

Mục lục

Tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài đối với năng suất các nhân tố tổng hợp của các doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa	<i>Tô Trung Thành, Nguyễn Quỳnh Trang</i>	2
Tác động của mức độ mở cửa thị trường đến xác suất xảy ra khủng hoảng tài chính	<i>Nguyễn Thành Công, Trần Thúy Quỳnh</i>	13
Dự báo VAR và ES với khung thời gian dài ngày: Ứng dụng với thị trường Việt Nam	<i>Lê Hải Trung</i>	24
Ảnh hưởng của cảm nhận về rủi ro bảo mật và quyền riêng tư đến niềm tin và hành vi kiểm soát quyền riêng tư của người dùng trên mạng xã hội	<i>Phạm Thị Huyền, Phan Thùy Anh, Trịnh Phương Anh, Mai Xuân Bách, Lê Quỳnh Chi</i>	35
Thu nhập và đa dạng thu nhập của nông hộ: Nghiên cứu trường hợp tỉnh Đắk Lắk	<i>Nguyễn Đức Quyền, Lê Đức Niêm</i>	46
Nhân tố ảnh hưởng đến việc tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội của doanh nghiệp tại Vĩnh Long	<i>Trần Thị Hồng Cúc, Trương Thị Nhi</i>	57
Các yếu tố ảnh hưởng đến đa dạng sinh kế của các hộ dân tộc thiểu số di cư vào Tây Nguyên	<i>Trần Hương Giang, Mai Lan Phương, Hồ Ngọc Ninh, Trần Đình Thao</i>	68
Tác động của thương mại quốc tế và vốn đầu tư nước ngoài (FDI) đến thu nhập của người lao động trong doanh nghiệp tại các địa phương Việt Nam	<i>Nguyễn Hoàng Việt, Phan Thu Trang</i>	78
Mức độ chuyển đổi số trong kế toán tại doanh nghiệp của Việt Nam	<i>Nguyễn Thị Hồng Duyên, Vũ Thị Thanh Bình, Nguyễn Thị Hồng Nga</i>	88

TÁC ĐỘNG CỦA ĐẦU TƯ TRỰC TIẾP NƯỚC NGOÀI ĐỐI VỚI NĂNG SUẤT CÁC NHÂN TỐ TỔNG HỢP CỦA CÁC DOANH NGHIỆP CÔNG NGHIỆP HỖ TRỢ NỘI ĐỊA

Tô Trung Thành

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: thanhht@neu.edu.vn

Nguyễn Quỳnh Trang

Viện Chiến lược phát triển, Bộ Kế hoạch và Đầu tư

Email: nguyennquynhtrang1311@yahoo.com

Mã bài: JED-865

Ngày nhận: 29/08/2022

Ngày nhận bản sửa: 13/03/2023

Ngày duyệt đăng: 14/06/2023

DOI 10.33301/JED.VI.865

Tóm tắt:

Tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) tới doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa đóng vai trò quan trọng đối với việc thúc đẩy tham gia chuỗi giá trị toàn cầu của nền kinh tế. Để đánh giá tác động của FDI đối với năng suất nhân tố tổng hợp (TFP) của công nghiệp hỗ trợ nội địa, bài báo nghiên cứu hai kênh tác động: nội ngành và hạ nguồn. Biến tương tác giữa FDI và hai yếu tố: chất lượng nhân lực và cường độ vốn cũng được xem xét để đánh giá khả năng hấp thụ tác động lan tỏa từ FDI. Sử dụng dữ liệu điều tra doanh nghiệp 5 năm (2014-2018), sau khi ước lượng TFP, nghiên cứu sử dụng mô hình dữ liệu bảng tác động ngẫu nhiên để đánh giá tác động này. Kết quả cho thấy các doanh nghiệp FDI hạ nguồn có tác động tích cực, trong khi các doanh nghiệp FDI nội ngành gây ra tác động tiêu cực; các doanh nghiệp nội địa có nhân lực chất lượng cao hơn sẽ có khả năng hấp thụ tác động hạ nguồn tốt hơn.

Từ khóa: FDI, công nghiệp hỗ trợ, tác động lan tỏa, TFP.

Mã JEL: D00, D24, C23.

Impacts of foreign direct investment on the total factor productivity of domestic supporting industry firms

Abstract:

The impacts of foreign direct investment (FDI) on the supporting industry (SI) firms plays an important role in promoting the economy's participation in the global value chain. To assess the impact of FDI on domestic SI firms, this paper investigates two channels of FDI spill-overs on TFP's growth: horizontal spillovers and backward spillovers. The interaction variables between FDI and two internal factors of firms, human quality and capital intensity, are also considered to assess the absorptive capacity of domestic SI firms. Using GSO's enterprise survey data from 2014-2018, after estimating TFP, a random effect panel model of TFP and its determinants is run. The results show that FDI backward spillovers have positive impacts, while FDI horizontal spillovers cause negative impacts. The interaction variables show that domestic firms with higher quality labor better absorb the backward spillover effects.

Keywords: FDI, supporting industry, spillover effects, TFP

JEL Codes: D00, D24, C23.

1. Giới thiệu

Sau hơn 30 năm Đổi mới, Việt Nam đã thu hút được một lượng lớn vốn FDI. FDI đã đem đến tác động tích cực cho nền kinh tế Việt Nam trên nhiều phương diện như gia tăng xuất khẩu, đóng góp vào nguồn thu ngân sách và tạo việc làm. Tuy nhiên, câu hỏi đặt ra là liệu FDI có đem lại các tác động mạnh mẽ, làm thay đổi cấu trúc nền kinh tế trong nước, thúc đẩy các doanh nghiệp (DN) trong nước tham gia vào chuỗi giá trị toàn cầu (GVC). Công nghiệp hỗ trợ – sản xuất các đầu vào trung gian cho các doanh nghiệp lắp ráp xuất khẩu – được coi là ngành công nghiệp cốt lõi của nền kinh tế, đóng vai trò quyết định để nền kinh tế tham gia vào các chuỗi giá trị toàn cầu. Vì vậy, tác động của FDI đối với doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ (CNHT) trợ nội địa có vai trò quan trọng, thúc đẩy quá trình gia nhập vào nền kinh tế toàn cầu.

Mặc dù đã có nhiều nghiên cứu đánh giá tác động của FDI đối với các doanh nghiệp Việt Nam (Ni & cộng sự, 2017; Thang & cộng sự, 2016; Huynh & cộng sự, 2021; Rahman & Inaba, 2021), song với doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa, đánh giá tác động của FDI vẫn là khoảng trống nghiên cứu. Vì vậy, việc đánh giá tác động lan tỏa FDI đối với doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa có ý nghĩa quan trọng, đặc biệt trong bối cảnh Việt Nam ngày càng tham gia sâu rộng vào nền kinh tế toàn cầu thông qua các Hiệp định thương mại tự do.

Để đánh giá tác động lan tỏa của các doanh nghiệp FDI đến doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa, bài viết tập trung đánh giá tác động của FDI đối với TFP của các doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa Việt Nam. Sử dụng dữ liệu điều tra doanh nghiệp trong 5 năm (2014-2018) và mô hình dữ liệu bảng để đánh giá tác động của FDI đối với TFP. Các kênh tác động của FDI là tác động nội ngành và tác động hạ nguồn, đồng thời biến tương tác được đưa vào mô hình để xem xét khả năng hấp thụ của doanh nghiệp nội địa. Bên cạnh các yếu tố FDI, mô hình cũng xem xét các biến tác động khác như chất lượng lao động và cường độ vốn, nhu cầu nội địa, môi trường thể chế và các yếu tố đặc trưng của doanh nghiệp, các biến này đóng vai trò là các biến kiểm soát trong mô hình.

2. Tổng quan nghiên cứu

2.1. Khái niệm công nghiệp hỗ trợ

Cụm từ công nghiệp hỗ trợ trở nên phổ biến ở Việt Nam từ những năm 2007 với ấn phẩm “Xây dựng công nghiệp hỗ trợ tại Việt Nam” do Kenichi Ohno chủ biên (Ohno, 2007). Tuy nhiên, đến nay, khái niệm này vẫn chưa thống nhất. Theo Nguyễn Thị Thúy Quỳnh (2007), “Công nghiệp hỗ trợ là một nhóm các hoạt động công nghiệp cung cấp các đầu vào trung gian (gồm linh kiện, phụ tùng và công cụ để sản xuất ra các linh kiện phụ tùng này) cho các ngành công nghiệp lắp ráp và chế biến”. Theo Hoàng Văn Châu (2010), công nghiệp hỗ trợ là công nghiệp sản xuất ra các linh kiện, phụ tùng, sản phẩm trung gian,... đóng vai trò là đầu vào và lắp ráp chúng để trở thành sản phẩm cuối cùng. Trong khi đó Trương Thị Chí Bình (2010) cho rằng công nghiệp hỗ trợ là toàn bộ việc tạo ra những linh phụ kiện tham gia vào việc hình thành các sản phẩm hoàn thiện cho người tiêu dùng.

Nghị định 111/2015/QĐ-TTg ngày 3/11/2015 về phát triển công nghiệp hỗ trợ định nghĩa công nghiệp hỗ trợ là “các ngành công nghiệp sản xuất nguyên liệu, vật liệu, linh kiện và phụ tùng để cung cấp cho sản xuất sản phẩm hoàn chỉnh”. Quyết định 9028/QĐ-BCT 2014 về Quy hoạch tổng thể phát triển công nghiệp hỗ trợ 2020 tầm nhìn 2030 cụ thể ba lĩnh vực được quy hoạch, định hướng tập trung phát triển giai đoạn đến 2020, tầm nhìn đến 2025 là: (i) Linh kiện phụ tùng; (ii) công nghiệp hỗ trợ ngành dệt may, da giày; (iii) công nghiệp hỗ trợ cho các ngành công nghiệp công nghệ cao. Báo cáo của Bộ Công thương về công nghiệp hỗ trợ, dựa trên điều tra mẫu về các doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ 2018 của Tổng cục thống kê, cũng tập trung vào các ngành tương tự như vậy, bao gồm linh kiện ô tô, cơ khí, điện tử, dệt may, và da giày (Bộ Công Thương, 2019).

Có thể thấy, công nghiệp hỗ trợ là khái niệm không có ranh giới rõ ràng. Trong các nghiên cứu, khái niệm này ngày được cụ thể trong các ngành, lĩnh vực để đảm bảo có thể xem xét kỹ lưỡng, phù hợp với bối cảnh thực tế. Trong nghiên cứu này, chúng tôi sử dụng khái niệm công nghiệp hỗ trợ là các ngành công nghiệp sản xuất các nguyên vật liệu cơ bản, các linh kiện, phụ tùng, bán thành phẩm để cung cấp cho các ngành công nghiệp theo 7 tiểu ngành là (1) công nghiệp hỗ trợ dệt may-da giày; trình độ công nghệ trung bình là (2) linh kiện nhựa-cao su, (3) linh kiện cơ khí kim loại; trình độ công nghệ cao có (4) linh kiện điện tử; (5)

linh kiện điện; (6) linh kiện ô tô, xe máy; (7) công nghiệp hỗ trợ công nghệ cao.

2.2. Tác động của doanh nghiệp FDI đối với doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa

Với doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa, liên kết với các doanh nghiệp FDI đóng vai trò quan trọng, đặc biệt đối với các quốc gia đang phát triển. Mỗi liên kết này không chỉ đem đến một lượng cầu lớn cho các doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa, mà còn góp phần nâng cao hiệu quả hoạt động, trình độ công nghệ của các doanh nghiệp nội địa. Ohno (2007) chỉ ra việc thu hẹp khoảng cách về thông tin và nhận thức của các doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ và doanh nghiệp lắp ráp FDI là một trong các yếu tố góp phần thúc đẩy phát triển công nghiệp hỗ trợ.

Cũng như các doanh nghiệp nội địa khác trong nền kinh tế, tác động lan tỏa của doanh nghiệp FDI được phân thành hai nhóm là (i) tác động nội ngành (horizontal spillovers) là tác động từ các doanh nghiệp FDI trong cùng ngành với doanh nghiệp nội địa và (ii) tác động liên ngành (vertical spill-overs) là tác động từ các doanh nghiệp FDI là nhà cung cấp hoặc khách hàng của doanh nghiệp nội địa (Sari & cộng sự, 2016).

Tác động nội ngành có được là nhờ quá trình học tập của các doanh nghiệp nội địa về phương thức quản lý, công nghệ của các đối thủ FDI trong ngành. Tác động này cũng đến từ việc dịch chuyển lao động từ các doanh nghiệp FDI – những lao động được nâng cao trình độ, kỹ năng sau một thời gian làm việc cho các doanh nghiệp FDI- chuyển sang làm việc cho các doanh nghiệp nội địa. Một số nghiên cứu thực tiễn cho thấy tác động tích cực của các doanh nghiệp FDI đối với doanh nghiệp trong nước như trường hợp doanh nghiệp chế biến chế tạo của Indonesia (Sari & cộng sự, 2016), doanh nghiệp chế biến chế tạo và dịch vụ của Bangladesh (Rahman & Inaba, 2021). Bên cạnh các tác động tích cực, các doanh nghiệp FDI cũng có thể gây ra các tác động tiêu cực (Khalifah & cộng sự, 2015) như chèn ép doanh nghiệp trong nước, thu hút các đơn hàng trên thị trường, khiến cho các doanh nghiệp nội địa – có năng lực cạnh tranh kém hơn- phải cắt giảm sản xuất, và ảnh hưởng đến năng lực, hiệu quả sản xuất của các doanh nghiệp này. Farole & Winkler (2015) tìm thấy tác động tiêu cực này ở 78 quốc gia có thu nhập thấp và trung bình; Kim (2015) đưa ra dẫn chứng về tác động tiêu cực này ở Hàn Quốc. Một số nghiên cứu của Việt Nam cũng chỉ ra tác động tiêu cực này (Ni & cộng sự, 2017; Nguyen & cộng sự, 2020; Thang & cộng sự, 2016; Huỳnh & cộng sự, 2021). Bên cạnh đó, một số nghiên cứu cho thấy tác động FDI nội ngành là không đáng kể (Wiboonchutikula & cộng sự, 2016; Khalifah & cộng sự, 2015).

Tác động FDI liên ngành, bao gồm tác động từ các doanh nghiệp FDI là nhà cung cấp đầu vào (tác động thượng nguồn) và tác động từ các doanh nghiệp FDI là khách hàng (tác động hạ nguồn). Với đầu vào sản xuất là các sản phẩm có chất lượng cao, kỹ thuật hiện đại từ các nhà cung cấp FDI, các doanh nghiệp nội địa phải thay đổi, cải tiến quy trình sản xuất, máy móc, thiết bị và nhờ vậy, nâng cao năng lực sản xuất. Các nhà cung cấp FDI cũng có thể cung cấp hỗ trợ kỹ thuật cho các doanh nghiệp nội địa để đầu vào được sử dụng một cách tối ưu. Tuy nhiên, chi phí đầu vào cao từ các nhà cung cấp FDI cũng có thể gây ra tác động tiêu cực cho các doanh nghiệp trong nước. Sari & cộng sự (2016) cho thấy tác động tích cực này đối với doanh nghiệp chế biến chế tạo của Indonesia trong khi Wiboonchutikula & cộng sự (2016) cho thấy tác động tiêu cực đối với doanh nghiệp chế biến chế tạo Thái Lan. Các nghiên cứu về Việt Nam cũng cho thấy cả tác động tiêu cực (Nguyen & cộng sự, 2020; Thang & cộng sự, 2016) và tích cực (Duong & Hung, 2017).

Các doanh nghiệp FDI khách hàng cũng có thể cũng có thể đem đến tác động tích cực hoặc tiêu cực. Các doanh nghiệp FDI này cũng cung cấp hỗ trợ kỹ thuật để đảm bảo sản phẩm của các doanh nghiệp nội địa đáp ứng tiêu chuẩn yêu cầu của họ. Các doanh nghiệp FDI này thường là các tập đoàn đa quốc gia, vì vậy với các đơn hàng lớn, các doanh nghiệp FDI tạo cơ hội cho các doanh nghiệp nội địa có thể phát huy tính hiệu quả theo quy mô. Nhiều nghiên cứu thực tiễn cho thấy tác động tích cực từ các khách hàng FDI đối với doanh nghiệp nội địa như trường hợp của Ấn Độ (Fujimori & Sato, 2015); Thái Lan (Wiboonchutikula & cộng sự, 2016). Các nghiên cứu của Việt Nam cũng cho thấy tác động tích cực này (Ni & cộng sự, 2017; Nguyen & cộng sự., 2020; Duong & Hung, 2017; Newman & cộng sự, 2015). Tuy nhiên, trong trường hợp các doanh nghiệp FDI sử dụng đầu vào nhập khẩu hoặc từ các doanh nghiệp FDI – là đối thủ cạnh tranh của doanh nghiệp nội địa, có thể tạo ra áp lực cạnh tranh đối với doanh nghiệp nội địa, làm thị trường tiêu thụ của doanh nghiệp nội địa bị thu hẹp, cản trở sự phát triển của doanh nghiệp nội địa. Sari & cộng sự (2016) đã chứng minh tác động tiêu cực này đối với năng suất doanh nghiệp chế biến chế tạo Indonesia.

Mặc dù chưa có nghiên cứu nào đánh giá tác động lan tỏa của FDI đến các doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa Việt Nam, song cũng có các nghiên cứu đánh giá tác động của FDI đến các ngành có liên quan đến công nghiệp hỗ trợ. Duong & Hung (2017) đã cho thấy tác động tích cực của các doanh nghiệp FDI liên ngành đối với các doanh nghiệp ngành may mặc từ năm 2009 đến năm 2013. Nguyen & cộng sự (2019) cũng cho thấy các tác động tích cực của khách hàng FDI đối với doanh nghiệp cơ khí và điện tử giai đoạn 2007-2015. Tuy nhiên, cả hai nghiên cứu này không tìm thấy tác động nội ngành từ doanh nghiệp FDI.

Báo cáo công nghiệp hỗ trợ của Bộ Công thương cũng cho thấy mối liên kết giữa doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa và doanh nghiệp FDI còn lỏng lẻo. Về mối liên kết với các doanh nghiệp FDI hạ nguồn, trong số 48% doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa có mối quan hệ với doanh nghiệp FDI hạ nguồn, chỉ có 5% có doanh thu hoàn toàn từ khách hàng FDI, trong đó ngành điện tử có tỷ lệ cao nhất là 22%, ngành dệt may-da giày chỉ có 3%. Về mối liên kết với các doanh nghiệp FDI thượng nguồn, chỉ có 3% doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa có nhà cung cấp là doanh nghiệp FDI, điều này cho thấy các doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ có ít mối liên hệ với nhà cung cấp FDI. Về sự hỗ trợ kỹ thuật của các doanh nghiệp FDI đối với các doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa, chỉ có khoảng hơn 8% doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa trong mẫu khảo sát nhận được sự hỗ trợ này (Bộ Công thương, 2019).

Trước bối cảnh Việt Nam ngày càng tham gia vào các Hiệp định thương mại song phương và đa phương, thu hút vốn FDI gia tăng, việc đánh giá tác động của doanh nghiệp FDI đối với công nghiệp hỗ trợ nội địa là cần thiết. Do các doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa có ít mối liên hệ với các doanh nghiệp FDI thượng nguồn, nên nghiên cứu tập trung vào kênh tác động nội ngành và kênh tác động từ các doanh nghiệp FDI hạ nguồn.

Nghiên cứu trước đây của chúng tôi về công nghiệp hỗ trợ nội địa cho thấy có sự suy giảm hiệu quả kỹ thuật (TE) của doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa so với đối thủ FDI trong giai đoạn 2010-2018 (Thanh & Trang, 2020), qua đó cho thấy sự suy giảm khả năng cạnh tranh của các doanh nghiệp trong nước. Về tác động của FDI đến doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa, cả doanh nghiệp FDI cùng ngành và doanh nghiệp FDI hạ nguồn, đều gây ra tác động tiêu cực đối với TE (Trang & Thanh, 2021), trong khi đó khi đánh giá tác động đối với TFP, chỉ có FDI cùng ngành gây tác động tiêu cực, còn FDI hạ nguồn lại có tác động tích cực (Trang & Thanh, 2022). Kết quả này cho thấy hiệu quả không đồng đều của các doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa, nên mặc dù các doanh nghiệp FDI hạ nguồn tác động tích cực, giúp cải thiện TFP của các doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa, song lại làm TE của doanh nghiệp nội địa lại giảm đi, cho thấy sự phân hóa giữa nhóm có hiệu quả cao hơn và nhóm có hiệu quả thấp hơn của các doanh nghiệp nội địa.

Để tìm hiểu sâu hơn về tác động của FDI đối với TFP của doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa, trong nghiên cứu này, chúng tôi xem xét các yếu tố tác động FDI nội ngành và tác động FDI liên ngành. Với tác động FDI liên ngành, do có rất ít (khoảng 3%) doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa có nhà cung cấp là doanh nghiệp FDI (Bộ Công thương, 2019), nghiên cứu sẽ chỉ xem xét tác động FDI hạ nguồn mà không xem xét tác động FDI thượng nguồn. Bên cạnh đó, các biến tương tác giữa FDI và các yếu tố nội lực của doanh nghiệp là chất lượng lao động và cường độ vốn cũng được xem xét để đánh giá tăng khả năng hấp thụ tác động lan tỏa của FDI.

3. Phương pháp nghiên cứu và số liệu

3.1. Hàm sản xuất và ước lượng TFP

Năng suất các yếu tố tổng hợp từ hàm sản xuất Cobb-Douglas được Solow khởi xướng từ năm 1957 và được phát triển thành nhiều trường phái khác nhau.

Solow (1957) với giả định mọi doanh nghiệp đều nằm trên đường biên sản xuất, năng suất các yếu tố tổng hợp (TFP) là phần dư của quá trình sản xuất sau khi đã tính toán đóng góp của các yếu tố đầu vào.

Với cách tiếp cận tham số, hàm sản xuất Cobb-Douglas dạng CES (constant elasticity of substitution production function) là hàm sản xuất có hệ số co giãn thay thế đầu vào không đổi. Phát triển hàm sản xuất này, cho phép hệ số co giãn thay thế đầu vào thay đổi, hàm sản xuất loga siêu việt (hàm translog) được phát triển từ năm 1967 (Kmenta, 1967). Trong hàm translog, hệ số co giãn thay thế đầu vào thay đổi và mối quan hệ phi tuyến tính giữa đầu vào và đầu ra. Các nghiên cứu ước lượng tăng trưởng TFP từ hàm translog cũng

được tìm thấy trong các nghiên cứu như Francis & cộng sự (2020) và Le & cộng sự (2020).

Nhận thấy các đầu vào như vốn đầu tư và nguyên liệu có hiện tượng nội sinh với TFP, các nhà kinh tế tiếp tục phát triển phương pháp ước lượng để xử lý vấn đề nội sinh. Beveren (2012) đã tổng hợp 4 phương pháp chính: (1) Phương pháp hiệu ứng cố định (fixed effect); (2) Phương pháp biến công cụ (IV) và phương pháp moment tổng quát (GMM); (3) Phương pháp bán tham số của Olley & Pakes (1996) (viết tắt là OP); (4) Phương pháp bán tham số của Levinsohn & Petrin (2003) (viết tắt là LP). Tuy nhiên, để triển khai các phương pháp (2), (3), (4) thì cần đầy đủ dữ liệu cần thiết. Với phương pháp IV và GMM thì cần dữ liệu bảng cân bằng hoặc một số trường dữ liệu cho biến công cụ; OP cần có dữ liệu về vốn đầu tư; LP cần dữ liệu về đầu vào trung gian.

Vì vậy, trong nghiên cứu này, với dữ liệu sẵn có, để ước lượng TFP, chúng tôi sử dụng hàm sản xuất translog và xử lý vấn đề nội sinh bằng phương pháp hiệu ứng cố định.

Hàm sản xuất dạng tuyến tính logarit tổng quát như sau:

$$\ln VA_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + v_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Hàm sản xuất translog có dạng:

$$\ln = \beta_0 + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + \beta_3 (\ln K_{it})^2 + \beta_4 (\ln L_{it})^2 + \beta_5 (\ln K_{it})(\ln L_{it}) + v_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Trong đó,

VA_{it} là giá trị gia tăng của doanh nghiệp i ở năm t và được tính bằng triệu VNĐ. VA được ước tính theo phương pháp thu nhập.

K_{it} là tài sản của doanh nghiệp i tại năm t . K được tính bằng triệu VNĐ và được ước tính bằng tài sản cố định của doanh nghiệp.

L_{it} là số lao động của doanh nghiệp i , tại thời điểm năm t , được đo lường bằng số lao động trung bình đầu năm và cuối năm của doanh nghiệp.

v_i là phần dư có thể quan sát được về đặc điểm của doanh nghiệp i theo thời gian (hiệu ứng cố định).

ε_{it} là các phần dư không thể quan sát được, được giả định tuân theo phân phối chuẩn.

F- test được sử dụng để xác định hàm sản xuất translog có ưu việt hơn hàm tuyến tính logarit.

Từ hàm sản xuất được lựa chọn, tăng trưởng TFP được xác định như sau:

$$\ln \widehat{TFP} = \widehat{\beta}_0 + \widehat{v}_i + \widehat{\varepsilon}_{it} \quad (3)$$

3.2. Mô hình các yếu tố tác động đến TFP

Với cách tiếp cận tăng trưởng nội sinh, được phát triển trong những năm 1980 với các đại diện như Lucas (1988) và Romer (1994), năng suất các yếu tố tổng hợp không còn là yếu tố ngoại sinh như trong mô hình của Solow, mà được quyết định bởi các yếu tố như vốn con người, trình độ công nghệ, môi trường thể chế,...

Mô hình các yếu tố tác động đến TFP có dạng như sau:

$$\ln TFP_{it} = \delta_0 + \delta Z_{it} + u_i + \omega_{it} \quad (4)$$

Trong đó Z_{it} là vecto các yếu tố tác động đến TFP ($\ln TFP$), bao gồm tác động lan tỏa của các doanh nghiệp FDI. Cụ thể, Z_{it} bao gồm các yếu tố sau:

Các yếu tố nội lực của doanh nghiệp:

- Chất lượng lao động ($\ln Hum$) được đại diện bằng log tự nhiên của chi phí trung bình cho một lao động của doanh nghiệp.

- Cường độ vốn ($\ln CI$) được xác định bằng log tự nhiên của giá trị tài sản trung bình trên một lao động của doanh nghiệp.

Các yếu tố FDI và biến tương tác

- Tác động của các doanh nghiệp FDI nội ngành ($HFSpill$) được xác định theo công thức sau:

$$HFSpill_{jt} = \frac{\sum_{i \in j} FSh_{it} * L_{it}}{\sum_{i \in j} L_{it}}$$

Trong đó, FSh_{it} là tỷ lệ vốn nước ngoài của doanh nghiệp i , tại thời điểm t . j là một trong bảy tiểu ngành.

- Biến tương tác giữa tác động của FDI nội ngành và 2 yếu tố nội lực của doanh nghiệp

$$HFSpill_{hum} = HFSpill_{jt} * \ln Hum_{it}$$

$$HFSpill_{CI} = HFSpill_{jt} * \ln CI_{it}$$

- Tác động của các doanh nghiệp FDI hạ nguồn cho biết tác động của các doanh nghiệp FDI ở các ngành sử dụng đầu vào là các sản phẩm của các doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ- FDI backward effect (*BFSpill*) – được đo lường bằng tác động lan tỏa của các doanh nghiệp FDI hạ nguồn này, được xác định bằng công thức:

$$BFSpill_{jt} = \sum_k b_{kl} * HSpill_{jt}$$

BFSpill_{jt} là tác động lan tỏa của các doanh nghiệp FDI đối với tiểu ngành công nghiệp hỗ trợ j. Các doanh nghiệp FDI hạ nguồn sử dụng đầu vào là các sản phẩm của các doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ ngành j. *b_{kl}* là hệ số cho biết khi ngành k tăng lên 1 đơn vị sản phẩm thì ngành l cần tăng lên bao nhiêu đơn vị sản phẩm, hệ số này được tính toán từ bảng cân đối liên ngành (IOT).

- Biến tương tác giữa tác động của FDI hạ nguồn và 2 yếu tố nội lực (chất lượng nhân lực và cường độ vốn)

$$BFSpill_{hum} = BFSpill_{jt} * \ln Hum_{it}$$

$$BFSpill_{CI} = BFSpill_{jt} * \ln CI_{it}$$

Các yếu tố khác:

- Cầu nội địa đối với ngành j (*BSpill_ratio*) cho biết tác động của toàn bộ doanh nghiệp hạ nguồn sử dụng đầu vào là sản phẩm của ngành j, được đo lường theo công thức sau:

$$BSpill_{ratio_{jt}} = \frac{\sum_k b_{kl} * L_{jt}}{\sum_{i \in j} L_{it}}$$

- Môi trường thể chế, có hai biến đại diện bởi hai chỉ số thành phần của Chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh (PCI). Đó là chỉ số thành phần “chi phí phi chính thức” (*informal*) và chỉ số thành phần “môi trường cạnh tranh bình đẳng” (*competition*).

Các yếu tố đặc trưng của doanh nghiệp:

- Biến Vùng (*Region*) là biến giả (dummy), nhận 6 giá trị từ 1 đến 6, đại diện cho 6 vùng địa lý: 1: Vùng Đồng bằng sông Hồng; 2: Vùng Trung du Miền núi phía Bắc; 3: Vùng Bắc Trung bộ và Duyên hải Miền Trung; 4: Vùng Tây nguyên; 5: Vùng Đông Nam Bộ; 6: Vùng Đồng bằng sông Cửu Long.

- Biến quy mô doanh nghiệp (*SIZE*) cũng là một biến giả, nhận các giá trị từ 1 đến 4, tương ứng với quy mô doanh nghiệp: 1- siêu nhỏ; 2-nhỏ; 3- vừa và 4- lớn

- Ngành (tiểu ngành) của doanh nghiệp (*supind*) là biến giả với các giá trị từ 61 đến 67, tương ứng với 7 tiểu ngành của công nghiệp hỗ trợ; 61-công nghiệp hỗ trợ dệt may – da giày; 62- Linh kiện nhựa – cao su; 63-Linh kiện cơ khí, kim loại; 64-Linh kiện điện tử; 65-Linh kiện điện; 66- Linh kiện ô tô, xe máy; 67-công nghiệp hỗ trợ công nghệ cao.

Các quan sát được tính bằng tiền của doanh nghiệp (giá trị gia tăng, tài sản) được điều chỉnh theo chỉ số giảm phát để thu được giá trị thực tại thời điểm năm 2010.

3.3. Dữ liệu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu từ Tổng Điều tra doanh nghiệp của Tổng cục Thống kê từ năm 2015 đến 2019 để xem xét tác động của các yếu tố bên trong, các yếu tố đặc trưng và phối hợp với Bảng IO 2016 xem xét tác động của các biến liên quan đến doanh nghiệp FDI và tổng cầu nội địa. Sử dụng dữ liệu PCI từ năm 2014 đến 2018 để xem xét tác động của môi trường thể chế đến TFP doanh nghiệp.

4. Kết quả mô hình

4.1. Mã ngành công nghiệp hỗ trợ

Từ danh mục mã ngành VSIC 2007 và VSIC 2018, các mã ngành công nghiệp hỗ trợ được xác định như sau: công nghiệp hỗ trợ dệt may-da giày bao gồm các mã ngành như 131, 132, 15110; linh kiện nhựa-cao su

gồm 221, 222; linh kiện cơ khí kim loại gồm 251, 25910, 25920, 25930, 25999; linh kiện điện tử gồm 261; linh kiện điện gồm 271, 272, 273, 274, 279; linh kiện ô tô- xe máy gồm 281, 292, 293, 30990; công nghiệp hỗ trợ công nghệ cao bao gồm 20131, 20132, 203, 26510, 266, 267, 268, 32501.

4.2. Thống kê mô tả

Sau khi làm sạch dữ liệu, mẫu nghiên cứu gồm 60.812 quan sát về doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa trong 5 năm, trong đó 11.560 quan sát vào năm 2014; 15,981 quan sát trong năm 2015; 5.967 quan sát trong năm 2016; 12.161 quan sát vào năm 2017 và 15.143 quan sát vào năm 2018.

Phần lớn các doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ trong nước trong mẫu khảo sát nằm ở Đồng bằng sông Hồng (40%) và Đông Nam Bộ (40%). 95% là các doanh nghiệp siêu nhỏ và nhỏ. Khoảng 60% số công ty nằm trong phân ngành linh kiện cơ khí, kim loại, tiếp theo là linh kiện nhựa-cao su và dệt may-da giày.

Thống kê mô tả một số biến trong mô hình như sau:

Bảng 1: Thống kê mô tả một số biến chính trong mô hình (4)

TT	Biến		Năm				
			2014	2015	2016	2017	2018
1	lnCl	Mean	4.15	4.58	4.05	4.01	4.15
		SD	1.15	1.22	1.52	1.52	1.52
2	lnHum	Mean	3.78	3.89	3.90	3.93	3.97
		SD	0.52	0.53	0.63	0.55	0.56
3	HFSpill	Mean	0.42	0.44	0.45	0.43	0.44
		SD	0.13	0.12	0.13	0.14	0.14
4	BFSpill	Mean	0.32	0.31	0.29	0.32	0.32
		SD	0.11	0.11	0.12	0.11	0.11
5	BSpill_ratio	Mean	2.05	2.03	1.89	1.88	1.78
		SD	1.09	1.20	1.33	1.13	1.01
6	Informal	Mean	4.82	4.67	5.10	5.14	5.81
		SD	0.58	0.61	0.59	0.70	0.58
7	Competition	Mean	4.43	4.33	4.39	4.66	5.37
		SD	0.74	0.56	0.57	0.65	0.72

Chú thích: Mean = giá trị trung bình, SD = độ lệch chuẩn

4.3. Lựa chọn hàm sản xuất và ước lượng TFP

Sử dụng F- test khẳng định lựa chọn hàm sản xuất translog, tiến hành chạy mô hình (2). Sử dụng ước lượng sai số chuẩn vững để xử lý hiện tượng phương sai thay đổi. LnTFP được xác định theo phương trình (3).

4.4. Kết quả mô hình các yếu tố tác động TFP (LnTFP)

Trong phương trình (4), Z_{it} là một véc tơ của các yếu tố tác động đến LnTFP, bao gồm một số biến đặc trưng của doanh nghiệp, là những biến không thay đổi theo thời gian. Do đó, nghiên cứu sử dụng hồi quy dữ liệu bảng với phương pháp ước lượng ngẫu nhiên cho mô hình (4). Sử dụng ước lượng sai số chuẩn vững để xử lý hiện tượng phương sai thay đổi.

Để xem xét kỹ hơn tác động lan tỏa của FDI, các biến tương tác được đưa vào mô hình. Nghiên cứu tiến hành chạy 4 mô hình. Mô hình 1 không bao gồm bất kỳ biến tương tác nào. Mô hình 2 bao gồm các biến tương tác giữa các biến tác động lan tỏa FDI và chất lượng nhân lực của doanh nghiệp. Mô hình 3 bao gồm biến tương tác giữa các biến tác động lan tỏa FDI với cường độ vốn của doanh nghiệp. Mô hình 4 bao gồm cả hai loại biến tương tác trên. Kết quả 4 mô hình như sau:

Kết quả chạy 4 mô hình cho thấy không có nhiều thay đổi về hệ số của các biến, cho thấy tính vững của

Bảng 2: Kết quả bốn mô hình đánh giá tác động của FDI đối với TFP của doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa

Biến phụ thuộc: Ln(TFP)				
	Mô hình (1)	Mô hình (2)	Mô hình (3)	Mô hình (4)
Biến	Hệ số	Hệ số	Hệ số	Hệ số
lnHum	0.86*** (0.01)	0.80*** (0.04)	0.86*** (0.01)	0.80*** (0.05)
lnCI	-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	-0.03* (0.02)	-0.03* (0.02)
<i>HFSpill</i>	-0.23* (0.13)	-0.37 (0.25)	-0.39** (0.17)	-0.49* (0.26)
<i>BFSpill</i>	3.31** (1.38)	2.78** (1.41)	3.19** (1.38)	2.68* (1.41)
BSpill_ratio	-0.17*** (0.02)	-0.17*** (0.02)	-0.17*** (0.02)	-0.17*** (0.02)
<i>HFSpill_hum</i>		0.05 (0.06)		0.04 (0.06)
<i>BFSpill_hum</i>		0.15** (0.07)		0.14* (0.07)
<i>HFSpill_CI</i>			0.04 (0.02)	0.04 (0.03)
<i>BFSpill_CI</i>			0.03 (0.03)	0.02 (0.03)
Informal	0.05*** (0.00)	0.05*** (0.00)	0.05*** (0.00)	0.05*** (0.00)
Competition	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01* (0.00)	-0.01 (0.00)
62.supind	-0.25*** (0.07)	-0.25*** (0.07)	-0.25*** (0.07)	-0.25*** (0.07)
63.supind	-0.68** (0.31)	-0.68** (0.31)	-0.68** (0.31)	-0.68** (0.31)
64.supind	0.42*** (0.14)	0.41*** (0.14)	0.43*** (0.14)	0.42*** (0.14)
65.supind	-0.08 (0.27)	-0.10 (0.27)	-0.08 (0.27)	-0.10 (0.27)
66.supind	0.42* (0.25)	0.42* (0.25)	0.42 (0.25)	0.42* (0.25)
67.supind	0.45 (0.45)	0.42 (0.45)	0.45 (0.45)	0.42 (0.45)
2.Region	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)
3.Region	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)
4.Region	0.01 (0.03)	0.01 (0.03)	0.01 (0.03)	0.01 (0.03)
5.Region	0.05*** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.05*** (0.01)
6.Region	0.12*** (0.01)	0.12*** (0.01)	0.12*** (0.01)	0.13*** (0.01)
2.SIZE	0.10*** (0.00)	0.10*** (0.00)	0.10*** (0.00)	0.10*** (0.00)
3.SIZE	0.35*** (0.01)	0.35*** (0.01)	0.35*** (0.01)	0.35*** (0.01)
4.SIZE	0.49*** (0.02)	0.49*** (0.02)	0.49*** (0.02)	0.49*** (0.02)
Constant	-0.14 (0.27)	0.08 (0.32)	-0.03 (0.28)	0.17 (0.32)

Ghi chú: Sai số chuẩn để trong ngoặc đơn; ***, **, * thể hiện có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, 5%, 10%.

mô hình. Việc đưa các biến tương tác vào mô hình đã làm cho một số biến có ý nghĩa thống kê (biến HFSpill, biến BFSpill_hum), cho thấy việc cần thiết đưa các biến tương tác vào mô hình. Chính vì vậy, mô hình 4 là mô hình phù hợp nhất trong 4 mô hình.

Kết quả cho thấy các doanh nghiệp FDI mang đến cả tác động tiêu cực và tích cực cho doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa. Trong khi các doanh nghiệp FDI hạ nguồn (BFSpill) mang lại tác động tích cực, giúp cải thiện năng suất doanh nghiệp, thì doanh nghiệp FDI trong cùng ngành (HFSpill) lại gây ra tác động tiêu cực. Cả bốn mô hình đều có kết quả thống nhất về tác động của FDI với mức ý nghĩa trên 5%. Các biến tương tác giúp làm rõ hơn tác động lan tỏa của FDI. Các doanh nghiệp có chất lượng nhân lực cao hơn làm tăng khả năng hấp thụ tác động lan tỏa từ các doanh nghiệp FDI hạ nguồn, nhưng không giúp làm giảm tác động tiêu cực từ tác động của các doanh nghiệp FDI cùng ngành. Biến tương tác với cường độ vốn không có ý nghĩa thống kê, qua đó cho thấy năng lực trang bị máy móc thiết bị của doanh nghiệp chưa đủ để hỗ trợ doanh nghiệp hấp thụ tác động lan tỏa từ doanh nghiệp FDI.

Bên cạnh các biến FDI, kết quả tác động của các biến khác cho thấy rõ hơn các yếu tố tác động đến TFP của doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa. Chất lượng lao động (lnHum) có tác động tích cực, trong khi cường độ vốn (lnCI) tác động tiêu cực. Nhu cầu trong nước (BSpill_ratio) cũng đem lại tác động tiêu cực cho năng suất doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa, trong khi chi phí phi chính thức lại giúp doanh nghiệp hoạt động năng suất hơn. Đối với biến đặc trưng doanh nghiệp của phân ngành, các doanh nghiệp trong phân ngành linh kiện điện tử (64) linh kiện ô-tô, xe máy (66) có TFP cao hơn, trong khi các doanh nghiệp nhựa cao su (62) và cơ khí (63) có TFP thấp hơn. Các doanh nghiệp ở Đông Nam Bộ (5.Region) và Đồng bằng sông Cửu Long (6.Region) hoạt động năng suất cao hơn các doanh nghiệp ở Đồng bằng sông Hồng. Về quy mô doanh nghiệp, các doanh nghiệp siêu nhỏ có năng suất thấp nhất.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Thu hút FDI, Việt Nam cũng như các nước chủ nhà khác đều mong muốn các doanh nghiệp FDI tạo ra tác động lan tỏa tích cực đến doanh nghiệp trong nước, đặc biệt là đối với doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa để thúc đẩy nền kinh tế tham gia vào chuỗi giá trị toàn cầu. Kết quả của nghiên cứu này chỉ ra rằng các doanh nghiệp FDI hạ nguồn mang lại tác động lan tỏa tích cực, giúp cải thiện năng suất TFP của các doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa. Kết quả này khá phù hợp với nhiều nghiên cứu khác về tác động doanh nghiệp FDI hạ nguồn đối với các doanh nghiệp trong nước như trường hợp các doanh nghiệp chế biến chế tạo (Huynh & cộng sự, 2021), các doanh nghiệp dịch vụ (Rahman & Inaba, 2021). Tuy nhiên, các doanh nghiệp FDI là đối thủ cạnh tranh của doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa lại gây ra tác động tiêu cực. Các doanh nghiệp FDI này với hiệu quả kỹ thuật ngày càng cao hơn các doanh nghiệp nội địa (Thanh & Trang, 2020) đã tạo nên sức ép cạnh tranh với các doanh nghiệp nội địa, thu hút các đơn đặt hàng từ thị trường, giảm cơ hội phát triển và giảm năng suất của doanh nghiệp nội địa. Một số nghiên cứu về tác động của các doanh nghiệp FDI đối với doanh nghiệp nội địa khác cũng có kết quả tương tự như (Huynh & cộng sự, 2021), (Ni & cộng sự, 2017).

Sự tham gia của biến tương tác trong mô hình góp phần khẳng định vai trò của nhân lực đối với tăng khả năng hấp thụ tác động lan tỏa từ các doanh nghiệp FDI hạ nguồn. Chất lượng nhân lực cũng là yếu tố làm tăng năng suất TFP của doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa. Trong khi đó, cường độ vốn cho biết mức độ trang bị vốn của doanh nghiệp, là yếu tố làm giảm năng suất doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ và vì vậy, cũng không làm tăng khả năng hấp thụ tác động lan tỏa của FDI. Qua đó cho thấy, yếu tố nhân lực hiện vẫn đóng vai trò quan trọng đối với các doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa. Đầu tư máy móc là một yếu tố đặc thù quan trọng đối với doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ, song kết quả nghiên cứu cho thấy các doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa đầu tư máy móc chưa hiệu quả, dẫn đến việc làm giảm năng suất doanh nghiệp. Trên thực tế, có đến gần 90% các doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa hiện vẫn đang sử dụng máy móc thủ công và bán tự động (Bộ Công Thương, 2019), do vậy việc tăng đầu tư vào các máy móc sẽ không thể làm tăng hiệu quả của doanh nghiệp. Một số doanh nghiệp đầu tư máy móc nước ngoài, song nhân lực không đủ khả năng vận hành và bảo trì máy móc hiệu quả cũng là một nguyên nhân khiến cho việc đầu tư máy móc thiếu hiệu quả (Tung & Oyama, 2018).

Nhu cầu thị trường trong nước đóng vai trò quan trọng đối với sự phát triển của doanh nghiệp công nghiệp

hỗ trợ nội địa. Song kết quả cho thấy nhu cầu trong nước gia tăng, lại làm giảm năng suất của doanh nghiệp. Thực tiễn cho thấy nhiều doanh nghiệp trong nước nhập khẩu linh kiện, thiết bị để phục vụ sản xuất, do vậy không những không tạo cầu cho doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa mà còn làm gia tăng sức ép cạnh tranh đối với các doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa.

Trong số 7 phân ngành của công nghiệp hỗ trợ, các doanh nghiệp điện tử và linh kiện ô tô- xe máy có năng suất TFP cao hơn. Với ngày càng nhiều dự án FDI trong lĩnh vực điện tử và linh kiện ô tô, xe máy, sự lan tỏa tích cực của các doanh nghiệp FDI thượng ngành trong lĩnh vực này đã góp phần làm tăng năng suất doanh nghiệp nội địa, qua đó cho thấy các doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa trong hai phân ngành này hiện đang tận dụng tốt nguồn vốn FDI. Bên cạnh đó, hai phân ngành này thuộc ngành có trình độ công nghệ cao theo phân loại của NACE và có năng suất TFP cao hơn, sẽ góp phần nâng cao trình độ công nghệ của công nghiệp hỗ trợ nội địa. Mặc dù đa số doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa nằm ở vùng đồng bằng sông Hồng và vùng Đông Nam Bộ, gần với hai trung tâm kinh tế lớn là Hà Nội và TP.Hồ Chí Minh, nhưng kết quả cho thấy các doanh nghiệp ở phía Nam có năng suất cao hơn so với phía Bắc. Điều này có thể cho thấy môi trường đầu tư kinh doanh phía Nam thuận lợi hơn môi trường phía Bắc.

Từ các kết quả nghiên cứu như trên, bài báo đề xuất một số chính sách:

Thứ nhất, để gia tăng tác động lan tỏa từ các doanh nghiệp FDI hạ nguồn, các chính sách kết nối doanh nghiệp cần được đẩy mạnh hơn nữa, để các doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa dễ dàng tiếp cận doanh nghiệp FDI và nhận được sự hỗ trợ, lan tỏa từ doanh nghiệp FDI.

Thứ hai, để giảm áp lực cạnh tranh từ các doanh nghiệp FDI cùng ngành, cần rà soát lại các chính sách ưu đãi đối với doanh nghiệp FDI, giúp doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa có sân chơi bình đẳng hơn, góp phần giảm sự chèn ép của các doanh nghiệp FDI đối với các doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ.

Thứ ba, các chính sách về nâng cao năng lực của các doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ nội địa. Cần tiếp tục phát huy vai trò của nhân lực thông qua các chương trình đào tạo, nâng cao kỹ năng tay nghề và trình độ cho người lao động. Đầu tư cho máy móc, thiết bị có vai trò quan trọng đối với doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ, đặc biệt khi các doanh nghiệp hiện nay sử dụng các máy móc còn lạc hậu, và do vậy làm cản trở sự phát triển của doanh nghiệp. Tuy nhiên, việc đầu tư máy móc hiện đại đòi hỏi phải có nguồn vốn lớn, mà với đa số doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ là doanh nghiệp vừa và nhỏ, thì đây là một khó khăn lớn. Do vậy, cần có những nghiên cứu chuyên sâu, để có thể giải quyết vấn đề này một cách toàn diện theo lộ trình và theo các tiêu chí ưu tiên phù hợp.

Tài liệu tham khảo

- Beveren, I. V. (2012), 'Total factor productivity estimation: A practical review', *Journal of Economic Surveys*, 26(1), 98–128.
- Bình, T. T. (2010), 'Phát triển công nghiệp hỗ trợ trong ngành điện tử gia dụng ở Việt Nam', Luận án tiến sĩ, Đại học Kinh tế Quốc dân.
- Bộ Công Thương (2019), *Báo cáo công nghiệp hỗ trợ*, Bộ Công Thương.
- Châu, H. V. (2010), *Chính sách phát triển công nghiệp hỗ trợ ở Việt Nam đến năm 2020*, Hà Nội, Nhà xuất bản Thông tin và Truyền thông.
- Duong, V. H., & Hung, L. V. (2017), 'FDI Spillovers, Absorptive Capacity and Domestic Firms' Technical Efficiency in Vietnamese Wearing Apparel Industry', *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, 65(3), 1075–1084.
- Farole, T., & Winkler, D. (2015), 'The Role of Foreign Firm Characteristics, Absorptive Capacity and the Institutional Framework for FDI Spillovers', *Journal of Banking and Financial Economics*, 1(3), 77–112.
- Francis, D. C., Karalashvili, N., Maemir, H., & Meza, J. R. (2020), 'Measuring Total Factor Productivity Using the Enterprise Survey', Policy Research Working Paper, World Bank Group.
- Fujimori, A., & Sato, T. (2015), 'Productivity and technology diffusion in India: The spillover effects from foreign

- direct investment’, *Journal of Policy Modeling*, 37(4), 630-651.
- Huynh, H. T., Nguyen, P. V., Trieu, H. D., & Tran, K. T. (2021), ‘Productivity Spillover from FDI to Domestic Firms across Six Regions in Vietnam’, *Emerging Markets Finance and Trade*, 57(1), 59-75.
- Khalifah, N. A., Salleh, S. M., & Adam, R. (2015), ‘FDI productivity spillovers and the technology gap in Malaysia’s electrical and electronic industries’, *Asian-Pacific Economic Literature*, 29(1), 142-160.
- Kim, M. (2015), ‘Productivity spillovers from FDI and the role of domestic firm’s absorptive capacity in South Korean manufacturing industries’, *Empirical Economics*, 48, 807-827.
- Kmenta, J. (1967), ‘On Estimation of CES Production Function’, *International Economic Review*, 8(2), 180-189.
- Le, Q. C., Nguyen, T. P., & Do, T. N. (2020), ‘State ownership, quality of sub-national governance, and total factor productivity of firms in Vietnam’, *Post-Communist Economies*, 33(1), 133-146.
- Levinsohn, J., & Petrin, A. (2003), ‘Estimating production functions using inputs to control for unobservables’, *Review of Economic Studies*, 70(2), 317-341.
- Lucas, R. E. (1988), ‘On the Mechanics of Economic Development’, *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.
- Newman, C., Rand, J., Talbot, T., & Tarp, F. (2015), ‘Technology transfers, foreign investment and productivity spillovers’, *European Economic Review*, 76, 168-187.
- Nguyen, P. V., Tran, K. T., Le, H. C., Trieu, H. D., & Huynh, H. T. (2019), ‘Technology spillovers in the electronics and mechanical industries: the roles of ownership structure and wage and training costs in Vietnam’, *Journal for Global Business Advancement*, 12(2), 212-231.
- Nguyen, P. V., Tran, K. T., Le, N. T., & Trieu, H. D. (2020), ‘Examining FDI Spillover Effects on Productivity Growth: Firm-Level Evidence from Vietnam’, *Journal of Economic Development*, 45(1), 97-121.
- Ni, B., Spatareanu, M., Manole, V., Otsuki, T., & Yamada, H. (2017), ‘The origin of FDI and domestic firms’ productivity—Evidence from Vietnam’, *Journal of Asian Economics*, 52(C), 56-76.
- Ohno, K. (2007), *Xây dựng công nghiệp hỗ trợ tại Việt Nam*, Diễn đàn Phát triển Việt nam.
- Olley, S., & Pakes, A. (1996), ‘The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry’, *Econometrica*, 64(6), 1263-1297.
- Quỳnh, N. T. (2007), ‘Công nghiệp hỗ trợ: Tổng quan về khái niệm và sự phát triển’, trong K. Ohno, *Xây dựng công nghiệp hỗ trợ tại Việt Nam* (29-51), Diễn đàn phát triển Việt Nam.
- Rahman, A., & Inaba, K. (2021), ‘Foreign direct investment and productivity spillovers: a firm-level analysis of Bangladesh in comparison with Vietnam’, *Journal of Economic Structure, Springer; Pan-Pacific Association of Input-Output Studies (PAPAIOS)*, 10(1), 1-23.
- Romer, P. M. (1994), ‘The origin of edogenous growth’, *Journal of Economic Perspectives*, 8(1), 3-22.
- Sari, D. W., Khalifah, N. A., & Suyanto, S. (2016), ‘The spillover effects of foreign direct investment on the firms’ productivity performances’, *Journal of Productivity Analysis*, 46(2), 199-233.
- Solow, R. (1957), ‘Technical change and the aggregate production function’, *Review of Economics and Statistics*, 39(3), 312-320.
- Thang, T. T., Pham, T. S., & Barnes, B. R. (2016), ‘Spatial Spillover Effects from Foreign Direct Investment in Vietnam’, *The Journal of Development Studies*, 52(10), 1431-1445.
- Thanh, T. T., & Trang, N. Q. (2020), ‘Technical efficiency of supporting industry firms in Vietnam: domestic versus foreign invested firms’, *The 3rd international conference on contemporary issues in Economics, Management and Business (CIEMB)* (pp. 1409-1422), Hanoi: Finance Publishing House.
- Trang, N. Q., & Thanh, T. T. (2021), ‘Determinants of Technical Efficiency of domestic supporting industry firms in Vietnam’, *The 4rd international conference on contemporary issues in Economics, Management and Business (CIEMB)* (pp. 600-616), Hanoi: National Economic University Publishing House.
- Trang, N. Q., & Thanh, T. T. (2022), ‘Determinants of Total Factor Productivity of Domestic Supporting Industry Firms in Vietnam’, *15th Neu-KKU International Conference Socio-Economic and Environmental Issues In Development*, (pp. 155-166), Hanoi.
- Tung, N. V., & Oyama, T. (2018), ‘Investigating the Supporting Industry in the Manufacturing Sector in Vietnam—Role, Development and Future Strategies’, *Review Public Administration Management*, 6(1) [online]: doi:10.4172/2315-7844.1000242.
- Wiboonchutikula, P., Phucharoen, C., & Pruektanakul, N. (2016), ‘Spillover Effects Of Foreign Direct Investment On Domestic Manufacturing Firms In Thailand’, *The Singapore Economic Review (SER)*, 6, 1-32.

TÁC ĐỘNG CỦA MỨC ĐỘ MỞ CỬA THỊ TRƯỜNG ĐẾN XÁC SUẤT XẢY RA KHỦNG HOẢNG TÀI CHÍNH

Nguyễn Thành Công

Trường Đại học Phenikaa

Email: cong.nguyenthanh@phenikaa-uni.edu.vn

Trần Thúy Quỳnh

Trường Đại học Phenikaa

Email: quynh.tranthuy@phenikaa-uni.edu.vn

Mã bài: JED-1080

Ngày nhận bài: 13/01/2023

Ngày nhận bài sửa: 14/03/2023

Ngày duyệt đăng: 14/06/2023

DOI: 10.33301/JED.VI.1080

Tóm tắt

Bài nghiên cứu sử dụng dữ liệu từ 61 quốc gia trong giai đoạn 1996–2019 để phân tích tác động của mức độ mở cửa thị trường đến xác suất xảy ra khủng hoảng tài chính. Chúng tôi phát hiện ra rằng mức độ mở cửa thị trường cao hơn làm tăng khả năng xảy ra khủng hoảng tài chính, đặc biệt là khủng hoảng ngân hàng. Khi phân tích ba khía cạnh quan trọng của mở cửa thị trường, chúng tôi cho thấy việc thúc đẩy tự do thương mại làm giảm khả năng xảy ra khủng hoảng tài chính, trong khi đó nâng cao mức độ tự do đầu tư và tự do tài chính lại làm tăng xác suất khủng hoảng tài chính. Tuy vậy, tác động tích cực của tự do thương mại bé hơn rất nhiều so với tác động tiêu cực của tự do đầu tư và đặc biệt là tự do tài chính.

Từ khóa: Khủng hoảng tài chính, Mở cửa thị trường, Tự do thương mại, Tự do đầu tư, Tự do tài chính.

Mã phân loại JEL: G01, F41, E44

The impact of open market on the probability of financial crises

Abstract

Using a sample of 61 countries over the period 1996–2019, this paper examines the impact of open market on the probability of financial crises. We find that higher levels of open market increase the likelihood of financial crises, especially banking crises. Delving into the components of open market, our regression results show that increased trade freedom reduces the probability of financial crises, whereas increased investment freedom and financial freedom lead to higher probability of financial crises. Nevertheless, the positive effects of trade freedom are less pronounced than the negative effects of investment freedom and financial freedom.

Keywords: Financial crises, Open market, Trade freedom, Investment freedom, Financial freedom.

JEL classification codes: G01, F41, E44

1. Giới thiệu

Trong giai đoạn từ năm 1970 đến năm 2019, theo thống kê của Nguyen & cộng sự (2022a), thế giới ghi nhận hơn 700 cuộc khủng hoảng tài chính. Trong khi hầu hết các cuộc khủng hoảng tài chính được thống kê chỉ xảy ra cục bộ ở một quốc gia, một số ít các cuộc khủng hoảng kinh tế đã xảy ra trên phạm vi đa quốc gia như cuộc khủng hoảng đồng Peso năm 1994 (khủng hoảng Tequila), cuộc khủng hoảng tài chính châu Á năm 1997, hay gần đây hơn là cuộc Đại suy thoái năm 2008. Các cuộc khủng hoảng tài chính này thu hút được sự quan tâm của các nhà nghiên cứu và các nhà làm chính sách vì chúng gây ra hậu quả rất nghiêm trọng đến nền kinh tế và phúc lợi xã hội của người dân. Điều này cho thấy sự cần thiết của việc nghiên cứu các yếu tố gây ra khủng hoảng tài chính.

