

Mục lục

Mối quan hệ giữa thị trường chứng khoán các nước và Việt Nam	
<i>Nguyễn Phan Trúc Phương, Hồ Thị Lam, Võ Xuân Vinh</i>	2
Chính phủ điện tử có phải là động lực để thúc đẩy mật độ khởi nghiệp của một quốc gia? Bằng chứng thực nghiệm tại Châu Âu	
<i>Lê Thanh Hà, Phạm Thị Ngọc Hạnh, Nguyễn Thị Thu Hằng, Hoàng Đăng Khánh, Lê Lan Phương, Hoàng Văn Hợp</i>	14
Tác động của đại dịch covid-19 và giải pháp phục hồi các doanh nghiệp nhỏ và vừa ở Việt Nam	
<i>Hà Văn Sự, Tạ Việt Anh</i>	23
Toàn cầu hóa, phát triển tài chính, tăng trưởng kinh tế, ô nhiễm môi trường và tiêu thụ năng lượng tái tạo ở Việt Nam	
<i>Nguyễn Thị Cẩm Vân</i>	34
Giáo dục liên chính, nhận thức liên chính và đưa hồi lộ ở thanh niên Việt Nam	
<i>Lê Quang Cảnh</i>	44
Ảnh hưởng của ý kiến kiểm toán tới giá cổ phiếu của các doanh nghiệp xây dựng và bất động sản ở Việt Nam	
<i>Đoàn Thanh Nga</i>	54
Quản trị công ty và sai sót báo cáo tài chính	
<i>Nguyễn Trọng Hiếu, Nguyễn Công Phương, Nguyễn Mạnh Cường</i>	63
Mối quan hệ giữa tính khả dụng của trang web với thái độ và ý định mua của người tiêu dùng: Vai trò trung gian của sự hài lòng	
<i>Nguyễn Đình Toàn</i>	73
Kết hợp đa phương pháp trong nghiên cứu tác động của truyền thông xã hội đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp vừa và nhỏ tại Thành Phố Hồ Chí Minh	
<i>Phạm Thị Minh Lý, Phùng Minh Tuấn, Nguyễn Trung Tín</i>	83
Vai trò của chuyển đổi số tới nâng cao chất lượng quản trị công tại Việt Nam	
<i>Vũ Văn Hương, Lê Văn Đạo, Đồng Mạnh Cường</i>	93

MỐI QUAN HỆ GIỮA THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN CÁC NƯỚC VÀ VIỆT NAM

Nguyễn Phan Trúc Phương

Viện Nghiên cứu Kinh doanh - Trường Đại học Kinh tế TP. Hồ Chí Minh

Email: phuongnpt@ueh.edu.vn

Hồ Thị Lam

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: holam@ufm.edu.vn

Võ Xuân Vinh

Viện Nghiên cứu Kinh doanh - Trường Đại học Kinh tế TP. Hồ Chí Minh

Email: vinhvx@ueh.edu.vn

Mã bài: JED - 476

Ngày nhận: 24/11/2021

Ngày nhận bản sửa: 27/01/2022

Ngày duyệt đăng: 21/03/2022

Tóm tắt

Kể từ sau khi đại dịch COVID - 19 xảy ra, thị trường chứng khoán Việt Nam đã nhận được quan tâm đặc biệt từ các nhà đầu tư nhỏ lẻ. Điều này làm gia tăng sự quan tâm về mối quan hệ giữa các thị trường chứng khoán khi xây dựng danh mục đầu tư. Bài báo này xem xét hiệu ứng lan tỏa của thị trường chứng khoán 6 quốc gia (Mỹ, Pháp, Anh, Đức, Hồng Kông, Nhật Bản) đến thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn nhiễu biến động từ năm 2008 đến năm 2021, nhằm cung cấp thêm bằng chứng về tác động của hiệu ứng lan tỏa. Sử dụng mô hình DECO-GARCH đa biến và phương pháp chỉ số lan tỏa, bài báo cung cấp bằng chứng xác định sự thay đổi theo thời gian trong tương quan biến động rủi ro giữa các thị trường chứng khoán này. Kết quả hữu ích với nhà đầu tư trong việc dự báo mức độ rủi ro thị trường và xác định sự tồn tại của các lợi ích đa dạng hóa từ các thị trường chứng khoán, đặc biệt là trong thời kỳ bất ổn. Từ quan điểm phân bổ tài sản, cường độ lan tỏa cung cấp nhu cầu (hoặc cơ hội) để xây dựng một chiến lược đa dạng hóa mới. Những phát hiện này rất quan trọng đối với các nhà hoạch định chính sách thị trường Việt Nam để thiết kế các chiến lược tách biệt để bảo vệ khỏi rủi ro lây lan.

Từ khóa: DECO-GARCH, lan tỏa, rủi ro, thị trường chứng khoán

Mã JEL: C32, G10, G11

The relationship between stock markets of other countries and Vietnam

Abstract

Since the COVID-19 pandemic, Vietnam's stock market has received special attention from retail investors. This raises concerns about stock market relationships when building portfolios. This paper examines the spillover dynamics of stock markets of 6 countries (US, France, UK, Germany, Hong Kong, Japan) on Vietnam's stock market during the volatile period from 2008 - 2021 to provide more evidence of spillover dynamics. The multivariable DECO-GARCH model and the spillover index method accurately measure the change over time in the risk volatility correlation between these stock markets. The results are helpful to investors in forecasting market risk and determining the existence of diversification benefits from stock markets, especially during periods of uncertainty. From an asset allocation standpoint, spillovers provide the need (or the opportunity) to build a new diversification strategy. These findings are essential for Vietnam market policymakers to design a strategy for hedging risk spillovers.

Keywords: DECO-GARCH, spillover, risk, stock market

JEL Codes: C32, G10, G11

1. Giới thiệu

Từ những năm 1990, quá trình tự do hóa dòng vốn giữa các quốc gia đã thúc đẩy sự hội nhập của các thị trường chứng khoán (TTCK). Sự nới lỏng các quy định kiểm soát vốn nước ngoài cùng với việc mở ra nhiều kênh đầu tư mới đã tạo cơ hội cho thị trường chứng khoán các nước đang phát triển trở thành một môi trường đầu tư không thể bỏ qua của các nhà đầu tư toàn cầu, trong đó có thị trường chứng khoán Việt Nam. Cùng với quá trình hội nhập, dòng tiền được tự do di chuyển từ các thị trường có tỷ suất lợi nhuận thấp đến các thị trường có tỷ suất lợi nhuận cao. Hơn nữa, lý thuyết đa dạng hóa danh mục đầu tư hàm ý rằng, đa dạng hóa danh mục đầu tư quốc tế sẽ mang lại lợi ích giảm thiểu rủi ro cho các nhà đầu tư khi mức độ đồng chuyển động trong những thị trường chứng khoán của các quốc gia là thấp. Điều này đồng nghĩa, quá trình hội nhập tài chính quốc tế khiến cho việc xây dựng một chiến lược phòng ngừa rủi ro bằng cách đa dạng hóa danh mục quốc tế trở nên khó khăn hơn. Nói cách khác, tác động lan tỏa giữa các thị trường chứng khoán có ý nghĩa quan trọng trong việc tính toán giá trị có rủi ro (value-at-risk), xác định trọng số danh mục đầu tư tối ưu và tính toán tỷ lệ phòng ngừa danh mục đầu tư có hiệu quả hay không (Jiang & cộng sự, 2019; Aslam & cộng sự, 2021). Do đó, quá trình ra quyết định của cả nhà đầu tư tư nhân và doanh nghiệp đều bị ảnh hưởng nhiều bởi mức độ hội nhập tài chính của thị trường chứng khoán.

Ở góc độ quốc gia, sự hội nhập của các thị trường chứng khoán mang lại nhiều lợi ích như giảm giá vốn, tăng đầu tư thực tế và tăng trưởng kinh tế (Bae & Zhang, 2015). Tuy nhiên, cũng có những chi phí liên quan đến thị trường chứng khoán tự do hóa. Vấn đề quan trọng nhất đối với các nhà hoạch định chính sách trong việc mở cửa thị trường chứng khoán là cho phép nhà đầu tư nước ngoài “đến và đi” một cách dễ dàng trên thị trường chứng khoán. Bản chất này có thể dẫn đến dòng vốn biến động một cách đột ngột và có thể làm tăng sự biến động của thị trường chứng khoán (Baele & Analysis, 2005). Ngoài ra, sự tích hợp của thị trường chứng khoán có thể gây hại cho các nền kinh tế mới nổi và đang phát triển vì họ sẽ dễ bị tổn thương hơn trước sự biến động của thị trường tài chính toàn cầu. Nhiều nghiên cứu đã báo cáo rằng, sự lan tỏa và hội nhập mạnh mẽ giữa các thị trường chứng khoán là nguyên nhân của những cuộc khủng hoảng (Bae & Zhang, 2015; Srivastava & cộng sự, 2015).

Những lý do trên làm tăng mối quan tâm của các nhà đầu tư, nhà nghiên cứu và các chuyên gia kinh tế về cấu trúc tương quan và sự phụ thuộc lẫn nhau giữa các thị trường chứng khoán. Mặc dù đã có nhiều nghiên cứu quan tâm đến tác động lan tỏa giữa các thị trường chứng khoán (ví dụ, King & Wadhwani, 1990; Kim & Rogers, 1995; Billio & Pelizzon, 2003; Wang & Wang, 2010; BenSaïda & cộng sự, 2018), tuy nhiên các nghiên cứu trước đây chủ yếu tập trung vào thị trường chứng khoán của các nước phát triển, nhóm nước mới nổi và đang phát triển (Mensi & cộng sự, 2021; Samitas & cộng sự, 2021; Tsang & cộng sự, 2021), cho nên hiện nay vẫn còn thiếu cơ sở lý luận về tính lan tỏa của các thị trường chứng khoán lớn đến một quốc gia cụ thể như Việt Nam, đặc biệt là sau đại dịch COVID-19. Nghiên cứu này tập trung cụ thể vào tính lan tỏa của các thị trường lớn trên thế giới tác động đến Việt Nam được sử dụng mô hình DECO-GARCH. Thị trường chứng khoán Việt Nam đã chứng kiến sự tăng trưởng vượt bậc trong những năm gần đây, trở thành một trong các thị trường chứng khoán có tầm ảnh hưởng trong khu vực. Thay vì trong phiên giao dịch đầu tiên của thị trường chứng khoán Việt Nam vào năm 2000 chỉ ghi nhận sự tham gia của 02 công ty niêm yết thì đến thời điểm hiện tại, con số này là hơn 2.100 công ty. Tỷ lệ vốn hóa thị trường/GDP đã tăng từ mức 0,3% năm 2000 lên mức 108,7% GDP tháng 6/2021, cao hơn rất nhiều so với các thị trường chứng khoán của các nước trong khu vực. Trong 20 năm qua, vốn hóa thị trường chứng khoán ước tính tăng trưởng ở mức trung bình hơn 50%/năm. Trong năm 2020, thị trường chứng khoán Việt Nam đã trở thành thị trường tăng mạnh thứ 2 trên thế giới. Thị trường chứng khoán Việt Nam cũng đã vươn lên chiếm thị phần số 1 trong nhóm thị trường cận biên của MSCI và tiến tới nâng hạng lên nhóm thị trường “mới nổi”. Điều này càng thu hút đầu tư của các quỹ đầu tư cũng như các nhà đầu tư nước ngoài vào thị trường. Tổng giá trị danh mục của nhà đầu tư nước ngoài trên thị trường chứng khoán Việt Nam liên tục tăng, cùng với số lượng 37,6 nghìn tài khoản của nhà đầu tư nước ngoài, cho thấy sự hấp dẫn của thị trường chứng khoán trong nước. Mức độ hội nhập thị trường ngày càng được tăng cường, khiến cho thanh khoản thị trường gia tăng, tăng khả năng cạnh tranh và thu hẹp sự phát triển đối với các quốc gia tiên tiến. Tuy nhiên, đi cùng với sự tăng trưởng và hội nhập, thị trường chứng khoán Việt Nam cũng đã chịu rất nhiều tác động từ những biến động kinh tế vĩ mô và từ các thị trường chứng khoán bên ngoài, gia tăng các yếu tố rủi ro và chịu tác động lan tỏa trước các biến động kinh tế và tài chính.

Dưới góc độ của cuộc thảo luận ở trên, nghiên cứu này đóng góp vào các tài liệu liên quan theo một số cách. Đầu tiên, chúng tôi phân tích mức độ kết nối theo thời gian giữa các thị trường chứng khoán Mỹ, Pháp, Anh, Đức, Hồng Kông, Nhật Bản và Việt Nam, sử dụng mô hình GARCH đa biến với khuôn khổ DECO. So với các khuôn khổ GARCH đa biến khác, DECO sử dụng nhiều thông tin hơn để ước tính các tương quan điều kiện thay đổi theo thời gian giữa từng cặp biến được kiểm tra, điều này làm giảm nhiều ước lượng của các tương quan (Kang & cộng sự, 2019a; Kang & cộng sự, 2019b). Do đó, mô hình GARCH đa biến này đóng vai trò quan trọng trong việc củng cố về mối quan hệ tác động lẫn nhau giữa các biến động của các chỉ số. Trong giai đoạn thứ hai, chúng tôi định lượng tác động lan tỏa về mặt định hướng bằng cách sử dụng chỉ số lan tỏa của Diebold & Yilmaz (2012) mà một thị trường chứng khoán cụ thể nhận được từ các thị trường khác. Sức mạnh của kết nối được tăng cường hơn nữa nhờ việc sử dụng các mạng giúp theo dõi độ lớn và tốc độ truyền thông tin giữa các chỉ số chứng khoán Mỹ, Pháp, Anh, Đức, Hồng Kông, Nhật Bản và Việt Nam. Việc đo lường giá cả theo hướng và sự biến động có ý nghĩa quan trọng trong việc tìm hiểu các kênh lan tỏa trong thị trường liên khu vực của các nước Mỹ, Pháp, Anh, Đức, Hồng Kông, Nhật Bản và Việt Nam. Kết quả của chúng tôi giúp cung cấp hiểu biết sâu sắc hơn về hiệu ứng lan tỏa giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với các thị trường khác, từ đó giúp các nhà đầu tư có cái nhìn toàn diện nhằm xây dựng chiến lược đầu tư hiệu quả cũng như là căn cứ để Chính phủ ban hành các chính sách hội nhập thị trường chứng khoán và điều tiết thị trường theo hướng có lợi cho nền kinh tế.

2. Tổng quan nghiên cứu

Kể từ sau sự kiện ngày thứ 2 đen tối dẫn đến sự sụp đổ của thị trường chứng khoán Mỹ vào tháng 10 năm 1987 và sau đó lây lan ở mức độ rộng lớn sang các thị trường chứng khoán các quốc gia, các nghiên cứu đã chú ý đến tác động lan tỏa giữa các thị trường chứng khoán ở các quốc gia phát triển. King & Wadhwani (1990) và Schwert (1990) là các nghiên cứu đầu tiên điều tra tác động lan tỏa trên các thị trường chứng khoán lớn cả trước và sau cuộc khủng hoảng. Kim & Rogers (1995) cho thấy sự tăng trưởng của hiệu ứng lan tỏa giữa Hàn Quốc, Nhật Bản và Hoa Kỳ sau khi tự do hóa thị trường chứng khoán Hàn Quốc vào năm 1992. Các nghiên cứu sau đó cải tiến và mở rộng việc phân tích liên kết giữa các thị trường phát triển bằng cách kiểm tra tác động không đối xứng trong việc truyền tải những cú sốc tích cực và tiêu cực (Bae & Karolyi, 1994); sự khác biệt trong việc truyền tải những cú sốc mang tính toàn cầu và địa phương (Lin & cộng sự, 1994), và tương tác giữa các thị trường phát triển nhưng ở mẫu lớn hơn (Theodossiou & Lee, 1993).

Một số nghiên cứu ước tính ảnh hưởng của các thị trường phát triển đến các thị trường mới nổi. Wei & cộng sự (1995) ước tính tác động lan tỏa giữa thị trường chứng khoán của các nước phát triển (Mỹ, Nhật Bản và Anh) và thị trường chứng khoán của các nước đang phát triển (Đài Loan và Trung Quốc). Các tác giả cho thấy, mức độ lan tỏa tùy thuộc vào độ mở của thị trường chứng khoán. Angela Ng (2000) ước tính tác động lan tỏa giữa Nhật Bản, Hoa Kỳ và từng thị trường cụ thể ở lưu vực Thái Bình Dương. Kết quả cho thấy, các sự kiện tự do hóa và mức độ tự do hóa ảnh hưởng đến tầm quan trọng tương đối của các yếu tố thị trường thế giới và khu vực theo thời gian. Hu & cộng sự (1997) thảo luận về hiệu ứng lan tỏa giữa hai thị trường phát triển và 4 thị trường mới nổi và chứng minh rằng sự tương đồng về địa lý và kinh tế không nhất thiết mang đến hiệu ứng lan tỏa. Wang & Wang (2010) đã xem xét mối liên hệ của thị trường chứng khoán giữa Trung Quốc với Mỹ và Nhật Bản về sự biến động và tác động của giá cả. Họ chỉ ra rằng ảnh hưởng của các thị trường phát triển đối với thị trường mới nổi Trung Quốc gắn liền với mức độ mở cửa. Beirne & cộng sự (2010) đã kiểm tra tác động lan tỏa toàn cầu (thị trường phát triển) và khu vực (thị trường mới nổi) trong thị trường chứng khoán mới nổi tại địa phương cho 41 nền kinh tế thị trường mới nổi (EMES) ở châu Á, châu Âu, Mỹ Latinh, và Trung Đông. Họ cho thấy tác động lan tỏa toàn cầu thống trị ở châu Á, trong khi tác động lan tỏa khu vực là chủ yếu ở Mỹ Latinh và Trung Đông.

Một số lượng khá đáng kể các nghiên cứu thảo luận về hiệu ứng lan tỏa trong các nhóm khác nhau của các nước phát triển và đang phát triển. Trong nhóm các quốc gia đang phát triển, Chen và cộng sự (2002) sử dụng dữ liệu từ 1995 đến 2000 để kiểm tra các chỉ số thị trường chứng khoán của Argentina, Brazil, Chile, Colombia, Mexico và Venezuela. Kết quả của họ cho thấy khả năng đa dạng hóa rủi ro bằng cách đầu tư vào thị trường Mỹ Latinh khác nhau bị hạn chế. Jebran, Chen & cộng sự (2017) cũng đã điều tra tác động lan tỏa biến động giữa các thị trường mới nổi châu Á trong giai đoạn trước và sau khủng hoảng tài chính 2007, gồm Trung Quốc, Pakistan, Hồng Kông, Sri Lanka và Ấn Độ bằng cách sử dụng mô hình EGARCH mở rộng. Họ báo cáo tồn tại tác động lan tỏa giữa các quốc gia, song không đồng nhất. Đối với tác động lan

tỏa trong nhóm các quốc gia phát triển, Billio & Pelizzon (2003) ước tính hiệu ứng lan tỏa nội bộ trước và sau khi thành lập Liên minh châu Âu. Lan tỏa bất ổn từ thị trường Đức đã tăng lên đối với hầu hết các thị trường chứng khoán châu Âu sau khi thành lập Liên minh châu Âu. BenSaïda & cộng sự (2018) điều tra thực nghiệm về các chỉ số biến động của tám thị trường chứng khoán tài chính phát triển cho thấy tác động lan tỏa tổng thể và có chiều hướng diễn ra mạnh mẽ hơn trong các giai đoạn hỗn loạn, với tác động lan tỏa thường xuyên giữa rủi ro rỗng và tiếp nhận rủi ro rỗng. Ngược lại, trong thời kỳ ổn định, sự biến động lan tỏa chỉ diễn ra tương đối.

Một số nghiên cứu ước tính những thay đổi của tác động lan tỏa trong thời kỳ khủng hoảng và không khủng hoảng. Hầu hết các nghiên cứu đã đi đến kết luận rằng, sự hội nhập thị trường chứng khoán gia tăng sau khủng hoảng. Chan-Lau & Ivashchenko (2003) cho thấy ảnh hưởng của thị trường chứng khoán Mỹ đối với khu vực Châu Á - Thái Bình Dương cả trong thời kỳ khủng hoảng và không khủng hoảng. Kim (2005) điều tra bản chất của các mối liên kết trên thị trường chứng khoán của Hoa Kỳ với các thị trường chứng khoán phát triển ở Châu Á - Thái Bình Dương gồm Úc, Hồng Kông, Nhật Bản và Singapore, và sự dẫn đầu về thông tin của Mỹ và Nhật Bản trong khu vực từ đầu những năm 1990. Kết quả báo cáo rằng tồn tại mối liên hệ giữa lợi nhuận và bất ổn thị trường chứng khoán giữa các quốc gia và tác động lan tỏa có xu hướng dữ dội hơn sau thời kỳ khủng hoảng châu Á 1997. Ding & Pu (2012) phát hiện ra rằng các mối liên kết thị trường trở nên mạnh mẽ hơn trong giai đoạn khủng hoảng 2007-2009. Ozdemir (2020) chỉ ra sự tồn tại của sự lan tỏa biến động hai chiều giữa giá cổ phiếu và khối lượng giao dịch trong giai đoạn trước và sau khủng hoảng tài chính châu Á 1997 và khủng hoảng tài chính toàn cầu 2008 ở Thổ Nhĩ Kỳ. Gần đây nhất, Aslam & cộng sự (2021) đánh giá tác động lan tỏa giữa mười hai thị trường chứng khoán châu Âu trước và sau cuộc khủng hoảng Covid-19. Họ báo cáo kết quả 77,80% bất ổn trên thị trường chứng khoán trong ngày ở 12 thị trường châu Âu đến từ sự lan tỏa giữa các thị trường trong khu vực, trong đó, tác động lan tỏa ổn định hơn trong giai đoạn sau khủng hoảng. Tương tự như vậy, Hung (2020) đã khám phá sự lan tỏa trước và trong thời gian COVID-19 giữa giá dầu thô và năm thị trường chứng khoán phát triển ở Châu Âu, kết luận rằng sự lan tỏa rõ ràng hơn trong suốt thời kỳ COVID-19.

3. Phương pháp luận và dữ liệu

3.1. Mô hình DECO-GARCH

Mô hình GARCH đa biến là công cụ phổ biến nhất để nắm bắt động lực của ma trận phương sai và hiệp phương sai có điều kiện giữa tài sản và thị trường (Bauwens & cộng sự, 2006; Silvennoinen & Teräsvirta, 2009). Tuy nhiên, hạn chế của các mô hình GARCH đa biến thông thường là số lượng các tham số cần ước lượng quá lớn. Một vấn đề khác là phải đảm bảo rằng ma trận phương sai có điều kiện là dương. Để khắc phục những vấn đề này, mô hình DCC-GARCH của Engle (2002) cung cấp sự linh hoạt cho việc lập mô hình các ma trận hiệp phương sai lớn, vì số lượng tham số được ước tính trong quá trình tương quan là độc lập với số chuỗi được tương quan. Do đó, có thể ước lượng được các ma trận tương quan rất lớn. Mặc dù tính linh hoạt của nó, mô hình DCC được giới hạn trong ước tính của hơn 100 cặp; ước tính ngày càng trở nên cồng kềnh khi số thứ nguyên tăng lên.

Để khắc phục hạn chế này, Engle & Kelly (2012) đề xuất mô hình DECO-GARCH trong đó giá trị trung bình của các tương quan có điều kiện được đặt bằng giá trị trung bình của tất cả các cặp tương quan, cho phép chúng ta biểu diễn sự đồng chuyển động của một nhóm thị trường sử dụng một hệ số tương quan động duy nhất. Ngược lại với mô hình DCC, mô hình DECO cũng cho phép quản lý các ma trận tương quan quy mô lớn.

Với n chuỗi vector $r_t = [r_{1,t}, \dots, r_{n,t}]'$ Theo mô hình ARMA được ước tính như sau:

$$r_t = \mu + \phi r_{t-1} + \varepsilon_t + \xi \varepsilon_{t-1}, \text{ với } \varepsilon_t = u_t h_t \quad (1)$$

Trong đó:

μ là hằng số vector

$\varepsilon_t = [\varepsilon_{1,t}, \dots, \varepsilon_{n,t}]'$ là phần dư vector.

Hệ số tương quan động có điều kiện (DCC) được sử dụng đã được Engle (2002) giới thiệu là công cụ ước lượng đánh giá thay đổi của hiệp phương sai có điều kiện theo thời gian. Các ma trận hiệp phương sai có điều kiện H_t được định nghĩa là:

$$H_t = D R_t D_t \quad (2)$$

Trong đó:

$D_t = \text{diag}\sqrt{\{H_t\}}$ là phương sai các ma trận đường chéo với điều kiện theo đường chéo.

R_t là ma trận tương quan biến thiên theo thời gian.

Mỗi phương sai có điều kiện của GARCH được viết dưới dạng:

$$h_{ii,t} = c + a_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + b_i h_{ii,t-1} \quad (3)$$

$$h_{ij,t} = \rho_{ij} \sqrt{h_{ii,t} h_{jj,t}}, i, j = \underline{1, n} \quad (4)$$

Với c là một $n \times 1$ vector, a_i và b_i là đường chéo ma trận $n \times n$

Phương trình (2), có thể được tham số hóa lại với các trả về tiêu chuẩn hóa như sau, $e_t = D_t' \varepsilon_t$

$$E_{t-1} e_t e_t' = D_t^{-1} H_t D_t^{-1} = R_t = [\rho_{ij,t}] \quad (5)$$

Engle (2002) đề xuất các điều kiện hoàn nguyên trung bình sau đây với GARCH sự chỉ rõ:

$$\rho_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t} q_{jj,t}}} \quad (6)$$

Trong đó $q_{ij,t}$ được tính bằng:

$$q_{ij,t} = \underline{p}_{ij}(1 - \alpha - \beta) + \alpha e_{i,t-1} e_{j,t-1} + \beta q_{ij,t-1}$$

Và $\underline{p}_{ij}$ là tương quan vô điều kiện giữa $e_{i,t}$ và $e_{j,t}$. Tham số vô hướng α và β phải thỏa mãn các điều kiện sau:

$\alpha \geq 0, \beta \geq 0$, và $\alpha + \beta < 1$

Giá trị của $(\alpha + \beta)$ gần bằng 1 cho thấy độ bền cao trong phương sai có điều kiện.

Trong ma trận,

$$Q_t = \underline{Q}(1 - \alpha - \beta) + \alpha e_{t-1} e_{t-1}' + \beta Q_{t-1} \quad (7)$$

Trong đó: $\underline{Q} = \text{Cov}[e_t, e_t'] = E[e_t e_t']$ là ma trận hiệp phương sai không điều kiện của các sai số chuẩn Q có thể được ước tính như sau:

$$\underline{Q} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t e_t' \quad (8)$$

R_t được tính bằng:

$$R_t = (Q_t^*)^{\frac{1}{2}} Q_t (Q_t^*)^{\frac{1}{2}} \quad (9)$$

Trong đó: $Q_t^* = \text{diag}\{Q_t\}$

Tuy nhiên, Aielli (2013) nêu ra rằng ước lượng hiệp phương sai ma trận Q_t là không nhất quán vì $E[R_t] \neq E[Q_t]$. Thay vào đó Aielli đã minh họa mô hình sau đây với quy trình thức đầy tương quan (cDCC):

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta) S^* + \alpha (Q_{t-1}^{\frac{1}{2}} \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' Q_{t-1}^{\frac{1}{2}}) + \beta Q_{t-1} \quad (10)$$

Trong đó: S^* là ma trận hiệp phương sai không điều kiện của $Q_{t-1}^{\frac{1}{2}} \varepsilon_t$

Engle & Kelly (2012) đề xuất mô hình bằng cách sử dụng quy trình cDCC để đạt được điều kiện ma trận tương quan và sau đó lấy giá trị trung bình của các phần tử nằm ngoài đường chéo của nó. DECO làm giảm thời gian ước tính. Các tương quan vô hướng có thể được viết như sau:

$$\rho_t^{DECO} = \frac{1}{n(n-1)} (K_n' R^{cDCC} K_n - n) = \frac{2}{n(n-1)} \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t} q_{jj,t}}} \quad (11)$$

Trong đó $q_{ij,t} = \rho_t^{DECO} + \alpha_{DECO}(\varepsilon_{i,t-1} \varepsilon_{j,t-1} - \rho_t^{DECO}) + \beta_{DECO}(q_{ij,t} - \rho_t^{DECO})$, K là một vector và $q_{i,j,t}$ là (i,j) thành phần ma trận Q_t từ mô hình DCC. Sau đó dùng ρ_t^{DECO} để tìm ra được ma trận tương quan có điều kiện.

$$R_t^{DECO} = (1 - \rho_t)I_n + \rho_t K_n \quad (12)$$

Trong đó I_n là ma trận đa n vector.

Do đó, mô hình DECO ít nặng nề hơn và ước tính nhanh hơn về mặt tính toán. Ngoài ra, mô hình này báo cáo về mối quan hệ của một nhóm với một hệ số DCC duy nhất.

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu này xem xét chỉ số giá đóng cửa hàng ngày của thị trường chứng khoán Mỹ, Pháp, Anh, Đức, Hồng Kông, Nhật Bản và Việt Nam. Thời gian lấy mẫu từ ngày 10 tháng 6 năm 2008 đến ngày 30 tháng 06 năm 2021; khoảng thời gian này bao gồm các sự kiện khủng hoảng gần đây và đủ mở rộng để tính đến các sự kiện kinh tế toàn cầu để giải thích tác động lan tỏa giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và Mỹ, Pháp, Anh, Đức, Hồng Kông, Nhật Bản.

Việc thu thập dữ liệu hàng ngày là để nhận được thông tin chính xác hơn về các thay đổi giá cổ phiếu so với dữ liệu hàng tuần và hàng tháng, cũng như nắm bắt được các động lực tốt hơn giữa các biến. Chúng tôi thu thập dữ liệu từ Refinitiv Eikon (Thomson Reuters).

Bảng 1: Các chỉ số thị trường chứng khoán

STT	Quốc gia	Sàn GDCK	Chỉ số
1	US	Sàn GDCK New York	S&P 500
2	HK	Sàn GDCK Hong Kong	Hang Seng Index
3	JAP	Sàn GDCK Tokyo Stock Exchange	Nikkei 225
4	UK	Sàn GDCK London	FTSE 100 Index
5	GER	Sàn GDCK Frankfurt	Deutsche Boerse DAX Index
6	FRA	Sàn GDCK Euronext Paris	CAC 40 Index
7	VN	Sàn GDCK Ho Chi Minh	VN Index

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả và phân tích tương quan

Bảng 2 mô tả thống kê tóm tắt cho lợi nhuận hàng ngày của 7 thị trường cũng như kiểm tra thống kê tính chuẩn, kiểm định nghiệm đơn vị và hiệu ứng ARCH cho cả giai đoạn. Các phân tích cho thấy rằng các trung bình mẫu chủ yếu có lợi nhuận cổ phiếu là dương. Riêng 2 quốc gia Đức và Mỹ có lợi nhuận trung bình thị trường âm, khác biệt đáng kể so với 5 quốc gia còn lại. Trung bình lợi nhuận âm của Đức và Mỹ chủ yếu do ảnh hưởng của cuộc khủng hoảng toàn cầu gần đây và bất ổn khu vực đồng tiền chung Châu Âu. Thị trường chứng khoán Việt Nam có mức sinh lời trung bình hàng ngày cao nhất là 0,0385% trong giai đoạn từ năm 2008 – 2021.

Sự biến động vô điều kiện của thị trường chứng khoán được đo lường bằng độ lệch chuẩn. Các phương sai mẫu dao động từ 1,31% đối với Việt Nam đến 2,64% đối với Đức trong cả giai đoạn nghiên cứu. Các phép đo độ lệch và độ nhọn thừa của nhóm các kết quả quan sát chỉ ra rằng tất cả các chuỗi lợi nhuận đều bị lệch và có độ lệch cao so với phân phối chuẩn. Điều này được xác nhận chính thức bởi thống kê thử nghiệm Jarque-Bera.

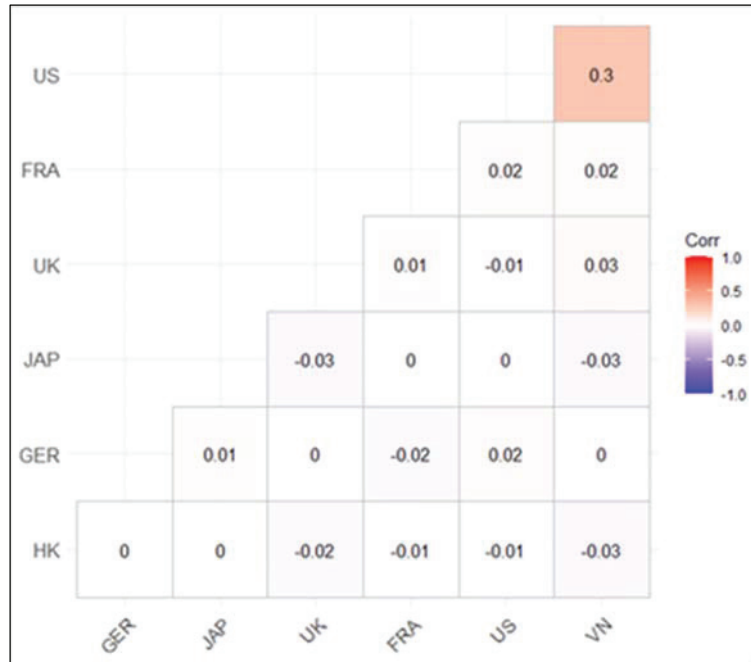
Trong bước tiếp theo, chúng tôi kiểm tra tính ổn định của dữ liệu. Tất cả các chuỗi lợi nhuận cổ phiếu được tìm thấy là dừng trong biến gốc, với mức ý nghĩa 1% theo thống kê ADF cho cả giai đoạn. Tương tự, ARCH minh họa sự hiện diện của các vấn đề tự tương quan và phương sai thay đổi trong dữ liệu. Kết quả cho thấy một bằng chứng mạnh mẽ về sự tồn tại của hiệu ứng ARCH trong tất cả các chuỗi liên quan. Do đó, mô hình GARCH có thể nắm bắt thành công sự tương tác biến động giá giữa các thị trường tài chính.

Để xem xét mối tương quan vô điều kiện trên các thị trường chứng khoán, chúng tôi sử dụng phân tích

Bảng 2: Thống kê mô tả về lợi nhuận hàng ngày của các chỉ số chứng khoán

	FRA	GER	HK	JAP	UK	US	VN
Mean	0,008	-0,007	0,031	0,023	-0,012	0,017	0,039
Median	0,027	0,000	0,000	0,000	0,022	0,040	0,045
Maximum	10,595	105,944	15,606	13,235	19,813	11,526	4,860
Minimum	-13,098	-12,233	-15,087	-12,111	-21,742	-12,597	-6,908
Std. Dev.	1,436	2,650	1,8715	1,486	2,026	1,337	1,316
Skewness	-0,266	18,729	0,029	-0,471	-0,301	-0,711	-0,453
Kurtosis	11,550	753,930	11,381	12,057	13,807	16,968	5,648
Jarque-Bera	10417,94	80248889	9971,236	11771,61	16629,65	27984,82	1111,794
Probability	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
ADF	-59,475***	-57,487***	-57,106***	-59,819***	-59,275***	-65,156***	-49,159***
ARCH	89,636***	48,912***	284,646***	147,101***	99,941***	316,485***	286,518***

ma trận tương quan. Hình 1 trình bày các hệ số tương quan mẫu cho tất cả các thị trường. Tương quan cao nhất có thể tìm thấy là giữa Mỹ và Việt Nam (0,3) trong cả giai đoạn. Tương quan âm giữa Mỹ và Nhật Bản (-0,03), giữa Việt Nam và Nhật Bản (-0,03), và giữa Việt Nam và Hồng Kong (-0,03). Nhìn chung, hệ số tương quan giữa các thị trường tài chính có xu hướng tăng lên sau thời kỳ cuộc khủng hoảng tài chính.

Hình 1: Ma trận tương quan

Như thể hiện trong Hình 1, sự kết nối giữa các thị trường chứng khoán là tương đối cao, dựa trên giả định về độ tuyến tính. Quan trọng hơn, tất cả các chuỗi lợi nhuận đều phụ thuộc cả âm và dương, có nghĩa là các thị trường chứng khoán có sự đồng chuyển động theo hướng khác nhau. Kết quả này ngụ ý sự tồn tại của các cơ hội đa dạng hóa phong phú cho các nhà đầu tư đang tìm cách xây dựng danh mục đầu tư. Hơn nữa, sự phân bố của các biến được kiểm tra tuân theo hình dạng không chuẩn.

4.2. Kết quả thực nghiệm

Bảng 3 trình bày kết quả ước lượng mô hình DECO - GARCH thể hiện biến động tương quan theo thời gian giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với thị trường chứng khoán các nước: Mỹ, Pháp, Anh, Đức, Hongkong và Nhật Bản. Độ trễ của mô hình GARCH được chọn dựa trên tiêu chí thông tin Akaike (AIC).

Các hệ số GARCH đơn biến được báo cáo trong Bảng A của Bảng 3. Cụ thể, các ước lượng ARCH và GARCH cho tất cả các chuỗi đều có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 1%. Ngoài ra, tổng của các hệ số này gần bằng 1, cho thấy sự ổn định. Điều này ngụ ý tồn tại của sự biến động có điều kiện ở cả Việt Nam và các thị trường chứng khoán, cho thấy sự biến động có điều kiện là hoàn nguyên.

Tương tự, kết quả của mô hình DECO được trình bày trong Bảng B của Bảng 3. Tương quan biến thiên theo thời gian là dương và có ý nghĩa, tương ứng với giá trị 0,00004, cho thấy rằng có một tác động lây lan lớn giữa các thị trường chứng khoán. Sự hiện diện của sự đồng chuyển động giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và Mỹ, Pháp, Anh, Đức, Hongkong và Nhật Bản. Quan trọng hơn, hệ số ADECO là dương và có ý nghĩa thống kê đối với tất cả các thị trường chứng khoán, điều này cho thấy tầm quan trọng của những cú sốc giữa các thị trường này. Theo cách tương tự, tham số BDECO có ý nghĩa thống kê và gần bằng 1 đối với mọi trường hợp, có nghĩa là có sự biến động cao trong số các lợi nhuận thị trường chứng khoán được kiểm tra. Chính xác hơn, tổng các hệ số này gần bằng 1, điều này xác nhận rằng các tương quan theo cặp có điều kiện là hoàn nguyên trung bình. Nhìn chung, những phát hiện này cho thấy rằng mối tương quan giữa các thị trường chứng khoán sẽ ổn định.

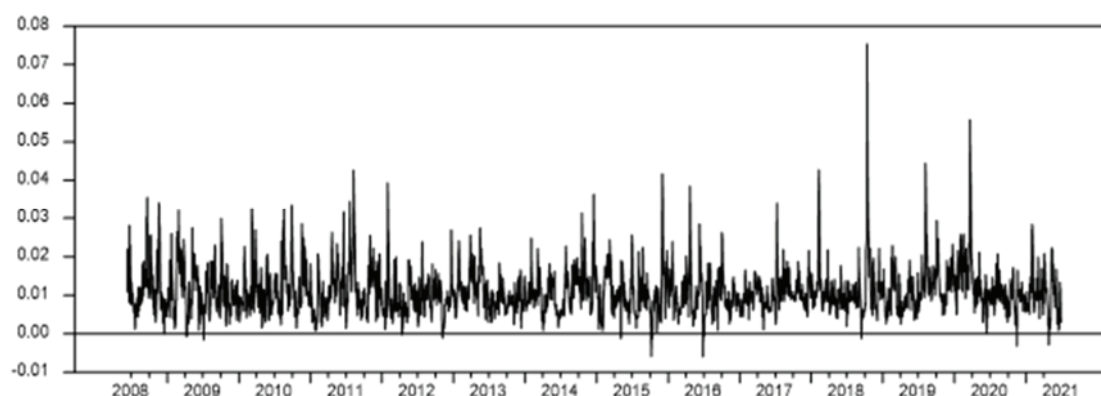
Các ước lượng của các phép thử chẩn đoán đối với phần dư chuẩn hóa và bình phương của nó được trình bày trong Bảng C của Bảng 3. Thống kê thử nghiệm Ljung-Box cho phần dư chuẩn hóa và bình phương không thể bác bỏ giả thuyết không có tương quan chuỗi trong tất cả các trường hợp. Hơn nữa, kết quả kiểm định của Hosking (1980) và McLeod & Li (1983) chấp nhận giả thuyết không có tương quan chuỗi trong

Bảng 3: Kết quả ước lượng mô hình DECO – GARCH

	US	FRA	UK	GER	HK	JAP	VN
Bảng A: Mô hình GARCH đơn biến							
μ	0,055*** (0,013)	0,058*** (0,017)	0,020*** (0,022)	0,383*** (0,018)	0,065*** (0,022)	0,066*** (0,019)	0,054*** (0,016471)
ν	0,023*** (0,002)	0,032*** (0,004)	0,049*** (0,006)	1,679*** (0,060)	0,030*** (0,006)	0,058*** (0,007)	0,037*** (0,005)
ARCH	0,154*** (0,002)	0,121*** (0,008)	0,109*** (0,005)	0,308*** (0,503)	0,069*** (0,005)	0,117*** (0,007)	0,120*** (0,008)
GARCH	0,835*** (0,835)	0,867*** (0,008)	0,884*** (0,006)	0,062*** (0,007)	0,921*** (0,007)	0,856*** (0,009)	0,861*** (0,009)
Bảng B: Mô hình DECO-GARCH							
Average P_{ij}	0,00004***						
ADECO	0,072*						
BDECO	0,749***						
Bảng C: Kiểm định chuẩn đoán							
Q (10)	5,670 [0,842]	4,078 [0,944]	11,842 [0,296]	6,940 [0,731]	2,329 [0,110]	6,247 [0,794]	9,367 [0,100]
ARCH-LM	0,301 [0,583]	1,529 [0,216]	0,057401 [0,8107]	0,006 (0,937)	1,442 [0,230]	1,913 [0,167]	0,843 [0,359]

Chú thích: Q (10) là thống kê thử nghiệm Ljung-Box được sử dụng cho phần dư tiêu chuẩn và phần dư tiêu chuẩn bình phương, tương ứng. Sai số chuẩn ở trong ngoặc đơn (). Các dấu hoa thị *, **, *** thể hiện mức ý nghĩa lần lượt ở các mức 10%, 5% và 1%.

