “Ý định mua thực phẩm hữu cơ” càng lớn, tương tự như người có thu nhập càng cao thì “ý định mua” cũng càng nhiều.

Nhờ những lợi ích rõ rệt mà thực phẩm hữu cơ mang lại cho người tiêu dùng, các bên liên quan cần hành động để đẩy mạnh việc tuyên truyền và sử dụng thực phẩm hữu cơ. Các doanh nghiệp cần tăng cường chiến lược truyền thông để nâng cao nhận thức và giá trị của thực phẩm hữu cơ đối với người tiêu dùng. Đầu tư vào nâng cao chất lượng sản phẩm và dịch vụ để tạo ra sản phẩm thực phẩm hữu cơ chất lượng cao. Tối ưu hóa quản lý chi phí để đảm bảo sự hiệu quả kinh doanh và tính cạnh tranh của sản phẩm. Và phát triển các chiến lược tuyên truyền về tác động tích cực của thực phẩm hữu cơ đến môi trường, hướng tới việc xây dựng hình ảnh và uy tín tích cực trong cộng đồng. Các cơ quan nhà nước cần tạo ra môi trường kinh doanh thuận lợi và hỗ trợ cho các tổ chức hoạt động kinh doanh thực phẩm hữu cơ. Xây dựng và thúc đẩy các chính sách và quy định hỗ trợ phát triển và tiêu thụ thực phẩm hữu cơ. Đồng thời tăng cường quản lý và kiểm soát chất lượng sản phẩm thực phẩm hữu cơ để đảm bảo tuân thủ các tiêu chuẩn an toàn thực phẩm và môi trường. Bên cạnh đó người tiêu dùng cũng cần chủ động tích cực tìm hiểu và cập nhật thông tin về thực phẩm hữu cơ để có lựa chọn mua sắm thông minh và lành mạnh. Ưu tiên sử dụng thực phẩm hữu cơ trong chế độ dinh dưỡng hàng ngày để đảm bảo sức khỏe cá nhân và cộng đồng. Thúc đẩy ý thức về tác động tích cực của việc ủng hộ và sử dụng thực phẩm hữu cơ đến môi trường và sức khỏe cá nhân. Do giới hạn về thời gian và nguồn lực, nghiên cứu không tránh khỏi những hạn chế về quy mô mẫu và thời gian khảo sát. Trong tương lai các nhà nghiên cứu cần mở rộng phạm vi nghiên cứu về thực phẩm hữu cơ trên các quy mô mẫu lớn hơn và đa dạng hơn, bao gồm nhiều đối tượng và địa điểm khác nhau. Nghiên cứu về các phương pháp và chiến lược tuyên truyền hiệu quả để tăng cường sự nhận biết và tiêu thụ của thực phẩm hữu cơ. Đề xuất và phát triển các chiến lược và chính sách cụ thể để thúc đẩy sự phát triển và tiêu thụ bền vững của thực phẩm hữu cơ.

Tài liệu tham khảo:

- Ajzen, I. (1991), ‘The theory of planned behavior’, *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50(2), 179-211.
- Ahmed, N., Li, C., Khan, A., Qalati, S.A., Naz, S. & Rana, F. (2020), ‘Purchase intention toward organic food among young consumers using the theory of planned behavior: role of environmental concerns and environmental awareness’, *Journal of Environmental Planning and Management*, 64(5), 796-822.
- Armitage, C.J. & Conner, M. (2001), ‘Efficacy of the theory of planned behavior: a meta-analytic review’, *British Journal of Social Psychology*, 40(4), 471-499.
- Barbarossa, C. & De Pelsmacker, P. (2014), ‘Positive and negative antecedents of purchasing eco-friendly products: a comparison between green and non-green consumers’, *Journal of Business Ethics*, 134(2), 229-247.
- Cabeza-Ramírez, L.J., Sánchez-Cañizares, S.M., Santos-Roldan, L.M. & Fuentes-García, F.J. (2022), ‘Impact of the perceived risk in influencers’ product recommendations on their followers’ purchase attitudes and intention’, *Technological Forecasting & Social Change*, 184, p.121997.
- Chan, R.Y.K. (2001), ‘Determinants of Chinese consumers’ green purchase behavior’, *Psychology and Marketing*, 18(4), 389-413.
- Eberle, L., Milan, G.S., Borchardt, M., Pereira, G.M. & Graciola, A.P. (2022), ‘Determinants and moderators of organic food purchase intention’, *Food Quality and Preference*, 100, p.104609.