Sau khi cuộc Đại suy thoái nổ ra tại Hoa Kỳ và nhanh chóng lan rộng đến các quốc gia Châu Âu, vào ngày 25 tháng 12 năm 2008, nữ hoàng Anh Elizabeth đưa ra một câu hỏi cho các nhà nghiên cứu tại Đại học Kinh tế London rằng “Tại sao không ai nhìn thấy cuộc khủng hoảng đang đến?” (Giles, 2008). Sujit Kapadia – nhà kinh tế học của Ngân hàng trung ương Anh – khi đó đã thừa nhận với Nữ hoàng rằng các cuộc khủng hoảng tài chính xảy ra như những trận động đất hay đại dịch cúm, vốn dĩ ít khi xảy ra và khó để dự đoán.

Tuy vậy, dự đoán khả năng xảy ra khủng hoảng tài chính không phải là điều không thể. Các nghiên cứu gần đây đã phát hiện ra nhiều yếu tố có thể gia tăng xác suất xảy ra khủng hoảng tài chính như tăng trưởng tín dụng (Demirguc-Kunt & Detragiache, 1998), gánh nặng nợ công, bất ổn chính trị (Nguyen & cộng sự, 2022b), và chất lượng thể chế (Sever, 2020). Một số nhà nghiên cứu nhấn mạnh rằng trong bối cảnh các nền kinh tế trên thế giới đang ngày càng kết nối chặt chẽ với nhau, khủng hoảng tài chính tại một quốc gia có thể bị gây ra bởi các nguyên nhân bên ngoài quốc gia đó (Nguyen & cộng sự, 2022b; Haddad & cộng sự, 2013). Điều này đặt ra câu hỏi về tác động của mức độ mở cửa thị trường đến khả năng xảy ra khủng hoảng tài chính.

Các nghiên cứu trước đây thường chỉ tập trung vào một khía cạnh của mở cửa thị trường, đặc biệt là mở cửa tài chính, đến khả năng xảy ra khủng hoảng. Tuy nhiên, kết quả nghiên cứu vẫn chưa có sự đồng nhất. Mở cửa thị trường có thể dẫn đến bùng nổ đầu tư và mở rộng tín dụng thiếu kiểm soát dẫn đến khủng hoảng tài chính (Demirguc-Kunt & Detragiache, 1998; Ranciere & cộng sự, 2006). Ngược lại, Peritz & cộng sự (2021) phát hiện ra rằng mức độ mở cửa thị trường cao tại các quốc gia thuộc khối EU giúp giảm thiểu tác động tiêu cực của cuộc Đại suy thoái năm 2008. Ở khía cạnh khác, Bjørnskov (2016) lại phát hiện ra rằng mở cửa thị trường không có tác động đáng kể đến khả năng xảy ra khủng hoảng. Bên cạnh các kết quả không đồng nhất, các nghiên cứu trước đây thường chỉ tập trung phân tích một vài cuộc khủng hoảng tài chính trên quy mô lớn, đặc biệt là cuộc khủng hoảng tài chính Châu Á và sự kiện Đại suy thoái năm 2008 (ví dụ như Williams & Nguyen, 2005) mà bỏ qua hàng trăm cuộc khủng hoảng tài chính khác.

Từ những thiếu sót trên, mục tiêu của nghiên cứu này là phân tích tác động của mức độ mở cửa thị trường đến khả năng xảy ra khủng hoảng tài chính. Trong đó, chúng tôi xem xét ba khía cạnh quan trọng của mức độ mở cửa thị trường, đó là tự do thương mại, tự do đầu tư, và tự do tài chính. Cụ thể, bằng cách sử dụng phương pháp tác động cố định Logit trong mẫu dữ liệu của 61 quốc gia trong giai đoạn 1996–2019, chúng tôi nghiên cứu tác động của mức độ mở cửa thị trường tổng thể và các thành phần của nó đến xác suất xảy ra khủng hoảng tài chính.

Bài nghiên cứu có cấu trúc như sau. Phần 2 trình bày các nghiên cứu liên quan đến mở cửa thị trường và khủng hoảng tài chính. Phần 3 mô tả dữ liệu, các biến, và mô hình nghiên cứu. Phần 4 trình bày và phân tích kết quả nghiên cứu thực nghiệm. Phần 5 kết luận và đưa ra hàm ý chính sách.

2. Tổng quan cơ sở lý thuyết

2.1. Định nghĩa mở cửa thị trường

Dựa theo phân loại của tổ chức Heritage Foundation, mở cửa thị trường bao gồm ba thành tố gồm tự do tài chính, tự do đầu tư, và tự do thương mại (Miller & cộng sự, 2022). Do vậy, trong nghiên cứu này, mở cửa thị trường được định nghĩa là mức độ tự do của nền kinh tế trên phương diện thương mại, đầu tư, và tài chính. Trong đó, tự do thương mại hạn chế tác động của hàng rào thuế quan và phi thuế quan đến hoạt động xuất nhập khẩu hàng hóa và dịch vụ. Tự do đầu tư phản ánh sự dỡ bỏ các hạn chế mà một quốc gia áp đặt lên các hoạt động và lĩnh vực đầu tư. Tự do tài chính đo lường mức độ hiệu quả của hệ thống ngân hàng và

sự độc lập của hệ thống tài chính khỏi sự can thiệp hoặc kiểm soát của chính phủ.

Chúng tôi tiếp cận quan điểm về mở cửa thị trường của Heritage Foundation vì nó cung cấp một cái nhìn toàn diện hơn về mở cửa thị trường so với các chỉ số liên quan khác. Cụ thể, chỉ số mở cửa thị trường của International Chamber of Commerce (ICC) được xây dựng dựa trên mức độ mở cửa thương mại, chính sách thương mại, sự mở cửa đối với dòng vốn FDI, và cơ sở hạ tầng cho hoạt động thương mại (ICC, 2017). Quan điểm của ICC do vậy tập trung vào khía cạnh thương mại mà bỏ qua các vấn đề về mở cửa thị trường tài chính và đầu tư. Theo Demirguc-Kunt & Detragiache (1998), nhiều cuộc khủng hoảng tài chính đã diễn ra tại các quốc gia đang phát triển khi các quốc gia này mở cửa thị trường tài chính và đầu tư dẫn đến dòng vốn bên ngoài chảy vào quá nhiều và thiếu kiểm soát dẫn đến bong bóng tài sản và khủng hoảng tài chính. Chỉ số tự do hóa tài chính của Chinn & Ito (2008) và chỉ số cải cách tài chính của Abiad & cộng sự (2010) lại tập trung vào khía cạnh về mở cửa tài chính và đầu tư mà bỏ qua sự mở cửa về thương mại.

2.2. Mức độ mở cửa thị trường và khủng hoảng tài chính

Trong vài thập kỷ gần đây, việc nâng cao mức độ tự do tài chính, đặc biệt là các quốc gia đang phát triển, đã mang lại nhiều lợi ích và đồng thời cũng gây ra nhiều rủi ro cho nền kinh tế. Về mặt rủi ro, lãi suất tại các quốc gia với mức độ tự do tài chính cao thường do thị trường quyết định và có xu hướng biến động hơn so với các quốc gia kiểm soát lãi suất. Vì đặc thù của hệ thống ngân hàng thương mại là chuyển đổi nợ ngắn hạn (tiền gửi khách hàng) thành tài sản dài hạn (các khoản vay), các ngân hàng chịu rủi ro cao khi lãi suất có sự biến động lớn (Demirguc-Kunt & Detragiache, 1998; Bermpei & cộng sự, 2018). Tự do hóa thị trường tài chính cũng khiến cho các nhà quản trị ngân hàng có xu hướng chấp nhận rủi ro cao hơn. Thứ nhất, việc loại bỏ trần lãi suất giúp cho các nhà quản trị ngân hàng có thể tăng lãi suất cho vay đối với các khoản vay rủi ro cao (Demirguc-Kunt & Detragiache, 1998). Thứ hai, giảm các quy định và rào cản tín dụng có thể khuyến khích cho các ngân hàng cắt giảm quy trình sàng lọc khách hàng và cho vay nhiều hơn, tham gia vào các lĩnh vực kinh doanh phi truyền thống, và theo đuổi các dự án mang lại lợi nhuận cao nhưng tiềm ẩn rủi ro lớn (Ranciere & cộng sự, 2006; Dell’Ariccia & Marquez, 2004; Nguyen, 2021).

Ngược lại, Barrell & cộng sự (2017) phát hiện ra rằng việc dỡ bỏ trần lãi suất khắc phục vấn đề áp chế tài chính tại một số quốc gia và cho phép các ngân hàng huy động vốn một cách linh hoạt hơn để giảm thiểu rủi ro thiếu hụt thanh khoản. Thêm vào đó, sự tham gia của các ngân hàng nước ngoài vào thị trường giúp giảm thiểu khả năng xảy ra khủng hoảng tài chính vì các ngân hàng nước ngoài với ưu thế về quản trị và công nghệ có thể giúp các ngân hàng trong nước nâng cao hiệu quả, năng suất, và công nghệ (Williams & Nguyen, 2005).

Các nghiên cứu trước đây cũng đưa ra các bằng chứng trái chiều về tác động của tự do đầu tư đến rủi ro khủng hoảng tài chính. Singh (2003) và Gaies & Nabi (2019) cho rằng tự do đầu tư, bằng cách loại bỏ các rào cản về dòng vốn trong và ngoài nước, làm cho các cuộc khủng hoảng tài chính xảy ra thường xuyên hơn. Cụ thể, việc mở cửa cho dòng vốn nước ngoài có thể gây ra bùng nổ tín dụng tại các quốc gia đang phát triển, đặc biệt là các quốc gia với hệ thống tài chính yếu kém, và dẫn đến bất ổn kinh tế vĩ mô và khủng hoảng tài chính. Việc tự do hóa các dòng vốn từ nước ngoài và tỷ giá hối đoái cũng làm suy yếu các chính sách tiền tệ cũng như khả năng can thiệp vào nền kinh tế của Ngân hàng trung ương trong giai đoạn bất ổn kinh tế tăng cao (Guizani, 2020). Trái lại, Barrell & cộng sự (2017) cho rằng việc tự do hóa các dòng vốn nước ngoài và trong nước đóng vai trò quan trọng trong việc cung cấp thanh khoản cho hệ thống ngân hàng và giảm thiểu khả năng xảy ra khủng hoảng tài chính do thiếu hụt thanh khoản.

Mặc dù các nghiên cứu trước đây đã đưa ra quan điểm thống nhất về việc tự do thương mại thúc đẩy tăng trưởng kinh tế (Yanikkaya, 2003), các nhà nghiên cứu lại có quan điểm trái ngược về mối quan hệ giữa tự do thương mại và rủi ro khủng hoảng tài chính. Một số nghiên cứu chỉ ra rằng tự do thương mại khiến cho một nền kinh tế trở nên rủi ro hơn với các cú sốc bên ngoài khi nền kinh tế của các quốc gia trở nên phụ thuộc lẫn nhau hơn (Haddad & cộng sự, 2013). Ngược lại, tự do thương mại bảo vệ nền kinh tế khỏi suy thoái gây ra do sự sụt giảm tổng cầu trong nước (Martin & Rey, 2004).

Nhìn chung các nghiên cứu trước đây vẫn đang cung cấp các góc nhìn trái ngược về tác động của mở cửa thị trường, cụ thể là tự do tài chính, tự do đầu tư, và tự do thương mại, đến khả năng xảy ra khủng hoảng tài chính.

3. Dữ liệu và mô hình nghiên cứu

3.1. Đo lường mức độ mở cửa thị trường

Dựa theo phân loại của tổ chức Heritage Foundation, mở cửa thị trường là một trong bốn thành phần của chỉ số tự do kinh tế. Để đo lường mức độ mở cửa thị trường, Heritage Foundation xây dựng ba chỉ số: chỉ số tự do thương mại (*Trade freedom*), tự do tài chính (*Financial freedom*), và tự do đầu tư (*Investment freedom*). Giá trị của các chỉ số này giao động từ 0 đến 100 với giá trị càng lớn phản ánh mức độ tự do càng cao. Để đo lường mức độ mở cửa thị trường, chúng tôi tính toán chỉ số mở cửa thị trường (*Open Market*) bằng cách sử dụng bình quân số học của ba chỉ số thành phần. Phương pháp đo lường cụ thể của chỉ số tự do thương mại, tự do tài chính, và tự do đầu tư được trình bày trong báo cáo thường niên của tổ chức Heritage Foundation (xem Miller & cộng sự, 2022).

3.2. Mẫu nghiên cứu và biến số của mô hình

Dữ liệu mẫu nghiên cứu được thu thập từ 61 quốc gia trên thế giới trong giai đoạn 1996–2019. Dữ liệu kinh tế vĩ mô ở nhiều quốc gia, đặc biệt là các quốc gia đang phát triển, bị thiếu hụt dẫn đến số lượng các quốc gia được xem xét chỉ giới hạn ở 61 quốc gia gồm có: Angola, Austria, Belarus, Belgium, Brazil, Bulgaria, Burkina Faso, Cameroon, Colombia, Cote d'Ivoire, Croatia, Cyprus, Czechia, Denmark, Egypt, El Salvador, France, Germany, Ghana, Greece, Guatemala, Honduras, Hungary, Iceland, Ireland, Italy, Jamaica, Jordan, Korea, Latvia, Lesotho, Luxembourg, Madagascar, Malawi, Malaysia, Mali, Moldova, Mongolia, Mozambique, Netherlands, Nicaragua, Papua New Guinea, Philippines, Portugal, Romania, Russia Federation, Seychelles, Slovenia, South Africa, Sri Lanka, Sweden, Switzerland, Tanzania, Togo, Turkiye, Ukraine, United Kingdom, United States, Uruguay, Zambia, và Zimbabwe.

Để nghiên cứu về tác động của mức độ mở cửa thị trường đến khả năng xảy ra khủng hoảng tài chính, chúng tôi thu thập dữ liệu về khủng hoảng tài chính gồm khủng hoảng ngân hàng, khủng hoảng tiền tệ, và khủng hoảng nợ công từ cơ sở dữ liệu của Nguyen & cộng sự (2022a). Chúng tôi sử dụng biến giả khủng hoảng tài chính (*All crises*) nhận giá trị bằng 1 trong giai đoạn xảy ra bất kỳ loại khủng hoảng tài chính nào, và 0 cho giai đoạn không có khủng hoảng. Tương tự, chúng tôi cũng xem xét đến biến giả khủng hoảng ngân hàng (*Banking crisis*) vì đây là loại khủng hoảng tài chính thường xảy ra ở cả các quốc gia phát triển và đang phát triển.

Bên cạnh dữ liệu về mở cửa thị trường và khủng hoảng tài chính, dựa trên các nghiên cứu trước đó chúng tôi cũng thu thập dữ liệu của các yếu tố vĩ mô để kiểm soát tác động tiềm năng của các yếu tố này đến khả năng xảy ra khủng hoảng tài chính (như Demircug-Kunt & Detragiache, 1988; Daniel & Jones, 2007; Nguyen & cộng sự, 2022b).

Bảng 1 cung cấp định nghĩa và nguồn dữ liệu của các biến. Thống kê mô tả của các biến được cung cấp trong Bảng 2. Dựa theo tiêu chuẩn đánh giá của tổ chức Heritage Foundation, giá trị trung bình của chỉ số *Open market* (65,92) phản ánh mức độ tương đối mở cửa của thị trường. Trong các thành tố của mở cửa thị trường, giá trị trung bình của tự do thương mại (76,8) phản ánh rằng các quốc gia trong mẫu nghiên cứu hầu như là tự do trên khía cạnh thương mại. Chỉ số tự do đầu tư (62,87) cho thấy môi trường đầu tư tương đối tự do. Trái lại, mức độ tự do tài chính trung bình (58,03) được đánh giá là hầu như chưa tự do. Các thống kê cơ bản này cho thấy tự do thương mại là yếu tố đóng góp quan trọng nhất vào mức độ mở cửa thị trường của một quốc gia.

Để thống kê rõ hơn về mức độ mở cửa thị trường, chúng tôi phân mẫu nghiên cứu thành nhóm quốc gia phát triển và đang phát triển trong Bảng 3. Thống kê cho thấy mức độ mở cửa thị trường của nhóm quốc gia phát triển (77,67) là hầu như tự do. Trong đó, tự do thương mại với giá trị trung bình trên 80 phản ánh mức độ tự do rất cao. Ngược lại, mức độ mở cửa thị trường trung bình của nhóm quốc gia đang phát triển (59,37) phản ánh rằng thị trường của các quốc gia này hầu như chưa tự do. Tuy vậy, tự do thương mại của nhóm quốc gia đang phát triển là điểm sáng. Giá trị trung bình (72,66) được đánh giá là hầu như tự do. Thống kê của hai nhóm quốc gia đều cho thấy rằng tự do thương mại là yếu tố chính thúc đẩy mở cửa thị trường. Ngược lại, trong khi thị trường tài chính và đầu tư tại các quốc gia phát triển đã hầu như tự do thì các thị trường này tại nhóm quốc gia đang phát triển là hầu như chưa tự do.

Bảng 1: Định nghĩa các biến

Biến	Định nghĩa	Nguồn
Các biến khủng hoảng tài chính		
<i>All crises</i>	Biến giả nhận giá trị bằng 1 trong giai đoạn xảy ra bất kỳ loại khủng hoảng tài chính nào, và 0 cho giai đoạn không có khủng hoảng tài chính.	Nguyen & cộng sự (2022a)
<i>Banking crisis</i>	Biến giả nhận giá trị bằng 1 trong giai đoạn xảy ra khủng hoảng ngân hàng, và 0 cho giai đoạn còn lại.	Nguyen & cộng sự (2022a)
Các biến mở cửa thị trường		
<i>Trade freedom</i>	Chỉ số tự do thương mại đo lường tác động của hàng rào thuế quan và phi thuế quan đến hoạt động xuất nhập khẩu hàng hóa và dịch vụ.	Heritage Foundation
<i>Financial freedom</i>	Chỉ số tự do tài chính đo lường mức độ hiệu quả của hệ thống ngân hàng và sự độc lập của hệ thống tài chính khỏi sự can thiệp hoặc kiểm soát của chính phủ.	Heritage Foundation
<i>Investment freedom</i>	Chỉ số tự do đầu tư đo lường mức độ mà một quốc gia áp đặt một số hạn chế lên hoạt động đầu tư.	Heritage Foundation
<i>Open market</i>	Chỉ số đo lường mức độ mở cửa thị trường được tính dựa trên trung bình cộng ba chỉ số thành phần gồm: <i>Trade freedom</i> , <i>Financial freedom</i> , và <i>Investment freedom</i> .	Heritage Foundation
Các biến kiểm soát		
<i>GDP growth</i>	Tỷ lệ tăng trưởng GDP hàng năm.	World Development Indicators (WDI)
<i>Credit growth</i>	Tỷ lệ tăng trưởng tính dựa trên GDP hàng năm.	WDI
<i>Current account balance</i>	Tỷ lệ cán cân vãng lai trên GDP.	WDI
<i>Inflation</i>	Tỷ lệ lạm phát dựa trên chỉ số giá tiêu dùng.	WDI
<i>Tax revenue</i>	Tỷ lệ doanh thu thuế trên GDP.	WDI
<i>Government debt</i>	Tỷ lệ nợ công trên GDP.	WDI
<i>Urbanisation</i>	Tỷ lệ dân số sống tại khu vực đô thị trên tổng dân số.	WDI

Bảng 2: Thống kê mô tả

Biến nghiên cứu	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
<i>All crises</i>	1.017	0,303	0,460	0	1
<i>Banking crisis</i>	1.017	0,118	0,323	0	1
<i>Open market</i>	1.017	65,919	12,878	18,333	89,267
<i>Trade freedom</i>	1.017	76,853	10,287	25	90
<i>Investment freedom</i>	1.017	62,871	18,361	0	95
<i>Financial freedom</i>	1.017	58,033	17,237	10	90
<i>GDP growth</i>	1.017	2,081	3,253	-14,256	17,031
<i>Credit growth</i>	1.017	2,407	12,628	-41,653	66,134
<i>Current account balance</i>	1.017	-2,351	7,209	-33,175	24,929
<i>Inflation</i>	1.017	5,784	11,474	-3,003	225,990
<i>Tax revenue</i>	1.017	18,350	6,388	6,846	48,563
<i>Government debt</i>	1.017	56,754	30,424	7,429	184,759
<i>Urbanisation</i>	1.017	63,008	20,131	12,988	98,001

Bảng 3: Thống kê mô tả: Quốc gia phát triển và đang phát triển

Biến nghiên cứu	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
Nhóm quốc gia phát triển					
<i>All crises</i>	364	0,217	0,413	0	1
<i>Banking crisis</i>	364	0,206	0,405	0	1
<i>Open market</i>	364	77,673	7,233	57,200	89,267
<i>Trade freedom</i>	364	84,379	3,718	72	90
<i>Investment freedom</i>	364	77,074	11,289	50	95
<i>Financial freedom</i>	364	71,566	13,707	40	90
Nhóm quốc gia đang phát triển					
<i>All crises</i>	653	0,351	0,477	0	1
<i>Banking crisis</i>	653	0,069	0,254	0	1
<i>Open market</i>	653	59,367	10,434	18,333	78,967
<i>Trade freedom</i>	653	72,657	10,390	25	88
<i>Investment freedom</i>	653	54,954	16,703	0	90
<i>Financial freedom</i>	653	50,490	14,112	10	80

3.3. Mô hình nghiên cứu

Để đo lường tác động của mở cửa thị trường đến xác suất xảy ra khủng hoảng tài chính, chúng tôi sử dụng phương pháp tác động cố định logit (FE logit). Phương pháp này phù hợp với cấu trúc dữ liệu với biến phụ thuộc là biến nhị phân. Ưu điểm của phương pháp này so với các mô hình logit thông thường là nó giúp loại bỏ tác động của các yếu tố không quan sát được trong mô hình và bất biến theo thời gian. Ngoài ra, mô hình FE logit cũng kiểm soát tác động cố định của các quốc gia (Country FE). Mô hình nghiên cứu được trình bày như sau:

$$All\ Crises_{it} = \alpha + \beta Open\ market_{it-1} + \gamma Macroeconomics_{it-1} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

$$Banking\ Crisis_{it} = \alpha + \beta Open\ market_{it-1} + \gamma Macroeconomics_{it-1} + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

trong đó i và t là các quốc gia và năm, theo thứ tự. *All Crises* đại diện cho biến giả khủng hoảng tài chính. *Banking Crisis* là biến giả khủng hoảng ngân hàng. *Open market* là mức độ mở cửa của thị trường, *Macroeconomics* đại diện cho các biến kiểm soát vĩ mô. α và β là các hệ số hồi quy cần ước lượng. ε_{it} là sai số thông thường. Chúng tôi sử dụng độ trễ của biến mở cửa thị trường và các biến vĩ mô để giảm thiểu vấn đề biến nội sinh. Ngoài ra, chúng tôi loại bỏ các giá trị nhỏ hơn mức phân vị thứ 1 và lớn hơn phân vị thứ 99 của các biến kiểm soát kinh tế vĩ mô để hạn chế tác động của các điểm ngoại lai. Vì *Open market* và các thành tố của nó là các chỉ số, chúng tôi chuẩn hóa các chỉ số này về dưới dạng chỉ số z với giá trị trung bình

Bảng 4: Ma trận hệ số tương quan

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	
<i>All crises</i>	(1)	1								
<i>Open market</i>	(2)	-0,161	1							
<i>GDP growth</i>	(3)	-0,131	-0,166	1						
<i>Credit growth</i>	(4)	0,033	-0,088	0,148	1					
<i>Current account balance</i>	(5)	-0,229	0,254	-0,112	-0,172	1				
<i>Inflation</i>	(6)	0,192	-0,215	-0,117	-0,105	-0,121	1			
<i>Tax revenue</i>	(7)	-0,107	0,292	-0,030	0,053	0,025	-0,104	1		
<i>Government debt</i>	(8)	0,107	0,095	-0,245	-0,141	-0,050	-0,023	0,201	1	
<i>Urbanisation</i>	(9)	-0,221	0,370	-0,120	-0,036	0,276	-0,114	0,279	0,061	1

bằng 0 và độ lệch chuẩn bằng 1. Hệ số tương quan giữa các biến độc lập đều ở mức tương đối thấp (Bảng 4), cho thấy kết quả nghiên cứu của chúng tôi không có dấu hiệu bị ảnh hưởng bởi hiện tượng đa cộng tuyến nghiêm trọng.

4. Kết quả nghiên cứu thực nghiệm

4.1. Kết quả nghiên cứu chính

Bảng 5: Mở cửa thị trường và xác suất khủng hoảng tài chính

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Open market</i>	0,722*** (0,269)	1,184*** (0,333)			
<i>Trade freedom</i>			-0,0321*** (0,0115)		
<i>Investment freedom</i>				0,410*** (0,131)	
<i>Financial freedom</i>					1,094*** (0,237)
<i>GDP growth</i>	-0,0867*** (0,0235)	-0,117*** (0,0313)	-0,126*** (0,0306)	-0,125*** (0,0309)	-0,115*** (0,0322)
<i>Credit growth</i>	0,00913 (0,00678)	0,00708 (0,00740)	0,00179 (0,00720)	0,00635 (0,00735)	0,00601 (0,00747)
<i>Credit growth</i> ^2	0,000242 (0,000177)	0,000916 (0,000201)	0,000169 (0,000195)	0,000313 (0,000197)	0,000190 (0,000203)
<i>Current account balance</i>	-0,0493*** (0,0162)	-0,0488*** (0,0188)	-0,0483*** (0,0186)	-0,0452** (0,0190)	-0,0490*** (0,0185)
<i>Inflation</i>	0,0440*** (0,0137)	0,0460*** (0,0128)	0,0417*** (0,0105)	0,0477*** (0,0132)	0,0471*** (0,0125)
<i>Tax revenue</i>	-0,0738** (0,0297)	-0,0876** (0,0341)	-0,0866** (0,0325)	-0,0861*** (0,0334)	-0,0887*** (0,0340)
<i>Government debt</i>	0,0137*** (0,00439)	0,0375*** (0,00618)	0,0338*** (0,00573)	0,0333*** (0,00588)	0,0397*** (0,00637)
<i>Urbanisation</i>	-0,291*** (0,0401)	-0,0770 (0,0581)	-0,0388 (0,0555)	-0,0617 (0,0575)	-0,0902 (0,0586)
Số quan sát	1017	1017	1039	1017	1017
Số quốc gia	61	61	61	61	61
Time FE	Không	Có	Có	Có	Có

Ghi chú: Biến phụ thuộc là *All crises*. Sai số chuẩn được báo cáo trong ngoặc. Time FE là tác động cố định của thời gian. ***, **, và * lần lượt là mức độ có ý nghĩa về mặt thống kê tại mức 1%, 5%, và 10%.

Bảng 5 báo cáo kết quả nghiên cứu chính của chúng. Ở Cột 1, chúng tôi phân tích tác động của mức độ mở cửa thị trường đến khả năng xảy ra khủng hoảng tài chính. Hệ số góc của *Open market* cho thấy việc một quốc gia với thị trường càng mở cửa thì càng có khả năng xảy ra khủng hoảng tài chính cao hơn. Kết quả nghiên cứu này không đổi khi chúng tôi kiểm soát tác động cố định của thời gian (Time FE) ở Cột 2, cũng là kết quả nghiên cứu chính của chúng tôi. Cụ thể, khi độ lệch chuẩn của chỉ số mở cửa thị trường tăng lên 1 đơn vị (ứng với mức tăng 19,54% = 12,878/65,919) thì xác suất xảy ra khủng hoảng tài chính tăng lên thêm 118,4%, khi giữ nguyên các yếu tố khác trong mô hình không đổi. Điều này cho thấy một nền kinh tế trở nên rất nhạy cảm khi đẩy mạnh mở cửa thị trường. Để có cái nhìn chi tiết hơn, chúng tôi phân tích các động của do thương mại, tự do đầu tư, và tự do tài chính đến khả năng xảy ra khủng hoảng tài chính.

Cột 3 báo cáo tác động của mức độ tự do thương mại đến khả năng xảy ra khủng hoảng tài chính. Hệ số góc của *Trade freedom* là âm và có ý nghĩa thống kê, cho thấy rằng nâng cao mức độ tự do thương mại bằng

cách giảm thiểu các hàng rào thuế quan và phi thuế quan giúp giảm xác suất xảy ra khủng hoảng tài chính. Kết quả này đồng nhất với nghiên cứu của Martin & Rey (2004). Các tác giả này cho rằng nâng cao mức độ tự do thương mại bảo vệ nền kinh tế khỏi sự suy giảm tổng cầu trong nước và do vậy làm giảm thiểu khả năng xảy ra khủng hoảng tài chính. Tuy vậy, tác động tích cực của tự do thương mại khá nhỏ so với tác động tiêu cực gây ra bởi tự do đầu tư và tài chính được trình bày trong Cột 4 và 5.

Tự do đầu tư (*Investment freedom*) tham gia vào mô hình với hệ số góc là dương và có ý nghĩa thống kê cho thấy rằng việc dỡ bỏ các hạn chế mà một quốc gia áp đặt lên các hoạt động đầu tư làm tăng khả năng xảy ra khủng hoảng tài chính. Phát hiện này tương đồng với các nghiên cứu trước đây đã chỉ ra hai nguyên nhân khiến các quốc gia với môi trường đầu tư tự do thường xảy ra khủng hoảng tài chính hơn. Thứ nhất, Singh (2003) và Gaies & Nabi (2019) cho rằng sự bùng nổ dòng vốn từ nước ngoài có thể dẫn đến bong bóng tài sản và bất ổn kinh tế vĩ mô, đặc biệt là tại các quốc gia đang phát triển. Thứ hai, Guizani (2020) lý luận rằng việc mở cửa đầu tư cũng hạn chế vai trò điều tiết nền kinh tế của Ngân hàng trung ương, và do vậy khả năng xảy ra khủng hoảng tài chính cao hơn.

Chỉ số tự do tài chính ở Cột 5 cũng cho thấy rằng mức độ tự do tài chính cao hơn, phản ánh sự hiệu quả của hệ thống ngân hàng và sự độc lập của hệ thống tài chính khỏi sự can thiệp hoặc kiểm soát của chính phủ, làm tăng khả năng xảy ra khủng hoảng tài chính. Tác động của tự do tài chính cũng mạnh hơn tác động của tự do đầu tư đến khả năng xảy ra khủng hoảng, cho thấy rằng việc đẩy mạnh mở cửa thị trường làm tăng khả năng xảy ra khủng hoảng tài chính chủ yếu thông qua việc nâng cao mức độ mở cửa thị trường tài chính. Kết quả nghiên cứu này đồng nhất với Dell’Ariccia & Marquez (2004) và Daniel & Jones (2007) khi cho rằng tự do tài chính với vai trò hạn chế của chính phủ dễ dàng khiến các tổ chức tài chính theo đuổi các hoạt động mang lại lợi nhuận cao nhưng với rủi ro cao hơn.

Kết quả của các biến kiểm soát cũng cho thấy rằng các quốc gia có mức tăng trưởng kinh tế, cán cân vãng lai, và doanh thu thuế cao thì khả năng xảy ra khủng hoảng tài chính thấp hơn, trong khi các quốc gia với mức độ lạm phát và gánh nặng nợ công cao thì có xu hướng xảy ra khủng hoảng tài chính nhiều hơn.

4.2. Mở cửa thị trường và khủng hoảng ngân hàng

Khủng hoảng ngân hàng thu hút được sự chú ý của các nhà nghiên cứu và các nhà làm chính sách vì loại khủng hoảng này thường xảy ra ở cả các quốc gia phát triển và đang phát triển, trong khi khủng hoảng nợ công và tiền tệ thường hiếm khi xảy ra ở các quốc gia phát triển (Nguyen & cộng sự, 2022c; Nguyen & Le, 2022). Ngoài ra, tự do đầu tư và tự do tài chính có liên quan trực tiếp đến khủng hoảng ngân hàng. Do vậy, ở Bảng 6 chúng tôi phân tích tác động của mức độ mở cửa thị trường đến khả năng xảy ra khủng hoảng ngân hàng.

Hệ số góc của chỉ số mở cửa thị trường và các thành tố của nó đều đồng nhất với kết quả nghiên cứu được trình bày trong Bảng 5. Tuy nhiên, độ lớn của hệ số góc liên quan đến khủng hoảng ngân hàng trong Bảng 6 đều lớn hơn rất nhiều so với khủng hoảng tài chính nói chung, cho thấy tác động của việc nâng cao mức độ mở cửa thị trường đến khả năng xảy ra khủng hoảng tài chính chủ yếu ám chỉ khủng hoảng ngân hàng. Một lần nữa, kết quả của chúng tôi cho thấy việc thúc đẩy tự do thương mại giúp giảm khả năng xảy ra khủng hoảng tài chính, trong khi nâng cao mức độ tự do tài chính gây ra tác động lớn nhất đến xác suất xảy ra khủng hoảng tài chính.

Các biến kiểm soát cũng cho kết quả đồng nhất với các kết quả trước đó. Tuy nhiên, tác động của tăng trưởng tín dụng (*Credit growth*) trở nên có ý nghĩa thống kê ở mức 1% khi chúng tôi xem xét khủng hoảng ngân hàng thay vì khủng hoảng tài chính nói chung. Đây cũng là một phát hiện rất thú vị vì tăng trưởng tín dụng giúp thúc đẩy tăng trưởng kinh tế và làm giảm khả năng xảy ra khủng hoảng tài chính, nhưng nếu mở rộng tín dụng quá mức và thiếu kiểm soát lại là tiền đề cho khủng hoảng tài chính xảy ra (Demirguc-Kunt và Detragiache, 1988; Nguyen & cộng sự, 2022b). Do vậy, mối quan hệ giữa tăng trưởng tín dụng và khủng hoảng tài chính có thể dưới dạng phi tuyến tính. Để kiểm soát được yếu tố này chúng tôi thêm biến ($Credit\ growth^2$) là bình phương của *Credit growth*. Hệ số góc của *Credit growth* và $Credit\ growth^2$ cho thấy tăng trưởng tín dụng giúp làm giảm khả năng xảy ra khủng hoảng ngân hàng nhưng nếu tăng trưởng tín dụng quá cao lại làm tăng xác suất xảy ra khủng hoảng ngân hàng. Cụ thể, Cột 1 cho thấy tăng trưởng tín dụng nếu vượt quá 18,16% [$0,0345/(2 \times 0,00095)$] thì khả năng xảy ra khủng hoảng ngân hàng sẽ bắt đầu tăng.

Bảng 6: Mở cửa thị trường và khung khoảng ngân hàng

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Open market</i>	3,417*** (0,824)			
<i>Trade freedom</i>		-0,0519* (0,0291)		
<i>Investment freedom</i>			1,588*** (0,518)	
<i>Financial freedom</i>				1,966*** (0,520)
<i>GDP growth</i>	-0,224*** (0,0622)	-0,269*** (0,0570)	-0,239*** (0,0592)	-0,232*** (0,0619)
<i>Credit growth</i>	-0,0345*** (0,0126)	-0,0385*** (0,0115)	-0,0320*** (0,0115)	-0,0347*** (0,0127)
<i>Credit growth ^2</i>	0,000950** (0,000382)	0,00104*** (0,000334)	0,000921*** (0,000350)	0,000913** (0,000372)
<i>Current account balance</i>	-0,103** (0,0427)	-0,0989** (0,0404)	-0,0894** (0,0425)	-0,0882** (0,0416)
<i>Inflation</i>	-0,0120 (0,0118)	-0,0149 (0,0121)	-0,0103 (0,0107)	-0,0108 (0,0120)
<i>Tax revenue</i>	-0,135** (0,0610)	-0,160*** (0,0565)	-0,154*** (0,0595)	-0,155** (0,0606)
<i>Government debt</i>	0,0238** (0,0118)	0,0356*** (0,0107)	0,0337*** (0,0109)	0,0272** (0,0123)
<i>Urbanisation</i>	0,0698 (0,102)	0,0467 (0,105)	0,0728 (0,110)	0,0428 (0,105)
Số quan sát	661	661	661	661
So quốc gia	36	36	36	36
Time FE	Có	Có	Có	Có

Ghi chú: Biến phụ thuộc là *Banking crisis*. Sai số chuẩn được báo cáo trong ngoặc. Time FE là tác động cố định của thời gian. ***, **, và * lần lượt là mức độ có ý nghĩa về mặt thống kê tại mức 1%,

5. Kết luận

Bài nghiên cứu phân tích tác động của mức độ mở cửa thị trường đến khả năng xảy ra khủng hoảng tài chính. Chúng tôi phát hiện ra rằng gia tăng mức độ mở cửa thị trường làm tăng khả năng xảy ra khủng hoảng tài chính, đặc biệt là khủng hoảng ngân hàng. Khi phân tích các thành tố của mở cửa thị trường, kết quả hồi quy cho thấy nâng cao mức độ tự do đầu tư và tự do tài chính làm tăng khả năng xảy ra khủng hoảng tài chính, trong khi đó việc đẩy mạnh tự do thương mại làm giảm xác suất xảy ra khủng hoảng tài chính. Tác động tích cực của tự do thương mại, tuy vậy, lại nhỏ hơn rất nhiều so với tác động tiêu cực của tự do đầu tư và đặc biệt là tự do tài chính gây ra.

Về mặt hàm ý chính sách, kết quả nghiên cứu của chúng tôi không ám chỉ việc các quốc gia nên đóng cửa thị trường vì trong giới hạn bài nghiên cứu này chúng tôi không xem xét đến tác động tích cực của việc nâng cao mức độ mở cửa thị trường mà chỉ quan tâm đến khả năng xảy ra khủng hoảng tài chính. Kết quả của chúng tôi cho thấy rằng các nhà làm chính sách nên đặc biệt lưu ý đến rủi ro khủng hoảng tài chính khi tự do hóa môi trường đầu tư và hệ thống tài chính. Các nhà làm chính sách cũng nên khuyến khích thúc đẩy tự do thương mại vì việc này làm giảm thiểu khả năng xảy ra khủng hoảng tài chính.

Trong giới hạn của bài nghiên cứu, kết quả của chúng tôi có tác dụng gợi mở bước đầu và mang tính cảnh báo về việc đẩy mạnh mở cửa thị trường tài chính và đầu tư có thể làm tăng khả năng xảy ra khủng hoảng tài chính. Các nghiên cứu trong tương lai có thể tập trung vào các nhóm quốc gia cụ thể dựa trên thu nhập hay châu lục hoặc tập trung vào một quốc gia cụ thể để ước tính ngưỡng mở cửa an toàn và ngưỡng mở cửa nguy hiểm trong mối liên hệ với các đặc điểm vĩ mô và vĩ mô của quốc gia đó.

Tài liệu tham khảo

- Abiad, A., Detragiache, E., & Tressel, T. (2010), 'A new database of financial reforms', *IMF Staff Papers*, 57(2), 281–302.
- Barrell, R., Karim, D., & Ventouri, A. (2017), 'Interest rate liberalization and capital adequacy in models of financial crises', *Journal of Financial Stability*, 33, 261–272.
- Bermpei, T., Kalyvas, A., & Nguyen, T.C. (2018), 'Does institutional quality condition the effect of bank regulations and supervision on bank stability? Evidence from emerging and developing economies', *International Review of Financial Analysis*, 59, 255–275.
- Bjørnskov, C. (2016), 'Economic freedom and economic crises', *European Journal of Political Economy*, 45, 11–23.
- Chinn, M.D., & Ito, H. (2008), 'A new measure of financial openness', *Journal of Comparative Policy Analysis*, 10(3), 309–322.
- Daniel, B.C., & Jones, J.B. (2007), 'Financial liberalization and banking crises in emerging economies', *Journal of International Economics*, 72, 202–221.
- Dell'Ariccia, G., & Marquez, R. (2004), 'Information and bank credit allocation', *Journal of Financial Economics*, 72(1), 185–214.
- Demirguc-Kunt, A., & Detragiache, E. (1998), 'The determinants of banking crises in developing and developed countries', *IMF Staff Papers*, 45, 81–109.
- Gaies, B., & Nabi, M-S. (2019), 'Financial openness and growth in developing countries', *Journal of Economic Integration*, 34(3), 426–464.
- Giles, C. (2008), 'The economic forecasters' failing vision', *Financial Times*, last retrieved on June 13th 2023, from <<https://www.ft.com/content/50007754-ca35-11dd-93e5-000077b07658>>.
- Guizani, M. (2020), 'Macroeconomic conditions and investment-cash flow sensitivity: Evidence from Saudi Arabia', *International Journal of Finance & Economics*, 26(3), 4277–4294.
- Haddad, M., Lim, J.J., Pancaro, C., & Saborowski, C. (2013), 'Trade openness reduces growth volatility when countries are well diversified', *The Canadian Journal of Economics*, 46(2), 765–790.
- ICC (2017), *ICC Open market index: Commissioned by the ICC world trade agenda*, International Chamber of Commerce, 4th ed, last retrieved on March 14th 2023, from <<https://iccwbo.org/publication/icc-open-markets-index-2017/>>.
- Martin, P., & Rey, H. (2004), 'Financial super-markets: size matters for asset trade', *Journal of International Economics*, 64(2), 335–361.
- Miller, T., Kim, A.B., & Roberts, J.M. (2022), *2022 Index of Economic Freedom*, Annual Report, The Heritage Foundation.
- Moyo, C., & Le Roux, P. (2020), 'Financial liberalisation, financial development and financial crises in SADC countries', *Journal of Financial Economic Policy*, 12(4), 477–494.
- Nguyen, T.C. (2021), 'Economic policy uncertainty and bank stability: Does bank regulation and supervision matter in major European economies?', *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 74, 101387. DOI: 10.1016/j.intfin.2021.101387.
- Nguyen, T.C., & Le, T.H. (2022), 'Financial crises and the national logistics performance: Evidence from emerging and developing countries', *International Journal of Finance & Economics*. DOI: <https://doi.org/10.1002/ijfe.2768>.

-
- Nguyen, T.C., Castro, V., & Wood, J. (2022a), 'A new comprehensive database of financial crises: Identification, frequency, and duration', *Economic Modelling*, 108, 105770. DOI: 10.1016/j.econmod.2022.105770.
- Nguyen, T.C., Castro, V., & Wood, J. (2022b), 'Political environment and financial crises', *International Journal of Finance and Economics*, 27(1), 417–438.
- Nguyen, T.C., Castro, V., & Wood, J. (2022c), 'Political economy of financial crisis duration', *Public Choice*, 192, 309–330.
- Peritz, L., Weldzius, R., Rogowski, R., & Flaherty, T. (2021), 'Enduring the great recession: Economic integration in the European Union', *Review of International Organizations*, 17, 175–203.
- Ranciere, R., Tornell, A., & Westermann, F. (2006), 'Decomposing the effects of financial liberalization: Crises vs. growth', *Journal of Banking & Finance*, 30(12), 3331–3348.
- Sever, C. (2020), 'Financial crises and institutional quality', *International Journal of Finance and Economics*, 27(1), 1510–1525.
- Singh, A. (2003), 'Capital account liberalization, free long-term capital flows, financial crises and economic development', *Eastern Economic Journal*, 29(2), 191–216.
- Williams, J., & Nguyen, N. (2005), 'Financial liberalisation, crisis, and restructuring: A comparative study of bank performance and bank governance in South East Asia', *Journal of Banking & Finance*, 29, 2119–2154.
- Yanikkaya, H. (2003), 'Trade openness and economic growth: A cross-country empirical investigation', *Journal of Development Economics*, 72(1), 57–89.

DỰ BÁO VaR VÀ ES VỚI KHUNG THỜI GIAN DÀI NGÀY: ỨNG DỤNG VỚI THỊ TRƯỜNG VIỆT NAM

Lê Hải Trung

Học viện Ngân hàng

Email: trunglh@hvn.edu.vn

Mã bài: JED-1140

Ngày nhận: 06/03/2023

Ngày nhận bản sửa: 09/04/2023

Ngày duyệt đăng: 10/07/2023

DOI 10.33301/JED.VI.1140

Tóm tắt:

Nghiên cứu này đánh giá khả năng dự báo giá trị chịu rủi ro (VaR) và giá trị thiếu hụt dự kiến (ES) cho khung thời gian dài ngày đối với thị trường chứng khoán Việt Nam. Cụ thể, nghiên cứu so sánh dự báo VaR và ES với khung thời gian 10-ngày cho chỉ số VN-Index và HNX-Index tại hai mức phân vị phổ biến là 1% và 5% từ phương pháp phi tham số, bán tham số và tham số. Với các kiểm định đa dạng so sánh khả năng dự báo tuyệt đối và tương đối của các phương pháp, kết quả thực nghiệm cho thấy mô hình Gjr-Sge với giả định phân phối xác suất Skewed Generalized Error (SGE) cho chỉ số giá chứng khoán Việt Nam mang lại kết quả dự báo ổn định và tốt nhất ở khung thời gian 10-ngày. Nghiên cứu này nhấn mạnh việc ghi nhận tính không chuẩn trong phân phối xác suất tỷ lệ sinh lời của thị trường chứng khoán Việt Nam và giúp đề xuất mô hình đo lường phù hợp cho các tổ chức tài chính và nhà đầu tư khi tham gia vào thị trường chứng khoán Việt Nam.

Từ khóa: Giá trị chịu rủi ro, giá trị thua lỗ dự kiến, dự báo rủi ro.

Mã JEL: G17, C22, E47, G2.

Multi-day VaR and ES forecasts: An application to Vietnamese stock market

Abstract:

This paper compares the forecasting performance of multi-day Value at Risk (VaR) and Expected Shortfall (ES) from alternative approaches for financial returns in Vietnam. In particular, we examine the 10-day VaR and ES forecasts in both 1% and 5% quantile levels from non-parametric, semi-parametric, and parametric approaches for VN-Index and HNX-Index. Using a battery of backtesting techniques, our horserace indicates that the Gjr-Sge model with the assumption of the Skewed Generalized Error conditional distribution consistently and significantly outperforms other methods in both quantiles and indices. Our findings highlight the role of non-normality in the return distribution in the multi-day VaR and ES forecasts in Vietnam, which is of particular importance for practitioners and market participants.

Keywords: Value at risk, expected shortfall, backtesting, risk measurement.

JEL Codes: G17, C22, E47, G2.

1. Giới thiệu

Khủng hoảng tài chính toàn cầu 2007-2009 và đại dịch Covid-19 cho thấy tầm quan trọng của việc dự báo chính xác rủi ro đuôi (tail risk) trong tỷ lệ sinh lời của tài sản khi biến động mạnh của thị trường mang tới những mức thua lỗ lớn cao hơn nhiều thông thường. Tuy vậy, phần lớn các mô hình tập trung dự báo giá trị chịu rủi ro (Value at Risk – VaR), mặc dù giá trị này có những nhược điểm về tính cộng dồn cũng như không đưa ra đánh giá cụ thể về mức thua lỗ tiềm năng đối với rủi ro thị trường. Trong quy định về vốn yêu cầu với rủi ro thị trường của Basel (2019), giá trị tổn thất dự kiến (Expected Shortfall – ES) đã được sử dụng để thay thế VaR trong việc tính toán mức độ yêu cầu vốn. Tuy vậy, chưa nhiều các nghiên cứu thực hiện đo lường và kiểm định tính phù hợp của các mô hình dự báo ES do sự khó khăn trong việc ước lượng và kiểm định (Gneiting, 2011). Bên cạnh đó, các nghiên cứu hiện tại chủ yếu đánh giá khả năng dự báo rủi ro với khung thời gian 1 ngày. Engle (2011) chỉ ra rằng 1 ngày là không đủ để cảnh báo sớm các tổ chức tài chính do vị thế rủi ro lớn. Brownlees & cộng sự (2011) nhấn mạnh, nguyên nhân chính của cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu là do khả năng dự báo của các mô hình rủi ro không tốt ở các khung thời gian dài hơn 1 ngày.

Trong nghiên cứu này, tác giả so sánh khả năng dự báo VaR và ES cho thị trường chứng khoán Việt Nam với khung thời gian dài hơn 1 ngày. Cụ thể, tác giả thực hiện dự báo VaR và ES cho khung thời gian 10 ngày, khung thời gian cơ sở được quy định bởi hiệp ước Basel cho rủi ro thị trường, với các phương pháp và mức phân vị khác nhau. Việc sử dụng đa dạng các kiểm định tính tuyệt đối và tương đối của các dự báo cho phép đánh giá đa dạng và toàn diện về sự hiệu quả của các mô hình rủi ro. Theo hiểu biết của tác giả, đây là nghiên cứu đầu tiên về việc dự báo đồng thời cả VaR và ES cho khung thời gian dài hơn 1 ngày đối với thị trường Việt Nam.

2. Tổng quan nghiên cứu

2.1. Dự báo giá trị chịu rủi ro và giá trị thua lỗ dự kiến

VaR được định nghĩa là mức độ tổn thất tối đa đối với một tài sản/danh mục tài sản trong một khung thời gian tương lai với một độ tin cậy nhất định. VaR được sử dụng để tính toán giá trị vốn tối thiểu yêu cầu nắm giữ của các tổ chức tài chính đối với rủi ro thị trường theo các hiệp ước vốn Basel. Các phương pháp dự báo VaR có thể chia thành ba nhóm tiếp cận chính: (i) Phương pháp phi tham số (non-parametric); (ii) phương pháp ước lượng tham số (parametric) và (iii) Phương pháp bán tham số (semi-parametric).

Phương pháp mô phỏng lịch sử là phương pháp phi tham số đơn giản nhất nhưng được sử dụng nhiều nhất trên thực tế bởi các ngân hàng (Berkowitz, Christoffersen, & Pelletier, 2011). Tuy nhiên, phương pháp này có nhược điểm là phụ thuộc vào độ dài của cửa sổ ước lượng và ít nhạy cảm với các biến động của thị trường (Nieto & Ruiz, 2016). Đối với phương pháp ước lượng tham số, tỷ lệ sinh lời được giả định tuân theo một phân phối xác suất nhất định. Dựa trên các ước lượng tham số của phân phối xác suất, VaR được xác định là giá trị phân vị tương ứng với độ tin cậy lựa chọn. Nhóm mô hình GARCH (Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity) của Bollerslev (1987) là phương pháp ước lượng tham số phổ biến nhất. Tuy nhiên, nhược điểm của phương pháp này là nhạy cảm đối với lựa chọn phân phối xác suất có điều kiện phù hợp. Cuối cùng, phương pháp bán tham số là nhóm mô hình ước lượng trực tiếp giá trị VaR dựa trên hồi quy phân vị của Koenker & Bassett (1978), trong đó phổ biến nhất là mô hình tự hồi quy phân vị (CAViaR) được đề xuất bởi Engle & Manganelli (2004). Ưu điểm chính của mô hình phi tham số là không cần giả định về phân phối xác suất có điều kiện của tỷ lệ sinh lời tài sản.

Bên cạnh VaR, ES thu hút được nhiều sự quan tâm trong thời gian gần đây khi sẽ được sử dụng thay thế VaR trong hiệp ước vốn Basel III (Basel, 2019). ES cho biết giá trị thua lỗ kỳ vọng đối với một tài sản/danh mục nếu mức thua lỗ vượt quá giá trị VaR trong một khung thời gian tương lai với một độ tin cậy nhất định. Tuy nhiên, khác với VaR, các nghiên cứu về phương pháp dự báo ES không có nhiều bởi thiếu các phương trình sai biệt (loss function) mục tiêu cho việc ước lượng (Gneiting, 2011). Các nghiên cứu trước đây thường tiếp cận theo hai cách. Thứ nhất, ước lượng ES là giá trị bình quân của rất nhiều các ước lượng VaR với các độ tin cậy liên tục ở một phân vị đuôi của phân phối xác suất (Novales & Garcia-Jorcano, 2018). Thứ hai, ước lượng đồng thời VaR và ES theo phương pháp bán tham số với các phương trình sai biệt đồng thời cho VaR và ES (ví dụ, Taylor, 2019; Trung, 2020) hoặc kết hợp lý thuyết cực trị (extreme value theory) với phương trình hồi quy phân vị (ví dụ, Engle & Manganelli, 2004).

2.2. Dự báo rủi ro với khung thời gian dài

Phần lớn các nghiên cứu hiện tại tập trung vào khả năng dự báo VaR và ES với khung thời gian 1 ngày. Ví dụ, Slim & cộng sự (2017) nhấn mạnh việc ghi nhận tính không chuẩn của phân phối xác suất trong dự báo VaR của các thị trường chứng khoán thế giới. Jiang & cộng sự (2022) chỉ ra rằng mô hình GARCH tự hồi quy điểm (autoregressive score) cho khả năng dự báo VaR phù hợp với biến động của các đồng tiền mã hóa. Tương tự, Trung & Trang (2020) cho thấy rằng mô hình GARCH với phân phối SGE cho dự báo VaR tốt nhất ở khung thời gian 1 ngày.

Tuy nhiên, Engle (2011) chỉ ra rằng mức cảnh báo sớm này là không đủ do các tổ chức tài chính không thể thoát lui khỏi các vị thế nắm giữ trong thời gian ngắn như vậy do danh mục nắm giữ có quy mô lớn và tính liên kết phức tạp. Việc đưa ra các dự báo rủi ro tốt ở các khung thời gian dài được nhấn mạnh ở hiệp ước vốn Basel II và Basel III khi khung thời gian cơ sở cho dự báo VaR và ES được quy định mức 10 ngày với giả định đây là khung thời gian tối thiểu để các tổ chức tài chính thoát lui khỏi các vị thế rủi ro mà không gây ảnh hưởng lớn. Nghiên cứu của Neuberger (2012) và Fama & French (2018) đều chỉ ra rằng, phân phối xác suất của tỷ lệ sinh lời tài sản ở khung thời gian dài hơn khó lượng hóa hơn so với khung thời gian 1 ngày do phản ứng khác nhau của các bên liên quan với các khung thời gian nắm giữ kỳ vọng khác nhau cho vị thế/danh mục của mình. Do đó, các mô hình dự báo rủi ro tốt cho khung thời gian 1 ngày cũng chưa chắc đã cho kết quả dự báo tốt tương ứng ở khung thời gian dài hơn.

Các nghiên cứu không nhiều so sánh khả năng dự báo của các phương pháp đo lường VaR và ES với khung thời gian dài hơn 1 ngày cũng chưa đưa ra kết luận thống nhất. Degiannakis & Potamia (2017) chỉ ra rằng mô hình tham số với phân phối xác suất không chuẩn cho dự báo VaR với khung thời dài tốt hơn so với các mô hình khác. Trung (2020) so sánh chi tiết hơn với các phương pháp khác nhau và chỉ ra rằng mô hình phi tham số kết hợp với phương pháp ước lượng tần suất hỗn hợp (Mixed Data Sampling – MIDAS) cho dự báo VaR và ES tốt nhất cho khung thời gian dài. Theo hiểu biết của tác giả, chưa có nghiên cứu nào đồng thời dự báo VaR và ES với khung thời gian dài hơn 1 ngày cho Việt Nam và đây là đóng góp quan trọng nhất của nghiên cứu này.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Các mô hình dự báo VaR và ES

Gọi $r_t = \ln(P_t/P_{t-1})$ là tỷ lệ sinh lời của tài sản với P_t là giá đóng cửa của tài sản tại ngày t . Tỷ lệ sinh lời với khung thời gian h -ngày được xác định là $r_{t+1,h}$. $VaR_\alpha(r_{t+1,h})$ là giá trị ước lượng VaR của $r_{t+1,h}$ với độ tin cậy $(1-\alpha)$ được dự báo từ các thông tin tại cuối ngày t , thỏa mãn điều kiện sau:

$$F^{-1}[r_{t+1,h} < VaR_\alpha(r_{t+1,h})] = \alpha \quad (1)$$

Với $F^{-1}(\cdot)$ là hàm xác suất đảo nghịch của phân phối xác suất $r_{t+1,h}$. Trên cơ sở đó, $ES_\alpha(r_{t+1,h})$ là giá trị ES của $r_{t+1,h}$ với độ tin cậy $(1-\alpha)$ có thể được xác định là:

$$ES_\alpha(r_{t+1,h}) = E[r_{t+1,h} | r_{t+1,h} < VaR_\alpha(r_{t+1,h})] \quad (2)$$

Ở nghiên cứu này, tác giả lựa chọn khung thời gian 10 ngày cho hai mức phân vị phổ biến là 1% và 5%. Khoảng thời gian 10 ngày là khung thời gian cơ sở được quy định bởi hiệp ước Basel cho tính toán giá trị an toàn vốn tối thiểu cho rủi ro thị trường.

3.1.1. Phương pháp phi tham số

Đối với phương pháp phi tham số, tác giả sử dụng mô hình mô phỏng lịch sử dựa trên các quan sát thực tế của chuỗi dữ kiện lịch sử. Cụ thể, tại ngày t , với dữ kiện lịch sử của giá đóng cửa tài sản trong T ngày quá khứ, giá trị VaR và ES có thể được xác định như sau:

$$VaR_\alpha(r_{t+1,h}) = \hat{r}_\alpha | \{r_{i,h}\}_{t-T}^t \quad (3)$$

$$ES_\alpha(r_{t+1,h}) = \frac{1}{\alpha S} \sum_{i=1}^S r_{i,h} I(r_{i,h} < VaR) \quad (4)$$

Trong đó, $r_{i,h}$ là các quan sát tỷ lệ sinh lời với khung thời gian h -ngày không trùng lặp (non-overlapping). $S = T/h$ là số quan sát $r_{i,h}$ trong T ngày quá khứ, $I(\cdot)$ là phương trình chỉ báo và là giá trị xếp thứ $(100 \times \alpha)$ của chuỗi $r_{i,h}$ xếp hạng từ thấp nhất đến cao nhất.