Hình 2: Tương quan động của các thị trường chứng khoán trong thời gian bùng phát Covid-19

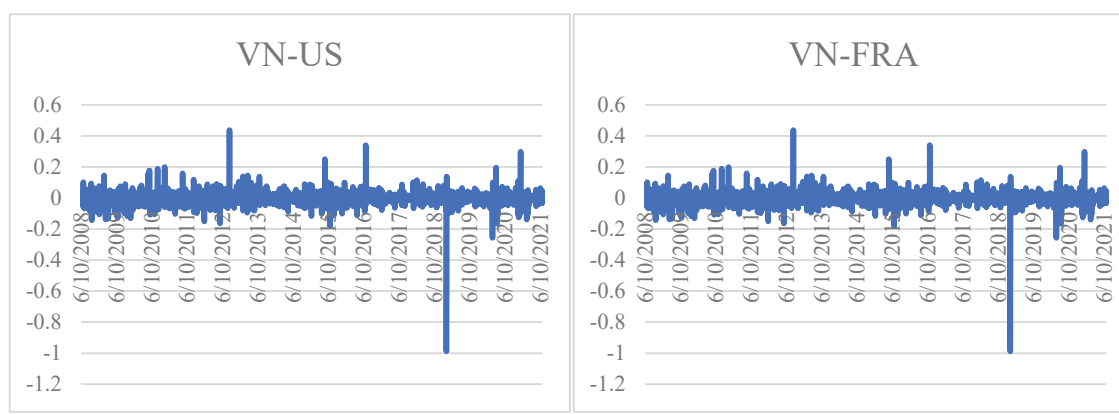


các ước lượng phương sai có điều kiện của mô hình DECO-GARCH. Chứng tỏ rằng không có sai sót thống kê của mô hình DECO-GARCH. Phát hiện này ủng hộ sự phù hợp của mô hình này trên thị trường chứng khoán Việt Nam và Mỹ, Pháp, Anh, Đức, Hongkong, Nhật Bản.

Chuyển sang phân tích sâu về sự đồng chuyển động lợi nhuận trên thị trường chứng khoán. Những thay đổi về lợi nhuận và sự biến động của thị trường chứng khoán cũng như sự lây lan sau đó thông qua việc chuyển giao thông tin trên các thị trường trong nước và quốc tế trong thời kỳ khủng hoảng đã nhận được sự quan tâm đáng kể từ giới học giả, các nhà hoạch định chính sách và các nhà đầu tư (Lin & cộng sự, 1994). Có thể thấy rằng có những mối tương quan thay đổi theo thời gian trong khoảng thời gian mẫu, ngụ ý rằng các nhà đầu tư thỉnh thoảng điều chỉnh cấu trúc danh mục đầu tư của họ cho các tài sản này. Tác động lan tỏa giữa các thị trường có ý nghĩa quan trọng trong việc tính toán giá trị rủi ro, đạt được trọng số danh mục đầu tư tối ưu và xác định xem tỷ lệ phòng hộ danh mục đầu tư có hiệu quả hay không (Jiang & cộng sự, 2019; Mensi & cộng sự, 2017; Mensi & cộng sự, 2018). Hình 2 mô tả mối tương quan thay đổi theo thời gian giữa lợi nhuận của 7 thị trường chứng khoán. Cụ thể, mức độ tương quan tăng đều đặn vào đầu đợt bùng phát COVID-19, ủng hộ giả thuyết về hiệu ứng lây lan. Ngoài sự sụt giảm đáng kể trong các chỉ số chứng khoán (McKibbin & Vines, 2020), sự gia tăng biến động của thị trường chứng khoán đã được ghi nhận trong đại dịch này (Ali & cộng sự, 2020), gây ra tổn thất đầu tư lớn (Zhang & cộng sự, 2020). Hiệu ứng này có thể đặc biệt rõ ràng trong thời kỳ hỗn loạn, làm giảm lợi thế cho các nhà đầu tư đa dạng hóa danh mục đầu tư quốc tế.

Để kiểm tra độ chắc chắn, nghiên cứu thực hiện ước tính các mô hình tương quan có điều kiện động (DCC) giữa các thị trường chứng khoán. Các phát hiện DCC theo từng cặp được báo cáo trong Hình 3, phù hợp với ước tính DECO được chỉ ra trong Hình 2, mức DCC giữa các thị trường chứng khoán thay đổi đáng kể trong thời kỳ đại dịch COVID-19, xác nhận một hiệu ứng lây lan. Do đó, mối tương quan có điều kiện động theo cặp khẳng định kết quả của chúng tôi đạt được cho thị trường chứng khoán dựa trên các ước tính của DECO.

Hình 3: Tương quan có điều kiện động giữa lợi nhuận các thị trường chứng khoán





5. Kết luận

Bài báo này nhằm mục đích phân tích thực nghiệm các quan hệ theo thời gian giữa những thay đổi trong giá cổ phiếu ở bảy quốc gia (Mỹ, Pháp, Anh, Đức, Hồng Kông, Nhật Bản và Việt Nam) bằng cách sử dụng mô hình DECO-GARCH đa biến của Engle & cộng sự (2012) và phương pháp chỉ số lan tỏa.

Kể từ sau khi đại dịch COVID-19 xảy ra, thị trường chứng khoán Việt Nam nhận được quan tâm đặc biệt từ các nhà đầu tư nhỏ lẻ. Do đó, bài báo đã xem xét đánh giá hiệu ứng lan tỏa của thị trường chứng khoán 6 quốc gia (Mỹ, Pháp, Anh, Đức, Hồng Kông, Nhật Bản) đến thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn nhiễu biến động từ năm 2008 đến năm 2021, với mục tiêu để củng cố thêm bằng chứng ủng hộ tác động của hiệu ứng lây lan.

Đầu tiên, chúng tôi quan sát thấy mối tương quan giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và Mỹ, Pháp, Anh, Đức, Hồng Kông, Nhật Bản tăng mạnh trong giai đoạn COVID-19. Phát hiện này ủng hộ giả thuyết thu hồi vốn (hiệu ứng lây lan), cho thấy lợi ích của việc đa dạng hóa danh mục đầu tư trên các thị trường chứng khoán bị giảm sút trong thời kỳ COVID-19. Bên cạnh đó, các phát hiện cho thấy mối tương quan lợi nhuận trung bình giữa các chỉ số chứng khoán là dương, mặc dù nó được phát hiện là thay đổi theo thời gian trong khoảng thời gian nghiên cứu, với mức độ tương quan thay đổi từ mức tối thiểu là -1% đến tối đa là 8% .

Thứ hai, bài báo cũng kiểm tra tỷ suất sinh lợi hai chiều và các chỉ số lan tỏa biến động giữa thị trường

chứng khoán Việt Nam và Mỹ, Pháp, Anh, Đức, Hồng Kông, Nhật Bản. Những xu hướng này cũng gia tăng theo hậu quả của đại dịch COVID-19, khẳng định kết quả trên. Đặc biệt, trong các cuộc khủng hoảng tài chính, các thị trường có sự gia tăng mạnh trong sự biến động rủi ro trên các thị trường khác. Hiện tượng tương tự đã được xác nhận trong COVID-19. Phát hiện này khẳng định rằng bùng phát COVID-19 làm tăng tác động lây lan.

Kết quả nghiên cứu có ý nghĩa quan trọng đối với các tác nhân kinh tế khác nhau, bao gồm các nhà đầu tư toàn cầu, các nhà quản lý rủi ro và các nhà hoạch định chính sách, những người sẽ được hưởng lợi từ kiến thức toàn diện về mối quan hệ giữa thị trường chứng khoán để xây dựng các mô hình phòng ngừa rủi ro hiệu quả và thực hiện các phản ứng chính sách phù hợp đến các hiệu ứng lan tỏa thông tin trong các khoảng thời gian khác nhau. Quan trọng hơn, các nhà đầu tư và nhà quản lý danh mục đầu tư nên chú ý đến các điều kiện trên thị trường chứng khoán vì chiến lược phân bổ vốn tối ưu, đa dạng hóa và phòng ngừa rủi ro có thể thay đổi đáng kể tùy thuộc vào các hiện tượng cụ thể trên các thị trường chứng khoán. Các phát hiện cũng có ý nghĩa liên quan đến việc thiết kế và thực hiện các thủ tục để giám sát và duy trì sự ổn định tài chính. Bằng cách đó, các nhà hoạch định chính sách có thể thực hiện các biện pháp thích hợp vào bất kỳ thời điểm nào với mục đích hạn chế sự sụt giảm đồng thời ổn định trên thị trường chứng khoán và do đó, duy trì sự ổn định tài chính và kinh tế vĩ mô.

Lời thừa nhận/Cảm ơn: Nghiên cứu này được tài trợ bởi Quỹ phát triển khoa học và công nghệ Quốc gia (NAFOSTED) trong đề tài mã số: 15/2019/TN.

Tài liệu tham khảo

- Aielli, G. P. (2013), Dynamic conditional correlation: On properties and estimation. *Journal of Business & Economic Statistics*, 31(3), 282–299.
- Ali, M., Alam, N. & Rizvi, S. (2020), ‘Coronavirus (COVID-19) - An epidemic or pandemic for financial markets’, *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 27, 100341.
- Aslam, F., Ferreira, P., Mughal, K. & Bashir, B. (2021), ‘Intraday Volatility Spillovers among European Financial Markets during COVID-19’, *International Journal of Financial Studies*, 9(1), 5.
- Bae, K. & Andrew Karolyi, G. (1994), ‘Good news, bad news and international spillovers of stock return volatility between Japan and the U.S’, *Pacific-Basin Finance Journal*, 2(4), 405-438.
- Bae, K. & Zhang, X. (2015), ‘The Cost of Stock Market Integration in Emerging Markets’, *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 44(1), 1-23.
- Baele, L. (2005), ‘Volatility Spillover Effects in European Equity Markets’, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 40(2), 373-401.
- Bauwens, L., Laurent, S. & Rombouts, J. (2006), ‘Multivariate GARCH models: a survey’, *Journal of Applied Econometrics*, 21(1), 79-109.
- Beirne, J., Caporale, G., Schulze-Ghattas, M. & Spagnolo, N. (2010), ‘Global and regional spillovers in emerging stock markets: A multivariate GARCH-in-mean analysis’, *Emerging Markets Review*, 11(3), 250-260.
- BenSaïda, A., Litimi, H. & Abdallah, O. (2018), ‘Volatility spillover shifts in global financial markets’, *Economic Modelling*, 73, 343-353.
- Billio, M. & Pelizzon, L. (2003), ‘Volatility and shocks spillover before and after EMU in European stock markets’, *Journal of Multinational Financial Management*, 13(4-5), 323-340.
- Chan-Lau, J. & Ivaschenko, I. (2003), ‘Asian Flu or Wall Street virus? Tech and non-tech spillovers in the United States and Asia’, *Journal of Multinational Financial Management*, 13(4-5), 303-322.
- Chen, G., Firth, M. & Meng Rui, O. (2002), ‘Stock market linkages: Evidence from Latin America’, *Journal of Banking & Finance*, 26(6), 1113-1141.
- Diebold, F. & Yilmaz, K. (2012), ‘Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers’, *International Journal of Forecasting*, 28(1), 57-66.

-
- Ding, L. & Pu, X. (2012), 'Market linkage and information spillover: Evidence from pre-crisis, crisis, and recovery periods', *Journal of Economics and Business*, 64(2), 145-159.
- Engle, R. & Kelly, B. (2012), 'Dynamic Equicorrelation', *Journal of Business & Economic Statistics*, 30(2), 212-228.
- Engle, R. (2002), 'Dynamic Conditional Correlation', *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3), 339-350.
- Hosking, J. (1980), 'The Multivariate Portmanteau Statistic', *Journal of the American Statistical Association*, 75(371), 602-608.
- Hu, J., Chen, M., Fok, R. & Huang, B. (1997), 'Causality in volatility and volatility spillover effects between US, Japan and four equity markets in the South China Growth Triangular', *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 7(4), 351-367.
- Hung, N. (2020), 'Does volatility transmission between stock market returns of Central and Eastern European countries vary from normal to turbulent periods?', *Acta Oeconomica*, 70(3), 449-468.
- Jebran, K., Chen, S., Ullah, I. & Mirza, S. (2017), 'Does volatility spillover among stock markets varies from normal to turbulent periods? Evidence from emerging markets of Asia', *The Journal of Finance and Data Science*, 3(1-4), 20-30.
- Jiang, Y., Fu, Y. & Ruan, W. (2019), 'Risk spillovers and portfolio management between precious metal and BRICS stock markets', *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 534, 120993.
- Kim, S. & Rogers, J. (1995), 'International stock price spillovers and market liberalization: Evidence from Korea, Japan, and the United States', *Journal of Empirical Finance*, 2(2), 117-133.
- Kim, S. (2005), 'Information leadership in the advanced Asia-Pacific stock markets: Return, volatility and volume information spillovers from the US and Japan', *Journal of the Japanese and International Economies*, 19(3), 338-365.
- King, M. & Wadhwani, S. (1990), 'Transmission of Volatility between Stock Markets', *Review of Financial Studies*, 3(1), 5-33.
- Lin, W., Engle, R. & Ito, T. (1994), 'Do Bulls and Bears Move Across Borders? International Transmission of Stock Returns and Volatility', *Review of Financial Studies*, 7(3), 507-538.
- McKibbin, W. & Vines, D. (2020), 'Global macroeconomic cooperation in response to the COVID-19 pandemic: a roadmap for the G20 and the IMF', *Oxford Review of Economic Policy*, 36(1), S297-S337.
- McLeod, A. & Li, W. (1983), 'Diagnostic checking ARMA time series models using squared-residual autocorrelations', *Journal of Time Series Analysis*, 4(4), 269-273.
- Ng, A. (2000), 'Volatility spillover effects from Japan and the US to the Pacific-Basin', *Journal of International Money and Finance*, 19(2), 207-233.
- Ozdemir, L. (2020), 'Volatility Spillover Between Stock Prices and Trading Volume: Evidence from the Pre-, In-, and Post Global Financial Crisis Periods', *Frontiers in Applied Mathematics and Statistics*, 5.
- Schwert, G. (1990), 'Stock Market Volatility', *Financial Analysts Journal*, 46(3), 23-34.
- Silvennoinen, A. & Teräsvirta, T. (2009), 'Multivariate GARCH Models', *Handbook of Financial Time Series*, 201-229.
- Srivastava, A., Bhatia, S. & Gupta, P. (2015), 'Financial Crisis and Stock Market Integration: An Analysis of Select Economies', *Global Business Review*, 16(6), 1127-1142.
- Theodossiou, P. & Lee, U. (1993), 'Mean and volatility spillovers across major national stock markets: Further empirical evidence', *Journal of Financial Research*, 16(4), 337-350.
- Wang, P. & Wang, P. (2010), 'Price and volatility spillovers between the Greater China Markets and the developed markets of US and Japan', *Global Finance Journal*, 21(3), 304-317.
- Wei, J. K., Liu, Y., Yang, C. & Chaung, G. (1995), 'Volatility and price change spillover effects across the developed and emerging markets', *Pacific-Basin Finance Journal*, 3(1), 113-136.
- Zhang, D., Hu, M. & Ji, Q. (2020), 'Financial markets under the global pandemic of COVID-19', *Finance Research Letters*, 36, 101528.
-

CHÍNH PHỦ ĐIỆN TỬ CÓ PHẢI LÀ ĐỘNG LỰC ĐỂ THÚC ĐẨY MẬT ĐỘ KHỞI NGHIỆP CỦA MỘT QUỐC GIA? BẰNG CHỨNG THỰC NGHIỆM TẠI CHÂU ÂU

Lê Thanh Hà

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: halethanh.kt@gmail.com

Phạm Thị Ngọc Hạnh

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: hanhptn.yes@gmail.com

Nguyễn Thị Thu Hằng

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: nguyenthuhang572001@gmail.com

Hoàng Đăng Khánh

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: hoangdangkhanh12c1@gmail.com

Lê Lan Phương

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: lanphuongle2k1@gmail.com

Hoàng Văn Hợp

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: vhop2001@gmail.com

Mã bài: JED - 438

Ngày nhận bài: 14/10/2021

Ngày nhận bài sửa: 25/01/2022

Ngày duyệt đăng: 16/4/2022

Tóm tắt

Nghiên cứu này phân tích những ảnh hưởng của chuyển đổi số đối với khả năng tự chủ và khởi nghiệp một doanh nghiệp mới ở khu vực Châu Âu trong giai đoạn 2012-2019. Nghiên cứu đã sử dụng mô hình ước lượng hiệu chỉnh sai số dữ liệu bảng (PCSE), phương pháp ước lượng bình phương tối thiểu tổng quát khả thi (FGLS), phương pháp GMM hai bước. Hơn nữa, chúng tôi cũng sử dụng mô hình ARDL (Autoregressive Distributed Lag) kết hợp tác động cố định dạng động (DFE) để tìm hiểu tác động ngắn hạn và dài hạn của số hóa đối với mật độ khởi nghiệp. Kết quả cho thấy việc cung cấp các dịch vụ trực tuyến của chính phủ ảnh hưởng tích cực đến mật độ khởi nghiệp của một quốc gia. Tuy nhiên, ảnh hưởng việc cung cấp dịch vụ công trực tuyến chỉ có tác động trong dài hạn. Kết quả của nghiên cứu này đóng vai trò quan trọng cho các nhà nghiên cứu chính sách tại các quốc gia trong việc tập trung nguồn lực để thúc đẩy hoạt động khởi nghiệp.

Từ khóa: Chính phủ điện tử; Tinh thần tự chủ kinh doanh; Hiệu quả ngắn hạn và dài hạn; Các nước châu Âu.

Mã JEL: L26, M13, O38, O52.

Is Digital Public Services a Drivers to Promote Entrepreneurship Density? Empirical Evidence from European Countries

Abstract

This paper investigates the influences of digital public services on the ease of setting up a new business in the European area during the 2012-2019 period. The panel corrected standard errors model (PCSE), the feasible generalized least squares (FGLS) and the two-step system generalized method of moment (two-step system GMM) are employed. Furthermore, the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) in combination with the dynamic fixed effects (DFE) is used to measure the short-run and long-run effects of digital public services on entrepreneurship density. Our results indicate that the online delivery of government services positively affects the density of entrepreneurship of a country. We find robust results by utilizing various econometric techniques. However, the positive effects of offering public services online are only found in the long run. The findings of this research are vital for economists and policymakers of countries in designing the relevant policies to enhance entrepreneurship.

Keywords: E-government; Digital public services; Entrepreneurship; Short-term and long-term effects; European countries.

JEL code: L26, M13, O38, O52.

1. Giới thiệu

Số lượng công ty khởi nghiệp tại châu Âu đang gia tăng một cách đáng kể. Theo thống kê của European Startup Network, 2021, châu Âu hiện có 80000 doanh nghiệp, sở hữu đến 51 công ty kỳ lân. Trong thập kỷ qua, 36% trong tổng số công ty khởi nghiệp đang hoạt động trên toàn thế giới nằm tại khu vực này (McKinsey, 2021). Theo Ireland (2021), trong bảng xếp hạng “các quốc gia thân thiện với khởi nghiệp nhất trên thế giới” và đánh giá hàng năm về khả năng cạnh tranh và năng lực của một quốc gia trong nền kinh tế “tập trung vào khoa học và kỹ thuật”, Vương quốc Anh giành được vị trí thứ hai trên thế giới, chỉ sau Hoa Kỳ, đồng nghĩa với việc đây là quốc gia thân thiện với khởi nghiệp nhất trong khu vực EU. Một báo cáo gần đây của SME Loans cho biết có đến 64% lực lượng lao động ở Vương quốc Anh muốn thành lập doanh nghiệp. Khởi nghiệp tại Châu Âu giúp các doanh nghiệp dễ dàng tiếp cận với một trong những trung tâm kinh doanh lớn nhất thế giới, với cơ sở hạ tầng tinh vi, sự bảo vệ pháp lý mạnh mẽ và lực lượng lao động có tay nghề cao. Tuy nhiên, sự pha trộn của nhiều ngôn ngữ, quy định của từng quốc gia, cũng như sự e ngại về người tài và vô số rào cản khác đã khiến các công ty khởi nghiệp ở châu Âu gặp nhiều khó khăn trong việc tiến lên vị trí dẫn đầu.

Ở cấp độ quốc gia, các học giả về tinh thần tự chủ kinh doanh chủ yếu tập trung vào các khuôn khổ thể chế như chất lượng của chính phủ, tham nhũng và văn hóa, giá trị và tín ngưỡng (Nguyen & Canh, 2020; Aidis & cộng sự, 2008; Li & Zahra, 2012). Mặc dù ngày càng có nhiều nghiên cứu về các yếu tố quyết định tinh thần tự chủ kinh doanh, việc tìm hiểu về phương sai thay đổi giữa các doanh nhân và khởi nghiệp cũng là điều quan trọng không kém (Ratinho & cộng sự, 2020). Thông qua thời gian tìm hiểu, nhóm tác giả nhận thấy có rất ít bài báo phân tích thực nghiệm những ảnh hưởng của chính phủ điện tử đối với số lượng doanh nhân. Do đó, nghiên cứu này cố gắng lấp đầy khoảng trống này bằng cách tập trung vào các vai trò của chính phủ điện tử trong việc nâng cao tinh thần tự chủ kinh doanh. Để giải thích cho sự lựa chọn này, nhóm tác giả đưa ra các lý do như sau. Thứ nhất, các doanh nghiệp được hưởng lợi lớn khi các dịch vụ công kỹ thuật số hay chính phủ điện tử giúp rút ngắn thời gian chuẩn bị doanh nghiệp, nhận giấy phép xây dựng, thuê nhân viên và xuất nhập khẩu các mặt hàng (Das & Das, 2021, Fossen & Sorgner, 2021). Thứ hai, theo Das & Das (2021), sự nâng cấp về quy trình này hỗ trợ việc thành lập và duy trì doanh nghiệp, có thể cải thiện đáng kể tỷ lệ thành lập doanh nghiệp mới tại một số quốc gia. Cuối cùng, trong bài báo cáo của mình vào năm 2021, Nguyen & cộng sự đã tiết lộ rằng sự không chắc chắn toàn cầu ảnh hưởng tiêu cực đến sự ổn định của các chính sách kinh tế, xã hội ở từng quốc gia, khiến cho nỗi sợ thất bại gia tăng, đồng thời làm giảm khả năng nắm bắt cơ hội. Bởi vậy, trong nghiên cứu này, nhóm tác giả tin rằng việc chuyển đổi số trong khu vực công đóng vai trò như một lá chắn đối với các doanh nghiệp, bảo vệ họ một phần khỏi những bất lợi gây ra bởi sự không chắc chắn của các chính sách kinh tế, xã hội nói chung.

Tập dữ liệu của nghiên cứu được thu thập từ 28 quốc gia châu Âu trong khoảng từ năm 2012 - 2019. Chúng tôi kết hợp sử dụng nhiều kỹ thuật kinh tế lượng như mô hình ước lượng hiệu chỉnh sai số dữ liệu bảng (PCSE), phương pháp ước lượng bình phương tối thiểu tổng quát khả thi (FGLS) và phương pháp mô men tổng quát hai bước (GMM hai bước). Như đã chỉ ra trong tài liệu, phương pháp PCSE và FGLS này rất hữu ích để giải quyết các vấn đề về sự phụ thuộc trong hệ thống kinh tế và hệ thống sản xuất giữa các nền kinh tế (Hausmann & cộng sự, 2014; Hidalgo & Hausmann, 2009). Phương pháp FGLS còn hữu ích trong việc xử lý phương sai sai số thay đổi trong dữ liệu mảng (Liao & Cao, 2013; Nguyen & cộng sự, 2020). Liên quan tới vấn đề nội sinh tiềm ẩn có khả năng làm sai lệch các ước tính, nhóm tác giả dựa theo nghiên cứu của Nguyen & cộng sự, 2021 và lấy các biến giải thích đều bị trễ một năm để giải quyết vấn đề này. Phương pháp GMM hai bước cũng được lựa chọn để xử lý vấn đề nội sinh (Nguyen & cộng sự, 2020). Để rà soát những giả định được đưa ra, nhóm tác giả lần lượt thêm các biến giải thích bổ sung vào mô hình ban đầu. Hơn nữa, chúng tôi cũng sử dụng mô hình ARDL (Autoregressive Distributed Lag) kết hợp tác động cố định dạng động (DFE) để tìm hiểu tác động ngắn hạn và dài hạn của số hóa đối với mật độ khởi nghiệp. DFE-ARDL là một mô hình thích hợp để đánh giá tác động ngắn hạn và dài hạn trong khi kiểm soát sự tồn tại có thể có của hiệu ứng cố định thời gian và cố định quốc gia (time-fixed effects và country-fixed effects) (Pesaran & cộng sự, 1999). Từ đó, chúng tôi xem xét tác động của chính phủ điện tử đối với thời gian và chi phí cần thiết để khởi nghiệp.

Cấu trúc của bài nghiên cứu này gồm 5 phần. Trong phần tổng quan lý thuyết tiếp theo, nhóm tác giả giới

thiệu một số trường phái tư tưởng chính liên quan đến khởi nghiệp và sau đó đưa ra lý thuyết về mối quan hệ giữa khởi nghiệp và Chính phủ điện tử. Phần 3 giới thiệu dữ liệu và các phương pháp nghiên cứu. Kết quả được trình bày trong phần 4. Cuối cùng, phần 5 gồm kết luận nghiên cứu và khuyến nghị.

2. Tổng quan lý thuyết

Đặc trưng của chính phủ điện tử là việc sử dụng các hệ thống điện tử và Internet để cải thiện các dịch vụ công cho người dân (Al-Yafi & cộng sự, 2016). Các nghiên cứu về vấn đề này (cải thiện dịch vụ cho người dân) đã định nghĩa chính phủ điện tử đơn giản là cung cấp các dịch vụ điện tử cho người dân thông qua Internet (Basu, 2004; Evans & Yen, 2006; Layne & Lee, 2001; Yildiz, 2007). Mặt khác, khi thu hút nhiều sự chú ý hơn, chính phủ điện tử được định nghĩa là một kênh để cải thiện hiệu quả hoạt động của chính phủ (Navarra & Cornford, 2005) và là một công cụ để bắc cầu ngăn cách kỹ thuật số (Cegarra-Navarro & cộng sự., 2012). Theo Guo (2010), mục tiêu của chính phủ điện tử là tạo ra một môi trường kinh doanh tốt hơn; khách hàng trực tuyến thay vì xếp hàng truyền thống; tăng cường quản trị điều hành và mở rộng đầu tư công; tăng năng suất và hiệu quả của các cơ quan chính phủ.

Dựa theo phân tích của Besley (2015), việc phổ biến trong việc sử dụng chính phủ điện tử tạo ra môi trường kinh doanh tích cực cho các nhà đầu tư và điều kiện khởi nghiệp tích cực cho các nhà kinh doanh mới (kết luận đưa ra dựa theo báo cáo về môi trường kinh doanh của World Bank, 2015). Obeidat & Abu-Shanab (2010) cũng trao đổi rằng chính phủ điện tử cũng thúc đẩy hoạt động chuyển đổi số trong các doanh nghiệp. Các hoạt động và hình thức kinh doanh dựa trên chuyển đổi số này đang ngày càng chiếm tỷ trọng lớn trong các hình thức đăng ký kinh doanh khởi nghiệp. Có thể thấy rằng mối quan hệ giữa chính phủ điện tử và mật độ khởi nghiệp là rõ ràng.

Quá trình khởi nghiệp được đánh giá là gặp phải rất nhiều khó khăn (Abu-Shanab & Osmani, 2019). Chúng tôi chỉ ra rằng sự phổ biến và mức độ phát triển có thể giúp hạn chế những khó khăn này. Các nguyên nhân được chỉ ra như sau. Thứ nhất, Abie & cộng sự (2004) cho rằng việc chuyển đổi hoạt động của Chính phủ mang lại lợi ích cho người dân, doanh nghiệp và chính họ. Điều này có nghĩa là các công ty tư nhân có thể cung cấp các dịch vụ cho chính phủ, chẳng hạn như các dịch vụ trực tuyến. Hơn nữa, chính phủ cần quy định việc sử dụng dữ liệu để tránh việc sử dụng dữ liệu sai mục đích và sự giám sát không phù hợp của mình. Điều này cho phép chính phủ cung cấp một lượng lớn thông tin sẵn có dưới dạng điện tử một cách an toàn, mở ra các cơ hội kinh doanh mới và cải thiện các dịch vụ công dân. Qua đó, chính phủ điện tử cũng có thể nâng cao niềm tin và sự tự tin của doanh nghiệp vào chính phủ (Tolbert & Mossberger, 2006). Adam (2020) chỉ ra rằng các sáng kiến chính phủ điện tử giúp nâng cao chất lượng thể chế của một quốc gia. Sự phát triển công nghệ như chính phủ điện tử có thể làm cho các thể chế minh bạch hơn trong quy trình xử lý. Việc thành lập một hoạt động kinh doanh mới sẽ phải trải qua các thủ tục hành chính cần thiết và giấy phép kinh doanh là một yêu cầu bắt buộc phải có cho các hoạt động kinh doanh hợp pháp (Spinuzzi & cộng sự (2016). Các hạn chế khó khăn cho quá trình khởi nghiệp liên quan tới sự chậm trễ hay sự chông chéo trong thủ tục hành chính hoặc đăng ký giấy phép kinh doanh sẽ được tháo gỡ thông qua quá trình chuyển đổi số các dịch vụ công của chính phủ (Abu-Shanab & Osmani, 2019; Besley, 2015). Thông qua đó, các doanh nhân cũng có thể dễ dàng tiếp cận các dịch vụ của chính phủ và tin tưởng hơn vào các tổ chức công cung cấp các dịch vụ này

Thứ hai, Adam (2020) xác định rằng sự phổ cập chính phủ điện tử ở một quốc gia có thể làm giảm thiểu mức độ tham nhũng ở quốc gia đó. Mặt khác, Aidis & cộng sự (2010) sử dụng các cuộc khảo sát của GEM ở 47 quốc gia để kết luận rằng, việc giảm thiểu tham nhũng (và minh bạch hóa các quyền sở hữu) sẽ giúp thúc đẩy khát vọng mở rộng kinh doanh. Phát hiện của họ nhấn mạnh rằng các nhà đầu tư thường hay cân nhắc các hoạt động quy mô lớn hơn ở những nơi có quyền tài sản được đảm bảo và tồn tại ít tham nhũng hơn. Do đó, các tác động của chính phủ điện tử đối với mật độ khởi nghiệp có thể phụ thuộc vào tương quan mức độ hiệu quả của chính phủ. Liu & cộng sự (2018) cũng cho thấy rằng mức độ tham nhũng thấp có thể giúp thúc đẩy tinh thần tự chủ kinh doanh. Cụ thể, chất lượng thể chế có tác động tích cực đến cả tinh thần tự chủ kinh doanh và mật độ khởi nghiệp như mong đợi bởi các doanh nhân cảm thấy tự tin hơn để bắt đầu kinh doanh, điển hình là khi mà họ đã có một kênh để tương tác và khiếu nại. Điều này đặc biệt đúng đối với phân khúc các doanh nghiệp vừa và nhỏ, khi mà tham nhũng vặt cũng có thể là sự kìm hãm lớn đối với sự phát triển của họ. Mặc dù Trung Quốc là một mô hình khá thành công về sự phát triển kinh doanh trong đa

lĩnh vực, nhưng vẫn tồn tại một vài lĩnh vực kinh doanh khác coi tham nhũng là một yếu tố “thông thường”, và được chấp nhận rộng rãi khi khởi nghiệp. Sự đặc thù của những ngành nghề này có thể tạo nên một mối quan hệ tham nhũng-kinh doanh độc đáo, nơi mà tham nhũng cũng là một động lực để phát triển.

Thứ ba, đổi mới sáng tạo được xem là một nhân tố quan trọng thúc đẩy sự hình thành và phát triển của mật độ khởi nghiệp (Eurochambres, 2003). Việc phát triển chính phủ điện tử ở một quốc gia sẽ nhấn mạnh vai trò của nhân tố đổi mới sáng tạo này hơn (Abu-Shanab & Osmani, 2019). Ngoài ra, một quốc gia với sự phát triển của chính phủ điện tử cũng sẽ có nền tảng khoa học công nghệ tốt hơn, từ đó đẩy mạnh quá trình tự chủ, kinh doanh mới ở quốc gia đó.

Thông qua các phân tích, nhóm tác giả chỉ ra rằng chính phủ điện tử đóng vai trò quan trọng để thúc đẩy hoạt động khởi nghiệp ở một quốc gia.

3. Phương pháp nghiên cứu

Mô hình được sử dụng để xem xét mối liên hệ giữa chính phủ điện tử và mật độ khởi nghiệp (ED) được trình bày như sau:

$$EDit = \beta_0 + \beta_1eGOVit-1 + \beta_2INCit-1 + \beta_3TAXit-1 + \beta_4HDIit-1 + \beta_5TSit-1 + \beta_6FDIit-1 + \epsilon it \quad (1)$$

Trong đó, i và t tương ứng đại diện cho quốc gia thứ i và năm t . ϵit , là phần sai số.

Mật độ khởi nghiệp (ED): biến phụ thuộc trong nghiên cứu này là mật độ khởi nghiệp được đo lường dưới dạng logarit hóa tỷ lệ đăng ký kinh doanh mới trong 1.000 người dân trong độ tuổi từ 15 đến 64. Biến này được lấy từ World Development Indicator (WDI).

Chính phủ điện tử (eGOV):

Biến giải thích chính eGOV gồm hai chỉ số phản ánh các khía cạnh khác nhau của số hóa trong các khu vực công - gồm eGOV_UC và eGOV_KE. Cụ thể hơn, eGOV_UC lấy người dùng làm trung tâm, nắm bắt mức độ dịch vụ công được cung cấp trực tuyến, cách thức hỗ trợ trực tuyến và xem xét các trang web công cộng có thân thiện với thiết bị di động hay không. eG_UC được tính bằng bình quân gia quyền của các chỉ số phản ánh mức độ sẵn sàng trực tuyến, khả năng sử dụng và tính thân thiện với thiết bị di động. Cuối cùng, eGOV_KE là công cụ chính giúp nắm bắt trước các điều kiện kỹ thuật cần thiết nhằm triển khai các dịch vụ Chính phủ điện tử một cách hiệu quả. Các yếu tố hỗ trợ chính được sử dụng để đo lường chất lượng dịch vụ cho các doanh nghiệp và công dân bao gồm nhận dạng điện tử (eID); tài liệu điện tử (eDocuments); nguồn xác thực và các bài đăng kỹ thuật số. Nhóm nghiên cứu lấy dữ liệu về chính phủ điện tử từ báo cáo đo điểm chuẩn của chính phủ điện tử và các nghiên cứu về số hóa do Capgemini thực hiện. Bộ dữ liệu có sẵn từ năm 2012 đến năm 2019.

Biến kiểm soát khác:

Nghiên cứu này đề xuất rằng tăng trưởng sản lượng thực (INC), thuế (TAX), vốn con người (HDI), tỷ trọng thương mại (TS) và dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) là những yếu tố chính quyết định mật độ khởi nghiệp. Tăng trưởng sản lượng thực được đo lường bằng tổng sản phẩm quốc nội (GDP) thực tế bình quân đầu người với mức cố định năm 2010 tính bằng đô la Mỹ, là một trong những chỉ số quan trọng nhất của tăng trưởng kinh tế. Mặt khác, tăng trưởng kinh tế lại là đại diện cho các chu kỳ kinh tế và theo Chambers & Munemo (2019), trong điều kiện kinh tế tốt, mật độ khởi nghiệp được kỳ vọng sẽ có cơ hội gia tăng. Vào thời điểm GDP gia tăng, các nhà đầu tư có xu hướng cấp vốn cho các doanh nghiệp mới hoặc góp vốn bổ sung để hỗ trợ họ mở rộng hoạt động kinh doanh. Trong khi đó, thuế đo lường tổng số thuế và thuế suất đóng góp (như phần lợi nhuận). Theo Chowdhury & cộng sự (2018), việc đánh thuế nhiều hơn sẽ gây trở ngại cho các công ty khởi nghiệp bởi nó đặt ra những khó khăn tài chính lớn hơn đối với các doanh nghiệp mới. Chỉ số vốn con người phản ánh sức khỏe và giáo dục đóng góp vào năng suất của thể hệ lao động tiếp theo, điều này có thể làm tăng xu hướng các cá nhân nhận định thành công và hiện thực hóa thành công các cơ hội kinh doanh (Chowdhury & cộng sự, 2018; Lin & Yang, 2017). Tỷ trọng GDP được sử dụng để tính toán tỷ trọng giá trị thương mại (Tradeshare). Thực tế, tỷ trọng thương mại và dòng vốn FDI được sử dụng để giải thích cho hội nhập kinh tế và cũng là yếu tố quyết định đáng kể đến sản xuất, thị trường và tinh thần tự chủ kinh doanh trong nước (Coulibaly & cộng sự, 2018; Dinopoulos & Unel, 2015; Herrera-Echeverri & cộng sự, 2014).

Sau khi lọc và xử lý, dữ liệu cuối cùng là 28 quốc gia châu Âu trong giai đoạn 2012-2019. Bảng 1 mô tả

thông tin của các biến, bao gồm định nghĩa, đo lường, nguồn và thống kê mô tả. Bảng 2 báo cáo ma trận hệ số tương quan giữa các biến được nghiên cứu cho thấy mối tương quan tích cực và có ý nghĩa thống kê giữa chính phủ điện tử và mức độ mật độ khởi nghiệp.

Tham khảo các nghiên cứu trước đó của Beck & Katz (1995) đối với dữ liệu mảng có sự phụ thuộc giữa các nhóm, nhóm tác giả quyết định sử dụng mô hình sai số chuẩn đã hiệu chỉnh (PCSE). Nhóm nghiên cứu lấy độ trễ một năm cho tất cả biến giải thích để giải quyết tính vấn đề nội sinh xuất phát từ khả năng có mối quan hệ đồng thời giữa số hóa và tinh thần tự chủ kinh doanh. Ngoài ra, nhóm nghiên cứu áp dụng phương pháp Bình phương nhỏ nhất tổng quát khả thi (FGLS) để giải quyết vấn đề phương sai sai số thay đổi và phương pháp GMM hai bước để giải quyết vấn đề tiềm ẩn của nội sinh (Gala & cộng sự, 2018; Sweet & Eterovic, 2019) được trình bày trong phương trình (1) để xác nhận tính chính xác của các kết quả trong bài nghiên cứu.

Ngoài ra, để xem xét tác động ngắn hạn và dài hạn, chúng tôi áp dụng mô hình ARDL (Autoregressive Distributed Lag) được phát triển bởi Pesaran & Smith (1995). Trong mô hình này, tác động cố định dạng động (DFE) được sử dụng vì mô hình có thể xử lý các vấn đề liên quan tới sự tồn tại của hiệu ứng cố định thời gian và cố định quốc gia (Pesaran & cộng sự, 1999). Để đảm bảo sự phù hợp khi áp dụng mô hình ARDL (Autoregressive Distributed Lag), chúng tôi sử dụng kiểm định đồng liên kết Kao (Kao, 1999), kiểm

Bảng 1: Mô tả các biến

Ký hiệu	Định nghĩa	Cách đo lường	Nguồn	Số	TB	SD	Min	Max
ED	Mật độ khởi nghiệp	Log hóa tỷ lệ đăng ký kinh doanh mới trong 1000 người dân từ độ tuổi 15 tới 64.	WDI	196	1.54	0.86	-0.73	3.16
eGOV_UC	Mức độ hướng tới người dùng	Chỉ số lấy người dùng làm trung tâm dưới dạng trung bình có trọng số của tính khả dụng trực tuyến, khả năng sử dụng và tính thân thiện với thiết bị di động.	eGBR	196	0.78	0.13	0.44	1.00
eGOV_KE	Các cộng hỗ trợ chuyển đổi	Chỉ số phản ánh các điều kiện cần thiết chuyển đổi như việc có ID điện tử, các văn bản điện tử, hợp thư điện tử	eGBR	196	0.53	0.28	0.00	1.00
INC	Tăng trưởng sản lượng thực	Tăng trưởng GDP bình quân với giá cố định năm 2000	WDI	196	36.81	25.95	1.05	110.81
TAX	Tỷ lệ thuế	Tổng số thuế và thuế suất đóng góp	WDI	196	39.82	11.03	18.40	67.60
HDI	Vốn con người	Log hóa chỉ số phát triển con người	WDI	196	0.89	0.04	0.76	0.96
TS	Tỷ lệ xuất khẩu ròng	Tỷ lệ thương mại trên GDP	WDI	196	1.29	0.72	0.48	4.08
FDI	Dòng chảy FDI vào trong nước	Tỷ lệ FDI chảy vào trên GDP	WDI	196	-0.01	0.38	-2.92	1.63
DEMO	Mức độ dân chủ hóa	Chỉ số dân chủ hóa	FSSDA	196	0.96	0.20	0.00	1.00

Bảng 2: Ma trận hệ số tương quan

	ED	eGOV_UC	eGOV_KE	INC	TAX	HDI	TS	FDI	DEMO	GE
ED	1									
eGOV_UC	0.184**	1								
eGOV_KE	0.177*	0.729***	1							
INC	0.226**	0.234***	0.0504	1						
TAX	-0.410***	0.0629	0.228**	-0.313***	1					
HDI	0.184*	0.434***	0.198**	0.765***	-0.0640	1				
TS	0.418***	-0.0393	0.0111	0.261***	-0.234**	0.0185	1			
FDI	-0.0671	0.0863	0.179*	0.129	0.0797	0.0838	0.127	1		
DEMO	-0.196**	-0.265***	-0.297***	0.0992	-0.0453	0.0974	-0.388***	0.0485	1	
GE	0.319***	0.440***	0.317***	0.752***	-0.208**	0.853***	0.110	0.0823	0.0970	1

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Bảng 3: Kiểm định đồng liên kết

Model: f(ED & e-GOV)	Kiểm định Kao	Kiểm định Pedroni	Kiểm định Westerlund
	Dickey-Fuller	Phillips-Perron t	Tỷ lệ phương sai
eGOV_UC	1.87**	7.93**	2.26**
eGOV_KE	2.05**	7.88***	2.16**

định Pedroni (Pedroni, 2004) và kiểm định đồng liên kết Westerlund (Westerlund, 2005) để tiến hành kiểm định mối quan hệ đồng liên kết giữa hai biến. Các kết quả được báo cáo trong Bảng 3.

Chú ý: Mặc dù các kiểm định khác nhau được thực hiện và có kết quả đồng nhất, việc tiến hành kiểm định đồng liên kết cần sử dụng phương pháp phù hợp hơn với chuỗi số liệu có đặc tính thời gian tương đối ngắn. Do những phương pháp hiện tại chưa được phát triển phù hợp nên chúng tôi thừa nhận thiếu sót này trong nghiên cứu của mình.