-
- Fishbein, M. & Ajzen, I. (1975), *Belief, Attitude, Intention, and Behavior: An Introduction to Theory and Research*, Reading, Addison-Wesley Publishing Company, Boston, MA, USA.
- Ghali-Zinoubi, Z. & Toukabri, M. (2019), 'The antecedents of the consumer purchase intention: Sensitivity to price and involvement in organic product: Moderating role of product regional identity', *Trends in Food Science & Technology*, 90, 175-179.
- Gundala, R.R. & Singh, A. (2021), 'What motivates consumers to buy organic foods? Results of an empirical study in the United States', *Plos One*, 16(9), e0257288.
- Humaira, A. & Hudrasyah, H. (2016), 'Factors influencing the intention to purchase and actual purchase behavior of organic food', *Journal of Business and Management*, 5(4), 581-596.
- Joshi, Y. & Rahman, Z. (2015), 'Factors affecting green purchase behaviour and future research directions', *International Strategic Management Review*, 3(1-2), 128-143.
- Kim, H.Y. & Chung, J.E. (2011), 'Consumer purchase intention for organic personal care products', *Journal of Consumer Marketing*, 28, 40-47.
- Le, M.H. & Nguyen, P.M. (2022), 'Integrating the theory of planned behavior and the norm activation model to investigate organic food purchase intention: Evidence from Vietnam', *Sustainability*, 14(2), p.816.
- Luong, T.T., Tran, T.P.D., Nguyen, D.H., Vu, V.N. & Nguyen, T.T.N. (2021), 'Factors affecting intention to purchase organic agriculture products', *AgBioForum*, 23(2), 1-12.
- Mai, N.N. & Phong, T.N. (2020), 'Các yếu tố ảnh hưởng đến ý định mua thực phẩm hữu cơ tại quận Long Biên, Hà Nội', *Tạp chí Khoa học Nông nghiệp Việt Nam*, 18(2), 157-166.
- Matharu, G.K., von der Heidt, T., Sorwar, G. & Achchuthan, S. (2021), 'What motivates young Indian consumers to buy organic food?', *Journal of International Consumer Marketing*, 9, 497-516.
- Nguyen, D.T. & Truong, D.C. (2021), 'The impact of psychological and environmental factors on consumers', *Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 8(1), 915-925.
- Nguyễn Đình Thọ (2011), *Phương pháp nghiên cứu trong kinh doanh*, Nhà xuất bản Lao động Xã hội.
- Nguyễn Kim Nam (2015), 'Ý định tiêu dùng thực phẩm hữu cơ của người tiêu dùng trẻ: Vai trò của niềm tin', *Tạp Chí Khoa học Và Công nghệ - Đại học Đà Nẵng*, 8(93), 104-108.
- Nguyễn Ngọc Hiền (2021), 'Ý định mua và sẵn sàng trả giá cao của người tiêu dùng đối với thực phẩm hữu cơ: ứng dụng mô hình hồi quy logistics', *Tạp chí Khoa học và Công nghệ*, 51(03), 3-13.
- Nguyễn Thảo Nguyên & Lê Thị Trang (2021), 'Yếu tố ảnh hưởng đến ý định mua thực phẩm hữu cơ của người tiêu dùng tại Thành phố Hồ Chí Minh', *Tạp chí Khoa học Đại học Mở Thành phố Hồ Chí Minh – Kinh tế và Quản trị Kinh doanh*, 16(1), 160-172.
- Nguyen, T.M.A., Nguyen, T.H. & Le, H.H. (2022), 'Online shopping in relationship with perception, attitude, and subjective norm during COVID-19 outbreak: The case of Vietnam', *Sustainability*, 14, p.15009.
- Nguyễn, T.T. & Lê, T.T. (2021), 'Yếu tố ảnh hưởng đến ý định mua thực phẩm hữu cơ của người tiêu dùng tại Thành phố Hồ Chí Minh', *Tạp chí Khoa học Đại học Mở Thành phố Hồ Chí Minh – Kinh tế và Quản trị Kinh doanh*, 16(1), 160-172, doi:10.46223/HCMCOUJS. econ.vi.16.1.1387.2021.
- Nguyen, T.V. (2023), 'Perception, intention, and buying behavior of Vietnamese consumers of organic food products', *Journal of Hunan University Natural Sciences*, 50(8), 1-14.
- Park, H.S. (2000), 'Relationships among attitudes and subjective norms: Testing the theory of reasoned action across cultures', *Communication Studies*, 51(2), 162-175.
- Phan, T.A. & Pham, N.B.T. (2023), 'Young adults' anti-consumption tendencies toward organic foods in Vietnam: The mediating role of self-efficacy', *Sage Open*, 13(4), p.101177.
- Roh, T., Seok, J. & Kim, Y. (2022), 'Unveiling ways to reach organic purchase: Green perceived value, perceived knowledge, attitude, subjective norm, and trust', *Journal of Retailing and Consumer Services*, 67, p.102988.
- Teng, C.C. & Wang, Y.M. (1995), 'Decomposition and crossover', *International Journal of Research in Marketing*, 12(2), 137-155.
- Tran, L.H., Freytag-Leyer, B., Ploeger, A. & Krikser, T. (2019), 'Driving and deterrent factors affecting organic food consumption in Vietnam', *Journal of Economics, Business and Management*, 7(4), 137-142.
- Yadav, R. & Pathak, G.S. (2016), 'Intention to purchase organic food among young consumers: Evidences from a developing nation', *Appetite*, 96, 122-128.
- Yang, Q., Al Mamun, A., Naznen, F., Siyu, L. & Mohamed Makhbul, Z.K. (2023), 'Modelling the significance of health values, beliefs and norms on the intention to consume and the consumption of organic foods', *Heliyon*, 9(6), E17487.
- Zeithaml, V.A. (1988), 'Consumer perceptions of price, quality, and value: A means-end model and synthesis of evidence', *Journal of Marketing*, 52(3), 2-22.
-