3.1.2. Phương pháp bán tham số

Phương pháp bán tham số dựa trên hồi quy phân vị để ước lượng trực tiếp giá trị VaR và ES. Ở nghiên cứu này, tác giả sử dụng các mô hình hồi quy phân vị như sau:

(i) Mô hình CAViaR của Engle & Manganelli (2004):

Mô hình cân bằng (Symmetric Absolute Value: CAV-SAV):

$$VaR_{\alpha}(r_{t+1,h}) = \beta_0 + \beta_1 VaR_{\alpha}(r_{t-h+1,h}) + \beta_2 |r_{t-h+1,h}| \quad (5)$$

Mô hình phi cân bằng (Asymmetric Absolute Value: CAV-AS):

$$VaR_{\alpha}(r_{t+1,h}) = \beta_0 + \beta_1 VaR_{\alpha}(r_{t-h+1,h}) + \beta_2^- I_{(r_{t-h+1,h} < 0)} |r_{t-h+1,h}| + \beta_2^+ I_{(r_{t-h+1,h} > 0)} |r_{t-h+1,h}| \quad (6)$$

Mô hình CAViaR lượng hóa giá trị VaR theo biến thiên tự hồi quy (autoregressive process) dựa trên ước lượng VaR trong quá khứ, $VaR_{\alpha}(r_{t-h+1,h})$, và các quan sát tỷ lệ sinh lời tuyệt đối ở chu kỳ gần nhất, $|r_{t-h+1,h}|$.

(ii) Mô hình tần suất hỗn hợp của Trung (2020):

Mô hình tần suất hỗn hợp cân bằng (Symmetric MIDAS – MIDAS-SAV):

$$VaR_{\alpha}(r_{t+1,h}) = \beta_0 + \beta_1 \sum_{d=1}^D \varphi_{d,\alpha}(\kappa_{d,\alpha}) |r_{t-d,1}| \quad (7)$$

Mô hình tần suất hỗn hợp phi cân bằng (Asymmetric MIDAS – MIDAS-AS):

$$VaR_{\alpha}(r_{t+1,h}) = \beta_0 + \beta_1^- \sum_{d=1}^D \varphi_{d,\alpha}(\kappa_{d,\alpha}) I_{(r_{t-d,1} < 0)} |r_{t-d,1}| + \beta_1^+ \sum_{d=1}^D \varphi_{d,\alpha}(\kappa_{d,\alpha}) I_{(r_{t-d,1} > 0)} |r_{t-d,1}| \quad (8)$$

trong đó, $r_{t-d,1}$ là tỷ lệ sinh lời khung thời gian 1 ngày, với D quan sát gần nhất được sử dụng như biến dự báo giá trị VaR. $\varphi_{d,\alpha}(\cdot)$ là hàm trọng số (weighting function). Tác giả sử dụng hàm trọng số là hàm số Beta có tham số $\kappa_{d,\alpha}$ với D = 100 ngày. Tùy thuộc vào ước lượng $\kappa_{d,\alpha}$ mà trọng số áp dụng cho các quan sát quá khứ sẽ khác nhau (Ghysels & cộng sự, 2006). Trung (2020) chỉ ra rằng, trọng số của các biến trễ của tỷ lệ sinh lời sẽ giảm dần và không còn ý nghĩa sau khoảng 30-50 ngày. Do đó, lựa chọn độ trễ 100 ngày đảm bảo không bỏ sót thông tin từ các biến trễ có thể ảnh hưởng đến biến động của giá trị VaR ở các mức phân vị. Sự khác biệt của mô hình tần suất hỗn hợp so với mô hình CAViaR là mô hình này cho phép sử dụng trực tiếp các quan sát ở khung thời gian 1 ngày trong quá khứ để dự báo giá trị VaR cho tỷ lệ sinh lời ở khung thời gian dài hơn, thay vì chỉ sử dụng các quan sát ở cùng tần suất với khung thời gian dự báo.¹

Để ước lượng ES, tác giả sử dụng phương pháp đề xuất bởi Taylor (2019). Cụ thể, mối quan hệ của $VaR_{\alpha}(r_{t+1,h})$ và $ES_{\alpha}(r_{t+1,h})$ có thể được thể hiện như sau:

$$ES_{\alpha}(r_{t+1,h}) = [1 + \exp(\gamma)] VaR_{\alpha}(r_{t+1,h}) \quad (9)$$

Với tham số γ thể hiện mối quan hệ biến thiên của $VaR_{\alpha}(r_{t+1,h})$ và $ES_{\alpha}(r_{t+1,h})$, $1 + \exp(\gamma)$ là hàm exponential đảm bảo giá trị ES luôn thấp hơn giá trị VaR. Các tham số của mô hình phân vị và giá trị γ có thể được ước lượng bằng cách tối đa hóa phương trình phân phối xác suất Asymmetric Laplace như sau:

$$f(r_t) = \frac{1-\alpha}{\mu-ES_{\alpha}} \exp\left(-\frac{(r_t - VaR_{\alpha})(\alpha - I_{(r_t < VaR_{\alpha})})}{\alpha(\mu-ES_{\alpha})}\right) \quad (10)$$

3.1.3. Phương pháp tham số

Phương pháp tham số phổ biến nhất để ước lượng VaR và ES là mô hình GARCH của Bollerslev (1987). Ở nghiên cứu này, tác giả sử dụng mô hình GARCH (1,1) truyền thống và mô hình GJR-GARCH được phát triển bởi Glosten & cộng sự (1993) với việc tính tới phản ứng mạnh hơn của phương sai khi tỷ lệ sinh lời ở mức thua lỗ. Brownlees & cộng sự (2011) chỉ ra rằng mô hình GJR-GARCH cho kết quả dự báo phương sai của tỷ lệ sinh lời tài sản tài chính tốt hơn so với các biến thể khác của mô hình GARCH.

Phương trình giá trị bình quân

$$r_t = \mu + \varepsilon_t = \mu + \sigma_t z_t \quad (11)$$

Phương trình phương sai có điều kiện

$$\text{GARCH: } \sigma_t^2 = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-1}^2 \quad (12)$$

$$\text{GJR-GARCH: } \sigma_t^2 = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 I_{(\varepsilon_{t-1} < 0)} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_3 \sigma_{t-1}^2 \quad (13)$$

Trong đó, $I(\cdot)$ là phương trình chỉ báo, $\varepsilon_t = \sigma_t z_t$ là phần dư của tỷ lệ sinh lời bình quân, thể hiện thông qua biến thiên của độ lệch chuẩn σ_t ; và z_t là phần dư chuẩn hóa, được giả định phân phối độc lập và tương đồng (independent and identical) theo phân phối xác suất f_z giả định. Ở nghiên cứu này, chúng tôi sử dụng 3 giả định về phân phối xác suất như sau.

Thứ nhất, giả định f_z là phân phối Student-t, $f_z \sim t(0,1,\nu)$, với ν là số bậc tự do. So với phân phối chuẩn, phân phối Student-t có độ nhọn thấp hơn, cho phép đo lường tốt hơn các quan sát ở hai đuôi của phân phối xác suất. Hai mô hình ứng với giả định này được ký hiệu là “*GARCH-Std*” và “*GJR-Std*”.

Thứ hai, giả định f_z là phân phối SGE (Skewed Generalized Error), được phát triển bởi Theodossiou (2015), $f_z \sim SGE(0,1, \lambda, \kappa)$. Giả định này cho phép phân phối xác suất tỷ lệ sinh lời có không cân xứng (có độ lệch khác 0) và độ nhọn linh hoạt (có thể cao hơn hoặc thấp hơn so với phân phối chuẩn). Trung & Trang (2020) chỉ ra rằng phân phối SGE cho kết quả dự báo VaR tốt hơn nhiều so với phân phối chuẩn và phân phối Student-t cho khung thời gian 1 ngày. Hai mô hình ứng với giả định này được ký hiệu là “*GARCH-Sge*” và “*GJR-Sge*”.

Để dự báo VaR và ES, tác giả sử dụng phương pháp mô phỏng dựa trên ước lượng tham số của phân phối xác suất có điều kiện tương tự như Trung (2020) như sau.

(i) Tại ngày t , tác giả lấy mẫu ngẫu nhiên có thay thế (*Bootstrapping with replacement*) 10 giá trị phân dư chuẩn hóa $\{z_1, z_2, \dots, z_h\}$ từ ước lượng của mô hình với quan sát của cửa sổ ước lượng đến ngày t . Các giá trị này lần lượt được lắp ngược trở lại phương trình (11)-(13) để tạo ra một chuỗi tỷ lệ sinh lời mô phỏng $\{r_{t+1}^*, r_{t+2}^*, \dots, r_{t+h}^*\}$, sau đó sử dụng để xác định tỷ lệ sinh lời mô phỏng ở khung thời gian h -ngày, .

(ii) Quá trình trên được lặp lại $B = 10,000$ lần để tạo ra 10,000 giá trị mô phỏng của $\{r_{t+1,h}^b\} = \{r_{t+1,h}^1, r_{t+1,h}^2, \dots, r_{t+1,h}^B\}$.

(iii) Giá trị VaR và ES tại phân vị α được xác định như sau:

$$VaR_\alpha^B(r_{t+1,h}) = \{r_{t+1,h}^b\}_{B\alpha} \quad (14)$$

$$ES_\alpha^B(r_{t+1,h}) = \frac{1}{B\alpha} \sum_{b=1}^{B\alpha} r_{t+1,h}^b I(r_{t+1,h}^b < VaR_\alpha^B(r_{t+1,h})) \quad (15)$$

với $\{r_{t+1,h}^b\}$ là giá trị thứ $B \times \alpha$ của chuỗi mô phỏng sau khi sắp xếp theo thứ tự từ thấp đến cao. Sau khi có dự báo cho $r_{t+1,h}$, chúng tôi trượt cửa sổ ước lượng đi 10 ngày, tính toán lại các tham số của mô hình và đưa ra dự báo cho ngày $r_{t+h+1,h}$ cho tới khi hết số quan sát.²

3.2. Hậu kiểm dự báo VaR và ES

Tác giả áp dụng hai phương pháp hậu kiểm (backtesting) để đánh giá dự báo VaR và ES. Thứ nhất, tác giả thực hiện các kiểm định tuyệt đối để đánh giá các dự báo VaR và ES so với giá trị phân vị lựa chọn. Thứ hai, nhóm thực hiện kiểm định tương đối để đánh giá sự sai lệch của dự báo đối với phân phối tỷ lệ sinh lời thực tế thông qua các phương trình sai biệt (loss functions).

3.2.1. Kiểm định tuyệt đối

Tác giả thực hiện hai kiểm định VaR phổ biến là kiểm định tỷ lệ vi phạm vô điều kiện (Unconditional coverage – UC) của Kupiec (1995) và kiểm định phân vị biến thiên (Dynamic quantile – DQ) của Engle & Manganelli (2004).

Kiểm định UC kiểm định giả thuyết rằng tỷ lệ vi phạm (số lần tỷ lệ sinh lời thực tế nhỏ hơn giá trị VaR) sẽ không khác biệt một cách có ý nghĩa thống kê so với giá trị phân vị lựa chọn. Ví dụ, tỷ lệ vi phạm của $VaR_{0,01}$ sẽ không khác biệt có ý nghĩa thống kê 1% số quan sát được dự báo. Kiểm định này được thực hiện dựa trên giá trị log-likelihood sau đây:

$$LR = 2[T_u \ln(T_u/(\alpha T)) + (T - T_u) \ln((T - T_u)/(T - \alpha T))] \quad (16)$$

Trong đó, T_u là số lần vi phạm, T là số quan sát dự báo. Giá trị LR sử dụng phân phối $\chi^2(1)$ để đánh giá mức độ ý nghĩa thống kê.

Kiểm định DQ dựa trên yêu cầu về tính độc lập theo thời gian của các vi phạm. Kiểm định DQ được xác định thông qua việc chuyển đổi các điểm vi phạm giá trị VaR của tập dự báo thành các chuỗi. Nếu các vi phạm VaR là độc lập thì giá trị của Hit_t sẽ có giá trị kỳ vọng có điều kiện và bất điều kiện là 0. Điều này được kiểm định thông qua việc hồi quy giá trị Hit_t với các quan sát trễ với 4 chu kỳ. Giá trị hệ số kiểm định được xác định như sau:

$$DQ = \frac{\hat{b}'X'XB'}{\alpha(1-\alpha)} \quad (17)$$

trong đó là các hệ số của phương trình hồi quy và hệ số DQ được kiểm định thông qua phân phối $\chi^2(7)$.

Để đánh giá dự báo ES, trước hết chúng tôi sử dụng kiểm định tính rời của McNeil & Frey (2000) (viết

tất, UES). Kiểm định này dựa trên giả định từ sai biệt chuẩn hóa của VaR và ES, . Nếu dự báo ES là chính xác thì giá trị kỳ vọng bình quân của là 0 (). Giả thuyết gốc này được đánh giá về mức độ ý nghĩa thống kê thông qua phương pháp mô phỏng trộn (Bootstrapping) với 10,000 lần thử.

Tương tự như với kiểm định VaR, các sai sót trong dự báo ES nên độc lập và không xảy ra liên tiếp trong một khoảng thời gian ngắn. Để kiểm định giả thuyết này, Patton & cộng sự (2019) sử dụng kiểm định DQ theo cấu trúc hồi quy (viết tắt, CES), tương tự như kiểm định DQ với VaR của Engle & Manganelli (2004). Các dự báo và tỷ lệ sinh lời thực tế ở tệp dữ liệu được chuyển đổi thành chuỗi . Nếu các dự báo ES là chính xác thì hồi quy chuỗi Hit_t^{ES} với giá trị của chính nó sẽ có hệ số ước lượng không có ý nghĩa thống kê.

3.2.2. Kiểm định tương đối

Kiểm định tuyệt đối cho chúng ta biết khả năng của dự báo VaR và ES về mặt thống kê với độ tin cậy lựa chọn. Tuy nhiên, các kiểm định này chưa cho thấy mô hình nào có khả năng dự báo tốt hơn toàn bộ phần phân vị đuôi của phân phối xác suất của tỷ lệ sinh lời. Do vậy, tác giả tiếp tục đánh giá tính phù hợp của dự báo VaR và ES thông qua so sánh các phương trình sai lệch.

Trước hết, tương tự như Giacomini & Komunjer (2005), phương trình phân vị làm phương trình sai lệch để đánh giá các dự báo VaR.

$$L_Q(VaR_t) = (r_t - VaR_t)[\alpha - I_{(r_t < VaR_t)}] \quad (18)$$

Tiếp theo, tác giả sử dụng phương trình sai lệch của Fissler & Ziegel (2015) để đồng thời đánh giá tính phù hợp của VaR và ES như sau:

$$L_{FZ}(VaR_t, ES_t) = (I_{(r_t < VaR_t)} - \alpha)VaR_t - I_{(r_t < VaR_t)}r_t + \frac{\exp(ES_t)}{1 + \exp(ES_t)}(ES_t - VaR_t + \frac{1}{\alpha}I_{(r_t < VaR_t)}(VaR_t - r_t) + \ln(\frac{2}{1 + \exp(ES_t)})) \quad (19)$$

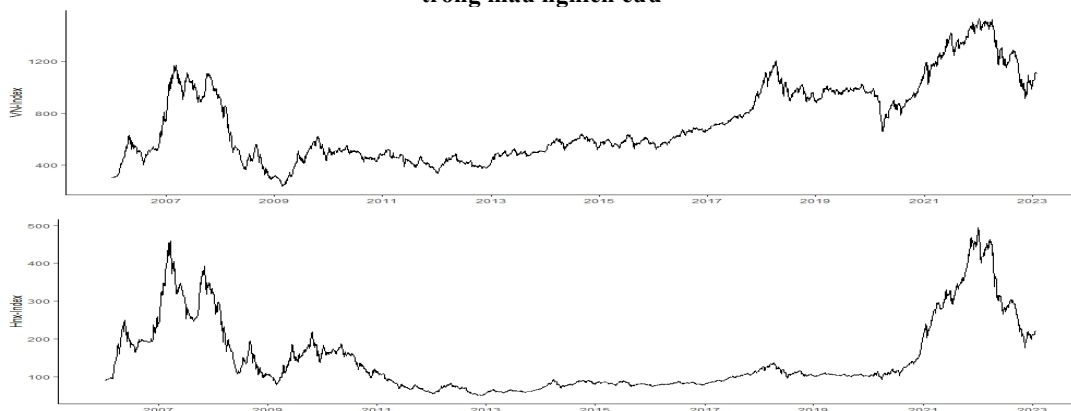
Hai phương pháp có thể cho các dự báo tương tự về tính tuyệt đối nhưng phương pháp nào cho giá trị sai lệch thấp hơn sẽ được ưu tiên.

4. Kết quả thực nghiệm

4.1. Dữ liệu

Trong nghiên cứu này, tác giả sử dụng biến động giá đóng cửa của hai chỉ số chứng khoán Việt Nam là VN-Index và HNX-Index từ 03/01/2006 đến 30/01/2021 từ trang web Investing.com. Hình 1 thể hiện biến động chỉ số VN-Index và HNX-Index trong giai đoạn nghiên cứu. Ảnh hưởng của cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2007-2009 và diễn biến khó lường của Đại dịch Covid-19 được thể hiện khá rõ trên biểu đồ khi cả hai chỉ số chứng khoán suy giảm mạnh mẽ và biến động mạnh.

Hình 1: Biến động VN-Index và HNX-Index trong mẫu nghiên cứu



Nguồn: Tác giả tự tính toán từ dữ liệu tại Investing.com

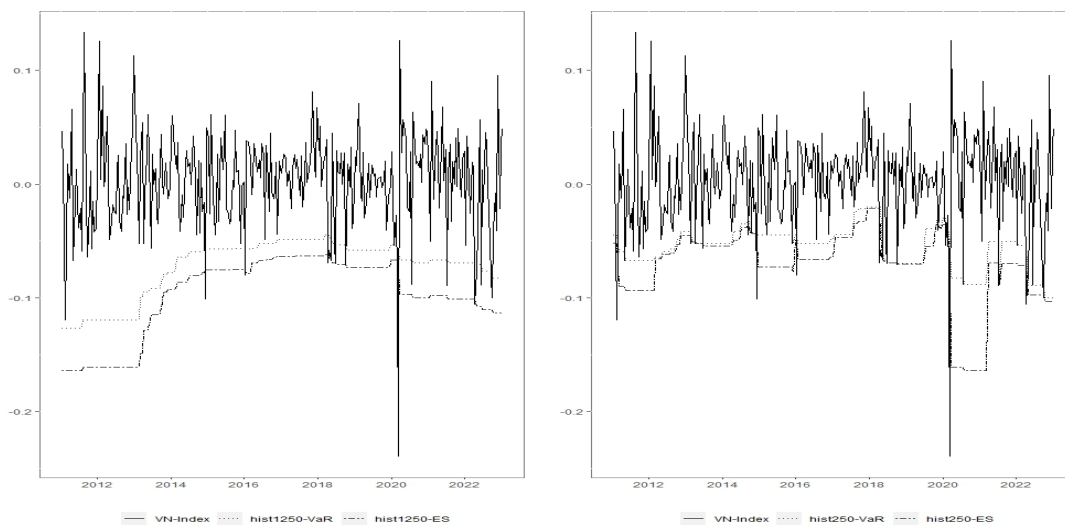
4.2. Kết quả dự báo VaR và ES

Để kiểm định khả năng dự báo VaR và ES cho khung thời gian dài, tác giả sử dụng phương pháp dự báo cửa sổ trượt (rolling windows). Cụ thể, tác giả sử dụng khung cửa sổ cố định bao gồm 1250 ngày để ước lượng tham số của các mô hình và thực hiện dự báo VaR và ES cho 10 ngày tiếp theo. Sau đó, tác giả di

chuyển tiếp 10 ngày, ước lượng lại toàn bộ mô hình và thực hiện dự báo VaR và ES cho 10 ngày tiếp theo. Việc dự báo được thực hiện tương tự cho tới khi hết số quan sát trong bộ dữ liệu. Tổng cộng có 300 và 296 dự báo VaR và ES cho khoảng thời gian 10 ngày cho VN-Index và HNX-Index.

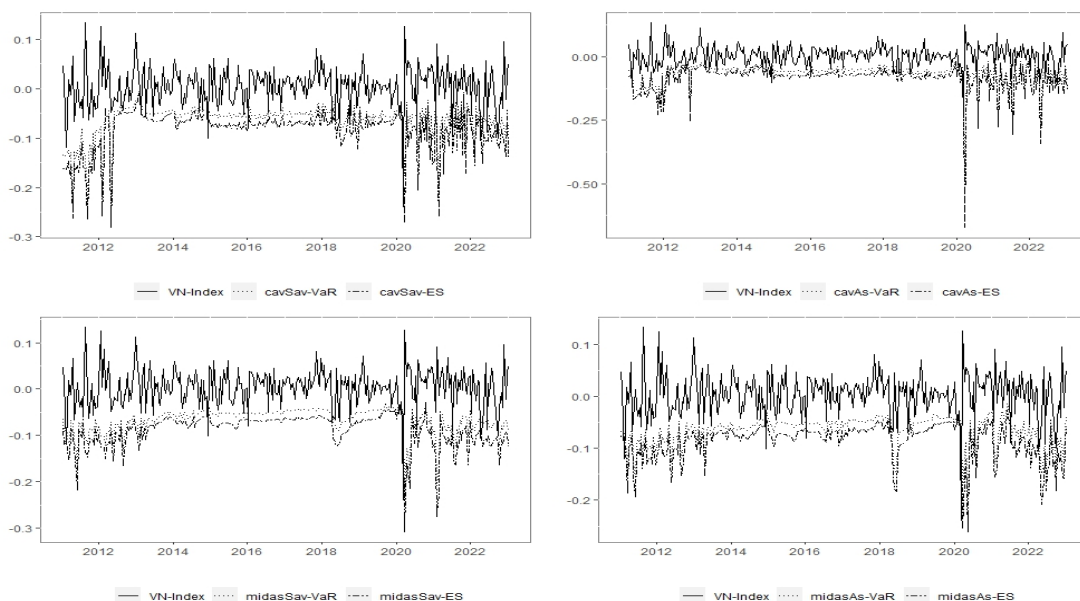
Hình 2 thể hiện ước lượng của mô hình mô phỏng lịch sử với hai độ dài của cửa sổ ước lượng là 250 ngày và 1250 ngày.³ Cửa sổ ước lượng 1250 tương đương với các mô hình khác để đảm bảo tính so sánh, trong khi cửa sổ ước lượng 250 ngày tương đương với độ dài tối thiểu theo quy định của ủy ban Basel để hậu kiểm giá trị VaR. Giống như kết quả của Nieto & Ruiz (2016), cửa sổ ước lượng ngắn giúp mô hình mô phỏng lịch sử phản ứng nhanh hơn với các biến động của thị trường. Tuy nhiên, ở cả hai mô hình thì dự báo VaR và ES đều bị ảnh hưởng đáng kể bởi các quan sát cực trị trong cửa sổ ước lượng và không bám sát phân phối thực tế của tỷ lệ sinh lời.

Hình 2: Dự báo VaR và ES cho khung thời gian 10 ngày với phương pháp phi tham số



Nguồn: Tính toán của tác giả

Hình 3: Dự báo VaR và ES cho khung thời gian 10 ngày với phương pháp bán tham số

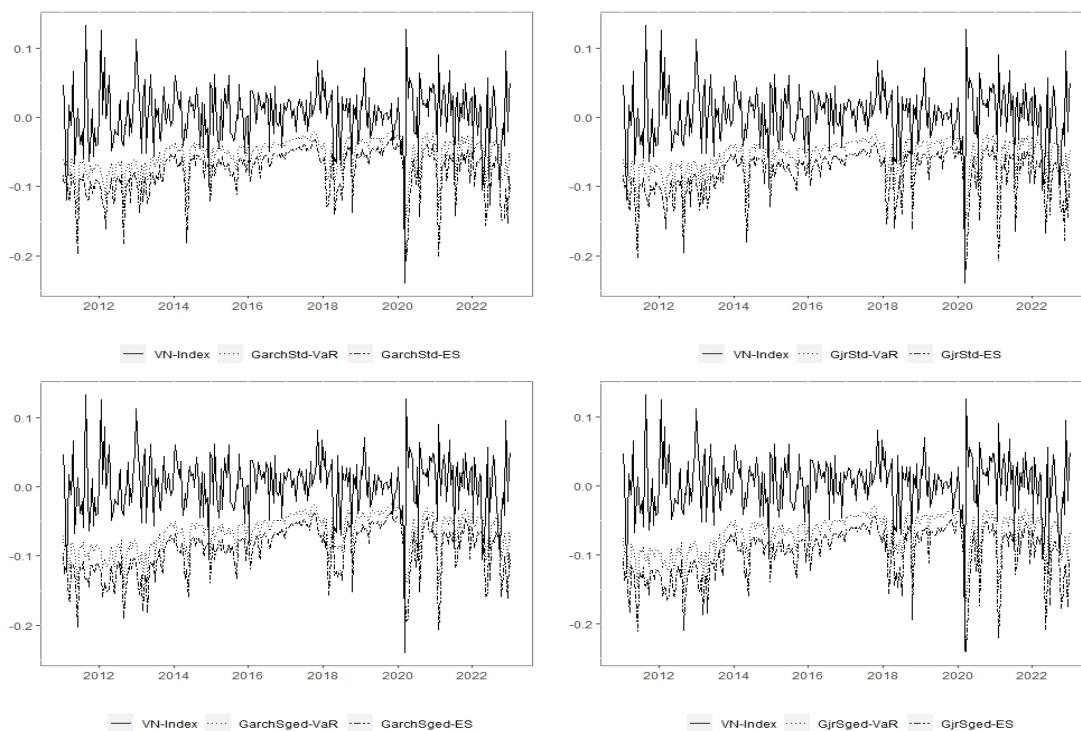


Nguồn: Tính toán của tác giả

Hình 3 thể hiện dự báo VaR và ES dựa trên phương pháp bán tham số. Có thể thấy, mô hình MIDAS-SAV và MIDAS-AS cho các ước lượng bám sát hơn với biến thiên của tỷ lệ sinh lời của VN-Index với khung thời gian 10-ngày. Điều này là do việc sử dụng hàm tham số linh hoạt cho phép trực tiếp sử dụng thông tin từ các tỷ lệ sinh lời với tần suất ngắn giúp các dự báo VaR bám sát hơn với biến động thị trường.

Hình 4 thể hiện dự báo VaR và ES với phương pháp tham số trình bày. Hai hình phía trên sử dụng giả định phân phối xác suất Student-t và hai hình bên dưới sử dụng giả định phân phối xác suất SGE. Có thể thấy, phương pháp tham số phản ứng tốt với các biến động của thị trường so với hai phương pháp trên khi kết quả dự báo VaR và ES bám sát so với phân phối thực của tỷ lệ sinh lời.

Hình 4: Dự báo VaR và ES cho khung thời gian 10 ngày với phương pháp tham số



Nguồn: Tính toán của tác giả

4.3. Kết quả kiểm định dự báo VaR và ES

4.3.1. Kiểm định tuyệt đối

Bảng 3 thể hiện kết quả kiểm định tuyệt đối dự báo VaR và ES với phân vị 1% và 5% cho VN-Index và HNX-Index với khung thời gian 10 ngày. Trong bảng là giá trị p-value của các kiểm định ứng với mô hình ở hàng và kiểm định cho phân vị ở cột. Cột “Vi phạm” thể hiện số lần mô hình vi phạm giả thuyết gốc và cho thấy kết quả dự báo VaR/ES không đạt điều kiện với độ tin cậy 95%. Cột “Tổng vi phạm” tổng hợp số lần mà một mô hình vi phạm các kiểm định ở các ngưỡng phân vị cho cả VN-Index và HNX-Index. Giá trị của hai cột này càng nhỏ thì mô hình càng đáng tin cậy.

Kết quả kiểm định dự báo VaR cho thấy các mô hình đều gặp khó khăn trong việc đưa ra số lần vi phạm dự báo VaR gần đúng với giá trị kỳ vọng của phân vị. Một trong những lý do cho vấn đề này có thể do số lượng quan sát tương đối nhỏ ở tệp dự báo (300 quan sát cho VN-Index và 296 quan sát cho HNX-Index). Tuy vậy, tổng hợp các dự báo ở các phân vị ở cả hai chỉ số thì mô hình Midas-Sav và mô hình Gjr-Sge cho kết quả dự báo tương đối tốt với tổng số vi phạm kiểm định chỉ ở mức 2 trên 8. Trong đó, mô hình Midas-Sav không bị vi phạm bất cứ kiểm định nào ở HNX-Index, trong khi mô hình Gjr-Sge chỉ bị vi phạm 1 lần cho mỗi thị trường. Ở chiều ngược lại, các mô hình bán tham số dựa trên mô hình CAViaR hay mô hình tham số dựa trên giả định phân phối xác suất Student-t không mang lại kết quả dự báo tốt hơn đáng kể so với phương pháp mô phỏng lịch sử.

Bảng 1: Kết quả kiểm định dự báo VaR và ES

Phần A: Kiểm định dự báo VaR											
	VN-Index					HNX-Index					Tổng vi phạm
	UC 0,01	0,05	DQ 0,01	0,05	Vi phạm	UC 0,01	0,05	DQ 0,01	0,05	Vi phạm	
Hist1250	0,125	0,44	0,001*	0,000*	2	0,278	0,752	0,001*	0,001*	2	4
Hist250	0,000*	0,015*	0,000*	0,002*	4	0,000*	0,119	0,000*	0,020*	3	7
Cav-Sav	0,001*	0,082	0,000*	0,000*	3	0,001*	0,042*	0,000*	0,000*	4	7
Cav-As	0,000*	0,049*	0,000*	0,000*	4	0,001*	0,001*	0,000*	0,000*	4	8
Midas-Sav	0,016*	0,793	0,000*	0,148	2	0,564	0,441	0,457	0,122	0	2
Midas-As	0,016*	0,44	0,000*	0,031*	3	0,119	0,289	0,065	0,236	0	3
Garch-Std	0,000*	0,049*	0,000*	0,000*	4	0,005*	0,002*	0,008*	0,006*	4	8
Gjr-Std	0,001*	0,049*	0,001*	0,001*	4	0,001*	0,007*	0,001*	0,018*	4	8
Garch-Sge	0,056	0,44	0,000*	0,008*	2	0,055	0,003*	0,008*	0,008*	3	5
Gjr-Sge	0,125	0,604	0,449	0,015*	1	0,075	0,013*	0,214	0,064	1	2

Phần B: Kiểm định dự báo ES

	VN-Index					HNX-Index					Tổng vi phạm
	UES 0,01	0,05	CES 0,01	0,05	Vi phạm	UES 0,01	0,05	CES 0,01	0,05	Vi phạm	
Hist1250	0,869	0,565	0,000*	0,000*	2	0,169	0,211	0,022*	0,004*	2	4
Hist250	0,031*	0,050*	0,008*	0,001*	3	0,030*	0,015*	0,031*	0,037*	4	7
Cav-Sav	0,105	0,412	0,003*	0,086	1	0,286	0,008*	0,010*	0,000*	3	4
Cav-As	0,121	0,391	0,001*	0,263	1	0,017*	0,039*	0,003*	0,000*	4	5
Midas-Sav	0,075	0,248	0,014*	0,000*	2	0,406	0,096	0,753	0,266	0	2
Midas-As	0,047*	0,142	0,001*	0,001*	3	0,209	0,015*	0,197	0,2	1	4
Garch-Std	0,234	0,033*	0,258	0,028*	2	0,846	0,056	0,495	0,143	0	2
Gjr-Std	0,026*	0,256	0,456	0,109	1	0,031*	0,108	0,408	0,231	1	2
Garch-Sge	0,191	0,052	0,191	0,036*	1	0,010*	0,522	0,494	0,239	1	2
Gjr-Sge	0,010*	0,511	0,925	0,222	1	0,003*	0,69	0,863	0,388	1	2

Nguồn: Tác giả tự tính toán

Đối với dự báo ES, các mô hình dự báo cho kết quả tương đối tương đồng. Mô hình Midas-Sav và mô hình Gjr-Sge tiếp tục nằm trong nhóm mô hình có kết quả dự báo tốt nhất khi chỉ bị vi phạm 2 trên 8 kiểm định. Mô hình Midas-Sav tiếp tục cho thấy khả năng dự báo VaR và ES tốt ở chỉ số HNX-Index, trong khi đó, mô hình Gjr-Sge cho thấy tính ổn định trong dự báo ở cả hai chỉ số.

4.3.2. Kiểm định tương đối

Bảng 2: Kết quả kiểm định tương đối dự báo VaR và ES

	VN-Index				HNX-Index			
	L_Q 0,01	0,05	L_{FZ} 0,01	0,05	L_Q 0,01	0,05	L_{FZ} 0,01	0,05
Hist1250	17,812	54,509	-0,452	-1,141	20,487	73,128	-0,494	-0,859
Hist250	23,114	52,325	1,189	-0,925	24,329	69,945	1,228	-0,574
Cav-Sav	22,872	53,951	2,353	-0,722	22,083	71,905	0,987	-0,405
Cav-As	23,691	56,715	2,445	-0,431	26,938	78,689	1,782	0,094
Midas-Sav	22,383	53,138¹	0,480	-1,139	18,869	67,001	-0,585	-0,986
Midas-As	20,506	54,031	-0,168	-1,084	23,736	71,725	-0,069	-0,84
Garch-Std	17,571	55,222	-0,641	-1,065	20,741	68,858	-0,603	-0,927
Gjr-Std	$14,870^2$	53,514	$-0,875^2$	$-1,161^2$	19,6882	67,765	-0,733	-0,979
Garch-Sge	16,704	55,236	-0,783	-1,139	$17,840^2$	$66,786^2$	$-0,847^2$	$-1,021^2$
Gjr-Sge	14,762¹	$53,430^2$	-0,932¹	-1,208¹	17,301¹	66,534¹	-0,889¹	-1,042¹

Nguồn: Tác giả tự tính toán

Bảng 4 thể hiện kết quả của kiểm định tương đối với dự báo VaR và ES. Các giá trị trong Bảng thể hiện giá trị bình quân của hàm sai biệt L_Q và L_{FZ} . Ở mỗi cột, mô hình cho giá trị hàm sai biệt nhỏ nhất được in

đậm, mô hình xếp thứ hai được in nghiêng. Có thể thấy, mô hình Gjr-Sge cho kết quả dự báo sát nhất phân phối xác suất thực tế của tỷ lệ sinh lời khi cho giá trị hàm sai biệt nhỏ nhất ở 7 trên 8 kiểm định. Mô hình tham số khác là Garch-Sge cũng cho kết quả dự báo tốt với giá trị hàm sai biệt thường xếp thứ hai, đặc biệt là với chỉ số HNX-Index. Mô hình Midas-Sav mặc dù cho khả năng dự báo tương đối tốt, nhưng các giá trị hàm phân vị thường cao hơn so với phương pháp tham số với phân phối xác suất Sge. Điều này cho thấy, phương pháp bán tham số có xu hướng dự báo quá mức rủi ro của tỷ lệ sinh lời với khung thời gian 10 ngày so với phương pháp tham số.

Tóm lại, kết quả thực nghiệm cho thấy mô hình Gjr-Sge với giả định phân phối xác suất tỷ lệ sinh lời của chỉ số giá chứng khoán theo phân phối SGE mang lại kết quả dự báo VaR và ES với khung thời gian 10-ngày ổn định và phù hợp nhất đối với trường hợp của hai chỉ số chứng khoán của Việt Nam là VN-Index và HNX-Index. Kết quả này là tương đồng với kết quả của Degiannakis và Potamia (2017).⁴

5. Kết luận

Bài nghiên cứu này so sánh khả năng dự báo VaR và ES với khung thời gian 10-ngày của đa dạng các phương pháp dự báo cho thị trường chứng khoán Việt Nam với các mức phân vị khác nhau. Kết quả cho thấy mô hình Gjr-Sge với giả định phân phối có điều kiện theo phân phối SGE cho kết quả dự báo ổn định và chính xác nhất đối với cả VaR và ES với khung thời gian 10-ngày cho thị trường chứng khoán Việt Nam. Điều này cho thấy tầm quan trọng của việc ghi nhận tính không chuẩn trong tỷ lệ sinh lời của giá chứng khoán trên thị trường Việt Nam trong các mô hình đo lường và dự báo rủi ro. Kết quả nghiên cứu này có thể mang tính ứng dụng đối với việc áp dụng các mô hình dự báo giá trị chịu rủi ro trong tính toán yêu cầu vốn tối thiểu cho rủi ro thị trường tại các ngân hàng trong bối cảnh ứng dụng hiệp ước vốn Basel II và hiệp ước Basel III trong tương lai.

Nghiên cứu này còn tồn tại hai hạn chế như sau. Thứ nhất, do hạn chế về số liệu, các quan sát trong tệp dữ liệu không cao có thể dẫn tới tính vững của các kiểm định (300 dự báo với VN-Index và 296 dự báo với HNX-Index), đặc biệt là các kiểm định thống kê. Thứ hai, tác giả mới tiến hành kiểm định khả năng dự báo của các phương pháp với hai chỉ số chứng khoán đại diện cho thị trường chứng khoán Việt Nam nhưng chưa thực hiện được với biến động của các phiếu riêng lẻ. Tác giả kỳ vọng sẽ khắc phục hai hạn chế này trong các nghiên cứu trong tương lai.

Chú thích:

1. Ví dụ, mô hình hỗn hợp cho phép áp dụng trọng số lên tỷ lệ sinh lời ở khung thời gian 1 ngày để trực tiếp dự báo VaR cho khung thời gian 10-ngày. Trong khi đó, mô hình CAViaR yêu cầu tất cả các quan sát tỷ lệ sinh lời đều ở cùng khung thời gian là 10-ngày.

2. Bộ code để ước lượng các mô hình này có thể tìm thấy ở <https://github.com/TrungLeVn/SgtAcid>

3. Do giới hạn về độ dài, tác giả chỉ cung cấp mô tả dự báo VaR và ES của chỉ số VN-Index với mức phân vị 5% cho các phương pháp dự báo.

4. Để kiểm định tính vững của kết quả, tác giả thực hiện so sánh dự báo từ các mô hình cho giai đoạn Covid-19 (với các quan sát sau ngày 01/01/2020). Kết quả cho thấy khả năng dự báo giá trị VaR và ES của các mô hình đều suy giảm do mức độ rủi ro gia tăng của giai đoạn Covid-19. Tuy nhiên, kết quả cho thấy GJR-SGE vẫn là mô hình có khả năng dự báo tốt nhất đối với cả kiểm định tuyệt đối và tương đối. Do giới hạn về độ dài, kết quả này có thể được cung cấp thông qua liên hệ với tác giả.

Tài liệu tham khảo

Basel Committee on Banking Supervision (2019), *Minimum Capital Requirements for Market Risk*, Technical Report, <https://www.bis.org/bcbs/publ/d457.htm>.

Berkowitz, J., Christoffersen, P., & Pelletier, D. (2011), 'Evaluating value-at-risk models with desk-level data', *Management Science*, 57(12), 2213-2227.

Bollerslev, T. (1987), 'A conditionally heteroskedastic time series model for speculative prices and rates of return', *The*

review of economics and statistics, 69(3), 542-547.

- Brownlees, C., Engle, R., & Kelly, B. (2011), 'A practical guide to volatility forecasting through calm and storm', *The Journal of Risk*, 14(2), 3-22.
- Degiannakis, S., & Potamia, A. (2017), 'Multiple-days-ahead value-at-risk and expected shortfall forecasting for stock indices, commodities and exchange rates: Inter-day versus intra-day data', *International Review of Financial Analysis*, 49, 176-190.
- Engle, R. F. (2011), 'Long-term skewness and systemic risk', *Journal of Financial Econometrics*, 9(3), 437-468.
- Engle, R. F., & Manganelli, S. (2004), 'CAViaR: Conditional autoregressive value at risk by regression quantiles', *Journal of business & economic statistics*, 22(4), 367-381.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2018), 'Long-horizon returns', *The Review of Asset Pricing Studies*, 8(2), 232-252.
- Fissler, T., Ziegel, J. F., & Gneiting, T. (2015), 'Expected Shortfall is jointly elicitable with Value at Risk-Implications for backtesting', *arXiv preprint arXiv:1507.00244*.
- Ghysels, E., Santa-Clara, P., & Valkanov, R. (2006), 'Predicting volatility: getting the most out of return data sampled at different frequencies', *Journal of Econometrics*, 131(1-2), 59-95.
- Giacomini, R., & Komunjer, I. (2005), 'Evaluation and combination of conditional quantile forecasts', *Journal of Business & Economic Statistics*, 23(4), 416-431.
- Glosten, L. R., Jagannathan, R., & Runkle, D. E. (1993), 'On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks', *The journal of finance*, 48(5), 1779-1801.
- Gneiting, T. (2011), 'Making and evaluating point forecasts', *Journal of the American Statistical Association*, 106(494), 746-762.
- Jiang, K., Zeng, L., Song, J., & Liu, Y. (2022), 'Forecasting Value-at-Risk of cryptocurrencies using the time-varying mixture-accelerating generalized autoregressive score model', *Research in International Business and Finance*, 61, 101634.
- Koenker, R., & Bassett Jr, G. (1978), 'Regression quantiles', *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 48(1), 33-50.
- Kupiec, P. H. (1995), 'Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Models', *The Journal of Derivatives*, 3(2), 73-84.
- Lê Hải Trung & Nguyễn Thị Mai Trang (2020), 'Các phương pháp đo lường giá trị chịu rủi ro: Ứng dụng cho Việt Nam', *Tạp chí Khoa học và Đào tạo Ngân hàng*, 221, 50-58.
- Lê Hải Trung (2020), 'Forecasting value at risk and expected shortfall with mixed data sampling', *International Journal of Forecasting*, 36(4), 1362-1379.
- McNeil, A. J. & Frey, R. (2000), 'Estimation of tail-related risk measures for heteroscedastic financial time series: an extreme value approach', *Journal of Empirical Finance*, 7(3-4), 271-300.
- Neuberger, A. (2012), 'Realized skewness. *Review of Financial Studies*, 25(11), 3424-3455.
- Nieto, Maria Rosa & Esther Ruiz. (2016), 'Frontiers in VaR Forecasting và Backtesting', *International Journal of Forecasting*, 32(2), 475-501.
- Novalés, A. and Garcia-Jorcano, L. (2018), 'Backtesting extreme value theory models of expected shortfall', *Quantitative Finance*, 18(1), 1-27.
- Patton, A. J., Ziegel, J. F., & Chen, R. (2019), 'Dynamic semiparametric models for expected shortfall (and value-at-risk)', *Journal of econometrics*, 211(2), 388-413.
- Slim, S., Koubaa, Y., & BenSaida, A. (2017), 'Value-at-Risk under Lévy GARCH models: Evidence from global stock markets', *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 46, 30-53.
- Taylor, J. W. (2019), 'Forecasting value at risk and expected shortfall using a semiparametric approach based on the asymmetric Laplace distribution', *Journal of Business & Economic Statistics*, 37(1), 121-133.
- Theodossiou, P. (2015), 'Skewed generalized error distribution of financial assets and option pricing', *Multinational Finance Journal*, 19(4), 223-266.

ẢNH HƯỞNG CỦA CẢM NHẬN VỀ RỦI RO BẢO MẬT VÀ QUYỀN RIÊNG TƯ ĐẾN NIỀM TIN VÀ HÀNH VI KIỂM SOÁT QUYỀN RIÊNG TƯ CỦA NGƯỜI DÙNG TRÊN MẠNG XÃ HỘI

Phạm Thị Huyền

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: huyenpt@neu.edu.vn

Phan Thùy Anh

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: phnthuyanh@gmail.com

Trịnh Phương Anh

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: tpa170102@gmail.com

Mai Xuân Bách

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: maixbach.workneu@gmail.com

Lê Quỳnh Chi

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: chilequynh2002@gmail.com

Mã bài: JED-1166

Ngày nhận: 22/03/2023

Ngày nhận bản sửa: 11/06/2023

Ngày duyệt đăng: 19/06/2023

DOI 10.33301/JED.VI.1166

Tóm tắt:

Bài viết đo lường ảnh hưởng của cảm nhận về rủi ro bảo mật và quyền riêng tư đến niềm tin và hành vi kiểm soát quyền riêng tư của người dùng trẻ trên mạng xã hội. Kết quả phân tích dữ liệu khảo sát với 429 người dùng trong độ tuổi 18 – 24 bằng phần mềm SPSS và AMOS, cho thấy “Hành vi kiểm soát quyền riêng tư” chịu ảnh hưởng thuận chiều của “Cảm nhận về rủi ro bảo mật thông tin” và “Mối lo ngại về quyền riêng tư” nhưng lại chịu ảnh hưởng nghịch chiều bởi “Niềm tin”. Từ đó, nhóm tác giả đề xuất một số giải pháp cho nhà cung cấp dịch vụ nền tảng mạng xã hội giảm thiểu mối lo ngại về quyền riêng tư và rủi ro bảo mật thông tin của người dùng, cải thiện niềm tin của họ với nền tảng để thu hút được nhiều người dùng hơn, tạo được môi trường an toàn, lành mạnh trên không gian mạng.

Từ khóa: Cảm nhận về rủi ro bảo mật, quyền riêng tư, niềm tin vào nền tảng mạng xã hội, kiểm soát quyền riêng tư, mạng xã hội.

Mã JEL: D83, L86

Impact of perceived information security risk and privacy concerns on trust and privacy protection behavior in social networking

Abstract:

This paper was conducted to measure the influence of perceived information security risk and privacy on the trust and the privacy protection behavior of young users in social networking sites (SNSs). The results of data analysis from a survey of 429 users between 18 – 24 years old, using SPSS and AMOS software, showed that privacy protection behavior is positively impacted by users' information privacy concerns and perceived security risks but negatively impacted by the trust. Based on those findings, the authors propose some solutions for SNSs service provider to reduce users' information privacy concerns and perceived information security risks; improve their trust in the platform to attract more users, create a safe and healthy environment in cyberspace.

Keywords: Perceived information security risk, users' information privacy concerns, trust in social networking platforms, privacy protection behavior, online social networking.

JEL Codes: D83, L86

1. Giới thiệu

Internet đã trở thành một phần không thể thiếu trong cuộc sống, góp phần thay đổi đời sống tinh thần của hầu hết người trẻ trong xã hội. Theo Internet Crime Report của FBI (2021), mạng internet với dữ liệu lớn, Internet vạn vật, điện toán đám mây, trí tuệ nhân tạo... tác động mạnh mẽ và tức thời, tạo nên một “không gian mạng” mà người trẻ có xu hướng đắm mình trong đó. Nhưng không gian mạng cũng đang bị lợi dụng khai thác thông tin cá nhân, tiềm ẩn rủi ro bảo mật dữ liệu, quyền riêng tư và an ninh cuộc sống. Năm 2021, thiệt hại do vi phạm dữ liệu cá nhân tăng gần 40% so với năm 2020. Có thể thấy, vấn đề an toàn thông tin mạng cần được quan tâm hơn, đặc biệt là thông tin trên các trang mạng xã hội (MXH), nơi người dùng vô tình hay bị yêu cầu phải cung cấp thông tin khi muốn sử dụng các tính năng được thiết kế cho từng trang mạng.

Mối lo ngại về quyền riêng tư và hành vi bảo vệ thông tin cá nhân trên mạng xã hội đã được quan tâm nghiên cứu gần đây với hai lý thuyết được sử dụng phổ biến: Lý thuyết quản lý quyền riêng tư trong truyền thông (Communication Privacy Management Theory – CPM); và Lý thuyết động cơ bảo vệ (Protection Motivation Theory - PMT). Lý thuyết CPM của Petronio (1991) cho rằng một cá nhân/tổ chức có thể được trao quyền đồng sở hữu thông tin khi họ được phép biết thông tin cá nhân của người khác và họ có thể không chỉ có thể tiết lộ thông tin của mình mà còn có thể tiết lộ thông tin của người khác mà họ có. Điều đó làm dấy lên nhu cầu hiểu biết về quản lý quyền riêng tư. Quản lý quyền riêng tư là việc đưa ra các quy định về hành vi cung cấp hoặc nhận thông tin dựa trên nguyên tắc về quyền sở hữu, kiểm soát và làm nhiễu loạn thông tin cá nhân.

Lý thuyết PMT của Rogers (1983) là khung lý thuyết tìm hiểu phản ứng của người dùng đối với rủi ro tiềm ẩn thông qua các yếu tố kích hoạt (ví dụ như thông điệp về nỗi sợ hãi khuyến khích các cá nhân thực hiện biện pháp bảo vệ, tránh hành vi có thể gây hại cho bản thân hoặc người khác). Việc “Đánh giá rủi ro” (bao gồm đánh giá “Mức độ nghiêm trọng của rủi ro”, “Khả năng xảy ra rủi ro”, “Phân thưởng bên trong” và “Phân thưởng bên ngoài”) và “Đánh giá giải quyết” (bao gồm việc xem xét “Hiệu quả của phản ứng”, “Hiệu quả bản thân” và “Chi phí phản hồi”) ảnh hưởng đến “Động cơ bảo vệ” của các cá nhân. PMT cho rằng người dùng sẽ tự bảo vệ mình trước các rủi ro khi họ nhận thức được sự nghiêm trọng của chúng. Lý thuyết PMT phù hợp với bối cảnh nghiên cứu về quyền riêng tư trong hành vi sử dụng mạng xã hội khi xem xét các yếu tố rủi ro thông tin thúc đẩy người dùng thực hiện hành vi bảo vệ thông tin cá nhân.

Nghiên cứu về hành vi bảo vệ thông tin cá nhân trên mạng xã hội đã từng được nghiên cứu dựa trên 1 trong 2 mô hình lý thuyết nêu trên. Dựa trên lý thuyết CPM, các biến số “Cảm nhận về rủi ro bảo mật thông tin”, “Mối lo ngại về quyền riêng tư và “Niềm tin vào nền tảng mạng xã hội” xuất hiện trong nghiên cứu của Dhami & cộng sự (2013), Paramarta & cộng sự (2018), Almadhoun & cộng sự (2011), Baruh & cộng sự (2017), Nemec & cộng sự (2019). Còn Boerman & cộng sự (2018), Wottrich & cộng sự (2018) đã nghiên cứu về mối quan hệ giữa “Cảm nhận rủi ro bảo mật thông tin”, “Mối lo ngại về quyền riêng tư” và “Hành vi bảo vệ quyền riêng tư” của người dùng dựa trên lý thuyết PMT. Liệu các biến số đã được đề cập tới trong lý thuyết CPM ảnh hưởng như thế nào tới “Hành vi bảo vệ quyền riêng tư” trong bối cảnh mạng xã hội ngày càng trở nên phổ biến? Chính câu hỏi đó đã thúc đẩy nhóm tác giả tích hợp hai mô hình vào thực hiện nghiên cứu này với mục tiêu đánh giá ảnh hưởng của cảm nhận về rủi ro bảo mật và quyền riêng tư đến niềm tin vào nền tảng mạng xã hội, từ đó tác động tới hành vi kiểm soát quyền riêng tư của người dùng trên mạng xã hội.

2. Tổng quan nghiên cứu

2.1. Mạng xã hội và niềm tin vào nền tảng mạng xã hội

Mạng xã hội là nền tảng trực tuyến cho phép những người dùng kết nối với nhau một cách dễ dàng và kịp thời nhất (Pallis & cộng sự, 2011) với những tính năng phổ biến như: trò chuyện, đăng tải trạng thái, hình ảnh, tìm kiếm thông tin... mạng xã hội còn là “môi trường làm việc” lý tưởng, cho phép người kinh doanh truyền thông một cách dễ dàng. Theo thống kê vào năm 2022, ở Việt Nam có 76,95 triệu người dùng mạng xã hội, tương đương 78,1% dân số (DataReportal, 2022; Statista, 2022), tăng 6,9% so với năm 2021 với thời gian sử dụng trung bình hàng ngày là 2 giờ 28 phút. Những mạng xã hội được sử dụng nhiều nhất là Facebook, Zalo, Facebook Messenger, Tiktok, Instagram. Với lượng người dùng và thời gian sử dụng lớn như vậy, mạng xã hội là nơi sản sinh và lưu trữ nguồn dữ liệu lớn về hồ sơ người dùng, hình ảnh, video, lịch sử trò chuyện, thông tin tìm kiếm... Đây là nguồn tài nguyên vô cùng quý giá giúp nhà phát triển nền tảng

mạng xã hội cải thiện trải nghiệm dịch vụ song họ cũng cần bảo mật dữ liệu, củng cố niềm tin của người dùng với nền tảng.

Niềm tin là mức độ tin tưởng vào những tư tưởng, hành vi, năng lực và sự chính trực của đối phương (Kügler & cộng sự, 2013). Niềm tin với mạng xã hội được định nghĩa là sự tin tưởng của người dùng vào khả năng bảo mật thông tin cá nhân của nền tảng mạng xã hội (Dhami & cộng sự, 2013). Mối lo ngại về quyền riêng tư và rủi ro bảo mật được chứng minh có tác động trực tiếp tới niềm tin của người dùng vào nền tảng (Paramarta & cộng sự, 2018; Kroll & Stieglitz, 2019; Krasnova & cộng sự, 2010). “Bảo mật” tập trung vào việc bảo vệ thông tin khỏi các yếu tố tấn công bên ngoài; “quyền riêng tư” nhấn mạnh việc sử dụng và quản lý thông tin (Bansal, 2017). Liệu niềm tin vào nền tảng có phải là một yếu tố quan trọng quyết định hành vi sử dụng của người dùng với mạng xã hội đó, trong đó bao gồm hành vi kiểm soát quyền riêng tư?

2.2. Hành vi kiểm soát quyền riêng tư

Theo Lanier & Saini (2008) và Van De Garde-Perik & cộng sự (2008), hành vi kiểm soát quyền riêng tư được định nghĩa là quá trình kiểm soát phạm vi thông tin được truy cập, chia sẻ với những người khác. Để kiểm soát quyền riêng tư trên mạng xã hội, người dùng cần kiểm soát hành vi của chính mình khi tham gia mạng xã hội. Theo Petronio (1991), quản lý quyền riêng tư là việc cung cấp hoặc nhận thông tin riêng tư dựa trên quyền sở hữu, kiểm soát và làm nhiễu loạn thông tin cá nhân.

2.3. Cảm nhận về rủi ro, nhận thức về tính năng bảo vệ quyền riêng tư và mối lo ngại về quyền riêng tư

Nhận thức về tính năng bảo vệ quyền riêng tư của nền tảng mạng xã hội

Nhận thức về tính năng bảo vệ quyền riêng tư của nền tảng mạng xã hội là yếu tố thường xuất hiện trong các nghiên cứu có liên quan đến hành vi sử dụng mạng xã hội. Theo Adhikari & Panda (2018), nhận thức về tính năng bảo vệ quyền riêng tư, là sự nhận biết về tính năng có thể kiểm soát được thông tin được chia sẻ trên mạng xã hội thông qua tính năng bảo mật và là yếu tố ảnh hưởng thuận chiều đến mối quan tâm của người dùng về quyền riêng tư.

Mối lo ngại về quyền riêng tư

Smith & cộng sự (1996) và Chung & cộng sự (2021) chung quan điểm khi cho rằng, mối lo ngại về quyền riêng tư thể hiện qua sự quan tâm của người dùng đối với hành vi thu thập và sử dụng thông tin cá nhân người dùng. Với mạng xã hội, mối lo ngại về quyền riêng tư được quan tâm hơn vì các nền tảng mạng xã hội thường có tính năng thu thập và lưu trữ thông tin của người dùng (Son & Kim, 2008; Young & Quan-Haase, 2013). Người dùng lo ngại rằng thông tin cá nhân của họ có thể bị sử dụng với mục đích xấu (Feng & Xie, 2014; Shin, 2010) hoặc cũng có thể, khả năng thông tin được thu thập và lưu trữ đó bị tiếp cận do mạng xã hội có cấu trúc thiết kế nền tảng thiếu tính chặt chẽ (Acquisti & Gross, 2006). Zhao & cộng sự (2012) đã xác nhận việc tuyên bố về quyền riêng tư, thu thập dữ liệu với sự đồng ý của người dùng, kiểm soát quyền riêng tư hoặc cung cấp thông tin dựa trên lợi ích của người dùng có thể giảm mối lo ngại về quyền riêng tư một cách hiệu quả.

Cảm nhận về rủi ro thông tin

Các nền tảng mạng xã hội phát triển kéo theo việc dữ liệu người dùng bị các nền tảng này thu thập và lưu trữ ngày một nhiều hơn, tạo nên các rủi ro bị đánh cắp danh tính, đe dọa an toàn thông tin cá nhân, vi phạm không gian riêng tư hoặc mất mát về tài chính (Millham, M. H., & Atkin, D., 2018). Rủi ro thông tin còn tạo nên xung đột lợi ích kinh tế giữa nền tảng mạng xã hội và người dùng. Hiện nay, với việc thu thập thông tin cá nhân, các nền tảng mạng xã hội có thể bán dữ liệu đó cho bên thứ ba và đây có thể là nguồn thu nhập chính của nền tảng đó (Kalev, 2018). Ngoài ra, nguy cơ dữ liệu thông tin về người dùng mà nền tảng thu thập có thể bị bên thứ ba truy cập nếu nền tảng không có khả năng kiểm soát dữ liệu. Theo Liu & cộng sự (2022), các đối tác của Facebook đã thu thập thông tin người dùng gồm tuổi, địa chỉ, nghề nghiệp và hình ảnh đăng tải trên nền tảng này và chia sẻ với các công ty quảng cáo mà hoàn toàn không có sự chấp thuận từ người dùng. Rủi ro này đặt ra một yêu cầu lớn về khả năng bảo mật thông tin và quyền riêng tư.