Bảng 4: Tác động chuyển đổi số của khu vực công tới mật độ khởi nghiệp

Biến số	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	ED	Ước lượng PCSE ED	ED	Ước lượng FGLS ED	ED	Ước lượng hai bước GMM ED	ED	ED
L.ED						0.28 (0.173)		0.39*** (0.105)
L2.ED						-0.10 (0.173)		-0.24** (0.116)
L3.ED						0.12* (0.065)		0.11** (0.045)
L.eGOV_UC	1.23*** -0.341		1.23*** (0.464)			0.40** (0.194)		
L.eGOV_KE		0.78*** -0.13			0.78*** (0.197)			0.14** (0.061)
L.INC	-0.01*** -0.001	-0.01*** -0.001	-0.01** (0.004)	-0.01** (0.004)	-0.01** (0.004)	-0.01** (0.004)		-0.01** (0.004)
L.TAX	-0.03*** -0.003	-0.03*** -0.003	-0.03*** (0.005)	-0.03*** (0.005)	-0.03*** (0.005)	-0.00 (0.006)		-0.01 (0.018)
L.HDI	5.72*** -0.567	6.01*** -0.571	5.72*** (2.165)	5.72*** (2.049)	5.72*** (3.705)	5.27 (4.435)		6.50 (4.435)
L.TS	0.48*** -0.019	0.46*** -0.025	0.48*** (0.078)	0.46*** (0.076)	0.46*** (0.316)	0.03 (0.216)		0.13 (0.216)
L.FDI	-0.22 -0.142	-0.29* -0.168	-0.22 (0.139)	-0.29** (0.137)	-0.03** (0.014)	-0.03** (0.017)		-0.03* (0.017)
Số quan sát	168	168	168	168	168	111		111
Số quốc gia	28	28	28	28	28	28		28

Độ lệch chuẩn điều chỉnh trong ngoặc kép.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Bảng 5: Tác động ngắn hạn và dài hạn chuyển đổi số của khu vực công tới mật độ khởi nghiệp

Biến	(1)	(3)
	eGOV_UC	eGOV_KE
Tác động ngắn hạn		
Hệ số điều chỉnh	-0.47*** (0.054)	-0.43*** (0.054)
D.eGOV	-0.20 (0.131)	-0.11 (0.069)
Tác động dài hạn		
eGOV	1.17*** (0.294)	0.63*** (0.222)

Độ lệch chuẩn điều chỉnh trong ngoặc kép.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

4. Kết quả và thảo luận

Kết quả nghiên cứu chính đã được chúng tôi trình bày thông qua Bảng 4 và Bảng 5. Trước hết, kết quả ở Bảng 4 báo cáo tác động của chính phủ điện tử đến mật độ khởi nghiệp. Kết quả ước tính thu được từ các kỹ thuật kinh tế lượng khác nhau, bao gồm PCSE, FGLSE, và GMM hai bước, cho thấy tác động tích cực và đáng kể của chính phủ điện tử đối với mật độ khởi nghiệp. Các biến bao gồm chính phủ điện tử, tính di động của doanh nghiệp (eGOV_BM) cho thấy sức ảnh hưởng lớn đến mật độ khởi nghiệp, tiếp theo là lấy người dùng làm trung tâm (eGOV_UC). Tác động của các dịch vụ công kỹ thuật số đối với việc dễ dàng thành lập doanh nghiệp mới của chúng tôi phù hợp với các tác động đã được chỉ ra trong Das & Das (2021). Bài báo của chúng tôi sau đó đóng góp vào các tài liệu hiện có bằng cách thảo luận về ảnh hưởng trên nhiều khía cạnh khác nhau của chính phủ điện tử đối với hình thức kinh doanh mới, nghiên cứu tập trung vào khu vực châu Âu. Bằng cách nghiên cứu mối quan hệ này ở Hoa Kỳ, Fossen & Sorgner (2021) cũng gợi ý rằng số hóa có liên quan đáng kể đến sự gia nhập kinh doanh ở cấp độ cá nhân.

Kết quả được trình bày tại Bảng 5 cho thấy tác động của chính phủ điện tử đối với tinh thần tự chủ kinh

doanh trong ngắn hạn và dài hạn. Ta thấy được tác động này trong ngắn hạn không rõ ràng, nhưng nó lại trở nên rất đáng kể trong dài hạn. Điều này có nghĩa là nếu quá trình xây dựng chính phủ điện tử mới được bắt đầu, tác động của chúng đối với tinh thần tự chủ kinh doanh trong ngắn hạn là rất mơ hồ, bằng chứng là trong Bảng 5, các kết quả không có ý nghĩa trong ngắn hạn. Tuy nhiên, nếu chính phủ điện tử được tăng cường trong dài hạn, điều này sẽ tác động tích cực đến mật độ khởi nghiệp. Những nỗ lực của các chính phủ quốc gia trong việc đưa các dịch vụ của họ lên mạng đã có tác dụng làm cho việc bắt đầu kinh doanh mới trở nên dễ dàng hơn (nhanh hơn và rẻ hơn) (Das & Das, 2021). Lý do là chính phủ điện tử có thể giúp các doanh nghiệp thu hút nhiều khách hàng hơn, tiếp thu nhiều kiến thức hơn, dẫn tới kết quả mong muốn trong tăng trưởng kinh doanh và cường hoá lợi nhuận.

5. Kết luận và khuyến nghị

Nghiên cứu của chúng tôi là một nỗ lực nhằm phân tích thực nghiệm những ảnh hưởng của chính phủ điện tử đối với mật độ khởi nghiệp. Bằng cách sử dụng mẫu của 28 quốc gia châu Âu trong giai đoạn 2012-2019, kết quả của chúng tôi chỉ ra rằng việc triển khai chính phủ điện tử đóng một vai trò quan trọng trong sự phát triển của môi trường kinh doanh và thành lập các doanh nghiệp mới. Sử dụng các kỹ thuật kinh tế lượng khác nhau, chúng tôi đã phát hiện ra những kết quả đáng chú ý về mối quan hệ tương quan tích cực giữa chính phủ điện tử và mật độ khởi nghiệp. Tuy nhiên, tác động này chỉ được đảm bảo nếu thời gian đủ dài.

Về mặt chính sách, những phát hiện trong báo cáo này gợi ý nhiều chính sách quan trọng dành cho chính phủ các nước để thúc đẩy tinh thần tự chủ kinh doanh. Như chúng tôi đã chỉ ra rằng các dịch vụ công trực tuyến mang lại lợi ích cho doanh nhân bằng cách giảm thời gian và chi phí để bắt đầu kinh doanh. Do đó, chúng tôi đề xuất rằng nên tăng cường theo đuổi các dự án dịch vụ công kỹ thuật số để thúc đẩy tinh thần tự chủ kinh doanh. Chính phủ cũng cần duy trì hỗ trợ tài chính và kỹ thuật cho các doanh nghiệp như một cách để giúp các doanh nghiệp khai thác lợi ích từ các dịch vụ công kỹ thuật số. Khi nhận được sự hỗ trợ từ chính phủ, các doanh nhân có thể nảy ra nhiều ý tưởng kinh doanh hơn và sử dụng hiệu quả hơn các nguồn lực của mình cũng như nắm bắt các cơ hội nhờ vào các dịch vụ công trực tuyến. Đáng chú ý, sự không chắc chắn trên toàn cầu xuất hiện như một cú sốc tiêu cực làm lan truyền nỗi sợ thất bại và tạo ra một môi trường kinh doanh không ổn định, cản trở các cá nhân khởi nghiệp. Trước tình hình đó, việc cung cấp các dịch vụ công số có thể được coi là một cách tốt để giúp các doanh nghiệp và doanh nhân vượt qua những khó khăn này và bám trụ tốt hơn trên thị trường.

Tài liệu tham khảo

- Abie, H., Foyn, B., Bing, J., Blobel, B., Pharow, P., Delgado, J., Karnouskos, S., Pitkanen, O. & Tzovaras, D. (2004), 'The need for a digital rights management framework for the next generation of e-government services', *Electronic Government*, 1(1), 8, DOI: <https://doi.org/10.1504/eg.2004.004134>.
- Abu-Shanab, E.A. & Osmani, M. (2019), 'E-Government as a Tool for Improving Entrepreneurship', *International Journal of Electronic Government Research*, 15(1), 36–46, DOI: <https://doi.org/10.4018/ijegr.2019010103>.
- Adam, I.O. (2020a), 'ICT development, e-government development and economic development. Does institutional quality matter?', *Information Technologies & International Development*, 16(0), 1-19.
- Adam, I.O. (2020), 'Examining E-Government development effects on corruption in Africa: The mediating effects of ICT development and institutional quality', *Technology in Society*, 61, 101245, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.techsoc.2020.101245>.
- Aidis, R., Estrin, S. & Mickiewicz, T. (2008), 'Institutions and entrepreneurship development in Russia: A comparative perspective', *Journal of Business Venturing*, 23(6), 656–672, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jbusvent.2008.01.005>.
- Aidis, R., Estrin, S. & Mickiewicz, T. M. (2010), 'Size matters: Entrepreneurial entry and government', *Small Business Economics*, 39(1), 119–139, DOI: <https://doi.org/10.1007/s11187-010-9299-y>.
- Al-Yafi, K., Hindi, N.M. & Osman, I.H. (2016), 'A User-Centric Evaluation of e-Government Services in the GCC Region: Case of State of Qatar', *International Journal of Electronic Government Research*, 12(4), 15–34, DOI: <https://doi.org/10.4018/IJEGR.2016100102>.

-
- Basu, S. (2004), 'E-government and developing countries: An overview', *International Review of Law, Computers & Technology*, 18(1), 109–132, DOI: <https://doi.org/10.1080/13600860410001674779>.
- Beck, N. & Katz, J.N. (1995), 'What to do (and not to do) with time-series cross-section data', *American Political Science Review*, 89(3), 634–647, DOI: <https://doi.org/10.2307/2082979>.
- Besley, T. (2015), 'Law, Regulation, and the Business Climate: The Nature and Influence of the World Bank Doing Business Project', *Journal of Economic Perspectives*, 29(3), 99–120, DOI: <https://doi.org/10.1257/jep.29.3.99>.
- Cegarra-Navarro, J.-G., Pachón, J.R.C. & Cegarra, J.L.M. (2012), 'E-government and citizen's engagement with local affairs through e-websites: The case of Spanish municipalities', *International Journal of Information Management*, 32(5), 469–478, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ijinfomgt.2012.02.008>.
- Chambers, D. & Munemo, J. (2019), 'Regulations, institutional quality and entrepreneurship', *Journal of Regulatory Economics*, 55(1), 46–66, DOI: <https://doi.org/10.1007/s11149-019-09377-w>.
- Chowdhury, F., Audretsch, D.B. & Belitski, M. (2018), 'Institutions and entrepreneurship quality', *Entrepreneurship Theory and Practice*, 43(1), 51–81, DOI: <https://doi.org/10.1177/1042258718780431>.
- Coulbaly, S.K., Erbao, C. & Metuge Mekongcho, T. (2018), 'Economic globalization, entrepreneurship, and development', *Technological Forecasting and Social Change*, 127, 271–280, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2017.09.028>.
- Das, A. & Das, S.S. (2021), 'E-Government and entrepreneurship: Online government services and the ease of starting business', *Information Systems Frontiers*, DOI: <https://doi.org/10.1007/s10796-021-10121-z>.
- Dinopoulos, E. & Unel, B. (2015), 'Entrepreneurs, jobs, and trade', *European Economic Review*, 79, 93–112, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2015.07.010>.
- European Startup Network (2021), *Action Plan to Make Europe the new Global Powerhouse for Startups*, last retrieved on 10 October 2021, from <<https://europeanstartupnetwork.eu/wp-content/uploads/2021/05/Action-Plan-to-Make-Europe-the-new-Global-Powerhouse-for-Startups.pdf>>.
- Evans, D. & Yen, D.C. (2006), 'E-Government: Evolving relationship of citizens and government, domestic, and international development', *Government Information Quarterly*, 23(2), 207–235, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.giq.2005.11.004>.
- Fossen, F.M. & Sorgner, A. (2021), 'Digitalization of work and entry into entrepreneurship', *Journal of Business Research*, 125, 548–563, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2019.09.019>.
- Gala, P., Camargo, J., Magacho, G. & Rocha, I. (2018), 'Sophisticated jobs matter for economic complexity: An empirical analysis based on input-output matrices and employment data', *Structural Change and Economic Dynamics*, 45, 1–8, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2017.11.005>.
- Guo, Y. (2010), 'E-Government: Definition, goals, benefits and risks', 2010 *International Conference on Management and Service Science*, DOI: <http://dx.doi.org/10.1109/icmss.2010.5576557>.
- Hausmann, R., Hidalgo, C.A., Bustos, S., Coscia, M., Simoes, A. & Yildirim, M.A. (2014), *The Atlas of Economic Complexity: Mapping Paths to Prosperity*, MIT Press.
- Herrera-Echeverri, H., Haar, J. & Estévez-Bretón, J.B. (2014), 'Foreign direct investment, institutional quality, economic freedom and entrepreneurship in emerging markets', *Journal of Business Research*, 67(9), 1921–1932, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2013.11.020>.
- Hidalgo, C.A. & Hausmann, R. (2009), 'The building blocks of economic complexity', *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 106(26), 10570–10575, DOI: <https://doi.org/10.1073/pnas.0900943106>.
- Ireland, S. (2021), *Most startup friendly countries in the world*, 2021, truy cập lần cuối ngày 27 tháng 10 năm 2021, tại <<https://ceoworld.biz/2021/04/26/most-startup-friendly-countries-in-the-world-2021/>>.
- Kao, C. (1999), 'Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data', *Journal of Econometrics*, 90(1), 1–44, DOI: [https://doi.org/10.1016/s0304-4076\(98\)00023-2](https://doi.org/10.1016/s0304-4076(98)00023-2).
- Layne, K., & Lee, J. (2001), 'Developing fully functional E-government: A four stage model', *Government Information Quarterly*, 18(2), 122–136, DOI: [https://doi.org/10.1016/s0740-624x\(01\)00066-1](https://doi.org/10.1016/s0740-624x(01)00066-1).
- Li, Y. & Zahra, S.A. (2012), 'Formal institutions, culture, and venture capital activity: A cross-country analysis', *Journal of Business Venturing*, 27(1), 95–111, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jbusvent.2010.06.003>.
-

- Liao, H. & Cao, H.S. (2013), 'How does carbon dioxide emission change with the economic development? Statistical experiences from 132 countries', *Global Environmental Change*, 23(5), 1073–1082, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2013.06.006>.
- Lin, X. & Yang, X. (2017), 'From human capital externality to entrepreneurial aspiration: Revisiting the migration-trade linkage', *Journal of World Business*, 52(3), 360–371, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jwb.2016.11.001>.
- Liu, J., Hu, M., Zhang, H., & Carrick, J. (2018), 'Corruption and entrepreneurship in emerging markets', *Emerging Markets Finance and Trade*, 55(5), 1051–1068, DOI: <https://doi.org/10.1080/1540496x.2018.1531242>.
- McKinsey (2021), *Quando Davide si alle con Golia*, last retrieved on 10 October 2021, from <<https://www.mckinsey.com/it/~media/mckinsey/featured%20insights/europe/when%20david%20al-lies%20himself%20with%20goliath/quando%20davide%20si%20allea%20con%20golia%20collaborare%20per%20innovare/mckinseycompanyvert%20%20copy%202.pdf>>.
- Navarra, D.D. & Cornford, T. (2005), 'ICT, Innovation and Public Management: Governance, Models and Alternatives for eGovernment Infrastructures', *ECIS 2005 Proceeding*, 1573–1583.
- Nguyen, B. & Canh, N.P. (2020), 'The effects of regional governance, education, and in-migration on business performance', *Kyklos*, 73(2), 291–319, DOI: <https://doi.org/10.1111/kykl.12223>.
- Nguyen, B., Canh, N.P. & Thanh, S.D. (2020), 'Institutions, human capital and entrepreneurship density', *Journal of the Knowledge Economy*, 12(3), 1270–1293, DOI: <https://doi.org/10.1007/s13132-020-00666-w>.
- Nguyen, B., Schinckus, C., Canh, N.P. & Thanh, S.D. (2021), 'Economic policy uncertainty and entrepreneurship: A bad for a good?', *The Journal of Entrepreneurship*, 30(1), 81–133, DOI: <https://doi.org/10.1177/0971355720974819>.
- Obeidat, R. & Abu-Shanab, E. (2010), 'Drivers of E-Government and E-Business in Jordan', *Journal of Emerging Technologies in Web Intelligence*, 2, DOI: <https://doi.org/10.4304/jetwi.2.3.204-211>.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.P. (1999), 'Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels', *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621–634, DOI: <https://doi.org/10.2307/2670182>.
- Pesaran, M.H. & Smith, R. (1995), 'Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels', *Journal of Econometrics*, 68(1), 79–113, DOI: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01644-f](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01644-f).
- Pedroni, Peter (2004), 'Panel Cointegration; Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests, With an Application to the PPP Hypothesis', *Econometric Theory*, 20, 597–625. DOI: 10.1017/S0266466604203073.
- Ratinho, T., Amezcu, A., Honig, B. & Zeng, Z. (2020), 'Supporting entrepreneurs: A systematic review of literature and an agenda for research', *Technological Forecasting and Social Change*, 154, 119956, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2020.119956>.
- Spinuzzi, Clay, Jakobs, Eva-Maria & Pogue, Gregory (2016), 'A Good Idea Is Not Enough: Understanding the Challenges of Entrepreneurship Communication', In: *International Conference on Competitive Engineering - Resource Efficiency for Global Competitiveness* (Coma 2016), 27.1. bis 29.1.2016, Stellenbosch University (ZA), Proceedings, 547–552, DOI: <https://doi.org/10.15781/T2TQ2H>.
- Sweet, C.M. & Eterovic, D.S. (2019), 'Do patent rights matter? 40 years of innovation, complexity and productivity', *World Development*, 115, 78–93.
- Tolbert, C.J. & Mossberger, K. (2006), 'The effects of e-government on trust and confidence in government'. *Public Administration Review*, 66(3), 354–369, DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6210.2006.00594.x>.
- Westerlund, J. (2005), 'New simple tests for panel cointegration', *Econometric Reviews*, 24(3), 297–316, DOI: <https://doi.org/10.1080/07474930500243019>.
- Yildiz, M. (2007), 'E-government research: Reviewing the literature, limitations, and ways forward', *Government Information Quarterly*, 24(3), 646–665, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.giq.2007.01.002>.

TÁC ĐỘNG CỦA ĐẠI DỊCH COVID-19 VÀ GIẢI PHÁP PHỤC HỒI CÁC DOANH NGHIỆP NHỎ VÀ VỪA Ở VIỆT NAM

Hà Văn Sự

Trường Đại học Thương mại

Email: hvsdhtm@gmail.com

Tạ Việt Anh

Trung tâm Trọng tài Quốc tế Việt Nam,

Email: anh.ta@viac.org.vn

Mã bài: JED - 613

Ngày nhận bài: 03/04/2022

Ngày nhận bài sửa: 09/05/2022

Ngày duyệt đăng: 20/05/2022

Tóm tắt:

Doanh nghiệp nhỏ và vừa (bao gồm doanh nghiệp siêu nhỏ, nhỏ và vừa theo quy định của Pháp luật) ở Việt Nam có vai trò và vị trí đặc biệt quan trọng trong phát triển kinh tế - xã hội, đóng góp một tỷ lệ không nhỏ vào tổng sản phẩm trong nước, tạo ra nhiều công ăn việc làm cho người lao động. Tuy nhiên, trong bối cảnh Đại dịch COVID-19, các doanh nghiệp nhỏ và vừa ở nước ta lại là đối tượng dễ bị tổn thương bởi những hạn chế về năng lực tài chính, quản trị doanh nghiệp, năng lực tiếp cận thị trường và tham gia chuỗi cung ứng, ... Trên cơ sở nguồn dữ liệu điều tra của các tổ chức, bài viết tập trung phân tích toàn diện những khía cạnh tác động của Đại dịch COVID-19 đến hoạt động kinh doanh của các doanh nghiệp nhỏ và vừa, qua đó đề xuất các chính sách và giải pháp từ phía Nhà nước và bản thân doanh nghiệp để phục hồi các doanh nghiệp nhỏ và vừa của Việt Nam thời gian tới.

Từ khoá: Đại dịch COVID-19; tác động của đại dịch; doanh nghiệp nhỏ và vừa.

Mã JEL: E02; G38; H20.

The impact of Covid-19 and recovery solutions for small and medium-sized enterprises in Vietnam

Abstract

Small and medium enterprise (SMEs), which are defined as micro, small and medium-sized enterprises, have played a major role in socio-economic development as well as important contributions to GDP growth, employment creation in Vietnam. However, during the COVID-19 outbreak, these SMEs have been vulnerable due to their limitations in financial capacity, business management, the ability to market penetration and supply chain participation, etc. Via the use of secondary data, the study has analyzed the impacts of the COVID-19 pandemic on business activities of Vietnamese SMEs, thereby proposed some policies and solutions to the State and enterprises themselves so that their operations can be improved in the coming time.

Keywords: COVID-19 pandemic, pandemic impact, SMEs.

JEL Codes: E02; G38; H20.

1. Giới thiệu

Dịch bệnh COVID-19 bắt đầu lây lan và bùng phát, trở thành đại dịch trên phạm vi toàn cầu từ đầu năm 2020. Đến nay, dịch bệnh COVID-19 vẫn tiếp tục hoành hành với nhiều biến chủng và khó lường, đã tác động nghiêm trọng đến hầu hết các nền kinh tế, trong đó Việt Nam. Đại dịch này đã làm ngưng trệ các hoạt động sản xuất kinh doanh và gây tê liệt đối với nhiều doanh nghiệp thuộc hầu hết các ngành kinh tế. Theo Crovini (2019) đã chỉ ra đặc điểm đặc thù của doanh nghiệp nhỏ và vừa là có thị trường nhỏ trong lĩnh vực

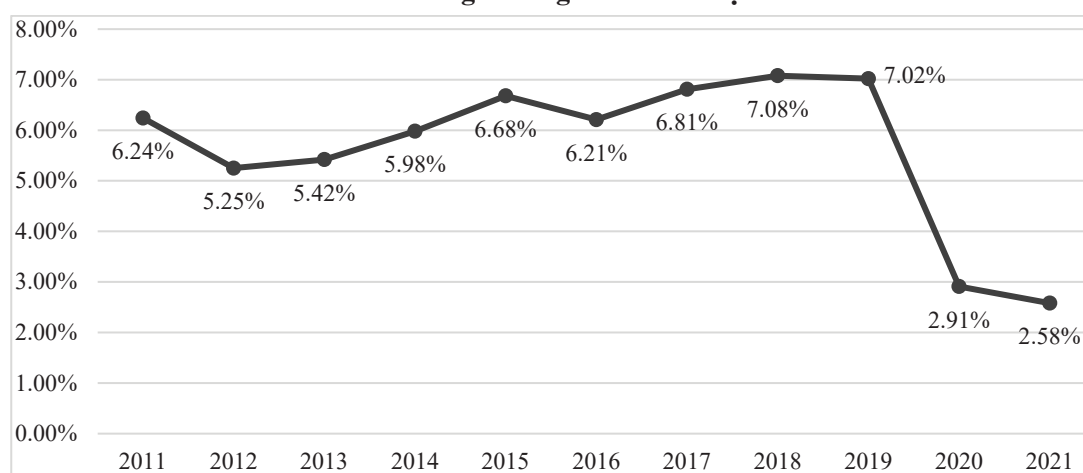
hoạt động; thường được quản lý bởi một chủ, nhóm hoặc một gia đình; có nguồn vốn hạn chế và khả năng tiếp cận thị trường vốn kém; khả năng quản lý hạn chế; thường khó tiếp cận với thị trường nước ngoài rộng mở và sự thay đổi của luật pháp. Bởi vậy, bất kỳ một diễn biến bất thường nào của môi trường kinh doanh cũng sẽ tạo ra những rủi ro và tổn thương nhất định, đáng kể cho các doanh nghiệp nhỏ và vừa hơn so với các doanh nghiệp lớn. Trong bối cảnh Đại dịch COVID-19, nhiều báo cáo và nghiên cứu đã chỉ ra tác động của Đại dịch đến hệ thống doanh nghiệp tại Việt Nam nói chung, trong đó đặc biệt là các doanh nghiệp nhỏ và vừa. Điều này trở nên là vấn đề hết sức đáng quan tâm khi nền kinh tế của Việt Nam có tới 97% doanh nghiệp là các doanh nghiệp nhỏ và vừa. OECD (2020), Tổ chức Lao động Quốc tế (2020), Trường Đại học Kinh tế Quốc dân và Cơ quan Hợp tác Quốc tế Nhật Bản (NEU & JICA, 2020), Phòng thương mại và Công nghiệp Việt Nam và Ngân hàng Thế giới (VCCI & WB, 2020), PWC (2020), Viện Nghiên cứu quản lý Trung ương (2021)... đều đã đưa ra những phân tích, đánh giá về tác động của COVID - 19 đến doanh nghiệp nhỏ và vừa Việt Nam, đồng thời đưa ra các khuyến nghị chính sách cho Chính phủ và doanh nghiệp. Tuy nhiên, các báo cáo và nghiên cứu trên chưa phân tích và chỉ rõ những yêu cầu cần thiết để hỗ trợ cho các doanh nghiệp nhỏ và vừa một cách đồng bộ gắn với những đặc thù nói trên nhằm góp phần phục hồi các doanh nghiệp này một cách hiệu quả trong bối cảnh hiện nay. Bởi vậy, bài viết trên cơ sở các kết quả khảo sát của các tổ chức trong và ngoài nước sẽ tập trung nghiên cứu và đánh giá một cách toàn diện những tác động của Đại dịch COVID-19 tới hoạt động của doanh nghiệp nhỏ và vừa, qua đó đề xuất các chính sách từ phía Nhà nước cũng như giải pháp từ phía doanh nghiệp nhằm tăng cường khả năng thích ứng và phục hồi hiệu quả cho bộ phận doanh nghiệp này.

2. Tác động của Đại dịch COVID- 19 đến hoạt động của các doanh nghiệp nhỏ và vừa Việt Nam

Thế giới đã trải qua 02 năm khó khăn trước Đại dịch COVID-19 hoành hành với nhiều biến chủng và khó lường. Đến nay, chúng ta vẫn chưa thể kiểm soát được tình hình dịch bệnh. Kể từ khi ghi nhận những ca mắc đầu tiên tại Vũ Hán, Trung Quốc vào tháng 12 năm 2019, cho đến ngày 30/4/2022 đại dịch đã lây lan trên toàn cầu với hơn 510 triệu ca mắc, trong đó có hơn 6,2 triệu ca tử vong (Thông Tấn Xã Việt Nam, 2022). Ở Việt Nam, theo Báo cáo của Bộ Y tế (2022), cũng đến thời điểm này chúng ta đã có khoảng 10,6 triệu ca nhiễm Covid và số ca tử vong là hơn 43 nghìn ca. Số ca nhiễm vẫn gia tăng hàng ngày dù chúng ta đã và đang thực hiện chiến lược phủ Vaccine cùng với các biện pháp phòng chống dịch bệnh khác.

Nền kinh tế Việt Nam cũng không nằm ngoài xu thế chung do tác động của Đại dịch COVID-19, bởi vậy tăng trưởng kinh tế Việt Nam đã liên tục giảm mạnh vào các năm 2020 và 2021 (Hình 1). Thời gian gần đây, tuy ca nhiễm có tăng nhưng chúng ta đã kiểm soát được tỷ lệ ca tử vong từ đó tạo cơ sở cho việc phục hồi

Hình 1. Chỉ số tăng trưởng GDP của Việt Nam từ 2011 đến 2021



Nguồn: Tác giả tổng hợp từ Báo cáo kinh tế xã hội của Tổng Cục Thống kê, 2011-2021.

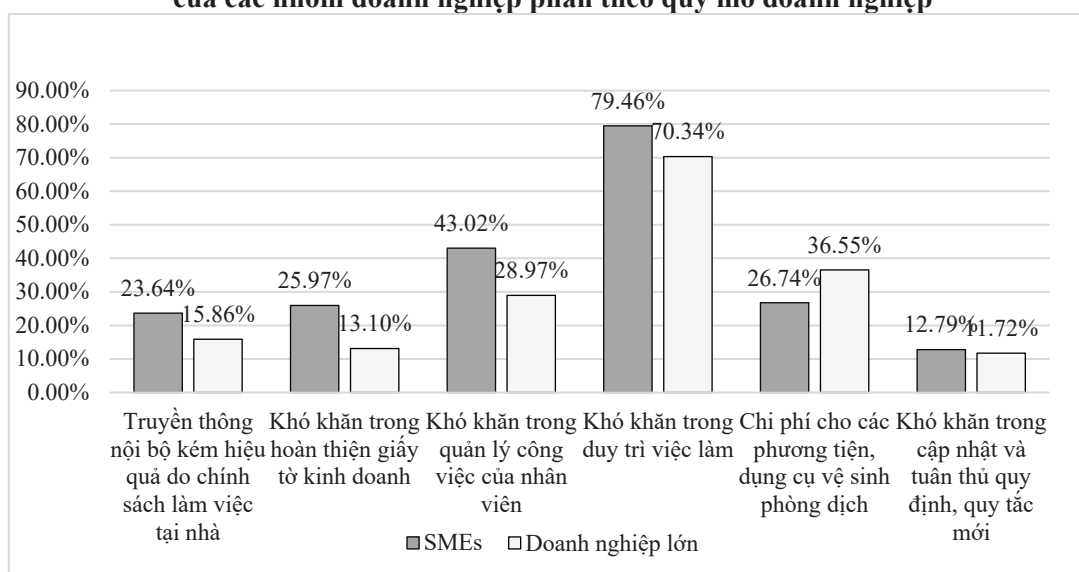
và mở cửa trở lại nền kinh tế.

Bóng đen từ cuộc khủng hoảng do Đại dịch COVID-19 đã đảo ngược xu hướng tăng trưởng kinh tế bởi những biện pháp hạn chế, đóng cửa biên giới, giao thương giữa các khu vực và các nước, kéo theo các chi

số thất nghiệp tăng vọt, đẩy nhiều người vào tình trạng nghèo đói, nhiều doanh nghiệp phá sản. Trong bối cảnh này, các doanh nghiệp nhỏ và vừa luôn là đối tượng dễ bị tổn thương nhất và đứng trước nhiều rủi ro để tồn tại và phát triển bền vững. Cụ thể:

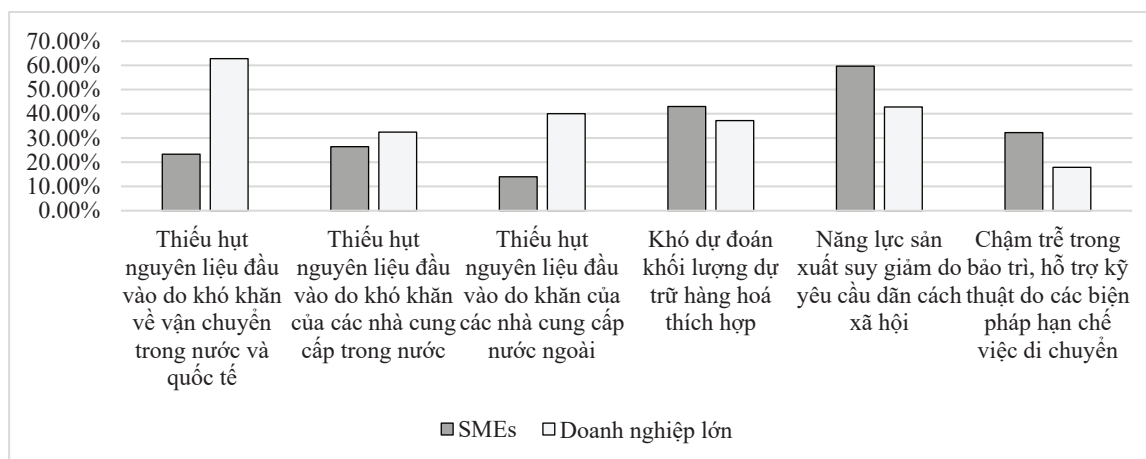
Với các quy mô khác nhau thì ảnh hưởng của Đại dịch COVID-19 tới hoạt động kinh doanh của doanh nghiệp cũng khác nhau. Theo VCCI & WB (2020), Đại dịch COVID-19 có sự ảnh hưởng tới hoạt động của các doanh nghiệp nhỏ và vừa mạnh mẽ hơn là các doanh nghiệp lớn ở hầu hết các khía cạnh ngoại trừ vấn đề tổn phí cho các phương tiện/dụng cụ vệ sinh phòng dịch. Điều này có thể dễ dàng giải thích, các doanh nghiệp nhỏ và vừa thường có cơ sở vật chất hạn chế, trong khi các doanh nghiệp lớn lại thường sở hữu một cơ sở vật chất lớn. Khi doanh nghiệp gặp khó khăn, mỗi đồng chi phí tăng lên đều sẽ làm cho gánh nặng tài chính nặng thêm. Hoạt động sản xuất kinh doanh trong mùa dịch cũng khiến chi phí của doanh nghiệp gia tăng, như: việc phải đầu tư cho điều kiện sản xuất kinh doanh an toàn phù hợp tiêu chuẩn của Nhà nước (3 tại chỗ, 5K), nguồn cung đầu vào, chi phí vận chuyển... Một số doanh nghiệp nhỏ và vừa trong tâm dịch

Hình 2. Tác động của Đại dịch COVID-19 tới hoạt động kinh doanh chung của các nhóm doanh nghiệp phân theo quy mô doanh nghiệp



Nguồn: Lương Minh Huân (2020).

Hình 3. Tác động của Đại dịch COVID-19 tới hoạt động sản xuất của các nhóm doanh nghiệp phân theo quy mô doanh nghiệp



Nguồn: Lương Minh Huân (2020).

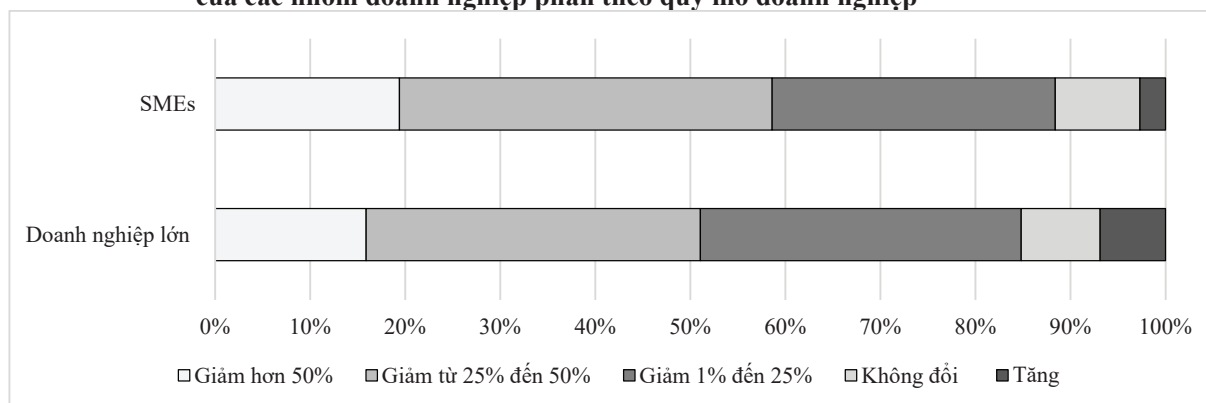
thậm chí phải ngừng hoạt động sản xuất do quy định phòng chống dịch trong khi họ vẫn phải trả các chi phí cố định, như tiền thuê mặt bằng, chi phí lao động.

Kết quả khảo sát của VCCI & WB (2020) cũng cho thấy, các doanh nghiệp lớn bị ảnh hưởng lớn hơn nhóm doanh nghiệp vừa và nhỏ trong các vấn đề thiếu hụt nguồn cung nguyên liệu đầu vào do khó khăn về vận chuyển trong nước/quốc tế (62,76%), do khó khăn của các nhà cung cấp nước ngoài (40%), do khó khăn của các nhà cung cấp trong nước (32,41%). Ngược lại, các doanh nghiệp nhỏ và vừa lại bị Đại dịch COVID-19 ảnh hưởng lớn hơn các doanh nghiệp lớn trong các vấn đề năng lực sản xuất suy giảm do các hạn chế hoạt động/làm việc tại nhà theo yêu cầu giãn cách xã hội (59,69%), khó dự đoán khối lượng dự trữ hàng hóa thích hợp (43,02%), chậm trễ trong việc bảo trì/hỗ trợ kỹ thuật do các biện pháp hạn chế việc di chuyển (32,17%). Các doanh nghiệp nhỏ và vừa bị ảnh hưởng nhiều nhất bởi năng lực sản xuất suy giảm do các hạn chế hoạt động/làm việc tại nhà theo yêu cầu giãn cách xã hội (59,69%) tiếp đến là khó dự đoán khối lượng dự trữ hàng hóa thích hợp (43,02%).

Doanh thu của doanh nghiệp trong 6 tháng đầu năm 2020 có sự khác biệt nhất định giữa các nhóm doanh nghiệp với quy mô lao động khác nhau nhưng sự khác biệt là không nhiều. Cả hai nhóm doanh nghiệp nhỏ và vừa và nhóm doanh nghiệp lớn có tỷ lệ doanh nghiệp có doanh thu không thay đổi khá ngang bằng nhau ở mức dao động từ 8,28 tới 8,91%.

Ở chiều hướng bị giảm doanh thu thì nhóm doanh nghiệp vừa và nhỏ có vẻ như bị Đại dịch COVID-19 ảnh hưởng nhiều hơn so với nhóm doanh nghiệp lớn. Cụ thể, đối với mức doanh thu bị giảm hơn 50% hay mức doanh thu bị giảm từ 25% đến 50% thì nhóm doanh nghiệp nhỏ và vừa đều có tỷ lệ doanh nghiệp cao

Hình 4. Tác động của Đại dịch COVID-19 tới doanh thu của các nhóm doanh nghiệp phân theo quy mô doanh nghiệp



Nguồn: Lương Minh Huân (2020).

hơn nhóm doanh nghiệp lớn. Đối với mức doanh thu bị giảm từ 1% đến 25%, thì nhóm doanh nghiệp lớn lại có tỷ lệ doanh nghiệp cao hơn so với nhóm doanh nghiệp vừa và nhỏ.

Dưới tác động của dịch bệnh, người dân bị hạn chế đi lại và công việc bị dừng trệ khiến cho nhu cầu mua sắm và tiêu dùng giảm mạnh. Mặc dù với hoạt động thương mại điện tử có thể phần nào khắc phục hiện

Bảng 1. Tác động cụ thể của dịch bệnh đối các doanh nghiệp

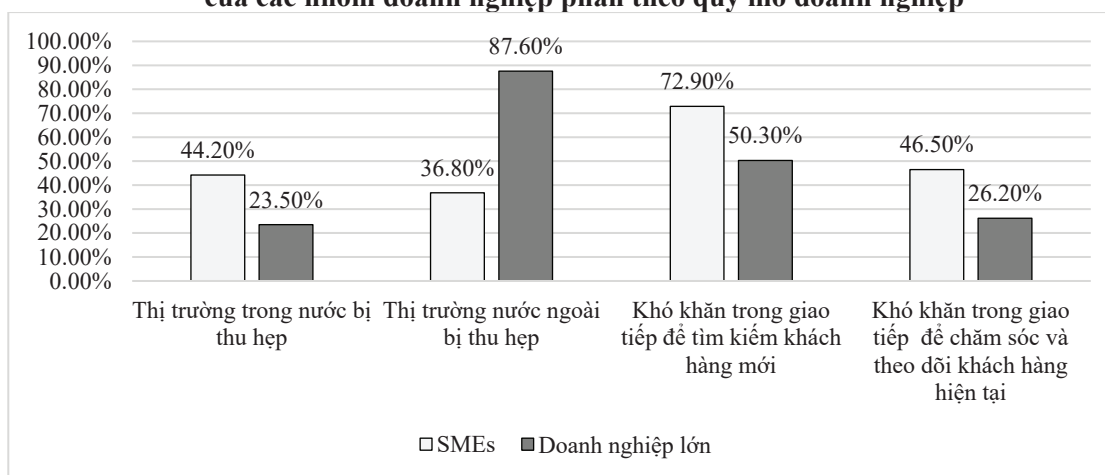
	Chuỗi cung ứng		Tiếp cận khách hàng		Lực lượng lao động		Dòng tiền		Khác	
	Tư nhân	FDI	Tư nhân	FDI	Tư nhân	FDI	Tư nhân	FDI	Tư nhân	FDI
Khu vực doanh nghiệp										
Doanh nghiệp siêu nhỏ	32%	37%	51%	60%	36%	28%	45%	41%	6%	5%
Doanh nghiệp nhỏ	35%	42%	46%	58%	41%	35%	50%	46%	5%	6%
Doanh nghiệp vừa	38%	42%	53%	69%	43%	36%	48%	41%	4%	3%
Doanh nghiệp lớn	43%	54%	56%	64%	43%	46%	46%	40%	6%	7%

Nguồn: VCCI và WB (2020).

tượng trên nhưng thu nhập của người dân giảm sút, thậm chí nhiều doanh nghiệp đóng cửa hoặc ngừng hoạt động, người lao động cũng có thể mất việc làm. Dịch bệnh cũng ảnh hưởng tới tâm lý tiêu dùng của người dân, họ có xu hướng tích lũy và hạn chế tiêu dùng và du lịch làm ảnh hưởng tiêu cực đến các ngành dịch vụ.

Cũng theo khảo sát của VCCI & WB (2020), đa số doanh nghiệp nhỏ và vừa cho biết dịch bệnh đã ảnh hưởng tới việc tiếp cận khách hàng, ảnh hưởng về dòng tiền và ảnh hưởng về vấn đề nguồn lao động của doanh nghiệp. Chuỗi cung ứng của nhiều doanh nghiệp bị gián đoạn. Một số doanh nghiệp thì có nêu thêm các vấn đề khác, như: giảm đơn hàng, giảm sản lượng, chậm tiến độ đầu tư hay thậm chí phải hủy dự án. Chi phí của doanh nghiệp tăng cao gồm: Chi phí phòng ngừa Đại dịch COVID-19, thiếu hụt chuyên gia nước ngoài. Các chương trình xúc tiến đầu tư ở trong và ngoài nước bị hủy bỏ. Các vấn đề rủi ro về thu hồi công nợ, mất khả năng thanh toán cũng được các doanh nghiệp ghi nhận.

Hình 5. Tác động của Đại dịch COVID-19 tới hoạt động bán hàng của các nhóm doanh nghiệp phân theo quy mô doanh nghiệp



Nguồn: Lương Minh Huân (2020).