2.4. Ảnh hưởng của nhận thức về rủi ro và bảo vệ quyền riêng tư tới niềm tin và hành vi kiểm soát thông tin

Altman (1975) và nhiều nghiên cứu đã xác định rằng mối lo ngại về quyền riêng tư và bảo mật trực tuyến ảnh hưởng đáng kể đến niềm tin và cảm nhận về rủi ro (Kansal, 2014; Smith & cộng sự, 2011; Malhotra,

Kim, & Agarwal, 2004). Và nhận thức về rủi ro cũng tạo hành vi bảo vệ thông tin trên nền tảng trực tuyến (Son & Kim, 2008; Wang, Duong, & Chen, 2016). Malik & cộng sự (2016) đã chứng minh mối lo ngại về quyền riêng tư tác động tiêu cực đến hành vi của người dùng qua biến số “niềm tin vào nền tảng Facebook”.

Trong lý thuyết quản lý quyền riêng tư trong truyền thông CPM, Petronio (2013) khẳng định rằng trước những mối lo ngại về sự nhiễu loạn quyền riêng tư, người dùng nhận thức được rằng họ có quyền kiểm soát thông tin cá nhân, thông qua việc sử dụng các chính sách bảo vệ quyền riêng tư. Các nghiên cứu của Schomakers & cộng sự (2019), Wang & cộng sự (2019), Dhama & cộng sự (2013) cũng xác nhận rằng mối lo ngại về quyền riêng tư là một trong những nhân tố ảnh hưởng trực tiếp tới niềm tin vào nền tảng và là nhân tố ảnh hưởng gián tiếp tới hành vi kiểm soát thông tin trên mạng xã hội. Adhikari & Panda (2018) xác định mối quan hệ thuận chiều giữa mối lo ngại về quyền riêng tư và hành vi kiểm soát thông tin. Gupta & Chennamaneni (2018) cũng chỉ ra những lo ngại của đối tượng trung niên khi tham gia các nền tảng trực tuyến có ảnh hưởng tích cực tới hành vi bảo vệ quyền riêng tư. Vì vậy, các giả thuyết H1 và H2 được xác lập:

H1: Mối lo ngại về quyền riêng tư có ảnh hưởng nghịch chiều tới Niềm tin vào nền tảng mạng xã hội.

H2: Mối lo ngại về quyền riêng tư có ảnh hưởng thuận chiều tới Hành vi kiểm soát quyền riêng tư.

Khi các nền tảng mạng xã hội liên tục phát triển tính năng bảo mật thông tin, giúp người dùng hạn chế lo ngại về rủi ro, nhận thức về tính năng bảo vệ quyền riêng tư được cho là tạo nên cảm giác an toàn khi chia sẻ thông tin trên mạng xã hội, do đó ảnh hưởng tích cực tới các hành vi sử dụng mạng xã hội (Kim và Kim, 2020). Theo Dhama & cộng sự (2013), nhận thức về tính năng bảo mật do Facebook cung cấp là một trong những yếu tố ảnh hưởng đến niềm tin vào nền tảng. Do đó, giả thuyết H3 được xác lập:

H3: Nhận thức về tính năng bảo vệ quyền riêng tư có ảnh hưởng thuận chiều tới Niềm tin vào nền tảng mạng xã hội.

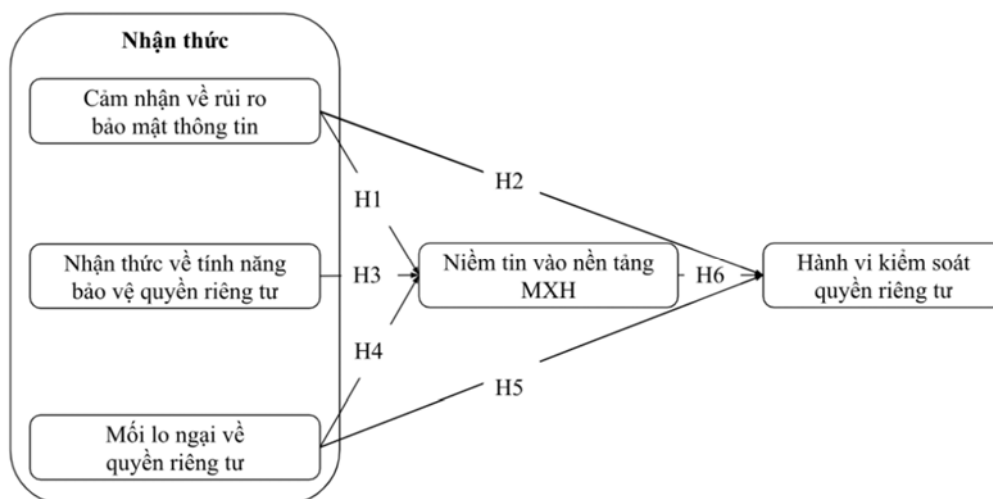
Theo lý thuyết động cơ bảo vệ PMT, người dùng sẽ tự bảo vệ mình trước các mối đe dọa khi họ nhận thức được sự nghiêm trọng của chúng. Khi cảm nhận được rủi ro bảo mật thông tin, người dùng sẽ thực hiện các hành vi kiểm soát quyền riêng tư nhằm mục đích bảo vệ thông tin cá nhân. Dinev & Hart (2006) và Mayer & cộng sự (1995) đã chứng minh rằng cảm nhận rủi ro bảo mật thông tin làm giảm niềm tin vào nền tảng mạng xã hội. Milne & cộng sự (2009) cũng lập luận rằng người dùng sử dụng mạng xã hội, khi cảm nhận được mối nguy hiểm về bảo mật, họ sẽ cố gắng bảo vệ thông tin của họ. Zhou & Liu (2023) cũng khẳng định lập luận tương tự khi nghiên cứu tại Trung Quốc, nhận thức rủi ro bảo mật của người dùng có ảnh hưởng tích cực tới các hành vi bảo vệ quyền riêng tư trực tuyến. Vì vậy, các giả thuyết H4 và H5 được xác lập:

H4: Cảm nhận về rủi ro bảo mật thông tin có ảnh hưởng nghịch chiều tới Niềm tin vào nền tảng mạng xã hội.

H5: Cảm nhận về rủi ro bảo mật thông tin có ảnh hưởng thuận chiều tới Hành vi kiểm soát quyền riêng tư.

Presthus & Vatne (2019) cho biết, niềm tin vào nền tảng có tác động nghịch chiều tới việc sử dụng các

Hình 1: Mô hình nghiên cứu đề xuất



cài đặt bảo vệ quyền riêng tư. Nghiên cứu của Sundaram & Shetty (2022) cũng khẳng định hành vi bảo vệ quyền riêng tư sẽ tăng lên nếu người dùng không đặt niềm tin vào các nền tảng trực tuyến. Theo CISCO (2020), 90% khách hàng nếu không tin tưởng vào nền tảng trực tuyến sẽ dừng các hành vi mua bán để bảo vệ dữ liệu cá nhân của họ. Giả thuyết H6 được xác lập:

H6: Niềm tin vào nền tảng mạng xã hội có ảnh hưởng nghịch chiều tới Hành vi kiểm soát quyền riêng tư

Tổng hợp các giả thuyết trên được thể hiện qua Hình 1.

3. Phương pháp nghiên cứu

Quy trình nghiên cứu được thực hiện lần lượt với nghiên cứu tại bàn, phỏng vấn sâu và khảo sát định lượng. Tổng quan nghiên cứu được thực hiện nhằm xác lập cơ sở lý thuyết và khoảng trống nghiên cứu, xây dựng giả thuyết và mô hình nghiên cứu. Cùng với đó là việc lựa chọn các thang đo làm cơ sở cho phỏng vấn sâu nhằm hoàn thiện cách thức diễn đạt các mệnh đề đo lường biến số. Mỗi biến số trong mô hình được đo lường qua 5 mệnh đề được thiết kế nhằm tìm hiểu mức độ đồng ý của người trả lời qua thang đo Likert, trong đó từ 1 (hoàn toàn không đồng ý) đến 5 (hoàn toàn đồng ý).

Khảo sát định lượng thông qua bảng hỏi được thực hiện với khách thể là giới trẻ trong độ tuổi sinh viên, từ 18 – 24 tuổi - đối tượng công dân dễ thích nghi nhất trong kỷ nguyên số, cởi mở, sẵn sàng đón nhận mọi sự thay đổi trong cuộc cách mạng công nghiệp 4.0. Nhóm nghiên cứu xác định lấy đối tượng nghiên cứu là giới trẻ trong độ tuổi 18 – 24 bởi theo Brent (2023) và Data Reportal (2023), nhóm người dùng nằm trong độ tuổi 18 – 24 tuổi chiếm tỷ lệ lớn nhất ở các nền tảng mạng xã hội phổ biến như Instagram (30,8%), Tiktok (21%) và chiếm tỷ lệ lớn ở các nền tảng như Facebook (22,6%), Youtube (15%)... Các kênh truyền thông mạng xã hội đã trở thành một “hiện tượng do giới trẻ điều khiển” (youth-driven phenomenon) (Spies Shapiro & Margolin, 2014). Nhóm khách thể trong độ tuổi 18-24 là “đối tượng người dùng chủ yếu của các nền tảng mạng xã hội. Ở độ tuổi này, họ có đủ kiến thức và sự nhanh nhạy để nắm bắt các thông tin về quyền riêng tư và bảo mật thông tin” (NapoleonCat, 2021); “người trẻ chấp nhận các nền tảng truyền thông mạng xã hội nhanh hơn người trưởng thành, và là những người dùng tích cực nhất” (Yang & cộng sự, 2021).

Phiếu khảo sát được gửi đến nhóm đối tượng thông qua các nền tảng mạng xã hội, cụ thể là các trang, nhóm thông tin cộng đồng để đảm bảo được tính ngẫu nhiên, phù hợp với phương pháp lấy mẫu ngẫu nhiên đơn giản. Khảo sát đã nhận được 429 lượt trả lời có giá trị phân tích. Các phần mềm SPSS và AMOS được sử dụng nhằm khai thác dữ liệu.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Kiểm định độ tin cậy của thang đo

Hệ số Cronbach’s Alpha được sử dụng để đánh giá về độ tin cậy của thang đo lường. Toàn bộ các biến quan sát đều có hệ số tương quan biến lớn hơn 0,3 và hệ số Cronbach’s Alpha lớn hơn 0.6 (Bảng 1). Theo Hair & cộng sự (1998), các thang đo đáng tin cậy và hệ tổ tương quan cho thấy sự phù hợp của các thang đo cho các biến số.

Bảng 1: Kết quả kiểm định độ tin cậy thang đo lường

Nhân tố	Hệ số Cronbach Alpha	Hệ số tương quan biến tổng	Số thang đo bị loại
Mối lo ngại về quyền riêng tư (PRI)	0,931	0,825-0,877	0/3
Cảm nhận về rủi ro bảo mật thông tin (RISK)	0,906	0,739-0,819	0/4
Nhận thức về tính năng bảo vệ quyền riêng tư của nền tảng mạng xã hội (RE)	0,929	0,823-0,871	0/3
Niềm tin vào nền tảng mạng xã hội (TRUST)	0,837	0,652-0,761	0/3
Hành vi kiểm soát quyền riêng tư (PP)	0,947	0,886-0,894	0/3

Nguồn: Tổng hợp kết quả nghiên cứu từ SPSS (2023)

4.2. Phân tích nhân tố khám phá EFA

Phân tích EFA được thực hiện để xem xét các mối quan hệ giữa các biến trong cùng một nhóm với các chỉ số KMO > 0,5, kiểm định Bartlett có p-value < 0,05, các hệ số Factor Loading đều lớn hơn 0,5 – biểu

thị mối tương quan giữa biến quan sát và nhân tố (Factor Loading tại mức 0,5 có ý nghĩa thống kê tốt) và tổng phương sai trích lớn hơn 50% cho thấy mô hình EFA phù hợp (Hair & cộng sự, 2010). Các biến quan sát được sử dụng có tương quan với nhau trong cùng một nhân tố (Bảng 2).

Bảng 2: Kết quả đánh giá sơ bộ thang đo

Thang đo	Hệ số tải nhân tố	KMO	p-value	TVE (%)
RISK1	0,901			
RISK2	0,897			
RISK3	0,872			
PRI1	0,853			
PRI2	0,842			
PRI3	0,870			
PRI4	0,829			
RE1	0,899	0,862	0,000	83,869
RE2	0,892			
RE3	0,897			
TRUST1	0,791			
TRUST2	0,840			
TRUST3	0,854			
PP1	0,874			
PP2	0,915			
PP3	0,910			

Nguồn: Tổng hợp kết quả nghiên cứu từ SPSS (2023)

Để đánh giá tính hội tụ và tính phân biệt của thang đo, nhóm sử dụng độ tin cậy tổng hợp Composite Reliability (CR>0,7) và phương sai trung bình được trích Average Variance Extracted (AVE>0,5). Bảng 3 cho thấy các chỉ số đảm bảo giá trị hội tụ và giá trị phân biệt.

Bảng 3: Kiểm định hiệu lực thang đo mô hình (Model Validity Measures)

	CR	AVE	MSV	MaxR (H)	RISK	PRI	PP	RE	TRUST
PRI	0,907	0,710	0,178	0,914	0,843				
RISK	0,932	0,820	0,190	0,938	0,417***	0,906			
PP	0,947	0,857	0,226	0,947	0,365***	0,360***	0,925		
RE	0,929	0,814	0,194	0,935	-0,341***	-0,441***	-0,355***	0,902	
TRUST	0,842	0,642	0,226	0,866	-0,422***	-0,261***	-0,475***	0,309***	0,801

Nguồn: Tổng hợp kết quả nghiên cứu từ SPSS-AMOS (2023)

Ghi chú: CR (Composite Reliability): Độ tin cậy tổng hợp; AVE (Average Variance Extracted): Phương sai trung bình được trích; MSV (Maximum Shared Variance): Phương sai chia sẻ lớn nhất.

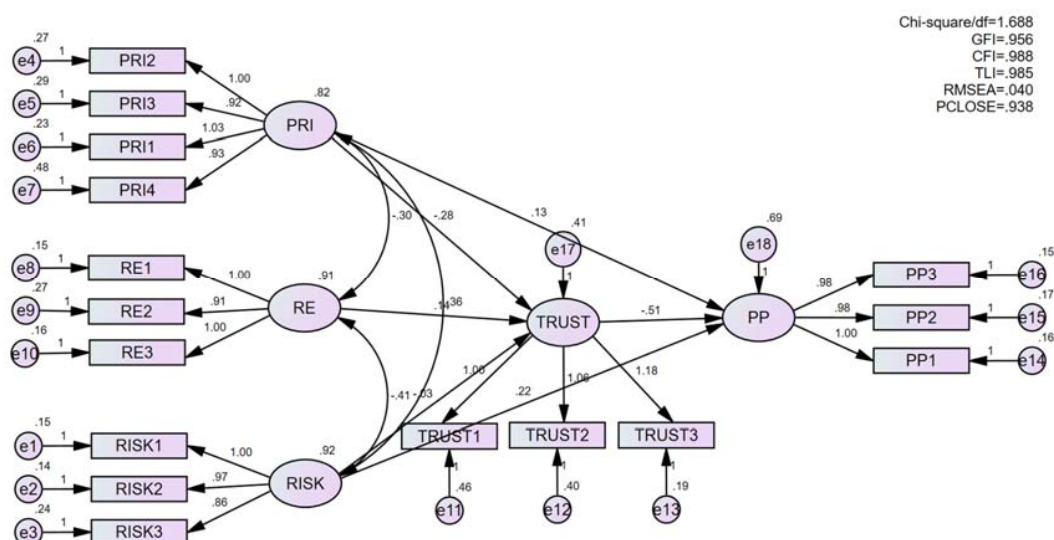
Điều đó chứng tỏ mô hình nghiên cứu đề xuất là phù hợp. Các thang đo đo lường cho các biến PRI, RISK, PP, RE, TRUST trong mô hình nghiên cứu có mối quan hệ mạnh với nhau và có khả năng giải thích tốt cho chính biến đại diện đó.

4.3. Phân tích mô hình cấu trúc tuyến tính (SEM)

Kỹ thuật SEM được thực hiện để kiểm tra mối quan hệ giữa “Hành vi kiểm soát quyền riêng tư” (PP) và “Niềm tin vào nền tảng mạng xã hội” (TRUST) với “Mối lo ngại về quyền riêng tư” (PRI), “Cảm nhận về rủi ro bảo mật thông tin” (RISK), “Nhận thức về tính năng bảo vệ quyền riêng tư của nền tảng mạng xã hội” (RE) với mức ý nghĩa là 5%. Kết quả SEM được thể hiện trong Hình 2.

Kết quả cho thấy Chi-square / df = 1,688 (<3), CFI = 0,988 (>0,95), GFI = 0,956, TLI = 0,985 đều lớn hơn 0,9, RMSEA = 0,040 (<0,06) theo Hu & Bentler (1999). Do đó, mô hình đạt các chỉ số phù hợp với dữ liệu nghiên cứu.

Hình 2: Kết quả SEM chưa chuẩn hóa



Nguồn: Tổng hợp kết quả của nhóm nghiên cứu từ SPSS-AMOS (2023)

Với độ tin cậy 95%, kết quả cho thấy, 5 giả thuyết (H2-3-4-5-6) được chấp nhận với chỉ số Sig < 0,05. Riêng H1 bị bác bỏ bởi giá trị p-value = 0,540. Hệ số hồi quy chưa chuẩn hóa β cho thấy mức độ tác động của các biến độc lập lên biến phụ thuộc.

Bảng 4: Tóm tắt kết quả kiểm định SEM

Giả thuyết (Hs)		Unstandardized Weights (β)	p-value (Sig)	Kết quả
H1	TRUST \leftarrow RISK	-0,027	0,540	Bác bỏ
H2	PP \leftarrow RISK	0,224	0,000	Chấp nhận
H3	TRUST \leftarrow RE	0,139	0,001	Chấp nhận
H4	TRUST \leftarrow PRI	-0,276	0,000	Chấp nhận
H5	PP \leftarrow PRI	0,131	0,029	Chấp nhận
H6	PP \leftarrow TRUST	-0,510	0,000	Chấp nhận

Nguồn: Tổng hợp kết quả của nhóm nghiên cứu từ SPSS-AMOS (2023)

5. Kết luận và khuyến nghị

5.1. Thảo luận

Nghiên cứu đã bổ sung những bằng chứng cho thấy ảnh hưởng của cảm nhận về rủi ro thông tin, lo ngại về quyền riêng và nhận thức về tính năng bảo mật tới sự tin cậy vào nền tảng mạng xã hội và hành vi kiểm soát thông tin. Phân tích SEM cho thấy có 5 giả thuyết đề xuất được chấp nhận. Nghiên cứu đã phát hiện ra tác động của niềm tin vào nền tảng mạng xã hội, mối lo ngại về quyền riêng tư và cảm nhận về rủi ro bảo mật thông tin đến hành vi kiểm soát quyền riêng tư.

Mối quan hệ thuận chiều giữa “Cảm nhận về rủi ro bảo mật thông tin” và “Mối lo ngại về quyền riêng tư” với “Hành vi kiểm soát thông tin” tương tự kết luận của Gupta & Chennamaneni (2018), Adhikari & Panda (2018), Zhou & Liu (2023), Milne & cộng sự (2009). Những cá nhân không chấp nhận cung cấp thông tin là những người có nhiều lo lắng về khả năng lạm dụng thông tin, hay không an tâm với việc bảo mật dữ liệu của nền tảng mạng xã hội. Mối quan hệ thuận chiều của “Nhận thức về các tính năng bảo vệ quyền riêng tư” và “Niềm tin vào nền tảng mạng xã hội” cũng chỉ ra rằng, niềm tin của người dùng với mạng xã hội tăng lên khi họ nhận thức được tính năng bảo mật của nền tảng, giống với nghiên cứu của Boerman & cộng sự (2018).

Mối quan hệ nghịch chiều giữa “Cảm nhận về rủi ro bảo mật thông tin” và “Niềm tin vào nền tảng mạng xã hội” chưa được khẳng định, khác với kết quả nghiên cứu của Dinev & Hart (2006), Mayer & cộng sự

(1995). Sự khác biệt này có thể là do những người dùng để tâm nhiều hơn đến các mối đe dọa đến từ những người dùng khác nhiều hơn so với mối đe dọa đến từ nền tảng (Malik & cộng sự, 2016); hoặc dù họ nhận thức được những rủi ro tiềm ẩn, họ vẫn chấp nhận tin tưởng để sử dụng nền tảng cho nhu cầu giao tiếp.

Mối quan hệ nghịch chiều giữa “Mối lo ngại về quyền riêng tư” với “Niềm tin vào nền tảng mạng xã hội” và giữa “Niềm tin vào nền tảng” với “Hành vi kiểm soát thông tin” thống nhất với các công trình nghiên cứu của Zhou (2020), Rodríguez-Priego (2023) và Presthus & Vatne (2019). Người dùng càng đặt niềm tin vào nền tảng mạng xã hội, họ càng giảm bớt sự đề phòng và hạn chế các hành vi kiểm soát thông tin (Olivero & Lunt, 2004; Sundaram & Shetty, 2022).

Bên cạnh đó, nghiên cứu cho thấy cảm nhận về các mối đe dọa hay bảo mật chưa chắc đã làm giảm sự tin cậy của người dùng vào nền tảng mạng xã hội. Phát hiện này mâu thuẫn với kết quả nghiên cứu của Dinev & Hart (2006) hay Mayer & cộng sự (1995). Sự khác biệt này có thể là do dù quan tâm đến bảo mật, nhưng người dùng để tâm đến các mối đe dọa đến từ bạn bè trên mạng xã hội nhiều hơn so với mối đe dọa đến từ nền tảng (Malik & cộng sự, 2016). Mặt khác, có thể nhu cầu sử dụng mạng xã hội để chia sẻ thông tin của giới trẻ ngày càng cao, nhưng chưa tìm được phương thức nào thay thế. Vì vậy, người dùng trẻ chấp nhận sử dụng nền tảng cho nhu cầu giao tiếp.

5.2. Đóng góp của kết quả nghiên cứu

Về mặt lý thuyết, (i) Nghiên cứu kết hợp hai lý thuyết: CPM và PMT để đo lường ảnh hưởng của các yếu tố: cảm nhận về rủi ro bảo mật thông tin, nhận thức về tính năng bảo vệ quyền riêng tư của nền tảng và mối lo ngại về quyền riêng tư tới hành vi kiểm soát quyền riêng tư trên mạng xã hội; (ii) Nghiên cứu đưa thêm yếu tố “Niềm tin vào nền tảng” vào mô hình và khẳng định vai trò trung gian của nó trong mối quan hệ giữa các biến độc lập với biến phụ thuộc là hành vi kiểm soát quyền riêng tư trên mạng xã hội. Từ đó, bổ sung và hoàn thiện hơn khung lý thuyết về mối quan hệ giữa cảm nhận về rủi ro bảo mật và mối lo ngại về quyền riêng tư, niềm tin vào nền tảng mạng xã hội, và hành vi kiểm soát quyền riêng tư.

Về mặt thực tiễn, có thể khẳng định, kết quả nghiên cứu giúp các nhà cung cấp nền tảng mạng xã hội hiểu rõ hơn tầm quan trọng của việc giảm thiểu mối lo ngại về quyền riêng tư và rủi ro bảo mật thông tin của người dùng, tạo được môi trường an toàn, lành mạnh trên không gian mạng, tăng niềm tin người dùng. Ngoài việc chia sẻ cách thức xử lý và thu thập dữ liệu người dùng, các nền tảng cần: (i) Cung cấp cho người dùng mục đích nền tảng sử dụng dữ liệu của họ nhằm đảm bảo sự rõ ràng và minh bạch của nền tảng, đồng thời giúp người dùng chủ động hơn trong việc sử dụng các cài đặt quyền riêng tư; (ii) Nâng cấp, phát triển các chế độ cài đặt quyền riêng tư và hệ thống quản lý dữ liệu người dùng; phát triển các tính năng bảo mật thông tin và xử lý các rủi ro của nền tảng trở nên thuận lợi hơn.

Việc đảm bảo minh bạch thông tin, cung cấp cho người dùng các khuyến nghị bảo mật thông tin và có chính sách rõ ràng về quyền riêng tư, đề cập quyền lợi của người dùng một cách rõ ràng không chỉ thể hiện sự chuyên nghiệp của nền tảng, giúp người dùng hiểu rõ được quyền và nghĩa vụ của họ sẽ giúp các nhà cung cấp phát triển nền tảng dễ dàng hơn, tránh được những rủi ro không mong muốn.

Tài liệu tham khảo

- Acquisti, A., & Gross, R. (2006), ‘Imagined Communities: Awareness, Information Sharing, and Privacy on the Facebook’, *Lecture Notes in Computer Science*, 36–58, doi:10.1007/11957454_3
- Adhikari, K., & Panda, R. K. (2018), ‘Users’ Information Privacy Concerns and Privacy Protection Behaviors in Social Networks’, *Journal of Global Marketing*, 31(2), 96–110, doi:10.1080/08911762.2017.1412552
- Almadhoun, N. M., Dhanapal Durai Dominic, P., & Lai Fong Woon. (2011). ‘Perceived security, privacy, and trust concerns within Social Networking Sites: The role of Information sharing and relationships development in the Malaysian Higher Education Institutions’ marketing’, *2011 IEEE International Conference on Control System, Computing and Engineering*, 426-431, doi:10.1109/iccsce.2011.6190564
- Altman, I. (1975), *The environment and social behavior: privacy, personal space, territory, and crowding*, Monterey, California: Brooks/Cole.

- Bansal, G. (2017), 'Distinguishing between Privacy and Security Concerns: An Empirical Examination and Scale Validation', *Journal of Computer Information Systems*, 57, 330 - 343.
- Baruh, L., Secinti, E., & Cemalcilar, Z. (2017), 'Online privacy concerns and privacy management: A meta-analytical review', *Journal of Communication*, 67, 26-53, doi:10.1111/jcom.12276
- Boerman, S. C., Kruikemeier, S., & Zuiderveen Borgesius, F. J. (2018), 'Exploring Motivations for Online Privacy Protection Behavior: Insights From Panel Data', *Communication Research*, 48(7), 953-977.
- Brent, B. (2023), *Social media demographics to inform your brand's strategy in 2023*. Sprout Social, <https://sproutsocial.com/insights/new-social-media-demographics>.
- Chung, K.C., Chen, C., Tsai, H., & Chuang, Y. (2021). 'Social media privacy management strategies: A SEM analysis of user privacy behaviors'. *Computer Communications*, 174, 122-130.
- CISCO (2020), *Protecting Data Privacy to Maintain Digital Trust*, https://www.cisco.com/c/dam/en_us/about/doing_business/trust-center/docs/cybersecurity-series-2020-cps.pdf
- DataReportal (2022), *Digital 2022: Vietnam*, <https://datareportal.com/reports/digital-2022-vietnam>
- DataReportal (2023), *Facebook users, stats, data & trends*, <https://datareportal.com/essential-facebook-stats>
- Dhami, A., Agarwal, N., Chakraborty, T., Singh, B.P., & Minj, J. (2013), 'Impact of trust, security and privacy concerns in social networking: An exploratory study to understand the pattern of information revelation in Facebook', *2013 3rd IEEE International Advance Computing Conference (IACC)*, 465-469.
- Dinev, T., Hart, P., (2006), 'An Extended Privacy Calculus Model for E-Commerce Transactions', *Information Systems Research*, 17, 61-80.
- Feng, Y., & Xie, W. (2014), 'Teens' concern for privacy when using social networking sites: An analysis of socialization agents and relationships with privacy-protecting behaviors', *Computers in Human Behavior*, 33, 153-162.
- Gupta, B., & Chennamaneni, A. (2018), 'Understanding Online Privacy Protection Behavior of the Older Adults: An Empirical Investigation', *J. Inf. Technol. Manag.*, 29(3), 1-13.
- Hair J.F., Tatham R.L., Anderson R.E. and Black W. (1998), *Multivariate Data Analysis*, 5th Edition, New Jersey: Prentice-Hall, Inc.
- Hair, J.F., Black, W.C., Babin, B.J. & Anderson, R.E. (2010), *Multivariate Data Analysis*, 7th Edition, Pearson, New York.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999), 'Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives', *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.
- Kalev L. (2018), *What Does It Mean For Social Media Platforms To "Sell" Our Data? AI & Big Data*, <https://www.forbes.com/sites/kalevleataru/2018/12/15/what-does-it-mean-for-social-media-platforms-to-sell-our-data/?sh=2966cbfd2d6c>
- Kansal, P. (2014), 'Online privacy concerns and consumer reactions: Insights for future strategies', *Journal of Indian Business Research*, 6(3), 190-212.
- Kim, B., & Kim, D. (2020), 'Understanding the key antecedents of users' disclosing behaviors on social networking sites: The privacy paradox', *Sustainability*, 12(12), 5163.
- Krasnova, H., Spiekermann, S., Koroleva, K., & Hildebrand, T. (2010), 'Online social networks: why we disclose', *Journal of Information Technology*, 25, 109-125.
- Kroll, T., & Stieglitz, S. (2019), 'Digital nudging and privacy: improving decisions about self-disclosure in social networks', *Behaviour & Information Technology*, 40(1), 1-19.
- Kügler, M., Smolnik, S., & Raeth, P. (2013), 'Determining the Factors Influencing Enterprise Social Software Usage: Development of a Measurement Instrument for Empirical Assessment', *2013 46th Hawaii International Conference on System Sciences*, 3635-3644.
- Lanier, C. D., & Saini, A. (2008), 'Understanding consumer privacy: A review and future directions', *Academy of Marketing Science Review*, 12(2), 1-49.
- Liu, Y., Tse, W.K., Kwok, P.Y., Chiu, Y.H (2022), 'Impact of Social Media Behaviour on Privacy Information Security Based on Analytic Hierarchy Process', *Information*, 13, 280.
- Malhotra, N. K., Kim, S. S., & Agarwal, J. (2004), 'Internet users' information privacy concerns (IUIPC): The construct,

-
- the scale, and a causal model', *Information Systems Research*, 15(4), 336–355.
- Malik, A., Hiekkanen, K., Dhir, A., & Nieminen, M. (2016), 'Impact of privacy, trust and user activity on intentions to share Facebook photos', *Journal of Information, Communication and Ethics in Society*, 14(4), 364–382.
- Mayer, R. C., Davis, J. H., & Schoorman, F. D. (1995), 'An Integrative Model of Organizational Trust', *The Academy of Management Review*, 20(3), 709.
- Millham, M. H., & Atkin, D. (2018), 'Managing the virtual boundaries: Online social networks, disclosure, and privacy behaviors', *New Media & Society*, 20(1), 50–67.
- Milne G. R., Labrecque L. I., Cromer C. (2009), 'Toward an understanding of the online consumer's risky behavior and protection practices', *Journal of Consumer Affairs*, 43, 449-473.
- Napoleon Cat (2021), *Facebook users in Viet Nam*, https://napoleoncat.com/stats/facebook-users-in-viet_nam/2021/03/
- Nemec Zlatolas, Welzer, Hölbl, Heričko, & Kamišalić (2019), 'A Model of Perception of Privacy, Trust, and Self-Disclosure on Online Social Networks', *Entropy*, 21(8), 772, doi:10.3390/e21080772
- Olivero, N., & Lunt, P. (2004), 'Privacy versus willingness to disclose in e-commerce exchanges: The effect of risk awareness on the relative role of trust and control', *Journal of Economic Psychology*, 25(2), 243–262.
- Pallis, G., Zeinalipour-Yazdi, D., & Dikaiakos, M. D. (2011), 'Online social networks: status and trends', *New directions in web data management*, 1, 213-234.
- Paramarta, V., Jihad, M., Dharma, A., Hapsari, I.C., Sandhyaduhita, P.I., & Hidayanto, A.N. (2018), 'Impact of User Awareness, Trust, and Privacy Concerns on Sharing Personal Information on Social Media: Facebook, Twitter, and Instagram', *2018 International Conference on Advanced Computer Science and Information Systems (ICACSIS)*, 271-276.
- Petronio, S. (1991), 'Communication Boundary Management: A Theoretical Model of Managing Disclosure of Private Information Between Marital Couples', *Communication Theory*, 1(4), 311–335.
- Petronio, S. (2013), 'Brief status report on Communication Privacy Management theory', *Journal of Family Communication*, 13(1), 6–14.
- Presthus, W., & Vatne, D. M. (2019), 'A Survey on Facebook users and information privacy', *Procedia Computer Science*, 164, 39-47.
- Rodríguez-Priego, N., Porcu, L., Peña, M. B. P., & Almendros, E. C. (2023), 'Perceived customer care and privacy protection behavior: The mediating role of trust in self-disclosure', *Journal of Retailing and Consumer Services*, 72, 103284.
- Rogers, R. W. (1983), 'Cognitive and Physiological processes in fear appeals and attitude change: A revised theory of Protection Motivation', *Social Psychophysiology*, 19(5), 153-176.
- Schomakers, E. M., Lidynia, C., & Ziefle, M. (2019), 'A typology of online privacy personalities: Exploring and segmenting users' diverse privacy attitudes and behaviors', *Journal of Grid Computing*, 17, 727-747.
- Shin, D. H. (2010), 'The effects of trust, security and privacy in social networking: A security-based approach to understand the pattern of adoption', *Interacting with Computers*, 22(5), 428–438.
- Smith, H. J., Dinev, T., & Xu, H. (2011), 'Information privacy research: An interdisciplinary review', *MIS Quarterly*, 35(4), 989–1016.
- Smith, H. J., Milberg, S. J., & Burke, S. J. (1996), 'Information privacy: Measuring individuals' concerns about organizational practices', *MIS Quarterly*, 20(2), 167–196.
- Son, J. Y., & Kim, S. S. (2008), 'Internet users' information privacy-protective responses: A taxonomy and a nomological model', *MIS Quarterly*, 32(2), 503–529.
- Spies Shapiro, L., & Margolin, G. (2014), 'Growing up wired: Social networking sites and adolescent psychosocial development', *Clinical Child and Family Psychology Review*, 17, 1–18, <https://doi.org/10.1007/s10567-013-0135-1>.
- Statista (2022), *Average daily time spent on social media worldwide 2012-2022*, <https://www.statista.com/statistics/433871/daily-social-media-usage-worldwide/>
- Sundaram, R., & Shetty, S. (2022), 'Privacy Concerns and Protection Behavior during the Covid-19 Pandemic', *Problems and Perspectives in Management*, 20, 57-70.
-

-
- Van De Garde-Perik, E., Markopoulos, P., De Ruyter, B., Eggen, B., & Ijsselsteijn, W. (2008), 'Investigating privacy attitudes and behavior in relation to personalization', *Social Science Computer Review*, 26(1), 20–43.
- Wang, L., Hu, H.-H., Yan, J., & Mei, M. Q. (2019), 'Privacy calculus or heuristic cues? The dual process of privacy decision making on Chinese social media', *Journal of Enterprise Information Management*, 33(2), 353–380.
- Wang, T., Duong, T. D., & Chen, C. C. (2016), 'Intention to disclose personal information via mobile applications: A privacy calculus perspective', *International Journal of Information Management*, 36(4), 531–542.
- Wottrich, V.M., Reijmersdal, E.A., & Smit, E.G. (2018), 'App Users Unwittingly in the Spotlight: A Model of Privacy Protection in Mobile Apps', *Journal of Consumer Affairs*, 53(3), 1056-1083.
- Yang, C. C., Holden, S. M., & Ariati, J. (2021), 'Social media and psychological well-being among youth: the multidimensional model of social media use', *Clinical Child and Family Psychology Review*, 24(3), 631-650.
- Young, A. L., & Quan-Haase, A. (2013), 'Privacy protection strategies on Facebook: The Internet privacy paradox revisited', *Information, Communication & Society*, 16(4), 479– 500.
- Zhao, L., Lu, Y., & Gupta, S. (2012), 'Disclosure Intention of Location-Related Information in Location-Based Social Network Services', *International Journal of Electronic Commerce*, 16(4), 53–90.
- Zhou, S.; Liu, Y. (2023), 'Effects of Perceived Privacy Risk and Disclosure Benefits on the Online Privacy Protection Behaviors among Chinese Teens', *Sustainability*, 15, 1657.
- Zhou, T. (2020), 'The effect of information privacy concern on users' social shopping intention', *Online Information Review*, 44(5), 1119-1133.

THU NHẬP VÀ ĐA DẠNG THU NHẬP CỦA NÔNG HỘ: NGHIÊN CỨU TRƯỜNG HỢP TỈNH ĐẮK LẮK

Nguyễn Đức Quyền

Trường Đại học Tây Nguyên

Email: ndquyen@ttn.edu.vn

Lê Đức Niêm

Trường Đại học Tây Nguyên

Email: Ldniem@gmail.com

Mã bài: JED-1159

Ngày nhận bài: 21/03/2023

Ngày nhận bài sửa: 10/07/2023

Ngày duyệt đăng: 11/07/2023

DOI: 10.33301/JED.VI.1159

Tóm tắt

Bài báo phân tích mối quan hệ nhân quả giữa thu nhập và đa dạng thu nhập của các nông hộ tỉnh Đắk Lắk dựa vào bộ dữ liệu bảng của TVSEP (Thailand Vietnam Socio Economic Panel) trong giai đoạn 2007 đến 2017. Nghiên cứu cho thấy tồn tại mối quan hệ nhân quả giữa thu nhập và đa dạng thu nhập bằng cách sử dụng kiểm định nhân quả được phát triển bởi Lopez & Weber (2017). Kết quả phân tích cho thấy mối quan hệ nhân quả hai chiều giữa thu nhập và đa dạng hóa thu nhập (HID4 và HID3), mối quan hệ một chiều HID2 đến thu nhập. Trên cơ sở đó, nghiên cứu đưa ra một số gợi ý chính sách đối với kết quả của nghiên cứu.

Từ khóa: Thu nhập, đa dạng thu nhập, mối quan hệ nhân quả, nông hộ, Đắk Lắk.

Mã JEL: D1, C39, Q12, R20.

Income and income diversity of households: A case study of Dak Lak province

Abstract

Using data from the Thailand Vietnam Socio-Economic Panel (TVSEP), the research examines the causal relationship between income level and income diversity of agricultural households in Dak Lak province from 2007 to 2017. The research demonstrates the existence of a causal relationship between income and income diversity through the utilization of a causal inference test developed by Lopez and Weber (2017). The results show a two-way causal relationship between income and income diversity (HID4 and HID3) one-way relationship HID2 to income. The paper recommends some policy implications in light of these findings.

Keywords: Income, income diversity, causal relationship, farmers, Dak Lak.

JEL Codes: D1, C39, Q12, R20.

1. Giới thiệu

Thu nhập và đa dạng thu nhập là hai chỉ số quan trọng đối với sự phát triển của các hộ hoạt động trong lĩnh vực nông nghiệp. Thu nhập đề cập đến tổng số tiền kiếm được của một hộ gia đình thông qua các nguồn khác nhau, trong khi đa dạng thu nhập đo lường độ đa dạng của các nguồn thu nhập mà một hộ gia đình có (The World Bank, 2019). Mối quan hệ giữa hai biến số này đã được nghiên cứu rộng rãi trong học thuật vì đa dạng thu nhập thường được xem là một con đường tiềm năng để tăng thu nhập của hộ gia đình và giảm sự

đễ bị tổn thương (Ellis, 2000). Nói cách khác, các hộ gia đình có mức thu nhập cao thường có nhiều nguồn thu nhập đa dạng hơn và ngược lại. Mỗi quan hệ này có thể xuất phát từ nhiều yếu tố, bao gồm tiếp cận thị trường, sự sẵn có của tài nguyên và trình độ học vấn (Mehari & cộng sự, 2020). Việc hiểu rõ mối quan hệ nguyên nhân và kết quả giữa thu nhập và đa dạng thu nhập là rất quan trọng đối với các nhà chính sách và các nhà nghiên cứu, những người tìm kiếm cách cải thiện sự phát triển của các hộ sản xuất trong lĩnh vực nông nghiệp. Bằng cách thúc đẩy các chính sách và các biện pháp can thiệp để nâng cao đa dạng thu nhập, các chính phủ và các cơ quan phát triển có thể giúp các hộ gia đình xây dựng khả năng chống chọi với nguy cơ tổn thương, giảm nghèo đói và xây dựng sinh kế bền vững.

Mối quan hệ giữa đa dạng thu nhập và thu nhập của các hộ nông dân đã trở thành chủ đề được quan tâm đối với các nhà nghiên cứu trong các lĩnh vực kinh tế nông nghiệp và phát triển nông thôn. Nghiên cứu của Barrett & cộng sự (2001) đã chỉ ra rằng đa dạng thu nhập có tác động tích cực đáng kể đến thu nhập của các hộ gia đình ở các nước đang phát triển. Nghiên cứu này cũng cho thấy rằng đa dạng thu nhập có thể giúp giảm thiểu những ảnh hưởng tiêu cực của các cú sốc thu nhập đến thu nhập của các hộ gia đình. Hơn nữa, các nghiên cứu đã chỉ ra rằng đa dạng thu nhập có thể hoạt động như một cánh tay đỡ đặc lực trong việc giảm thiểu biến động thu nhập trong các hộ nông dân. Một nghiên cứu của Jayne & cộng sự (2003) đã tìm thấy rằng đa dạng thu nhập có thể giảm thiểu sự biến động của thu nhập hộ gia đình ở Kenya. Đa dạng hóa thu nhập được hiểu là việc tăng cường khả năng của nông hộ để có thu nhập từ nhiều nguồn khác nhau, không chỉ từ hoạt động nông nghiệp chính. Tương tự, nghiên cứu tại Uganda nhằm mục đích đánh giá tác động của một chương trình hỗ trợ nông nghiệp đến đa dạng thu nhập của các hộ nông dân. Kết quả cho thấy các nông hộ được tham gia chương trình có xu hướng đa dạng thu nhập hơn so với các nông hộ không tham gia chương trình, các nguồn thu nhập bổ sung bao gồm nuôi tôm, trồng rau, chăn nuôi gia súc, chăn nuôi gia cầm và khai thác rừng (Benin & cộng sự, 2011).

Các nghiên cứu trước đây cho thấy thu nhập không phải lúc nào cũng song hành với đa dạng thu nhập, mức độ đa dạng không giống nhau giữa người giàu và người nghèo. Một số nghiên cứu thực nghiệm cho thấy những nông hộ nghèo thường có nguồn thu nhập đa dạng hơn những nông hộ giàu (Barrett & cộng sự, 2001; Joshi & cộng sự, 2004). Kết quả này cũng được Diep & Vien (2017) ghi nhận, người nghèo có xu hướng đa dạng hơn về một số nguồn thu nhập so với những người giàu. Mặt khác, rất có thể các nông hộ có thu nhập cao sẽ tiến hành đa dạng thu nhập của mình như một chiến lược sinh kế vì họ có năng lực sản xuất cao hơn, hiểu biết tốt hơn trong sản xuất. Cùng với quan điểm đó một số nghiên cứu cho thấy hộ gia đình giàu có hơn có xu hướng có nhiều nguồn thu nhập đa dạng hơn (Block & Webb, 2001). Tương tự, nghiên cứu của Ersado (2003) ở Zimbabwe ghi nhận các hộ giàu ở nông thôn có ý hướng đa dạng nguồn thu nhập mạnh hơn các hộ ở thành thị. Ngoài ra, nghiên cứu tại Kenya cũng ghi nhận hộ nông dân có thu nhập cao hơn có xu hướng đa dạng thu nhập hơn, nhưng không phải tất cả các hộ nông dân có thu nhập cao đều đa dạng thu nhập, điều này có thể do các yếu tố khác như quy mô khai thác đất và kinh nghiệm quản lý kinh doanh (Marenja & Barrett, 2009).

Ở Đắk Lắk, xây dựng mô hình cà phê xen canh với rừng và cây công nghiệp khác đang là xu hướng nổi trội. Việc phát triển mô hình trồng xen canh được người dân áp dụng để tạo sinh thái vườn, hạn chế dịch bệnh và đa dạng nguồn thu nhập. Trước tình hình giá cả nông sản không ổn định, việc trồng xen cây ăn quả đã giúp bà con tăng thêm thu nhập, nâng cao hiệu quả canh tác. Ngoài ra giải pháp trồng xen, không chỉ đem lại nguồn lợi lớn về kinh tế mà còn giúp đa dạng hóa sản phẩm, người dân có thể hạn chế được rủi ro về giá cả khi thị trường nông sản ngày càng biến động khó lường, góp phần tạo thêm việc làm và ổn định đời sống cho cư dân nông thôn. Có thể nói đây là một trong những chiến lược sinh kế quan trọng của nông hộ nơi đây để cải thiện mức sống và đa dạng nguồn thu nhập (Phan Xuân Linh, 2016; Nguyễn Linh Phương, 2020). Do đó, nghiên cứu mối quan hệ nhân quả của 2 biến số này rất quan trọng đối với chiến lược sinh kế của nông hộ, giúp nhà làm chính sách có những giải pháp hỗ trợ phù hợp với người dân. Ngoài ra, chúng tôi còn sử dụng một kỹ thuật khá mới khi kiểm định mối quan hệ nhân quả sử dụng dữ liệu dạng bảng trong lĩnh vực nông nghiệp đó là phải kiểm tra sự phụ thuộc chéo của dữ liệu và kiểm tra tính dừng của các biến đối với dữ liệu bảng.

2. Cơ sở thực nghiệm về mối quan hệ thu nhập và đa dạng thu nhập

Trong lĩnh vực tài chính, việc kiểm định mối quan hệ nhân quả thường được nghiên cứu bởi vì bộ dữ liệu

thường xuyên được cập nhật nên có chuỗi thời gian dài rất thuận lợi cho việc thực hiện kiểm định mối quan hệ nhân quả (Dương Ngân Hà, 2018; Anh, 2020; Nguyễn Thị Kim Chi & Lê Trung Đạo, 2021; Dương Thị Ánh Tiên, 2021). Mặt khác, đối với lĩnh vực nông nghiệp để có được chuỗi thời gian dài và liên tục rất tốn kém. Các bộ dữ liệu thường là dữ liệu dạng bảng với chuỗi thời gian không dài. Vì vậy, các nghiên cứu về mối quan hệ nhân quả giữa các biến số trong lĩnh vực kinh tế nông nghiệp rất hạn chế. Bộ dữ liệu bảng của tổ chức TVSEP khá đặc biệt giúp chúng tôi các thông tin chi tiết về các hoạt động nông nghiệp và phi nông nghiệp với chuỗi thời gian dài (6 đợt điều tra). Ngoài ra, điểm nổi bật của bộ dữ liệu là mẫu được điều tra lặp lại. Chính vì vậy, chúng tôi hy vọng tính mới của nghiên cứu được đảm bảo.

Các nghiên cứu trước đây đã sử dụng dữ liệu chéo có thời gian ngắn như kết quả của nghiên cứu của Yisihake & Anupama (2018) cho thấy rằng khi tổng thu nhập của nông hộ tăng lên, hộ sẽ có khả năng đầu tư nhiều hơn vào các loại hoạt động sản xuất khác nhau và do đó tăng khả năng đa dạng hóa thu nhập của mình. Nghiên cứu Getahun & cộng sự (2023) từ kết quả mô hình logit cho thấy thu nhập đã tác động đáng kể đến cường độ đa dạng hóa thu nhập của hộ nông dân ở nông thôn ở vùng cao nguyên trung tâm của Ethiopia. Mặt khác, một số nghiên cứu khác cũng đã phát hiện ra rằng tổng thu nhập của hộ gia đình có ảnh hưởng tích cực và đáng kể đến mức độ đa dạng hóa thu nhập trong các hoạt động phi nông nghiệp (Yishak & cộng sự, 2014; Adem & Tesafa, 2020; Andualem & Umer, 2023). Ở Việt Nam, nghiên cứu của Nguyễn Thị Mai (2019) cũng chỉ ra rằng nhóm hộ có thu nhập nghèo nhất và cận nghèo có ảnh hưởng đến đa dạng hóa thu nhập của nông hộ trong trường hợp rủi ro. Như vậy, các nghiên cứu đã cho thấy thu nhập đóng vai trò quan trọng trong việc đa dạng hóa thu nhập của nông hộ. Những người có thu nhập cao có khả năng đầu tư vào nhiều hoạt động kinh doanh khác nhau, trong khi những người có thu nhập thấp có thể bị hạn chế trong việc tăng cường đa dạng hóa thu nhập của họ. Do đó, chính sách hỗ trợ nông dân có thu nhập thấp để tăng cường đa dạng hóa thu nhập của họ là rất cần thiết.

Mặt khác, một số nghiên cứu đã chỉ ra rằng đa dạng thu nhập của nông hộ có tác động đến thu nhập của nông hộ. Nghiên cứu của Illukpitiya & Yanagida (2008), Babatunde & Qaim (2009), Kasperski & Holland (2013), Sultana & cộng sự (2015) đã chỉ ra điều này. Démurger & cộng sự (2010) đã kết luận rằng đa dạng hóa thu nhập thông qua việc tham gia vào các hoạt động nông nghiệp và phi nông nghiệp là một cách quan trọng để tăng thu nhập của các hộ gia đình nông thôn. Trong khi đó, nhóm tác giả Wan & cộng sự (2016) cho rằng đa dạng hóa mùa vụ là một cách tiếp cận quan trọng để cải thiện thu nhập của nông dân. Các nghiên cứu tại Việt Nam như Khai & Danh (2014), Ông Nguyễn Chương & Trần Như Quỳnh (2015), Khúc Văn Quý & cộng sự (2016), Diep & Vien (2017) đã chỉ ra mối tương quan giữa đa dạng hóa thu nhập với thu nhập của nông hộ. Những nghiên cứu này cũng nhấn mạnh rằng việc đa dạng hóa thu nhập của nông hộ không chỉ tăng thu nhập mà còn giúp giảm rủi ro cho nông hộ.

Tóm lại, các nghiên cứu trước sử dụng dữ liệu chéo và thời gian ngắn hoặc dữ liệu khảo sát tại một thời điểm với giả định quan hệ một chiều cho trước rằng “đa dạng hóa quyết định thu nhập” hoặc ngược lại. Trong nghiên cứu này, chúng tôi kiểm định mối quan hệ hai chiều của các biến số này. Đến thời điểm hiện tại chúng tôi nhận thấy chưa có nghiên cứu nào kiểm tra về mối quan hệ nhân quả của 2 chỉ số này thông qua dữ liệu bảng.

3. Phương pháp và dữ liệu

3.1. Mô hình

Dựa vào lý thuyết và các nghiên cứu thực nghiệm, mối quan hệ giữa thu nhập và đa dạng thu nhập thể hiện qua mô hình sau:

Mô hình tác động của HID đến thu nhập:

$$\text{LOG_INCOME}_{i,t} = \alpha + \beta_1 \text{HID}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Mô hình tác động của thu nhập đến HID:

$$\text{HID}_{i,t} = \alpha + \beta_1 \text{LOG_INCOME}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Trong đó:

$\text{LOG_INCOME}_{i,t}$: Là tổng thu nhập của nông hộ (triệu VND/hộ/năm), logarit tự nhiên biến INCOME.

$\text{HID}_{i,t}$: Là chỉ số đa dạng hóa thu nhập của nông hộ gồm (HID4, HID3 và HID2).

Chỉ số đa dạng hóa thu nhập được đo lường bằng chỉ số chỉ số đa dạng hóa thu nhập hộ gia đình (Household's Income Diversification), ký hiệu (HID). Theo Illukpitiya & Yanagida (2008), chỉ số HID là nghịch đảo chỉ số đa dạng Simpson (Joshi & cộng sự, 2004; Minot & cộng sự, 2006) theo công thức:

$$HID = \frac{1}{\sum_{i=1}^n P_i^2} \quad (3)$$

$$\sum_{i=1}^n P_i^2 = \left(\frac{HI_1}{HI_T}\right)^2 + \left(\frac{HI_2}{HI_T}\right)^2 + \dots + \left(\frac{HI_n}{HI_T}\right)^2 \quad (4)$$

Trong đó n là số nguồn thu nhập của nông hộ, P_i là tỷ số của thu nhập tạo bởi nguồn i so với tổng thu nhập của nông hộ, HI_T là tổng thu nhập của nông hộ được tạo bởi các nguồn HI_n . Như vậy, chỉ số HID phụ thuộc vào số nguồn thu nhập và cơ cấu thu nhập của nông hộ. HID có giá trị từ 1 tiến đến vô cùng, nếu HID bằng 1 nông hộ có một nguồn thu nhập, trường hợp HID tiến đến vô cùng thì nông hộ có nhiều nguồn thu nhập. Trong thực tế, tỷ trọng của các nguồn thu nhập thường không bằng nhau. Cho nên, chỉ số HID không những thể hiện được hàm ý về: (i) số nguồn thu nhập của nông hộ mà còn cho biết, (ii) mức độ rủi ro về kinh tế vì phải phụ thuộc vào một số nguồn thu nhập nào đó. Do đó, trong nghiên cứu này, chỉ số HID được sử dụng để phân tích mối quan hệ đến thu nhập của nông hộ tại tỉnh Đắk Lắk, cụ thể được mô tả trong Bảng 1.

Bảng 1: Chỉ số đa dạng hóa thu nhập

HID	Các mức độ của chỉ số đa dạng hóa thu nhập	Đại diện
HID4	Chúng tôi đã phân loại các nông hộ thành một nhóm dựa trên cây trồng và một nhóm dựa trên chăn nuôi (Cả hai cấp độ 4 chữ số). HID4 đối với nông hộ trồng trọt: Thu nhập từ 6 phân ngành, bao gồm cà phê, hồ tiêu, cây lâu năm khác, lúa, ngô và các cây hàng năm khác. HID4 của người nông hộ dựa vào chăn nuôi: Thu nhập từ 4 phân ngành, bao gồm gia súc (trâu, bò), vật nuôi nhỏ (lợn, dê), gia cầm (gà, vịt) và các động vật khác.	Đa dạng thu nhập theo lĩnh vực cấp 4 theo quyết định của Thủ tướng Chính phủ (2018) (đa dạng thu nhập trong trồng trọt hoặc chăn nuôi).
HID3	Thu nhập từ 3 ngành (mức 3 chữ số): Trồng trọt, chăn nuôi và các hoạt động khác (đánh bắt, săn bắn, thu hái, đốn gỗ và các sản phẩm từ gỗ).	Đa dạng thu nhập giữa các ngành theo lĩnh vực cấp 3 theo quyết định của Thủ tướng Chính phủ (2018) (như đa dạng thu nhập giữa trồng trọt và chăn nuôi).
HID2	Thu nhập từ năm nhóm chính (mức 2 chữ số): nông nghiệp, kiêu hởi, việc làm phi nông nghiệp, tư kinh doanh phi nông nghiệp, tài sản vốn và tài sản chuyển nhượng.	Đa dạng thu nhập theo khu vực hoạt động theo lĩnh vực cấp 2 theo quyết định của Thủ tướng Chính phủ (2018) (Nông nghiệp, phi nông nghiệp)

Nguồn: Định nghĩa bởi nhóm tác giả.

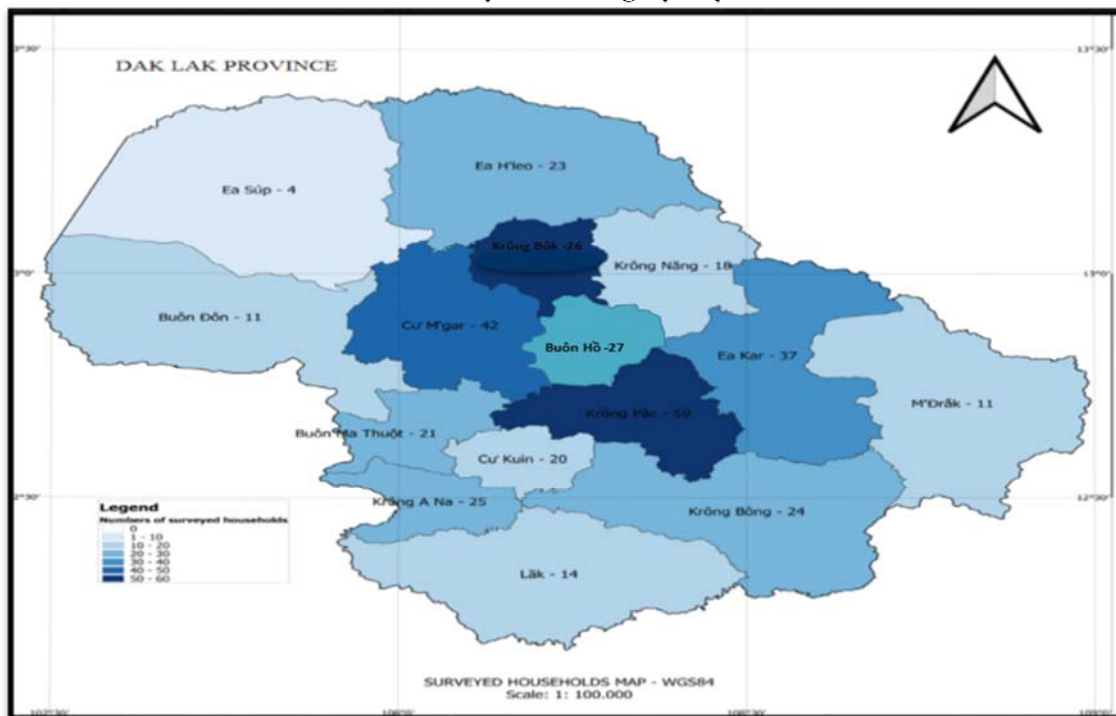
3.2. Phương pháp thu thập dữ liệu

Dữ liệu cho nghiên cứu này được lấy từ dữ liệu bảng của Dự án Kinh tế - Xã hội Thái Lan và Việt Nam (TVSEP), một dự án nghiên cứu quốc tế do Quỹ Khoa học Đức (Deutsche Forschungsgemeinschaft - DFG) (<https://www.tvsep.de/en/project/>) tài trợ. TVSEP chứa dữ liệu xuyên quốc gia và thông tin về tình trạng Kinh tế - Xã hội của gần 4.400 hộ gia đình nông thôn tại 6 tỉnh của Việt Nam và Thái Lan từ năm 2007 đến năm 2017 (dữ liệu giai đoạn đầu). Dữ liệu TVSEP được thu thập toàn diện và cẩn thận bằng cách sử dụng bảng câu hỏi nhất quán được thiết kế cho các nghiên cứu kinh tế xã hội trong tương lai. Tại Việt Nam, dữ liệu TVSEP giai đoạn đầu bao gồm dữ liệu hộ gia đình nông thôn từ các tỉnh Hà Tĩnh, Thừa Thiên Huế và Đắk Lắk. Chúng tôi đã sử dụng giai đoạn đầu của dữ liệu Đắk Lắk cho nghiên cứu này.