So sánh ảnh hưởng của Đại dịch COVID-19 đến các vấn đề liên quan đến hoạt động bán hàng của doanh nghiệp cho thấy nhóm doanh nghiệp lớn bị ảnh hưởng lớn hơn nhóm doanh nghiệp nhỏ và vừa trong các vấn đề thị trường nước ngoài bị thu hẹp (87,59%). Ngược lại, các doanh nghiệp nhỏ và vừa lại bị Đại dịch COVID-19 ảnh hưởng lớn hơn các doanh nghiệp lớn trong các vấn đề khó khăn trong việc giao tiếp để tìm kiếm khách hàng mới (72,87%), khó khăn trong việc giao tiếp để chăm sóc và theo dõi khách hàng hiện tại (46,51%), thị trường trong nước bị thu hẹp (44,19%).

Về lĩnh vực kinh doanh bán lẻ, các doanh nghiệp nhỏ và vừa Việt Nam trong ngành bán lẻ cũng chịu ảnh hưởng trực tiếp của Đại dịch. Năm 2021, có tới 92% doanh nghiệp ngành bán lẻ đánh giá bị tác động của Đại dịch và chỉ có 8% là bị ảnh hưởng ít và không đáng kể (Ngọc Quỳnh, 2021). Nguyên nhân chủ yếu do tổng cầu thị trường giảm mạnh, việc cắt giảm chi tiêu của số đông người lao động khi họ phải nghỉ việc do dịch bệnh bùng phát dẫn tới thu nhập sụt giảm, thêm vào đó là những khó khăn nội tại của doanh nghiệp như thiếu hụt nguồn vốn kinh doanh, đứt gãy chuỗi cung ứng khi đa số nguồn hàng, nguyên nhiên liệu phục vụ sản xuất có xuất xứ từ Trung Quốc. Theo khảo sát của CBRE (2020), số doanh nghiệp bán buôn, bán lẻ tạm ngừng kinh doanh tăng 21% so với năm 2019. Doanh thu ngành bán lẻ tăng 4,7% năm 2020 nhưng thấp hơn so với 2019 là 9,3%. Mặc dù doanh thu mua sắm trực tiếp giảm nhưng ngành bán lẻ Việt Nam vẫn ghi nhận những bước phát triển bất phá từ thương mại điện tử, mua sắm trực tuyến và dịch vụ giao hàng.

Đối với doanh nghiệp nhỏ và vừa hoạt động trong lĩnh vực nông nghiệp, lâm nghiệp và thủy hải sản thì gặp khó khăn chủ yếu trong xuất khẩu hàng hoá và nhập khẩu các nguyên liệu phụ trợ nông nghiệp. Bên cạnh đó sự đứt gãy chuỗi ngành hàng từ sản xuất đến vận chuyển, chế biến, phân phối khó khăn, ngưng trệ vào đầu mùa dịch. Theo Cẩn Văn Lực (2020)), nhiều mặt hàng nông nghiệp, thủy sản xuất sang các thị trường truyền thống như Trung Quốc, Hàn Quốc, Nhật Bản, Mỹ, EU và ASEAN bị giảm mạnh do chính sách phòng chống covid của mỗi quốc gia. Theo HSE, kinh ngạch xuất khẩu các mặt hàng nông – lâm sản giảm 4,5%, thủy sản giảm 11,2% trong quý I/2020 so với cùng kỳ năm ngoái, trong khi cao su giảm 26,1%, rau quả giảm 11,5%, cafe 6,4%. Tuy nhiên, dưới sự chỉ đạo linh hoạt của Chính phủ đồng thời tận dụng được lợi

thể từ các FTAs thế hệ mới, xuất khẩu nông lâm thủy sản cao kỷ lục 48,6 tỷ USD, tăng 14,9% so với năm 2020, trong đó nông sản chiếm 21,49 tỷ USD, lâm sản chiếm 15,96 tỷ USD, thủy sản trên 8,89 tỷ USD, chăn nuôi khoảng 434 triệu USD (Bộ Nông nghiệp và phát triển nông thôn, 2021).

Sang năm 2021 đến nay, sự bùng phát mạnh của làn sóng Đại dịch COVID-19 lần thứ 4 cùng với các đợt phong tỏa, giãn cách kéo dài đã tiếp tục “bào mòn” sức lực của nhiều doanh nghiệp, trong đó phần lớn là những doanh nghiệp thành lập dưới 5 năm và là những doanh nghiệp nhỏ và vừa. Tổng số doanh nghiệp gia nhập và tái gia nhập thị trường trong năm chỉ đạt gần 160 ngàn doanh nghiệp, giảm 10,7% so với năm 2020; gần 120 ngàn doanh nghiệp rút lui khỏi thị trường, tăng 17,8%, phần lớn là các doanh nghiệp thành lập dưới 5 năm, quy mô vốn nhỏ.

3. Thực trạng giải pháp và chính sách ứng phó với tác động của Đại dịch COVID-19 của doanh nghiệp và Nhà nước

3.1. Về phía doanh nghiệp

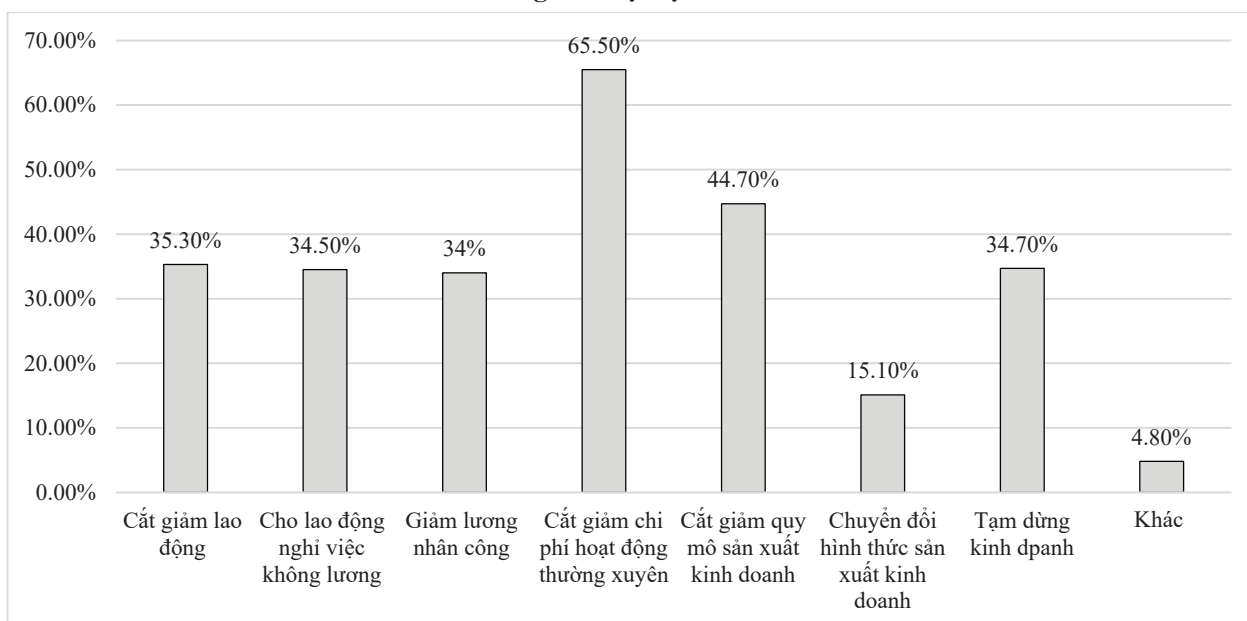
Để đối phó với Đại dịch COVID-19, các doanh nghiệp nhỏ và vừa Việt Nam đã áp dụng nhiều biện pháp để hạn chế những khó khăn do tác động của dịch bệnh và duy trì sản xuất kinh doanh. Theo khảo sát của VCCI năm 2020, biện pháp mà nhiều doanh nghiệp thực hiện nhất là cấp đồ bảo hộ phòng dịch cho người lao động, kế đến là doanh nghiệp chuyển đổi sang làm việc theo phương thức, mô hình mới, linh hoạt hơn. Dự trữ hàng hoá và nguyên vật liệu cũng là giải pháp được nhiều doanh nghiệp lựa chọn tiếp theo. Tiếp đến, một số doanh nghiệp đã tìm kiếm cho mình các giải pháp mới để thay thế chuỗi cung ứng và đào tạo kỹ năng số cho người lao động để triển khai phương pháp làm việc trực tuyến (Bảng 2).

Bảng 2. Các biện pháp phòng chống dịch để giảm thiểu tác động tiêu cực của dịch bệnh của doanh nghiệp nhỏ và vừa

		Dự trữ hàng hoá / nguyên vật liệu	Áp dụng cách làm mới/ linh hoạt	Đào tạo kỹ năng số cho người lao động	Chi trả cho người lao động tự cách ly	Tìm chuỗi cung ứng mới	Cấp đồ phòng dịch cho người lao động	Áp dụng tự động hoá	Biện pháp khác
Doanh nghiệp Tư nhân	Doanh nghiệp siêu nhỏ	18%	34%	12%	8%	18%	51%	4%	8%
	Doanh nghiệp nhỏ	21%	40%	13%	9%	18%	61%	6%	7%
	Doanh nghiệp vừa	26%	45%	16%	11%	22%	74%	6%	6%
	Doanh nghiệp lớn	29%	42%	21%	14%	25%	75%	8%	5%
Doanh nghiệp FDI	Doanh nghiệp siêu nhỏ	18%	45%	18%	9%	23%	55%	4%	6%
	Doanh nghiệp nhỏ	22%	37%	13%	13%	17%	78%	6%	5%
	Doanh nghiệp vừa	30%	36%	16%	19%	25%	80%	8%	5%
	Doanh nghiệp lớn	34%	41%	21%	26%	31%	83%	7%	10%

Nguồn: VCCI & WB (2020).

Hình 6. Các giải pháp doanh nghiệp ứng phó với ảnh hưởng của Đại dịch COVID-19



Nguồn: Trường Đại học Kinh tế Quốc dân (2020).

Báo cáo của Trường Đại học Kinh tế Quốc dân (2020) cho thấy, để đối phó với những khó khăn do tác động của đại dịch, các doanh nghiệp nói chung trong đó có các doanh nghiệp nhỏ và vừa đã có các giải pháp cụ thể: 65,5% doanh nghiệp thực hiện cắt giảm chi phí hoạt động thường xuyên; 35,3% doanh nghiệp phải cắt giảm lao động; 34,0% phải cắt giảm lương nhân công lao động và 34,5% doanh nghiệp đã phải cho lao động nghỉ việc không lương; 44,7% doanh nghiệp cắt giảm quy mô sản xuất kinh doanh; 34,7% các doanh nghiệp lựa chọn tạm dừng hoạt động sản xuất kinh doanh để chờ qua thời kỳ khó khăn và 15,1% doanh nghiệp thực hiện chuyển đổi hình thức sản xuất kinh doanh cho phù hợp với bối cảnh mới (Hình 6).

3.2. Về phía chính sách vĩ mô của Nhà nước

Để tháo gỡ khó khăn, hỗ trợ doanh nghiệp duy trì sản xuất kinh doanh, nhiều chính sách vĩ mô của Nhà nước đã được ban hành. Thực tế, các chính sách của Nhà nước từ đầu mùa dịch tới nay đã hạn chế được phần nào tác động của Đại dịch tới doanh nghiệp, đặc biệt là đối với doanh nghiệp nhỏ và vừa. Cụ thể như sau:

Chính phủ đã ban hành chính sách gia hạn nộp thuế và tiền thuê đất cho đối tượng chịu ảnh hưởng bởi Đại dịch COVID-19 (Chính phủ, 2020a). Theo chính sách này 98% doanh nghiệp đang hoạt động và hầu hết các hộ kinh doanh cá thể ngừng kinh doanh đều được gia hạn thuế và tiền thuê đất với tổng mức lên tới khoảng 180 nghìn tỷ VND. Thủ tướng Chính phủ cũng đã ban hành các chính sách hỗ trợ như giảm 15% tiền thuê đất phải nộp của năm 2020 (Thủ tướng Chính phủ, 2020), giảm 30% tiền thuê đất phải nộp năm 2021 (Thủ tướng Chính phủ, 2021). Năm 2022, Chính phủ thông qua Chương trình phục hồi và phát triển kinh tế - xã hội. Về phía Quốc hội cũng đã ban hành chính sách giảm 30% thuế thu nhập doanh nghiệp năm 2020 cho các doanh nghiệp có tổng doanh thu không quá 200 tỷ VND (Quốc hội, 2020a). Quốc hội đã thông qua một loạt chính sách hỗ trợ như giảm 2% thuế giá trị gia tăng trong năm 2022, miễn giảm và trừ khi xác định thuế thu nhập doanh nghiệp với các khoản chi ủng hộ, tài trợ của doanh nghiệp cho các hoạt động phòng chống COVID-19; Hỗ trợ lãi suất 2%/năm với nguồn quỹ là 40 nghìn tỷ VND thông qua các ngân hàng thương mại; cấp vốn điều lệ cho Quỹ hỗ trợ phát triển du lịch tối đa 300 tỷ VND. Đối với người lao động trong các doanh nghiệp thì hỗ trợ tiền thuê nhà với nguồn tài trợ lên tới khoảng 6,6 nghìn tỷ VND (Quốc hội, 2022b).

Chính sách an sinh xã hội của Chính phủ có nội dung dành 62 nghìn tỷ VND hỗ trợ 20 triệu người lao động bị ảnh hưởng COVID-19, trợ giúp một phần cho các doanh nghiệp trong việc duy trì sản xuất đảm bảo cuộc sống cho người lao động (Chính phủ, 2020b).

Các chính sách về cơ cấu lại thời hạn nợ, miễn, giảm lãi vay hỗ trợ doanh nghiệp (Ngân hàng Nhà nước,

2020a, 2020b; Chính phủ, 2021). Ngân hàng Nhà nước Việt Nam đã liên tiếp 03 lần điều chỉnh các mức lãi suất với tổng mức giảm 1,5 – 2,0% đối với lãi suất điều hành, giảm 0,6 – 1,0%/năm trần lãi suất tiền gửi các kỳ hạn dưới 6 tháng. Quốc hội tiếp tục ban hành chính sách giảm lãi suất cho vay khoảng 0,5% trong 02 năm 2022, 2023 (Quốc hội, 2022), đồng thời hỗ trợ các tổ chức tín dụng tiếp cận nguồn vốn Ngân hàng Nhà nước Việt Nam với chi phí thấp hơn, qua đó tạo điều kiện giảm lãi suất cho vay để hỗ trợ cho các doanh nghiệp nhỏ và vừa tiếp cận nguồn vốn vay chi phí thấp hơn để phục hồi sản xuất kinh doanh. Chính sách hỗ trợ tín dụng từ ngành ngân hàng như cơ cấu lại thời hạn trả nợ, miễn giảm lãi vay, giữ nguyên nợ nhằm hỗ trợ các khách hàng bị ảnh hưởng bởi Covid-19 và các giải pháp hỗ trợ khác (Ngân hàng Nhà nước, 2020c, 2020d, 2020e).

Gói tín dụng của các Ngân hàng thương mại trị giá 250 nghìn tỷ VND với lãi suất thấp hơn 2%/năm so với thời điểm trước dịch. Tăng trưởng tín dụng đảm bảo phù hợp với chỉ tiêu định hướng, khả năng hấp thụ vốn, đi đôi với chất lượng tín dụng (Hồng Anh, 2021).

Ngoài chính sách về tài khoá và tiền tệ nói trên, các chính sách khác nhằm tăng cường xuất nhập khẩu, phát triển thị trường; hướng dẫn các địa phương, hiệp hội ngành hàng, tổ chức xúc tiến thương mại áp dụng ngay các hình thức xúc tiến thương mại thông qua nền tảng số, môi trường điện tử... cũng được quan tâm từ Trung ương tới các địa phương nhằm hỗ trợ doanh nghiệp nhỏ và vừa phục hồi trong Đại dịch và phát triển.

Các chính sách trên của Nhà nước đã phần nào hỗ trợ các doanh nghiệp nhỏ và vừa tháo gỡ khó khăn để duy trì sản xuất và vượt qua dịch bệnh. Tuy nhiên, theo báo cáo của Trường Đại học Kinh tế Quốc dân (2020), chỉ có 22,25% các doanh nghiệp được điều tra nhận được hỗ trợ. Về nguyên nhân, 54,67% số doanh nghiệp cho rằng không đáp ứng được điều kiện để nhận được hỗ trợ; 25,95% số doanh nghiệp không biết đến các chính sách hỗ trợ; và 14,88% cho rằng quy trình, thủ tục hỗ trợ còn quá phức tạp nên các doanh nghiệp không muốn tiếp cận các hỗ trợ. Theo khảo sát của Tổng cục Thống kê (2020), có tới 64,6% doanh nghiệp được hỏi đã biết tới chính sách hỗ trợ nhưng không biết đầu mối để tiếp cận và tỷ lệ này tập trung khá lớn ở quy mô doanh nghiệp nhỏ và vừa. Ngoài ra, việc triển khai các gói hỗ trợ hiện nay còn chậm, thủ tục rườm rà, khó đảm bảo công khai, minh bạch và mang lại hiệu quả tối đa. Nguồn lực các gói hỗ trợ của chúng ta còn hạn chế do điều kiện ngân sách và tránh lạm dụng sẽ gây ra lạm phát.

4. Giải pháp và chính sách cho các doanh nghiệp nhỏ và vừa Việt Nam trong thời gian tới

4.1. Đối với các chính sách vĩ mô của Nhà nước

Đại dịch COVID-19 được dự báo là vẫn còn diễn biến phức tạp, trong bối cảnh đó, theo chúng tôi hệ thống chính sách vĩ mô của Nhà nước cần phải linh hoạt, bám sát diễn biến của Đại dịch trong nước và trên thế giới để điều tiết và hỗ trợ có hiệu quả các doanh nghiệp nói chung, đặc biệt là các doanh nghiệp nhỏ và vừa. Cụ thể:

Thứ nhất, tiếp tục duy trì các chính sách đã đem lại hiệu quả cho các doanh nghiệp trong thời gian dịch bệnh, như các chính sách hỗ trợ giảm chi phí đầu vào, các chính sách tài khoá, tiền tệ, các chính sách tín dụng, các chính sách hoãn, giãn chi trả nợ, miễn lãi, giảm lãi, hoãn thuế phí, hoãn hoặc miễn đóng bảo hiểm xã hội cho các doanh nghiệp chịu ảnh hưởng của Đại dịch. Tuy nhiên, cần tập trung vào những nhóm doanh nghiệp và lĩnh vực trọng điểm có thế mạnh của Việt Nam để tập trung hỗ trợ, tạo đà bứt phá sau Đại dịch. Trong đó cần đặc biệt ưu tiên cho nhóm các doanh nghiệp vừa và nhỏ bởi khả năng chống chịu kém của loại hình doanh nghiệp này.

Thứ hai, đẩy mạnh tiến độ triển khai các gói hỗ trợ của Chính phủ tới doanh nghiệp bằng cách tuyên truyền phổ biến chính sách tới các doanh nghiệp, hiệp hội doanh nghiệp, đơn giản hoá các thủ tục hành chính trong thời gian Đại dịch để doanh nghiệp có thể tiếp cận dễ dàng các gói hỗ trợ này hơn. Đẩy nhanh tiến trình cơ cấu lại nền kinh tế theo hướng đa dạng hoá, nâng cao năng lực nội tại của nền kinh tế, tăng cường khả năng chống chịu của nền kinh tế trước những biến động khó lường của kinh tế, thương mại thế giới và các cuộc khủng hoảng về y tế, kinh tế trong tương lai.

Thứ ba, trong khi chi tiêu từ khu vực doanh nghiệp và người dân giảm mạnh thì đầu tư công sẽ là bộ phận chính cho tăng trưởng kinh tế. Do vậy, đẩy mạnh chi tiêu đầu tư công đóng vai trò rất quan trọng, trong đó có vai trò tạo cơ hội phát triển cho các doanh nghiệp nhỏ và vừa. Tuy nhiên, cần tạo cơ chế cho nhiều doanh

nghiệp tiếp cận và cần có cơ chế giám sát, kiểm tra một cách minh bạch tránh thất thoát, lãng phí nguồn lực từ Nhà nước. Trong đầu tư công cũng cần lưu ý phương thức đối tác công tư (PPP) để tận dụng nguồn lực từ doanh nghiệp, trong đó có các doanh nghiệp nhỏ và vừa. Ngoài ra, Chính phủ cần giữ lạm phát và lãi suất ở mức thấp, tỷ giá ổn định, môi trường đầu tư cải thiện để tạo đà phục hồi và tăng trưởng sau Đại dịch.

Thứ tư, cần nghiên cứu và ban hành thêm gói kích thích phục hồi và tăng trưởng kinh tế sau các gói đã ban hành theo hướng tập trung các đối tượng doanh nghiệp nhỏ và vừa có vai trò quan trọng, có khả năng phục hồi tốt sau Đại dịch, sử dụng nhiều lao động, có tiềm năng và lợi thế của đất nước để tập trung nguồn lực hỗ trợ. Tránh hỗ trợ theo hình thức dàn trải, gây lãng phí nguồn lực đất nước và dễ tạo cơ hội cho một số doanh nghiệp yếu kém lợi dụng.

Thứ năm, cần nghiên cứu và tập hợp những kinh nghiệm tốt từ thế giới và trong nước về chống dịch, duy trì sản xuất kinh doanh trong Đại dịch để tuyên truyền phổ biến tới toàn bộ doanh nghiệp trong cả nước nhất là nhóm doanh nghiệp nhỏ và vừa. Tận dụng tốt các FTAs thế hệ mới, mở rộng thị trường nguyên liệu và xuất khẩu, đa dạng hoá nguồn cung, cầu. Cần xây dựng chính sách phát triển công nghiệp, dịch vụ hỗ trợ theo hướng bớt lệ thuộc vào nguồn cung từ bên ngoài, giảm tình trạng gia công đã kéo dài quá lâu, mặt khác cũng tạo thêm giá trị gia tăng và vị thế tốt hơn của Việt Nam trong các chuỗi cung ứng toàn cầu. Trong bối cảnh Đại dịch COVID-19 kéo dài, sau những năm cố gắng và với chiến lược phù hợp, hiệu quả, Việt Nam đã, đang là điểm đến an toàn cho các nhà đầu tư nước ngoài, bởi vậy Chính phủ cũng cần có chính sách và mục tiêu rõ ràng để doanh nghiệp nhỏ và vừa Việt Nam tham gia vào các chuỗi của doanh nghiệp nước ngoài đầu tư tại các địa phương.

Thứ sáu, cần xác định sau những nỗ lực về Vaccine trên phạm vi cả nước, tình hình dịch bệnh tuy có tăng nhưng đã được kiểm soát với số ca tử vong giảm mạnh, từ việc sống chung với dịch bệnh chúng ta cần tâm thế vượt lên dịch bệnh để phát triển. Do đó, các chính sách vĩ mô cần thống nhất từ Trung ương đến địa phương, tránh các chính sách cứng nhắc về giãn cách, điều kiện kinh doanh của doanh nghiệp (*ngăn sông cấm chợ, 3 tại chỗ, 1 cung đường 2 điểm đến, luồng xanh...*) để tạo điều kiện doanh nghiệp tự chủ trong phòng chống dịch, yên tâm tập trung sản xuất kinh doanh và xây dựng kế hoạch kinh doanh hiệu quả với các đối tác trong và ngoài nước.

Thứ bảy, nghiên cứu và thành lập Quỹ phát triển doanh nghiệp nhỏ và vừa, Quỹ bảo lãnh doanh nghiệp nhỏ và vừa với tiêu chí rõ ràng, minh bạch, cụ thể để hỗ trợ đúng, trúng các doanh nghiệp nhỏ và vừa tiềm năng có cơ hội được tiếp cận nguồn vốn ưu đãi từ Chính phủ.

Ngoài ra, Chính phủ cần có chính sách hỗ trợ các doanh nghiệp nhỏ và vừa thực hiện chuyển đổi số, chuyển đổi xanh, phát triển bền vững, đổi mới sáng tạo, nâng cao quản trị doanh nghiệp, đào tạo nguồn nhân lực để nâng cao sức chống chịu, khả năng phục hồi và phát triển của doanh nghiệp; Đẩy mạnh cải cách về thể chế, cắt giảm thủ tục hành chính, cải thiện môi trường kinh doanh và nâng cao năng lực cạnh tranh quốc gia, giảm thanh kiểm tra doanh nghiệp nhằm giúp doanh nghiệp nhỏ và vừa có điểm tựa vững chắc, sự hỗ trợ hợp lý để tồn tại và phát triển không chỉ trong Đại dịch COVID-19 và còn những cuộc khủng hoảng khác cả về y tế và chính trị trên thế giới.

4.2. Đối với các doanh nghiệp nhỏ và vừa

Qua nghiên cứu, đa số doanh nghiệp nhỏ và vừa đều bị ảnh hưởng từ Đại dịch, thậm chí là đối tượng chịu ảnh hưởng nhiều nhất từ hầu hết các khía cạnh kinh doanh. Tuy nhiên, Đại dịch cũng tạo ra sự sàng lọc giữa các doanh nghiệp, buộc mỗi doanh nghiệp phải thay đổi từ tư duy đến đường lối phát triển để thích nghi và chủ động ứng phó trước những biến động của nền kinh tế trong nước và quốc tế. Bởi vậy, chúng tôi cho rằng trong bối cảnh của Đại dịch các giải pháp từ phía bản thân các doanh nghiệp nhỏ và vừa cần tập trung khắc phục là:

Thứ nhất, các doanh nghiệp cần chủ động theo dõi diễn biến của Đại dịch ở cả trong và ngoài nước, cập nhật các thông tin từ chính quyền Trung ương, địa phương và các hiệp hội doanh nghiệp. Trước mắt, cần đảm bảo điều kiện sản xuất kinh doanh an toàn cho người lao động, đánh giá chính xác sự thay đổi của cung, cầu thị trường từ đó điều chỉnh kế hoạch sản xuất kinh doanh cho phù hợp. Các doanh nghiệp cũng cần chủ động cập nhật các chính sách hỗ trợ của Nhà nước để tận dụng nhanh chóng phục hồi và phát triển. Xây

dựng kênh đối thoại trực tiếp để kiến nghị những khó khăn vướng mắc của mình và lĩnh vực của mình tới chính quyền địa phương, hiệp hội doanh nghiệp, VCCI để tháo gỡ khó khăn và tạo điều kiện hỗ trợ duy trì sản xuất kinh doanh.

Thứ hai, các doanh nghiệp cần tái cơ cấu, tái định hình doanh nghiệp theo hướng giảm đầu mỗi, tăng hiệu quả, cập nhật công nghệ, cơ cấu và đào tạo lại nhân lực, cắt giảm những chi phí có thể. Trong nhiều trường hợp kinh doanh không hiệu quả trong đại dịch thì cần có các phương án tạm thời dừng hoạt động để bảo toàn và tái đầu tư về sau.

Thứ ba, các doanh nghiệp cần phát triển các nguồn nguyên vật liệu trong nước, tìm và thay thế các nguồn nhập khẩu, phát triển các nguồn nguyên liệu và liên kết các nhà cung ứng nội địa.

Tài liệu tham khảo

- Bộ Nông nghiệp và Phát triển Nông thôn (2021), *Hội nghị Tổng kết công tác năm 2021, triển khai kế hoạch năm 2022 của ngành nông nghiệp và phát triển nông thôn*, truy cập lần cuối ngày 25 tháng 4 năm 2022, từ <<https://thutuong.chinhphu.vn/xuat-khau-nong-lam-thuy-san-lap-ky-luc-tien-sat-moc-50-ty-usd-10940908.htm>>.
- Bộ Y Tế (2022), *Bản tin phòng chống dịch Covid-19 ngày 30/4 của Bộ Y tế*, truy cập lần cuối ngày 30 tháng 4 năm 2022, từ <https://moh.gov.vn/tin-lien-quan/-/asset_publisher/vjYyM7O9aWnX/content/ban-tin-phong-chong-dich-covid-19-ngay-30-4-cua-bo-y-te>.
- Cần Văn Lực (2020), *Đại dịch Covid -19 tác động mạnh đến ngành kinh tế nào của Việt Nam*, truy cập lần cuối ngày 25 tháng 02 năm 2022, từ <<https://trungtamwto.vn/tin-tuc/15243-dai-dich-covid-19-tac-dong-manh-den-nganh-kinh-te-nao-cua-viet-nam>>.
- Crovini, Chiara (2019), *Risk Management in Small and Medium Enterprises*, Routledge Publisher, New York.
- Chính phủ (2020a), *Nghị định số 41/2020/NĐ-CP, về gia hạn nộp thuế và tiền thuê đất*, ban hành ngày 8 tháng 4 năm 2020.
- Chính phủ (2020b), *Nghị quyết số 42/NQ-CP, về các biện pháp hỗ trợ người dân khẩn cấp*, ban hành ngày 9 tháng 4 năm 2020.
- Chính phủ (2020c), *Nghị định số 114/2020/NĐ -CP, về quy định chi tiết thi hành Nghị quyết số 116/2020/QH14 của Quốc hội về giảm thuế thu nhập doanh nghiệp phải nộp của năm 2020 đối với doanh nghiệp, hợp tác xã, đơn vị sự nghiệp và tổ chức khác*, ban hành ngày 25 tháng 9 năm 2020.
- Chính phủ (2021), *Nghị quyết 63/NQ- CP, về các nhiệm vụ, giải pháp chủ yếu thúc đẩy tăng trưởng kinh tế, giải ngân vốn đầu tư công và xuất khẩu bền vững những tháng cuối năm 2021 và đầu năm 2022*, ban hành ngày 29 tháng 6 năm 2021.
- Chính phủ (2022), *Nghị quyết số 11/NQ-CP về chương trình học hỏi và phát triển kinh tế - xã hội và triển khai Nghị quyết số 43/2022/QH15 của Quốc hội về chính sách tài khóa, tiền tệ hỗ trợ chương trình*, ban hành ngày 30 tháng 1 năm 2022.
- Hồng Anh (2021), ‘Chủ động linh hoạt thận trọng trong điều hành chính sách tiền tệ’, *Báo Nhân dân*, truy cập lần cuối ngày 20 tháng 2 năm 2022, từ <<http://nhandan.vn/tin-tuc-kinh-te/-chu-dong-linh-hoat-than-trong-trong-dieu-hanh-chinh-sach-tien-te-630767>>.
- Lương Minh Huân (2020), *Chuyển đổi số: Giải pháp giúp doanh nghiệp vượt qua đại dịch Covid-19 và phát triển*, Nhà xuất bản Thông tin và Truyền thông, Hà Nội.
- NEU & JICA (2020), *Báo cáo Đánh giá các chính sách ứng phó với COVID-19 và các khuyến nghị*, truy cập lần cuối ngày 24 tháng 2 năm 2022, từ <https://www.jica.go.jp/vietnam/vietnamese/office/topics/c8h0vm00009crmm6-att/210305_01_vn.pdf>.
- Ngân hàng Nhà nước (2020a), *Thông tư số 01/2020/TT-NHNN, quy định về việc tổ chức tín dụng, chi nhánh ngân hàng nước ngoài cơ cấu lại thời hạn trả nợ, miễn, giảm lãi, phí, giữ nguyên nhóm nợ nhằm hỗ trợ khách hàng chịu ảnh hưởng do dịch Covid – 19*, ban hành ngày 13 tháng 3 năm 2020.
- Ngân hàng Nhà nước (2020b), *Chỉ thị số 02/CT-NHNN, về các giải pháp cấp bách của ngành ngân hàng nhằm tăng*

cường phòng, chống và khắc phục khó khăn do tác động của dịch bệnh Covid-19, ban hành ngày 31 tháng 3 năm 2020.

Ngân hàng Nhà nước (2020c), *Thông Báo số 35/TB-NHNN, quy định việc tổ chức tín dụng, chi nhánh ngân hàng nước cơ cấu lại thời hạn trả nợ, miễn, giảm lãi vay, giữ nguyên nợ nhằm hỗ trợ khách hàng chịu ảnh hưởng bởi dịch viêm đường hô hấp cấp do chủng mới của virus corona*, ban hành ngày 7 tháng 2 năm 2020.

Ngân hàng Nhà nước (2020d), *Công văn 541/NHH-TD, về việc triển khai các giải pháp hỗ trợ khắc phục thiệt hại do ảnh hưởng của dịch nCoV*, ban hành ngày 4 tháng 2 năm 2020.

Ngân hàng Nhà nước (2020e), *Công văn 1117/NHNN-TD, về việc triển khai các giải pháp hỗ trợ khách hàng do ảnh hưởng COVID-19*, ban hành ngày 24 tháng 2 năm 2020.

Ngọc Quỳnh (2021), *Xu hướng chủ đạo của ngành bán lẻ Việt Nam trong bối cảnh dịch bệnh*, truy cập lần cuối ngày 25 tháng 02 năm 2022 từ <<https://www.vietnamplus.vn/xu-huong-chu-dao-cua-nganh-ban-le-viet-nam-trong-boi-canhh-dich-benh/695246.vnp>>.

OECD (2020), *Economic Outlook for Southeast Asia, China and India – UPDATE: Meeting the challenges of COVID-19*, last retrieved on 24 February 2022, from <<https://www.oecd-ilibrary.org/docserver/e8c90b68-en.pdf?expires=1652200316&id=id&accname=guest&checksum=B9D10FEB289EC1FE0010434D23BAEF1D>>.

Quốc hội (2020a), *Nghị quyết 116/2020/QH14 về giảm thuế thu nhập doanh nghiệp phải nộp năm 2020 đối với doanh nghiệp, hợp tác xã, đơn vị sự nghiệp và tổ chức khác*, ban hành ngày 19 tháng 6 năm 2020.

Quốc hội (2022b), *Nghị quyết số 43/2022/QH15, về chính sách tài khoá, tiền tệ hỗ trợ chương trình phục hồi và phát triển kinh tế - xã hội*, ban hành ngày 11 tháng 1 năm 2022.

Trường Đại học Kinh tế Quốc Dân (2020), *Báo cáo đánh giá tác động của COVID-19 đến nền kinh tế và các khuyến nghị chính sách*, truy cập lần cuối ngày 24 tháng 2 năm 2022, từ <<https://neu.edu.vn/vi/ban-tin-neu/truong-dai-hoc-kinh-te-quoc-dan-cong-bo-bao-cao-danh-gia-tac-dong-cua-covid-19-den-nen-kinh-te-va-cac-khuyen-nghi-chinh-sach-2116>>.

Thông Tấn Xã Việt Nam (2022), *Thông tin về dịch Covid -19: Tình hình dịch Covid-19 ngày 30/4/2022*, truy cập lần cuối ngày 30 tháng 4 năm 2022, từ <<https://ncov.vnnet.vn/tin-tuc/tinh-hinh-dich-covid-19-ngay-30-4/5fe9b1fb-9826-4571-a267-0a28eeadc649>>.

Thủ tướng Chính phủ (2020), *Quyết định số 22/2020/QĐ-TTg, về việc giảm tiền thuế đất của năm 2020 đối với các đối tượng bị ảnh hưởng bởi dịch COVID-19 theo Nghị quyết 84/NQ-CP ngày 29/5/2020 của Chính phủ*, ban hành ngày 10 tháng 8 năm 2020.

Thủ tướng Chính phủ (2021), *Quyết định số 27/2021/QĐ-TTg, về việc giảm tiền thuế đất của năm 2021 đối với các đối tượng bị ảnh hưởng bởi dịch COVID-19*, ban hành ngày 25 tháng 9 năm 2021.

Tổ chức Lao động Quốc tế (2020), *Đánh giá nhanh tác động của Đại dịch COVID-19 tới doanh nghiệp và người lao động trong một số ngành kinh tế chính: ứng phó điều chỉnh và khả năng phục hồi*, truy cập lần cuối ngày 24 tháng 2 năm 2022, từ <https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---asia/---ro-bangkok/---ilo-hanoi/documents/publication/wcms_757928.pdf>.

Tổng cục Thống kê (2020), *Báo cáo “Kết quả khảo sát đánh giá tác động của dịch Covid -19 đến hoạt động sản xuất kinh doanh của doanh nghiệp Việt Nam”*, truy cập lần cuối ngày 25 tháng 2 năm 2022, từ <<https://www.gso.gov.vn/du-lieu-va-so-lieu-thong-ke/2020/07/toa-dam-danh-gia-tac-dong-cua-dai-dich-covid-19-den-doanh-nghiep-viet-nam>>.

VCCI & WB (2020), *Báo cáo Tác động của dịch bệnh COVID-19 đối với doanh nghiệp Việt Nam – Một số phát hiện chính từ điều tra doanh nghiệp năm 2020*, truy cập lần cuối ngày 24 tháng 2 năm 2022, từ <https://pcivietnam.vn/uploads/VN-Nghien-cuu-khac/3.-WB-VCCI_BAO-CAO-COVID-19_Web_version.pdf>.

Viện Nghiên cứu quản lý Trung ương (2021), *Báo cáo Thúc đẩy phục hồi kinh tế và cải cách thể chế sau đại dịch Covid – 19: Đề xuất cho Việt Nam*, truy cập lần cuối ngày 24 tháng 2 năm 2022, từ <[http://ciem.org.vn/Content/files/bao-cao_covid_19_ff-\(1\)_2410580.pdf](http://ciem.org.vn/Content/files/bao-cao_covid_19_ff-(1)_2410580.pdf)>.

TOÀN CẦU HÓA, PHÁT TRIỂN TÀI CHÍNH, TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ, Ô NHIỄM MÔI TRƯỜNG VÀ TIÊU THỤ NĂNG LƯỢNG TÁI TẠO Ở VIỆT NAM

Nguyễn Thị Cẩm Vân

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

E-mail: ncvantkt@neu.edu.vn

Mã bài: JED - 650

Ngày nhận bài: 28/04/2022

Ngày nhận bài sửa: 12/05/2022

Ngày duyệt đăng: 31/05/2022

Tóm tắt

Nghiên cứu này sử dụng phương pháp tiếp cận phân phối trễ tự hồi quy để phân tích tác động của toàn cầu hóa, phát triển tài chính, tăng trưởng kinh tế, phát thải CO₂ và gia tăng dân số đến tiêu thụ năng lượng tái tạo ở Việt Nam giai đoạn 1995-2019. Kết quả nghiên cứu cho thấy trong dài hạn, toàn cầu hóa và gia tăng dân số có tác động thúc đẩy tiêu thụ năng lượng tái tạo; tăng trưởng và phát thải CO₂ có tác động ngược chiều đến tiêu thụ năng lượng tái tạo; phát triển tài chính không có tác động trực tiếp đến tiêu thụ năng lượng tái tạo. Trong ngắn hạn, toàn cầu hóa và gia tăng dân số làm tăng tiêu thụ năng lượng tái tạo. Bên cạnh đó, gia tăng phát thải CO₂ và phát triển tài chính làm giảm tiêu thụ năng lượng tái tạo. Dựa trên các kết quả nghiên cứu, bài viết đề xuất một số khuyến nghị chính sách nhằm thúc đẩy sự chuyển đổi sang nền kinh tế năng lượng tái tạo ở Việt Nam trong thời gian tới.

Từ khóa: Toàn cầu hóa, phát triển tài chính, tiêu thụ năng lượng tái tạo.

Mã JEL: P28, Q43.

Globalization, Financial Development, Economic Growth and Renewable Energy Consumption in Vietnam

Abstract

This study uses the auto-regressive distributed lag approach to assess the impact of globalization, financial development, economic growth, CO₂ emissions and population growth on renewable energy consumption in Vietnam in the period 1995-2019. The results show that in the long term, globalization and population growth promote renewable energy consumption; growth and CO₂ emissions have opposite effects on renewable energy consumption; financial development has no direct impact on renewable energy consumption. In the short term, globalization and population growth increase the consumption of renewable energy. In addition, increasing CO₂ emissions and financial development reduce renewable energy consumption. Based on the results, the paper proposes some recommendations to promote the transition to a renewable energy economy in Vietnam in the coming time.

Keywords: globalization, financial development, renewable energy consumption.

JEL Codes: P28, Q43.

1. Giới thiệu

Trong thời đại toàn cầu hóa hiện nay, hầu hết các quốc gia hội nhập với thị trường toàn cầu đều chịu tác động của toàn cầu hóa. Mức độ toàn cầu hóa ngày càng tăng làm gia tăng các hoạt động kinh tế, dẫn đến sự gia tăng mức tiêu thụ năng lượng. Do đó, năng lượng đã trở thành một lĩnh vực quan trọng đối với hầu hết các quốc gia trên thế giới. Vì việc sử dụng nhiều hơn các nguồn năng lượng không tái tạo (than đá, dầu thô và khí đốt tự nhiên) có thể dẫn đến những hậu quả bất lợi cho môi trường do sự gia tăng phát thải carbon (Shahbaz & cộng sự, 2020) nên năng lượng tái tạo trở thành nguồn năng lượng quan trọng cho phát triển bền vững. Một trong những thách thức trong việc triển khai năng lượng tái tạo là chi phí vốn vì chi phí vốn ban đầu cho năng lượng tái tạo tương đối cao so với các nguồn năng lượng thông thường. Các dự án năng lượng tái tạo đòi hỏi vốn lớn thời gian hoàn vốn dài nên phát triển tài chính có thể là một nhân tố quan trọng đối với phát triển năng lượng tái tạo.

Bên cạnh chủ đề truyền thống về mối quan hệ giữa tiêu thụ năng lượng, phát triển kinh tế và ô nhiễm môi trường, một số nghiên cứu gần đây tập trung vào mối quan hệ giữa phát triển tài chính và tiêu thụ năng lượng tái tạo. Phát triển tài chính chủ yếu đề cập đến sự gia tăng các hoạt động tài chính của một quốc gia, chẳng hạn như tăng đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI), tăng cung cấp tín dụng cho khu vực tài chính và khu vực tư nhân của các ngân hàng, sự phát triển của thị trường chứng khoán. Chang (2015) giải thích phát triển tài chính có thể tác động đến cầu năng lượng tái tạo vì các tổ chức tài chính và thị trường vốn phát triển có thể cung cấp các khoản cho vay cũng như tài trợ vốn cho các dự án năng lượng tái tạo. Hệ thống tài chính phát triển có thể tạo nguồn tài chính lớn hơn cho ngành công nghiệp năng lượng tái tạo với chi phí thấp hơn, tạo cơ hội đầu tư hoặc tài trợ cao hơn cho các dự án thân thiện với môi trường (Anton & Nuciu, 2020). Tuy nhiên, số lượng nghiên cứu khám phá mối quan hệ giữa phát triển tài chính và tiêu thụ năng lượng tái tạo còn khá hạn chế.

Nghiên cứu này khác với các nghiên cứu đã có ở hai khía cạnh: Thứ nhất, mặc dù đã có một số các nghiên cứu điều tra mối quan hệ giữa phát triển tài chính, tăng trưởng kinh tế và tiêu thụ năng lượng, nghiên cứu này tập trung vào tiêu thụ năng lượng tái tạo được rất ít các tài liệu hiện có xem xét. Thứ hai, theo hiểu biết của tác giả, bài viết này là một trong những nghiên cứu đầu tiên xem xét tác động của toàn cầu hóa, phát triển tài chính, tăng trưởng kinh tế, ô nhiễm môi trường đến tiêu thụ năng lượng tái tạo trong một khung khổ nghiên cứu.