Vị trí và số hộ của dữ liệu TVSEP tỉnh Đắk Lắk nghiên cứu sử dụng được trình bày chi tiết trong Bảng 2. Sáu đợt điều tra trong 6 năm khác nhau từ 2007-2017 đã thu thập thông tin chi tiết về các hoạt động nông

ngiệp và phi nông nghiệp, tình trạng nhân khẩu, tài sản, đất đai và các đặc điểm kinh tế - xã hội khác của hộ gia đình, cá nhân. Dữ liệu trong mỗi cuộc khảo sát có thể so sánh được vì TVSEP đã sử dụng bảng câu hỏi phù hợp trong mỗi năm lấy mẫu. Sau khi loại bỏ các gia đình phi nông nghiệp và cân đối số liệu, tổng số hộ được điều tra là 362 hộ.

Bản đồ 1: Các địa điểm nông hộ được khảo sát



Nguồn: Bản vẽ của nhóm tác giả.

Bảng 2: Phân bố số nông hộ điều tra tại địa bàn tỉnh Đắk Lắk qua các năm

Địa điểm	Năm						Số nông hộ	%
	2007	2008	2010	2013	2016	2017		
TP. Buôn Ma Thuột	21	21	21	21	21	21	126	5,80
Thị xã Buôn Hồ	27	27	27	27	27	27	162	7,46
Huyện Buôn Đôn	11	11	11	11	11	11	66	3,04
Huyện Cư M'Gar	42	42	42	42	42	42	252	11,60
Huyện Ea H'leo	23	23	23	23	23	23	138	6,35
Huyện Ea Kar	37	37	37	37	37	37	222	10,22
Huyện Ea Súp	4	4	4	4	4	4	24	1,10
Huyện Krông Ana	25	25	25	25	25	25	150	6,91
Huyện Cư Kuin	20	20	20	20	20	20	120	5,52
Huyện Krông Bông	24	24	24	24	24	24	144	6,63
Huyện Krông Búk	26	26	26	26	26	26	156	7,18
Huyện Krông Năng	18	18	18	18	18	18	108	4,97
Huyện Krông Pắc	59	59	59	59	59	59	354	16,30
Huyện Lắk	14	14	14	14	14	14	84	3,87
Huyện M'Đrắk	11	11	11	11	11	11	66	3,04
Tổng số nông hộ	362	362	362	362	362	362	2.172	100

Nguồn: TVSEP; N=2.172.

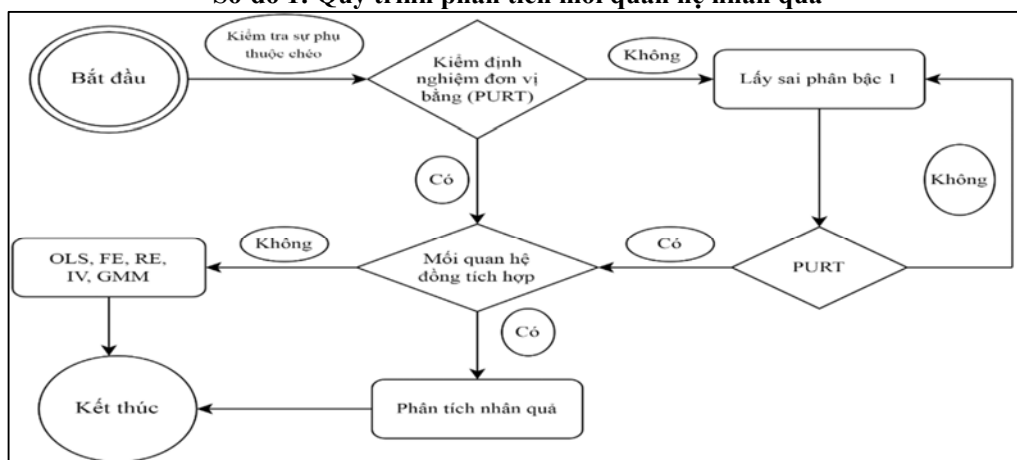
3.3. Phương pháp xử lý số liệu

Đối với thông tin và số liệu thứ cấp sau khi thu thập được xử lý để loại bỏ những tài liệu kém tin cậy, tính toán lại các số liệu cần thiết để phục vụ quá trình nghiên cứu, đối với bộ tài liệu thứ cấp TVSEP sau khi đã “làm sạch”, được tổng hợp và xử lý bằng phần mềm xử lý số liệu Stata/MP 14.0. Ngoài ra, để kiểm tra mối quan hệ nhân quả, nghiên cứu được phát triển bởi Lopez & Weber (2017), để dữ liệu liên tục tác giả sử dụng phương pháp toán học để nội suy dữ liệu được liên tục từ năm 2007 đến năm 2017.

3.4. Phương pháp phân tích dữ liệu

Một trong các giả định thường gặp trong dữ liệu bảng là dữ liệu phải độc lập từng phần. Các ước lượng bị sai lệch có thể là kết quả của việc không xem xét đến sự phụ thuộc chéo, từ đó dẫn đến kết quả không chính xác trong kiểm định nghiệm đơn vị. Do đó, trong nghiên cứu này, tác giả sử dụng kiểm định sự phụ thuộc chéo của Pesaran (2007) với thống kê (Cross-section Dimension – CD), vì kiểm định này áp dụng cho cả mẫu có phụ thuộc chéo lớn và nhỏ, và cung cấp kết quả cho cả dữ liệu bảng cân bằng và không cân bằng. Nếu có sự phụ thuộc chéo trong dữ liệu bảng, thì không thể sử dụng kiểm định nghiệm đơn vị thể hệ đầu tiên. Trong trường hợp này, kiểm định nghiệm đơn vị thể hệ thứ hai CIPS (CrossSectionally Augmented IPS) của Pesaran (2007) được sử dụng để thay thế. Tiếp đó, nếu các biến dừng ở cùng một mức sai phân thì có thể áp dụng kỹ thuật đồng liên kết dữ liệu bảng của Westerlund (2007) để phân tích. Phương pháp này có thể được sử dụng cả khi có tồn tại và không tồn tại phụ thuộc chéo. Westerlund (2007) sử dụng bốn loại kiểm định khác nhau để kiểm định mối quan hệ đồng liên kết dữ liệu bảng, bao gồm: Hai kiểm định thống kê bảng (Pa, Pt) và hai kiểm định thống kê nhóm (Ga, Gt). Nếu quan hệ đồng liên kết giữa các biến số được thiết lập, nghiên cứu sẽ thực hiện kiểm tra quan hệ nhân quả thông qua phương pháp của Dumitrescu & Hurlin (2012) và được phát triển bởi Lopez & Weber (2017). Quy trình phân tích nhân quả trong nghiên cứu này được mô tả qua Sơ đồ 1.

Sơ đồ 1: Quy trình phân tích mối quan hệ nhân quả



Nguồn: Tổng hợp của nhóm tác giả và tham khảo Giáo trình Kinh tế lượng Nguyễn Quang Đông & Nguyễn Thị Minh (2012), Dong & cộng sự (2018), Võ Hồng Đức & Nguyễn Công Thắng (2021).

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả các biến

Bảng 3: Thống kê mô tả các biến

Biến	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
INCOME	135,39	131,90	5,56	2.665,37
HID4	2,035	0,865	1	5,593
HID3	1,444	0,376	1	2,905
HID2	1,489	0,475	1	3,987

Nguồn: Dữ liệu TVSET và tính toán của nhóm tác giả.

Kết quả bảng 3 cho thấy, biến INCOME có giá trị nhỏ nhất 5,56 triệu VND/hộ/năm, giá trị lớn nhất là 2.665,37 triệu VND/hộ/năm, độ lệch chuẩn 131,90 triệu VND/hộ/năm và có giá trị trung bình 135,39 triệu VND/hộ/năm. Các biến HID4, HID3 và HID2 cũng có giá trị nhỏ nhất là 1, giá trị lớn nhất là 5,593; 2,905; 3,987, độ lệch chuẩn 0,865; 0,376; 0,475 và có giá trị trung bình 2,035; 1,444; 1,489.

4.2. Kiểm định sự phụ thuộc chéo trong dữ liệu bảng

Bảng 4: Kết quả sự phụ thuộc trong dữ liệu bảng

Mô hình	PPUL	Pesaran (2007)	Frees (1995)
LOG_INCOME = f(HID4)	FEM	358.200***	91.564***
	REM	359.305***	91.806***
HID4 = f(LOG_INCOME)	FEM	50.223***	47.778***
	REM	51.034***	47.846***
LOG_INCOME = f(HID3)	FEM	358.685***	91.233***
	REM	360.508***	90.924***
HID3 = f(LOG_INCOME)	FEM	88.037***	44.814***
	REM	90.015***	44.171***
LOG_INCOME = f(HID2)	FEM	323.232***	87.802***
	REM	331.440***	89.277***
HID2 = f(LOG_INCOME)	FEM	24.800***	43.108***
	REM	26.837***	43.274***

(*), (**) và (***) mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%; PPUL: Phương pháp ước lượng; Mô hình tác động cố định (Fixed Effects Model - FEM), mô hình tác động ngẫu nhiên (Random Effects Model - REM).

Nguồn: Dữ liệu TVSET và tính toán của nhóm tác giả.

Để kiểm định mối quan hệ nhân quả thu nhập với đa dạng thu nhập, kiểm định sự phụ thuộc chéo trong dữ liệu bảng là bước đầu tiên và quan trọng để có thể tiến hành các bước tiếp theo trong nghiên cứu. Kiểm định giả thuyết về sự phụ thuộc giữa các quan sát chéo trong dữ liệu bảng CD nhằm xác định việc tồn tại mối quan hệ giữa các nông hộ (Urban & Westerlund, 2006). Bên cạnh đó, vì dữ liệu bảng trong nghiên cứu có số quan sát chéo lớn hơn số quan sát về thời gian, thông qua các thống kê Pesaran (2007) và Frees (1995) được sử dụng do sự phù hợp của nó với bối cảnh $T < N$ (Hoyos & Sarafidis, 2006) trong quá trình kiểm tra sự phụ thuộc giữa các nông hộ. Kết quả kiểm định cho thấy có đủ bằng chứng để bác bỏ giả thuyết về sự độc lập giữa các nông hộ ở mức ý nghĩa 1% ở cả hai kiểm định được đề xuất (Bảng 4). Phát hiện này đòi hỏi các kiểm định nghiệm đơn vị đối với dữ liệu dùng phải tính đến sự phụ thuộc giữa các nông hộ trong dữ liệu bảng.

4.3. Kiểm tra tính dừng đối với các biến dữ liệu bảng

Bảng 5: Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị đối với các biến dữ liệu bảng

Biến	Giá trị ban đầu		Sai phân bậc nhất	
	Hệ số	Hệ số và xu thế	Hệ số	Hệ số và xu thế
LOG_INCOME	-2.032***	-1.643	-2.236***	-2.771***
HID4	-1.919***	-1.999	-2.511***	-3.346***
HID3	-1.820**	-1.898	-2.362***	-3.071***
HID2	-1.458	-2.240	-2.679***	-3.558***

(*), (**) và (***) mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.

Nguồn: Dữ liệu TVSET và tính toán của nhóm tác giả.

Thông qua kết quả ở bảng 4, để kiểm tra tính dừng đối với các biến có sự hiện diện phụ thuộc giữa các quan sát chéo trong dữ liệu, nghiên cứu đề xuất kiểm định tính dừng theo Pesaran (2007) vì kiểm định này có tính đến sự phụ thuộc giữa các quan sát chéo trong mẫu nghiên cứu. Kết quả ở bảng 5 cho thấy ở các giá

trị ban đầu của các biến trong nghiên cứu chỉ dừng khi kiểm định không tính đến yếu tố xu thế và giả thuyết về tính dừng bị bác bỏ ở mức ý nghĩa 1% khi có yếu tố xu thế. Tuy nhiên, khi sử dụng sai phân bậc nhất, giả thuyết về nghiệm đơn vị bị bác bỏ ở mức ý nghĩa 1% trong cả hai trường hợp có xu thế và không có xu thế. Do đó, nghiên cứu dựa trên tính dừng tại sai phân bậc nhất để tiến hành đánh giá mối quan hệ giữa thu nhập và đa dạng hóa thu nhập của nông hộ.

4.4. Kết quả kiểm định đồng liên kết của dữ liệu bảng

Để kiểm tra sự tồn tại mối quan hệ cân bằng dài hạn giữa các biến số, chúng tôi sử dụng kiểm định đồng liên kết từ dữ liệu bảng được phát triển bởi (Westerlund, 2007). Lợi thế của phương pháp này là vấn đề phụ thuộc giữa các quan sát chéo trong dữ liệu bảng được tính đến. Westerlund đề xuất mô hình nghiên cứu như sau:

$$\Delta \text{LOG_INCOME}_{i,1} = c_i + \alpha_i (\text{LOG_INCOME}_{i,t-1} - \beta_i \text{HID}_{i,t-1}) + \sum_{k=1}^{\rho} \alpha_{1,i} \Delta \text{LOG_INCOME}_{i,t-k} + \sum_{m=1}^{\rho} \beta_{1,i} \Delta \text{HID}_{i,t-m} + \varepsilon_{i,t}$$

Trong đó α_i tốc độ điều chỉnh về vị trí cân bằng. Westerlund đề nghị giả thuyết rỗng là $\alpha_i = 0$ cho tất cả các bảng trong khi giả thuyết thay thế là $\alpha_i < 1$ đối với ít nhất một bảng. Nếu giả thuyết rỗng bị loại bỏ thì mối quan hệ cân bằng dài hạn giữa các biến tồn tại. Kết quả nghiên cứu cho thấy có mối quan hệ đồng liên kết giữa các biến trong nghiên cứu.

Bảng 6: Kiểm định đồng liên kết Westerlund cho mô hình 1 và 2
Biến: LOG_INCOME, HID4, HID3 và HID2 (với độ trễ = 1)

Biến	Gt	Ga	Pt	Pa
LOG_INCOME4	-3.594***	-2.326	-55.368***	-2.892
HID4	-3.995***	-2.837	-47.200***	-3.123
LOG_INCOME3	-3.943***	-2.528	-47.458***	-2.552
HID3	-5.226***	-2.993	-47.456***	-3.063
LOG_INCOME2	-3.648***	-2.381	-36.434	-2.434
HID2	-4.405***	-2.855	-52.191***	-3.439

(*), (**) và (***) mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%; Gt, Ga là hai kiểm định thống kê nhóm. Pt, Pa là hai kiểm định thống kê bảng.

Nguồn: Dữ liệu TVSET và tính toán của nhóm tác giả.

4.5. Kiểm định mối quan hệ nhân quả và hàm ý chính sách

Mối quan hệ giữa thu nhập và đa dạng hóa thu nhập nông hộ rất quan trọng trong việc tăng cường sự phát triển bền vững của kinh tế nông nghiệp và nông thôn. Ví như nông hộ biết tận dụng tài nguyên có sẵn, kỹ thuật mới, cơ hội thị trường điều này có thể dẫn đến kinh tế nông hộ được tăng trưởng và mức sống được cải thiện. Kết quả Bảng 7 cho thấy, mối quan hệ hai chiều giữa thu nhập và đa dạng hóa thu nhập (HID4 và HID3), mối quan hệ một chiều giữa HID2 với thu nhập.

Bảng 7: Kiểm định mối quan hệ nhân quả

Giả thuyết	Thống kê		Kết luận
	W-bar	Z-bar- tilde	
LOG_INCOME → HID4	3.9893***	17.5945***	LOG_INCOME ↔ HID4
HID4 → LOG_INCOME	4.9331***	24.0075***	
LOG_INCOME → HID3	3.3625***	13.3355***	LOG_INCOME ↔ HID3
HID3 → LOG_INCOME	5.1903***	25.7556***	
LOG_INCOME → HID2	-	-	HID2 → LOG_INCOME
HID2 → LOG_INCOME	4.7590***	22.8245***	

(*), (**) và (***) mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%;

↔ Thể hiện mối quan hệ nhân quả hai chiều; → Thể hiện mối quan hệ nhân quả một chiều.

Nguồn: Dữ liệu TVSET và tính toán của tác giả.

Như vậy, đa dạng thu nhập và thu nhập của nông hộ có mối quan hệ nhân quả hai chiều. Cụ thể, mối quan hệ hai chiều giữa HID4 và HID3 cho thấy quá trình chuyển đổi cơ cấu cây trồng vật nuôi là một quá trình phức tạp, không đơn thuần chỉ là một chiến lược sinh kế của nông hộ mà nó còn là hệ quả của một quá trình tích lũy sự giàu có. Để thay đổi cơ cấu cây trồng hay vật nuôi, các hộ nông dân cần đầu tư thời gian cho việc nghiên cứu và đổi mới, cải tiến kỹ thuật canh tác đặc biệt là tích lũy nguồn lực thông qua thu nhập. Hơn nữa, việc đa dạng hóa thu nhập không nên được xem là phương tiện để giải quyết ngay lập tức vấn đề thu nhập thấp của các nông hộ. Nó cần được xem như là một quá trình dài hạn, trong đó các nông hộ cần có thời gian để học hỏi và thích nghi với các hoạt động mới. Chính vì vậy, các chương trình tập huấn về mô hình canh tác (mô hình xen canh hay mô hình vườn rừng) cần xem như một quá trình đòi hỏi thời gian và giá trị hộ nông dân tích lũy được.

Mối quan hệ một chiều giữa HID2 và thu nhập cho thấy việc đa dạng hóa thu nhập thông qua hoạt động phi nông nghiệp thuần túy là chiến lược cải thiện thu nhập của nông hộ. Chính vì vậy, các chính sách về giao thông hay các chương trình đưa công nghiệp về nông thôn cần được xúc tiến để giúp người nông dân có thu nhập từ các hoạt động phi nông nghiệp, đặc biệt trong thời kỳ nông nhàn do tính mùa vụ của sản xuất nông nghiệp.

5. Kết luận

Nghiên cứu này kiểm tra mối quan hệ nhân quả giữa thu nhập và đa dạng hóa thu nhập của nông hộ, thông qua quy trình phân tích mối quan hệ nhân quả, nghiên cứu tìm thấy mối quan hệ hai chiều giữa thu nhập và đa dạng hóa thu nhập được tồn tại. Ngoài ra, mối quan hệ nhân quả được phân tích giữa các biến bằng cách sử dụng kiểm định nhân quả được phát triển bởi Lopez & Weber (2017). Kết quả phân tích cho thấy mối quan hệ nhân quả hai chiều giữa thu nhập và đa dạng hóa thu nhập (HID4 và HID3) tồn tại, tuy nhiên nghiên cứu chỉ tìm thấy mối quan hệ một chiều của HID2 (đa dạng hóa hoạt động tạo thu nhập qua lĩnh vực phi nông nghiệp) đến thu nhập và không có chiều ngược lại. Qua kết quả nghiên cứu, bài báo có những đóng góp như xây dựng quy trình phân tích mối quan hệ nhân quả. Mặt khác, nghiên cứu còn áp dụng một phương pháp mới đáng chú ý để kiểm định mối quan hệ nhân quả khi sử dụng dữ liệu bảng mà các nghiên cứu trước đây đã bỏ qua. Phương pháp này đòi hỏi việc kiểm tra sự phụ thuộc chéo trong dữ liệu, cũng như kiểm tra tính dừng của các biến đối với dữ liệu bảng.

Bài nghiên cứu này không tránh khỏi hạn chế đó là chưa chỉ ra mối quan hệ thuận/ngịch của đa dạng thu nhập và mức độ thu nhập. Các nghiên cứu trong tương lai cần chỉ ra các con đường lý giải mối liên hệ và chỉ ra trong điều kiện nào thì đa dạng hoá thu nhập sẽ tốt/có ý nghĩa với các hộ nông thôn.

Tài liệu tham khảo

- Anh, T. T. T. (2020), 'Investigating the relationships between asean stock markets: An approach using the granger causality test of time-varying information efficiency', *Dalat University Journal of Science*, 10(4), 43-56.
- Adem, M. & Tesafa, F. (2020), 'Intensity of income diversification among small-holder farmers in Asayita Woreda, Afar Region, Ethiopia', *Cogent Economics & Finance*, 8(1), 1-15.
- Andualem, K. & Umer, A. (2023), 'Determinants of rural households' livelihood diversification strategies: In the case of north Wollo zone, Amhara National Regional State, Ethiopia', *Cogent Economics & Finance*, 11, 2185347, 1-23.
- Babatunde, R. O. & Qaim, M. (2009), 'Patterns of income diversification in rural Nigeria: Determinants and impacts', *Quarterly Journal of International Agriculture*, 48(4), 305-320.
- Barrett, C. B., Reardon, T. & Webb, P. (2001), 'Nonfarm income diversification and household livelihood strategies in rural Africa: Concepts, dynamics, and policy implications', *Food Policy*, 26(4), 315-331.
- Benin, S., Nkonya, E., Okecho, G., Pender, J., Nahdy, S. & Mugarura, S. (2011), 'Impact of Uganda's National Agricultural Advisory Services program: Results of the baseline survey', *International Food Policy Research Institute*, Washington, D.C.

-
- Block, S. & Webb, P. (2001), 'The Dynamics of Livelihood Diversification in Post-Famine Ethiopia', *Food Policy*, 26, 333-350.
- Dương Thị Ánh Tiên (2021), 'Mối quan hệ nhân quả giữa lợi nhuận và rủi ro của các ngân hàng thương mại Việt Nam', *Tạp chí Khoa học và Công nghệ*, số 54, 152-169.
- Dương Ngân Hà (2018), 'Kiểm định mối quan hệ nhân quả giữa lạm phát và biến động của thị trường chứng khoán tại Việt Nam', *Tạp chí Khoa học & Đào tạo Ngân hàng*, 199(12), 1-8.
- Démurger, S., Fournier, M. & Yang, W. (2010), 'Rural households' decisions towards income diversification: Evidence from a township in northern China', *China Economic Review*, 21, S32-S44.
- Dumitrescu, E.-I. & Hurlin, C. (2012), 'Testing for Granger Non-causality in Heterogeneous Panels', *Economic Modelling*, 29(4), 1450 - 1460.
- Diep, H. T. N. & Vien, H. Th. (2017), 'Determinants of income diversification and its effects on rural household income in Vietnam', *Can Tho University Journal of Science*, 6, 153-162.
- Dong, K., Hochman G., Zhang, Y., Sun, R., Li H. & Liao, H. (2018), 'CO2 emissions, economic and population growth, and renewable energy: empirical evidence across regions', *Energy Economics*, 75, 180-192.
- Ellis, F. (2000), *Rural livelihoods and diversity in developing countries*, Oxford University Press.
- Ersado, L. (2003), *Income Diversification In Zimbabwe: Welfare Implications From Urban And Rural Areas*, FCND Discussion Paper 152, International Food Policy Research Institute, Washington, D.C.
- Frees, E. W. (1995), 'Assessing cross-sectional correlations in panel data', *Journal of Econometrics*, 64, 393-414.
- Getahun, W., Haji J., Mehare, A., & Zemedu, L. (2023), 'Drivers of income diversification among rural households in the Ethiopian central highlands', *Food and Energy Security*, 12(3), 1-22.
- Hoyos, R. E. D. & Sarafidis, V. (2006), 'Testing for cross-sectional dependence in panel-data models', *The Stata Journal*, 6(4), 482-496.
- Illukpitiya, P. & Yanagida, J. F. (2008), 'Role of income diversification in protecting natural forests: evidence from rural households in forest margins of Sri Lanka', *Agroforestry Systems*, 74, 51-62.
- Joshi, P. K., Gulati, A., BIRTHAL, P.S. & Twari, L. (2004), 'Agriculture Diversification in South Asia: Patterns, Determinants and Policy Implications', *Economic and Political Weekly*, 39(24), 2457-2467.
- Jayne, T. S., Yamano, T., Weber, M. T., Tschirley, D., Benfica, R. & Chapoto, A. (2003), 'Smallholder income and land distribution in Africa: Implications for poverty reduction strategies'. *Food Policy*, 28(3), 253-275.
- Kasperski, S. & Holland, D. S. (2013), 'Income diversification and risk for fishermen', *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 110(6), 2076-2081.
- Khai, T. T. & Danh, N. N. (2014), 'Determinants of income diversification and its effect on household income in rural Vietnam', *Journal of Economic Development*, 221, 20-41.
- Khúc Văn Quý, Trần Quang Bảo & Hoàng Liên Sơn (2016), 'Phân tích các yếu tố ảnh hưởng tới sự đa dạng hóa thu nhập của hộ gia đình tại vùng đệm vườn Quốc gia U Minh Hạ, Cà Mau', *Nông nghiệp và Phát triển Nông thôn*, 1, 118-125.
- Lopez, L. & S. Weber. (2017), 'Testing for Granger Causality in Panel Data', *The Stata Journal*, 17(4), 972-984.
- Minot, N., Epprecht, M., Anh, Tr. Th. Tr. & Trung, L. Q. (2006), 'Income Diversification and Poverty in the Northern Uplands of Vietnam', Research report, *International Food Policy Research Institute*, Washington, DC.
- Mehari, B., Gebremedhin, B. & Jaleta, M. (2020), 'Income diversification and its determinants among rural farm households in Ethiopia', *Agricultural and Food Economics*, 8(1), 1-20.
- Marennya, P. P. & Barrett, C. B. (2009), 'State-conditional Fertilizer Yield Response on Western Kenyan Farms', *American Journal of Agricultural Economics*, 91, 991-1006.
- Nguyễn Quang Đông & Nguyễn Thị Minh (2012), *Giáo trình kinh tế lượng*, Nhà xuất bản Trường Đại học Kinh tế Quốc Dân, Hà Nội.
- Nguyễn Thị Mai (2019), 'Đa dạng hóa thu nhập khi rủi ro: trường hợp nông hộ Việt Nam', *Tạp chí Phát triển và Khoa học Công nghệ - Kinh tế - Luật*, 723-735.
- Nguyễn Linh Phương (2020), *Nông nghiệp với sinh kế bền vững*, Nhà xuất bản Văn hóa Dân tộc, Thành phố Hồ Chí Minh.
-

Minh.

- Nguyễn Thị Kim Chi & Lê Trung Đạo (2021), 'Mối quan hệ nhân quả giữa thuế và đầu tư trực tiếp nước ngoài: Nghiên cứu thực nghiệm tại các quốc gia đang phát triển', *Tạp chí Nghiên cứu Tài chính-Marketing*, 64, 15-25.
- Ông Nguyễn Chương & Trần Như Quỳnh (2015), 'Nghiên cứu sự đa dạng nguồn thu nhập hộ gia đình Vùng Duyên hải Nam Trung Bộ', *Kinh tế & Phát triển*, 217, 65-74.
- Phan Xuân Lĩnh (2016), *Nguồn lực sinh kế của đồng bào dân tộc thiểu số trên địa bàn tỉnh Đắk Lắk*, Luận án tiến sĩ kinh tế, Học viện Nông nghiệp Việt Nam, Hà Nội.
- Pesaran, M. H. (2007), 'A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence', *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312.
- Sultana, N., Hossain, Md. E. & Islam, Md. K. (2015), 'Income Diversification and Household Well-Being: A Case Study in Rural Areas of Bangladesh', *International Journal of Business and Economics Research*, 4(3), 172-179.
- The World Bank (2019), *Agriculture and rural development*, Retrieved on March 2th 2023, from <<https://www.worldbank.org/en/topic/agriculture>>.
- Thủ tướng Chính phủ (2018), Quyết định số 27/2018/QĐ-TTg, *Ban hành hệ thống ngành kinh tế Việt Nam*, ban hành ngày 06 tháng 7 năm 2018.
- Urbain, J. P. & Westerlund, J. (2006), *Spurious regression in nonstationary panels with cross-unit cointegration*, METEOR Research Memorandum No. 057, METEOR, Maastricht University School of Business and Economics, Maastricht.
- Võ Hồng Đức & Nguyễn Công Thắng (2021), 'Tăng trưởng kinh tế và tiêu thụ năng lượng tại các quốc gia đang phát triển', *Kinh tế & Phát triển*, 283(1), 44-58.
- Wan, J., Li R., Wang, W., Liu, Zh. & Chen, B. (2016), 'Income Diversification: A Strategy for Rural Region Risk Management', *Sustainability*, 8(1064), 1-12.
- Westerlund, J. (2007), 'Testing for error correction in panel data', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709-748.
- Yishak, G., Gezahegn, A., Tesfaye, L., & Dawit, A. (2014), 'Rural household livelihood strategies: Options and determinants in the case of Wolaita Zone, Southern Ethiopia', *Journal of Social Sciences*, 3(3), 92-104.
- Yisihake, E. & Anupama, U. (2018), 'Determinants of Income Diversification and Its Share to Total Household Income in South, Nations, Nationalities and People Region, Ethiopia', *Journal of Emerging Technologies and Innovative Research (JETIR)*, 5(11), 362-374.

NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN VIỆC TUÂN THỦ PHÁP LUẬT BẢO HIỂM XÃ HỘI CỦA DOANH NGHIỆP TẠI VĨNH LONG

Trần Thị Hồng Cúc

Phân hiệu Trường Đại học Kinh tế TP.HCM tại tỉnh Vĩnh Long

Email: cuccth@ueh.edu.vn

Trương Thị Nhi

Phân hiệu Trường Đại học Kinh tế TP.HCM tại tỉnh Vĩnh Long

Email: nhitt@ueh.edu.vn

Mã bài: JED-1118

Ngày nhận: 08/02/2023

Ngày nhận bản sửa: 17/03/2023

Ngày duyệt đăng: 23/03/2023

DOI: 10.33301/JED.VI.1118

Tóm tắt:

Bài viết phân tích các nhân tố ảnh hưởng đến việc tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội của các doanh nghiệp tại tỉnh Vĩnh Long. Nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy Binary Logistic để ước lượng các nhân tố tác động đến việc tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội của 320 doanh nghiệp có tham gia bảo hiểm xã hội. Kết quả nghiên cứu cho thấy có 7 nhân tố tác động đến việc tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội của các doanh nghiệp, trong đó: quy mô doanh nghiệp, tỷ lệ lao động nữ, tiền phạt tác động tiêu cực với việc tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội. Ngược lại, thời gian hoạt động của doanh nghiệp, lợi nhuận, ngành nghề kinh doanh, loại hình doanh nghiệp tác động tích cực với việc tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội của doanh nghiệp. Từ những kết quả trên, nghiên cứu đề xuất một số giải pháp nhằm giảm thiểu tình trạng nợ bảo hiểm xã hội của các doanh nghiệp trên địa bàn tỉnh Vĩnh Long trong thời gian tới.

Từ khoá: Bảo hiểm xã hội, doanh nghiệp, Vĩnh Long.

Mã JEL: G22, H32, H63, I13.

Determinants influencing law compliance social insurance of firms in Vinh Long

Abstract:

This study is conducted to investigate the factors influencing the compliance of social insurance of 320 firms in Vinh Long province. Binary Logistic regression model is employed to estimate the determinants influencing the compliance of social insurance of the firms. The results show that there are seven factors influencing the compliance of social insurance, including firm size; female labor ratio; penalty for non-compliance; operating time of the firm; profit; business sector; and firm type. We find that the first three factors have a negative impact on the compliance of social insurance, while the remaining factors had positive influences. Based on the findings, some solutions are proposed for reducing the social insurance debt of firms in Vinh Long province in the future.

Keywords: Social insurance, firm, Vĩnh Long.

JEL Codes: G22, H32, H63 I13

1. Giới thiệu

Bảo hiểm xã hội (BHXH) giữ vai trò trụ cột, nền tảng, bền vững trong hệ thống an sinh xã hội (ASXH) của mỗi quốc gia, góp phần thực hiện tiến bộ và công bằng xã hội, bảo đảm ổn định chính trị - xã hội và phát triển kinh tế - xã hội. Mục đích chủ yếu của bảo hiểm xã hội là đảm bảo quyền lợi cho người lao động (NLD) trên cơ sở đóng góp của người lao động và người sử dụng lao động (NSDLĐ), tạo tiền đề, điều kiện để thực hiện tốt các chính sách an sinh xã hội góp phần phát triển kinh tế - xã hội của mỗi quốc gia. Chính vì thế doanh nghiệp (DN) không tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội sẽ ảnh hưởng đến chính sách an sinh xã hội.

Theo số liệu của Tổng cục Thống kê năm 2021 cả nước có hơn 857.551 doanh nghiệp đang hoạt động nhưng cơ quan bảo hiểm xã hội chỉ quản lý thu bảo hiểm xã hội, bảo hiểm thất nghiệp, bảo hiểm y tế (sau đây gọi chung là bảo hiểm xã hội bắt buộc) khoảng 393.000 doanh nghiệp xấp xỉ 50% doanh nghiệp đang hoạt động. Tại Vĩnh Long, số lượng doanh nghiệp đăng ký tham gia bảo hiểm xã hội là 1.032 doanh nghiệp, tổng số người tham gia bảo hiểm xã hội mới và đáo hạn là 949.802 người tính đến cuối năm 2021, thực trạng vi phạm pháp luật về bảo hiểm xã hội vẫn diễn ra ở nhiều cơ quan, tổ chức có sử dụng lao động nhưng đặc biệt phổ biến ở các loại hình doanh nghiệp thuộc khu vực kinh tế chính thức, với nhiều hình thức khác nhau: trốn đóng, không đóng, đóng không đủ số người, đóng không đúng thời gian quy định, đóng dưới mức tiền lương làm cơ sở đóng bảo hiểm xã hội với tổng số nợ năm 2021 là 39.389 triệu đồng. Doanh nghiệp sử dụng số tiền chậm đóng, nợ tiền đóng bảo hiểm xã hội để sử dụng làm vốn sản xuất kinh doanh. Hành vi này đã tác động không nhỏ đến việc thực hiện chế độ, chính sách an sinh xã hội không chỉ đối với người lao động mà còn ảnh hưởng đến sự ổn định của xã hội cũng như sự phát triển kinh tế. Chính vì vậy, nghiên cứu nhân tố ảnh hưởng đến việc tuân thủ Pháp luật Bảo hiểm xã hội của doanh nghiệp rất cần thiết. Nghiên cứu này sẽ bổ sung bằng chứng thực nghiệm các nhân tố ảnh hưởng đến việc tuân thủ Pháp luật bảo hiểm xã hội của các doanh nghiệp, từ đó đề xuất các giải pháp nhằm giảm thiểu thực trạng không tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội của doanh nghiệp trong thời gian tới. Đối tượng nghiên cứu là doanh nghiệp thuộc khu vực kinh tế chính thức có tham gia bảo hiểm xã hội bắt buộc. Nội dung nghiên cứu là xác định các nhân tố ảnh hưởng đến sự tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội của doanh nghiệp. Để thực hiện phân tích thực nghiệm, tác giả sử dụng mô hình hồi quy Binary Logistic để phân tích các nhân tố ảnh hưởng đến sự tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội của doanh nghiệp trên địa bàn tỉnh Vĩnh Long.

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan các nghiên cứu trước

2.1. Cơ sở lý thuyết

Lý thuyết tuân thủ kinh tế

Mô hình lý thuyết cơ bản được áp dụng trong cách tiếp cận kinh tế được xây dựng dựa trên kết quả nghiên cứu của Becker (1968). Ông đã phân tích hành vi phạm tội bằng cách sử dụng khuôn khổ kinh tế được biết đến như mô hình kinh tế tội phạm. Theo Becker, người phạm tội, nhất là tội phạm kinh tế luôn tính toán giữa được và mất nếu thực hiện hành vi phạm tội và họ quyết định phạm tội nếu thấy phạm tội vẫn có lợi hơn, mặc dù luôn đi kèm với rủi ro về pháp lý (chịu hình phạt).

Dựa trên nghiên cứu của Becker (1968), Allingham & Sandmo (1972) phát triển mô hình kinh tế về hành vi tuân thủ nghĩa vụ an sinh xã hội, giả thuyết đặt ra trong mô hình là người sử dụng lao động có thu nhập (I) và cần phải lựa chọn báo cáo một khoản thu nhập làm cơ sở để tính nghĩa vụ an sinh xã hội, khoản thu nhập do người sử dụng lao động báo cáo (D) sẽ được trích đóng nghĩa vụ an sinh xã hội theo tỷ lệ (t) và khoản thu nhập do người sử dụng lao động báo cáo sẽ không bị đánh nghĩa vụ an sinh xã hội. người sử dụng lao động có khả năng bị phát hiện (p) và có thể bị phạt một khoản tiền (f) về hành vi không tuân thủ nghĩa vụ an sinh xã hội. người sử dụng lao động bị phạt sẽ phụ thuộc vào việc họ có bị thanh tra - kiểm tra bởi cơ quan quản lý an sinh xã hội hay không. Nếu không bị thanh tra - kiểm tra, rõ ràng họ sẽ được hưởng lợi nhiều hơn. Ngược lại, nếu bị thanh tra - kiểm tra thì người sử dụng lao động sẽ bị truy thu và bị phạt. Do đó, người sử dụng lao động sẽ chọn một khoản thu nhập (D) để tối đa hoá lợi ích kỳ vọng của việc trốn đóng an sinh xã hội. Trên cơ sở đó, Allingham & Sandmo đề nghị công thức tính toán khoản thu nhập (D) phụ thuộc vào các yếu tố thu nhập thực sự (I), khả năng bị phát hiện (p), tiền phạt (f) và tỷ lệ trích đóng an sinh xã hội (t) như sau:

$$D = f(I, p, f, t)$$

Lý thuyết tuân thủ kinh tế xem người sử dụng lao động là những người tối đa hoá các lợi ích, có thể vi phạm luật tài khoá và trốn tránh các nghĩa vụ an sinh xã hội khi họ cảm thấy rằng chi phí phạt là rất thấp

và tin rằng khi làm điều đó sẽ không bị phát hiện hoặc bị thanh tra - kiểm tra. người sử dụng lao động sẽ trốn đóng an sinh xã hội khi họ nhận thấy chi phí để tuân thủ nộp an sinh xã hội cao (Allingham & Sandmo, 1972). Người sử dụng lao động lựa chọn tuân thủ hay không tuân thủ nộp an sinh xã hội vì họ cân nhắc giữa chi phí và lợi ích của việc tuân thủ nộp an sinh xã hội với lợi ích có được từ việc không tuân thủ nộp an sinh xã hội hoặc so sánh giữa lợi ích từ việc không tuân thủ nộp an sinh xã hội so với rủi ro bị phát hiện nếu bị thanh tra - kiểm tra. Mặc dù Allingham & Sandmo (1972) thừa nhận rằng một số các biến số kinh tế khác cũng có thể giải thích được mức độ không tuân thủ an sinh xã hội, nhưng mô hình đơn giản mà vẫn có ý nghĩa bao gồm ba yếu tố: lợi nhuận, xác suất bị thanh tra - kiểm tra và tiền phạt cho các vi phạm về an sinh xã hội.

Lý thuyết về thái độ hành vi

Braithwaite (2003) lập luận rằng thái độ và hành vi của người sử dụng lao động có ảnh hưởng đến mức độ không tuân thủ nghĩa vụ an sinh xã hội. Lý thuyết về thái độ hành vi cho thấy yếu tố tâm lý, bao gồm cả mối quan tâm đạo đức cũng rất quan trọng đối với người sử dụng lao động, họ có thể tuân thủ ngay cả khi rủi ro bị kiểm toán là thấp. Lý thuyết về thái độ hành vi ít nhấn mạnh đến thanh tra – kiểm tra và các hình phạt, mà tập trung vào sự thay đổi thái độ của người sử dụng lao động đối với hệ thống an sinh xã hội. Sự khác biệt của từng cá nhân: giới tính, trình độ học vấn, thời gian hoạt động, ngành nghề kinh doanh, loại hình kinh doanh, hoàn cảnh,... luôn chứa đựng những rủi ro nhất định trong việc tuân thủ pháp luật an sinh xã hội vì nó tác động đến hành vi của người sử dụng lao động. Nếu người sử dụng lao động hiểu rõ pháp luật an sinh xã hội, họ có thể tự giác chấp hành pháp luật an sinh xã hội tốt hơn và ngược lại sẽ dẫn đến tình trạng chậm đóng an sinh xã hội, trốn đóng an sinh xã hội. Lý thuyết về thái độ hành vi dự đoán các biến số về sự khác biệt của từng cá nhân sẽ gián tiếp tác động đến mức độ không tuân thủ nghĩa vụ an sinh xã hội của người sử dụng lao động.

Như vậy, lý thuyết tuân thủ kinh tế và lý thuyết về thái độ hành vi cho rằng các yếu tố lợi nhuận, thanh tra - kiểm tra, tiền phạt, giới tính, thời gian hoạt động, ngành nghề kinh doanh, loại hình kinh doanh có tác động đến việc tuân thủ pháp luật an sinh xã hội của các doanh nghiệp.

2.2. Tổng quan các nghiên cứu trước

Tỷ lệ lao động nữ

Theo nghiên cứu của Nyland & cộng sự (2006), nữ giới được đại diện tương đối nhiều trong các lĩnh vực giáo dục, nghệ thuật và phát thanh truyền hình, sản xuất; trong khi nam giới được đại diện quá nhiều trong các lĩnh vực xây dựng và cơ quan chính phủ, bất động sản. Tác giả tìm thấy hành vi chi trả các khoản an sinh xã hội của chủ doanh nghiệp không có mối quan hệ với các ngành có nhiều lao động nữ như giáo dục, nghệ thuật và truyền thanh.

Thời gian hoạt động doanh nghiệp

Được coi là quan trọng cả về hiệu quả hoạt động (Tybout, 2000) và mức độ tham gia an sinh xã hội (VASS, 2011). Tuy nhiên, với kết quả phân tích mô hình hồi quy theo phương pháp ước lượng bình phương nhỏ nhất (OLS), thời gian hoạt động của doanh nghiệp và mức độ không tuân thủ an sinh xã hội là không có ý nghĩa về mặt thống kê (Lee & Torm, 2017).

Thanh tra – kiểm tra

Nyland & cộng sự (2011) cho thấy công tác thanh tra, kiểm tra quá trình thực hiện trích nộp bảo hiểm xã hội theo lương của chủ doanh nghiệp cho người lao động cũng có tác động làm giảm nợ, giảm trốn đóng bảo hiểm xã hội của doanh nghiệp. Tuy nhiên, hiệu quả công tác này còn phụ thuộc vào số lượng, chất lượng nguồn nhân lực thực hiện công tác thanh tra, kiểm tra bảo hiểm xã hội.

Tổ chức công đoàn

Nghiên cứu cung cấp bằng chứng vi mô về mối quan hệ giữa điều kiện thị trường lao động và việc tham gia bảo hiểm xã hội giữa các doanh nghiệp công nghiệp Trung Quốc (Rickne, 2013), với dữ liệu bảng của các doanh nghiệp công nghiệp từ các báo cáo kê toán hàng năm do Cục Thống kê Quốc gia thu thập trong giai đoạn 2000 – 2007. Kết quả cho thấy tổ chức công đoàn có tác động đến khả năng tuân thủ bảo hiểm xã hội của doanh nghiệp, thị trường lao động thắt chặt hơn khi các nhà hoạch định chính sách thực hiện các chương trình bảo hiểm xã hội và chống bất bình đẳng về bảo hiểm.

Kiểm toán

Nghiên cứu của Nielsen & Smyth (2008), dữ liệu từ các công ty Trung Quốc vào 2 năm (2002 và 2003) tại Thượng Hải là 5.212 doanh nghiệp và 5.480 doanh nghiệp. Kết quả cho thấy các công ty được kiểm toán trong năm 2002 và năm 2003 thì các công ty này đã trở lại tuân thủ vào đóng góp an sinh xã hội. Maitra & cộng sự (2007) nghiên cứu sự tuân thủ quy định bảo hiểm xã hội của các công ty ở Thượng Hải (Trung Quốc) nơi có điểm yếu về cơ chế giám sát và thực thi. Nghiên cứu đã tiến hành khảo sát trong 2 năm, năm 2001 khảo sát 2.234 công ty và 5.212 công ty vào năm 2002. Kết quả cho thấy các công ty được kiểm toán có hành vi tuân thủ bảo hiểm xã hội tăng đáng kể.

Ngành nghề kinh doanh

Nghiên cứu của Nyland & cộng sự (2006) sử dụng 2 mô hình probit và tobit để kiểm tra 3 giả thuyết liên quan đến hành vi chi trả an sinh xã hội của người sử dụng lao động trên quy mô công ty, rủi ro ngành và ngành nghề kinh doanh, kết quả phân tích hồi quy cho thấy các doanh nghiệp trong lĩnh vực xây dựng có nhiều khả năng không tuân thủ nghĩa vụ an sinh xã hội hơn so với các doanh nghiệp trong lĩnh vực sản xuất.

Loại hình doanh nghiệp

Lee & Torm (2017) xem xét loại hình doanh nghiệp gồm công ty trách nhiệm hữu hạn, công ty cổ phần và doanh nghiệp có vốn đầu tư nước ngoài; kết quả cho thấy cả 3 loại hình doanh nghiệp trên đều có mối quan hệ cùng chiều với mức độ tuân thủ an sinh xã hội và có ý nghĩa thống kê ở mức 10%. Gao & Rickne (2014) đã điều tra số liệu thực tế về tình hình tham gia bảo hiểm xã hội ở Trung Quốc trong giai đoạn 2004-2007. Kết quả đã có sự chênh lệch lớn giữa các khu vực sở hữu doanh nghiệp trong việc tham gia bảo hiểm xã hội. Cụ thể, doanh nghiệp nhà nước tuân thủ hơn so với các doanh nghiệp tư nhân và doanh nghiệp nước ngoài.

Quy mô doanh nghiệp

Nyland & cộng sự (2006) nghiên cứu mức độ tuân thủ các nghĩa vụ an sinh xã hội của các doanh nghiệp ở Trung Quốc cho thấy các doanh nghiệp lớn sẽ ít có khả năng đóng góp an sinh xã hội theo quy định hoặc mua bảo hiểm bổ sung vượt quá mức quy định so với các doanh nghiệp nhỏ, đồng nghĩa các doanh nghiệp lớn có nhiều động cơ trốn tránh hơn. Ngược lại, Mares (2003) cho rằng các doanh nghiệp có quy mô lao động lớn hơn sẽ có khả năng đóng góp nghĩa vụ an sinh xã hội theo quy định hơn so với các doanh nghiệp có quy mô lao động nhỏ. Tại Việt Nam, Huỳnh Thế Nguyễn & cộng sự (2019) sử dụng phương pháp GLS, MLE và Bayes để phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến gánh nặng bảo hiểm xã hội của các doanh nghiệp nhỏ và vừa giai đoạn 2010 - 2016. Kết quả quy mô doanh nghiệp có tác động tiêu cực đến gánh nặng bảo hiểm xã hội trong các doanh nghiệp tại mức ý nghĩa 1%.

3. Phương pháp và dữ liệu nghiên cứu

3.1. Phương pháp nghiên cứu

Thống kê mô tả: Mô tả những đặc tính cơ bản của dữ liệu thu thập được từ nghiên cứu thực nghiệm qua các cách thức khác nhau, cung cấp những tóm tắt đơn giản về mẫu và các thước đo nhằm tạo ra nền tảng của mọi phân tích định lượng về số liệu.

Nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy Binary Logistic để phân tích các nhân tố ảnh hưởng đến việc tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội của doanh nghiệp. Mô hình có dạng:

$$L = \ln\left(\frac{P_i}{1 - P_i}\right) = a_0 + \sum_{j=1}^k a_j x_{ij}$$

$P(Y = 1) = P_i$: Xác suất doanh nghiệp tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội

$P(Y = 0) = 1 - P_i$: Xác suất doanh nghiệp không tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội

Mô hình thực nghiệm có dạng:

$$Tuanthu = \beta_0 + \beta_1 Ldongnu + \beta_2 Gioitinh + \beta_3 LLthoigian + \beta_4 Lloinhuan + \beta_5 TTKT + \beta_6 Congdoan + \beta_7 Kiemtoan + \beta_8 AVtienphat + \beta_9 Nganhnghe + \beta_{10} Loaihinh + \beta_{11} Lquymo + ui$$

Trong đó:

Tuanthu do lường việc doanh nghiệp tuân thủ thời gian nộp phí bảo hiểm xã hội đúng hạn và nhận hai giá trị là 1 và 0 (1 là doanh nghiệp tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội; 0 là doanh nghiệp không tuân thủ pháp

luật bảo hiểm xã hội, bao gồm: không nộp hoặc nộp ít hơn so với số tiền bảo hiểm xã hội thực tế phải nộp theo quy định).

Ldongnu là tỷ lệ giữa số lượng lao động nữ/số lượng lao động tham gia bảo hiểm xã hội của doanh nghiệp;

Gioitinh là biến giả (1 nếu chủ doanh nghiệp là nam, 0 nếu chủ doanh nghiệp là nữ);

Lthoigian là logarit tự nhiên số năm hoạt động của doanh nghiệp;

Lloinhuan là logarit tự nhiên lợi nhuận sau thuế của doanh nghiệp;

TTKT là biến giả (1 nếu doanh nghiệp có bị thanh tra – kiểm tra, 0 nếu doanh nghiệp không bị thanh tra – kiểm tra);

Congdoan là biến giả (1 nếu doanh nghiệp có tổ chức công đoàn, 0 nếu doanh nghiệp không có tổ chức công đoàn); *Kiemtoan* là biến giả (1 nếu doanh nghiệp có kiểm toán, 0 nếu doanh nghiệp không có kiểm toán).

Avtienphat là số tiền phạt trung bình trên mỗi lao động do doanh nghiệp không tuân thủ thời gian nộp bảo hiểm xã hội;

Nganhnghe được phân loại theo lĩnh vực gồm doanh nghiệp sản xuất, doanh nghiệp thương mại – dịch vụ, doanh nghiệp xây dựng, với ba phạm trù được chia thành 2 biến giả: *Nganhnghe1* (1 nếu doanh nghiệp là doanh nghiệp sản xuất, 0 nếu không phải doanh nghiệp sản xuất), *Nganhnghe2* (1 nếu doanh nghiệp là doanh nghiệp thương mại – dịch vụ, 0 nếu doanh nghiệp không phải là doanh nghiệp thương mại – dịch vụ), doanh nghiệp xây dựng là biến tham chiếu;

Loaihinh được phân loại theo hình thức sở hữu gồm doanh nghiệp tư nhân, công ty trách nhiệm hữu hạn, công ty cổ phần, với 3 phạm trù được chia thành 2 biến giả: *Loaihinh1* (1 nếu doanh nghiệp là doanh nghiệp tư nhân, 0 nếu doanh nghiệp không phải là doanh nghiệp tư nhân), *Loaihinh2* (1 nếu doanh nghiệp là công ty trách nhiệm hữu hạn, 0 nếu doanh nghiệp không phải là công ty trách nhiệm hữu hạn), công ty cổ phần là biến tham chiếu;

Lquymo là logarit tự nhiên của số lượng lao động tham gia bảo hiểm xã hội của doanh nghiệp.

Sau khi thu thập được dữ liệu nghiên cứu, tổng hợp và kiểm tra dữ liệu. Tác giả thực hiện kiểm định các giả thuyết của mô hình hồi quy bao gồm: (i) kiểm định đa cộng tuyến; (ii) kiểm định mức độ phù hợp của mô hình; (iii) kiểm định phần dư phân phối chuẩn. Mô hình nghiên cứu không vi phạm các giả định cần thiết trong hồi quy tuyến tính, thực hiện phân tích các nhân tố bằng mô hình hồi quy tuyến tính Binary Logistic.

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu nghiên cứu được thu thập từ: hệ thống quản lý nợ bảo hiểm xã hội của phòng thanh tra - kiểm tra bảo hiểm xã hội; hệ thống quản lý thông tin hồ sơ pháp lý của doanh nghiệp; và báo cáo tài chính của từng doanh nghiệp được thu thập tại thời điểm năm 2021. Theo Green (1991) công thức xác định cỡ mẫu nghiên cứu: $n \geq 50 + 8m$, trong đó n là kích thước mẫu tối thiểu cần thiết và m số biến độc lập trong mô hình. Trong nghiên cứu này, số biến đo lường là 11 biến, do đó số quan sát cần thu thập tối thiểu là 138 quan sát được sử dụng trong phân tích. Mẫu được chọn theo phương pháp ngẫu nhiên phân tầng. Tiêu chí theo tỷ trọng 31% số lượng doanh nghiệp từng khu vực hoạt động của doanh nghiệp theo huyện, thị xã, thành phố thuộc tỉnh Vĩnh Long.

Bảng 1: Thống kê mô tả các biến định lượng trong mô hình nghiên cứu

Biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
Quy mô lao động	320	2.016	1.598	1	9.998
Lợi nhuận	320	13.939	1.179	11.05	18.077
Tiền phạt	320	822.053	5662.431	0	93085.406

Nguồn: Kết quả phân tích số liệu

Về quy mô lao động: doanh nghiệp có quy mô thấp nhất là 1 lao động, doanh nghiệp có quy mô cao nhất là 21.991 lao động (giá trị sau khi lấy logarit tự nhiên là 9,998) tập trung vào doanh nghiệp có vốn đầu tư nước ngoài, trung bình mỗi doanh nghiệp có quy mô 146 lao động (giá trị sau khi lấy logarit tự nhiên là 2,016).

Lợi nhuận: Yếu tố quan trọng có ảnh hưởng trực tiếp đến hành vi tuân thủ hay không tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội của người sử dụng lao động. Giá trị lợi nhuận sau thuế thấp nhất là 62.920 ngàn đồng (giá trị sau khi lấy logarit tự nhiên là 11,05), giá trị lợi nhuận sau thuế cao nhất là trên 70.900.000 ngàn đồng (giá trị sau khi lấy logarit tự nhiên là 18,077), lợi nhuận sau thuế trung bình là 2.988.212 ngàn đồng (giá trị sau khi lấy logarit tự nhiên là 13,939).

Tiền phạt: doanh nghiệp bị phạt cao nhất với tiền là 186.171 ngàn đồng (trung bình trên cho số lượng lao động tham gia bảo hiểm xã hội là 93.085), bình quân doanh nghiệp bị phạt tiền 2.926 ngàn đồng (trung bình

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

Tên biến	Số quan sát	Tỷ lệ (%)
Thời gian hoạt động		
≤ 5 năm	139	43,44
Từ 6 – 10 năm	109	34,06
≥ 11 năm	72	22,50
Loại hình doanh nghiệp		
Doanh nghiệp tư nhân	54	16,88
Công ty TNHH	188	58,75
Công ty cổ phần	78	24,38
Ngành nghề kinh doanh		
Ngành sản xuất	58	18,13
Ngành TM - dịch vụ	197	61,56
Ngành xây dựng	65	20,31
Thanh tra – kiểm tra		
Không bị TTKT	249	77,81
Có TTKT	71	22,19
Tổ chức công đoàn		
Không tham gia	115	35,94
Có tham gia	205	64,06
Kiểm toán		
Không có kiểm toán	262	81,88
Có kiểm toán	58	18,13

Nguồn: Kết quả phân tích số liệu

trên cho số lượng lao động tham gia bảo hiểm xã hội là 822).

Thời gian hoạt động: doanh nghiệp có thời gian hoạt động từ 5 năm trở xuống cao, chiếm đến 43,5%, trong khi doanh nghiệp có thời gian hoạt động trên 10 năm chỉ chiếm 22,5%; trung bình thời gian hoạt động của 320 doanh nghiệp được quan sát là trên 7 năm; thời gian hoạt động thấp nhất của doanh nghiệp có tham gia bảo hiểm xã hội là 2 năm; 20 năm là thời gian hoạt động cao nhất của doanh nghiệp có tham gia bảo hiểm xã hội.

Loại hình doanh nghiệp: Loại hình doanh nghiệp là công ty TNHH chiếm rất cao đến 58,75% trong tổng số doanh nghiệp tham gia đóng bảo hiểm xã hội.