Phần tiếp theo của bài viết được tổ chức như sau: phần 2 trình bày tổng quan các tài liệu nghiên cứu liên quan, phần 3 mô tả phương pháp và dữ liệu sử dụng, phần 4 báo cáo các kết quả ước lượng thực nghiệm và thảo luận, cuối cùng là phần kết luận và hàm ý chính sách.

2. Tổng quan nghiên cứu

Các tài liệu nghiên cứu về năng lượng tái tạo đã mở rộng đáng kể trong vài thập kỷ trở lại đây. Trong các tài liệu đó, tiêu thụ năng lượng tái tạo được khám phá trong mối liên hệ với toàn cầu hóa, phát triển tài chính, tăng trưởng và ô nhiễm môi trường. Do đó, tổng quan tài liệu nghiên cứu được trình bày theo bốn nội dung sau đây:

2.1. Mối quan hệ giữa toàn cầu hóa và tiêu thụ năng lượng tái tạo

Trong quá trình toàn cầu hóa, các dòng chảy của vốn, thương mại quốc tế mang theo công nghệ dịch chuyển xuyên biên giới các quốc gia, làm thay đổi xu hướng sản xuất, tiêu dùng trên phạm vi toàn cầu. Toàn cầu hóa giúp chuyển giao các công nghệ từ các nước phát triển sang các nước đang phát triển dễ dàng hơn. Thông qua toàn cầu hóa, độ mở lớn hơn với thị trường quốc tế mang lại tiến bộ công nghệ, phương pháp sản xuất, kỹ năng quản lý cũng như công nghệ sử dụng năng lượng hiệu quả và bảo vệ môi trường. Mức độ toàn cầu hóa ngày càng tăng làm gia tăng các hoạt động kinh tế, thúc đẩy quá trình chuyển đổi sang công nghệ năng lượng tái tạo do yêu cầu đổi mới công nghệ trong sản xuất. Chi phí ngày càng tăng do tác động bất lợi của việc tăng giá năng lượng dựa trên các nguồn nhiên liệu hóa thạch thúc đẩy triển khai rộng rãi năng lượng tái tạo. Mức độ tập trung cao của FDI vào các quốc gia có tốc độ tăng trưởng cao đòi hỏi chuyển giao vốn, kiến thức, công nghệ có thể thúc đẩy triển khai, sử dụng năng lượng tái tạo.

Các tài liệu nghiên cứu đề cập đến toàn cầu hóa trên ba phương diện: toàn cầu hóa kinh tế, toàn cầu hóa xã hội và toàn cầu hóa chính trị. Bằng chứng từ những nghiên cứu thực nghiệm nở rộ gần đây ghi nhận các tác động khác nhau của toàn cầu hóa đối với tiêu thụ năng lượng tái tạo khi sử dụng các thước đo khác nhau

của toàn cầu hóa. Gozgor & cộng sự (2020) khẳng định rằng tăng trưởng kinh tế và mức độ toàn cầu hóa kinh tế cao hơn có tác động tích cực đến cầu năng lượng tái tạo ở 30 nước OECD. Tuy nhiên, Padhan & cộng sự (2020) lại chỉ ra ảnh hưởng tiêu cực của toàn cầu hóa kinh tế đến tiêu thụ năng lượng tái tạo. Các nghiên cứu Leitão (2014), Yazdi & Shakouri (2017) xác nhận mối quan hệ nhân quả hai chiều giữa toàn cầu hóa và năng lượng tái tạo.

2.2. Mối quan hệ giữa phát triển tài chính và tiêu thụ năng lượng tái tạo

Ba kênh khác nhau giải thích mối quan hệ giữa phát triển tài chính và tiêu thụ năng lượng gồm: Thứ nhất, phát triển tài chính khuyến khích nhiều hơn nguồn vốn FDI dẫn đến tiêu thụ năng lượng. Thứ hai, phát triển tài chính dẫn đến các phương pháp tiếp cận trung gian tài chính dễ dàng hơn, giảm thiểu rủi ro tài chính, giảm chi phí đi vay và tăng cường các giao dịch kinh tế minh bạch giữa người đi vay và người cho vay, thúc đẩy đầu tư, đảm bảo tính thanh khoản cho các dự án hiệu quả, mang lại nhiều cơ hội hơn để phát triển hoặc nâng cấp lĩnh vực năng lượng tái tạo, làm tăng cầu đối với các mặt hàng có giá lớn và tạo điều kiện sẵn sàng cho sử dụng các thiết bị tiết kiệm năng lượng hơn. Thứ ba, phát triển thị trường vốn và thị trường tài chính tạo điều kiện cho các nền kinh tế dự trữ nhiều hơn, từ đó làm tăng mức tiêu thụ năng lượng (Lu & cộng sự, 2021).

Hệ thống các tài liệu thực nghiệm chủ yếu tập trung vào mối quan hệ giữa phát triển tài chính và tiêu thụ năng lượng nói chung. Các nghiên cứu về mối quan hệ giữa phát triển tài chính và tiêu thụ năng lượng tái tạo còn khá hạn chế. Wu & Broadstock (2015) chỉ ra rằng phát triển tài chính có tác động dương đáng kể đến tiêu thụ năng lượng tái tạo ở 22 nền kinh tế thị trường mới nổi giai đoạn 1990–2010. Best (2017) cho rằng vốn tài chính hỗ trợ quá trình chuyển đổi sang các loại năng lượng sử dụng nhiều vốn hơn ở 137 quốc gia trong giai đoạn 1998–2013. Đối với các nước có thu nhập cao, vốn tài chính là chất xúc tác cho quá trình chuyển đổi từ nhiên liệu hóa thạch sang các nguồn năng lượng tái tạo hiện đại, đặc biệt là năng lượng gió. Kutan & cộng sự (2017) kết luận rằng dòng vốn FDI và sự phát triển thị trường chứng khoán đóng góp đáng kể vào tiêu thụ năng lượng tái tạo ở Brazil, Trung Quốc, Ấn Độ và Nam Phi giai đoạn 1990–2012. Anton & Nuciu (2020) nhấn mạnh phát triển tài chính làm tăng tỷ trọng tiêu thụ năng lượng tái tạo ở 28 quốc gia EU giai đoạn 1990–2015.

2.3. Mối quan hệ giữa tăng trưởng và tiêu thụ năng lượng tái tạo

Các tài liệu về mối quan hệ giữa năng lượng tái tạo và tăng trưởng kinh tế đã phát triển mạnh mẽ trong hơn hai thập kỷ qua. Các nghiên cứu thực nghiệm xoay quanh bốn giả thuyết: Thứ nhất, giả thuyết tăng trưởng cho rằng tiêu thụ năng lượng tái tạo dẫn đến tăng trưởng kinh tế, nghĩa là sự gia tăng tiêu thụ năng lượng tái tạo thúc đẩy gia tăng sản lượng và nếu có bất kỳ sự giảm tiêu thụ năng lượng tái tạo nào xảy ra thì các chính sách tiết kiệm năng lượng sẽ tác động tiêu cực đến tăng trưởng. Thứ hai, giả thuyết bảo tồn đề cập đến mối quan hệ nhân quả một chiều từ tăng trưởng đến tiêu thụ năng lượng tái tạo, nghĩa là tăng hay giảm tiêu thụ năng lượng tái tạo không ảnh hưởng đến tăng trưởng. Thứ ba, giả thuyết phản hồi bàn về mối quan hệ nhân quả hai chiều giữa tiêu thụ năng lượng tái tạo và tăng trưởng, nghĩa là gia tăng tiêu thụ năng lượng tái tạo đóng vai trò quan trọng trong việc kích thích tăng trưởng và ngược lại. Thứ tư, giả thuyết trung lập cho rằng hai biến này độc lập với nhau (Burakov & Freidin, 2017).

Phần lớn các tài liệu thực nghiệm báo cáo các kết quả khác nhau về mối quan hệ giữa tăng trưởng và tiêu thụ năng lượng tái tạo. Một số nghiên cứu đề cập đến quan hệ nhân quả một chiều từ tăng trưởng đến tiêu thụ năng lượng tái tạo (Menyah & cộng sự, 2010; Ocal và Aslan, 2013), một số nghiên cứu cung cấp bằng chứng về mối quan hệ nhân quả một chiều từ tiêu thụ năng lượng tái tạo đến tăng trưởng (Ozturk & Bilgili, 2015; Lee & Jung, 2018), một số tài liệu xác nhận mối quan hệ nhân quả hai chiều giữa hai nhân tố này (Lin & cộng sự, 2014).

Hệ thống tài liệu đã có cho thấy những phát hiện không nhất quán về tác động của tăng trưởng đến tiêu thụ năng lượng tái tạo. Một số tài liệu ghi nhận tác động cùng chiều của tăng trưởng đến tiêu thụ năng lượng tái tạo (Sadorsky, 2009; Tiwari, 2011), một số tài liệu báo cáo tăng trưởng có tác động tiêu cực đáng kể đến tiêu thụ năng lượng tái tạo (Alka, 2016; Shahbaz & cộng sự, 2021).

2.4. Mối quan hệ giữa phát thải CO₂ và tiêu thụ năng lượng tái tạo

Các kết quả thực nghiệm về mối quan hệ giữa tiêu thụ năng lượng tái tạo và phát thải CO₂ được cung cấp là hỗn hợp. Một số tài liệu xác nhận mối quan hệ nhân quả một chiều từ tiêu thụ năng lượng tái tạo đến

phát thải CO₂ (Charfeddine & Kahia, 2019; Shafiei & Salim, 2014), một số tài liệu kết luận về mối quan hệ nhân quả một chiều từ phát thải CO₂ đến tiêu thụ năng lượng tái tạo (Menyah & Wolde-Rufael, 2010), một số khác tìm thấy mối quan hệ nhân quả hai chiều giữa hai biến này (Menegaki, 2011), một số tài liệu tiết lộ không có mối quan hệ nhân quả giữa phát thải CO₂ và năng lượng tái tạo (Paweenawat & Plyngam, 2017).

Về tác động của phát thải CO₂ đến tiêu thụ năng lượng tái tạo, Sadorsky (2009) cho rằng phát thải carbon và GDP thúc đẩy tiêu thụ năng lượng tái tạo. Apergis & Payne (2015) tìm thấy tác động dương và có ý nghĩa của GDP bình quân đầu người thực tế, phát thải CO₂ bình quân đầu người đến tiêu thụ năng lượng tái tạo ở các nước Nam Mỹ trong dài hạn. Omri & cộng sự (2015) khẳng định tăng phát thải CO₂ và GDP làm tăng tiêu thụ năng lượng tái tạo. Tuy nhiên, Sinha & cộng sự (2018) lập luận rằng chi phí cao cho năng lượng tái tạo trong giai đoạn đầu khiến các nền kinh tế đang phát triển hạn chế tài trợ cho năng lượng tái tạo vì lo ngại đầu tư vào năng lượng tái tạo có thể hạn chế tăng trưởng trong ngắn hạn.

Phân tích ở trên cho thấy, các tài liệu nghiên cứu đã có báo cáo các kết quả mâu thuẫn nhau về tác động của toàn cầu hoá, phát triển tài chính, tăng trưởng và phát thải CO₂ đến tiêu thụ năng lượng tái tạo. Nguyên nhân chủ yếu của các kết quả hỗn hợp này có thể là do việc sử dụng các mẫu có các đặc điểm khác nhau và phương pháp ước lượng khác nhau. Hơn nữa, các nghiên cứu xem xét mối quan hệ giữa toàn cầu hoá, phát triển tài chính, tăng trưởng, ô nhiễm môi trường và tiêu thụ năng lượng tái tạo trong một khung khổ nghiên cứu còn khá hạn chế. Do đó, nghiên cứu này hy vọng có thể góp phần làm sáng tỏ tác động của toàn cầu hoá, phát triển tài chính, tăng trưởng và phát thải CO₂ đến tiêu thụ năng lượng tái tạo ở các quốc gia đang phát triển như Việt Nam.

3. Phương pháp nghiên cứu và dữ liệu

Để tìm hiểu tác động của toàn cầu hoá, phát triển tài chính, tăng trưởng và phát thải CO₂ đến tiêu thụ năng lượng tái tạo, nghiên cứu này sử dụng phương pháp tiếp cận mô hình phân phối trễ tự hồi quy (ARDL) với các bước thực hiện như sau:

Đầu tiên, các chuỗi số liệu được kiểm định tính dừng bằng kiểm định nghiệm đơn vị Dickey-Fuller mở rộng (ADF). Để xác định chuỗi X_t có dừng hay không, người ta ước lượng mô hình:

$$\Delta X_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

trong đó $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ và kiểm định cặp giả thuyết:

$H_0: \delta = 0$ (Chuỗi X_t không dừng);

$H_1: \delta < 0$ (Chuỗi X_t dừng)

Nếu chuỗi X_t dừng thì được gọi là tích hợp bậc 0 hay I(0). Nếu chuỗi X_t không dừng thì kiểm định ADF tiếp tục được thực hiện trên chuỗi sai phân của chuỗi gốc ΔX_t . Nếu chuỗi ΔX_t dừng thì chuỗi gốc được gọi là tích hợp bậc 1 hay I(1).

Nếu các chuỗi sử dụng trong nghiên cứu tích hợp cùng bậc thì kiểm định Johansen được thực hiện để kiểm tra tính đồng tích hợp. Nếu các chuỗi không tích hợp cùng bậc và không có chuỗi nào tích hợp bậc 2 trở lên thì độ trễ thích hợp của các biến trong mô hình ARDL được chọn dựa trên tiêu chuẩn AIC trước khi thực hiện kiểm định đường bao (Bound Test) để xác định mối quan hệ đồng tích hợp giữa các biến. Nếu tồn tại mối quan hệ đồng tích hợp thì tiếp cận ARDL là phù hợp. Để phân tích tác động của các nhân tố đến tiêu thụ năng lượng tái tạo ở Việt Nam, nghiên cứu này sử dụng mô hình ARDL có dạng:

$$\begin{aligned} \Delta LRE_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{0i} \Delta LRE_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_{1i} \Delta KOF_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_{2i} \Delta FDI_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \beta_{3i} \Delta LGDP_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{q_4} \beta_{4i} \Delta LCO2_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_5} \beta_{5i} \Delta POP_{t-i} + \theta_0 LRE_{t-1} + \theta_1 KOF_{t-1} \\ & + \theta_2 FDI_{t-1} + \theta_3 LGDP_{t-1} + \theta_4 LCO2_{t-1} + \theta_5 POP_{t-1} + u_t \quad (3.1) \end{aligned}$$

trong đó, θ_i ($i = \overline{1,5}$), β_0 và β_{kj} ($k = \overline{1,5}$) là các tham số; Δ là sai phân bậc nhất; u_t là sai số của mô hình. Thông tin về các biến được trình bày trong Bảng 1.

Tiếp theo, các hệ số ngắn hạn và dài hạn của mô hình ARDL với các độ trễ tối ưu được ước lượng. Mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM) xem xét tác động ngắn hạn của các biến đến tiêu thụ năng lượng tái tạo có dạng:

$$\Delta LRE_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{0i} \Delta LRE_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_{1i} \Delta KOF_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_{2i} \Delta FD_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \beta_{3i} \Delta LGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \beta_{4i} \Delta LCO2_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_5} \beta_{5i} \Delta POP_{t-i} + \mu ECT_{t-1} + v_t \quad (3.2)$$

trong đó, β_{kj} ($k = \overline{1,5}$) là các tham số; ECT là số hạng hiệu chỉnh sai số; μ là tốc độ hiệu chỉnh.

Cuối cùng là các kiểm định về chất lượng của mô hình ECM và độ tin cậy của các kết quả ước lượng.

Nghiên cứu này sử dụng dữ liệu của Việt Nam giai đoạn 1995-2019 (Bảng 1). Sự hạn chế này là do năm 2021, số liệu năng lượng được cung cấp đến năm 2019 và số liệu phát triển tài chính được cung cấp từ năm 1995.

Bảng 1. Dữ liệu sử dụng trong nghiên cứu

Tên biến	Mô tả	Nguồn
KOF	Chỉ số toàn cầu hoá KOF	KOF Globalization Index (2021)
FD	Tín dụng trong nước cho khu vực tư nhân của ngân hàng (% GDP)	The World Bank Development Indicators (2021)
LGDP	Logarit của GDP bình quân đầu người	
LPOP	Logarit của dân số	
LCO2	Logarit của lượng phát thải CO ₂	Our World in Data (2021)
LRE	Logarit của lượng tiêu thụ năng lượng tái tạo	

Nguồn: Đề xuất của tác giả.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị

Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị ADF ở Bảng 2 cho thấy các chuỗi LRE, KOF, FD, LGDP, LCO2 không dừng ở chuỗi gốc nhưng đều dừng sau khi lấy sai phân bậc nhất, nghĩa là đều tích hợp bậc 1. Chuỗi LPOP dừng ở chuỗi gốc, nghĩa là chuỗi này tích hợp bậc 0. Vì các chuỗi trong mô hình (3.1) đều tích hợp bậc 0 hoặc bậc 1 nên tiếp cận ARDL là phù hợp cho ước lượng thực nghiệm.

Bảng 2. Kết quả kiểm định ADF

Các chuỗi	Chuỗi ban đầu		Chuỗi sai phân bậc 1		Kết quả
	Thống kê t	Giá trị p	Thống kê t	Giá trị p	
LRE	-0,620769	0,8481	-3,801603	0,0090	I(1)
KOF	-0,469615	0,8810	-5,422326	0,0002	I(1)
FD	-0,162333	0,9310	-4,429569	0,0022	I(1)
LGDP	-0,418032	0,8909	-3,066036	0,0436	I(1)
LCO2	-1,707025	0,4140	-6,290243	0,0000	I(1)
LPOP	-5,808372	0,0006			I(0)

ADF test type: Intercept without trend.

Nguồn: Tính toán của tác giả trên phần mềm Eviews.

4.2. Lựa chọn độ trễ của các biến

Hình 1 cho thấy mô hình với độ trễ tối ưu được lựa chọn trong 20 mô hình ARDL tốt nhất theo tiêu chuẩn AIC là ARDL (1, 1, 2, 1, 0, 2).

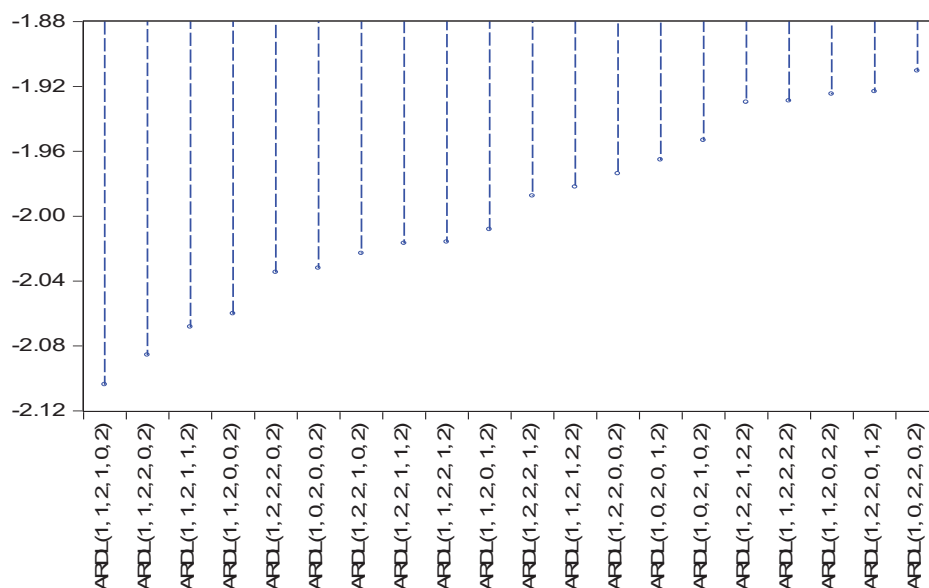
4.3. Kết quả kiểm định đường bao

Kiểm định đường bao kiểm định cặp giả thuyết:

$H_0: \theta_0 = \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \theta_4 = \theta_5 = 0$ (không tồn tại mối quan hệ đồng tích hợp giữa các biến);

$H_1: \theta_0 \neq \theta_1 \neq \theta_2 \neq \theta_3 \neq \theta_4 \neq \theta_5 \neq 0$ (tồn tại mối quan hệ đồng tích hợp giữa các biến).

Hình 1. Minh hoạ tiêu chuẩn AIC cho 20 mô hình ARDL tốt nhất
Akaike Information Criteria (top 20 models)



Kết quả kiểm định đường bao (Bảng 3) cho thấy giá trị thống kê F lớn hơn giá trị tới hạn I(1) với mọi mức ý nghĩa. Như vậy, giả thuyết H_0 bị bác bỏ và giả thuyết H_1 được chấp nhận, nghĩa là tồn tại mối quan hệ cân bằng dài hạn giữa các biến trong mô hình (3.1).

Bảng 3. Kết quả kiểm định đường bao

Số bậc k	Thống kê F F-statistic	Các giá trị tới hạn							
		90%		95%		97,5%		99%	
		I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
5	5,632996	2,26	3,35	2,62	3,79	2,96	4,418	3,41	4,68

Nguồn: Tính toán của tác giả trên phần mềm Eviews.

4.4. Kết quả ước lượng các hệ số dài hạn

Kết quả ở Bảng 4 cho thấy tiêu thụ năng lượng tái tạo chịu tác động trực tiếp của toàn cầu hoá, tăng trưởng kinh tế, phát thải CO_2 và gia tăng dân số trong dài hạn. Trong đó, gia tăng dân số có tác động dương khá mạnh đến tiêu thụ năng lượng tái tạo. Hệ số ước lượng của biến LPOP dương và có ý nghĩa thống kê hàm ý trong dài hạn, tăng trưởng dân số thúc đẩy mạnh mẽ sự gia tăng mức tiêu thụ năng lượng tái tạo. Gia tăng dân số sẽ làm tăng cầu về năng lượng, tăng mối quan tâm đến các vấn đề về an ninh năng lượng, môi trường (chẳng hạn ô nhiễm không khí, sự nóng lên toàn cầu, biến đổi khí hậu,...), thúc đẩy xã hội hướng tới các nguồn năng lượng sạch hơn và do đó, sử dụng nhiều năng lượng tái tạo hơn.

Hệ số ước lượng của biến KOF dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 5% cho thấy tác động tích cực của toàn cầu hoá đến tiêu thụ năng lượng tái tạo trong dài hạn. Tác động cùng chiều của biến KOF đến LRE có thể là do việc sử dụng các công nghệ mới trong quá trình sản xuất. Phát hiện này cho thấy toàn cầu hoá có thể đã thúc đẩy tiêu thụ năng lượng tái tạo ở Việt Nam thông qua chuyển giao hoặc nhập khẩu các công nghệ sử dụng năng lượng tái tạo do các yêu cầu đổi mới công nghệ trong sản xuất.

Hệ số ước lượng của biến FD dương và không có ý nghĩa thống kê hàm ý phát triển tài chính chưa có tác động trực tiếp đến tiêu thụ năng lượng tái tạo ở Việt Nam. Điều này có thể là do nền kinh tế Việt Nam chủ yếu dựa vào năng lượng truyền thống trong hầu hết các hoạt động sản xuất và tiêu dùng. Sự phát triển của hệ thống tài chính trong thời gian qua giường như chỉ đảm bảo khả năng tiếp cận năng lượng tốt hơn thay vì tiếp cận năng lượng tái tạo. Hệ thống tài chính phát triển tốt có thể cung cấp các động lực tốt hơn cho các dự án sản xuất năng lượng sạch và các hoạt động R&D hỗ trợ sử dụng năng lượng tái tạo. Nguồn lực tài chính hạn chế có thể cản trở tiêu thụ năng lượng tái tạo, trong khi đó các dịch vụ tài chính phát triển làm tăng khả năng tiếp cận các nguồn tài chính của các doanh nghiệp để áp dụng năng lượng sạch. Kết quả này khác với

kết quả của hầu hết các nghiên cứu khác (Hassine & Harrathi, 2017; Eren & cộng sự, 2019) về tác động dương và có ý nghĩa thống kê của phát triển tài chính đến tiêu thụ năng lượng tái tạo.

Kết quả ước lượng cho thấy GDP bình quân đầu người có tác động ngược chiều đến tiêu thụ năng lượng tái tạo. Cụ thể là khi các nhân tố khác không thay đổi, tiêu thụ năng lượng tái tạo giảm 3,13% khi GDP bình quân đầu người tăng 1%. Điều này có thể được lý giải bởi Việt Nam là nền kinh tế đang phát triển, tăng trưởng là ưu tiên hàng đầu và môi trường được đặt ở mức độ ưu tiên thấp hơn trong quá trình phát triển. Theo đó, các nguồn lực được phân bổ vào nền kinh tế mà không tính đến khía cạnh môi trường. Năng lượng tái tạo đòi hỏi công nghệ đắt tiền, chi phí đầu tư ban đầu cao. Điều này dẫn đến tăng trưởng tiếp tục làm gia tăng tiêu thụ năng lượng truyền thống. Ngoài ra, mối tương quan âm giữa thu nhập bình quân đầu người và tiêu thụ năng lượng tái tạo cũng có thể là do chi phí. Các nguồn năng lượng không tái tạo hiện nay ít tốn kém hơn các nguồn năng lượng tái tạo. Do các hộ gia đình khá nhạy cảm với giá cả nên với mức thu nhập trung bình ngưỡng thấp, họ không sẵn sàng chi tiêu cho năng lượng tái tạo. Một lý do khác có thể là chính sách hỗ trợ tiêu thụ năng lượng tái tạo còn thiếu hoặc chưa phát huy hiệu quả. Kết quả này tương tự với kết quả của Akar (2016), Shahbaz & cộng sự (2021).

Ngoài ra, phát thải CO₂ làm giảm tiêu thụ năng lượng tái tạo ở Việt Nam. Hệ số ước lượng của biến LCO2 âm và có ý nghĩa thống kê gợi ý rằng tiêu thụ năng lượng tái tạo giảm 1,79% khi phát thải CO₂ tăng 1%, các yếu tố khác không thay đổi. Hiện nay, quy mô tiêu thụ năng lượng tái tạo ở Việt Nam còn khá nhỏ so với tổng năng lượng tiêu thụ thực tế và ngoài năng lượng thủy điện, các nguồn năng lượng tái tạo tiềm năng khác như năng lượng mặt trời, năng lượng gió mới chỉ được phát triển ở Việt Nam trong vài năm gần đây nên chưa đáp ứng được nhu cầu tiêu thụ năng lượng ngày càng lớn và nhu cầu đó phần lớn phải bổ sung bằng năng lượng hoá thạch. Mặc dù được kỳ vọng rằng mức phát thải ngày càng lớn sẽ thúc tỉnh nhận thức về vấn đề bảo vệ môi trường, nhưng với mức thu nhập còn hạn chế của người dân, nhận thức của xã hội về tính bền vững, các mục tiêu giảm thiểu biến đổi khí hậu và giảm thiểu CO₂ chưa đủ để thúc đẩy việc chuyển đổi từ các nguồn năng lượng truyền thống sang năng lượng tái tạo. Kết quả này hàm ý rằng những lo ngại về môi trường có lẽ không phải là vấn đề tối quan trọng trong kế hoạch phát triển quốc gia trong giai đoạn vừa qua. Kết quả này tương tự các phát hiện của Jaforullah & King (2015), Attiaoui & cộng sự (2017), Bilan & cộng sự (2019) nhưng mâu thuẫn với kết quả nghiên cứu của Saidi & Hammami (2015) và Hwang & Yoo (2014) cho rằng phát thải carbon làm tăng mức tiêu thụ năng lượng tái tạo.

Bảng 4. Kết quả ước lượng các hệ số dài hạn

Các biến độc lập	Biến phụ thuộc LRE		
	Hệ số	Sai số chuẩn	Thống kê t
C	-344,833916	151,733428	-2,272630
KOF	0,194605**	0,086653	2,245792
FD	0,012315	0,007939	1,551236
LGDP	-3,129409*	1,449945	-2,158296
LCO2	-1,788089**	0,790490	-2,262001
LPOP	21,234287**	8,763836	2,422944

Nguồn: Tính toán của tác giả trên phần mềm Eviews.

4.5. Kết quả ước lượng các hệ số ngắn hạn

Kết quả ở Bảng 5 cho thấy trong ngắn hạn, những thay đổi trong mức độ toàn cầu hoá và gia tăng dân số có tác động cùng chiều đến tiêu thụ năng lượng tái tạo. Tuy nhiên, những thay đổi về mức độ phát triển tài chính và phát thải CO₂ có tác động ngược chiều đến tiêu thụ năng lượng tái tạo. Do đó, phát triển tài chính có thể hạn chế tiêu thụ năng lượng tái tạo trừ khi có sự thay đổi mang tính hệ thống trong định hướng chính sách năng lượng. Hơn nữa, trong ngắn hạn, tăng trưởng không có tác động đến tiêu thụ năng lượng tái tạo. Các kết quả này cho thấy những lỗ hổng trong các chính sách phát triển năng lượng tái tạo ở Việt Nam.

Kết quả ở Bảng 5 cho thấy tốc độ hiệu chỉnh sai số âm (-0, 568694) và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Điều này hàm ý lượng tiêu thụ năng lượng tái tạo có khả năng tự hiệu chỉnh về trạng thái cân bằng dài hạn sau những cú sốc ngắn hạn có nguyên nhân từ sự biến động của toàn cầu hoá, phát triển tài chính, thu nhập bình quân đầu người, phát thải và dân số.

4.6. Kết quả các kiểm định chất lượng của mô hình ECM

Bảng 5. Kết quả ước lượng các hệ số ngắn hạn

Các biến độc lập	Biến phụ thuộc LRE		
	Hệ số	Sai số chuẩn	Thống kê t
D(KOF)	0,070399**	0,027918	2,521665
D(FD)	-0,004827	0,003167	-1,524331
D(FD(-1))	-0,009704**	0,003990	-2,431734
D(LGDPPC)	-0,962058	0,545794	-1,762676
D(LCO2)	-1,016875***	0,316045	-3,217503
D(LPOP)	555,507036*	271,147584	2,048726
D(LPOP(-1))	-447,952089**	187,954258	-2,383304
ECT(-1)	-0,568694***	0,160551	-3,542148

$$ECT = LRE - (0,1946 \cdot KOF + 0,0123 \cdot FD - 3,1294 \cdot LGDPPC - 1,7881 \cdot LCO2$$

$$+ 21,2343 \cdot LPOP - 344,8339)$$

Nguồn: Tính toán của tác giả trên phần mềm Eviews.

Kết quả các kiểm định chất lượng của mô hình ECM (Bảng 6) cho thấy mô hình thỏa mãn các giả thiết cơ bản của phương pháp ước lượng.

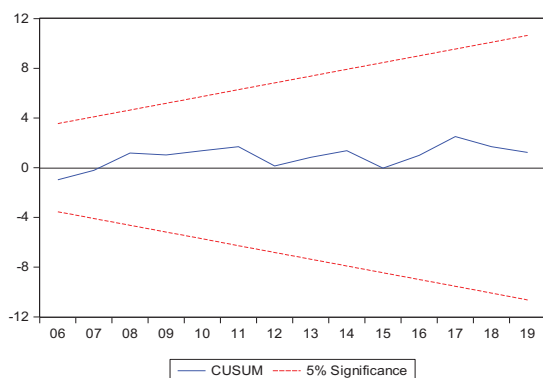
Bảng 6. Kết quả các kiểm định chẩn đoán

Kiểm định	Thống kê	Giá trị thống kê	Giá trị p
Dạng hàm	F(3, 13)	0,398894	0,5386
Tự tương quan	F(2, 12)	2,162192	0,1578
Phương sai sai số thay đổi	F(8, 14)	0,261669	0,9686
Phần dư có phân phối chuẩn	Jarque-Bera	0,888492	0,641308

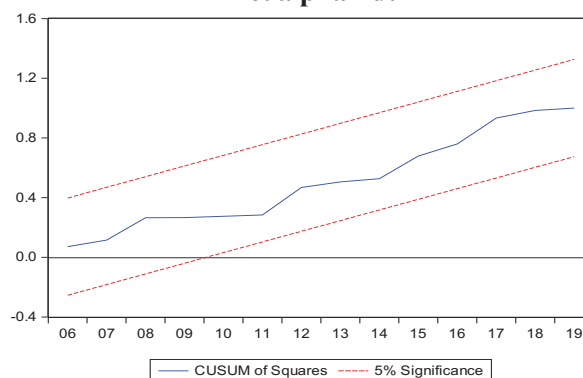
Nguồn: Tính toán của tác giả trên phần mềm Eviews.

Kết quả kiểm định phần dư cho thấy tổng tích lũy của phần dư (CUSUM) và tổng tích lũy hiệu chỉnh của phần dư (CUSUMSQ) đều nằm trong dải tiêu chuẩn ứng với mức ý nghĩa 5% (Hình 2a, b) nên mô hình có tính ổn định.

Hình 2a. Tổng tích lũy phần dư



Hình 2b. Tổng tích lũy hiệu chỉnh của phần dư



5. Kết luận và hàm ý chính sách

Nghiên cứu này sử dụng phương pháp tiếp cận ARDL để phân tích tác động của toàn cầu hoá, phát triển tài chính, tăng trưởng kinh tế và phát thải CO₂ đến tiêu thụ năng lượng tái tạo ở Việt Nam giai đoạn 1995-2019. Kết quả nghiên cứu cho thấy một số phát hiện như sau: *Thứ nhất*, tồn tại mối quan hệ cân bằng dài hạn giữa toàn cầu hoá, phát triển tài chính, GDP bình quân đầu người, phát thải CO₂ và tiêu thụ năng lượng tái tạo. *Thứ hai*, trong dài hạn, toàn cầu hoá và gia tăng dân số thúc đẩy tiêu thụ năng lượng tái tạo. Tuy nhiên, tăng trưởng và phát thải CO₂ có tác động ngược chiều đến tiêu thụ năng lượng tái tạo. Phát triển tài chính không có tác động trực tiếp đến tiêu thụ năng lượng tái tạo ở Việt Nam. *Thứ ba*, trong ngắn hạn, toàn cầu hoá và gia tăng dân số có tác động thúc đẩy tiêu thụ năng lượng tái tạo. Những thay đổi về mức phát thải CO₂ và phát triển tài chính làm giảm tiêu thụ năng lượng tái tạo.

Các kết quả nghiên cứu xác nhận tác động tích cực của toàn cầu hoá đến tiêu thụ năng lượng tái tạo ở Việt

Nam nên trong thời gian tới, chính phủ cần tiếp tục ủng hộ sự phát triển mức độ toàn cầu hoá để thúc đẩy tiêu thụ năng lượng tái tạo. Cụ thể, Việt Nam cần có các chính sách tạo thuận lợi để thu hút nguồn vốn FDI gắn với công nghệ xanh và sạch, tiếp tục chiến lược thương mại hướng ngoại, thúc đẩy phổ biến và chuyển giao công nghệ mới để khai thác lợi ích của toàn cầu hoá thúc đẩy quá trình chuyển đổi sang nền kinh tế năng lượng tái tạo.

Kết quả nghiên cứu tiết lộ phát triển tài chính không có tác động đến tiêu thụ năng lượng tái tạo ở Việt Nam trong dài hạn. Vì vậy, bên cạnh các chương trình nghị sự phát triển năng lượng tái tạo trong nước, Việt Nam cần tập trung phát triển hệ thống tài chính để cung cấp các động lực tốt hơn cho các dự án sản xuất năng lượng sạch, các hoạt động R&D hỗ trợ sử dụng năng lượng tái tạo. Các ưu đãi tài chính phù hợp cho công nghệ sạch và năng lượng tái tạo, giảm sử dụng nhiên liệu hóa thạch cần được xem xét nhằm cải thiện chất lượng môi trường. Các tổ chức tài chính cần được thúc đẩy phát triển để các doanh nghiệp tiếp cận nguồn tài chính từ thị trường chứng khoán và khu vực ngân hàng dễ dàng hơn cho đầu tư vào các thiết bị, công nghệ tiên tiến và tiết kiệm năng lượng.

Các kết quả nghiên cứu nhấn mạnh tác động tiêu cực của phát thải CO₂ đến tiêu thụ năng lượng tái tạo có thể bị bỏ qua vì chi phí cho năng lượng phi tái tạo thấp hơn. Những trở ngại liên quan đến chi phí cần được khắc phục với sự hỗ trợ của chính phủ, các doanh nghiệp lớn và các tổ chức quốc tế. Để thúc đẩy quá trình chuyển đổi sang nền kinh tế năng lượng tái tạo, cùng với cần có sự tham gia của các lực lượng thị trường, các nhà hoạch định chính sách cần quan tâm đến việc nâng cao nhận thức của cộng đồng về tầm quan trọng, vai trò của tiêu thụ năng lượng tái tạo đối với phát triển bền vững.

Tài liệu tham khảo

- Akar, B.G. (2016), 'The Determinants of Renewable Energy Consumption: An Empirical Analysis for the Balkans', *European Scientific Journal*, 12, 594.
- Anton, S.G. & Nucu, A.E.A. (2020), 'The effect of financial development on renewable energy consumption: A panel data approach', *Renewable Energy*, 147, 330-338.
- Apergis, N. & Payne, J.E. (2015), 'Renewable energy, output, carbon dioxide emissions, and oil prices: Evidence from South America', *Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy*, 10(3), 281-287.
- Attiaoui, I., Toumi, H., Ammouri, B. & Gargouri, I. (2017), 'Causality links among renewable energy consumption, CO₂ emissions, and economic growth in Africa: evidence from a panel ARDL-PMG approach', *Environmental Science and Pollution Research*, 24(14), 13036-13048.
- Best, R. (2017), 'Switching towards coal or renewable energy? The effects of financial capital on energy transitions', *Energy Economics*, 63, 75-83.
- Bilan, Y., Streimikiene, D., Vasylieva, T., Lyulyov, O., Pimonenko, T. & Pavlyk, A. (2019), 'Linking between renewable energy, CO₂ emissions, and economic growth: Challenges for candidates and potential candidates for the EU membership', *Sustainability*, 11(6), 1528.
- Burakov, D. & Freidin, M. (2017), 'Financial Development, Economic Growth and Renewable Energy Consumption in Russia: A Vector Error Correction Approach', *International Journal of Energy Economics and Policy*, 7(6), 39-47.
- Chang, S.C. (2015), 'Effects of financial developments and income on energy consumption', *International Review of Economics & Finance*, 35, 28-44.
- Charfeddine, L. & Kahia, M. (2019), 'Impact of renewable energy consumption and financial development on CO₂ emissions and economic growth in the MENA region: A panel vector autoregressive (PVAR) analysis', *Renewable Energy*, 139, 198-213.
- Eren, B.M., Taspinar, N. & Gokmenoglu, K.K. (2019), 'The impact of financial development and economic growth on renewable energy consumption: Empirical analysis of India', *Science of the Total Environment*, 663, 189-197.
- Gozgor, G., Mahalik, M.K., Demir, E. & Padhan, H. (2020), 'The impact of economic globalization on renewable energy in the OECD countries', *Energy Policy*, 139, <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2020.111365>.
- Hassine, M.B. & Harrathi, N. (2017), 'The causal links between economic growth, renewable energy, financial development and foreign trade in gulf cooperation council countries', *International Journal of Energy Economics and Policy*, 7(2), 76-85.
- Hwang, J.H. & Yoo, S.H. (2014), 'Energy consumption, CO₂ emissions, and economic growth: evidence from

Indonesia', *Quality & Quantity*, 48(1), 63-73.

- Jaforullah, M. & King, A. (2015), 'Does the use of renewable energy sources mitigate CO₂ emissions? A reassessment of the US evidence', *Energy Economics*, 49, 711-717.
- Kutan, A.M., Paramati, S.R., Ummalla, M. & Zakari, A. (2018), 'Financing renewable energy projects in major emerging market economies: Evidence in the perspective of sustainable economic development', *Emerging Markets Finance and Trade*, 54(8), 1761-1777.
- Lee, S.H. & Jung, Y. (2018), 'Causal dynamics between renewable energy consumption and economic growth in South Korea: Empirical analysis and policy implications', *Energy & Environment*, 29(7), 1298-1315.
- Leitão, N.C. (2014), 'Economic growth, carbon dioxide emissions, renewable energy and globalization', *International Journal of Energy Economics and Policy*, 3, 391-399.
- Lin, B. & Moubarak, M. (2014), 'Renewable energy consumption-Economic growth nexus for China', *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 40(C), 111-117.
- Lu, J., Imran, M., Haseeb, A., Saud, S., Wu, M., Siddiqui, F. & Khan, M. (2021), 'Nexus Between Financial Development, FDI, Globalization, Energy Consumption and Environment: Evidence From BRI Countries', *Frontiers in Energy Research*, 9, <https://doi.org/10.3389/fenrg.2021.707590>.
- Menegaki, A.N. (2011), 'Growth and renewable energy in Europe: a random effect model with evidence for neutrality hypothesis', *Energy Economics*, 33, 257-263.
- Menyah, K. & Wolde-Rufael, Y. (2010), 'CO₂ emissions, nuclear energy, renewable energy and economic growth in the US', *Energy Policy*, 38(6), 2911-2915.
- Ocal, O. & Aslan, A. (2013), 'Renewable energy consumption-economic growth nexus in Turkey', *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 28(C), 494-499.
- Omri, A., Daly, S. & Nguyen Duc Khuong (2015), 'A robust analysis of the relationship between renewable energy consumption and its main drivers', *Applied Economics*, 47(28), 2913-2923.
- Ozturk, I. & Bilgili, F. (2015), 'Economic growth and biomass consumption nexus: Dynamic panel analysis for Sub-Saharan African countries', *Applied Energy*, 137, 110-116.
- Padhan, H., Padhang, P.C., Tiwari, A.K., Ahmed, R. & Hammoudeh, S. (2020), 'Renewable energy consumption and robust globalization(s) in OECD countries: Do oil, carbon emissions and economic activity matter?', *Energy Strategy Reviews*, 32, <https://doi.org/10.1016/j.esr.2020.100535>.
- Paweenawat, S.W. & Plyngam, S. (2017), 'Does the causal relationship between renewable energy consumption, CO₂ emissions, and economic growth exist in Thailand? An ARDL approach', *Economic Bulletin*, 37, 697-711.
- Saidi, K. & Hammami, S. (2015), 'The impact of CO₂ emissions and economic growth on energy consumption in 58 countries', *Energy Reports*, 1, 62-70.
- Sadorsky, P. (2009), 'Renewable energy consumption and income in emerging economies', *Energy Policy*, 37(10), 4021-4028.
- Shafei, S. and Salim, R. A. (2013), 'Non-renewable and renewable energy consumption and CO₂ emissions in OECD countries: A comparative analysis', *Energy Policy*, 66, 547-556.
- Shahbaz, M., Raghutla, C., Chittedi, K. R., Jiao, Z. & Vinh, V.X. (2020), 'The effect of renewable energy consumption on economic growth: Evidence from the renewable energy country attractive index', *Energy, Elsevier*, 207(C), 118162.
- Shahbaz, M., Topcu, B.A., Sarigül, S.S. & Vinh, V.X. (2021), 'The effect of financial development on renewable energy demand: The case of developing countries', *Renewable Energy, Elsevier*, 178(C), 1370-1380.
- Sinha, A., Shahbaz, M. & Sengupta, T. (2018), 'Renewable energy policies and contradictions in causality: a case of Next 11 countries', *Journal of Cleaner Production*, 197, 73-84.
- Tiwari, A.K. (2014), 'A structural VAR analysis of renewable energy consumption, real GDP and CO₂ emissions: evidence from India', *Economics Bulletin*, 31(2), 1793-1806.
- Yazdi, S.K. & Shakouri, B. (2017), 'The globalization, financial development, renewable energy, and economic growth', *Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy*, 12, 707-714.
- Wu, L. & Broadstock, D.C. (2015), 'Does economic, financial and institutional development matter for renewable energy consumption? Evidence from emerging economies', *International Journal of Economic Policy in Emerging Economies*, 8(1), 20-39.

GIÁO DỤC LIÊM CHÍNH, NHẬN THỨC LIÊM CHÍNH VÀ ĐƯA HỐI LỘ Ở THANH NIÊN VIỆT NAM

Lê Quang Cảnh

Viện Phát triển Bền vững, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: canh@neu.edu.vn

Mã bài: JED - 390

Ngày nhận bài: 02/09/2021

Ngày nhận bài sửa: 01/12/2021

Ngày duyệt đăng: 04/5/2022

Tóm tắt

Bài viết này nghiên cứu tác động của giáo dục liêm chính và nhận thức liêm chính tới đưa hối lộ của thanh niên dựa trên số liệu Khảo sát Liêm chính trong Thanh niên và Khảo sát Hiệu quả Quản trị Hành chính công Cấp tỉnh Việt Nam. Kết quả nghiên cứu cho thấy (i) thanh niên tham gia giáo dục liêm chính có nhận thức liêm chính tốt hơn gần với xác suất đưa hối lộ cao hơn; (ii) thanh niên có ý định hành vi liêm chính có xác suất đưa hối lộ thấp hơn; (iii) tác động của giáo dục liêm chính tới xác suất đưa hối lộ của thanh niên giảm đi ở các tỉnh có chỉ số kiểm soát tham nhũng tốt hơn. Kết quả này ngụ ý rằng tồn tại khoảng cách từ giáo dục liêm chính, nhận thức liêm chính tới hành vi tham nhũng của thanh niên. Đồng thời, chúng cung cấp bằng chứng cho thiết kế chương trình giáo dục liêm chính và chính sách phòng chống tham nhũng trong thanh niên Việt Nam.

Từ khóa: Giáo dục liêm chính, Nhận thức liêm chính, Tham nhũng, Thanh niên.

Mã JEL: C21, D73, I25

Integrity education, integrity awareness and bribe-giving among young people in Vietnam

Abstract

This paper estimates the impact of integrity education and integrity awareness on bribe-giving among young people using data from the Youth Integrity Survey and Viet Nam Provincial Governance and Public Administration Performance Index. Empirical results show that (i) young people who participated in integrity education and those with better integrity awareness positively associate with the probability of corruption; (ii) young people with better behavioral intention of integrity have a lower probability of corruption; and (iii) the impact of integrity education on the corruption among young people decrease in the provinces with higher corruption control index. These findings imply an existing gap between integrity education, integrity awareness, and corruption behaviors, thus provide evidence for the need of new designs of integrity education programs and anti-corruption agenda for the Vietnamese young people.

Keywords: Integrity education, Integrity awareness, Corruption, Youth.

JEL codes: C21, D73, I25

1. Giới thiệu

Nghiên cứu về tham nhũng ngày càng nhận được sự quan tâm bởi tham nhũng có ảnh hưởng tiêu cực tới tăng trưởng kinh tế (Gründler & Potrafke, 2019; Mauro, 1995; Ugur, 2014), làm suy giảm chức năng của chính phủ (Treisman, 2007) và làm xói mòn lòng tin của người dân vào thể chế và chính quyền (Rothstein & Uslaner, 2005). Trong bối cảnh Việt Nam đang tiếp tục đẩy mạnh công cuộc chống tham nhũng, việc nghiên cứu tìm bằng chứng cho việc xây dựng chính sách phòng chống tham nhũng lại càng được quan tâm hơn. Ở cấp độ cá nhân, các nghiên cứu về tham nhũng thường đi vào luận giải tại sao cá nhân thực hiện hành vi hối

lộ. Các nghiên cứu trước tập trung nghiên cứu hành vi đưa hối lộ của người dân khi tham gia sử dụng dịch vụ công bao gồm dịch hành chính công và dịch vụ công ích khác. Những nghiên cứu này đề cập tới địa vị xã hội của người dân, chuẩn mực xã hội với việc đưa hối lộ (Lê Quang Cảnh, 2018; Nguyen & Le, 2021); nghiên cứu hành vi đưa hối lộ dựa trên chuẩn mực về tham nhũng và giới tính của những người tham gia sử dụng dịch vụ công (Lan & Hong, 2017); hoặc nghiên cứu hành vi đưa hối lộ của người dân như một trò chơi trong đó tham nhũng xảy ra khi người đưa có thiên hướng sử dụng hối lộ, người nhận có thiên hướng sẵn sàng nhận hối lộ, trong khi những người giám sát làm ngơ (Sundstrom, 2019).

Thanh niên - bao gồm những cá nhân có độ tuổi từ 15 đến 30 - là tương lai của đất nước và đội ngũ thanh niên liêm chính đóng vai trò quan trọng trong phòng chống tham nhũng và xây dựng thể chế không tham nhũng trong tương lai (Transparency International, 2014). Các nghiên cứu trước cho rằng giáo dục liêm chính giúp nâng cao nhận thức và giá trị liêm chính (Cox & cộng sự, 2017; OECD, 2018; Transparency International, 2009). Rosmi (2020) cho rằng thanh niên có nhận thức liêm chính sẽ trung thực, minh bạch và có trách nhiệm hơn, do đó có thể ngăn chặn tham nhũng. Tuy nhiên, trong thực tế các nghiên cứu về liêm chính của giới trẻ do Tổ chức Hợp tác phát triển Kinh tế, Tổ chức Minh bạch Quốc tế (TI) hay Chương trình Phát triển của Liên hợp quốc thực hiện cho thấy thanh niên có nhận thức tốt về liêm chính nhưng vẫn có hành vi hối lộ. Vậy, giáo dục và nhận thức liêm chính có thực sự giúp thanh niên liêm chính hơn hay ít hối lộ hơn vẫn là vấn đề tiếp tục kiểm định.

Nghiên cứu này tìm hiểu nhận thức và giáo dục liêm chính ảnh hưởng như thế nào tới hành vi hối lộ của thanh niên và liệu những tác động này có khác biệt ở các địa phương có tham nhũng khác nhau. Sử dụng số liệu Khảo sát Liêm chính trong Thanh niên Việt Nam (YIS) và Hiệu quả Quản trị Hành chính công Cấp tỉnh (PAPI) năm 2021, kết quả cho thấy: (i) thanh niên có tham gia giáo dục liêm chính và nhận thức tốt hơn về liêm chính có xác suất tham gia hối lộ cao hơn; (ii) thanh niên có ý định thực hiện hành vi liêm chính có xác suất đưa hối lộ thấp hơn; và (iii) tác động của giáo dục tới xác suất đưa hối lộ giảm đi ở các địa phương kiểm soát tham nhũng tốt hơn. Kết quả nghiên cứu thực nghiệm này cung cấp thêm các dẫn chứng phục vụ xây dựng chương trình giáo dục liêm chính và giải pháp phòng chống tham nhũng phù hợp với thanh niên Việt Nam.

2. Tổng quan nghiên cứu

2.1. Liêm chính

Liêm chính là thuật ngữ được sử dụng nhiều nhưng hiểu khá phức tạp bởi nó được sử dụng trong nhiều lĩnh vực khoa học và cấp độ khác nhau (Cox & cộng sự, 2017). Thuật ngữ này được sử dụng lần đầu từ thế kỷ XIV với nghĩa là không thể mua chuộc được. Theo từ điển Oxford, “integrity” được hiểu theo ba nghĩa: (i) phẩm chất trung thực và ngay thẳng, (ii) trạng thái thống nhất, toàn vẹn và đoàn kết một khối, (iii) sự vững chãi của một kết cấu/công trình. Liêm chính được coi là phẩm chất của cá nhân thể hiện sự trung thực, sự tuân thủ nhất quán và không khoan nhượng đối với các nguyên tắc và giá trị đạo đức. Theo cách hiểu của TI: “liêm chính là hành vi hay hành động phù hợp với nguyên tắc và chuẩn mực đạo đức, được cá nhân và tổ chức chấp nhận, tạo nên rào cản đối với tham nhũng” (Transparency International, 2009). Liêm chính có thể được sử dụng đồng nghĩa với đạo đức, nhưng hành vi liêm chính đôi khi không phải là hành vi đạo đức, thậm chí có thể vi phạm giá trị đạo đức nghiêm trọng.

Liêm chính có thể được xây dựng qua giáo dục, nhất là giáo dục cho giới trẻ. Các nội dung được chấp nhận chung của chương trình giáo dục liêm chính bao gồm giáo dục nhận thức, giá trị, thái độ của cá nhân về liêm chính và đặc biệt là các tình huống liêm chính trong thực tiễn (OECD, 2018). Các nội dung giáo dục liêm chính có thể được xây dựng và truyền tải theo dạng tích hợp trong chương trình học chính thức ở các cấp học, bồi dưỡng từ các đơn vị như doanh nghiệp hay cơ quan nhà nước, và nhà trường. Tham gia giáo dục liêm chính là một yếu tố quan trọng trong xây dựng liêm chính của cá nhân (OECD, 2018; Transparency International, 2009).

Đo lường liêm chính của cá nhân là khá phức tạp bởi liêm chính được hiểu khác nhau ở các lĩnh vực khoa học khác nhau. Cox & cộng sự (2017) tiếp cận liêm chính ở góc độ đạo đức thì đo liêm chính theo bốn khía cạnh: nhạy cảm đạo đức, lý do và phán xét đạo đức, hình thành bản sắc, và thực thi đạo đức. Liêm chính còn được đo lường thông qua giá trị luân lý, tâm lý, thái độ, ý định hành vi liêm chính (Cox & cộng sự, 2017). Trong các nghiên cứu về liêm chính, Transparency International (2009) sử dụng thang đo về liêm chính

thông qua nhận thức của cá nhân về giá trị, thái độ, ý định hành vi và thực hành liêm chính. Cách đo lường này khá gần gũi với những nghiên cứu liên quan tới hành vi của cá nhân trong những quan hệ kinh tế.

2.2. Hối lộ

Đưa hối lộ là một hình thức của tham nhũng, phản ánh việc đưa, nhận tiền hay hiện vật nhằm tác động tới hành động hoặc quyết định của công chức (United Nations, 2004). Nghiên cứu về tham nhũng/hối lộ được đề cập ở cấp độ khác nhau. Nghiên cứu ở cấp độ quốc gia tập trung tìm hiểu tác động của tham nhũng tới các biến kinh tế như: tăng trưởng (Le & Do, 2021; Mauro, 1995), phát triển (Gray & Kaufmann, 1998), đầu tư, năng suất lao động (Campos & cộng sự, 1999; Le & cộng sự, 2021; Mauro, 1995). Nghiên cứu về tham nhũng từ phía doanh nghiệp tập trung luận giải tại sao doanh nghiệp lại gắn với tham nhũng. Nghiên cứu ở cấp độ cá nhân giải thích tại sao cá nhân lại đưa hối lộ. Chẳng hạn, việc đưa hối lộ của cá nhân là do địa vị kinh tế xã hội (Lê Quang Cảnh, 2018; Nguyen & Le, 2021) hoặc do việc kiểm soát và giám sát tham nhũng bị làm ngơ (Sundstrom, 2019).

Tham nhũng được luận giải theo bốn nhóm lý thuyết. Thứ nhất, tham nhũng như là một hành động hợp lý. Dựa trên tính toán lợi ích và chi phí của tham nhũng, các tổ chức và cá nhân thấy có lợi thì họ sẽ thực hiện hành vi tham nhũng. Đây là nội dung nghiên cứu về tham nhũng khá phổ biến trong học thuật và quản lý thực tiễn. Thứ hai, tham nhũng là một hành vi thể chế bởi thể chế có thể tạo điều kiện cho tham nhũng xảy ra. Các nghiên cứu thuộc nhóm này sử dụng lý thuyết thể chế mới, coi tham nhũng là kết quả của những thực hành thể chế bởi thể chế đó quyết định hành vi tham nhũng (Greenwood & cộng sự, 2017). Thứ ba, tham nhũng được luận giải như chuẩn mực văn hóa. Văn hóa có thể gắn với quốc gia, cộng đồng hay tổ chức và nó cản trở hoặc nuôi dưỡng tham nhũng. Chẳng hạn, văn hóa Guanxi ở Trung Quốc là một dạng quản trị phi chính thức, chi phối hoạt động kinh doanh của doanh nghiệp. Văn hóa tặng quà ở Phương đông là một hoạt động hàng ngày. Tuy nhiên, đối với phương Tây, các hoạt động theo kiểu Guanxi hay tặng quà được coi là những hình thức của tham nhũng và tạo ra chi phí xã hội (Mauro, 1995). Thứ tư, tham nhũng là thất bại đạo đức. Khi phải đối mặt với các tình huống khó xử về mặt đạo đức, cá nhân có thể thực hiện hành vi thiếu liêm chính hoặc tham nhũng cho dù họ biết rõ làm như vậy là sai trái (ví dụ đưa hối lộ để được cấp cứu y tế kịp thời cho người thân). Theo Castro & cộng sự (2020), đạo đức liên quan tới đúng và sai, bổn phận và trách nhiệm, nguyên tắc và giá trị đạo đức, tư cách đạo đức và điều này gắn chặt với giá trị của liêm chính cũng như hành vi liêm chính.

Tóm lại, giải thích việc đưa hối lộ của cá nhân thường gắn với địa vị xã hội, văn hóa và chuẩn mực đạo đức. Những điều này lại gắn chặt với liêm chính bởi hành vi theo chuẩn văn hóa và đạo đức có khi lại vi phạm các giá trị của liêm chính và thúc đẩy hành vi tham nhũng.

2.3. Giáo dục liêm chính và đưa hối lộ

Nhận thức đầy đủ về liêm chính giúp cá nhân hành động một cách trung thực, minh bạch và có trách nhiệm. Các nghiên cứu về liêm chính đều khẳng định liêm chính có thể hình thành từ giáo dục (Cox & cộng sự, 2017; OECD, 2018; Transparency International, 2009). Giáo dục liêm chính giúp nâng cao nhận thức, hiểu được giá trị liêm chính. Nếu giáo dục liêm chính dừng lại ở việc giới thiệu và nâng cao nhận thức của cá nhân về liêm chính thì chỉ giúp hiểu về liêm chính. Tuy nhiên, giữa hiểu/nhận thức và hành vi liêm chính (ví dụ như thực hiện không hối lộ, không tham gia hành vi tham nhũng) lại có khoảng cách. Những tình huống tiến thoái lưỡng nan giữa giá trị đạo đức/văn hóa và liêm chính có thể dẫn tới cá nhân phải lựa chọn thỏa mãn giá trị đạo đức hoặc chuẩn mực văn hóa mà vi phạm liêm chính. Như vậy, giáo dục về liêm chính ở mức độ nhận thức chưa chắc đã làm giảm hành vi vi phạm liêm chính hay tham nhũng.

Ở chiều ngược lại, nâng cao giá trị liêm chính luôn được coi là một công cụ quan trọng để giảm tham nhũng (Pulay, 2014). Khi giá trị liêm chính được nhận thức, áp dụng, và chuyển hóa thành hành vi liêm chính thì hoàn toàn không trùng lặp với thẩm quyền của hoạt động quản lý. Do đó, liêm chính giúp cá nhân và tổ chức giảm hành động tham nhũng (Masyhudi, 2019).

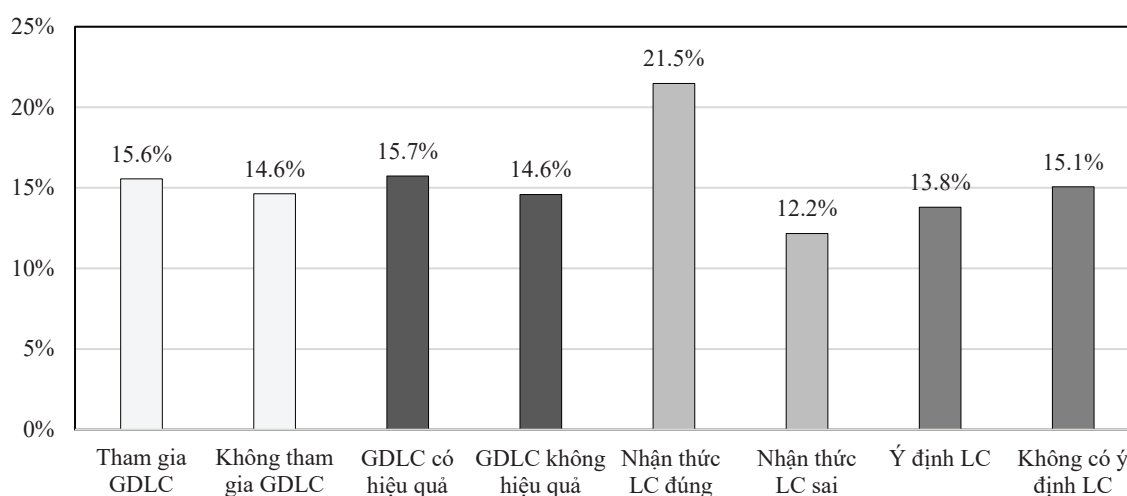
Tổng quan nghiên cứu luận giải tham nhũng từ khía cạnh giáo dục và nhận thức liêm chính là khó tìm trong các nghiên cứu trước, đặc biệt là cho đối tượng thanh niên. Kết quả tổng quan cho thấy có sự không nhất quán giữa vai trò của giáo dục và nhận thức liêm chính với tham nhũng. Đây là vấn đề nghiên cứu cần tiếp tục được làm rõ nhằm phục vụ tốt hơn cho giáo dục liêm chính để hạn chế và phòng ngừa tham nhũng, cũng như có chính sách phòng chống tham nhũng phù hợp với đối tượng thanh niên.

3. Khung phân tích và số liệu

3.1. Mô hình ước lượng

Nghiên cứu này tìm hiểu tác động của giáo dục và nhận thức Liêm chính tới xác suất đưa hối lộ của thanh niên Việt Nam. Đồng thời, nó xem xét liệu tác động của giáo dục Liêm chính tới hành vi đưa hối lộ của thanh niên có khác biệt giữa các địa phương có tham nhũng khác nhau. Transparency International (2009), Cox & cộng sự (2017) và OECD (2018) khẳng định giáo dục Liêm chính giúp nâng cao hành vi Liêm chính và giảm khả năng tham gia những hành vi tham nhũng. Lý thuyết hành vi hợp lý cũng cho rằng nhận thức tốt hơn gắn với hành vi tốt hơn (Fishbein & Ajzen, 1975). Điều đó có thể hiểu là cá nhân có nhận thức về Liêm chính cao hơn thì xác suất tham gia hành vi tham nhũng nhỏ hơn. Tuy nhiên, tham nhũng còn chịu sự tác động của nhiều yếu tố khác như thể chế, giá trị văn hóa và tính toán lợi ích,... chứ không riêng giáo dục và nhận thức về Liêm chính. Điều này làm tăng sự cần thiết để hiểu rõ hơn về giáo dục và nhận thức Liêm chính với tham nhũng trong thực tế. Khung nghiên cứu được mô tả trong Hình 1.

Hình 1: Tỷ lệ thanh niên đưa hối lộ theo giáo dục và nhận thức Liêm chính



Trong nghiên cứu này, đưa hối lộ được đo bằng biến nhị phân nên mô hình Probit được sử dụng để ước lượng tác động của giáo dục và nhận thức Liêm chính tới xác suất đưa hối lộ của thanh niên.

$$Prob(Y=1|Edu, Per, X, Z) = \Phi(\alpha + \beta_1 Edu + \beta_2 Per + X\gamma + Z\theta + \varepsilon) \quad (1)$$

Trong đó, Y là biến phụ thuộc phản ánh có đưa hối lộ khi tiếp cận các dịch vụ công hay không; Φ là hàm phân phối xác suất tích lũy (CDF); Edu là giáo dục về Liêm chính; Per là cảm nhận về Liêm chính; X là véc tơ các biến đại diện cho thể chế địa phương; Z là véc tơ các biến thể hiện đặc điểm cá nhân; và ε là sai số ngẫu nhiên.

Biến phụ thuộc đo lường hành vi tham nhũng được thu thập thông qua hỏi thanh niên về sử dụng sáu dịch vụ công trong 12 tháng qua. Các dịch vụ này bao gồm: xin cấp giấy phép, xin học và nâng điểm, sử dụng dịch vụ y tế, làm việc với cảnh sát, tuyển dụng và bổ nhiệm, và đấu thầu. Biến này nhận giá trị 1 nếu thanh niên trả chi phí không chính thức và nhận giá trị 0 nếu không trả chi phí không chính thức. Các biến sử dụng trong mô hình được định nghĩa và đo lường trong Bảng 1.

Dựa trên kết quả ước lượng từ mô hình Probit, nghiên cứu tính toán ảnh hưởng biên nhằm xác định tác động của nhận thức và giáo dục Liêm chính tới xác suất đưa hối lộ của thanh niên. Ảnh hưởng biên trong công thức (2) phản ánh sự thay đổi của xác suất chuyển từ không đưa hối lộ sang đưa hối lộ của thanh niên khi X thay đổi từ giá trị trung bình. Ảnh hưởng biên của biến độc lập X được tính như sau:

$$\frac{\partial Prob(Y)}{\partial X} = \frac{\partial \Phi(\alpha + \beta_1 Edu + \beta_2 Per + X\gamma + Z\theta + \varepsilon)}{\partial X} \times \gamma \quad (2)$$

Cùng với kết quả ước lượng, nghiên cứu đã phỏng vấn 12 thanh niên trong độ tuổi từ 15 đến 30, ở các địa phương khác nhau, để tìm hiểu thêm về những nội dung “giáo dục Liêm chính”, nhận thức về Liêm chính,... nhằm cung cấp thêm dữ liệu cho luận giải kết quả nghiên cứu. Dữ liệu được phân tích và sử dụng lồng ghép

Bảng 1: Định nghĩa và đo lường các biến trong mô hình ước lượng thực nghiệm

Tên biến	Định nghĩa	Đo lường	Nguồn số liệu
Giới tính	Giới tính của thanh niên	Đây là biến giả, nhận giá trị là 1 là nam và 0 là nữ	YIS
Tốt nghiệp Trung học phổ thông	Nhóm thanh niên có trình độ trung học phổ thông	Biến này nhận giá trị là 1 nếu người khảo sát có bằng tốt nghiệp trung học phổ thông và bằng 0 nếu có trình độ khác.	YIS
Tốt nghiệp Đại học và cao hơn	Nhóm thanh niên có trình độ đại học và sau đại học	Biến này nhận giá trị là 1 nếu người khảo sát có bằng tốt nghiệp đại học/hoặc cao hơn và bằng 0 nếu có trình độ khác.	YIS
Thành thị	Thanh niên ở thành thị	Biến giả nhận giá trị là 1 nếu người khảo sát là thanh niên thành thị và bằng 0 nếu ở khu vực khác.	YIS
Thu nhập cao hơn trung bình	Thu nhập do thanh niên tự đánh giá	Biến nhận giá trị là 1 nếu thanh niên tự nhận thu nhập của mình cao hơn trung bình và bằng 0 nếu là trung bình hoặc thấp hơn.	YIS
Tham gia giáo dục liên chính	Thanh niên có tham gia các chương trình giáo dục liên chính trong hai năm qua	Biến nhận giá trị là 1 nếu thanh niên có tham gia bất cứ một chương trình giáo dục liên chính và 0 nếu không tham gia.	YIS
Hiệu quả giáo dục liên chính	Hiệu quả được đo bằng cách hỏi chương trình giáo dục có giúp ích trong thay đổi nhận thức và hành vi liên chính	Biến nhận giá trị là 1 nếu người khảo sát trả lời có và bằng 0 nếu trả lời không	YIS
Biết các quy định liên chính	Hỏi về nhận thức của thanh niên nếu họ biết các quy định liên quan tới liên chính	Biến nhận giá trị là 1 khi người trả lời biết một trong các quy định liên quan và bằng 0 nếu không biết.	YIS
Nhận thức về liên chính	Phản ánh nhận thức của thanh niên về các tình huống liên quan tới liên chính	Biến nhận giá trị là 1 nếu họ nhận thức đúng giá trị liên chính và bằng 0 nếu nhận thức không đúng.	YIS
Ý định hành vi liên chính	Phản ánh ý định hành vi về các tình huống liên chính giả định.	Biến nhận giá trị là 1 nếu họ có ý định thực hiện hành vi liên chính và bằng 0 nếu không có ý định hành vi liên chính trong các tình huống đưa ra.	YIS
Mình bạch	Mình bạch phản ánh khả năng tiếp cận thông tin cần thiết của người dân trên địa bàn tỉnh.	Biến này được chuẩn hóa nằm trong khoảng từ 0 đến 10. Chỉ số này càng cao (gần 10) phản ánh mức độ mình bạch càng cao.	PAPI
Kiểm soát tham nhũng	Phản ánh nỗ lực và quyết tâm chống tham nhũng của địa phương.	Biến này được chuẩn hóa nằm trong khoảng từ 0 đến 10, với 10 là mức độ kiểm soát tham nhũng cao nhất hay mức tham nhũng là thấp nhất.	PAPI
Không chấp nhận tham nhũng	Phản ánh thái độ của thanh niên với tham nhũng.	Đây là biến giả nhận giá trị là 1 khi không chấp nhận đưa hối lộ và bằng 0 nếu chấp nhận đưa hối lộ.	YIS

nhằm luận giải kết quả nghiên cứu.

3.2. Số liệu

Số liệu được trích từ Khảo sát YIS do Tổ chức Hướng tới Minh bạch Việt Nam (TT) thực hiện năm 2021. Khảo sát tiến hành chọn mẫu ngẫu nhiên thanh niên trong độ tuổi 15 đến 30 từ 17 tỉnh thành trong cả nước¹. Tổng số thanh niên được khảo sát là 1272 người thông qua phỏng vấn trực tiếp, trong đó nữ chiếm 49,8%. Thanh niên tham gia khảo sát có độ tuổi trung bình 22,8, trong đó 29,3% chưa tốt nghiệp Trung học Phổ thông, 54,1% đã tốt nghiệp Trung học Phổ Thông và 16,6% đã tốt nghiệp đại học và cao hơn. Số thanh niên ở khu vực đô thị và nông thôn là đều nhau và mỗi nhóm chiếm 50%.

Câu hỏi liên quan tới nhận thức Liêm chính và ý định hành vi Liêm chính được xây dựng dựa trên câu hỏi phát triển bởi TI cho khảo sát về Liêm chính ở các nước khu vực Châu Á Thái Bình Dương. Hành vi Liêm chính (đưa hối lộ) được thu thập dựa trên các câu hỏi trong các khảo sát PAPI và YIS khi hỏi thanh niên có tham gia vào sáu dịch vụ công và trả chi phí không chính thức. Các câu hỏi liên quan tới giáo dục Liêm chính liên quan tới thanh niên có tham gia khóa học về Liêm chính, mức độ phù hợp và hiệu quả của khóa học trong vòng hai năm qua. Kết quả khảo sát cho thấy nhận thức về Liêm chính đối với các tình huống đúng hoặc sai là rất cao, đạt trung bình 97%, tuy nhiên với các tình huống phải lựa chọn giữa giá trị đạo đức/chuẩn văn hóa với Liêm chính thì tỷ lệ Liêm chính đạt ở mức trung bình 45% (Towards Transparency, 2021). Ý định hành vi Liêm chính của thanh niên ở mức khá cao đạt 76%, nhưng tỷ lệ đưa hối lộ là 34,5%. Có 27,8% thanh niên trong mẫu khảo sát có tham gia các khóa giáo dục Liêm chính, và tỷ lệ cho rằng chương trình giáo dục Liêm chính có hiệu quả đạt 27,4% (Towards Transparency, 2021).

Ngoài ra, mô hình còn có các biến kiểm soát cho đặc điểm cá nhân, chất lượng quản trị địa phương và khả năng chấp nhận tham nhũng của thanh niên. Mức độ chấp nhận tham nhũng của thanh niên được coi là một biến phản ánh thái độ của người dân với tham nhũng trong cộng đồng mà cá nhân đang sinh sống. Thống kê các biến sử dụng được trình bày trong Bảng 2.

Bảng 2: Thống kê cơ bản của các biến trong mô hình ước lượng thực nghiệm

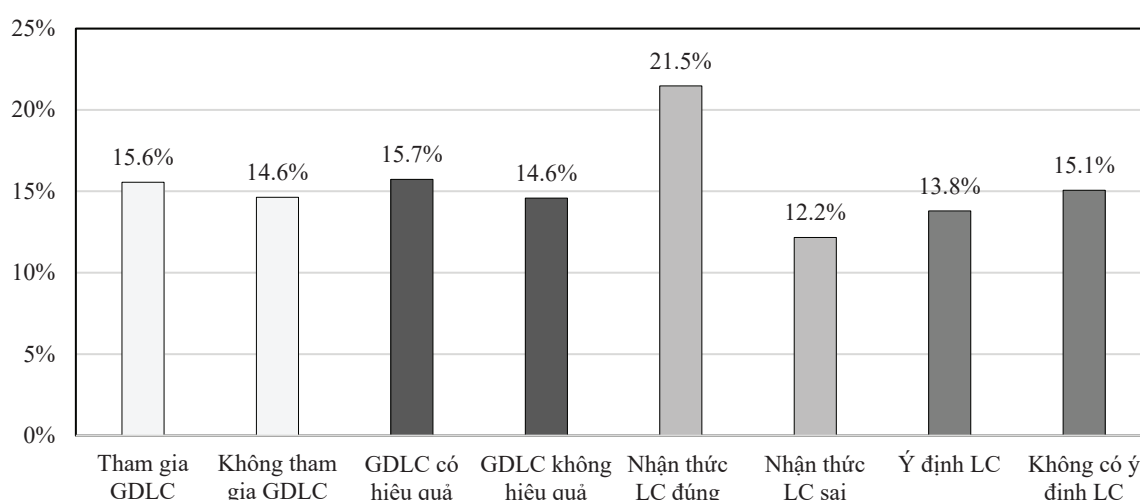
	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	Lớn nhất
Giới tính nam	0,5024	0,5002	0	1
Chưa tốt nghiệp trung học phổ thông (%)	29,3			
Tốt nghiệp trung học phổ thông (%)	54,1			
Tốt nghiệp Đại học và cao hơn (%)	16,4			
Thành thị	0,5008	0,5002	0	1
Thu nhập cao hơn trung bình	0,3428	0,4748	0	1
Tham gia giáo dục Liêm chính	0,2783	0,4483	0	1
Hiệu quả giáo dục Liêm chính	0,2736	0,4460	0	1
Biết các quy định Liêm chính	0,0464	0,2104	0	1
Nhận thức về Liêm chính	0,2838	0,4510	0	1
Ý định hành vi Liêm chính	0,1572	0,3642	0	1
Minh bạch	5,3608	0,3885	4,69	6,32
Kiểm soát tham nhũng	6,8255	0,4405	5,72	7,63
Không chấp nhận tham nhũng	0,9104	0,2858	0	1

4. Kết quả ước lượng thực nghiệm

Kết quả khảo sát cho thấy có mối liên hệ giữa giáo dục, nhận thức Liêm chính và đưa hối lộ của thanh niên. Thanh niên có nhận thức đúng về Liêm chính có tỷ lệ đưa hối lộ cao hơn nhóm không nhận thức đúng. Như vậy, việc đưa hối lộ của thanh niên chưa chắc là vấn đề nhận thức. Kết quả này tương tự cho nhóm thanh niên tham gia các chương trình giáo dục Liêm chính và nhóm thanh niên cho rằng chương trình giáo dục Liêm chính có hiệu quả lại có tỷ lệ đưa hối lộ cao hơn. Tuy nhiên, nhóm thanh niên đã hình thành ý định thực hiện hành vi Liêm chính có tỷ lệ đưa hối lộ thấp hơn đáng kể (xem Hình 2).

Nghiên cứu cũng thực hiện kiểm định dựa trên mô hình ước lượng Probit. Trước hết, nghiên cứu thực hiện kiểm định đa cộng tuyến thông qua việc tính toán Ma trận tương quan Pearson. Kết quả kiểm định trình

Hình 2: Tỷ lệ thanh niên đưa hồi lộ theo giáo dục và nhận thức liên chính



bày trong Bảng 3 cho thấy biến đo lường “giáo dục liên chính” và “hiệu quả giáo dục liên chính” có tương quan cao (0,9983). Chính vì vậy, hai biến này được sử dụng riêng ở hai mô hình khác nhau phản ánh “giáo dục liên chính”.

Bảng 3 : Kết quả kiểm định đa cộng tuyến trong các biến độc lập

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
(1) Giới tính	1.0000												
(2) Trung học phổ thông	0.0043	1.0000											
(3) Đại học trở lên	-0.0507	-0.4840	1.0000										
(4) Thành thị	-0.0283	-0.0017	0.0479	1.0000									
(5) Thu nhập trên trung bình	0.0132	-0.0393	0.1544	-0.1204	1.0000								
(6) Giáo dục liên chính	-0.0099	-0.0404	0.0768	0.1218	-0.0419	1.0000							
(7) Hiệu quả giáo dục liên chính	-0.0064	-0.0433	0.0819	0.1119	-0.0382	0.9883	1.0000						
(8) Biết quy định	0.0550	0.0157	0.0122	-0.0116	0.0140	0.1049	0.0994	1.0000					
(9) Nhận thức liên chính	-0.0082	-0.0499	0.0521	-0.0237	0.0891	0.0449	0.0518	-0.0310	1.0000				
(10) Ý định hành vi liên chính	-0.0107	-0.0484	0.0454	0.0339	-0.0298	-0.0273	-0.0325	0.0177	-0.0324	1.0000			
(11) Minh bạch	-0.0049	0.1774	-0.0776	0.0010	-0.1756	-0.0734	-0.0691	-0.0530	-0.0703	-0.0076	1.0000		
(12) Kiểm soát tham nhũng	-0.0020	-0.0354	-0.0733	-0.0067	-0.1243	-0.0383	-0.0358	-0.0371	-0.0586	-0.0322	0.3676	1.0000	
(13) Không chấp nhận tham nhũng	0.0290	0.0754	0.0289	-0.0160	-0.0518	0.0597	0.0629	0.0038	-0.1016	-0.0535	0.0937	0.0513	1.0000

Bảng 4 trình bày ảnh hưởng biên của giáo dục và nhận thức liên chính tới xác suất đưa hồi lộ của thanh niên Việt Nam. Mô hình 1 là mô hình cơ sở phản ánh tác động của giáo dục và nhận thức liên chính tới tham nhũng, trong khi Mô hình 2 đưa thêm tác động điều tiết của “kiểm soát tham nhũng” ở các địa phương. Mô hình 3 thay biến giáo dục liên chính bằng biến “hiệu quả giáo dục liên chính” và Mô hình 4 đưa thêm biến tương tác của “hiệu quả giáo dục liên chính” với kiểm soát tham nhũng ở địa phương. Việc thay các biến khác nhau phản ánh giáo dục liên chính nhằm tránh hiện tượng đa cộng tuyến như đã phát hiện ở phần trên, đồng thời cung cấp bằng chứng về tính vững của kết quả ước lượng. Thêm vào đó, các mô hình ước lượng trên đều được thực hiện với tùy chọn robust nhằm điều chỉnh độ lệch chuẩn của tham số ước lượng nhằm kiểm tra tính vững của kết quả ước lượng.

Kết quả ước lượng cho thấy thanh niên tham gia các chương trình “giáo dục liên chính” là những người có xác suất đưa hồi lộ cao hơn. Kết quả này ngược với các dự đoán ban đầu rằng giáo dục liên chính giúp tạo lập giá trị liên chính (Cox & cộng sự, 2017; Transparency International, 2009) và tới lượt nó liên chính sẽ cản trở hành vi tham nhũng. Tuy nhiên, kết quả phỏng vấn thấy rằng hầu hết những người tham gia các khóa học liên chính là do cơ quan tuyển dụng cử khi mới được tuyển dụng. Các khóa học này lồng ghép nội dung về liên chính chứ không phải mục tiêu là nâng cao giá trị liên chính. Nội dung đào tạo về liên chính ở các trường học, doanh nghiệp hay tổ chức mang nặng tính lý thuyết, thiếu những tình huống thực tiễn hay những tình huống liên chính có thể vi phạm giá trị đạo đức/văn hóa. Đặc biệt, những người tham gia khóa học này đã phải chứng kiến hoặc đã trải nghiệm các hành vi tham nhũng. Kết quả là thanh niên tham gia chương trình giáo dục liên chính có xác suất đưa hồi lộ cao hơn nhóm không tham gia.

Bảng 4: Kết quả ước lượng thực nghiệm

	Mô hình 1	Mô hình 2	Mô hình 3	Mô hình 4
Giới tính nam	0.223*** (0.0221)	0.220*** (0.0222)	0.223*** (0.0221)	0.220*** (0.0222)
Tốt nghiệp trung học phổ thông	0.333*** (0.0281)	0.331*** (0.0281)	0.333*** (0.0281)	0.331*** (0.0281)
Tốt nghiệp đại học và cao hơn	0.649*** (0.0342)	0.652*** (0.0342)	0.648*** (0.0342)	0.651*** (0.0342)
Thành thị	0.128*** (0.0228)	0.133*** (0.0228)	0.127*** (0.0228)	0.132*** (0.0228)
Thu nhập cao hơn trung bình	0.191*** (0.0231)	0.188*** (0.0231)	0.192*** (0.0231)	0.189*** (0.0231)
Tham gia giáo dục liên chính (X1)	0.0209 (0.0252)	-1.348*** (0.3960)		
Biết quy định liên chính	0.252*** (0.0499)	0.261*** (0.0499)	0.251*** (0.0498)	0.257*** (0.0498)
Nhận thức liên chính	0.350*** (0.0231)	0.347*** (0.0231)	0.349*** (0.0231)	0.347*** (0.0231)
Ý định hành vi liên chính	-0.0843*** (0.0315)	-0.0848*** (0.0315)	-0.0838*** (0.0315)	-0.0850*** (0.0315)
Minh bạch	0.476*** (0.0342)	0.478*** (0.0342)	0.477*** (0.0342)	0.479*** (0.0342)
Kiểm soát tham nhũng (Z)	-0.471*** (0.0293)	-0.525*** (0.0333)	-0.471*** (0.0293)	-0.520*** (0.0332)
Không chấp nhận tham nhũng	-0.454*** (0.0351)	-0.451*** (0.0352)	-0.455*** (0.0351)	-0.452*** (0.0351)
X1*Z		-0.203*** (0.0585)		
Hiệu quả giáo dục liên chính (X2)			0.053** (0.0252)	-1.217*** (0.3980)
X2*Z				-0.185*** (0.0588)
Hệ số cắt	-0.683*** (0.2060)	-0.33 (0.2300)	-0.686*** (0.2060)	-0.368 (0.2290)
Số quan sát	1253	1253	1253	1253
Pseudo R-sq	0.079	0.079	0.079	0.079

Ghi chú: Ký hiệu *, ** và *** thể hiện mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%. Giá trị độ lệch chuẩn được ghi trong dấu ngoặc đơn.

Nhận thức đúng về liên chính không giúp giảm tham nhũng, nhưng ý định hành vi liên chính làm giảm xác suất tham gia tham nhũng. Kết quả ước lượng cho thấy người có nhận thức tốt hơn về liên chính (biết về quy định liên chính, có nhận thức đúng về các tình huống liên chính) có xác suất đưa hối lộ cao hơn. Điều này ngược lại với kết quả nghiên cứu cho người dân nói chung ở Indonesia (Rosmi, 2020), nhưng lại tương đồng với kết quả nghiên cứu mô tả của Transparency (2019) và Towards Transparency (2021) cho nhóm thanh niên ở Việt Nam. Giữa nhận thức và thực hành liên chính còn có khoảng cách và vấn đề đặt ra là chính sách cần hướng tới giảm khoảng cách này. Thanh niên có ý định hành vi liên chính gắn với xác suất đưa hối lộ thấp hơn. Nếu nhận thức liên chính được chuyển hóa thành ý định hành vi thì tăng xác suất thực

hiện hành vi Liêm chính và làm giảm xác suất tham nhũng. Kết quả này gợi ý rằng giáo dục Liêm chính nên tập trung vào chuyển hóa từ nhận thức sang ý định hành vi và tăng năng lực thực hiện hành vi Liêm chính chứ không chỉ dừng lại ở việc nâng cao nhận thức cho thanh niên.

Nghiên cứu tiếp tục xem xét liệu tác động của giáo dục Liêm chính tới đưa hối lộ có khác biệt giữa cá nhân ở các địa phương có kiểm soát tham nhũng khác nhau. Kết quả ước lượng cho thấy kiểm soát tham nhũng của các địa phương có ý nghĩa trong tác động của giáo dục Liêm chính tới tham nhũng. Cụ thể, các địa phương có kiểm soát tham nhũng tốt hơn giúp giảm tác động của giáo dục Liêm chính tới xác suất đưa hối lộ của thanh niên (kết quả thể hiện ở Mô hình 2 và 4). Nói cách khác đi, ở những địa phương kiểm soát tham nhũng tốt hơn, giáo dục Liêm chính giúp làm giảm xác suất đưa hối lộ của thanh niên. Kết quả này đúng cho cả hai trường hợp sử dụng biến “tham gia giáo dục Liêm chính” trong Mô hình 2 và biến “hiệu quả giáo dục Liêm chính” trong Mô hình 4. Kết quả này có thể coi là một minh chứng cho tính vững của kết quả ước lượng.

Ngoài ra, các biến kiểm soát cho đặc điểm cá nhân đều có tác động tới xác suất đưa hối lộ của thanh niên đúng như kỳ vọng. Tuy nhiên, ở các địa phương minh bạch hơn thì thanh niên lại có xác suất đưa hối lộ cao hơn. Kết quả này ngược với kỳ vọng nhưng lại tương đồng với kết quả ước lượng thực nghiệm trong các nghiên cứu trước đây ở Việt Nam (Lê Quang Cảnh, 2018; Le & cộng sự, 2021; Nguyen & Le, 2021; Tran & cộng sự, 2016). Các nghiên cứu tiếp theo nên chú ý khai thác khía cạnh minh bạch trong mối quan hệ với tham nhũng thông qua việc cập nhật thêm số liệu hoặc gợi ý cách tính chỉ số minh bạch cho sát với thực tế và bối cảnh Việt Nam.