Ngành nghề kinh doanh: Các doanh nghiệp tập trung chủ yếu thuộc lĩnh vực thương mại – dịch vụ 61,56%.

Thanh tra – kiểm tra: Tỷ lệ doanh nghiệp được thanh tra kiểm tra chiếm 22,19%, còn lại 77,81% doanh nghiệp chưa được thanh tra kiểm tra.

Tổ chức công đoàn: Phần lớn các doanh nghiệp có tham gia tổ chức công đoàn là 205 doanh nghiệp, số lượng doanh nghiệp không có tham gia tổ chức công đoàn là 115 doanh nghiệp.

Kiểm toán: Số lượng doanh nghiệp có kiểm toán chiếm tỷ lệ 18,13%, tập trung chủ yếu vào các doanh nghiệp có quy mô lớn và doanh nghiệp liên doanh có vốn đầu tư nước, còn lại các doanh nghiệp không có kiểm toán chiếm tỷ lệ 81,88%.

3.3. Kết quả kiểm định giả thuyết mô hình

Kiểm định phần dư phân phối chuẩn: Giả thuyết H_0 là phần dư thuộc phân phối chuẩn. Kết quả kiểm định

Bảng 3: Kết quả kiểm định phần dư phân phối chuẩn

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj_chi2(2)	Prob>chi2
Phần dư	320	0.000	0.000	0.000	0.000

Nguồn: Kết quả phân tích số liệu

Skewness – Kurtosis giá trị P_value là 0,0000 nhỏ hơn mức ý nghĩa 1% nên bác bỏ giả thiết H_0 . Phần dư của mô hình không có phân phối chuẩn.

Bảng 4: Bảng kiểm định mức độ phù hợp của mô hình hồi

<i>Logistic model for Tuanthu, goodness-of-fit test</i>
<i>(Table collapsed on quantiles of estimated probabilities)</i>
<i>Number of observations = 320</i>
<i>Number of groups = 10</i>
<i>Hosmer-Lemeshow chi2(8) = 12.34</i>
<i>Prob > chi2 = 0.1366</i>

Nguồn: Kết quả phân tích số liệu của tác giả.

Kiểm định mức độ phù hợp của mô hình hồi quy Binary Logistic: Kết quả kiểm định của Hosmer-Lemeshow giá trị P_value bằng 0,1366 > 0,05 mô hình không có sự khác nhau giữa thực tế và kết quả dự

Bảng 5: Ma trận tương quan

Tên biến	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
(1) Tỷ lệ lao động nữ	1.000												
(2) Quy mô DN	0.053	1.000											
(3) Giới tính	-0.030	0.142	1.000										
(4) Thời gian hoạt động	0.063	0.000	0.002	1.000									
(5) Lợi nhuận	0.073	0.769	0.136	-0.055	1.000								
(6) Thanh tra-kiểm tra	-0.057	0.014	0.026	0.084	-0.041	1.000							
(7) Công đoàn	0.005	0.271	0.137	-0.229	0.125	0.039	1.000						
(8) Kiểm toán	-0.058	0.050	0.072	0.007	-0.092	-0.036	0.116	1.000					
(9) Tiền phạt	-0.068	-0.101	-0.085	-0.044	-0.024	0.100	0.000	-0.038	1.000				
(10) Ngành nghề KD 1	0.036	0.408	0.035	-0.019	0.391	0.003	0.048	0.031	0.104	1.000			
(11) Ngành nghề KD 2	0.087	-0.239	-0.012	-0.046	-0.145	-0.073	-0.056	0.022	-0.116	-0.595	1.000		
(12) Loại hình DN 1	0.043	0.373	0.035	-0.038	0.341	-0.040	0.042	0.091	0.112	0.893	-0.570	1.000	
(13) Loại hình DN 2	0.001	-0.536	-0.061	-0.117	-0.481	0.004	-0.138	-0.051	-0.034	-0.529	0.330	-0.538	1.000

Nguồn: Kết quả phân tích số liệu của tác giả.

báo. Vì vậy chấp nhận H_0 .

Kiểm định đa cộng tuyến: Kết quả ma trận hệ số tương quan, các biến độc lập trong hình hồi quy có giá trị < 0,8 mô hình không có vi phạm đa cộng tuyến, mô hình là phù hợp.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

Theo Bảng 6, biến tỷ lệ lao động nữ và biến quy mô doanh nghiệp (được đo bằng tổng số lượng lao động trong doanh nghiệp) có thể có mối tương quan với nhau và gây ra đa cộng tuyến trong mô hình, việc thêm hoặc loại bỏ biến bị đa cộng tuyến có thể làm kết quả mô hình hồi quy trở nên rất nhạy cảm và có thể thay đổi dấu liên tục. Từ các kết quả hồi quy trong cột (1) và (3) cho thấy biến tỷ lệ lao động nữ không thay đổi quá nhiều, kết quả tương tự ở cột (2) và (3) cho biến quy mô doanh nghiệp. Do đó, nhóm tác giả kết hợp cả 2 biến này vào mô hình 3 và lựa chọn kết quả ước lượng mô hình hồi quy thứ 3. Hệ số $R^2 = 0,152$ cho biết mức độ giải thích của các biến trong mô hình hồi quy là 15,2%.

Tỷ lệ lao động nữ

Kết quả nghiên cứu cho thấy tỷ lệ lao động nữ trong doanh nghiệp có mối quan hệ nghịch chiều với việc tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội của doanh nghiệp. Khi tỷ lệ lao động nữ tăng 1%, xác suất các doanh nghiệp tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội giảm 98,9%. Kết quả trên tương phản với nghiên cứu của Nyland & cộng sự (2006).

Thời gian hoạt động

Thời gian hoạt động của doanh nghiệp có ý nghĩa quan trọng trong việc tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội. Mỗi 1 đơn vị thời gian tăng lên thì xác suất các doanh nghiệp tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội tăng 73,8%. Kết quả nghiên cứu này trái ngược với nghiên cứu của (Lee & Torm, 2017) thời gian hoạt động của doanh nghiệp và mức độ không tuân thủ bảo hiểm xã hội là không có ý nghĩa về mặt thống kê. Các doanh nghiệp có thời gian hoạt động càng dài càng hiểu rõ tầm quan trọng, quyền lợi, trách nhiệm của doanh nghiệp là phải tham gia bảo hiểm xã hội để đóng góp vào quỹ bảo hiểm xã hội, vừa đảm bảo quyền lợi cho người lao động hưởng các chế độ bảo hiểm xã hội, vì sự ổn định nguồn nhân lực trong tiến trình phát triển

Bảng 6: Kết quả ước lượng mô hình hồi quy

Tên biến	(1)	(2)	(3)	Tỷ số cơ hội (Odds ratio)
Tỷ lệ lao động nữ	-0.985** (0.422)		-0.989** (0.423)	0.372
Giới tính	-0.187 (0.288)	-0.170 (0.288)	-0.185 (0.290)	0.831
Thời gian hoạt động	0.690** (0.292)	0.656** (0.288)	0.738** (0.294)	2.091
Lợi nhuận	0.365*** (0.132)	0.613*** (0.185)	0.644*** (0.188)	1.904
Thanh tra-kiểm tra	-0.273 (0.308)	-0.208 (0.305)	-0.242 (0.309)	0.784
Công đoàn	0.227 (0.280)	0.341 (0.287)	0.372 (0.290)	1.450
Kiểm toán	-0.493 (0.332)	-0.318 (0.333)	-0.386 (0.339)	0.679
Tiền phạt	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	0.998
Ngành nghề KD 1	2.345** (1.104)	2.322** (1.099)	2.344** (1.101)	10.423
Ngành nghề KD 2	0.680** (0.338)	0.514 (0.339)	0.625* (0.343)	1.868
Loại hình doanh nghiệp 1	-1.518 (1.105)	-1.557 (1.100)	-1.444 (1.103)	0.235
Loại hình doanh nghiệp 2	0.763** (0.338)	0.553 (0.344)	0.613* (0.347)	1.845
Quy mô doanh nghiệp		-0.305** (0.138)	-0.307** (0.139)	0.735
Hằng số	-6.890*** (2.112)	-9.927*** (2.638)	-10.246*** (2.678)	
Số quan sát	320	320	320	
R ²	0.141	0.139	0.152	

Chú thích: Trong ngoặc là độ lệch chuẩn *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Nguồn: Kết quả phân tích số liệu

của doanh nghiệp, sự gắn bó của người lao động và góp phần ổn định chính trị, phát triển kinh tế xã hội của địa phương, đất nước. Tuy nhiên, các doanh nghiệp mới thành lập có thể kém hiểu biết về khuôn khổ quy định pháp luật hoặc cố tình trì hoãn việc trích nộp bảo hiểm xã hội để cắt giảm chi phí hoạt động trong thời gian đầu.

Lợi nhuận của doanh nghiệp:

Lợi nhuận tác động cùng chiều đến việc tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội, khi lợi nhuận tăng lên 1% thì doanh nghiệp tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội tăng 64,4%. Tài chính là một trong những áp lực đối với doanh nghiệp, nguồn lực tài chính hạn hẹp trong khi các khoản chi phí quá lớn có thể là một trong những nguyên nhân dẫn đến hành vi không tuân thủ các quy định pháp luật của Nhà nước, trong đó có hành vi không tuân thủ trích nộp các khoản bảo hiểm xã hội bắt buộc cho người lao động. Khi doanh nghiệp kinh doanh có lợi nhuận, doanh nghiệp luôn chấp hành các nghĩa vụ, các chính sách pháp luật của Nhà nước. Ngược lại, khi doanh nghiệp gặp khó khăn về tình hình tài chính, doanh nghiệp sẽ tập trung ưu tiên chi phí phục vụ cho sản xuất, kinh doanh và có xu hướng trốn đóng hoặc trì hoãn đóng góp các nghĩa vụ bảo hiểm

xã hội.

Tiền phạt:

Cơ chế xử lý hành vi vi phạm pháp luật bảo hiểm xã hội có mối quan hệ nghịch chiều với việc tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội của doanh nghiệp. Tiền phạt vi phạm pháp luật bảo hiểm xã hội tăng 1% việc tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội của doanh nghiệp giảm 0,1%. Với mức phạt hiện tại đang áp dụng đối với các doanh nghiệp là quá thấp, do đó doanh nghiệp cảm thấy số tiền phạt không đáng kể so với số tiền bảo hiểm xã hội thực tế mà doanh nghiệp phải nộp. Mức phạt về vấn đề trốn đóng bảo hiểm xã hội hiện nay là chưa đủ sức răn đe để các doanh nghiệp thực hiện trích nộp bảo hiểm xã hội đúng quy định. Đồng thời doanh nghiệp cũng cân nhắc giữa mức lãi vay và mức phạt do nợ bảo hiểm xã hội. Bên cạnh đó, chế tài xử lý chưa đủ mạnh và chưa có sự kiểm tra, giám sát chặt chẽ của các cơ quan có thẩm quyền các cấp nên hành vi trốn đóng bảo hiểm xã hội còn diễn ra ở các doanh nghiệp. Nếu doanh nghiệp nhận thức được việc trốn đóng bảo hiểm xã hội là hành vi vi phạm pháp luật ảnh hưởng đến chính sách, chế độ của người lao động và gây hậu quả làm thất thoát cho ngân sách nhà nước thì khả năng trốn đóng bảo hiểm xã hội sẽ được kéo giảm.

Ngành nghề kinh doanh

Ngành nghề kinh doanh thuộc lĩnh vực sản xuất tăng 1 đơn vị thì việc tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội của doanh nghiệp tăng 234,4%, doanh nghiệp sản xuất tập trung chủ yếu vào sản xuất sản phẩm nông nghiệp nên nhận được nhiều chính sách ưu đãi hơn và người lao động thường là người địa phương. Để tạo lòng tin cho người lao động các doanh nghiệp sản xuất luôn tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội. Tương tự, doanh nghiệp hoạt động thuộc lĩnh vực thương mại – dịch vụ tăng 1 đơn vị việc tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội của doanh nghiệp tăng 62,5%, doanh nghiệp kinh doanh thuộc lĩnh vực thương mại – dịch vụ thì đa dạng, mức độ cạnh tranh và lợi nhuận khác nhau nên cơ hội tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội cao hơn. Đối với ngành nghề thuộc lĩnh vực xây dựng, lao động chủ yếu làm theo thời vụ, không có ký kết hợp đồng lao động nên dễ dẫn đến khả năng không tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội.

Loại hình doanh nghiệp

Nghiên cứu cho thấy mối quan hệ cùng chiều giữa loại hình doanh nghiệp là công ty TNHH và việc tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội, công ty TNHH tăng 1 đơn vị thì việc tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội của doanh nghiệp tăng 61,3%. Phần lớn các doanh nghiệp tư nhân trưởng thành từ những cơ sở kinh doanh nhỏ như hộ gia đình, hộ kinh doanh cá thể, mô hình thường đơn giản, nguồn vốn chủ yếu từ tài sản của chủ doanh nghiệp, chủ doanh nghiệp thường là chủ gia đình, mang nặng tính bảo thủ, họ chỉ chú trọng làm thế nào để mang lại lợi nhuận cao nhất, nếu khi xảy ra rủi ro thì chủ doanh nghiệp sẽ là người phải gánh chịu mọi tổn thất xảy ra, vì thế mức độ không tuân thủ chính sách bảo hiểm xã hội cao hơn công ty cổ phần hay công ty TNHH. Đối với công ty cổ phần hay công ty TNHH, báo cáo tài chính thường minh bạch hơn vì phải thông qua các cấp quản lý, được công bố trong thành viên, trong đại hội cổ đông nên khó để gian lận.

Quy mô doanh nghiệp

Khi quy mô của doanh nghiệp tăng lên 1% việc tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội giảm 30,7%, kết quả trên tương đồng với nghiên cứu của (Nyland & cộng sự, 2006; Huỳnh Thế Nguyễn & cộng sự, 2019). Doanh nghiệp tham gia bảo hiểm xã hội cho người lao động làm tăng chi phí, tăng giá thành sản phẩm, vì vậy chính sách này không có ý nghĩa với họ, trong khi đó dịch bệnh bùng phát hoạt động sản xuất kinh doanh của doanh nghiệp gặp nhiều khó khăn, một số doanh nghiệp hoạt động cầm chừng, doanh nghiệp không tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội nhằm giảm chi phí và doanh nghiệp cho rằng đây là hoạt động hợp lý để giảm gánh nặng tài chính.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Nghiên cứu đã tìm ra 7 nhân tố tác động đến việc tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội của các doanh nghiệp, trong đó: quy mô doanh nghiệp, tỷ lệ lao động nữ, tiền phạt có tác động tiêu cực. Ngược lại, thời gian hoạt động của doanh nghiệp, lợi nhuận, ngành nghề kinh doanh, loại hình doanh nghiệp lại có tác động tích cực với việc tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội của doanh nghiệp. Để nâng cao sự tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội, thu đủ và kịp thời nhằm giảm thiểu tình trạng nợ bảo hiểm xã hội của các doanh nghiệp trên địa bàn tỉnh Vĩnh Long trong thời gian tới, nghiên cứu đề xuất một số giải pháp cụ thể như sau:

Thứ nhất, các cơ quan bảo hiểm xã hội cần theo dõi, quản lý chặt chẽ các doanh nghiệp trên địa bàn có

đặc điểm là quy mô lao động lớn và tỷ lệ lao động nữ trong doanh nghiệp cao. Kết quả nghiên cứu cho thấy doanh nghiệp không tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội chịu sự tác động của các nhân tố này. Bên cạnh đó, doanh nghiệp cần kiểm soát tốt quy mô và hiệu quả để từ đó giảm chi phí lao động dẫn đến giảm áp lực chi phí bảo hiểm xã hội trong sản xuất kinh doanh.

Thứ hai, đối với các doanh nghiệp có thời gian hoạt động ngắn và doanh nghiệp mới thành lập, chưa hiểu rõ tầm quan trọng, quyền lợi cho người lao động khi hưởng các chế độ bảo hiểm xã hội. Cơ quan bảo hiểm xã hội thường xuyên tổ chức các lớp tập huấn, tuyên truyền chính sách bảo hiểm xã hội bắt buộc cho doanh nghiệp và người lao động hiểu rõ sự cần thiết, lợi ích, vai trò, ý nghĩa của việc tuân thủ trích nộp bảo hiểm xã hội.

Thứ ba, thực trạng doanh nghiệp nợ bảo hiểm xã hội vẫn đang có xu hướng gia tăng, ảnh hưởng rất lớn đến quyền lợi cho người lao động. Nguyên nhân chủ yếu do chưa có biện pháp xử lý phù hợp, dẫn đến ý thức tham gia đầy đủ bảo hiểm xã hội của các doanh nghiệp chưa cao. Với mức phạt về hành vi vi phạm pháp luật bảo hiểm xã hội hiện nay chưa đủ mạnh, lợi nhuận mà các doanh nghiệp này đạt được thừa khả năng nộp phạt khi không tuân thủ trích nộp đóng bảo hiểm xã hội. Vì vậy, các cơ quan có thẩm quyền cần xem lại quy định về mức tiền phạt hiện nay để đảm bảo tính răn đe đối với những doanh nghiệp vi phạm pháp luật về bảo hiểm xã hội.

Thứ tư, cơ quan bảo hiểm xã hội kết hợp tổ chức công đoàn tuyên truyền để người lao động tự theo dõi quá trình đóng bảo hiểm xã hội của doanh nghiệp cho người lao động có đầy đủ, kịp thời hay không thông qua việc cài đặt ứng dụng VssID.

Mặc dù có những đóng góp quan trọng, song nghiên cứu vẫn có những hạn chế: (1) nghiên cứu chưa đánh giá được mức độ không tuân thủ pháp luật bảo hiểm xã hội của tất cả các doanh nghiệp trên địa bàn tỉnh; (2) chưa đề cập đến sự tuân thủ của doanh nghiệp trong việc có đăng ký tham gia bảo hiểm xã hội hay không, chưa đối sánh được số lượng lao động thực tế của doanh nghiệp với số lượng lao động được doanh nghiệp đăng ký tham gia bảo hiểm xã hội bắt buộc. Những hạn chế này chính là những gợi ý định hướng cho các nghiên cứu tiếp theo.

Tài liệu tham khảo

- Allingham, M. G., & Sandmo, A. (1972), 'Income tax evasion: A theoretical analysis', *Journal of public economics*, 1(3-4), 323-338.
- Becker, G. S. (1968), 'Crime and punishment: An economic approach', *Journal of political economy*, 76(2), 169-217.
- Braithwaite, V. (2003), 'Dancing with tax authorities: Motivational postures and non-compliant actions', *Taxing democracy*, 3, 15-39.
- Gao, Q., & Rickne, J. (2014), 'Firm ownership and social insurance inequality in transitional China: Evidence from a large panel of firm-level data', *European Journal of Social Security*, 16(1), 2-25.
- Green, S. B. (1991), 'How many subjects does it take to do a regression analysis', *Multivariate behavioral research*, 26(3), 499-510.
- Lee, S., & Torm, N. (2017), 'Social security and firm performance: The case of Vietnamese SMEs', *International Labour Review*, 156(2), 185-212.
- Maitra, P., Smyth, R., Nielsen, I., Nyland, C., & Zhu, C. (2007), 'Firm compliance with social insurance obligations where there is a weak surveillance and enforcement mechanism: Empirical evidence from Shanghai', *Pacific Economic Review*, 12(5), 577-596.
- Mares, I. (2003), 'The sources of business interest in social insurance: Sectoral versus national differences', *World Politics*, 55(2), 229-258.
- Nielsen, I., & Smyth, R. (2008), 'Who bears the burden of employer compliance with social security contributions? Evidence from Chinese firm level data', *China Economic Review*, 19(2), 230-244.

-
- Nyland, C., Smyth, R., & Zhu, C. J. (2006), 'What determines the extent to which employers will comply with their social security obligations? Evidence from Chinese firm-level data', *Social Policy & Administration*, 40(2), 196-214.
- Nyland, C., Thomson, S. B., & Zhu, C. J. (2011), 'Employer attitudes towards social insurance compliance in Shanghai, China', *International Social Security Review*, 64(4), 73-98.
- Nguyễn, H. T., Nguyễn, P. Đ., & Ngọc, N. T. N. (2019), 'Các yếu tố ảnh hưởng đến gánh nặng bảo hiểm xã hội của các doanh nghiệp nhỏ và vừa tại Việt Nam', *Tạp chí khoa học Đại học mở Thành Phố Hồ Chí Minh-khoa học xã hội*, 14(1), 5-15.
- Rickne, J. (2013), 'Labor market conditions and social insurance in China', *China Economic Review*, 27, 52-68.
- Tybout, J. R. (2000), 'Manufacturing firms in developing countries: How well do they do, and why?', *Journal of Economic literature*, 38(1), 11-44.
- Vass, A. A. (2011), 'The elusive universal post-mortem interval formula', *Forensic science international*, 204(1-3), 34-40.

CÁC YẾU TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN ĐA DẠNG SINH KẾ CỦA CÁC HỘ DÂN TỘC THIỂU SỐ DI CƯ VÀO TÂY NGUYÊN

Trần Hương Giang

Học viện Nông nghiệp Việt Nam
Email: huonggiang@vnua.edu.vn

Mai Lan Phương

Học viện Nông nghiệp Việt Nam
Email: mlphuong611@gmail.com

Hồ Ngọc Ninh

Học viện Nông nghiệp Việt Nam
Email: hnninh@vnua.edu.vn

Trần Đình Thao

Học viện Nông nghiệp Việt Nam
Email: thaoktl@vnua.edu.vn

Mã bài: JED-1214

Ngày nhận: 27/04/2023

Ngày nhận bản sửa: 03/08/2023

Ngày duyệt đăng: 14/08/2023

DOI 10.33301/JED.VI.1214

Tóm tắt:

Nghiên cứu tập trung phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến đa dạng sinh kế cho các hộ dân tộc thiểu số di cư vào Tây Nguyên. Sử dụng các phương pháp thống kê mô tả, phân tích chỉ số đa dạng sinh kế và mô hình Probit dựa trên điều tra 328 hộ dân tộc thiểu số di cư vào Tây Nguyên, kết quả nghiên cứu nêu bật một số yếu tố ảnh hưởng đến đa dạng sinh kế cho các hộ di cư trong đó các yếu tố thuộc về tuổi của chủ hộ, hỗ trợ trong sản xuất nông nghiệp, phương tiện đi lại của hộ và thuận lợi tự nhiên là các yếu tố quyết định quan trọng của sự lựa chọn sinh kế của hộ. Từ kết quả nghiên cứu này, một số ý kiến thảo luận được đưa ra nhằm thúc đẩy sự phát triển sinh kế bền vững của người dân tộc thiểu số di cư vào Tây Nguyên như đào tạo nâng cao kỹ năng, tiếp tục hỗ trợ nông nghiệp, đầu tư cơ sở hạ tầng và khai thác lợi thế tự nhiên của các tỉnh Tây Nguyên.

Từ khoá: Yếu tố ảnh hưởng, đa dạng sinh kế, hộ dân tộc thiểu số di cư, Tây Nguyên.

Mã JEL: P36, O1, O15.

Factors affecting the livelihood diversity of ethnic minority migrants households in the Central Highlands of Vietnam

Abstract:

This study focuses on analyzing the factors affecting livelihood diversity for ethnic minority immigrant households in the Central Highlands of Vietnam. By using descriptive statistical methods, analyzing livelihood diversity indices, and employing a Probit model based on a survey of 328 ethnic minority immigrant households in the Central Highlands, the results highlight several factors that affect the livelihood diversity of migrant households in the region. These factors include the age of the household head, support in agricultural production, means of transportation, and natural advantages, all of which are crucial determinants of livelihood choices for these households. Based on the findings of this research, some discussion points are presented to promote the sustainable development of livelihoods for ethnic minority immigrant populations in the Central Highlands such as enhancing skills training, continuing agricultural support, investing in infrastructure, and harnessing the natural advantages of the Central Highlands.

Keywords: Affecting factors, livelihood diversity, ethnic minority migrant households, Central Highlands.

JEL Codes: P36, O1, O15

1. Đặt vấn đề

Vấn đề giảm nghèo đói cho đồng bào dân tộc thiểu số (DTTS) là một thách thức vô cùng lớn đối với Việt Nam, nên nó đã trở thành mục tiêu ưu tiên hàng đầu trong các chính sách giảm nghèo của nước ta (Lê Du Phong & cộng sự, 2009). Để giúp người dân tộc thiểu số thoát nghèo, vươn lên xây dựng cuộc sống thì một trong những giải pháp quan trọng mà Đảng và Nhà nước đưa ra đó là giúp người nghèo, người dân tộc thiểu số sinh kế ổn định.

Trong bối cảnh toàn cầu hoá hiện nay, di cư được nhiều nghiên cứu thừa nhận là một chiến lược sinh kế tạo thu nhập quan trọng, giúp các hộ nghèo thoát khỏi nghèo đói. Theo nghiên cứu của Haan & Shahin (2010), di cư kéo theo các hoạt động sinh kế của người dân càng phong phú. Di cư có thể cải thiện thu nhập của người di cư, góp phần xoá đói giảm nghèo (Stark, 1991; Du & cộng sự, 2005). Tuy nhiên người di cư cũng gặp phải những vấn đề tiêu cực trong phát triển sinh kế bền vững như thiếu vốn, thiếu đất sản xuất và nhà ở, thiếu các điều kiện cơ bản (Farrington & Slater, 2006; Etzo, 2008).

Tây Nguyên gồm 5 tỉnh: Kon Tum, Gia Lai, Đắk Lắk, Đắk Nông và Lâm Đồng và có điều kiện đất đai màu mỡ, khí hậu ôn hoà để điều kiện sản xuất thuận lợi. Chính vì vậy, 5 tỉnh Tây Nguyên đều trở thành điểm nóng của di cư tự do, trong đó chủ yếu là người dân tộc thiểu số (Đặng Nguyên Anh, 2015). Theo thống kê của Ban chỉ đạo Tây Nguyên, từ năm 2005 đến năm 2017, tổng số dân di cư đến địa bàn Tây Nguyên khoảng 25.732 hộ, với 91.703 nhân khẩu. Hơn nữa, đa phần người dân tộc thiểu số di cư vào Tây Nguyên là các hộ nghèo, dân trí thấp và di cư tự phát; nguồn lực sinh kế sau di cư như đất canh tác, vốn, các mối quan hệ xã hội, cơ sở hạ tầng hạn chế, do vậy sinh kế của họ vẫn chủ yếu dựa vào khai thác tự nhiên, lán đất, lán rừng, dẫn đến gây sức ép vô cùng lớn đến chiến lược phát triển bền vững của Tây Nguyên (Đàm Thị Hệ, 2017). Chính vì vậy, giải pháp phát triển đa dạng sinh kế cho dân tộc thiểu số di cư tự do đến Tây Nguyên là một trong những yêu cầu quan trọng cấp bách của Tây Nguyên. Chiến lược đa dạng sinh kế của các hộ không chỉ bị ảnh hưởng bởi các nguồn lực sinh kế của hộ mà còn liên quan đến các yếu tố như chính sách hỗ trợ, cơ sở hạ tầng, các cú sốc,... (Võ Văn Tuấn & Lê Cảnh Dũng, 2015). Đối mặt với các yếu tố khác nhau trong quá trình thực hiện đa dạng sinh kế thì kết quả sinh kế của mỗi hộ sẽ có sự khác biệt nhất định. Hiểu được các yếu tố ảnh hưởng đến đa dạng sinh kế là rất quan trọng để xây dựng chính sách và biện pháp hiệu quả để thúc đẩy sự hoà nhập xã hội và phát triển kinh tế của người dân tộc thiểu số di cư. Do đó, mục tiêu của nghiên cứu tập trung phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến đa dạng sinh kế của người dân tộc thiểu số di cư vào Tây Nguyên từ đó gợi ý một số hàm ý để người dân tộc thiểu số di cư được phát triển bền vững và đóng góp tích cực vào sự phát triển kinh tế và xã hội của địa phương.

Bài viết được bố cục thành 5 phần. Phần 2 trình bày cơ sở lý thuyết về các yếu tố ảnh hưởng đến đa dạng sinh kế cho người dân tộc thiểu số di cư. Phần 3 mô tả phương pháp nghiên cứu, phần 4 sẽ trình bày các kết quả nghiên cứu và thảo luận. Phần 5 cuối cùng là kết luận.

2. Tổng quan nghiên cứu về các yếu tố ảnh hưởng đến đa dạng sinh kế cho người dân tộc thiểu số di cư

Di cư được hiểu là hiện tượng kinh tế xã hội chỉ sự dịch chuyển từ lãnh thổ này sang lãnh thổ khác (IOM, 2011) và mang đến cả tác động tích cực và tiêu cực đối với kinh tế, xã hội (Stark, 1991; Etzo, 2008). Dân tộc thiểu số (minority ethnic) được dùng để chỉ những dân tộc có số ít (Lê Du Phong & cộng sự, 2009). Từ đó, dân tộc thiểu số di cư được hiểu là sự di chuyển của những người/nhóm dân tộc thiểu số từ lãnh thổ này đến một vùng lãnh thổ mới trong một khoảng thời gian nhất định. Sinh kế được định nghĩa gồm năng lực, tài sản, cách tiếp cận và các hoạt động cần thiết để kiếm sống (Chambers & Conway, 1992; DFID, 2001).

Di cư tự do của người dân tộc thiểu số liên quan mật thiết đối với sinh kế của người dân tộc thiểu số di cư và cả dân tộc thiểu số tại chỗ vùng di cư. Các tác động tích cực của di cư bao gồm vấn đề phân bố lại lao động và dân cư, đa dạng hóa sinh kế, đặc biệt là cho người nghèo (Nguyễn Thị Hoài Thu, 2019; Hue Thi Hoang & cộng sự, 2021), còn tác động tiêu cực bao gồm những trở ngại trong sự đảm bảo sinh kế cho người di cư (thiếu đất, thiếu vốn, tỉ lệ đói nghèo,...) và xung đột gây mất ổn định chính trị, an ninh của địa phương (Peer, 2013; Phạm Hồng Hải, 2019). Phần lớn dân di cư tự do là hộ nghèo, hạn chế về trình độ, chuyên môn, thiếu các nguồn lực sinh kế (Hà Việt Hùng, 2019), do đó để giúp họ thoát nghèo và vươn lên trong cuộc sống, các hộ di cư tự do cần thiết phải có sinh kế bền vững để tồn tại và từng bước phát triển (Đặng Nguyên Anh, 2015).

Đa dạng sinh kế là một quá trình lâu dài giúp các hộ xây dựng các chiến lược đa dạng các hoạt động sinh kế và năng lực xã hội nhằm tồn tại và cải thiện mức sống (Ellis, 2000). Đa dạng sinh kế góp phần quan trọng đối với giảm nghèo bền vững qua sự đa dạng hoá các nguồn thu nhập, bao gồm đa dạng hoá nông nghiệp và đa dạng hoá phi nông nghiệp từ các hộ dựa vào nông nghiệp là chính (Ellis, 2000, Fatima, 2012). Hộ có thể đa dạng hoá thông qua sản xuất các hàng hoá và dịch vụ nông nghiệp, phi nông nghiệp, làm thuê, tự làm và các chiến lược khác. Đa dạng sinh kế có tác động tích cực với cải thiện sinh kế vì thông qua kênh thu nhập làm tăng tài sản và giảm nghèo, thông qua kênh vốn con người làm giảm rủi ro, giảm tình trạng tổn thương (Ellis, 2000; Asmad, 2011)

Theo khung sinh kế bền vững (DFID, 2001), đa dạng hoá các hoạt động sinh kế phụ thuộc các nguồn lực sinh kế của hộ: vốn con người, vốn xã hội, vốn vật chất, vốn tài chính. Các hộ nghèo có ít tài sản, trình độ thấp có thể khiến hộ nghèo hoặc tham gia đa dạng hoá sinh kế thấp hơn hộ không nghèo hoặc tham gia vào các hoạt động đa dạng hoá sinh kế thu nhập thấp (Abdulai & Crolerees, 2001). Đối với các yếu tố ảnh hưởng đến đa dạng sinh kế cho người dân tộc thiểu số, các yếu tố như trình độ học vấn của chủ hộ, của lao động trong hộ, số nhân khẩu trong hộ, độ tuổi của lao động trong hộ, tiếp cận với các chính sách hỗ trợ, vốn, tài sản và số hoạt động tạo thu nhập sẽ ảnh hưởng đến chiến lược đa dạng sinh kế của hộ (Nguyễn Quốc Nghi & Bùi Văn Trịnh, 2011).

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Phương pháp thu thập số liệu

Trong nghiên cứu này, nhóm tác giả sử dụng số liệu thứ cấp và số liệu sơ cấp. Dữ liệu thứ cấp được tổng hợp, tham khảo từ những bài báo, sách, báo cáo hàng năm về công tác xóa đói giảm nghèo, phát triển nguồn sinh kế của vùng Tây Nguyên nói chung và tỉnh Kon Tum và Đắk Nông nói riêng. Số liệu sơ cấp của nghiên cứu được thu thập thông qua điều tra khảo sát với 328 hộ dân hiện đang là dân tộc thiểu số di cư tại 2 tỉnh Kon Tum và Đắk Nông. Nội dung khảo sát bao gồm những thông tin chung của hộ, tình hình sản xuất nông nghiệp của hộ, các nguồn lực sinh kế của hộ hiện nay...

3.2. Phương pháp phân tích số liệu

Trong nghiên cứu này, phương pháp phân tích dữ liệu được sử dụng là thống kê mô tả, áp dụng chỉ số đa dạng sinh kế (IHHD) và mô hình Probit.

Theo đề xuất của Sujithkumar (2007) về chỉ số đa dạng sinh kế (IHHD) đã phản ánh được sự đa dạng hoạt động sinh kế của nông hộ, được đo lường bằng công thức:

$$IHHD_i = \frac{1}{\sum p_i^2}$$

Trong đó: p_i là tỷ trọng của thu nhập I trong toàn bộ các thu nhập nông hộ, giá trị I biến động từ 1 đến n ; $n=1$ là chỉ số đa dạng sinh kế nhỏ nhất khi nông hộ chỉ có một nguồn thu nhập; n đạt giá trị tối đa khi hộ có thu nhập từ nhiều nguồn và tổng thu nhập được phân bổ từ nhiều nguồn (nông nghiệp, làm thuê, dịch vụ...).

Mô hình Probit được sử dụng trong nghiên cứu nhằm chỉ rõ những yếu tố ảnh hưởng đến việc đa dạng sinh kế của người dân tộc thiểu số di cư tại khu vực Tây Nguyên. Mô hình Probit có thể được biểu diễn theo xác suất.

Do đó:

$$\text{Prob}(Y = 1) = 1 - F[-\sum_{k=1}^K \beta_k b_k] = F[\sum_{k=1}^K \beta_k b_k] = \varphi[\sum_{k=1}^K \beta_k b_k] \quad (1)$$

Khi đó, phương trình xác suất của sự kiện không phải là:

$$\text{Prob}(Y = 0) = 1 - \varphi[\sum_{k=1}^K \beta_k b_k] \quad (2)$$

Quyết định tham gia hoạt động đa dạng sinh kế phụ thuộc vào hàm tiêu chí:

$$Y^* = \gamma Z_i + U_i \quad (3)$$

Phân tích Mô hình Probit về việc tham gia các biện pháp đa dạng sinh kế của người dân tộc thiểu số di cư tại khu vực Tây Nguyên, trong đó:

Y^* = Việc tham gia các hoạt động đa dạng sinh kế của người dân tộc thiểu số di cư tại khu vực Tây Nguyên;

γ = Vec tơ tham số được ước tính;

Z_i = Vec tơ của các biến ngoại sinh giải thích về việc tham gia đa dạng sinh kế của người dân tộc thiểu số;

U_i = Thuật ngữ lỗi thường được phân phối chuẩn.

Với đánh giá sự lựa chọn của hộ, Y_i^* vượt qua giá trị 0, chúng ta quan sát thấy việc hộ tham gia đa dạng sinh kế của người dân tộc thiểu số di cư tại khu vực Tây Nguyên. Trong thực tế, Y_i^* là không thể quan sát được. Đối tác của biến này là Y_{i^*} được định nghĩa bởi:

$Y_i = 1$ nếu hộ dân tộc thiểu số có tham gia các hoạt động sinh kế phi nông nghiệp, và

$Y_i = 0$ nếu hộ dân tộc thiểu số chỉ sản xuất nông nghiệp.

Dựa trên việc xem xét các nghiên cứu trước đây (Võ Văn Tuấn & Lê Cảnh Dũng, 2015; Yussuf & Mohamed, 2022) các biến giải thích sau đây được xem xét trong nghiên cứu này và kiểm tra tác động của chúng đến việc hộ dân tộc thiểu số di cư tham đa dạng sinh kế của người dân tộc thiểu số di cư vào khu vực Tây Nguyên (Bảng 1).

Bảng 1: Diễn giải các biến phụ thuộc và biến độc lập trong mô hình Probit

Biến phụ thuộc	Mô tả
Đa dạng sinh kế	Hộ có đa dạng sinh kế của người dân tộc thiểu số tại khu vực Tây Nguyên (1= Có; 0 = Không)
Biến độc lập	Mô tả
Tuoi	Tuổi của chủ hộ (Năm)
Hoc_van	Trình độ học vấn của hộ (tính theo 12 năm)
Ho_tro_cong_viec	Hộ được tham gia, tập huấn, hỗ trợ về nghề phi nông nghiệp (1= có, 0 = Không)
Vay_Von	Hiện nay hộ có vay tiền đầu tư từ các nguồn (1= có, 0= Không)
Land	Diện tích đất sản xuất nông nghiệp của hộ (Hecta) (đất hàng năm)
Ho_tro	Hỗ trợ trong sản xuất nông nghiệp (1= có, 0= Không)
Phuong_Tien	Hộ có ít nhất 1 phương tiện đi lại có gắn máy nguồn (1= có, 0= Không)
Thuan_loi_tu_nhien	Thuận lợi tự nhiên trong 3 năm gần đây trong sản xuất nông nghiệp nguồn (1= Có thuận lợi, 0= Không thuận lợi)
Dich_benh	Trong 3 năm vừa qua có dịch bệnh của gia súc, gia cầm (1= có, 0 = Không)

Nguồn: Tổng hợp của tác giả, 2023

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Thực trạng nghèo và di cư trên địa bàn các tỉnh Tây Nguyên

Tây Nguyên cũng là một trong các vùng thụ hưởng nhiều chương trình mục tiêu quốc gia và các dự án của quốc tế, đặc biệt về giảm nghèo, kết cấu hạ tầng nông thôn và định canh định cư cho đồng bào dân tộc thiểu số. Kinh tế Tây Nguyên đã chuyển dịch mạnh mẽ, đời sống vật chất và tinh thần của người dân ngày được cải thiện. Tuy nhiên, do những nguyên nhân khác nhau, so với các vùng khác trong cả nước, điều kiện kinh tế - xã hội của Tây Nguyên vẫn còn nhiều khó khăn. Đặc biệt là kết quả giảm nghèo cho nhóm dân tộc thiểu số Tây Nguyên còn chưa bền vững, đa số hộ thoát nghèo đều đứng trước nguy cơ tái nghèo cao (Hà Hùng, 2014). Theo số liệu thống kê của Tổng cục thống kê năm 2021, tỷ lệ đói nghèo của Tây Nguyên vẫn cao thứ 2 cả nước, 10,1% so với tỷ lệ hộ nghèo của cả nước là 4,4%.

Bảng 2: Tỷ lệ hộ nghèo của Tây Nguyên giai đoạn 2016-2021

	2016	2017	2018	2019	2020	2021
	ĐVT: %					
Cả nước	9,20	7,90	6,80	5,70	4,80	4,40
Tây Nguyên	18,50	17,10	13,90	12,40	11,00	10,10
Kon Tum	34,00	31,90	27,50	24,10	22,00	20,60
Gia Lai	30,20	27,50	23,40	20,20	18,40	16,90
Đắk Lắk	15,40	13,50	10,90	9,10	7,80	7,00
Đắk Nông	17,10	14,80	12,10	10,10	9,00	8,20
Lâm Đồng	8,10	6,90	5,80	4,80	4,00	3,30

Nguồn: Điều tra mức sống hộ dân cư 2021

Tây Nguyên cũng là một trong điểm nóng di cư, đặc biệt di cư tự do của cả nước (Đặng Nguyên Anh, 2015). Di cư tự do đến Tây Nguyên chủ yếu là người dân tộc thiểu số phía Bắc (Tày, Nùng, Mông, Dao), trong đó theo thống kê của Ban chỉ đạo Tây Nguyên, tính từ năm 2005 đến 2017, tổng số dân tộc thiểu số di cư tự do đến địa bàn khoảng 25.732 hộ, với 91.703 khẩu (Hà Việt Hùng, 2019). Họ vốn là những hộ gia đình kinh tế khó khăn, trình độ thấp (tỷ lệ mù chữ 26,6%; 90% lực lượng lao động không có trình độ chuyên môn) (Đặng Nguyên Anh, 2015). Theo kết quả rà soát hộ nghèo, hộ cận nghèo cuối năm 2016, tỷ lệ hộ nghèo là đồng bào dân tộc thiểu số di cư chiếm đến 61%.

4.2. Thực trạng các nguồn lực sinh kế và sự đa dạng sinh kế của các hộ dân tộc thiểu số di cư vào Tây Nguyên

Kết quả về đặc điểm nhân khẩu của các hộ dân tộc thiểu số di cư được thể hiện như sau: hầu hết chủ hộ là nam và độ tuổi chủ yếu từ 36-50 tuổi. Lao động ở các hộ dân tộc thiểu số di cư đa phần đang trong độ tuổi lao động. Tuy nhiên, trình độ học vấn còn thấp, tỉ lệ chủ hộ không biết chữ còn chiếm tỉ lệ rất cao, ở Kon Tum là 20,45% và Đắk Nông là 21,25%. Bên cạnh đó, số liệu điều tra cũng cho thấy đa phần các hộ được điều tra đều là các hộ nghèo, trong đó 83,54% là hộ nghèo cũ.

Bảng 3: Đặc điểm cơ bản của hộ dân tộc thiểu số khảo sát

		KonTum		Đắk Nông		Chung	
		Số hộ (hộ)	Tỷ lệ (%)	Số hộ (hộ)	Tỷ lệ (%)	Số hộ (hộ)	Tỷ lệ (%)
Giới tính	Nam	64	28,83	158	71,17	222	67,68
	Nữ	24	22,64	82	77,36	106	32,32
Tuổi	36-50	67	76,14	179	75,58	246	75,00
	trên 51	21	23,86	61	25,42	82	25,00
Trình độ học vấn	Không biết chữ	18	20,45	51	21,25	69	21,04
	Chưa tốt nghiệp tiểu học	18	20,45	61	25,42	79	24,09
	Tốt nghiệp tiểu học	18	20,45	64	26,67	82	25,00
	Tốt nghiệp THCS	31	35,23	48	20,00	79	24,09
	Tốt nghiệp THPT	3	3,41	16	6,67	19	5,79
Phân loại hộ nghèo							
	Hộ nghèo cũ;	65	73,86	209	87,08	274	83,54
	Hộ nghèo mới;	8	9,09	4	1,67	12	3,66
	Hộ cận nghèo cũ;	7	7,95	13	5,42	20	6,10
	Hộ cận nghèo mới;	2	2,27	2	0,83	4	1,22
	Hộ thoát nghèo;	5	5,68	12	5,00	17	5,18
	Hộ tái nghèo	1	1,44	0	0,00	1	0,30

Nguồn: Tổng hợp của tác giả, 2023

Đánh giá nguồn lực sinh kế của hộ dựa trên 5 nguồn vốn sinh kế bao gồm:

(i) Nguồn vốn con người gồm 4 chỉ tiêu: số người trong độ tuổi lao động và có khả năng lao động – LD, trình độ học vấn của chủ hộ – HV, tỷ lệ lao động chưa tốt nghiệp THCS – HVLĐ, thành viên có bảo hiểm y tế – YT;

(ii) Nguồn vốn vật chất gồm 8 chỉ tiêu: sự sở hữu thiết bị điện tử – TBĐT, sự sở hữu tư liệu và phương tiện sản xuất – SX, sự sở hữu các phương tiện di chuyển – VT, nguồn nước sinh hoạt – NS, sử dụng điện – ĐN, nhiên liệu nấu ăn – NL, chất lượng nhà ở – NO, nhà tiêu hợp vệ sinh – NVS;

(iii) Nguồn vốn tự nhiên gồm 2 chỉ tiêu: diện tích đất nông nghiệp bình quân trên đầu người – SNN; được hưởng lợi từ rừng – HTR;

(iv) Nguồn vốn xã hội gồm 2 chỉ tiêu: sự tham gia các tổ chức chính trị – xã hội – TC, việc tiếp cận thông tin bên ngoài qua các kênh thông tin – KTT;

(v) Nguồn vốn tài chính gồm 2 chỉ tiêu: thu nhập bình quân đầu người/tháng – TN và khả năng tiếp cận các nguồn tín dụng – TD (OPHI, 2020). Nhóm nghiên cứu đánh giá dựa trên 18 chỉ thị thiếu hụt, khi đánh giá từng chỉ thị, hộ được coi là thiếu hụt khi hộ không đáp ứng được điều kiện của chỉ thị đó. Do đó trung bình thiếu hụt của từng nguồn vốn sẽ được tính trung bình tỷ lệ thiếu hụt từ chỉ thị trong nguồn vốn đó.

Kết quả thể hiện trong Bảng 4 cho thấy các hộ dân tộc thiểu số di cư vào Tây Nguyên thiếu hụt hầu hết các nguồn lực sinh kế, nguồn lực con người tỷ lệ thiếu hụt là 58,92%, nguồn lực vật chất là 55,26%, nguồn lực tài chính là 51,98% và nguồn lực tự nhiên lên đến 75,76%.

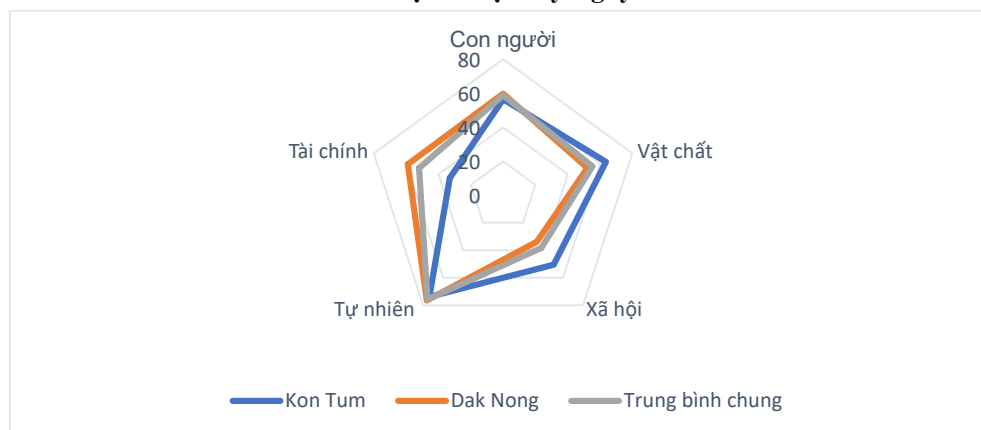
Bảng 4: Tỷ lệ thiếu hụt các nguồn lực sinh kế chia theo khu vực nghiên cứu

Nguồn vốn	Thành tố	Số hộ (Hộ)		Tỷ lệ (%)		Tổng tỷ lệ số hộ bị thiếu hụt (%)
		Kon Tum	Đắk Nông	Kon Tum	Đắk Nông	
Con người	LĐ	53	69	60,23	28,75	37,20
	HV	63	150	71,59	62,50	64,94
	HVLD	49	144	55,68	60,00	58,84
	YT	34	211	38,64	87,92	74,70
	TB	50	144	56,53	59,79	58,92
Vật chất	TBĐT	82	101	93,18	42,08	55,79
	SX	33	60	37,50	25,00	28,35
	VT	82	197	93,18	82,08	85,06
	NS	51	144	57,95	60,00	59,45
	ĐN	77	77	87,50	32,08	46,95
	NL	29	183	32,95	76,25	64,63
	NO	72	187	81,82	77,92	78,96
	TB	56	125	63,64	52,19	55,26
Xã hội	TC	49	69	55,68	28,75	35,98
	KTT	40	93	45,45	38,75	40,55
	TB	45	81	50,57	33,75	38,26
Tự nhiên	HTR	79	218	89,77	90,83	90,55
	ĐNN	51	149	57,95	62,08	60,98
	TB	65	184	73,86	76,46	75,76
Tài chính	TN	24	103	27,27	42,92	38,72
	TD	34	180	38,64	75,00	65,24
	TB	29	142	32,95	58,96	51,98

Nguồn: Tổng hợp của tác giả, 2023

Sau quá trình đánh giá cho 328 hộ dân trên 18 chỉ thị (Bảng 4) được lựa chọn, số lượng và tỷ lệ thiếu hụt theo các chỉ tiêu được thể hiện ở Hình 1 - một hình ngũ giác cho biết mức độ thiếu hụt của từng nguồn vốn. Hình 1 cho thấy các tỷ lệ này bị lệch và không tạo thành hình ngũ giác hoàn hảo và bền vững.

Hình 1: Tỷ lệ thiếu hụt nguồn lực sinh kế của hộ dân tại Tây Nguyên



Nguồn: Tổng hợp của tác giả, 2023

Các chỉ số đa dạng sinh kế của nông hộ trên địa bàn các địa phương điều tra được thể hiện trong Bảng 5.

Bảng 5: Chỉ số đa dạng sinh kế của hộ di cư trên địa bàn Tây Nguyên năm 2022

Tỉnh	Xã/thị trấn	Phân loại hộ nghèo	Số hộ	Chỉ số đa dạng (IHHD)
Kon Tum	Kon Plông	1. Hộ nghèo cũ	29	1,57
		2. Hộ nghèo mới	3	1,27
		3. Hộ cận nghèo cũ	4	1,33
		4. Hộ cận nghèo mới	1	1,62
		5. Hộ thoát nghèo	5	1,77
	Kon Rẫy	1. Hộ nghèo cũ	36	1,38
		2. Hộ nghèo mới	5	1,48
		3. Hộ cận nghèo cũ	3	1,36
		4. Hộ cận nghèo mới	1	1,00
		5. Hộ thoát nghèo	1	1,00
Đắk Nông	Tuy Đức	1. Hộ nghèo cũ	102	1,67
		2. Hộ nghèo mới	4	1,63
		3. Hộ cận nghèo cũ	5	1,87
		4. Hộ cận nghèo mới	2	2,05
		5. Hộ thoát nghèo	7	1,02
	Đắk Glong	1. Hộ nghèo cũ	107	1,64
		2. Hộ nghèo mới	0	0
		3. Hộ cận nghèo cũ	8	1,97
		4. Hộ cận nghèo mới	0	0
		5. Hộ thoát nghèo	5	1,71

Nguồn: Tổng hợp của tác giả, 2023

Kết quả nghiên cứu cho thấy, chỉ số đa dạng sinh kế IHHD của các hộ nghèo lớn hơn 1. Điều đó phản ánh sinh kế của các hộ dân tộc thiểu số di cư vào Tây Nguyên đã có sự đa dạng sinh kế. Sinh kế chủ yếu của các hộ dân tộc thiểu số di cư đến Tây Nguyên đã có sự thay đổi so với phương thức truyền thống. Trước đây sinh kế của họ chủ yếu tập trung vào hoạt động canh tác nương rẫy, và các hoạt động khai thác tự nhiên. Sau khi di cư, sinh kế của người dân tộc thiểu số cũng có sự biến đổi, thích ứng với đặc điểm tự nhiên xã hội nơi di cư đến. Thu nhập của các hộ chủ yếu đến từ các hoạt động làm nông, chăn nuôi như lúa, ngô, nuôi gà lợn, vịt, trâu bò, thu nhập từ rừng, và đi làm thuê. Các nguồn thu nhập khác như từ buôn bán, lương thì chiếm tỷ lệ nhỏ trong thu nhập của hộ.

4.3. Các yếu tố ảnh hưởng đến đa dạng sinh kế của người dân tộc thiểu số di cư vào Tây Nguyên

Dựa trên các nghiên cứu trước đây và tình hình thực tiễn tại Tây Nguyên, nghiên cứu tập trung vào một số chỉ tiêu để đánh giá các yếu tố ảnh hưởng đến đa dạng sinh kế của người dân từ độ tuổi, tác động từ vốn vay, chính sách hỗ trợ sản xuất nông nghiệp, tác động của thiên nhiên,...

Bảng 6: Thống kê mô tả các biến sử dụng trong mô hình Probit

Tiêu chí	Min	Max	Trung bình
Tuổi của chủ hộ (Năm)	20	86	40,29
Trình độ học vấn	5	12	7,56
Hỗ trợ kiến thức, tập huấn phi nông nghiệp (1= có, 0= Không)	0	1	0,45
Hiện nay hộ có vay tiền đầu tư từ các nguồn (1= có, 0= Không)	0	1	0,64
Diện tích đất sản xuất của hộ (m ²)	300	50000	8.320
Đất cây hàng năm	300	3500	1.305
Đất cây lâu năm (Đất rừng được giao)	0	50000	7.014
Hỗ trợ trong sản xuất nông nghiệp (1= có, 0= Không)	0	1	0,82
Hộ có ít nhất 1 phương tiện đi lại có gắn máy nguồn (1= có, 0= Không)	0	1	0,71
Thuận lợi tự nhiên trong 3 năm gần đây trong sản xuất nông nghiệp nguồn (1= Có thuận lợi, 0= Không thuận lợi)	0	1	0,28
Trong 3 năm vừa qua có dịch bệnh của gia súc, gia cầm (1= có, 0= Không)	0	1	0,36

Nguồn: Tổng hợp của tác giả, 2023

Bảng thống kê mô tả các biến sử dụng trong mô hình, chúng ta có thể thấy độ tuổi trung bình của hộ là 40,29 tuổi. Vay vốn để đầu tư sản xuất của hộ có 64% số hộ hiện đang vay vốn tại các ngân hàng chính sách, vay từ người thân bạn bè với số tiền trung bình từ 20 đến 50 triệu đồng.

Bảng 7: Các yếu tố ảnh hưởng đến đa dạng sinh kế của người dân

	Hệ số mô hình Probit	Hệ số biên
Tuổi của chủ hộ	-0,020** (0,008)	-0,005** (0,002)
Trình độ học vấn của hộ	0,119 (0,081)	0,034 (0,023)
Hỗ trợ kiến thức, tập huấn phi nông nghiệp	0,217 (0,249)	0,060 (0,067)
Hiện nay hộ có vay tiền đầu tư từ các nguồn	0,305* (0,182)	0,084* (0,048)
Diện tích đất sản xuất nông nghiệp của hộ (đất cây hàng năm)	0,019 (0,065)	0,005 (0,018)
Hỗ trợ trong sản xuất nông nghiệp	-0,715** (0,302)	-0,238** (0,109)
Hộ có ít nhất 1 phương tiện đi lại có gắn máy	0,758*** (0,221)	0,189*** (0,045)
Thuận lợi tự nhiên trong 3 năm gần đây trong sản xuất nông nghiệp	-0,389** (0,191)	-0,103 (0,046)
Trong 3 năm vừa qua có dịch bệnh của gia súc, gia cầm	0,222 (0,173)	0,065 (0,052)
Hệ số	-0,735 (0,610)	

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

Sai số chuẩn của biến số trong mô hình nằm trong ngoặc đơn

Nguồn: Tổng hợp của tác giả, 2023

Kết quả đánh giá mô hình Probit các tiêu chí tác động đến đa dạng sinh kế của người dân tộc thiểu số di cư vào Tây Nguyên cho thấy độ tuổi của chủ hộ, hỗ trợ trong sản xuất nông nghiệp, phương tiện đi lại của hộ và thuận lợi tự nhiên trong thời gian gần đây là những yếu tố có ảnh hưởng đến việc hộ tham gia vào hoạt động sinh kế hiện nay.

Đối với độ tuổi của hộ dân tộc thiểu số di cư, có thể thấy rằng độ tuổi có mức ảnh hưởng lớn đến việc hộ tham gia các hoạt động phi nông nghiệp (Hồ Ngọc Ninh & cộng sự, 2022). Các chủ hộ trẻ tuổi có nhiều sức khỏe và mức độ tiếp cận các hoạt động phi nông nghiệp như làm thuê, thợ xây, ... nhanh hơn. Kết quả này tương tự với các nghiên cứu của Nguyễn Quốc Nghi & Bùi Văn Trịnh (2011), Đàm Thị Hệ (2017).

Đánh giá của hộ về hỗ trợ trong sản xuất nông nghiệp, hệ số âm trong mô hình đã chỉ ra rằng, khi không còn nhiều các lớp tập huấn, hỗ trợ người dân sản xuất nông nghiệp sẽ làm cho người dân rời bỏ sản xuất nông nghiệp và dần chuyển sang các hoạt động sinh kế khác để nhằm đảm bảo thu nhập cho hộ. Với những người dân tộc thiểu số di cư vào Tây Nguyên, nguồn vốn tự nhiên liên quan đất đai rất thiếu hụt, do đó cần chuyển sang các hoạt động sinh kế khác ngoài sản xuất nông nghiệp để các hộ có thể ổn định thu nhập, vươn lên thoát nghèo. Kết quả này có tương đồng với kết quả nghiên cứu của Lâm Thành Sĩ & Nguyễn Hồng Tín (2020).