5. Thảo luận và khuyến nghị

Phòng chống tham nhũng là yếu tố quan trọng xây dựng một thể chế thúc đẩy tăng trưởng và đảm bảo phát triển bền vững. Liêm chính trong thanh niên là cần thiết để thúc đẩy thể chế không có hoặc ít tham nhũng hoặc không chấp nhận tham nhũng trong tương lai. Nâng cao thực hành hành vi Liêm chính là nhiệm vụ đặt ra cho thanh niên.

Nghiên cứu đã có những kết quả quan trọng bao gồm: (i) Thanh niên tham gia các chương trình “giáo dục Liêm chính” gắn với xác suất đưa hối lộ cao hơn; (ii) Thanh niên có nhận thức tốt hơn về Liêm chính có xác suất đưa hối lộ cao hơn, nhưng thanh niên có ý định hành vi Liêm chính có xác suất đưa hối lộ thấp hơn; (iii) Địa phương kiểm soát tham nhũng tốt hơn làm giảm tác động của giáo dục Liêm chính tới việc đưa hối lộ của thanh niên. Kết quả này cho thấy có khoảng cách từ chương trình giáo dục Liêm chính, nhận thức Liêm chính tới hành vi tham nhũng của thanh niên. Kết quả ước lượng thực nghiệm này mang lại một số gợi ý cho việc thực hiện giáo dục Liêm chính trong thanh niên để hướng tới giảm tham nhũng trong bối cảnh Việt Nam.

- Thứ nhất, giáo dục Liêm chính cần đi vào thực chất, hướng tới nâng cao năng lực thực hiện hành vi Liêm chính hơn là dừng lại ở việc nâng cao nhận thức. Những gợi ý từ nghiên cứu cho thấy, chương trình giáo dục Liêm chính nên cung cấp các tình huống thực tiễn, kể cả các tình huống đạo đức và văn hóa và ở đó thực hiện Liêm chính có thể dẫn tới vi phạm giá trị đạo đức và văn hóa để người học lựa chọn. Đồng thời, các chương trình nên hướng tới cung cấp giải pháp phù hợp (hoặc chấp nhận được) cho các tình huống “tiền thoái lưỡng nan” đó.

- Thứ hai, giáo dục Liêm chính tập trung vào nâng cao ý định hành vi Liêm chính. Kết quả ước lượng cho thấy nếu nâng cao ý định hành vi Liêm chính giúp giảm xác suất tham gia hành vi tham nhũng. Điều này ngụ ý rằng, các chương trình giáo dục Liêm chính cho thanh niên nên được thiết kế với các tình huống thúc đẩy hành vi Liêm chính hơn là nâng cao nhận thức Liêm chính.

- Thứ ba, các địa phương cần nỗ lực nâng cao chỉ số kiểm soát tham nhũng. Khi chỉ số kiểm soát tham nhũng được nâng cao, một mặt giúp kiểm soát hành vi tham nhũng, nhưng mặt khác giúp phát huy vai trò của giáo dục Liêm chính trong việc hạn chế xác suất đưa hối lộ của thanh niên.

Ghi chú:

1. Các tỉnh tham gia khảo sát bao gồm: Thái Nguyên, Điện Biên, Hà Nội, Hải Phòng, Nam Định, Thanh Hóa, Nghệ An, Quảng Ngãi, Đà Nẵng, Gia Lai, Lâm Đồng, Đồng Nai, Hồ Chí Minh, Bình Dương, An Giang, Cần Thơ và Long An.

Tài liệu tham khảo

- Campos, J.E., Lien, D. & Pradhan, S. (1999), 'The impact of corruption on investment: Predictability matters', *World Development*, 27(6), 1059-1067.
- Castro, A., Phillips, N. & Ansari, S. (2020), 'Corporate corruption: a review and research agenda', *Academy of Management Annals*, 14(2), 935-968.
- Cox, D., Caze, M.L. & Levine, M. (2017), 'Integrity', In E.N.Z. (Ed.), *The Stanford Encyclopedia of Philosophy*, Center for the Study of Language and Information.
- Fishbein, M. & Ajzen, I. (1975), *Belief, attitude, intention, and behavior: An introduction to theory and research*, Addison-Wesley, MA.
- Gray, C.W. & Kaufmann, D. (1998), 'Corruption and Development', *Finance and Development*, 84(4), 833-850.
- Greenwood, R., Oliver, C., Lawrence, T.B. & Meyer, R.E. (2017), *The Sage handbook of organizational institutionalism*, Sage.
- Gründler, K. & Potrafke, N. (2019), 'Corruption and economic growth: New empirical evidence', ifo Working Paper, No. 309.
- Lan, T. & Hong, Y. (2017), 'Norm, gender, and bribe-giving: Insights from a behavioral game', *PloS one*, 12(12), DOI:10.1371/journal.pone.0189995.
- Le, Q.C., & Do, T.N. (2021), 'Sub-national governance quality and economic growth: A cross-regional study in Vietnam', *Global Business and Economics Review*, 24(3), 279-295.
- Le, Q.C., Nguyen, T.P.T. & Do, T.N. (2021), 'State ownership, quality of sub-national governance, and total factor productivity of firms in Vietnam', *Post-Communist Economies*, 33(1), 133-146.
- Lê Quang Cảnh (2018), 'Vị thế xã hội, văn hóa và hủi lộ của người dân Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế & Phát triển*, 252, 2-10.
- Masyhudi, M. (2019), 'Building an integrity system for corruption eradication in the Indonesian criminal justice system', *Jurnal Hukum Ius Quia Iustum*, 26(1), 44-66.
- Mauro, P. (1995), 'Corruption and growth', *Quarterly Journal of Economics*, 110(3), 681-712.
- Nguyen, P.A., & Le, Q.C. (2021), 'Socioeconomic status, norms and bribe-giving behaviors among citizens of Vietnam', *International Journal of Public Administration*, (forthcoming). DOI:10.1080/01900692.2021.1925909.
- OECD (2018), *Education for public integrity: Teaching on anti-corruption, values and the Rule of Law*, OECD.
- Pulay, G. (2014), 'Preventing corruption by strengthening organisational integrity', *Public Finance Quarterly*, 59(2), 133-148.
- Rosmi, R. (2020), 'The importance of integrity values as corruption prevention measures', *Test Engineering Management*, 83(March-April), 12043 - 12054.
- Rothstein, B. & Uslaner, E.M. (2005), 'All for all: Equality, corruption, and social trust', *World Politics*, 58(1), 41-72.
- Sundstrom, A. (2019), 'Why do people pay bribes? A survey experiment with resource users', *Social Science Quarterly*, 100(3), 725-735.
- Towards Transparency (2021), *2021 Vietnam youth integrity survey: Supporting values and practices of integrity young Vietnamese*, Forthcoming.
- Tran, T.Q., Vu, H.V., Doan, T.T. & Tran, D.-H. (2016), 'Corruption, provincial institutions and manufacturing firm productivity: New evidence from a transitional economy', *Estudios de Economía*, 43(2), 199-215.
- Transparency International (2009), *The anti-corruption plain language guide*, Retrieved on December 1st, 2022, from <<https://www.transparency.org/en/publications/the-anti-corruption-plain-language-guide#>>.
- Transparency International (2014), *Asia Pacific youth: integrity in crisis*, Retrieved on December 1st, 2022, from <<https://www.transparency.org/en/publications/asia-pacific-youth-integrity-in-crisis>>.
- Treisman, D. (2007), 'What have we learned about the causes of corruption from ten years of cross-national empirical research?', *Annual Review of Political Science*, 10, 211-244.
- Ugur, M. (2014), 'Corruption's direct effects on per-capita income growth: A meta-analysis', *Journal of Economic Surveys*, 28(3), 472-490.
- United Nations (2004), *The Global Programme Against Corruption UN Anti-Corruption Toolkit*, Retrieved on December 1st, 2022, from <https://www.unodc.org/documents/corruption/Toolkit_ed2.pdf>.

ẢNH HƯỞNG CỦA Ý KIẾN KIỂM TOÁN TỚI GIÁ CỔ PHIẾU CỦA CÁC DOANH NGHIỆP XÂY DỰNG VÀ BẤT ĐỘNG SẢN Ở VIỆT NAM

Đoàn Thanh Nga

Viện Kế toán – Kiểm toán, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: doanthanhnga@neu.edu.vn

Mã bài: JED-598

Ngày nhận: 26/03/2022

Ngày nhận bản sửa: 14/04/2022

Ngày duyệt đăng: 29/04/2022

Tóm tắt

Mục đích của nghiên cứu là để đánh giá tác động của ý kiến kiểm toán lên giá cổ phiếu. Nghiên cứu được thực hiện với 178 công ty trong ngành xây dựng và bất động sản được niêm yết trên Sàn giao dịch chứng khoán Hà Nội (HNX) và Sàn giao dịch chứng khoán Hồ Chí Minh (HOSE) từ năm 2015 đến năm 2019, tương ứng với 778 quan sát (sau khi loại bỏ những quan sát không đầy đủ dữ liệu). Tác giả sử dụng mô hình hồi quy OLS với tổng thể mẫu và phương pháp hồi quy theo từng năm nhằm xem xét liệu phản ứng của thị trường đối với ý kiến kiểm toán điều chỉnh có thay đổi theo thời gian. Nghiên cứu đã chỉ ra rằng ý kiến kiểm toán có điều chỉnh có tác động ngược chiều đối với giá cổ phiếu của các công ty xây dựng và bất động sản trên hai sàn chứng khoán lớn tại Việt Nam. Tuy nhiên, các nhà đầu tư và thị trường không cho thấy phản ứng tiêu cực đối với ý kiến kiểm toán có điều chỉnh cho tới năm thứ tư nhận được thông tin về ý kiến kiểm toán điều chỉnh đối với tình hình tài chính của công ty. Nghiên cứu góp phần giúp các bên liên quan như các nhà đầu tư và doanh nghiệp sử dụng ý kiến kiểm toán để đưa ra các quyết định phù hợp.

Từ khóa: Báo cáo kiểm toán, giá cổ phiếu, ý kiến kiểm toán, Việt Nam.

Mã JEL: M40, M42

Impact of audit opinion on stock prices of construction and real estate enterprises in Vietnam

Abstract

The purpose of the study is to evaluate the impact of audit opinion on stock prices. The study was conducted with 178 companies in the Construction and Real Estate industries listed on the Hanoi Stock Exchange (HNX) and the Ho Chi Minh Stock Exchange (HOSE) for the period from 2015 to 2019, corresponds to 778 observations (after excluding those with incomplete data). The author uses an OLS regression model with the whole population and an annual regression method to examine whether the market's response to the qualified audit opinion changes over time. Research has shown that the qualified audit opinion has a negative impact on the stock prices of construction and real estate companies on two major stock exchanges in Vietnam. However, investors and the market did not show a negative reaction to the qualified audit opinion until the fourth year of receiving information about the qualified audit opinion on the financial statements of the company. Research helps stakeholders such as investors and businesses use audit opinions to make appropriate decisions.

Keywords: Audit opinion, audit report, stock prices, Vietnam.

JEL Codes: M40, M42

1. Giới thiệu

Một trong những yếu tố quan trọng nhất tạo nên sự khác biệt giữa các báo cáo kiểm toán của các doanh nghiệp chính là ý kiến của kiểm toán viên đưa ra dựa trên những bằng chứng đã thu thập được. Kiểm toán viên có thể phát hành ý kiến kiểm toán dưới dạng ý kiến chấp nhận toàn phần (trong trường hợp báo cáo tài chính của doanh nghiệp trung thực và hợp lý dựa trên các khía cạnh trọng yếu) hoặc ý kiến kiểm toán có điều chỉnh (được đưa ra trong trường hợp báo cáo tài chính có sai phạm trọng yếu hoặc kiểm toán viên bị giới hạn phạm vi kiểm toán và không thu thập được đầy đủ bằng chứng có liên quan tới vấn đề được xem là ảnh hưởng trọng yếu tới báo cáo tài chính). Ý kiến kiểm toán, đặc biệt là loại ý kiến kiểm toán có điều chỉnh có ảnh hưởng tới quyết định của người sử dụng thông tin trên báo cáo tài chính của các doanh nghiệp (Arens & cộng sự, 2016). Đặc biệt đối với các nhà đầu tư tham gia thị trường chứng khoán, những thông tin tài chính của doanh nghiệp được kiểm toán bởi các hãng kiểm toán được cho là hữu dụng khi nó tạo ra sự khác biệt trong việc đưa ra quyết định về đầu tư và ảnh hưởng tới giá cổ phiếu.

Trong những năm gần đây, đề tài nghiên cứu về các nhân tố tác động đến giá cổ phiếu là một trong những đề tài nhận được sự quan tâm đặc biệt từ các nghiên cứu của các quốc gia khác nhau trên thế giới. Một trong những nhân tố nhận được sự quan tâm đó là ảnh hưởng của ý kiến kiểm toán có điều chỉnh tới giá cổ phiếu. Tuy nhiên, các nghiên cứu đưa ra các kết luận không thống nhất về tác động của ý kiến kiểm toán có điều chỉnh tới giá cổ phiếu của các doanh nghiệp. Một số nghiên cứu (Anvarkhatibi & cộng sự, 2012; Tahinakis & cộng sự, 2010; Tanui, 2010; Prasetyo & Rini, 2014) đã chỉ ra rằng không có mối quan hệ đáng kể giữa ý kiến kiểm toán và giá cổ phiếu. Trong khi đó, một số nghiên cứu khác (Hoti & cộng sự, 2012; Rena & cộng sự, 2016; Robu & Robu, 2015) lại cho rằng ý kiến kiểm toán (cụ thể là loại ý kiến kiểm toán có điều chỉnh) có ảnh hưởng đáng kể tới quyết định của nhà đầu tư thể hiện qua giá cổ phiếu của các doanh nghiệp. Chính vì thế, cần thiết phải có thêm các nghiên cứu về nội dung này để xác định được mức độ ảnh hưởng của ý kiến kiểm toán có điều chỉnh tới giá cổ phiếu của các doanh nghiệp, đặc biệt là nghiên cứu tại Việt Nam trong ngành xây dựng và bất động sản. Lĩnh vực xây dựng và bất động sản luôn thu hút sự quan tâm của các nhà đầu tư, đặc biệt là đầu tư nước ngoài. Đây cũng là ngành đóng vai trò then chốt trong việc tăng cường quan hệ hợp tác giữa các ngành và nhiều lĩnh vực như ngân hàng, công nghiệp, từ đó nâng cao trình độ xã hội hóa trong sản xuất kinh doanh.

Bài báo này sẽ thực hiện nghiên cứu về sự tác động của ý kiến kiểm toán có điều chỉnh tới giá cổ phiếu của các doanh nghiệp xây dựng và bất động sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam để có được bằng chứng thực chứng đến từ một nền kinh tế mới nổi.

2. Tổng quan nghiên cứu và xây dựng giả thuyết nghiên cứu

Trên thế giới, đã có nhiều học giả quan tâm và thực hiện nghiên cứu về chủ đề tác động của ý kiến kiểm toán có điều chỉnh tới giá cổ phiếu. Theo Al-Thuneibat & cộng sự (2008) và Ianniello & Galloppo (2015), nghiên cứu về chủ đề này có thể được phân loại theo hai hướng chính:

(1) Nghiên cứu thực nghiệm: hướng nghiên cứu này xem xét phản ứng của những người ra quyết định, chẳng hạn như cán bộ cho vay hay chuyên gia phân tích tài chính đối với sự thay đổi của các loại ý kiến kiểm toán theo từng năm.

(2) Nghiên cứu dựa vào thị trường: hướng nghiên cứu này nhằm nắm bắt phản ứng của thị trường chứng khoán xung quanh việc công bố thông tin của báo cáo tài chính được kiểm toán.

Với hướng nghiên cứu đầu tiên - nghiên cứu thực nghiệm, Rena & cộng sự (2016) cho rằng phần lớn các nghiên cứu thực nghiệm kết luận rằng người sử dụng báo cáo tài chính không thật sự quan tâm hay tín nhiệm báo cáo kiểm toán hay những điều chỉnh nếu có của kiểm toán viên. Có rất ít các nghiên cứu đi theo hướng này, trong đó tác giả sẽ tập trung phân tích nghiên cứu của Firth (1980), Guiral & cộng sự (2007) và Muslih & Amin (2018) lần lượt tại thị trường Anh, Tây Ban Nha và Indonesia.

Ngược lại, với hướng nghiên cứu thứ hai - tức nghiên cứu dựa vào thị trường, các học giả thường đưa ra những bằng chứng cho thấy các báo cáo kiểm toán, chủ yếu với ý kiến không phải ý kiến chấp nhận toàn phần có liên quan đến quá trình ra quyết định sử dụng thông tin trên báo cáo tài chính. Đồng thời, họ cũng chọn lợi nhuận bất thường tích lũy (cumulative average abnormal return – CAAR) để đo lường biến động của giá chứng khoán trong một khoảng thời gian ngắn quanh ngày công bố. Những nghiên cứu này sử dụng hệ đo lường này cho thấy tác động không thật sự rõ rệt của ý kiến kiểm toán có điều chỉnh đến sự biến động

của giá cổ phiếu ở các thị trường mới nổi. Cụ thể, điều này đã được kiểm chứng bởi một số nghiên cứu tại Jordan, Iran, Sri Lanka, Indonesia hay Cộng hòa Bắc Macedonia (Al-Thuneibat & cộng sự, 2008; Moradi & cộng sự, 2011; Anulasiri & cộng sự, 2015; Samudera, 2017; Dionisijev, 2021).

Chủ đề này cũng dần được quan tâm ở thị trường Châu Á. Bên cạnh một nước lớn như Trung Quốc, nghiên cứu tại Đài Loan đã được thực hiện bởi Hsu & cộng sự (2011) đưa ra mối tương quan ngược chiều giữa ý kiến kiểm toán ngoại trừ và giá cổ phiếu. Ngoài việc lấy thông tin từ báo cáo thường niên, nhóm tác giả cũng xem xét các báo cáo giữa kỳ của 106 công ty nhận ý kiến kiểm toán ngoại trừ trong giai đoạn từ năm 1999 đến 2007 và thấy rằng giá cổ phiếu có chiều hướng thay đổi tiêu cực sau 5 ngày từ ngày công bố báo cáo kiểm toán bởi luật lệ nghiêm ngặt tại nước này. Những công ty nhận ý kiến kiểm toán ngoại trừ có khả năng cao bị hủy niêm yết nếu báo cáo không được trình bày lại và xác nhận với ý kiến chấp nhận toàn phần sau đó. Bỏ sung cho những lời giải thích này, Hsu & cộng sự (2011) cho rằng điều này có thể lý giải bởi khả năng tiếp cận thông tin từ trước của nhà đầu tư hoặc do sự rò rỉ thông tin nội bộ. Yếu tố công ty kiểm toán Big 4 cũng được cân nhắc nhưng tác động lại không thật sự rõ rệt, trái ngược với dự đoán đưa ra ban đầu của nhóm tác giả. Al-Othman (2019) đã thực hiện nghiên cứu nhằm xác định mức độ và hình thức phản ứng của thị trường tài chính trên báo cáo kiểm toán bằng cách xác định tác động thay đổi của ý kiến kiểm toán viên đối với giá cổ phiếu của các công ty dịch vụ được niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán của Jordan trong giai đoạn 2010–2017. Kết quả cho thấy có sự khác biệt có ý nghĩa thống kê về giá cổ phiếu sau khi thay đổi loại ý kiến kiểm toán từ dạng ý kiến chấp nhận toàn phần sang ý kiến kiểm toán có điều chỉnh.

Trong bối cảnh Châu Âu, nghiên cứu của Ianniello & Galloppo (2015) với bốn loại ý kiến kiểm toán tại nước Ý cho ra kết quả tương tự với Soltani (2000) nhưng khác với Martinez & cộng sự (2004). Với ý kiến chấp nhận toàn phần có vấn đề nhân mạnh, những vấn đề này thường có nội dung liên quan đến sự không chắc chắn trong khả năng hoạt động liên tục hay khó khăn về tài chính, đặc biệt là lợi nhuận bất thường xảy ra xung quanh ngày công bố báo cáo kiểm toán. Nghiên cứu cũng đã cố gắng hạn chế các tác động xảy ra đồng thời đối với giá cổ phiếu bằng việc sử dụng phương pháp “*short window event*”. Ngoài ra, các phát hiện của Ianniello & Galloppo (2015) cho thấy mức độ phù hợp của các báo cáo kiểm toán, phân biệt các tác động khác nhau dựa trên các loại ý kiến kiểm toán được đưa ra trong một khu vực pháp lý cụ thể.

Trong phạm vi Đông Nam Á, Indonesia cũng có hai nghiên cứu được thực hiện bởi Samudera (2017) và Muslih & Amin (2018) với cách tiếp cận khác nhau nhưng kết quả đều cho thấy ý kiến kiểm toán không có tác động đáng kể đến sự thay đổi của giá cổ phiếu. Thứ nhất, hai nghiên cứu có cỡ mẫu, mô hình và thời gian nghiên cứu khác nhau. Nghiên cứu của Samudera (2017) được thực hiện từ năm 2010 đến năm 2015 với cỡ mẫu 56 công ty và tiếp nối những tinh túy của các nghiên cứu trước đó (Firth, 1980; Chen & cộng sự, 2000; Ianniello & Galloppo 2015). Tuy nhiên, một năm sau đó, nghiên cứu của Muslih & Amin (2018) được triển khai có phần thô sơ hơn với 18 công ty với chuỗi thời gian 7 năm nhưng chỉ có khoảng 5 năm có giá trị. Thứ hai, cả hai nghiên cứu đều chỉ ra báo cáo kiểm toán đã không được sử dụng tối ưu bởi các nhà đầu tư tiềm năng. Tuy nhiên, cũng tại Indonesia, nghiên cứu của Wijaya (2021) đã chỉ ra rằng ý kiến kiểm toán có tác động tới thị trường thông qua giá cổ phiếu.

Từ những phân tích trên, Tác giả đưa ra giả thuyết nghiên cứu sau:

H1: Ý kiến kiểm toán có điều chỉnh có tác động ngược chiều đến giá cổ phiếu.

Để kiểm tra giả thuyết nghiên cứu này, phương pháp nghiên cứu được xây dựng trong phần tiếp theo của bài báo.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Mô hình hồi quy kiểm định giả thuyết nghiên cứu:

Dựa và mô hình nghiên cứu của Chen & cộng sự (2000), Ianniello & Galloppo (2015), Anulasiri & cộng sự (2015), Al-Othman (2019), Tác giả sử dụng mô hình nghiên cứu (1) như sau: ΔEPS_{ij}

$$CAR_{ij} = \alpha + \beta_1 AO_{ij} + \beta_2 \Delta EPS_{ij} + \beta_3 AO_{ij} * \Delta EPS_{ij} + \beta_4 DIVID_{ij} + \beta_5 REPEAT_{ij} + \epsilon_{ij} \quad (1)$$

Trong đó:

CAR_{ij} : Lợi nhuận bất thường lũy kế trong 3 ngày của công ty i vào năm j , được tính theo công thức trong mô hình (2) phía dưới.

AOij: Biến độc lập - Ý kiến kiểm toán, biến sẽ nhận giá trị là 1 nếu là ý kiến kiểm toán có điều chỉnh và giá trị là 0 nếu là ý kiến kiểm toán dạng chấp nhận toàn phần.

ΔEPS : Biến điều tiết - phản ánh sự thay đổi trong thu nhập trên mỗi cổ phiếu được tính theo giá đầu vào ngày $t-1$ (trước ngày công bố báo cáo kiểm toán) và được tính theo công thức: $(EPS_t - EPS_{t-1}) \cdot \text{giá mở cửa ngày } t-1$

DIVID: để kiểm soát ảnh hưởng của các thông báo đồng thời (concurrent announcement). Trong đó, *DIVID* nhận giá trị bằng 1 cho các ý kiến kiểm toán có điều chỉnh đi cùng với sự sụt giảm của cổ tức và giá trị 0 với những trường hợp còn lại.

REPEAT: Nhận giá trị 1 nếu nhận ý kiến kiểm toán điều chỉnh trong năm trước đó và nhận giá trị 0 với các trường hợp khác. Biến *REPEAT* được thêm vào nhằm phản ánh rõ ràng hơn ảnh hưởng của một thông tin mới tới các nhà đầu tư cổ phiếu.

α : Hệ số chặn

$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n$: Các hệ số của biến độc lập

ε : Sai số mô hình

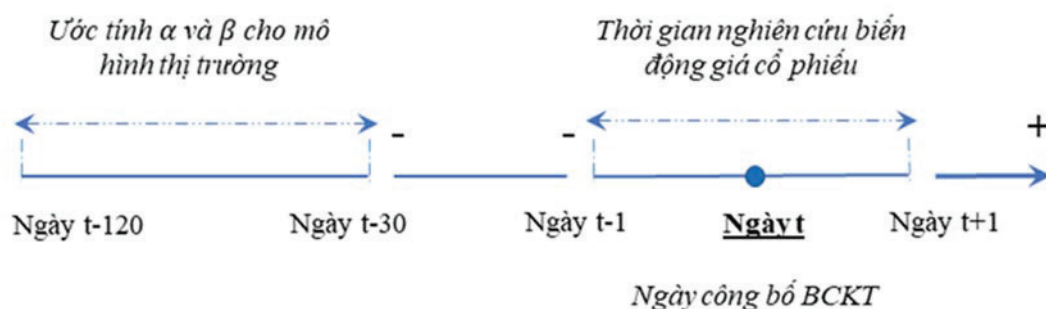
i : Công ty i

t : Năm t

Xác định giá trị biến phụ thuộc CAR

Biến phụ thuộc là lợi nhuận bất thường lũy kế (CAR), được sử dụng để đánh giá tác động của các ý kiến kiểm toán có điều chỉnh đến giá cổ phiếu xung quanh ngày công bố ý kiến kiểm toán. Lợi nhuận bất thường tích lũy là một thuật ngữ tài chính được sử dụng để mô tả giá trị của khoản đầu tư. Cụ thể, nó mô tả mối quan hệ giữa giá trị kỳ vọng của một cổ phiếu dựa trên hiệu suất của thị trường nói chung và giá trị thực của cổ phiếu. Trong các nghiên cứu của mình, Chen & cộng sự (2000), Ianniello & Galloppo (2015), Anulasiri & cộng sự (2015), Al-Othman (2019) đã sử dụng CAR như một yếu tố đại diện cho sự biến động của giá cổ phiếu. Theo đó, CAR sẽ được tính bằng tổng lợi nhuận bất thường trong 3 ngày quanh ngày công bố báo cáo kiểm toán qua phương trình (2), (3) và (4) với thời gian lấy dữ liệu được biểu thị ở Hình 1.

Hình 1: Biểu đồ thời gian lấy dữ liệu nghiên cứu



Tác giả sử dụng mô hình nghiên cứu (2) để xác định lợi nhuận bất thường lũy kế (CAR) được ước tính trong 3 ngày từ ngày $t-1$ tới ngày $t+1$ với t là ngày công bố báo cáo kiểm toán theo công thức:

$$CAR_{ijt} = \sum_{t=-1}^1 AR_{ijt} \quad t \in (-1, 1) \quad (2)$$

Trong đó,

CAR_{ijt} = Lợi nhuận bất thường lũy kế trong 3 ngày của công ty i vào năm j

AR_{ijt} = Lợi nhuận bất thường công ty i vào năm j được tính từ ngày -1 đến $+1$.

Theo Chen & cộng sự (2000), Ianniello & Galloppo (2015), Anulasiri & cộng sự (2015), Al-Othman (2019), lợi nhuận bất thường AR_{ijt} này chính là phần dư ε_{ijt} trong công thức xác định Lợi nhuận của công ty i trong năm j vào ngày t (R_{ijt}) dựa vào Lợi nhuận kỳ vọng của thị trường tức VNINDEX trong năm j , ngày t (R_{mjt}) và được xác định theo mô hình số (3) như sau:

$$R_{ijt} = \alpha_{ij} + \beta_{ij} R_{mjt} + \varepsilon_{ijt} \quad t \in (-120, -30) \quad (3)$$

Theo đó:

$$AR_{ijt} = \varepsilon_{ijt} = R_{ijt} - (\alpha_{ij} + \beta_{ij} R_{mjt}) \quad t \in (-1, 1) \quad (4)$$

3.2. Dữ liệu và xử lý dữ liệu nghiên cứu

Mẫu nghiên cứu gồm 178 công ty hoạt động lĩnh vực xây dựng và bất động sản (theo phân loại của VIET-STOCK) niêm yết trên hai sàn chứng khoán chính tại Việt Nam là Sở giao dịch chứng khoán thành phố Hà Nội (HNX) và Sở giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh (HOSE) trong giai đoạn 5 năm từ 2015 đến 2019.

Để phân tích ảnh hưởng của ý kiến kiểm toán lên giá cổ phiếu của các công ty xây dựng và bất động sản tại Việt Nam, tác giả thu thập bộ dữ liệu thứ cấp từ báo cáo tài chính được kiểm toán của các công ty niêm yết trên hai sàn giao dịch chứng khoán trên và chỉ số giá thị trường VN-Index trong khoảng thời gian 90 ngày trước ngày công bố (từ ngày -120 đến ngày -30), trước, trong ngày công bố và 1 ngày sau khi công bố báo cáo kiểm toán trong 5 năm từ năm 2015 đến năm 2019.

Tại thời điểm nghiên cứu, có 178 doanh nghiệp ngành xây dựng và bất động sản niêm yết theo phân loại của VIETSTOCK tương đương dự kiến có 890 báo cáo tài chính được kiểm toán. Tuy nhiên, để đảm bảo chất lượng của kết quả nghiên cứu, tác giả loại trừ báo cáo tài chính được kiểm toán nếu không có đủ thông tin về ngày công bố báo cáo kiểm toán, lợi nhuận thu thập trên một cổ phiếu và công bố cổ tức đi kèm. Đồng thời những quan sát thiếu ngày sự kiện, giá cổ phiếu của công ty, chỉ số giá thị trường VN-Index trong giai đoạn ước lượng cũng không được đưa vào trong mẫu nghiên cứu.

Sau khi thu thập, mẫu nghiên cứu gồm 778 quan sát được đưa vào sử dụng của 178 công ty ngành xây dựng và bất động sản niêm yết trên HOSE và HNX trong 5 năm từ 2015-2019.

Sau khi thu thập dữ liệu, tác giả đã sử dụng phần mềm Stata 14 để chạy mô hình. Cụ thể, dữ liệu được đưa vào mô hình theo dạng dữ liệu chéo (cross-sectional data) tức thông tin về nhiều đối tượng vào một thời điểm nhất định. Dưới sự hỗ trợ của phần mềm Stata 14, tác giả đã thu được những kết quả từ thống kê mô tả thể hiện đặc trưng qua từng biến. Tiếp đó, nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy đa biến do mô hình này có thể đồng thời đo lường và đánh giá sự tác động của nhiều biến độc lập tới biến phụ thuộc. Ngoài ra, để khẳng định kết quả nghiên cứu được toàn diện và kiểm định độ tin cậy của mô hình, tác giả cũng sử dụng phân tích cả hai hệ số tương quan Pearson và Spearman và các kiểm định đa cộng tuyến và kiểm định t-test.

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Phân tích tương quan Pearson và Spearman

Kết quả phân tích tương quan Pearson và Spearman được thể hiện trong Bảng 1.

Bảng 1: Tương quan Pearson và Spearman

Biến	CAR	AO	Δ EPS	AO* Δ EPS	DIVID	REPEAT
CAR	1,0000	-0,0168	0,0088	0,0011	0,0579	0,0708**
AO	-0,0886**	1,0000	-0,0941***	-0,1769***	0,5435***	0,3371***
Δ EPS	0,0093	-0,0757**	1,0000	0,3865***	-0,1892***	-0,0436
AO* Δ EPS	0,0203	-0,1538***	0,3185***	1,0000	-0,4156***	-0,1184***
DIVID	0,0085	0,5435***	-0,1156***	-0,3204***	1,0000	0,0378
REPEAT	0,0069	0,3371***	-0,0536	-0,1266***	0,0378	1,0000

Ghi chú: ***, ** và * chỉ mức ý nghĩa 1%, 5% và 10% theo thứ tự

Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu của Tác giả

Bảng 1 cho thấy mối tương quan Pearson ở phía dưới đường chéo và tương quan Spearman ở góc bên trên còn lại. Nhìn chung, CAR có mối quan hệ thuận chiều với 2 biến đo lường sự biến động trong thu nhập gồm Δ EPS và AO* Δ EPS nhưng tương quan nghịch với biến giả AO. Trong đó, $r = -0,0886$ tại mức ý nghĩa 0,05 phản ánh rõ rệt mối tương quan ngược chiều đáng chú ý giữa CAR và AO. Ngoài ra, Δ EPS và DIVID có mối tương quan ngược chiều với $r = -0,1156$, đáng kể với mức ý nghĩa 0,01, cho thấy rằng ý kiến kiểm toán có điều chỉnh do giảm cổ tức cũng có tác động tiêu cực đến thu nhập.

Đối với mức ý nghĩa 0,01, Bảng 1 còn cho thấy mối tương quan tích cực mạnh mẽ giữa CAR và hai biến giả khác là DIVID và REPEAT với giá trị r lần lượt là 0,5435 và 0,3371. Nói cách khác, nếu công ty nhận

ý kiến kiểm toán có điều chỉnh liên tiếp và/hoặc công bố cổ tức giảm, biến động trong lợi nhuận bất thường tích lũy sẽ rất lớn, tức là thị trường có phản ứng mạnh mẽ đối với sự xuất hiện liên tiếp của ý kiến điều chỉnh và lợi nhuận sau thuế được chia cho các cổ đông. Mặt khác, AO lại có mối quan hệ tỷ lệ nghịch rõ rệt với $AO \cdot \Delta EPS$ với $r = -0,1538^{***}$, thể hiện tác động tiêu cực lên ý kiến kiểm toán bởi thay đổi trong thu nhập ΔEPS .

4.2. Kiểm định đa cộng tuyến

Nhằm tránh mô hình hồi quy xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến, khiến nhiều chỉ số bị sai lệch, dẫn đến kết quả của việc phân tích định lượng không còn mang lại nhiều ý nghĩa, tác giả sử dụng hệ số phóng đại phương sai (VIF trong STATA) có giá trị trung bình 1,37 nhỏ hơn 2. Điều này thể hiện rằng các biến độc lập có sự tương quan vừa phải và hiện tượng đa cộng tuyến không trọng yếu.

Bảng 2: Kết quả kiểm định đa cộng tuyến

Biến	VIF	1/VIF
AO	1,67	0,600349
ΔEPS	1,11	0,897781
$AO \cdot \Delta EPS$	1,25	0,801735
DIV	1,62	0,616788
REPEAT	1,19	0,839249
Giá trị trung bình của VIF	1,37	

4.3. Kiểm định t-test

Kết quả kiểm định t-test được thể hiện trong Bảng 3.

Bảng 3: Kiểm định t-test AO bởi CAR

AO	Số quan sát	Giá trị trung bình	Sai số chuẩn	Độ lệch chuẩn	[Khoảng tin cậy 95%]	
0	671	-0,088614	0,0388081	1,005273	-0,1648142	-0,0124138
1	107	-6,14028	6,134528	63,45606	-18,30258	6,022019
Kết hợp	778	-0,9209126	0,844267	23,54885	-2,578227	0,736402
Khác biệt		6,051666	2,443295		1,255415	10,84792

Nguồn: Tổng hợp và tính toán của Tác giả.

Một cách để nhận thấy sự khác biệt giữa nhóm công ty nhận ý kiến kiểm toán dạng chấp nhận toàn phần (tức $AO = 0$) và nhóm công ty với ý kiến kiểm toán điều chỉnh (tức $AO = 1$), đó chính là thực hiện t-test CAR với mỗi nhóm này. Kiểm định t-test được thực hiện dựa trên giả thuyết H_0 là không có sự khác biệt về giá trị trung bình của CAR ở nhóm công ty nhận ý kiến chấp nhận toàn phần và nhóm công ty với ý kiến kiểm toán có điều chỉnh. Giả thuyết H_1 là giá trị trung bình của CAR ở nhóm công ty nhận ý kiến chấp nhận toàn phần và nhóm công ty với ý kiến điều chỉnh là không giống nhau. Tại Bảng 3 với giá trị $p = 0,0135$ cho thấy ở mức ý nghĩa 5%, giả thuyết H_0 bị bác bỏ. P-value có giá trị thống kê, vì thế giả thuyết H_1 được chấp nhận, tức là giá trị trung bình của CAR có sự khác biệt giữa nhóm công ty nhận ý kiến chấp nhận toàn phần và nhóm công ty với ý kiến kiểm toán có điều chỉnh.

4.4. Kết quả hồi quy OLS

Kết quả kiểm định giả thuyết H_1 được thực hiện bằng phương pháp hồi quy OLS trong Bảng 4.

Có thể thấy được rằng ý kiến kiểm toán điều chỉnh ($AO = 1$) có tương quan âm với lợi nhuận bất thường tích lũy CAR tại các công ty nhận loại ý kiến này với $p\text{-value} = 0,001$, mối quan hệ ngược chiều này được thể hiện rất rõ rệt và mạnh mẽ. Nghiên cứu của Chen & cộng sự (2000) áp dụng với thị trường Thượng Hải cũng đưa ra kết luận tương tự. Kết quả nghiên cứu của bài báo cũng có sự tương đồng với nghiên cứu của Hsu & cộng sự (2011), Hoti & cộng sự (2012), Rena & cộng sự (2016), Robu & Robu (2015), Al-Othman (2019), và Wijaya (2021). Tuy nhiên, kết quả nghiên cứu lại bác bỏ những kết luận trước đó được thực hiện bởi các nghiên cứu của Al-Thuneibat & cộng sự (2008), Moradi & cộng sự (2011), Anulasiri & cộng sự

Bảng 4: Kết quả hồi quy OLS

CAR	Hệ số tương quan	Sai số chuẩn	t	P>t	[Khoảng tin cậy 95%]	
AO	-11,00901	3,147938	-3,50	0,001	-17,18854	-4,829475
Δ EPS	0,0404951	1,887954	0,02	0,983	-3,665638	3,746628
AO* Δ EPS	5,898367	6,356033	0,93	0,354	-6,578789	18,37552
DIVID	11,99688	5,16042	2,32	0,566	1,866766	22,127
REPEAT	8,789541	5,531764	1,59	0,112	-2,069541	19,64862
Hằng số	-0,1425219	0,907875	-0,16	0,875	-1,924763	1,639719

(2015), Samudera (2017), Muslih & Amin (2018); và Dionisijev (2021) khi cho rằng ý kiến kiểm toán có điều chỉnh không có tác động rõ ràng tới giá cổ phiếu của các doanh nghiệp.

Tương tác giữa AO và Δ EPS là tích cực với hệ số là 0,0404951. Tuy nhiên, chỉ số này không mang ý nghĩa bởi p-value khá cao (0,983), chứng tỏ việc thay đổi trong thu nhập trên mỗi cổ phiếu không có vai trò điều tiết sự tác động của ý kiến kiểm toán có điều chỉnh tới giá cổ phiếu. Điều này xảy ra tương tự với các biến kiểm soát khác trong mô hình của nghiên cứu. Kết quả này cũng khá tương đồng với nghiên cứu của Chen & cộng sự (2000) và Anulasiri & cộng sự (2015).

Bên cạnh hồi quy OLS với tổng thể mẫu, phương pháp hồi quy theo từng năm được tác giả nghiên cứu thực hiện tại Bảng 5 nhằm xem xét liệu phản ứng của thị trường đối với ý kiến kiểm toán điều chỉnh có thay đổi theo thời gian.

Bảng 5: Kết quả hồi quy OLS và Bootstrap theo năm từ 2015-2019

Năm	Mô hình	n	Hệ số chặn	AO	Δ EPS	AO* Δ EPS	R ² hiệu chỉnh	Model F-value
2015	OLS	153	-0,009	0,0120374	0,0058514	-0,4925783	0,0185	0,4238
	Bootstrap	1000	-0,009	0,0121844	0,0058514	-0,5940753		
2016	OLS	156	-0,201	0,1798149	-0,1258256	0,0653428	0,0047	0,8691
	Bootstrap	1000	-0,201	0,1795434	-0,1258256	0,0859288		
2017	OLS	159	0,080	0,0853634	0,2433161**	-0,2764288	0,0111	0,6283
	Bootstrap	1000	-0,080	0,0869086*	0,2433161**	-0,2766082		
2018	OLS	155	0,002	-0,0159908**	-0,0055564*	-0,0057446	0,0372	0,1247
	Bootstrap	1000	0,002	-0,0176878**	-0,0055564*	-0,0020165		
2019	OLS	155	-0,183	-0,2384787**	0,0894302**	-0,1009053**	0,0284	0,2240
	Bootstrap	1000	-0,183	-0,2833544**	0,0894302**	-0,1489266**		

Ghi chú: ***, ** và * chỉ mức ý nghĩa 1%, 5% và 10% theo thứ tự

Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu của tác giả.

Kết quả hồi quy với phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS) và phương pháp chọn mẫu có hoàn lại (bootstrap) được trình bày ở Bảng 5. Tác giả thực hiện 1.000 lần lấy mẫu có hoàn lại với phương pháp bootstrap và hồi quy OLS cho từng năm riêng biệt. Từ kết quả chạy hồi quy, có thể thấy hệ số hồi quy với biến AO không có ý nghĩa trong hai năm 2015 và 2016, tuy nhiên lại có tác động âm với mức ý nghĩa 10% trong cả ba năm liên tiếp sau đó. Hệ số tương quan với biến AO* Δ EPS có giá trị âm nhưng không mang ý nghĩa ở năm 2015, 2017 và 2018, mang giá trị dương nhưng cũng chưa có ý nghĩa thống kê trong năm 2016. Tuy vậy, AO* Δ EPS lại có tương quan âm với mức ý nghĩa 5% trong năm 2019. Kết quả này cho thấy các nhà đầu tư không có phản ứng tiêu cực đối với ý kiến kiểm toán có điều chỉnh trong năm cho tới năm 2017 – có thể là lần thứ ba họ tiếp nhận thông tin về ý kiến kiểm toán điều chỉnh và bắt đầu có phản ứng, được thể

hiện bằng mối tương quan giữa AO và CAR – lợi nhuận bất thường lũy kế thể hiện cho giá cổ phiếu mang giá trị âm. Những nhà đầu tư ở thị trường Việt Nam mất 4 năm để có được cái nhìn tổng quan hơn và nhận thức được ý nghĩa của ý kiến kiểm toán có điều chỉnh, được thể hiện bằng sự thay đổi trong hệ số tương quan với $AO \cdot \Delta EPS$.