Trên thực tế, để hộ có thể tham gia các hoạt động phi nông nghiệp, hộ cần có phương tiện đi lại để đảm bảo có thể di chuyển ra trung tâm làm thuê hoặc buôn bán sản phẩm nông nghiệp. Biến số phương tiện đi lại có ý nghĩa 99% và cho thấy nếu tỷ lệ hộ có xe gắn máy, phương tiện đi lại tăng lên 1 đơn vị thì tỷ lệ hộ có hoạt động phi nông nghiệp tăng thêm 17,2%. Kết quả này tương tự với nghiên cứu của Đàm Thị Hệ (2017), Trần Công Kha (2018), Phạm Hồng Hải (2019), Hồ Ngọc Ninh & cộng sự (2021).

Về điều kiện tự nhiên thuận lợi trong vòng 3 năm qua cho thấy hệ số âm, có nghĩa là nếu các yếu tố khác không đổi, khi điều kiện tự nhiên không thuận lợi cho phát triển sản xuất nông nghiệp thì các hộ dân tộc thiểu số di cư phải tìm các hoạt động sinh kế khác để thay thế. Kết quả này cũng phù hợp với nghiên cứu của Đàm Thị Hệ (2017), Hồ Ngọc Ninh & cộng sự (2022).

Mô hình Probit cũng xác định được một số khó khăn ảnh hưởng đến hoạt động sản xuất nông nghiệp dẫn đến việc người dân có xu hướng chuyển đổi sinh kế sang các công việc không phụ thuộc nhiều vào tự nhiên. Ở nghiên cứu này, các biến số về trình độ học vấn, hỗ trợ về kiến thức, tập huấn trong phi nông nghiệp; diện tích đất nông nghiệp, tình hình vay vốn của hộ và tình hình dịch bệnh chưa có ý nghĩa đối với mô hình, nhưng hệ số của các biến số đã chỉ ra những tác động tiềm ẩn đến hoạt động lựa chọn đa dạng sinh kế của người dân tộc thiểu số di cư vào Tây Nguyên hiện nay.

5. Kết luận

Kết quả nghiên cứu cho thấy người dân tộc thiểu số di cư vào Tây Nguyên phải đối mặt với rất nhiều vấn đề ảnh hưởng đến sinh kế và đảm bảo cuộc sống ổn định. Các yếu tố chủ yếu đang ảnh hưởng đến đa dạng sinh kế của hộ dân tộc thiểu số di cư vào Tây Nguyên gồm: độ tuổi của chủ hộ, hỗ trợ trong sản xuất nông nghiệp, phương tiện đi lại của hộ và thuận lợi tự nhiên trong thời gian gần đây. Do vậy để đa dạng sinh kế cho người dân tộc thiểu số di cư, có thể tập trung vào một số giải pháp và các giải pháp này cần có sự kết hợp đồng bộ của cộng đồng, chính quyền và các tổ chức phi chính phủ.

Đào tạo và hỗ trợ nâng cao kỹ năng

Cung cấp chương trình đào tạo và hỗ trợ nâng cao kỹ năng nghề cho người dân tộc thiểu số, đặc biệt là cho nhóm lao động trẻ và tập trung vào các nghề có tiềm năng phát triển tại Tây Nguyên. Đồng thời vẫn cần hỗ trợ để phát triển nông nghiệp dựa trên tiềm năng của vùng để nâng cao thu nhập cho các hộ thuần nông nghiệp. Hỗ trợ về vốn để các hộ có phương tiện đi lại, kết nối với thị trường và mở rộng các hoạt động sinh kế. Đầu tư vào hạ tầng cơ sở, đặc biệt là giao thông và điện lực, các khu tái định cư, để có thể ổn định phát triển kinh tế và thu hút đầu tư. Ngoài ra khai thác những lợi thế tự nhiên của Tây Nguyên để phát triển các sản phẩm nông sản thích hợp khí hậu và phát triển du lịch, kinh doanh dịch vụ liên quan, từ đó tạo thêm các nguồn thu nhập cho hộ.

Tài liệu tham khảo

- Abdulai A. & CroleRees A. (2001), 'Determinants of Income diversification amongst rural household in southern Mali'. *Food Policy*, 26(4), 437-452.
- Asmad E. E. (2011), 'Rural livelihood diversification and agricultural household welfare in Ghana', *Journal of Development and Agricultural Economics*, 3(7), 325-334.
- Chambers R. & Conway G. R. (1992), *Sustainable Rural Livelihoods: Practical Concepts for the 21st Century*, IDS Discussion Paper 296, 1-29.
- Đàm Thị Hệ (2017), 'Sinh kế của hộ nông dân di cư tự do trên địa bàn tỉnh Đắk Nông', Luận án tiến sĩ, Học viện Nông nghiệp Việt Nam.
- Đặng Nguyên Anh (2015), 'Dân số và di dân trong phát triển bền vững Tây Nguyên', *Tạp chí Khoa học và Công nghệ Việt Nam*, 8, 33-36.
- DFID (2001), *Sustainable Livelihoods Guidance Sheets*, DFID Report.
- Du Y., Park A. & Wang S. (2005), 'Migration and rural poverty in China', *Journal of Comparative Economics*, 33(4), 688-709.
- Ellis F. (2000), 'The Determinants of Rural Livelihood Diversification in Developing Countries', *Journal of Agricultural Economics*, 51(2), 289-302.
- Etzo I. (2008), *Internal migration: a review of literature*, MPRA Paper No. 8783.
- Farrington, J. & Slater, R. (2006), 'Introduction: Cash Transfers: Panacea for Poverty Reduction or Money Down the Drain?', *Development Policy Review*, 24(5), 499-511.
- Fatima A. (2012), 'Exploring the Linkages between Rural Incomes and Non-farm Activities', *Journal Of Agricultural & Social Sciences*, 8(3), 81-86.
- Hà Hùng (2014), 'Nghiên cứu thực trạng, đề xuất các giải pháp giảm nghèo bền vững cho đồng bào các dân tộc thiểu số

số khu vực Tây Bắc, Tây Nguyên và Tây Nam Bộ’, Đề tài trọng điểm cấp bộ.

- Hà Việt Hùng (2019), ‘Thực trạng và xu hướng di cư của đồng bào dân tộc thiểu số ở Tây Nguyên’, *Tạp chí nghiên cứu chính sách và quản lý*, 35(3), 68-76.
- Haan A. D. & Shahin Y. (2010), *Migration and Poverty: Linkages, knowledge gaps and policy implication. South-south migration*, Springer Press, 190-219.
- Hồ Ngọc Ninh, Trần Đình Thao, Trần Hương Giang, Đỗ Trường Lâm, Nguyễn Văn Huân & Nguyễn Phùng Quân (2022), *Chính sách và giải pháp cơ bản giảm nghèo bền vững vùng dân tộc thiểu số và miền núi Việt Nam: từ lý luận đến thực tiễn*, Nhà xuất bản Học viện nông nghiệp Việt Nam.
- Hue Thi Hoang, Thanh Phuong Tran, Anh Hai Le, Trang Do Thien Nguyen & Nguyen Hong Phuong (2021), ‘The impact of migration on income poverty: A case study in Vietnam’, *RESEARCH REVIEW International Journal of Multidisciplinary*, 6(4),17-23.
- IOM (2011), *Giải thích thuật ngữ về di cư*, Nhà xuất bản Tổ chức di cư quốc tế.
- Lâm Thành Sĩ & Nguyễn Hồng Tín (2020), ‘Các yếu tố ảnh hưởng đến sinh kế nông hộ sản xuất lúa ở An Giang và Đồng Tháp’, *Tạp chí Khoa học Công nghệ Nông nghiệp Việt Nam*, 5(114), 82-88.
- Lê Du Phong, Đặng Cảnh Khanh & Lê Văn Cương (2009), *Cơ hội và thách thức đối với vùng dân tộc thiểu số hiện nay*, NXB Văn hoá dân tộc, Hà Nội.
- Nguyễn Quốc Nghi & Bùi Văn Trịnh (2011), ‘Các yếu tố ảnh hưởng đến thu nhập của người dân tộc thiểu số ở đồng bằng sông Cửu Long’, *Tạp chí khoa học*, 18(a), 240-250.
- Nguyễn Thị Hoài Thu (2019), ‘Tác động của di cư trong nước đến giảm nghèo tại Việt Nam’, Luận án Tiến sĩ, Đại học Kinh tế quốc dân.
- OPHI (2020), *Global Multidimensional Poverty Index, What is the global MPI?*
- Peer V. (2013), *Escaping poverty: The origins of modern economic growth*, Vienna University Press.
- Phạm Hồng Hải (2019), ‘Sinh kế hộ gia đình người H'Mông di cư tại xã Rô Men, huyện Đam Rông, tỉnh Lâm Đồng’, *Tạp chí Khoa học Đại học Đà Lạt*, 9(4), 55-72
- Stark O. (1991), *The migration of labour*, Cambridge, Mass. Harvard University Press UK: IDS.
- Sujithkumar, P. S. (2007), ‘Livelihood diversification: A case study in rural Tamil Nadu’, *The Indian Journal of Labour Economics*, 50(4), 715-722.
- Trần Công Kha (2018), ‘Phân tích các yếu tố tác động đến tình trạng nghèo ở đồng bằng sông Cửu Long’, *Tạp chí khoa học và công nghệ nông nghiệp*, 2(1),477-488.
- Võ Văn Tuấn & Lê Cảnh Dũng (2015), ‘Các yếu tố ảnh hưởng đến kết quả sinh kế của nông hộ ở đồng bằng sông Cửu Long’, *Tạp chí Khoa học Trường Đại học Cần Thơ*, 38,120-129.
- Yussuf B. A. & Mohamed A. A. (2022), ‘Factors Influencing Household Livelihood Diversification: The Case of Kebri Dahar District, Korahe Zone of Somali Region, Ethiopia’, *Advances in Agriculture*, 2022, 1-14.

TÁC ĐỘNG CỦA THƯƠNG MẠI QUỐC TẾ VÀ VỐN ĐẦU TƯ NƯỚC NGOÀI (FDI) ĐẾN THU NHẬP CỦA NGƯỜI LAO ĐỘNG TRONG DOANH NGHIỆP TẠI CÁC ĐỊA PHƯƠNG VIỆT NAM

Nguyễn Hoàng Việt

Trường Đại học Thương mại

Email: nhviet@tmu.edu.vn

Phan Thu Trang

Trường Đại học Thương mại

Email: trang.pt@tmu.edu.vn

Mã bài: JED-1242

Ngày nhận bài: 22/05/2023

Ngày nhận bài sửa: 03/08/2023

Ngày duyệt đăng: 09/08/2023

DOI: 10.33301/JED.VI.1242

Tóm tắt

Bài viết nghiên cứu tác động của thương mại quốc tế và đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) đến thu nhập bình quân của người lao động trong doanh nghiệp ở cấp độ địa phương tại Việt Nam. Kết quả nghiên cứu trong giai đoạn 2010 – 2021 chỉ ra rằng, giá trị xuất khẩu của địa phương, số lượng dự án FDI lũy kế còn hoạt động và đóng góp của khối FDI vào GDP địa phương có tác động tích cực đến thu nhập của người lao động; ngược lại, số vốn FDI đăng ký lũy kế và tốc độ tăng trưởng kinh tế có tác động tiêu cực; trong khi, giá trị nhập khẩu của địa phương và số lượng người lao động trong khối FDI không có tác động đến thu nhập của người lao động trong doanh nghiệp tại địa phương. Trên cơ sở đó, để nâng cao thu nhập bình quân của người lao động, bài viết đề xuất cần tập trung thúc đẩy xuất khẩu và thu hút các dự án FDI một cách có chọn lọc các dự án có hiệu quả tại các địa phương Việt Nam trong thời gian tới.

Từ khóa: Thương mại quốc tế, xuất khẩu, nhập khẩu, đầu tư trực tiếp nước ngoài, FDI, thu nhập người lao động.

Mã JEL: F16, F21, F23

Impacts of international trade and foreign direct investment (FDI) on the monthly average income of employees in enterprises in Vietnam provinces

Abstract

The study explores the impact of international trade and foreign direct investment (FDI) on the average monthly income of employees in enterprises at the provincial level in Vietnam from 2010 to 2021. Research results indicate that exports, the accumulative number of active FDI projects, and the contribution of the FDI sector to the provincial GDP positively impact the employees' income in enterprises. On the contrary, the cumulative capital of registered FDI and the economic growth of provinces have negative impacts; imports and employee numbers in the FDI sector do not impact the income of employees in enterprises. On that basis, to improve the average monthly income of employees, Vietnam provinces should focus on promoting exports and attracting selectively FDI projects in the future.

Keywords: International trade, export, import, foreign direct investment, FDI, employee income.

JEL Codes: F16, F21, F23

1. Giới thiệu

Thương mại quốc tế (xuất nhập khẩu) và đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) đóng vai trò quan trọng trong phát triển kinh tế - xã hội và nâng cao chất lượng cuộc sống của người dân bản địa. Các nghiên cứu về tác động của thương mại quốc tế và FDI đến thu nhập của người lao động cho thấy mối quan hệ tích cực hay cùng chiều giữa các yếu tố trên. Cụ thể, FDI có thể ảnh hưởng đến nền kinh tế của nước nhận đầu tư bằng cách tăng nhu cầu lao động, mở rộng thị trường quốc tế và nâng cao năng suất lao động, làm cơ sở cho việc tăng thu nhập của người lao động trong doanh nghiệp tại địa phương tiếp nhận đầu tư. Bên cạnh đó, tác động lan tỏa của FDI không chỉ ảnh hưởng đến năng suất và hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp trong nước mà còn tác động đến các yếu tố khác, đặc biệt là thu nhập của người lao động. FDI có thể làm gia tăng khoảng cách tiền lương giữa các doanh nghiệp nước ngoài và doanh nghiệp trong nước dẫn đến cạnh tranh về nguồn lao động. Khi đó, các doanh nghiệp trong nước buộc phải tăng thu nhập của người lao động để thu hút nhân lực, đặc biệt là lao động chất lượng cao. Ngoài FDI, thương mại quốc tế cũng có tác động quan trọng trong việc nâng cao thu nhập của người lao động. Nói cách khác, hoạt động xuất nhập khẩu không chỉ thúc đẩy nền kinh tế trong nước mà còn có tác động tích cực đến thu nhập của người lao động trong doanh nghiệp tại địa phương.

Thực tế, theo số liệu của Tổng cục Thống kê (2022), từ năm 2010 đến năm 2021, Việt Nam đã thu hút được một lượng vốn FDI lớn và vốn đăng ký cũng tăng đáng kể. Tổng số dự án FDI lũy kế còn hoạt động tăng từ 12.463 vào năm 2010 lên 34.479 vào năm 2021, tăng gấp đôi trong vòng 11 năm. Đồng thời, kim ngạch xuất khẩu của Việt Nam cũng tăng đáng kể trong thời gian này, từ mức 157,1 tỷ USD năm 2010 lên đến 669,0 tỷ USD năm 2021. Song song với tăng trưởng của thương mại quốc tế và FDI, thu nhập bình quân tháng của người lao động trên cả nước đã tăng đều và liên tục, tăng từ mức 4,1 triệu VND/tháng vào năm 2010 lên 9,55 triệu VND/tháng vào năm 2021. Từ số liệu thực tế trên, có thể thấy, mối quan hệ cùng chiều giữa FDI, thương mại quốc tế và thu nhập của người lao động trong doanh nghiệp tại Việt Nam.

Tuy nhiên, một số nghiên cứu thực nghiệm lại tìm ra các kết quả khác nhau về tác động tiêu cực hoặc không đáng kể của FDI và thương mại quốc tế đến thu nhập của người lao động tại nước bản địa. Điều này dẫn đến tính cấp thiết của đề tài cần nghiên cứu chuyên sâu, cụ thể như ở cấp độ các địa phương trong phạm vi một quốc gia, để làm rõ mối quan hệ giữa các yếu tố trên. Xuất phát từ tính cấp thiết trên, nghiên cứu này được thực hiện nhằm tìm hiểu, phân tích và đánh giá mối quan hệ giữa FDI, thương mại quốc tế và thu nhập của người lao động, từ đó đề xuất một số giải pháp phù hợp nhằm tăng thu nhập cho người lao động và đồng thời thúc đẩy phát triển kinh tế bền vững ở nước ta.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Quan hệ giữa thương mại quốc tế và thu nhập của người lao động

Thương mại quốc tế là hoạt động trao đổi vốn, hàng hóa và dịch vụ giữa các quốc gia theo nguyên tắc trao đổi ngang giá nhằm mang lại lợi ích cho các bên. Mối quan hệ giữa thương mại quốc tế và thu nhập của người lao động đã nhận được sự quan tâm từ nhiều học giả trong và ngoài nước, các nghiên cứu chỉ ra rằng thương mại quốc tế có thể ảnh hưởng đến thu nhập của người lao động thông qua nhiều cách khác nhau. Cụ thể, theo kết quả nghiên cứu của Kramarz (2017), khi hoạt động nhập khẩu tăng lên và quá trình cải cách mở cửa diễn ra có thể tác động tích cực đến thị trường cũng như mang lại lợi nhuận cho các ngành công nghiệp tại một quốc gia. Điều này là nguyên nhân chính dẫn đến những thay đổi về cơ cấu lương của người lao động trong các ngành công nghiệp hiện có. Thêm vào đó, các ngành xuất khẩu lớn được cho là mang lại mức lương cao đối với người lao động vì nó đáp ứng được nhu cầu to lớn từ phía các bên nhập khẩu (Schank & cộng sự, 2010). Trên thực tế, nhu cầu này thường ổn định và thị trường ngày càng được mở rộng theo thời gian.

Nhấn mạnh vai trò tích cực của thương mại quốc tế đến thu nhập của người lao động, Lundin & Yun (2009) chỉ ra rằng tại các doanh nghiệp xuất nhập khẩu, đặc biệt là doanh nghiệp xuất khẩu, với lợi thế về khả năng tiếp cận nguồn lực giá rẻ, tận dụng lợi thế nguồn lực trên mặt bằng thị trường quốc tế, thường có giá bán cao hơn so với các doanh nghiệp nội địa. Do đó, họ có thể đạt được doanh thu cao hơn và có khả năng đưa ra mức thu nhập cao hơn đối với người lao động. Đồng quan điểm, Yang & Mallick (2010) phân tích thu nhập của người lao động tại Trung Quốc và chỉ ra rằng thu nhập của lực lượng lao động trong ngành xuất nhập khẩu thường cao hơn so với các doanh nghiệp khác. Phạm Minh Thái & cộng sự (2022) phân tích

sự biến đổi thu nhập của lao động làm công ăn lương trong một số ngành định hướng xuất khẩu chủ yếu của Việt Nam trong khoảng thời gian từ năm 2007 đến năm 2021; và chỉ ra rằng thu nhập của lao động làm công ăn lương trong ngành chế tạo nói chung, cũng như trong các ngành định hướng xuất khẩu cụ thể, đã tăng liên tục trong suốt giai đoạn này.

Tuy nhiên, một số nghiên cứu thực nghiệm khác lại tìm ra tác động tiêu cực của thương mại quốc tế đến thu nhập của người lao động. Cụ thể, theo Borjas & Ramey (1995), dưới tác động của thương mại quốc tế, tiền lương của những công nhân phổ thông trong ngành công nghiệp xuất khẩu tập trung tại Mỹ có thể bị giảm. Lundin & Yun (2009) nghiên cứu về các doanh nghiệp sản xuất tại Thụy Điển cũng cho thấy thương mại quốc tế tác động tiêu cực đến thu nhập của người lao động tại các doanh nghiệp này.

Như vậy, có thể thấy bên cạnh những tác động tích cực đến thu nhập của người lao động, thương mại quốc tế có thể ảnh hưởng tiêu cực đến thu nhập của người lao động trong một số trường hợp. Điều này đặt ra tính cấp thiết nghiên cứu kiểm định lại mối quan hệ hay tác động của thương mại quốc tế đến thu nhập của người lao động. Do đó, bài viết này ủng hộ quan điểm tác động tích cực của thương mại quốc tế đến thu nhập bình quân của người lao động tại nước nhận đầu tư; từ đó đề xuất giả thuyết sau:

H1: Thương mại quốc tế có tác động tích cực đến thu nhập bình quân người lao động trong doanh nghiệp tại nơi nhận đầu tư.

2.2. Lý luận về tác động của FDI đến thu nhập của người lao động

UNCTAD (1999) định nghĩa FDI (đầu tư trực tiếp nước ngoài) là một hình thức đầu tư liên quan đến mối quan hệ lâu dài, trong đó một tổ chức, doanh nghiệp hoặc nhà đầu tư nước ngoài đầu tư vào một doanh nghiệp hoặc hoạt động kinh doanh tại một quốc gia khác. Qua đó, các doanh nghiệp nước ngoài có thể ảnh hưởng đáng kể đến việc quản lý doanh nghiệp tại nước nhận đầu tư. Theo IMF (1993) và OECD (1996), doanh nghiệp đầu tư trực tiếp được định nghĩa là doanh nghiệp mà trong đó nhà đầu tư nước ngoài sở hữu 10% số lượng cổ phần hoặc quyền biểu quyết của một doanh nghiệp có tổ chức hoặc tỷ lệ tương đương với một doanh nghiệp không có tổ chức.

Theo quan điểm tiếp cận năng suất lao động và hiệu ứng lan tỏa của FDI, các học giả cho rằng FDI có thể tác động trực tiếp hoặc gián tiếp đến thu nhập của người lao động. Cụ thể, theo Tintin (2012), các doanh nghiệp FDI thường có kinh nghiệm và nguồn lực tốt hơn, qua đó có thể tăng năng suất lao động và thu nhập của người lao động. Thực tế, tiền lương của người lao động được xác định thông qua năng suất biên lao động, do đó, khi sản phẩm biên tăng, tiền lương của người lao động cũng tăng theo.

Đồng thời, FDI cũng có thể tác động gián tiếp đến thu nhập của người lao động thông qua lan tỏa công nghệ (Yasin & cộng sự, 2022). Cụ thể, các doanh nghiệp FDI với lợi thế về kinh nghiệm, kỹ năng tổ chức, công nghệ hiện đại và do đó có thể mang lại nhiều tài sản vô hình đến nền kinh tế và các doanh nghiệp tại nước sở tại. Thông qua trao đổi hàng hóa, cạnh tranh và luân chuyển lao động, các doanh nghiệp nội địa có thể học hỏi và hưởng lợi từ việc giới thiệu sản phẩm hoặc quy trình mới từ các doanh nghiệp FDI. Như vậy, có thể nói FDI tác động đáng kể đến tiền lương của người lao động thông qua tác động lan tỏa công nghệ (Vahter, 2004).

Theo quan điểm tiếp cận thị trường lao động, FDI có thể tác động đến thị trường lao động tại địa phương thông qua tiền lương. Cụ thể, khi mở rộng FDI, nhu cầu về nguồn lao động tăng cao và qua đó tạo ra sự cạnh tranh về nguồn nhân lực giữa các doanh nghiệp. Với mức lương cao hơn so với các doanh nghiệp nội địa, doanh nghiệp FDI có thể thu hút được nguồn nhân lực chất lượng cao và qua đó tăng năng suất lao động và thu nhập của người lao động trong doanh nghiệp nói chung tại địa phương. Theo Arnal & Hijzen (2008), sự chênh lệch về mức lương giữa doanh nghiệp FDI và doanh nghiệp nội địa buộc các doanh nghiệp địa phương phải đưa ra mức lương cao hơn để thu hút nhân lực và cạnh tranh với các doanh nghiệp nước ngoài.

Tác động tích cực của FDI đến thu nhập của người lao động được nhiều nghiên cứu thực nghiệm khẳng định, Ramasamy & Yeung (2005) chỉ ra rằng người lao động tại Trung Quốc có thể nhận được mức lương cao hơn nhờ nguồn vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài, đặc biệt là tại các tỉnh ven biển. Chen & cộng sự (2011) làm rõ hơn rằng: chênh lệch về mức lương giữa doanh nghiệp FDI và doanh nghiệp địa phương là nguyên nhân dẫn cạnh tranh nguồn nhân lực, khi đó buộc các doanh nghiệp địa phương phải tăng lương để thu hút nhân viên có trình độ cao. Mặt khác, tác động lan truyền công nghệ do các doanh nghiệp FDI mang lại cũng

ảnh hưởng đến nền kinh tế của các nước nhận đầu tư, tạo điều kiện mở rộng thị trường của doanh nghiệp, tạo ra các cơ hội việc làm cũng như nâng cao thu nhập của người lao động. Nguyễn Thị Thái Hưng (2019) phân tích thực trạng đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) vào Việt Nam trong giai đoạn 2007 – 2018; từ đó làm rõ tác động của của FDI đến bất bình đẳng thu nhập giữa các vùng kinh tế - xã hội ở Việt Nam.

Bên cạnh những tác động tích cực đến thu nhập của người lao động, một số nghiên cứu khác tìm ra tác động tiêu cực của FDI đến thu nhập của người lao động địa phương. Tomohara & Takii (2011), nghiên cứu tại Indonesia, phát hiện ra rằng vốn FDI tăng dẫn đến bất bình đẳng xã hội về mức thu nhập. Lee & Wie (2015) cho rằng dòng vốn FDI làm tăng nhu cầu lao động có trình độ cao, dẫn đến sự chênh lệch thu nhập giữa người lao động có kỹ năng cao và người lao động phổ thông càng tăng.

Dựa trên các kết quả của nhiều nghiên cứu khác nhau, FDI được nhận định rằng có thể tác động tích cực hoặc tiêu cực đến tiền lương của người lao động. Điều này đặt ra vấn đề nghiên cứu cần làm rõ mối quan hệ hay tác động của FDI đến thu nhập của người lao động tại nước nhận đầu tư. Bài viết này ủng hộ quan điểm tác động tích cực của FDI đến thu nhập bình quân của người lao động tại nước nhận đầu tư; từ đó đề xuất giả thuyết như sau:

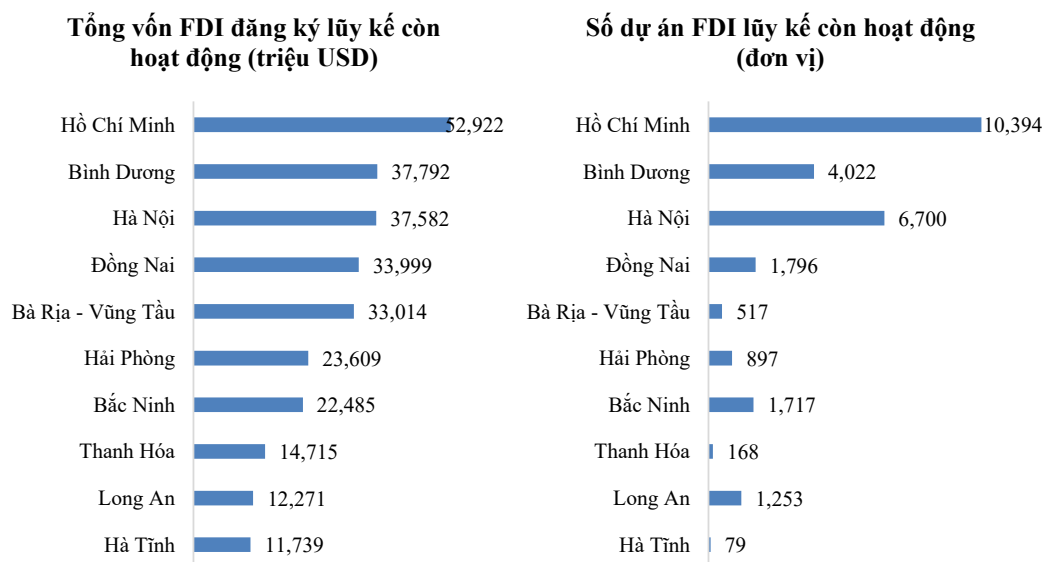
H2: Đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) có tác động tích cực đến thu nhập bình quân người lao động trong doanh nghiệp tại nơi nhận đầu tư.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mẫu nghiên cứu

Bài viết nghiên cứu tác động của thương mại quốc tế và FDI đến thu nhập của người lao động trong doanh nghiệp tại Việt Nam. Dữ liệu được thu thập tại niên giám thống kê của các tỉnh/thành, niên giám thống kê cả nước của Tổng cục Thống kê (2022) và Báo cáo xuất nhập khẩu hàng năm của Bộ Công Thương (2022) trong giai đoạn 2010 - 2021. Dữ liệu sau khi thu thập được làm sạch, tập trung vào các biến thể về thương mại quốc tế (xuất nhập khẩu) và FDI. Các các năm có dữ liệu không đầy đủ sẽ bị loại khỏi mẫu phân tích; cuối cùng hình thành mẫu nghiên cứu gồm dữ liệu của 63 tỉnh/thành, với tổng số lượng 436 năm quan sát trong giai đoạn 2010 – 2021.

Hình 1: 10 địa phương thu hút nhiều vốn FDI nhất giai đoạn tính đến 2021



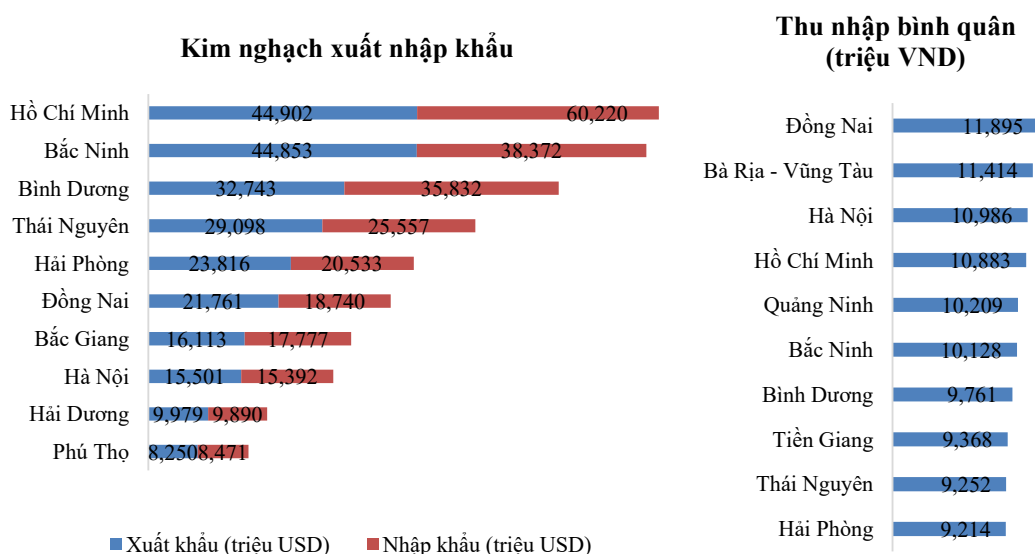
Nguồn: Tổng cục Thống kê (2022)

Phân tích miêu tả các địa phương cho thấy: Hồ Chí Minh, Bình Dương và Hà Nội tiếp tục là 3 địa phương thu hút vốn FDI nhiều nhất tại Việt Nam từ năm 2010 đến nay. Tổng vốn FDI đăng ký lũy kế còn hoạt động của cả nước đạt 419,88 Tỷ USD tính đến năm 2021, trong đó Hồ Chí Minh đứng đầu với 52,92 Tỷ USD và 10.394 dự án FDI còn hoạt động, Bình Dương đứng thứ đứng thứ hai với 37,79 tỷ USD và 4.022 dự án

FDI còn hoạt động, còn Hà Nội đứng thứ ba với 37,58 tỷ USD và 6.700 dự án FDI còn hoạt động (Tổng cục Thống kê, 2022).

Theo số liệu của Bộ Công Thương (2022), các tỉnh và thành phố lớn nhất của Việt Nam đóng góp nhiều nhất vào kim không xuất khẩu và nhập khẩu của đất nước. Cụ thể, Hồ Chí Minh là địa phương xuất khẩu lớn nhất với giá trị đạt 44,902,0 triệu USD, tương ứng 13,4% với tổng kim loại xuất khẩu của cả nước. Đồng thời, Hồ Chí Minh cũng là địa phương nhập khẩu lớn nhất với giá trị đạt 60,219,6 triệu USD, cho tổng kim ngạch nhập khẩu của cả nước là 236,189,6 triệu USD. Do đó, Hồ Chí Minh cũng là địa phương đóng góp nhiều nhất vào tổng kim ngạch xuất khẩu của cả nước, với giá trị là 105,121,6 triệu USD.

Hình 2: 10 địa phương có kim ngạch xuất nhập khẩu và thu nhập bình quân người lao động trong doanh nghiệp cao nhất năm 2021



Nguồn: Bộ Công Thương (2022); Tổng cục Thống kê (2022)

Về thu nhập trung bình của người lao động trong doanh nghiệp, năm 2021, tính bình quân cả nước đạt 9,547 triệu VND/năm, tăng 4,1% so với năm 2010. Trong năm 2020-2021, thu nhập trung bình của người lao động trong doanh nghiệp trên bình diện cả nước là khoảng 9,547 triệu VND/năm. Tuy nhiên, thu nhập trung bình này có sự chênh lệch giữa các tỉnh thành phía Nam và phía Bắc. Theo thống kê năm 2022, các tỉnh thành có thu nhập trung bình cao nhất đều tập trung ở khu vực phía Nam. Đứng đầu là Đồng Nai với mức thu nhập trung bình 11,895 triệu VND/năm, tiếp đến là Bà Rịa - Vũng Tàu với mức thu nhập trung bình 11,414 triệu VND/năm và Bình Dương với mức thu nhập trung bình 9,761 triệu VND/năm. Hà Nội và Thái Nguyên cũng có mức thu nhập trung bình khá cao với lần lượt là 10,986 triệu VND/năm và 9,252 triệu VND/năm.

3.2. Các biến nghiên cứu

Để tìm hiểu về tác động của vốn đầu tư nước ngoài (FDI) và thương mại quốc tế đến thu nhập của người lao động trong doanh nghiệp tại Việt Nam, tác giả đã tiến hành nghiên cứu dựa trên rất nhiều tài liệu tham khảo có liên quan từ nhiều nguồn khác nhau như sách, báo và báo cáo. Những tài liệu này giúp tác giả xây dựng bảng hỏi và bộ thang đo các biến nghiên cứu, trong đó, bảng hỏi là những câu hỏi được xây dựng dựa trên những vấn đề liên quan đến FDI và xuất nhập khẩu từ các tỉnh thành của Việt Nam.

3.3. Phương pháp phân tích

Để kiểm định tác động của các biến và giả thuyết nghiên cứu, bài viết sử dụng phương pháp phân tích hồi quy với 8 biến độc lập. Mô hình hồi quy được xây dựng như sau:

$$Y = a_0 + a_1 * X_1 + a_2 * X_2 + a_3 * X_3 + a_4 * X_4 + a_5 * X_5 + a_6 * X_6 + a_7 * X_7 + \epsilon$$

Trong đó:

- a0 đến a7: các hệ số cần tìm;
- Y: Thu nhập bình quân tháng của lao động tại địa phương;
- X1, ..., X4: các biến độc lập về FDI địa phương;
- X5, X6: các biến độc lập về xuất và nhập khẩu của địa phương;
- X7: biến kiểm soát;
- ϵ : sai số.

Bảng 1: Thang đo các biến nghiên cứu

Tên biến	Ký hiệu	Đo lường
Số lượng dự án FDI lũy kế đang hoạt động tại địa phương	X1	= Tổng số dự án FDI còn đang hoạt động
Tỷ trọng vốn FDI lũy kế còn hoạt động so với GDP của địa phương	X2	= $\frac{\text{Vốn FDI lũy kế còn hoạt động}}{\text{GDP}}$
Tỷ trọng số lao động trong khu vực FDI trong tổng số lao động tại địa phương;	X3	= $\frac{\text{Lao động khu vực FDI}}{\text{Tổng lao động trong DN}}$
Tỷ trọng GDP của khối FDI so với GDP của địa phương	X4	= $\frac{\text{GDP của khu vực FDI}}{\text{GDP}}$
Tỷ trọng xuất khẩu so với GDP của địa phương	X5	= $\frac{\text{Giá trị xuất khẩu}}{\text{GDP địa phương}}$
Tỷ trọng nhập khẩu so với GDP của địa phương	X6	= $\frac{\text{Giá trị nhập khẩu}}{\text{GDP địa phương}}$
Tăng trưởng kinh tế GDP của địa phương	X7	= $\frac{\text{GDP}}{\text{GDP năm trước}} - 1$
Thu nhập bình quân tháng của người lao động trong doanh nghiệp	Y	= giá trị logarit cơ số 10 của thu nhập bình quân tháng

4. Kết quả nghiên cứu

Để kiểm định các giả thuyết, nghiên cứu sử dụng phần mềm Stata để phân tích hồi quy với 07 biến độc lập và 01 biến kiểm soát tăng trưởng kinh tế địa phương. Kết quả hồi quy tuyến tính thu được cho giá trị thống kê $F = 31,91$ và $p = 0,000 < 0,05$, đảm bảo mô hình ý nghĩa. Tuy nhiên, mô hình tồn tại vấn đề đa cộng tuyến khi có 2 giá trị VIF lớn hơn 4; do đó cần tiến hành phân tích hồi quy robust để loại bỏ hiệu ứng này, để đảm bảo kết quả không bị sai lệch. Kết quả hồi quy robust thu được các giá trị kê $F = 65,97$ và $p = 0,000 < 0,05$, đảm bảo mô hình ý nghĩa; cho phép khẳng định tính tin cậy của mô hình robust và cho phép đánh giá tiếp chi tiết các biến nghiên cứu.

4.1. Tác động của thương mại quốc tế (xuất nhập khẩu) đến thu nhập của người lao động trong doanh nghiệp địa phương

Kết quả hồi quy robust cho phép khẳng định giả thuyết 1 đúng, nhưng chỉ một phần. Cụ thể, về tác động của xuất khẩu hay tỷ trọng xuất khẩu so với GDP địa phương, kết quả hồi quy robust cho thấy biến X5 tác động tích cực đáng kể đến thu nhập bình quân tháng của người lao động trong doanh nghiệp (biến Y) tại các địa phương ở ngưỡng tin cậy 95% với các hệ số thống kê $B = 0,00042$ & $P = 0,014 < 0,05$. Như vậy, việc tăng cường xuất khẩu sẽ tạo ra nhiều công ăn việc làm và tăng nhu cầu lao động, do đó cải thiện thu nhập của người lao động. Ngoài ra, sản phẩm xuất khẩu thường có giá trị cao hơn so với sản phẩm bán trong nước, vậy nên các doanh nghiệp xuất khẩu sẽ tạo ra nhiều giá trị kinh tế và đóng góp vào phát triển kinh tế - xã hội của địa phương. Theo lý thuyết liên quan đến tác động của thương mại quốc tế, việc tham gia vào hoạt động xuất khẩu có thể tăng cường sức cạnh tranh, nâng cao năng suất và tăng trưởng kinh tế, từ đó, thu nhập của người lao động cũng sẽ được cải thiện, đặc biệt là trong ngành công nghiệp xuất khẩu.

Đánh giá về tác động của nhập khẩu hay tỷ trọng nhập khẩu so với GDP, kết quả hồi quy robust cho thấy biến X6 không có tác động đáng kể đến thu nhập bình quân tháng của người lao động (biến Y) tại các địa phương ở ngưỡng tin cậy 95% với các hệ số thống kê $B = -0,00032$ & $P = 0,202 > 0,05$. Như vậy, việc tăng hay giảm nhập khẩu hay tỷ trọng nhập khẩu so với GDP cũng không ảnh hưởng đến thu nhập của người lao động tại địa phương. Điều này có thể được giải thích bởi việc nhập khẩu không ảnh hưởng trực tiếp đến

Bảng 2: Kết quả phân tích hồi quy

Biến	Hồi quy tuyến tính				Hồi quy robust					
	Hệ số B	Độ lệch chuẩn	t	P>t	VIF	Hệ số B	Độ lệch chuẩn	t	P>t	
(Hệ số)	6,72688***	0,01243	541,209	0,000		6,72688***	0,01258	534,550	0,000	
X1	0,00003***	0,00001	5,632	0,000	1,204	0,00003***	0,00000	9,940	0,000	
X2	-0,00011**	0,00004	-2,786	0,006	1,139	-0,00011***	0,00003	-3,980	0,000	
X3	0,00059	0,00042	1,430	0,154	2,174	0,00059	0,00039	1,510	0,131	
X4	0,00308***	0,00074	4,151	0,000	3,478	0,00308**	0,00088	3,490	0,001	
X5	0,00042*	0,00017	2,477	0,014	7,590	0,00042**	0,00016	2,680	0,008	
X6	-0,00032	0,00025	-1,278	0,202	9,864	-0,00032	0,00027	-1,180	0,239	
X7	-0,00593***	0,00123	-4,838	0,000	1,200	-0,00593***	0,00140	-4,240	0,000	
	R ² = 0,3430; R ² hiệu chỉnh = 0,3322; F(7, 428) = 31,91***				R ² = 0,3430; F(7, 428) = 65,97***					

*p < 0,05; **p < 0,01; ***p < 0,001

việc tạo ra giá trị gia tăng cho địa phương, đây có thể chỉ là một phương tiện để bổ sung nguồn cung cấp và đáp ứng nhu cầu của thị trường trong trường hợp sản xuất nội địa không đủ. Nếu nhập khẩu giảm, sản xuất nội địa có thể tăng lên để đáp ứng nhu cầu thị trường. Trong trường hợp ngược lại, nhập khẩu tăng dẫn đến sản xuất nội địa có thể giảm xuống để đáp ứng nhu cầu thị trường. Điều này có thể làm giảm sự cạnh tranh giữa các sản phẩm nhập khẩu và sản phẩm nội địa, đồng thời cũng giảm áp lực lên giá thành sản phẩm nội địa. Do đó, không có tác động đáng kể đến thu nhập bình quân tháng của người lao động trong doanh nghiệp tại các địa phương.

4.2. Tác động của FDI đến thu nhập của người lao động trong doanh nghiệp tại địa phương tiếp nhận đầu tư

Kết quả hồi quy robust chỉ ra rằng thu nhập của người lao động trong doanh nghiệp chịu tác động của FDI và thương mại quốc tế tại các địa phương, tuy nhiên chỉ ở một số khía cạnh. Như vậy, giả thuyết 2 chỉ đúng một phần. Cụ thể, về tác động của số dự án FDI lũy kế còn hoạt động, kết quả hồi quy robust cho thấy biến X1 có tác động đáng kể tích cực đến biến Y ở ngưỡng tin cậy 95% với các hệ số thống kê B = 0,00003 & P = 0,000 < 0,05. Như vậy, có thể khẳng định càng có nhiều dự án FDI hoạt động tại địa phương, cạnh tranh về nguồn nhân lực giữa các doanh nghiệp càng lớn và qua đó nâng cao năng suất lao động cũng như thu nhập bình quân của người lao động. Việc cạnh tranh này sẽ tạo ra một sức ép tăng lương cho người lao động, doanh nghiệp phải trả lương cao hơn để thu hút và giữ chân nhân viên. Điều này sẽ có tác động lan tỏa ra toàn thị trường lao động địa phương, khi các doanh nghiệp cạnh tranh với nhau để thu hút và giữ chân nhân lực. Việc tăng thu nhập bình quân tháng của người lao động cũng có thể dẫn đến tăng cường khả năng tiêu dùng của họ, giúp thúc đẩy tăng trưởng kinh tế địa phương và quốc gia.

Đánh giá về tác động của số vốn FDI đăng ký lũy kế còn hoạt động đến thu nhập bình quân tại địa phương, kết quả hồi quy robust cho thấy biến X2 có tác động tiêu cực đáng kể đến thu nhập bình quân tháng của người lao động trong doanh nghiệp (biến Y) tại các địa phương ở ngưỡng tin cậy 95% với các hệ số thống kê B = -0,00011 & P = 0,000 < 0,05. Điều này cho thấy mặc dù số lượng dự án FDI có thể tác động tích cực đến thu

nhập của người lao động, tuy nhiên trong dài hạn, số vốn FDI đăng ký lũy kế càng tăng thì thu nhập của người lao động tại các doanh nghiệp địa phương lại càng giảm. Do vậy, việc quản lý các dòng vốn FDI, đảm bảo chất lượng các dự án và cải thiện chất lượng lao động là rất quan trọng để tăng thu nhập của người lao động trong doanh nghiệp. Điều này đặc biệt quan trọng đối với các địa phương nơi mà FDI là một nguồn lực đầu tư chính và có tác động lớn đến nền kinh tế địa phương.

Đánh giá về tác động của số lượng người lao động trong các doanh nghiệp FDI, kết quả hồi quy robust cho thấy biến X3 không có tác động đáng kể đến thu nhập bình quân tháng của người lao động (biến Y) tại các địa phương ở ngưỡng tin cậy 95% với các hệ số thống kê $B = 0,00059$ & $P = 0,154 > 0,05$. Như vậy, số lượng lao động làm việc tại các doanh nghiệp FDI tăng hay giảm cũng không ảnh hưởng đến thu nhập của người lao động tại địa phương. Điều này có thể được lý giải bằng việc các dự án FDI thường tập trung vào việc tận dụng lao động giá rẻ tại Việt Nam, khi đó các doanh nghiệp thường có xu hướng ép tiền lương xuống thấp nhất có thể để giữ lợi thế cạnh tranh trên thị trường. Nếu người lao động được trả lương cao hơn, doanh nghiệp sẽ mất lợi thế và có nguy cơ bị thua lỗ trong cuộc đua cạnh tranh giữa các doanh nghiệp. Tuy nhiên, xu hướng phát triển kinh tế - xã hội của Việt Nam đang khiến thu nhập của người lao động tăng dần lên. Do đó, mặc dù số lượng lao động có thể tăng trong các doanh nghiệp FDI nhưng không có tác động đáng kể đến thu nhập bình quân tháng của người lao động.

Đánh giá về tác động của tỷ trọng hay đóng góp của khối FDI vào GDP địa phương, kết quả hồi quy robust cho thấy biến X4 có tác động tích cực đáng kể đến thu nhập bình quân tháng của người lao động trong doanh nghiệp (biến Y) tại các địa phương ở ngưỡng tin cậy 95% với các hệ số thống kê $B = 0,00308$ & $P = 0,000 < 0,05$. Kết quả trên cho thấy khi khối FDI đóng góp một tỷ trọng lớn vào GDP địa phương, nền kinh tế địa phương được phát triển mạnh mẽ hơn, tạo ra nhiều của cải vật chất cho nền kinh tế địa phương và qua đó nâng cao năng suất lao động và thu nhập của người lao động. Đóng góp của FDI vào GDP địa phương cũng thể hiện sự tăng trưởng của ngành công nghiệp và dịch vụ, tạo ra nhiều cơ hội việc làm cho người dân và đẩy mạnh năng suất lao động. Theo lý thuyết năng suất lao động và lan tỏa, khi năng suất lao động tăng, sản phẩm cũng sẽ tăng, do đó thu nhập bình quân của người lao động sẽ càng cao.

4.3. Đánh giá về tác động của biến kiểm soát tăng trưởng kinh tế địa phương

Kết quả hồi quy robust cho thấy biến X7 tác động tiêu cực ngược chiều đến thu nhập bình quân của người lao động (biến Y) ở ngưỡng tin cậy 95% với $B = -0,00604$ & $P = 0,000 < 0,05$. Đây là một kết quả đáng ngạc nhiên, chỉ ra rằng các địa phương có tốc độ phát triển kinh tế càng cao thì thu nhập bình quân của người lao động lại càng thấp. Cụ thể, tốc độ phát triển kinh tế cao có thể tạo ra nhiều cơ hội việc làm và thu hút người lao động từ các khu vực khác; tuy nhiên, nếu lượng lao động tăng nhanh hơn nhu cầu về lao động thì sẽ dẫn đến sự cạnh tranh lớn giữa các nguồn lao động và giảm mức lương trung bình. Điều này có thể xảy ra khi một số địa phương phát triển quá nhanh so với nhu cầu, dẫn đến sự cạnh tranh lớn và giảm thu nhập của người lao động. Bên cạnh đó, tốc độ phát triển kinh tế cao thường đi đôi với sự tập trung của các ngành công nghiệp, đặc biệt là các ngành công nghiệp đòi hỏi kỹ năng thấp. Điều này dẫn đến tình trạng tăng lượng lao động phổ thông, có mức lương và trình độ thấp, ngược lại, các ngành công nghiệp đòi hỏi kỹ năng cao vẫn thiếu lao động, từ đó làm giảm mức lương trung bình và thu nhập bình quân của người lao động. Những kết quả này đều cho thấy rằng, để tăng thu nhập bình quân của người lao động, không chỉ cần tập trung vào việc tăng tốc độ phát triển kinh tế mà còn cần cải thiện chất lượng nguồn lao động và nâng cao năng lực cạnh tranh của các ngành công nghiệp địa phương. Điều này giúp đảm bảo rằng tốc độ phát triển kinh tế cao có thể mang lại lợi ích cho cả người lao động và kinh tế địa phương.

5. Kết luận và khuyến nghị

Bài viết tập trung phân tích tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài FDI, thương mại quốc tế đến thu nhập của người lao động trong doanh nghiệp tại Việt Nam. Kết quả cho thấy FDI và thương mại quốc tế có thể tác động tích cực, tiêu cực hoặc tác động không đáng kể đến thu nhập của người lao động. Cụ thể, số dự án FDI lũy kế còn hoạt động và tỷ trọng hay đóng góp của khối FDI vào GDP địa phương tác động tích cực đến thu nhập của người lao động trong khi số vốn FDI đăng ký lũy kế còn hoạt động ghi nhận ảnh hưởng tiêu cực và số lượng người lao động trong các doanh nghiệp FDI đến thu nhập người lao động có tác động không đáng kể. Do đó, để tăng tính cạnh tranh của thị trường lao động và đảm bảo rằng các dự án FDI có thể tạo ra giá trị kinh tế cao, cần phải chọn lọc và khuyến khích ưu tiên các dự án có hiệu quả cao, tạo ra sản

phẩm, dịch vụ có giá trị cao qua đó đóng góp lớn vào GDP địa phương. Để thu hút các dự án FDI này, các giải pháp được đề xuất bao gồm tăng cường quản lý đánh giá và lựa chọn dự án đầu tư, tạo điều kiện thuận lợi cho các nhà đầu tư FDI ngành công nghiệp tiềm năng và nâng cao chất lượng lao động có trình độ, tay nghề trong khối FDI.

Bên cạnh đó, kết quả cũng tìm ra tác động tích cực đến thu nhập người lao động của xuất khẩu hay tỷ trọng xuất khẩu so với GDP địa phương và tác động không đáng kể của nhập khẩu hay tỷ trọng nhập khẩu so với GDP. Vì vậy, để nâng cao năng suất lao động và thu nhập của người lao động trong doanh nghiệp, cần thúc đẩy hoạt động xuất khẩu thông qua phát triển các sản phẩm có giá trị gia tăng cao và tìm kiếm các thị trường mới, đồng thời xây dựng hệ thống cơ sở hạ tầng giao thông, logistics và hậu cần hiệu quả để tăng cường năng lực cạnh tranh của doanh nghiệp trong lĩnh vực xuất khẩu. Đồng thời, cần có các chính sách hỗ trợ và khuyến khích các doanh nghiệp xuất khẩu, đặc biệt là các doanh nghiệp vừa và nhỏ. Về nhập khẩu, cần chọn lọc các mặt hàng có tính cạnh tranh và áp dụng các biện pháp bảo hộ thương mại để đảm bảo sự cân bằng giữa nhập khẩu và xuất khẩu. Các giải pháp có thể được áp dụng như tăng cường quản lý chất lượng sản phẩm nhập khẩu để đảm bảo an toàn cho người tiêu dùng, đồng thời giúp nâng cao năng lực cạnh tranh của sản phẩm nội địa. Ngoài ra, cần thực hiện chính sách thuế nhập khẩu phù hợp để tạo sự khuyến khích và hạn chế cùng lúc đối với các mặt hàng nhập khẩu. Các biện pháp hỗ trợ sản xuất nội địa cũng cần được thực hiện để nâng cao hiệu quả của các doanh nghiệp sản xuất trong nước và giúp đảm bảo sự cân đối giữa sản xuất nội địa và nhập khẩu.

Nghiên cứu vẫn còn tồn tại một số hạn chế do thiếu dữ liệu các năm của một vài tỉnh thành, thời gian nghiên cứu kéo dài trong giai đoạn 2010 – 2021 và hạn chế về phương pháp phân tích trong nghiên cứu. Trong bối cảnh nền kinh tế ngày càng phát triển và cạnh tranh gay gắt, việc tìm ra giải pháp để nâng cao giá trị kinh tế, tăng thu nhập của người lao động là rất quan trọng. Tuy nhiên, để thực hiện các giải pháp này đòi hỏi sự quyết tâm, nỗ lực và sự đồng lòng của cộng đồng, cùng với sự hỗ trợ của các cơ quan chính quyền và các doanh nghiệp. Nghiên cứu đặt ra vấn đề đối với các tỉnh thành trong việc đưa địa phương của mình trở thành một nơi hấp dẫn đối với các nhà đầu tư và là một điểm đến lý tưởng cho các sản phẩm và dịch vụ xuất khẩu. Khi đó địa phương có thể đạt được mục tiêu phát triển kinh tế và cải thiện chất lượng cuộc sống của người dân.

Tài liệu tham khảo

- Arnal, E., & Hijzen, A. (2008), *The Impact of Foreign Direct Investment on Wages and Working conditions* (Issue June), OECD Social, Employment and Migration Working Papers No. 68. DOI: <https://doi.org/10.1787/1815199X>
- Bộ Công Thương (2022), *Báo cáo Xuất Nhập Khẩu Việt Nam 2021*, Bộ Công thương, Hà Nội.
- Borjas, G. J., & Ramey, V. A. (1995), 'Foreign Competition, Market Power, and Wage Inequality', *The Quarterly Journal of Economics*, 110(4), 1075–1110. DOI: <https://doi.org/10.1093/ITNOW/BWAA110>.
- Chen, Z., Ge, Y., & Lai, H. (2011), 'Foreign direct investment and wage inequality: Evidence from China', *World Development*, 39(8), 1322–1332. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2010.12.006>.
- IMF (1993), *Balance of Payments Manual*, International Monetary Fund. DOI: <https://doi.org/10.5089/9781557753670.071>.
- Kramarz, F. (2017), 'Evidence from Data Matching Imports, Firms, and Workers', In Fontagné Lionel & Harrison, Ann E., *The factory-free economy outsourcing, servitization, and the future of industry*, Oxford University Press, 257–301.
- Lee, J. W., & Wie, D. (2015), 'Technological change, skill demand, and wage inequality: Evidence from Indonesia', *World Development*, 67, 238–250. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2014.10.020>.
- Lundin, N., & Yun, L. (2009), 'International trade and inter-industry wage structure in Swedish manufacturing: Evidence from matched employer - Employee data', *Review of International Economics*, 17(1), 87–102. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1467-9396.2008.00777.x>.

-
- Nguyễn Thị Thái Hưng (2019), ‘Tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài đến bất bình đẳng thu nhập ở Việt Nam: Thực trạng và khuyến nghị’, *Tạp chí Công thương*, 21, 40-45.
- OECD (1996), *Benchmark Definition of Foreign Direct Investment (3rd Ed)*, Organisation for Economic Cooperation and Development.
- Phạm Minh Thái, Vũ Thị Vân Ngọc & Nguyễn Thị Vân Hà (2022), ‘Thu nhập của lao động làm công ăn lương trong một số ngành định hướng xuất khẩu ở Việt Nam’, *Khoa học xã hội Việt Nam*, 11, 69-78.
- Ramasamy, B., & Yeung, M. (2005), ‘The Dynamic Relationship between FDI and Wages: Evidence from the People’s Republic of China’, *Journal of International Business and Economy*, 6(1), 23–42. DOI: <https://doi.org/10.51240/jibe.2005.1.2>
- Schank, T., Schnabel, C., & Wagner, J. (2010), ‘Higher wages in exporting firms: Self-selection, export effect, or both? First evidence from linked employer-employee data’, *Review of World Economics*, 146(2), 303–322. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10290-010-0049-7>.
- Tintin, C. (2012), ‘Foreign Direct Investment , Labor Income and Inequality : Evidence from OECD Countries’, *Journal of Economics and Finance Studies*, 4(1), 51–60.
- Tomohara, A., & Takii, S. (2011), ‘Does globalization benefit developing countries? Effects of FDI on local wages’, *Journal of Policy Modeling*, 33(3), 511–521. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2010.12.010>.
- Tổng cục Thống kê (2022), *Niên giám thống kê - The Statistical Yearbook 2021*, Nhà xuất bản Thống kê, Hà Nội.
- UNCTAD (1999), *World Investment Report 1999: Foreign Direct Investment and the Challenge of Development*, United Nations Conference on Trade and Development, United Nations, New York and Geneva.
- Vahter, P. (2004), ‘The Effect of Foreign Direct Investment on Labour Productivity: Evidence from Estonia and Slovenia’, *SSRN Electronic Journal*. DOI: <https://doi.org/10.2139/ssrn.623184>.
- Yang, Y., & Mallick, S. (2010), ‘Export Premium, Self-selection and Learning-by-Exporting: Evidence from Chinese Matched Firms’, *World Economy*, 33(10), 1218–1240. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1467-9701.2010.01277.x>.
- Yasin, M. Z., Esquivias, M. A., & Arifin, N. (2022), ‘Foreign Direct Investment and Wage Spillovers in the Indonesian Manufacturing Industry’, *Buletin Ekonomi Moneter Dan Perbankan*, 25, 125–160. DOI: <https://doi.org/10.21098/bemp.v25i0.1821>.

MỨC ĐỘ CHUYỂN ĐỔI SỐ TRONG KẾ TOÁN TẠI DOANH NGHIỆP CỦA VIỆT NAM

Nguyễn Thị Hồng Duyên

Khoa Kế toán – Kiểm toán, Trường Đại học Công Nghiệp Hà Nội

Email: nguyenthihongduyen@hau.edu.vn

Vũ Thị Thanh Bình

Khoa Kế toán – Kiểm toán, Trường Đại học Kinh tế - Đại học Quốc Gia Hà Nội

Email: vttbinh@vnu.edu.vn

Nguyễn Thị Hồng Nga

Trung tâm Sau đại học, Trường Đại học Công Nghiệp Hà Nội

Email: nguyenthihongnga@hau.edu.vn

Mã bài: JED-1260

Ngày nhận: 30/05/2023

Ngày nhận bản sửa: 13/06/2023

Ngày duyệt đăng: 07/07/2023

DOI 10.33301/JED.VI.1260

Tóm tắt:

Chuyển đổi số thay đổi mô hình kinh doanh của các doanh nghiệp kéo theo nhu cầu chuyển đổi số trong kế toán. Nghiên cứu này đánh giá mức độ chuyển đổi số trong kế toán tại các doanh nghiệp và khám phá những yếu tố ảnh hưởng đến chuyển đổi số trong kế toán. Dữ liệu nghiên cứu thu thập 200 phiếu từ quản trị các cấp và nhân viên kế toán tại các doanh nghiệp. Nghiên cứu sử dụng kỹ thuật thống kê mô tả và phân tích định lượng các dữ liệu nghiên cứu. Kết quả cho thấy mức độ chuyển đổi số trong kế toán tại các doanh nghiệp là chưa cao và có sự khác biệt về mức độ chuyển đổi số trong kế toán giữa các doanh nghiệp khác nhau về quy mô và lĩnh vực kinh doanh. Kết quả cũng làm rõ 05 yếu tố ảnh hưởng nhất đến mức độ chuyển đổi số trong kế toán tại các doanh nghiệp. Nghiên cứu thảo luận những giải pháp giúp gia tăng hiệu quả chuyển đổi số trong kế toán tại các doanh nghiệp.

Từ khóa: Kế toán, chuyển đổi số, mức độ chuyển đổi số trong kế toán, yếu tố ảnh hưởng.

Mã JEL: M40, M15, L25.

The maturity of digital transformation in accounting in Vietnamese firms

Abstract

Digital transformation changes business models leading to a need for digital transformation in accounting. This research aims to evaluate the maturity of digital transformation in accounting and investigate the factors influencing the maturity of digital transformation in the field of accounting. The study surveyed 200 respondents as managers and accounting staff of Vietnamese firms and employed descriptive statistics and quantitative analysis to analyze data. The results illustrate that the maturity of digital transformation in accounting is low, with a statistical difference in the level of digital transformation maturity in accounting among firms of different sizes and business sectors. The finding also illustrates five influential factors in implementing digital transformation in accounting. Based on the findings, the study proposes some solutions for improving digital transformation of accounting in Vietnamese firms.

Keywords: Accounting, digital transformation, maturity of digital transformation, determinants.

JEL Codes: M40, M15, L25

1. Giới thiệu

Chuyển đổi số đang diễn ra mạnh mẽ, kỳ vọng tạo ra nhiều cơ hội trong việc nâng cao năng suất lao động, trình độ công nghệ và khả năng cạnh tranh cho quốc gia cũng như doanh nghiệp của Việt Nam. Với việc ban hành Quyết định số 749/QĐ-TTg, Việt Nam khẳng định tầm nhìn trở thành quốc gia số (Chính phủ, 2020) nhằm mang lại sự thay đổi toàn diện trong các lĩnh vực. Các chương trình phát triển ở các mức độ khác nhau nhằm đổi mới hoạt động quản lý, điều hành của chính phủ, hoạt động sản xuất kinh doanh của doanh nghiệp cũng như lối sống của người dân. Sau đại dịch Covid-19, chuyển đổi số tại Việt Nam cho thấy ảnh hưởng lan tỏa tới mọi lĩnh vực kinh tế - xã hội.

Chuyển đổi số của chính phủ đã thúc đẩy chuyển đổi số tại các doanh nghiệp. Theo báo cáo của Bộ thông tin và truyền thông & Hội tin học Việt Nam (2018), chuyển đổi số trong lĩnh vực công như Bộ tài chính, Bảo hiểm xã hội Việt Nam đòi hỏi doanh nghiệp cũng phải thích ứng. Doanh nghiệp chuyển đổi số mô hình kinh doanh đã dẫn đến chuyển đổi số trong kế toán. Các công nghệ như dữ liệu lớn, điện toán đám mây đã giúp quy trình kế toán được thực hiện theo thời gian thực và bảo mật hơn, tổ chức kế toán trở nên linh hoạt hơn, báo cáo tài chính cung cấp nhiều thông tin có giá trị và làm thay đổi đáng kể vai trò của kế toán. Năm 2022, chính phủ Việt Nam đã phê duyệt Chiến lược kế toán - kiểm toán đến năm 2030 nhấn mạnh sự cần thiết phải tăng cường việc áp dụng công nghệ thông tin và chuyển đổi số trong công tác kế toán, kiểm toán (Chính phủ, 2022).

Tuy nhiên, các nghiên cứu về chuyển đổi số trong kế toán của Việt Nam hiện nay rất hạn chế, như mới chỉ xem xét ảnh hưởng của nhận thức đến thực hiện kế toán số (Phạm Quang Huy & Vũ Kiến Phúc, 2021) hay về những định hướng cho thúc đẩy chuyển đổi số trong lĩnh vực kế toán, kiểm toán (Nguyễn Phước Bảo Ân & cộng sự, 2021). Với những khoảng trống nghiên cứu hiện nay, mục tiêu nghiên cứu này nhằm đánh giá mức độ chuyển đổi số trong kế toán và khảo sát yếu tố ảnh hưởng đến mức độ chuyển đổi số trong kế toán. Nghiên cứu nhằm cung cấp những đóng góp cho cả lý thuyết và thực hành chuyển đổi số trong kế toán. Cấu trúc bài nghiên cứu được trình bày trong các phần tiếp theo gồm có cơ sở lý thuyết, phương pháp nghiên cứu, kết quả nghiên cứu và thảo luận và phần kết luận nghiên cứu.

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu

2.1. Chuyển đổi số trong kế toán

Chuyển đổi số là một quá trình thay đổi các phương pháp và mô hình hiện có bằng cách sử dụng công nghệ thông tin mới nhất để tạo ra thông tin theo thời gian thực nhằm đưa ra quyết định nhanh chóng (Zeltser & cộng sự 2019). Mức độ thực hiện chuyển đổi số ở các quốc gia hay các doanh nghiệp là rất khác nhau tùy thuộc vào mức độ phát triển ở mỗi quốc gia cũng như những nguồn lực dành cho chuyển đổi số. Sự ưu tiên cho chuyển đổi số ở khắp các quốc gia đã thúc đẩy sự thay đổi về mô hình kinh doanh trong các lĩnh vực từ công đến tư nhân (Gonçalves & cộng sự 2022).

Trong kế toán, chuyển đổi số giúp hệ thống thông tin kế toán tiết kiệm thời gian, chi phí trong quá trình xử lý, giảm thiểu các sai sót và giúp gia tăng hiệu quả công việc, thông qua việc xử lý lượng lớn các giao dịch một cách nhanh chóng, tức thì nhưng vẫn đạt được chất lượng và tính minh bạch của thông tin kế toán (Yoon, 2020). Ngoài ra, chuyển đổi số cung cấp các công cụ kiểm soát quyền truy cập vào các sổ cái phân tán và dữ liệu lớn, được hỗ trợ bởi các công cụ phân tích dựa trên đám mây và trí tuệ nhân tạo, sẽ giúp tự động hóa việc ra quyết định trên quy mô lớn (Quattrone, 2016) và giúp tạo ra không gian làm việc thoải mái cho nhân viên kế toán thông qua sử dụng các ứng dụng văn phòng điện tử để nhân viên chủ động giải quyết công việc, dễ dàng tạo báo cáo cho các nhà quản trị một cách nhanh chóng và thuận tiện. Tuy nhiên, thay đổi các chu trình kinh doanh đã mang đến những mối thách thức mới. Chuyển đổi số đi kèm với sự tự động hóa các hoạt động, quy trình kinh doanh đe dọa đến chất lượng thông tin kế toán nếu không thiết kế quy trình một cách đồng bộ và chặt chẽ (Korhonen & cộng sự 2021). Ngoài ra, người làm kế toán phải đối mặt với những thách thức như làm việc với các loại dữ liệu khác nhau đòi hỏi họ cần có khả năng tích hợp dữ liệu từ các bộ phận khác nhau hay những năng lực mới như quản lý dữ liệu, phân tích và trực quan hóa dữ liệu và đặc biệt là thích ứng với công nghệ. Nói chung, chuyển đổi số trong lĩnh vực kế toán đã mang lại cho doanh nghiệp nhiều lợi ích và các cơ hội kinh doanh, nhưng cũng có những thách thức và những rủi ro mà doanh nghiệp cần phải quan tâm hơn cho chuyển đổi số. Với thực trạng chuyển đổi số trong kế toán và kiểm toán

của Việt Nam còn khá đơn giản, ở cấp độ thấp (Nguyễn Phước Bảo Ân & cộng sự 2021) đòi hỏi có sự quan tâm, đầu tư tương xứng để có thể khai thác hết vai trò của kế toán trong doanh nghiệp.

2.2. Tổng quan nghiên cứu các công nghệ của chuyển đổi số trong kế toán

Trong quá trình chuyển đổi số kế toán, các ứng dụng công nghệ được vận dụng trong các doanh nghiệp rất đa dạng. Các doanh nghiệp ở các lĩnh vực khác nhau có sự đầu tư vào các ứng dụng công nghệ khác nhau (Bình & cộng sự, 2020), cho nên mức độ chuyển đổi số trong kế toán là không đồng đều với sự ứng dụng đa dạng các công nghệ mới. Báo cáo của ACCA/IMA (2013) chỉ ra 10 xu hướng công nghệ tiềm năng ảnh hưởng đến kế toán, trong khi đó, Lyford-Smith (2019) nhấn mạnh rằng có 04 công nghệ có ảnh hưởng mạnh mẽ trong lĩnh vực kế toán. Một số nghiên cứu khác cũng đề cập đến các ứng dụng công nghệ được áp dụng trong lĩnh vực kế toán và tạo ra những thay đổi lớn trong hệ thống kế toán doanh nghiệp và có thể thấy sự phổ biến của 08 công nghệ sau:

Công nghệ điện toán đám mây (Cloud Accounting): Đám mây là một nền tảng giúp dữ liệu và phần mềm có thể truy cập trực tuyến mọi lúc, mọi nơi, từ hầu hết mọi thiết bị có kết nối Internet (Khanom, 2017). Trong lĩnh vực kế toán, các nhà cung cấp dịch vụ đã phát triển các ứng dụng kế toán dựa trên nền tảng đám mây, được hỗ trợ bởi công nghệ điện toán đám mây (Păcurari & Nechita, 2013). Công nghệ này là một cuộc cách mạng cải thiện kế toán vì nó giúp cải thiện công việc kế toán đáng kể về tốc độ, tiết kiệm thời gian và tiền bạc.

Công nghệ chuỗi khối (Blockchain): Blockchain là cơ sở dữ liệu phân tán của các bản ghi hoặc số cái của tất cả các giao dịch hoặc sự kiện đã được thực hiện và chia sẻ giữa các bên tham gia (Demirkan & cộng sự, 2020). Blockchain giúp toàn vẹn dữ liệu, xử lý và chia sẻ nhanh chóng, xử lý điều khiển tự động theo chương trình, góp phần đáng kể vào việc phát triển các hệ thống kế toán mới. ACCA/IMA (2013) cho rằng blockchain là công nghệ tác động trực tiếp tới các nghiệp vụ kế toán.

Hệ thống hoạch định nguồn lực (ERP): ERP bao gồm các giải pháp phần mềm toàn diện, tích hợp đầy đủ các quy trình và chức năng của doanh nghiệp nhằm thể hiện cái nhìn tổng thể về doanh nghiệp từ một kiến trúc công nghệ thông tin (Granlund & Malmi, 2002). Hệ thống ERP cung cấp một số mô-đun riêng biệt nhưng tích hợp, có thể được cài đặt dưới dạng một gói cho doanh nghiệp, tổ chức, giúp cải thiện thời gian thực hiện nhiệm vụ kế toán, dữ liệu được thu thập và xử lý dễ dàng, tăng mức độ linh hoạt cho hoạt động kế toán (Kanellou & Spathis, 2013).

Dữ liệu lớn (Big Data): Dữ liệu lớn là một thuật ngữ chỉ các tập dữ liệu khổng lồ có cấu trúc lớn, đa dạng và phức tạp hơn với những khó khăn trong việc lưu trữ theo cách truyền thống, phân tích và trực quan hóa cho các quy trình (Yao & Gao, 2020). Trong kế toán, dữ liệu lớn là một tập hợp con của dữ liệu doanh nghiệp được sử dụng để phân tích và dự báo. Dữ liệu lớn bao gồm dữ liệu bên trong và bên ngoài mới, phần lớn không có cấu trúc nhưng mang lại những hiểu biết mới về hiệu quả kinh doanh (Cockcroft & Russell, 2018). Dữ liệu lớn được sử dụng trong kế toán vì nó giúp doanh nghiệp phân tích dữ liệu, xác định đối tượng và dự đoán kết quả kinh doanh (Meraghni & cộng sự 2021).

Trí tuệ nhân tạo (AI): Kế toán hiện đang là một lĩnh vực được ứng dụng trí tuệ nhân tạo từ tự động hóa đơn giản đến tự động hóa quy trình bằng robot. Theo Lee & Tajudeen (2020), việc sử dụng phần mềm kế toán trên nền tảng AI giúp tăng năng suất và hiệu quả, nâng cao dịch vụ khách hàng, hỗ trợ phong cách làm việc linh hoạt, tăng khả năng quản trị quy trình cũng như tiết kiệm nhân lực. Sử dụng AI cho phép kế toán tập trung vào các nhiệm vụ có giá trị hơn như ra quyết định, giải quyết vấn đề, tư vấn, phát triển chiến lược và lãnh đạo (FSB, 2017). Tuy vậy, công nghệ này cũng có thể đe dọa vai trò của một số kế toán viên hoặc thậm chí vi phạm các tiêu chuẩn đạo đức nếu nó không được thiết kế và triển khai đúng cách.

Ngôn ngữ báo cáo kinh doanh mở rộng (XBRL): XBRL là một ngôn ngữ đánh dấu điện tử giúp chuyển đổi thông tin tài chính và phi tài chính thành các định dạng mà máy có thể đọc được và con người có thể đọc được, phổ biến như dùng để nộp tờ khai điện tử (ACCA/IMA, 2013). XBRL cung cấp các cơ hội nghiên cứu phong phú, bao gồm các nguyên tắc phân loại mới, kế toán cơ sở dữ liệu, đảm bảo báo cáo tài chính, giao diện người/máy tính, quy trình phát triển tiêu chuẩn (Debreceeny & Gray, 2001). Sử dụng XBRL giúp chuẩn hóa và kết nối các cơ sở dữ liệu để giảm thiểu những nguy cơ về rủi ro gian lận trong hệ thống thông tin kế toán (Yoon, 2020).

Internet vạn vật (IoT): IoT là mạng lưới các đối tượng vật lý được nhúng với thiết bị điện tử, mạch, phần mềm, cảm biến và kết nối mạng cho phép thu thập và trao đổi dữ liệu (Gokhale & cộng sự 2018). IoT sẽ đóng một vai trò to lớn cả về tài chính và kế toán trong tương lai gần và sẽ là một phần không thể thiếu trong hai chức năng kinh doanh, giúp kế toán trong việc cung cấp dữ liệu cho các mô hình kinh doanh, quản lý tài sản, quản lý hàng tồn kho, dịch vụ thanh toán, hoạt động kiểm toán, lập ngân sách và tư vấn cho khách hàng (Yilmaz & Hazar, 2019).

Tự động hóa quá trình bằng robot (RPA): RPA là một lĩnh vực tối ưu hóa tác vụ bao gồm mô phỏng các hoạt động của con người thông qua máy móc (Gonçalves & cộng sự 2022). Việc sử dụng hiệu quả RPA yêu cầu ứng dụng các thuật toán AI và có thể tự động hóa quy trình thông minh (Lin, 2018) và do đó, RPA có tác động lớn đối với các hoạt động kế toán. Việc thu thập và nhập dữ liệu từng chiếm phần lớn thời gian trong ngày của kế toán đang được tự động hóa bằng robot, tuy nhiên, cần cân nhắc các vấn đề về quản trị, rủi ro và tuân thủ khi thực hiện RPA (Harrast, 2020).

2.3. Tổng quan về các yếu tố ảnh hưởng đến chuyển đổi số trong kế toán

Có nhiều nghiên cứu tìm hiểu về yếu tố ảnh hưởng đến quá trình chuyển đổi số nói chung và trong lĩnh vực kế toán nói riêng. Nwankpa & Roumani (2016) đã nhấn mạnh về yếu tố năng lực về công nghệ thông tin đối với quá trình chuyển đổi số của doanh nghiệp. Quá trình chuyển đổi số nhấn mạnh đến sự thay đổi mạnh mẽ và tức thời trong giai đoạn đầu của chuyển đổi số có thể gây ra sự gián đoạn trong kinh doanh. Chính vì vậy mà Gamil & Cwirzen (2022) cũng củng cố cho các doanh nghiệp chú ý về sự ứng dụng mạnh mẽ về công nghệ, trong khi đó, Ghobakhloo & Iranmanesh (2021) nhấn mạnh việc xây dựng chiến lược hay những hướng dẫn cho quá trình chuyển đổi số.

Osmundsen & cộng sự (2018) đã thống kê 08 nhóm nhân tố có ảnh hưởng đến sự thành công của quá trình chuyển đổi số tại các doanh nghiệp bao gồm: Văn hóa doanh nghiệp có tính hỗ trợ; quản lý tốt các hoạt động chuyển đổi số; tận dụng được kiến thức có sẵn bên trong và ngoài công ty; thu hút và gắn kết nhà quản lý và nhân viên; phát triển năng lực của hệ thống thông tin của công ty; phát triển khả năng năng động và thích ứng của công ty; phát triển chiến lược kinh doanh kỹ thuật số và đồng bộ giữa hoạt động kinh doanh và hệ thống thông tin. Trong lĩnh vực kế toán, tác giả Kruskopf & cộng sự (2020) đã nhấn mạnh đến vai trò của yếu tố con người trong quá trình chuyển đổi số của kế toán doanh nghiệp. Trong khi đó, Morakanyane & cộng sự (2020) tổng hợp và trình bày các kết quả từ các nghiên cứu trước, chỉ ra các nhóm nhân tố ảnh hưởng đến sự thành công của chuyển đổi số trong doanh nghiệp gồm: Sự xuất hiện của các tác nhân chuyển đổi số, sự xuất hiện của tổ chức chuyển đổi số; trau dồi văn hóa chuyển đổi số; sự phát triển tầm nhìn chuyển đổi số; sự xác định các yếu tố ảnh hưởng đến chuyển đổi số; xác định các lĩnh vực được chuyển đổi số; và xác định tác động của chuyển đổi số. Việc xác định toàn diện quá trình chuyển đổi số từ tác nhân gây ra, đến quá trình thực hiện, những yếu tố ảnh hưởng và tác động đến doanh nghiệp sẽ giúp có sự chuẩn bị và tạo sự thành công cho quá trình chuyển đổi số.

Như vậy, các nghiên cứu trước đã có những hướng tiếp cận khác nhau để chỉ ra các yếu tố ảnh hưởng đến thực hiện chuyển đổi số. Nghiên cứu này kế thừa kết quả nghiên cứu của Osmundsen & cộng sự (2018) với 08 nhóm yếu tố để sử dụng khảo sát ảnh hưởng của các yếu tố này đến quá trình chuyển đổi số trong kế toán trong các doanh nghiệp.

3. Phương pháp nghiên cứu

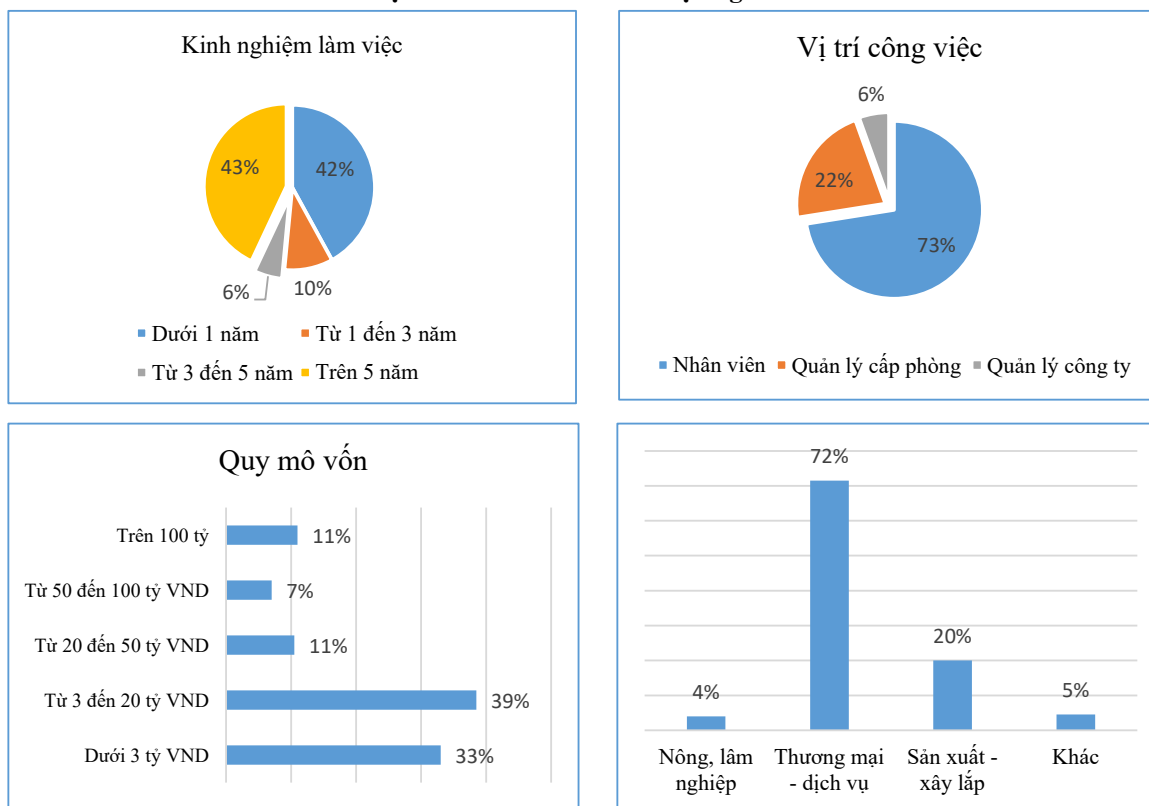
Đo lường biến nghiên cứu: Nghiên cứu thực hiện phát triển thang đo dựa trên tổng quan nghiên cứu tài liệu. Cụ thể, nghiên cứu đã phát triển thang đo về mức độ chuyển đổi số dựa trên tổng quan nghiên cứu về 08 công nghệ sử dụng phổ biến trong lĩnh vực kế toán tương ứng với 08 chỉ báo đo lường. Mức độ thực hiện tại doanh nghiệp 08 công nghệ, gồm: Blockchain, CloudAcc, ERP, Bigdata, AI, IoT, XBRL, Robot. Nghiên cứu thực hiện đánh giá mức độ thực hiện các ứng dụng cho chuyển đổi số tại doanh nghiệp theo thang 5 điểm, từ (1) Không thực hiện, (2) Kém, (3) Trung bình, (4) Khá và (5) Tốt.

Xác định cỡ mẫu tối thiểu: Cỡ mẫu trong nghiên cứu được xác định theo phương pháp nghiên cứu sử dụng trong bài báo. Theo Nguyễn Đình Thọ (2013) thì cỡ mẫu sử dụng phân tích nhân tố khám phá được xác định theo công thức: Cỡ mẫu tối thiểu = 5 x Số lượng chỉ báo đo lường.

Nghiên cứu sử dụng 08 chỉ báo đo lường cho biến mức độ chuyển đổi số. Theo đó cỡ mẫu tối thiểu trong

nghiên cứu này là 40 phiếu khảo sát. Kết quả khảo sát thu được 200 phiếu, đáp ứng yêu cầu về cỡ mẫu, đảm bảo phân tích nhân tố khám phá. Với cỡ mẫu là 200, nghiên cứu thực hiện phân tích đặc điểm của khách thể khảo sát, gồm có đặc điểm về cá nhân và đặc điểm về tổ chức, kết quả được trình bày tại Hình 1.

Hình 1: Đặc điểm của mẫu và dữ liệu nghiên cứu



Đối với đặc điểm cá nhân, nghiên cứu khảo sát gồm có đặc điểm về vị trí công việc và kinh nghiệm làm việc. nghiên cứu khảo sát đặc điểm tổ chức gồm quy mô vốn và lĩnh vực kinh doanh chính. Kết quả cho thấy dữ liệu khảo sát cũng đa dạng và số lượng của mỗi nhóm đều lớn hơn 5, đáp ứng yêu cầu cho phân tích so sánh sự khác biệt giữa các nhóm.

Xử lý dữ liệu: Nghiên cứu đã sử dụng các phương pháp thống kê mô tả, phân tích chất lượng thang đo, phân tích phương sai giữa các nhóm. Wieland & cộng sự (2017) đề xuất thực hiện theo phân tích độ tin cậy thang đo để kiểm tra tính nhất quán của thang đo và phân tích nhân tố khám phá (EFA) để kiểm tra mức độ hội tụ của các chỉ báo đo lường. Phân tích độ tin cậy của thang đo được thực hiện thông qua xem xét hệ số Cronbach's alpha, với khuyến nghị hệ số Cronbach's Alpha lớn hơn 0,6 trong phân tích khám phá (Tavakol & Dennick, 2011), và tương quan biến – tổng lớn hơn 0,3 (Nguyễn Đình Thọ, 2013). Đối với phân tích EFA, nghiên cứu sử dụng phương pháp phân tích thành phần chính, với phép quay Varimax. Các ngưỡng phân tích của các chỉ báo gồm: Hệ số KMO $\geq 0,5$ và hệ số sig. của kiểm định Bartlett $\leq 0,05$ (Field, 2009). Hệ số Eigenvalue dừng tại 1 sẽ cho biết số nhóm nhân tố tải lên trong phân tích EFA (Kaiser, 1974). Nghiên cứu sử dụng phần mềm SPSS 20 để hỗ trợ thực hiện các phân tích. Ngoài ra, nghiên cứu sử dụng nghiên cứu thống kê mô tả để xác định 05 yếu tố ảnh hưởng nhiều nhất đến mức độ chuyển đổi số trong kế toán.

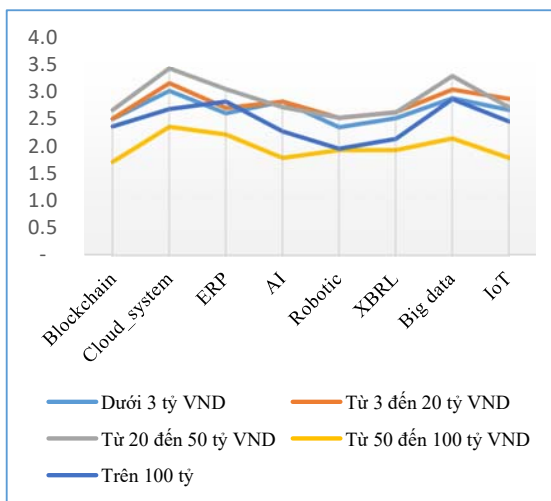
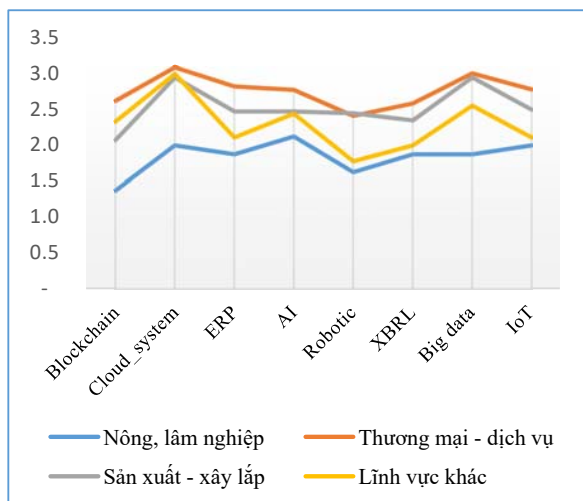
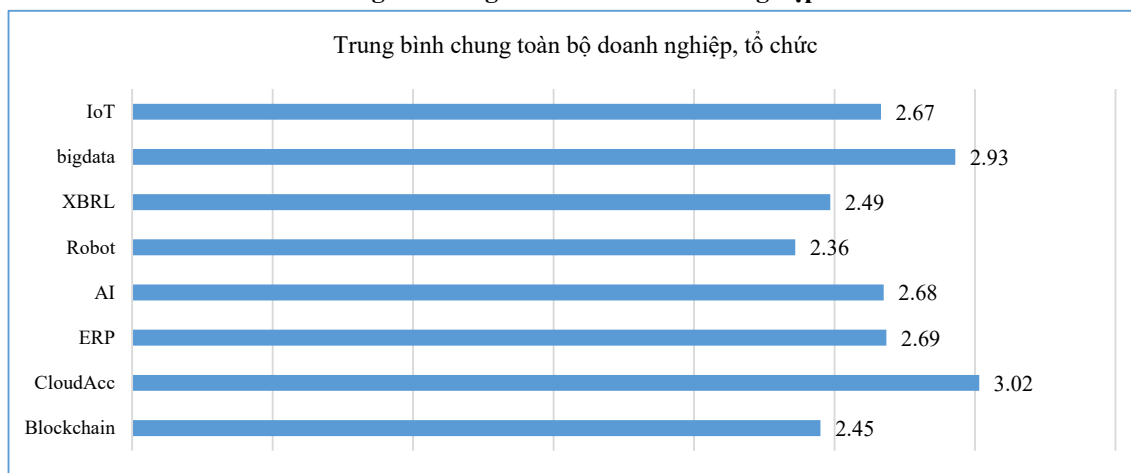
4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Chuyển đổi số trong kế toán

Kết quả tại Hình 2 cho thấy đánh giá mức độ thực hiện các ứng dụng của chuyển đổi số trong kế toán ở mức độ thấp và trung bình, cụ thể, thực hiện công nghệ điện toán đám mây (CloudAcc) có giá trị cao nhất, đạt mức trung bình, các ứng dụng còn lại đều kém thực hiện tại các doanh nghiệp, tổ chức. Theo lĩnh vực hoạt động thì các doanh nghiệp nông, lâm, thủy sản có mức độ thực hiện thấp nhất đối với tất cả các ứng dụng công nghệ này. Trong khi đó, theo quy mô nguồn vốn thì các doanh nghiệp có quy mô từ 50 đến 100

tỷ đồng có mức độ thực hiện thấp nhất và doanh nghiệp có quy mô từ 20 đến 50 tỷ có mức độ thực hiện cao nhất các ứng dụng công nghệ của chuyển đổi số trong kế toán.

Hình 2: Mức độ thực hiện các ứng dụng chuyển đổi số trong kế toán giữa các nhóm doanh nghiệp



Nghiên cứu thực hiện đánh giá chất lượng thang đo thông qua phân tích độ tin cậy thang đo và phân tích EFA. Kết quả được trình bày tóm tắt tại Bảng 1.

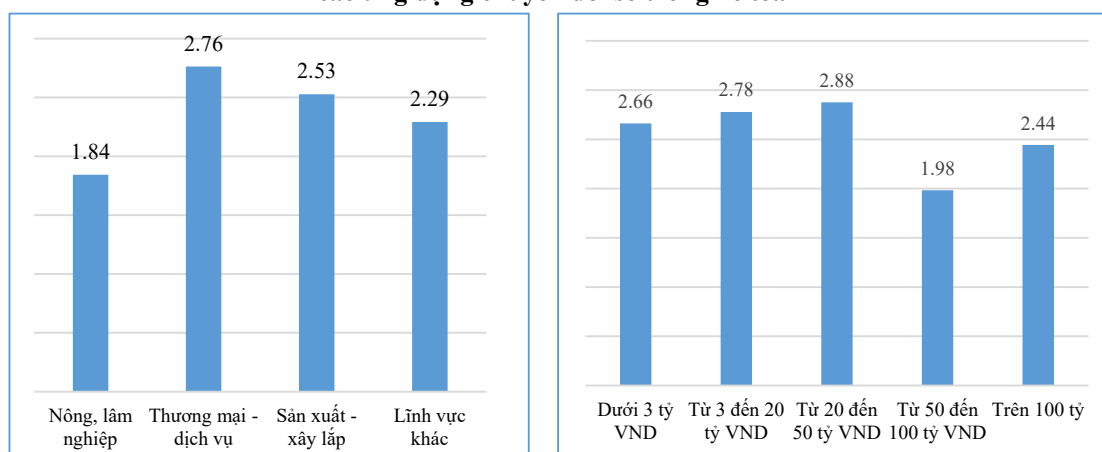
Bảng 1: Tóm tắt kết quả phân tích chất lượng thang đo mức chuyển đổi số trong kế toán

Hệ số Cronbach's Alpha = 0,94		
	Tương quan biến – tổng	Cronbach's Alpha nếu loại biến
Blockchain	0,762	0,933
CloudAcc	0,772	0,932
ERP	0,767	0,933
AI	0,799	0,931
Robot	0,791	0,931
XBRL	0,780	0,932
bigdata	0,812	0,930
IoT	0,794	0,931
Hệ số KMO = 0,920		
Kiểm định Bartlett	Chi-Square	1239,790
	df	28
	Sig.	0,000
Hệ số Eigenvalue = 1	Tổng phương sai trích (%) = 70,329	

Nguồn: Tổng hợp của tác giả

Nghiên cứu phát triển thang đo mức độ chuyển đổi thông qua đo lường mức độ thực hiện 08 ứng dụng công nghệ phổ biến trong kế toán. Kết quả tại Bảng 1 về phân tích độ tin cậy của thang đo với hệ số Cronbach's Alpha của các chỉ báo đo lường biến nghiên cứu là 0,94, với tương quan biến tổng đều lớn hơn 0,3. Kết quả phản ánh sự nhất quán nội bộ trong thang đo của biến nghiên cứu mức độ chuyển đổi số trong kế toán. Kết quả phân tích EFA với hệ số KMO = 0,92 > 0,5 và hệ số sig. = 0,000 cho thấy phân tích nhân tố phù hợp với dữ liệu nghiên cứu. 08 chỉ báo đo lường chỉ tải lên 1 nhóm duy nhất với mức độ trích xuất là 70,329%. Các kết quả phân tích độ tin cậy thang đo và phân tích EFA cho thấy chất lượng thang đo được xây dựng là hoàn toàn phù hợp. Nghiên cứu tính giá trị đại diện cho biến mức độ chuyển đổi số trong kế toán (DiTA). Nghiên cứu phân tích thông qua thống kê mô tả trung bình mức độ chuyển đổi số trong kế toán theo lĩnh vực kinh doanh và quy mô nguồn vốn (Hình 3).

Hình 3: Kết quả thống kê mức độ thực hiện các ứng dụng chuyển đổi số trong kế toán



Kết quả cho thấy các doanh nghiệp thương mại – dịch vụ có mức độ thực hiện các ứng dụng chuyển đổi số trong kế toán cao hơn các nhóm ngành còn lại. Trong khi đó, về quy mô thì nhóm doanh nghiệp có quy mô nguồn vốn từ 20 đến 50 tỷ có mức độ chuyển đổi số trong kế toán là lớn nhất. Để kiểm định sự khác biệt về mức độ chuyển đổi số giữa các nhóm doanh nghiệp khác nhau về quy mô vốn và các loại kinh doanh, nghiên cứu thực hiện phân tích phương sai ANOVA. Kết quả phân tích được trình bày tổng hợp tại Bảng 2.

Bảng 2: Kết quả tổng hợp phân tích phương sai

	Kiểm định phương sai đồng nhất		Phân tích phương sai ANOVA	
	Kiểm định Levene	Sig.	Kiểm định F	Sig.
Quy mô vốn	0,63	0,642	2,233	0,067
Lĩnh vực kinh doanh	1,663	0,176	2,742	0,044

Nguồn: Tác giả phân tích và tổng hợp

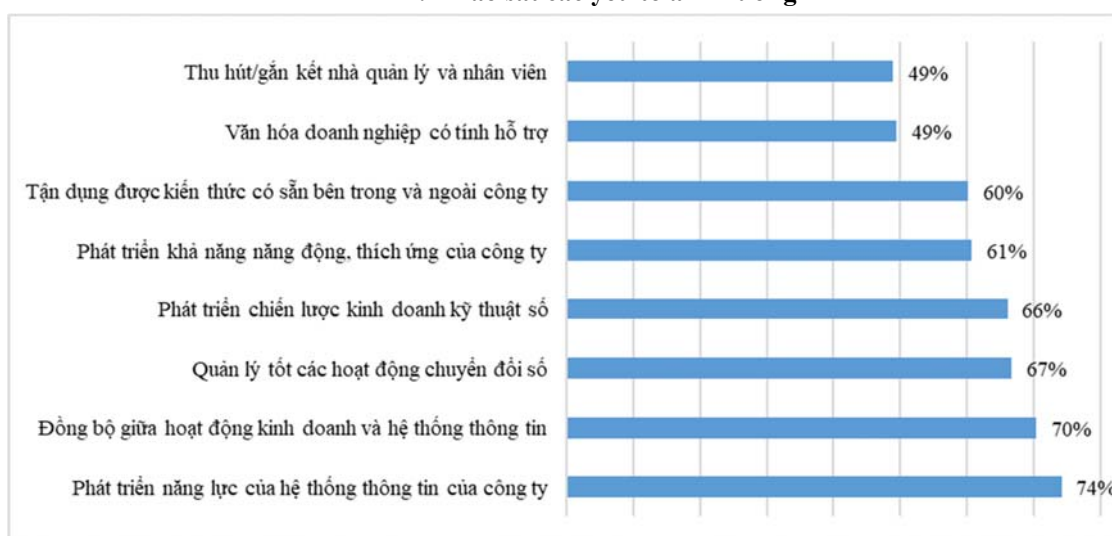
Kết quả tại Bảng 2, với nhóm doanh nghiệp quy mô vốn khác nhau, kết quả kiểm định Levene với mức ý nghĩa sig. = 0,642 > 0,5, bác bỏ giả thuyết về phương sai giữa các nhóm khác nhau, cho thấy phương sai giữa các nhóm đồng nhất. Từ đó, dựa trên kết quả phân tích Anova giữa các nhóm, với độ tin cậy 90%, kết quả phân tích sử dụng kiểm định F có sig. = 0,067 cho thấy sự khác biệt có ý nghĩa thống kê về mức độ chuyển đổi số trong kế toán giữa các doanh nghiệp có quy mô khác nhau. Theo như kết quả thống kê tại Hình 3, các doanh nghiệp quy mô siêu nhỏ, nhỏ, vừa với quy mô nguồn vốn dưới 50 tỷ đồng có sự tăng lên về mức độ chuyển đổi số trong kế toán, tuy nhiên, từ quy mô vốn 50 tỷ đồng trở lên, mức độ chuyển đổi số trong kế toán lại giảm xuống. Kết quả này củng cố thêm nhận định của Vũ Thị Thanh Bình (2017) về sự khác biệt trong ứng dụng công nghệ giữa các doanh nghiệp có quy mô khác nhau. Đối với các doanh nghiệp thuộc các lĩnh vực kinh doanh khác nhau, kết quả kiểm định Levene có sig. = 0,176 > 0,5 cho thấy phương sai giữa các nhóm doanh nghiệp, tổ chức thuộc các lĩnh vực khác nhau đều đồng nhất. Kết quả phân tích phương sai giữa các nhóm doanh nghiệp thuộc các lĩnh vực kinh doanh có sig. = 0,044, với độ tin cậy 95%, đã khẳng

định sự khác biệt có ý nghĩa thống kê về mức độ chuyển đổi số giữa các doanh nghiệp thuộc các lĩnh vực kinh doanh khác nhau. Lĩnh vực thương mại – dịch vụ có mức độ chuyển đổi số trong kế toán mạnh mẽ hơn các nhóm còn lại. Có thể thấy các đặc điểm về ngành nghề kinh doanh đã đòi hỏi doanh nghiệp có mức độ chuyển đổi số khác nhau. Ngành thương mại – dịch vụ như bán lẻ, thương mại điện tử đã thực hiện chuyển đổi mô hình kinh doanh nhanh, tạo điều kiện thuận lợi cho lĩnh vực kế toán chuyển đổi số. Các ngành công nghiệp – xây dựng do tính phức tạp trong quy trình kinh doanh nên quá trình chuyển đổi số yêu cầu về sự đầu tư để số hóa dữ liệu cũng như chuẩn hóa các quy trình sản xuất, kinh doanh. Kết quả nghiên cứu này cũng nhất quán với những phát hiện trong báo cáo của USAID & ADE (2023) về sự khác biệt trong chuyển đổi số giữa các lĩnh vực.

4.2. Yếu tố ảnh hưởng mức độ chuyển đổi số trong kế toán

Nghiên cứu đưa vào khảo sát để khám phá các yếu tố ảnh hưởng trong bối cảnh các doanh nghiệp của Việt Nam dựa trên sự phân loại các yếu tố của Osmundsen & cộng sự (2018). Nghiên cứu sử dụng phân tích thống kê mô tả và xếp hạng các yếu tố được đánh giá. Kết quả được thống kê tại Hình 4.

Hình 4: Khảo sát các yếu tố ảnh hưởng



Kết quả Hình 4 cho thấy, 05 yếu tố có ảnh hưởng nhất đến quá trình thực hiện chuyển đổi số trong kế toán tại doanh nghiệp.

Thứ nhất là phát triển năng lực của hệ thống thông tin của công ty với 74% doanh nghiệp đồng ý. Nwankpa & Roumani (2016) cũng đã cho thấy các doanh nghiệp có năng lực về hệ thống thông tin thì sẽ dễ dàng thành công trong quá trình chuyển đổi số. Các doanh nghiệp có sẵn cơ sở hạ tầng và chủ động quản lý hệ thống thông tin thì chuyển đổi số kế toán sẽ dễ thành công hơn. Nên các doanh nghiệp muốn chuyển đổi số trong kế toán tốt cũng cần thiết kế lại các quy trình kinh doanh, số hóa các quy trình truyền thống.

Thứ hai là đồng bộ giữa hoạt động kinh doanh và hệ thống thông tin với 70% doanh nghiệp đồng ý. Các quy trình kinh doanh được diễn ra hàng ngày tại doanh nghiệp nhưng việc ghi nhận các hoạt động này vào hệ thống thông tin kế toán cần phải được đồng bộ. Các doanh nghiệp không lập tài liệu hệ thống, thủ tục hóa quy trình hay hệ thống thông tin sẽ không bắt kịp được các hoạt động kinh doanh. Nhiều doanh nghiệp có hoạt động kinh doanh ở nhiều địa bàn hay nhiều phòng ban sử dụng nhiều phần mềm quản lý riêng sẽ gây khó khăn cho việc tổng hợp, phân tích dữ liệu. Nên khi chuyển đổi số, các doanh nghiệp cần sử dụng ứng dụng đồng bộ giữa hoạt động kinh doanh và hệ thống thông tin kế toán của mình.

Thứ ba là quản lý tốt các hoạt động chuyển đổi số với 67% người khảo sát lựa chọn. Các doanh nghiệp nên tổ chức riêng một bộ phận chuyên trách để có thể quản lý các hoạt động chuyển đổi số. Nhưng nếu hạn chế về nguồn lực thì vẫn cần có người phụ trách để thực hiện quản lý tốt các hoạt động chuyển đổi số của doanh nghiệp.

Thứ tư là phát triển chiến lược kinh doanh kỹ thuật số với 66% đồng ý. Nếu doanh nghiệp không xây

dựng chiến lược cụ thể cho kinh doanh kỹ thuật số thì việc đầu tư chuyển đổi số có thể dẫn tới việc đầu tư manh mún, gây lãng phí, khó đồng bộ trong hệ thống. Xây dựng chiến lược kinh doanh sẽ giúp doanh nghiệp tích hợp được khả năng lãnh đạo, các hoạt động và trải nghiệm khách hàng được hỗ trợ các đổi mới kỹ thuật số mới nhất.

Thứ năm là phát triển khả năng năng động, thích ứng của công ty với 61% đồng ý. Các khả năng của nền tảng kỹ thuật số là điều cần thiết để đáp ứng những thay đổi đột phá trong kinh doanh (Karimi & Walter, 2015). Để đối phó với sự gián đoạn về kỹ thuật số trong khi chuyển đổi số, các doanh nghiệp cần phát triển các khả năng năng động, thích ứng của mình. Các năng lực động cho phép một công ty xác định và đáp ứng các cơ hội bằng cách chuyển đổi, cơ cấu lại nguồn lực và xây dựng các nền tảng kỹ thuật số để đáp ứng sự gián đoạn kỹ thuật số. Đây là 05 yếu tố được xếp hạng cao nhất dựa trên các doanh nghiệp khảo sát. Tuy nhiên, các yếu tố khác không phải là không ảnh hưởng, mà tùy vào mỗi doanh nghiệp khác nhau sẽ có những yếu tố quyết định đến mức độ chuyển đổi trong kế toán.

5. Kết luận

Chuyển đổi số như là một xu thế không thể tránh khỏi hiện nay, khi mà công nghệ ngày càng thay đổi nhanh chóng và mạnh mẽ thì các doanh nghiệp chỉ có thể thực hiện và thích ứng linh hoạt với công nghệ mới. Kết quả nghiên cứu này đã cho thấy rằng mức độ chuyển đổi số tại các doanh nghiệp được khảo sát nhìn chung còn rất thấp. Công nghệ được sử dụng phổ biến nhất trong lĩnh vực kế toán hiện nay là hệ thống kế toán đám mây, trong khi đó, các ứng dụng khác được thực hiện ở mức độ thấp. Ngoài ra, nghiên cứu cũng cho thấy ở các lĩnh vực kinh doanh khác nhau, quy mô khác nhau thì mức độ chuyển đổi số trong kế toán khác nhau. Thêm vào đó, nghiên cứu cũng chỉ ra 05 yếu tố có ảnh hưởng nhiều nhất đến mức độ chuyển đổi số trong kế toán tại các doanh nghiệp khảo sát. Từ những kết quả này, tác giả có những thảo luận giúp doanh nghiệp phát triển tốt chuyển đổi số trong kế toán thông qua khai thác hiệu quả các khía cạnh của các yếu tố ảnh hưởng. Tuy nhiên, nghiên cứu này mới chỉ dừng lại ở việc khám phá và xếp hạng 05 nhân tố ảnh hưởng đến chuyển đổi số trong kế toán. Các nghiên cứu trong tương lai có thể tiếp tục phát triển mô hình khám phá mức độ ảnh hưởng của các nhân tố đến thực hiện chuyển đổi số trong kế toán tại các doanh nghiệp.

Tài liệu tham khảo

- ACCA/IMA. (2013), *Digital Darwinism: Thriving in the Face of Technology Change*, Retrieved from <https://www.accaglobal.com/in/en/technical-activities/technical-resources-search/2013/october/digital-darwinism.html>
- Binh, V. T. T., Tran, N.-M., Thanh, D. M., & Pham, H.-H. (2020), 'Firm size, business sector and quality of accounting information systems: Evidence from Vietnam', *Accounting*, 6(3), 327-334, doi:<https://doi.org/10.5267/j.ac.2020.2.002>
- Bộ thông tin và truyền thông, & Hội tin học Việt Nam. (2018), *Báo cáo tóm tắt chỉ số sẵn sàng cho phát triển và ứng dụng CNTT-TT Việt Nam năm 2018 [Vietnam ICT Index 2018]*.
- Chính phủ (2020), *Quyết định số 749/QĐ-TTg về thúc đẩy "Chương trình chuyển đổi số Quốc gia đến năm 2025, định hướng đến năm 2023"*, ban hành ngày 03 tháng 6 năm 2020.
- Chính phủ (2022), *Quyết định số 633/QĐ-TTg về việc phê duyệt chiến lược kế toán - Kiểm toán đến năm 2030*, ban hành ngày 23 tháng 5 năm 2022.
- Cockcroft, S., & Russell, M. (2018), 'Big data opportunities for accounting and finance practice and research', *Australian Accounting Review*, 28(3), 323-333, doi: <https://doi.org/10.1111/auar.12218>
- Debreceeny, R., & Gray, G. L. (2001), 'The production and use of semantically rich accounting reports on the Internet: XML and XBRL', *International Journal of Accounting Information Systems*, 2(1), 47-74, doi: [https://doi.org/10.1016/S1467-0895\(00\)00012-9](https://doi.org/10.1016/S1467-0895(00)00012-9)
- Demirkan, S., Demirkan, I., & McKee, A. (2020), 'Blockchain technology in the future of business cyber security and accounting', *Journal of Management Analytics*, 7(2), 189-208, doi: <https://doi.org/10.1080/23270012.2020.173>

- Field, A. (2009), *Discovering statistics using SPSS* (Sage ed.), Dubai: Oriental Press.
- FSB. (2017), *Artificial Intelligence and Machine Learning in Financial Services: Market Developments and Financial Stability Implications*, Retrieved from <https://www.fsb.org/wp-content/uploads/P011117.pdf>
- Gamil, Y., & Cwirzen, A. (2022), 'Digital Transformation of Concrete Technology—A Review', *Frontiers in Built Environment*, 8, doi: 10.3389/fbuil.2022.835236
- Ghobakhloo, M., & Iranmanesh, M. (2021), 'Digital transformation success under Industry 4.0: A strategic guideline for manufacturing SMEs', *Journal of Manufacturing Technology Management*, 32(8), 1533-1556, doi: <https://doi.org/10.1108/JMTM-11-2020-0455>
- Gokhale, P., Bhat, O., & Bhat, S. (2018), 'Introduction to IOT', *International Advanced Research Journal in Science, Engineering and Technology*, 5(1), 41-44.
- Gonçalves, M. J. A., da Silva, A. C. F., & Ferreira, C. G. (2022), 'The future of accounting: how will digital transformation impact the sector?', *Informatics*, 9(1), 19. doi:<https://doi.org/10.3390/informatics9010019>
- Granlund, M., & Malmi, T. (2002), 'Moderate impact of ERPS on management accounting: a lag or permanent outcome?', *Management Accounting Research*, 13(3), 299-321. doi: <https://doi.org/10.1006/mare.2002.0189>
- Harrast, S. A. (2020), 'Robotic process automation in accounting systems', *The Journal of Corporate Accounting & Finance*, 31(4), 209-213, doi:<https://doi.org/10.1002/jcaf.22457>
- Kaiser, H. F. (1974), 'An index of factorial simplicity', *Psychometrika*, 39(1), 31-36.
- Kanellou, A., & Spathis, C. (2013), 'Accounting benefits and satisfaction in an ERP environment', *International Journal of Accounting Information Systems*, 14(3), 209-234. doi: <https://doi.org/10.1016/j.accinf.2012.12.002>
- Karimi, J., & Walter, Z. (2015), 'The role of dynamic capabilities in responding to digital disruption: A factor-based study of the newspaper industry', *Journal of Management Information Systems*, 32(1), 39-81, doi:<https://doi.org/10.1080/07421222.2015.1029380>
- Khanom, T. (2017), 'Cloud accounting: a theoretical overview', *IOSR Journal of Business and Management*, 19(6), 31-38.
- Korhonen, T., Selos, E., Laine, T., & Suomala, P. (2021), 'Exploring the programmability of management accounting work for increasing automation: an interventionist case study', *Accounting, Auditing & Accountability Journal*, 34(2), 253-280, doi: <https://doi.org/10.1108/AAAJ-12-2016-2809>
- Kruskopf, S., Lobbas, C., Meinander, H., Söderling, K., Martikainen, M., & Lehner, O. (2020), 'Digital Accounting and the Human Factor: Theory and Practice', *ACRN Journal of Finance and Risk Perspectives*, 9, 78-89, doi:<https://doi.org/10.35944/jofrp.2020.9.1.006>
- Lee, C. S., & Tajudeen, F. P. (2020), 'Usage and impact of artificial intelligence on accounting: Evidence from Malaysian organisations', *Asian Journal of Business and Accounting*, 13(1). doi: <https://doi.org/10.22452/ajba.vol13no1.8>
- Lin, P. (2018), 'Adapting to the new business environment: The rise of software robots in the workplace', *The CPA Journal*, 88(12), 60-63.
- Lyford-Smith, D. (2019), *Technology and the Profession—A Guide to ICAEW's Work*, Retrieved from <https://www.ifac.org/knowledge-gateway/preparing-future-ready-professionals/discussion/technology-and-profession-guide-icaw-s-work>
- Meraghni, O., Bekkouche, L., & Demdoun, Z. (2021), 'Impact of digital transformation on accounting information systems—evidence from Algerian firms', *Economics and Business*, 35(1), 249-264, doi: <https://doi.org/10.2478/eb-2021-0017>
- Morakanyane, R., O'Reilly, P., & McAvoy, J. (2020), *Determining digital transformation success factors*, Paper presented at the Proceedings of the 53rd Hawaii International Conference on System Sciences.
- Nguyễn Đình Thọ (2013), *Giáo trình phương pháp nghiên cứu khoa học trong kinh doanh*, Trường Đại học Kinh tế TP. Hồ Chí Minh, Nhà xuất bản Tài chính.
- Nguyễn Phước Bảo Ân, Trần Anh Hoa, & Phạm Trà Lam (2021), 'Định hướng phát triển chuyển đổi số trong lĩnh vực kế toán, kiểm toán', trong *Kinh tế Việt Nam trên con đường chuyển đổi số* (tr. 1157-1200), Trường Đại học Kinh tế Tp. Hồ Chí Minh.

-
- Nwankpa, J. K., & Roumani, Y. (2016), 'IT capability and digital transformation: A firm performance perspective', Paper presented at *the Thirty Seventh International Conference on Information Systems*, Dublin.
- Osmundsen, K., Iden, J., & Bygstad, B. (2018), 'Digital Transformation: Drivers, Success Factors, and Implications', Paper presented at the MCIS 2018 Proceedings.
- Păcurari, D., & Nechita, E. (2013), 'Some considerations on cloud accounting', In *Studies and Scientific Researches: Economics Edition* (Vol. 18, pp. 193-198).
- Phạm Quang Huy & Vũ Kiến Phúc. (2021), 'Tác động của nhận thức đến việc triển khai kế toán số tại doanh nghiệp nhỏ và vừa Việt Nam', trong *Kinh tế Việt Nam trên con đường chuyển đổi số*, Trường Đại học Kinh tế TP. Hồ Chí Minh.
- Quattrone, P. (2016), 'Management accounting goes digital: Will the move make it wiser?', *Management Accounting Research*, 31, 118-122, doi: <https://doi.org/10.1016/j.mar.2016.01.003>
- Tavakol, M., & Dennick, R. (2011), 'Making sense of Cronbach's alpha', *International journal of medical education*, 2, 53-55, doi: 10.5116/ijme.4dfb.8dfd
- USAID, & ADE. (2023), *Báo cáo thường niên: Chuyển đổi số doanh nghiệp 2022*, Retrieved from <https://sokhdt.tayninh.gov.vn/vi/news/chuyen-doi-so/bao-cao-thuong-nien-chuyen-doi-so-2022-muc-do-san-sang-chuyen-doi-so-cua-doanh-nghiep-viet-nam-1425.html>
- Vũ Thị Thanh Bình (2017), *Mối quan hệ giữa Quy mô doanh nghiệp với mức độ trang bị công nghệ thông tin và chất lượng hệ thống thông tin kế toán tại các doanh nghiệp Việt Nam*, bài viết trình bày tại hội thảo *Kế toán - Kiểm toán và kinh tế Việt Nam với cuộc cách mạng công nghiệp 4.0*, Trường Đại học Quy Nhơn.
- Wieland, A., Durach, C. F. F., Kembro, J. H., & Treiblmaier, H. (2017), 'Statistical and judgmental criteria for scale purification', *Supply Chain Management: An International Journal*, 22(4), 321-328. doi: <https://doi.org/10.1108/SCM-07-2016-0230>
- Yao, Q., & Gao, Y. (2020), 'Analysis of environment accounting in the context of big data', *Journal of Physics: Conference Series*, 1650(3), 032081, doi:10.1088/1742-6596/1650/3/032081
- Yilmaz, N. K., & Hazar, H. B. (2019), 'The rise of internet of things (IoT) and its applications in finance and accounting', *PressAcademia Procedia*, 10(1), 32-35.
- Yoon, S. (2020), 'A study on the transformation of accounting based on new technologies: Evidence from Korea', *Sustainability*, 12(20), 8669, doi: <https://doi.org/10.3390/su12208669>
- Zeltser, R., Bielikova, O., Novak, E., & Dubinin, D. (2019), 'Digital transformation of resource logistics and organizational and structural support of construction', *Science and innovation*, 15(5), 38-51, doi: <https://doi.org/10.15407/scine15.05.034>