5. Kết luận

Nghiên cứu này xem xét phản ứng của thị trường đối với ý kiến kiểm toán điều chỉnh xét trong nhóm ngành xây dựng và bất động sản trong khoảng thời gian 05 năm từ năm 2015 đến năm 2019 và cung cấp bằng chứng về ảnh hưởng của ý kiến kiểm toán tới quyết định của các nhà đầu tư. Sau khi kiểm soát sự ảnh hưởng của việc thay đổi trong quá trình thu nhập dữ liệu và các thông báo đồng thời khác, nghiên cứu đã chỉ ra rằng: (i) Ý kiến kiểm toán có điều chỉnh có tương quan âm với lợi nhuận bất thường tích lũy, và (ii) các nhà đầu tư không phản ứng tiêu cực với ý kiến kiểm toán có điều chỉnh cho tới năm thứ ba họ tiếp nhận thông tin này. Dựa vào những số liệu trọng yếu từ kết quả nghiên cứu, tác giả đưa ra kết luận rằng các nhà đầu tư ở thị trường Việt Nam có bị tác động bởi ý kiến kiểm toán có điều chỉnh trong quyết định đầu tư của họ, điều này cũng chứng tỏ báo cáo kiểm toán của kiểm toán viên độc lập nắm vai trò quan trọng như một nguồn thông tin đáng tin cậy ở thị trường chứng khoán Việt Nam.

Từ kết quả nghiên cứu của bài báo, tác giả kiến nghị rằng các nhà đầu tư và những người sử dụng thông tin trên báo cáo tài chính của các doanh nghiệp nên quan tâm tới ý kiến kiểm toán của kiểm toán viên, cần nâng cao cảnh giác với những ý kiến kiểm toán có điều chỉnh, đặc biệt là khi loại ý kiến này được lặp đi lặp lại trong các năm tiếp theo. Từ đó, giúp họ có thể đưa ra những quyết định kinh doanh phù hợp nhằm hạn chế các rủi ro có thể mang lại do việc sử dụng thông tin không phù hợp.

Tài liệu tham khảo

- Al-Othman, L.N. (2019), 'The reaction of the financial market on the auditor report: an empirical study on service companies listed in Amman stock exchange (ASE)', *Investment Management and Financial Innovations*, 16 (1), 267-275
- Al-Thuneibat, A. A., Khamees, B. A., & Al-Fayoumi, N. A. (2008), 'The effect of qualified auditors' opinions on share prices: evidence from Jordan', *Managerial Auditing Journal*, 23(1), 84-101
- Anulasiri, D. G. A. S., Ajward, R. A., & Dissa Bandara, P. H. (2015, December), 'The effect of qualified auditors' report on share prices: evidence from listed companies of Sri Lanka', In *12th International Conference on Business Management (ICBM)*.
- Anvarkhatibi, S., Safashur, M., & Mohammadi, J. (2012), 'The effect of auditors opinions on shares prices and returns in Tehran stock exchange', *Research Journal of Management Sciences*, 1(1), 23-27.
- Arens, A. A., Elder, R. J., Beasley, M. S., & Hogan, C. E. (2016), *Auditing and Assurance Services*, Pearson, USA.
- Chen, C. J., Su, X., & Zhao, R. (2000), 'An emerging market's reaction to initial modified audit opinions: Evidence from the Shanghai Stock Exchange', *Contemporary Accounting Research*, 17(3), 429-455.
- Dionisijev, I. (2021), 'The audit opinion in the role of stock prices fluctuations on the Macedonia Stock Exchange', *Financial Studies*, 2021(3), 29-43.
- Firth, M. (1980), 'A note on the impact of audit qualifications on lending and credit decisions', *Journal of Banking & Finance*, 4(3), 257-267.
- Guiral-Contreras, A., Gonzalo-Angulo, J. A., & Rodgers, W. (2007), 'Information content and recency effect of the audit report in loan rating decisions', *Accounting & Finance*, 47(2), 285-304.
- Hoti, A. H., Ismajli, H., Ahmeti, S., & Dërmaku, A. (2012), 'Effects of Audit Opinion on Stock Prices: The case of Croatia and Slovenia', *EuroEconomica*, 31(2), 75-87.
- Hsu, J., Young, W., & Chu, C. H. (2011), 'Price behavior of qualified companies around the audit report and report announcement days: The case of Taiwan', *Journal of International Financial Management & Accounting*, 22(2), 114-130.
- Ianniello, G., & Galloppo, G. (2015), 'Stock market reaction to auditor opinions—Italian evidence', *Managerial*

- Martinez, M. C. P., Martinez, A. V., & Benau, M. A. G. (2004), 'Reactions of the Spanish capital market to qualified audit reports', *European Accounting Review*, 13(4), 689-711.
- Moradi, M., Salehi, M., Rigi, M., & Moeinizade, M. (2011), 'The effect of qualified audit report on share prices and returns: Evidence of Iran', *African Journal of Business Management*, 5(8), 3354-3360.
- Muslih, M., & Amin, M. N. (2018), *The influence of audit opinion to the company stock price*, Proceedings Universitas Pamulang, 1(1).
- Prasetyo, A. W., & Rini, R. (2014), 'Perbandingan Reaksi Pasar Sebelum Dan Sesudah Pengumuman Opini Audit Unqualified', *MIX: Jurnal Ilmiah Manajemen*, 4(3), 154717.
- Rena, B. E., Genc, E. G., & Özkul, F. U. (2016), 'The impact of the opinions of the independent auditors on the investor decisions in banking sector: An empirical study on the banks operating in Turkey', *Accounting and Finance Research*, 5(1), 157-163.
- Robu, M. A., & Robu, I. B. (2015), 'The influence of the audit report on the relevance of accounting information reported by listed Romanian companies', *Procedia Economics and Finance*, 20, 562-570.
- Samudera, M. B. (2017), *Does Modified Audit Opinion Matter to Investors? Evidence from Indonesia*, Asian Academic Accounting Association, 18th annual conference, <https://foura.org/download/foura_2017/foura_038.pdf ngày 15/12/2021>.
- Soltani, B. (2000), 'Some empirical evidence to support the relationship between audit reports and stock prices—the French case', *International Journal of Auditing*, 4(3), 269-291.
- Tahinakis, P., Mylonakis, J., & Daskalopoulou, E. (2010), 'An Appraisal of the Impact of Audit Qualifications on Firms' Stock Exchange Price Fluctuations', *Enterprise Risk Management*, 2(1), 86.
- Tanui, C. K. (2010), 'The effect of modified audit opinions on share prices for companies quoted at the Nairobi Stock Exchange', Doctoral dissertation, University of Nairobi.
- Wijaya, P. (2021), 'Market reaction toward modified audit opinion: empirical evidence from pre and at pandemic period', Doctoral dissertation, Universitas Pelita Harapan.

QUẢN TRỊ CÔNG TY VÀ SAI SÓT BÁO CÁO TÀI CHÍNH

Nguyễn Trọng Hiếu

Ecovis AFA Việt Nam

Email: hieu.nguyen@ecovis.com.vn

Nguyễn Công Phương

Khoa Kế toán, Trường Đại học kinh tế Đà Nẵng

(Tác giả liên hệ)

Email: phuong.nc@due.edu.vn

Nguyễn Mạnh Cường

Ecovis AFA Việt Nam

Email: cuong.nguyen@ecovis.com.vn

Mã bài: JED - 498

Ngày nhận bài: 15/12/2021

Ngày nhận bài sửa: 31/12/2021

Ngày duyệt đăng: 10/01/2022

Tóm tắt

Nghiên cứu này nhằm kiểm định ảnh hưởng của quản trị công ty đến sai sót báo cáo tài chính của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam... Dựa vào kết quả phân tích hồi quy nhị phân trên mẫu 600 quan sát báo cáo tài chính của các công ty trong vòng 5 năm, nghiên cứu cho thấy có bốn nhân tố thuộc quản trị công ty là quy mô hội đồng quản trị, sự kiêm nhiệm, số cuộc họp của hội đồng quản trị, và sơ hữu của cổ đông lớn bên ngoài ảnh hưởng đến sai sót báo cáo tài chính. Bên cạnh đó sự thay đổi kiểm toán và khả năng sinh lời cũng có ảnh hưởng đến sai sót báo cáo tài chính. Kết quả này góp phần bổ sung và chủ đề nghiên cứu thông qua bằng chứng thực nghiệm ở một nước mới nổi là Việt Nam.

Từ khóa: Quản trị công ty; Hội đồng quản trị; Báo cáo tài chính; Sai sót báo cáo tài chính; Kiểm toán độc lập.

Mã JEL: M4

Corporate governance and financial statement misstatements

Abstract

Financial statement misstatement is one of interest topics in the literature. This paper aims to test the factors belong to corporate governance affecting the financial statement misstatements of listed companies in Vietnam. Based on the binary regression on a sample of 600 observations on selected financial statements, the result shows that there are four factors belong to corporate governance that affect financial statement misstatement including the size of the board of directors, CEO duality, number of meetings of the board of directors, ownership of major shareholders. The result also shows that audit firm switching and return on equity have impact on the financial statement misstatement. The result contributes to the literature by adding evidence from an emerging country, namely Vietnam.

Keywords: Corporate governance; Board of directors; Financial statement; Financial statement misstatements; Independent audit.

JEL code: M4

1. Giới thiệu

Nghiên cứu về gian lận báo cáo tài chính thu hút sự quan tâm lớn của các nhà học thuật trên thế giới. Các nghiên cứu xem xét đặc điểm của cơ chế giám thông qua quản trị công ty với các thành tố cốt lõi là hội đồng quản trị, ban giám đốc, ban kiểm toán nội bộ và chất lượng của kiểm toán độc lập. Nhìn chung, các nghiên cứu đều có sự đồng thuận về vai trò quan trọng của quản trị công ty trong việc hạn chế sai sót báo cáo tài chính (Chen & cộng sự, 2006; Dechow & cộng sự, 1996; Jensen, 2001).

Thị trường tài chính Việt Nam còn non trẻ, khuôn khổ pháp lý chưa hoàn thiện, quản trị công ty còn chưa tốt dẫn đến xảy ra sai sót báo cáo tài chính Ở Việt Nam khá phổ biến (Nguyễn Công Phương & cộng sự, 2016; 2020). Xem xét nguyên nhân có thể giải thích sai sót báo cáo tài chính, nghiên cứu của Nguyễn Công Phương & Lâm Xuân Đào (2016) cho thấy các nhân tố sự kiêm nhiệm giữa chủ tịch Hội đồng quản trị và giám đốc, nhân tố sở công ty con có ảnh hưởng đến sai sót báo cáo tài chính. Cũng trong năm 2016, nghiên cứu của Trần Thị Giang Tân & Trương Thùy Dương (2016) cho thấy bốn khía cạnh của cơ cấu hội đồng quản trị là quy mô hội đồng quản trị, tỷ lệ thành viên không điều hành, số thành viên có quan hệ gia đình, thành viên hội đồng quản trị có chuyên môn tài chính và nhiệm kỳ của thành viên hội đồng quản trị không điều hành có ảnh hưởng đến sai sót trọng yếu trong báo cáo tài chính.

Một số nghiên cứu điển hình trên đây phần nào tổng lược và giải thích được sai sót báo cáo tài chính dựa vào quản trị công ty. Tuy nhiên, mẫu có kích thước nhỏ, chưa nghiên cứu qua nhiều năm, và các biến nghiên cứu chưa xem xét đủ các nhân tố cần thiết là một hạn chế của nghiên cứu này. Mặt khác, các nghiên cứu này cũng cho kết quả chưa thống nhất liên quan đến một số biến giải thích như quy mô hội đồng quản trị, sự kiêm nhiệm, sự độc lập của hội đồng quản trị.

Mục tiêu của nghiên cứu này là kiểm định các nhân tố ảnh hưởng đến sai sót báo cáo tài chính của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam thông qua vận dụng mô hình hồi quy nhị phân. Kết quả phân tích cung cấp bằng chứng về sự ảnh hưởng của bốn nhân tố thuộc về quản trị công ty đến sai sót báo cáo tài chính, gồm quy mô hội đồng quản trị, sự kiêm nhiệm, số cuộc họp của hội đồng quản trị, và sở hữu của cổ đông lớn bên ngoài ảnh hưởng đến sai sót báo cáo tài chính. Ngoài ra, thay đổi kiểm toán độc lập cũng có ảnh hưởng đến sai sót báo cáo tài chính. Kết quả này góp phần bổ sung thêm minh chứng về ảnh hưởng của quản trị công ty đến sai sót BTCT ở một nước đang phát triển.

Bài viết được tổ chức như sau. Nội dung thứ hai trình bày tổng quan nghiên cứu và giả thuyết. Phương pháp nghiên cứu được trình bày ở nội dung thứ ba. Nội dung thứ tư liên quan đến kết quả nghiên cứu. Cuối cùng là hàm ý và kết luận.

2. Tổng quan nghiên cứu và giả thuyết

Các nghiên cứu trước đây về giải thích sai sót báo cáo tài chính (ví dụ như Abbott & cộng sự, 2004; Chen & cộng sự, 2006; Dechow & cộng sự, 1996; Kryzanowski & Zhang, 2013) được thực hiện phần lớn ở các nước phát triển đã nhận diện vấn đề sai sót báo cáo tài chính của các công ty, các nguyên nhân sai sót chủ yếu đến từ đặc điểm quản trị công ty và các thuộc tính của công ty.

Theo lý thuyết đại diện, tính hữu hiệu của hoạt động giám sát của hội đồng quản trị phụ thuộc một phần vào quy mô của hội đồng quản trị (Huther, 1997). Jensen & Meckling (1979) cho rằng quy mô hội đồng quản trị nhỏ hơn thì tính hữu hiệu cao hơn so với hội đồng quản trị có quy mô lớn. Một số nghiên cứu khác cho thấy quy mô nhỏ thì tính hữu hiệu của hội đồng quản trị cao hơn trong việc gia tăng giá trị công ty (Huther, 1997), quy mô hội đồng quản trị lớn hơn thì khả năng sai sót báo cáo tài chính nhiều hơn và chức năng giám sát của nó ít hữu hiệu hơn hoặc (Abbott & cộng sự, 2004; Dechow & cộng sự, 1996; Jensen, 1993; Lipton & Lorsch, 1992). Tiếp theo đó, Uzun & cộng sự (Uzun, Szewczyk, & Varma, 2004), Chen & cộng sự (2006), Trần Thị Giang Tân & Trương Thùy Dương (2016) không thể tìm thấy bằng chứng về mối liên hệ giữa quy mô hội đồng quản trị và sai sót báo cáo tài chính. Từ đó giả thuyết được đặt ra như sau:

H1: Quy mô của hội đồng quản trị lớn thì khả năng sai sót báo cáo tài chính thấp.

Theo lý thuyết đại diện, sự độc lập của hội đồng quản trị là một nhân tố góp phần giám sát hữu hiệu hơn hành động của ban giám đốc, nhằm đạt được lợi ích của cổ đông. Nghiên cứu của Dechow & cộng sự (1996), Abbott & cộng sự (2004), Beasley (1996), và Farber (2005) tìm thấy bằng chứng rằng, hội đồng quản trị càng độc lập thì ít có khả năng sai sót báo cáo tài chính. Mặt khác, DeZoort & Salterio (2001) tìm thấy bằng chứng về thành viên hội đồng quản trị độc lập hỗ trợ tích cực các kiểm toán viên độc lập trong việc giải quyết

các tình huống xung đột giữa kiểm toán độc lập và ban giám đốc. Nghiên cứu của Nguyễn Công Phương & Lâm Xuân Đào (2016) không tìm thấy bằng chứng về mối liên hệ giữa sự độc lập hội đồng quản trị và sai sót báo cáo tài chính. Ngược lại, nghiên cứu của Trần Thị Giang Tân & Trương Thùy Dương (2016) tìm thấy bằng chứng về mối liên hệ này. Từ đó, giả thuyết về ảnh hưởng sự độc lập của hội đồng quản trị đến sai sót báo cáo tài chính cần được kiểm chứng ở Việt Nam.

H2: Hội đồng quản trị có sự độc lập cao thì khả năng sai sót báo cáo tài chính thấp.

Lý thuyết đại diện cho rằng, chức năng giám sát của hội đồng quản trị hữu hiệu hơn khi chủ tịch hội đồng quản trị không kiêm nhiệm giám đốc. Phù hợp với lý thuyết đại diện, nhiều nghiên cứu trước đây cho rằng, sự phân chia vai trò cung cấp khả năng giám sát tốt hơn và cân bằng đối với hiệu quả của công ty (Argenti & Argenti, 1976; Stiles & Taylor, 1993). Beasley (1996), Dechow & cộng sự (1996), Abbott & cộng sự (2004) cho rằng, khi chủ tịch hội đồng quản trị kiêm giám đốc điều hành thì làm giảm tính hữu hiệu của chức năng giám sát của hội đồng quản trị đối với giám đốc điều hành. Mặc dù vậy, các nghiên cứu này đều không có ý nghĩa thống kê. Ở Việt Nam, nghiên cứu của Nguyễn Công Phương & Lâm Xuân Đào (2016) tìm thấy kết quả về ảnh hưởng của sự kiêm nhiệm đến khả năng sai sót báo cáo tài chính. Ngược lại, Trần Thị Giang Tân và Trương Thùy Dương (2016) không tìm thấy ảnh hưởng của sự kiêm nhiệm đến sai sót báo cáo tài chính. Từ những kết quả còn chưa thống nhất trên, giả thuyết được đặt ra như sau:

H3: Những công ty có chủ tịch hội đồng quản trị kiêm nhiệm giám đốc thì khả năng có sai sót báo cáo tài chính cao.

Tính hữu hiệu về giám sát của hội đồng quản trị theo lý thuyết đại diện cũng được thể hiện tần suất cuộc họp trong năm tài chính. Jensen (1993) lập luận rằng, số cuộc họp của hội đồng quản trị không thể được sử dụng để xác định tính hữu hiệu của hội đồng quản trị. Lipton & Lorsch (1992) tìm thấy bằng chứng rằng hội đồng quản trị có họp thường xuyên thì hành động nhiều hơn trong việc đảm bảo cho công ty vận hành hướng đến đạt được lợi ích tốt nhất cho cổ đông. Kamardin & Haron (2011) cho rằng, số cuộc họp của hội đồng quản trị càng nhiều cho thấy các thành viên hội đồng quản trị biết rõ hơn hoạt động của công ty và từ đó thực hiện chức năng giám sát thực hiện chiến lược của công ty tốt hơn. Ngược lại, Vafeas (1999) tìm thấy bằng chứng rằng, hội đồng quản trị họp thường xuyên dẫn đến hiệu quả hoạt động yếu kém của công ty

H4: Hội đồng quản trị có nhiều cuộc họp trong năm thì khả năng sai sót báo cáo tài chính thấp.

Lý thuyết đại diện nhấn mạnh cơ chế giải quyết xung đột lợi ích giữa chủ sở hữu và người quản lý. Người quản lý có thể thực hiện các hành động quản trị nhằm đạt được lợi ích cá nhân thay vì lợi ích của công ty. Theo Beasley (1996), mức độ sở hữu của người điều hành có thể có ảnh hưởng khác nhau đến khả năng người điều hành sẽ thực hiện các hành động dẫn đến sai sót báo cáo tài chính. Chen & cộng sự (2006) chỉ ra rằng sở hữu quản lý càng cao thì khả năng sai sót báo cáo tài chính càng thấp. Loebbecke & cộng sự (1989) lập luận rằng, sở hữu cổ phần của người quản lý có thể tạo ra động cơ cho người quản lý làm tăng ảo giá cổ phiếu thông qua các hành động có thể dẫn đến sai sót báo cáo tài chính. Các lập luận trái chiều và kết quả nghiên cứu chưa đồng thuận đặt ra yêu cầu cần phải kiểm định thêm.

H5: Mức độ sở hữu của người quản lý công ty lớn thì khả năng sai sót báo cáo tài chính cao.

Theo lý thuyết đại diện, cổ đông luôn tìm cách giám sát hành vi gây tổn hại đến lợi ích của họ. Shleifer & Vishney (1986), Jensen (1993), Beasley (1996) lập luận rằng, sở hữu của cổ đông lớn có động cơ giám sát ban điều hành công ty và được xem là cơ chế kiểm soát bổ sung, từ đó làm giảm khả năng gian lận báo cáo tài chính. Kết quả nghiên cứu của Beasley (Beasley, 1996) không tìm thấy ảnh hưởng của cổ đông lớn đến sai sót báo cáo tài chính

H6: Mức độ sở hữu của cổ đông lớn bên ngoài cao thì khả năng sai sót báo cáo tài chính thấp.

Bộ Tài chính (2012) đưa ra hướng dẫn về quy mô của ban kiểm soát là từ 3 đến 5 thành viên. Quy mô của ban kiểm soát càng lớn thì ban kiểm soát có thể bao quát và giám sát tốt hơn (Kalbers & Fogarty, 1993). Tuy nhiên, chưa hẳn số lượng thành viên nhiều thì chức năng giám sát càng hữu hiệu mà còn tùy thuộc vào tính độc lập, năng lực và mức độ thực thi nhiệm vụ của ban kiểm soát. Nghiên cứu của Abbott & cộng sự (2004) không tìm thấy bằng chứng về mối liên hệ giữa quy mô ban kiểm toán nội bộ và sai sót báo cáo tài chính. Kết quả chưa thống nhất này cần được kiểm chứng ở Việt Nam.

H7: Quy mô của ban kiểm soát lớn thì khả năng sai sót báo cáo tài chính càng thấp.

Nghiên cứu ở các nước theo mô hình quản trị công ty đơn cấp (chỉ có ban kiểm toán nội bộ thuộc hội

đồng quản trị) đánh giá ảnh hưởng của ban kiểm toán nội bộ đối với sai sót báo cáo tài chính. Nghiên cứu của Agrawal & Chadha (2005), Abbott & các cộng sự (2004) gợi ý rằng tồn tại mối liên hệ nghịch chiều giữa sự hiện diện của các chuyên gia tài chính - kế toán trong ban kiểm toán nội bộ với sai sót báo cáo tài chính. Tuy nhiên, mặc dù ban kiểm soát có nhiều chuyên gia tài chính, tính độc lập của ban kiểm soát, thực hiện hữu hiệu chức năng giám sát của mình luôn là vấn đề còn xem xét.

H8: Ban kiểm soát có nhiều chuyên gia tài chính thì khả năng sai sót báo cáo tài chính thấp.

Chất lượng kiểm toán là các yếu tố quan trọng của tính hữu hiệu kiểm toán và có thể đóng một vai trò trọng yếu trong việc ngăn ngừa, tìm kiếm và phát hiện sai sót báo cáo tài chính. Theo Farber (2005) và Sennetti & Turner (2001), sự hiện diện của công ty kiểm toán Big 4 có mối quan hệ nghịch chiều với sai sót báo cáo tài chính. Ngược lại, nghiên cứu của Chen & cộng sự (2008) cho thấy chất lượng kiểm toán độc lập không có mối liên hệ với sai sót báo cáo tài chính. Ở Việt Nam, nghiên cứu của Nguyễn Công Phương & Lâm Xuân Đào (2016), Trần Thị Giang Tân & Trương Thùy Dương (2016) cũng không tìm thấy bằng chứng ảnh hưởng của Big 4 đối với sai sót báo cáo tài chính. Mặc dù vậy, dựa vào lý thuyết, nghiên cứu đặt ra giả thuyết về ảnh hưởng nghịch chiều của chất lượng kiểm toán đến sai sót báo cáo tài chính.

H9: Các công ty được kiểm toán bởi Big 4 thì khả năng sai sót báo cáo tài chính thấp.

Đánh giá mối liên hệ giữa kiểm toán độc lập với khách hàng, phần lớn các nghiên cứu đều tập trung đánh giá ảnh hưởng của thay đổi kiểm toán viên và nhiệm kỳ kiểm toán của họ đến khả năng xảy ra sai sót báo cáo tài chính. Johnson & cộng sự (2002), Carcello & Nagy (2004) tìm thấy bằng chứng rằng, nhiệm kỳ các công ty kiểm toán càng ngắn (2 hoặc 3 năm) thì chất lượng báo cáo tài chính càng thấp. Nghiên cứu của Brown & Knechel (2016) tìm thấy bằng chứng về thay đổi công ty kiểm toán đến từ điều kiện và sự tương thích của khách hàng và công ty kiểm toán. Việt Nam không có quy định về nhiệm kỳ công ty kiểm toán. Lựa chọn thay đổi công ty kiểm toán ở Việt Nam có thể là tăng chất lượng kiểm toán, cũng có thể làm cho phù hợp với điều kiện và tương thích giữa công ty với công ty kiểm toán. Từ những lập luận trên, giả thuyết cho rằng lựa chọn thay đổi công ty kiểm toán là nhằm tăng chất lượng kiểm toán.

H10: Công ty có thay đổi kiểm toán độc lập thì khả năng sai sót báo cáo tài chính thấp.

3. Phương pháp nghiên cứu

Sai sót báo cáo tài chính trong nghiên cứu này được đo lường thông qua tỷ lệ chênh lệch lợi nhuận sau và trước kiểm toán. Tổng thể nghiên cứu là các công ty phi tài chính niêm yết trong giai đoạn từ năm 2012 đến năm 2016 có tỷ lệ sai sót lợi nhuận từ 10% trở lên. Cụ thể, mẫu ngẫu nhiên gồm 600 được phân thành hai mẫu con: mẫu các công ty có sai sót trọng yếu (300 quan sát) và mẫu các công ty kiểm soát (không có sai sót trọng yếu, 300 quan sát). Để đảm bảo mẫu đại diện cho giai đoạn nghiên cứu, 600 quan sát được phân bổ đều cho 5 năm từ năm 2012 đến năm 2016. Như vậy mỗi năm thu thập 120 công ty, trong đó 60 công ty có sai sót trọng yếu được chọn ngẫu nhiên, 60 công ty đối ứng (kiểm soát) không có sai sót trọng yếu được chọn theo cách phân tầng (cùng lĩnh vực hoạt động, tương đồng với quy mô của công ty có sai sót). Dữ liệu được thu thập từ cơ sở dữ liệu StoxPlus và từ website của các công ty trong mẫu.

Do biến phụ thuộc là biến nhị phân và sai sót có thể xảy ra theo ba chiều hướng, mô hình hồi quy nhị phân theo ba chiều hướng sai sót sau được sử dụng như sau:

- *Hồi quy nhị phân của sai sót lợi nhuận nói chung (Mô hình 1)*

$$SAISOT = a + b1QM_{\text{hội đồng quản trị}} + b2\Delta L_{\text{hội đồng quản trị}} + b3KN + b4SCH + b5SHQL + b6SHC\Delta L + b7QMBKS + b8CLBKS + b9BIG4 + b10T\Delta KKT + b11CSIZE + b12TT + b13\Delta BTC + b14ROE + b15TTNY + e.$$

- *Hồi quy nhị phân của sai sót lợi nhuận tăng (Mô hình 2)*

$$SAISOT = a + b1QM_{\text{hội đồng quản trị}} + b2\Delta L_{\text{hội đồng quản trị}} + b3KN + b4SCH + b5SHQL + b6SHC\Delta L + b7QMBKS + b8CLBKS + b9BIG4 + b10T\Delta KKT + b11CSIZE + b12TT + b13\Delta BTC + b14ROE + b15TTNY + e.$$

- *Hồi quy nhị phân của sai sót lợi nhuận giảm (Mô hình 3)*

$$SAISOT = a + b1QM_{\text{hội đồng quản trị}} + b2\Delta L_{\text{hội đồng quản trị}} + b3KN + b4SCH + b5SHQL + b6SHC\Delta L + b7QMBKS + b8CLBKS + b9BIG4 + b10T\Delta KKT + b11CSIZE + b12TT + b13\Delta BTC + b14ROE + b15TTNY + e.$$

3.1. Đo lường biến phụ thuộc

Sai sót báo cáo tài chính trong nghiên cứu này được đo lường thông qua chỉ tiêu sai sót lợi nhuận

(LN). Sai sót báo cáo tài chính được đo lường theo ba chiều hướng như sau:

Sai sót lợi nhuận (chung):

$$\frac{\text{Lợi nhuận sau kiểm toán} - \text{Lợi nhuận trước kiểm toán}}{\text{Giá trị tuyệt đối của lợi nhuận sau kiểm toán}} \geq 10\%$$

Sai sót lợi nhuận tăng (Lợi nhuận sau kiểm toán lớn hơn lợi nhuận công ty báo cáo):

$$\frac{\text{Lợi nhuận sau kiểm toán} - \text{Lợi nhuận trước kiểm toán}}{\text{Giá trị tuyệt đối của Lợi nhuận sau kiểm toán}} \geq 10\%$$

Sai sót lợi nhuận giảm (Lợi nhuận sau kiểm toán thấp hơn lợi nhuận công ty báo cáo):

$$\frac{\text{Lợi nhuận sau kiểm toán} - \text{Lợi nhuận trước kiểm toán}}{\text{Giá trị tuyệt đối của Lợi nhuận sau kiểm toán}} \leq -10\%$$

3.2. Đo lường biến độc lập

Bảng 1. Đo lường biến độc lập

Biến	Cách đo lường
Quy mô HĐQT (QMHQDT)	Số lượng thành viên hội đồng quản trị
Độc lập của HĐQT (ĐLHQDT)	Tỷ lệ thành viên hội đồng quản trị không điều hành
Kiểm nhiệm (KN)	Giá trị 1 nếu chủ tịch hội đồng quản trị kiêm nhiệm giám đốc điều hành, ngược lại có giá trị 0.
Số cuộc họp của HĐQT trong một năm tài chính (SCH)	Số cuộc họp hội đồng quản trị trong năm tài chính.
Sở hữu quản lý (SHQL)	Phần sở hữu của người quản lý công ty, gồm sở hữu của các thành viên hội đồng quản trị, người điều hành.
Sở hữu cổ đông lớn (SHCDL)	- Tỷ lệ sở hữu cổ phần do cổ đông chiến lược nắm giữ. Cổ đông chiến lược là cổ đông nắm giữ từ 5% vốn điều lệ của công ty.
Quy mô ban kiểm soát (QMBKS)	Biến dummy, bằng 1 nếu số thành viên của ban kiểm soát trên 3, bằng 0 nếu bằng 3
Chất lượng ban kiểm soát (CLBKS)	Biến dummy, bằng 1 nếu có ít nhất 1 thành viên hoặc trưởng ban là chuyên gia tài chính, 0 nếu ngược lại.
Chất lượng kiểm toán (BIG4)	Biến dummy, giá trị 1 nếu do Big 4 kiểm toán, 0 cho các công ty kiểm toán khác
Thay đổi kiểm toán (TĐKT)	Biến dummy, giá trị 1 cho các công ty có thay đổi công ty kiểm toán, 0 cho trường hợp ngược lại
Quy mô công ty (CSIZE)	Log của tài sản.
Tăng trưởng doanh thu (TT)	Tăng trưởng doanh thu: (DTt-DTt-1)/DTt-1
Đòn bẩy tài chính (ĐBTC)	Nợ phải trả / Tổng tài sản
Khả năng sinh lời (ROE)	LN sau thuế / Vốn chủ sở hữu
Thời gian niêm yết (TTNY)	Thời gian niêm yết

Trên cơ sở các biến độc lập và các cách đo lường có thể có của mỗi biến được nhận diện trong các nghiên cứu trước đây như Abbott & cộng sự (2004), Jensen & Meckling (1979), Dechow & cộng sự (1996), ...lựa chọn các biến độc lập trong mô hình còn phù thuộc và khả năng dữ liệu sẵn có để thu thập. Đo lường các biến trong nghiên cứu này được trình bày ở Bảng 1.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Kết quả phân tích đơn biến

Để so sánh giá trị trung bình của các biến độc lập giữa hai nhóm nhằm xem có sự khác biệt hay không giữa hai nhóm với mỗi biến độc lập, kỹ thuật phân tích so sánh T-test được sử dụng. Mục đích là cung cấp những tóm lược về mẫu nghiên cứu và giá trị các biến, nhận diện các mô hình dữ liệu, làm cơ sở cho phân tích hồi quy để kiểm định các giả thuyết nghiên cứu. Bảng 2 trình bày giá trị trung bình, độ lệch chuẩn của các biến độc lập có sự khác biệt giữa hai nhóm: nhóm các công ty có sai sót trọng yếu và các công ty đối ứng (không có sai sót trọng yếu).

Bảng 2. Kết quả phân tích đơn biến

Biến độc lập	Công ty có sai sót		Công ty không có sai sót		Diff.in Mean	T-test
	(n=300)		(n=300)			
	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Trung bình	Độ lệch chuẩn		
KN	0,42	0,494	0,31	0,465	-0,107	-2,723*
SHCĐL	0,408	0,217	0,478	0,225	0,071	3,909***
TĐKT	0,35	0,478	0,24	0,43	-0,107	-2,875**
ROE	0,018	0,152	0,127	0,163	0,109	8,474***

*, **, ***: Mức ý nghĩa (p-value) nhỏ hơn 0,1, 0,05, 0,01 tương ứng.

Kết quả cho thấy các công ty có sai sót trọng yếu và công ty không có sai sót trọng yếu có sự khác biệt về giá trị trung bình của các biến độc lập là *Sự kiểm nhiệm* ($p=0,1$), *Sở hữu của cổ đông lớn bên ngoài* ($p=0,01$), *thay đổi kiểm toán* ($p=0,05$), và *khả năng sinh lời của vốn chủ sở hữu* ($p=0,01$). Các biến còn lại không có sự khác biệt. Kết quả này bước đầu phù hợp với giả thuyết H3, H6, H10.

4.2. Kết quả phân tích đa biến

4.2.1. Hồi quy chung (theo cả hai chiều hướng)

Hồi quy nhị phân theo cả hai chiều hướng sai sót đánh giá ảnh hưởng của các biến dự đoán trong mô hình đến biến phụ thuộc được đo lường thông qua sai sót lợi nhuận của các công ty thuộc mẫu nghiên cứu, không phân biệt chiều hướng sai sót. Hồi quy theo các chiều hướng sai sót lợi nhuận được trình bày ở hai nội dung tiếp theo. Kết quả hồi quy sai sót lợi nhuận nói chung được trình bày ở các Bảng 3, 4, 5, và 6. Kết quả cho thấy có năm biến dự đoán và một biến kiểm soát có ý nghĩa thống kê.

**Bảng 3. Kiểm định các hệ số của mô hình
(Omnibus Tests of Model Coefficients)**

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	120,458	15	0
	Block	120,458	15	0
	Model	120,458	15	0

Bảng 3 trình bày kết quả kiểm định Omnibus các hệ số beta của mô hình. Kết quả kiểm định cung cấp hệ số Chi-Square bằng 120,458 với mức ý nghĩa 0,01; giá trị tham số thống kê -2 Log likelihood (Bảng 4) là 711,319 với ý nghĩa 0,00. Kết quả này cho thấy khi đưa thêm các biến dự đoán vào mô hình đã làm tăng khả năng dự đoán của mô hình. Điều này cho thấy tính hợp lý của mô hình hồi quy có các biến độc lập.

Bảng 4. Tóm lược mô hình

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R2	Nagelkerke R2
1	711,319a	0,182	0,243

Bảng 5. Bảng phân loại dự đoán sai sót (Classification Table)

Quan sát (thực tế)			Dự đoán		
			Biến sai sót		Tỷ lệ chính xác
			Không có sai sót	Có sai sót	
Bước 1	Biến sai sót	Không có sai sót	220	80	73,3
		Có sai sót	78	222	74,4
	% tổng thể				73,7

a. Giá trị cắt (The cut value) là 0,50.

Bảng 5 phân loại có sai sót và không có sai sót theo hai tiêu chí: quan sát và dự đoán. Trong 300 công ty không có sai sót lợi nhuận trong mẫu, mô hình dự đoán đúng 220 trường hợp không có sai sót, đạt tỷ lệ 73,3% (220/300). Với 300 công ty có sai sót lợi nhuận trong mẫu, mô hình dự đoán đúng 222 công ty, đạt tỷ lệ 74,4% (222/300). Về tổng thể, tỷ lệ dự đoán đúng là 73,7% [(220+222)/(300+300)].

Bảng 6. Các biến có ý nghĩa thống kê

Biến độc lập	Hướng ảnh hưởng dự đoán	Hệ số ước tính	Wald χ^2
QMHĐQT	-	-0,55	2,750**
KN	+	0,389	3,710*
SCH	-	0,02	4,450**
SHCĐL	-	-0,88	3,933**
TĐKT	+	0,394	3,920**
ROE	+	-7,28	54,875***

*, **, ***: Mức ý nghĩa nhỏ hơn 0,10, 0,05, 0,01 tương ứng.

Kết quả hồi quy nhị phân về khả năng dự đoán sai sót lợi nhuận của các biến dự đoán được trình bày ở Bảng 6. Kết quả cho thấy có năm biến dự đoán và một biến kiểm soát có ý nghĩa thống kê. Thứ nhất, biến quy mô hội đồng quản trị có ý nghĩa thống kê (p-value = 0,05, hệ số = -0,55). Kết quả này phù hợp với giả thuyết đặt ra theo đó quy mô của hội đồng quản trị càng lớn thì khả năng sai sót báo cáo tài chính càng thấp. Kết quả này cũng phù hợp với các nghiên cứu trước đây như nghiên cứu của Abbott & cộng sự (2004), Dechow & cộng sự (1996).

Phù hợp với giả thuyết đặt ra là những công ty có chủ tịch hội đồng quản trị kiêm giám đốc thì khả năng có sai sót báo cáo tài chính càng cao, hệ số hồi quy của biến chủ tịch hội đồng quản trị kiêm nhiệm giám đốc mang giá trị dương (0,389) và có ý nghĩa thống kê chỉ ở mức 0,1. Kết quả này cũng phù hợp với một số nghiên cứu trước đây (như nghiên cứu của Carcello & cộng sự, 2011; Dechow & cộng sự, 1996; Efendi & cộng sự, 2007; Farber, 2005; Nguyễn Công Phương & Lâm Xuân Đào, 2016).

Kết quả hồi quy cũng cho thấy biến số cuộc họp của hội đồng quản trị có ý nghĩa thống kê (p-value = 0,05) nhưng nghịch chiều với dự đoán trong giả thuyết đặt ra, theo đó hội đồng quản trị có nhiều cuộc họp trong năm thì khả năng sai sót báo cáo tài chính càng thấp. Kết quả này phù hợp với nghiên cứu của Chen & cộng sự (2006), Salleh & Othman (2016). Lưu ý rằng, không nhiều nghiên cứu sử dụng biến cuộc họp của hội đồng quản trị trong dự đoán sai sót báo cáo tài chính, do vẫn còn tranh cãi về tính hữu hiệu của cuộc họp

hội đồng quản trị trong việc nâng cao khả năng giám sát của họ (Jensen, 1993; Vafeas, 1999).

Với biến *sở hữu của cổ đông lớn bên ngoài*, kết quả cho thấy biến này có ý nghĩa thống kê ($p\text{-value} = 0,05$, hệ số ước tính $= -0,88$), phù hợp với giả thuyết H6 (mức độ sở hữu của cổ đông lớn bên ngoài cao thì khả năng sai sót báo cáo tài chính càng thấp). Kết quả này phù hợp với nhiều nghiên cứu trước đây như nghiên cứu của Shleifer & Vishney (1986), Jensen (1993), Dechow & cộng sự (1996).

Kết quả cũng cho thấy biến *thay đổi công ty kiểm toán* có ý nghĩa thống kê ($p\text{-value} = 0,05$, hệ số ước tính $= 0,394$), phù hợp với giả thuyết đặt ra, theo đó các công ty có thay đổi kiểm toán độc lập (trong gian đoạn nghiên cứu) thì khả năng sai sót báo cáo tài chính thấp. Điều này phù hợp với lập luận về thay đổi công ty kiểm toán nhằm tăng tính độc lập của công ty kiểm toán và từ đó tăng chất lượng báo cáo tài chính.

Trong số các biến kiểm soát, chỉ có biến khả năng sinh lời của chủ sở hữu là biến có ý nghĩa thống kê ($p\text{-value} = 0,001$) với hệ số beta $-7,28$. Kết quả này phù hợp với lập luận về khả năng xảy ra sai sót báo cáo tài chính, theo đó công ty có khả năng sinh lời cao thì khả năng có sai sót báo cáo tài chính và kết quả phù hợp với một số nghiên cứu trước đây như nghiên cứu của Larcker & cộng sự (2007), Kryzanowski & Zhang (2013).

Các biến còn lại đều không có ý nghĩa thống kê. Điều này ngụ ý rằng, nghiên cứu không thành công trong việc tìm thấy bằng chứng về ảnh hưởng của các biến này đến khả năng sai sót lợi nhuận. Kết quả này có thể do dữ liệu nghiên cứu không đủ thuyết phục để chấp nhận các giả thuyết có liên quan.

4.2.2. Hồi quy theo chiều hướng sai sót

Ngoài mô hình hồi quy chung (theo cả hai hướng sai sót-mô hình 1), 2 mô hình hồi quy theo chiều hướng sai sót, được sử dụng gồm: hồi quy nhị phân của sai sót lợi nhuận tăng (mô hình 2) và hồi quy nhị phân của sai sót lợi nhuận (mô hình 3). Kết quả các biến có ý nghĩa thống kê của hai mô hình này được trình bày tổng hợp chung với kết quả của mô hình 1 như ở Bảng 7.

**Bảng 7. Tổng hợp kết quả hồi quy ba mô hình
(các biến độc lập có ý nghĩa thống kê)**

Biến độc lập	Mô hình 1	Mô hình 2	Mô hình 3
QMHDQT	-0,155**	-0,134	-0,14
KN	0,389*	0,308	0,525*
SCH	0,020**	0,007	0,030**
SHCĐL	-0,880***	-1,300*	-0,73
TĐKT	0,394**	0,473*	0,34
ROE	-7,280***	-8,717***	-6,255***

Kết quả ba mô hình hồi quy có sự tương thích nhất định đối với một số biến. Biến *sở hữu cổ đông lớn bên ngoài* và biến *thay đổi kiểm toán* đều có ý nghĩa thống kê trong cả mô hình 1 và mô hình 2. Biến *sự kiêm nhiệm* và biến *số cuộc họp của hội đồng quản trị* có ý nghĩa thống kê trong mô hình 1 và mô hình 3. Trong khi đó, biến *Quy mô hội đồng quản trị* chỉ có ý nghĩa trong mô hình 1. Biến *kiểm soát ROE* có ý nghĩa trong cả ba mô hình. Kết quả có sự khác biệt giữa ba mô hình có thể do số lượng quan sát giảm trong mô hình 2 và mô hình 3. Cũng cần lưu ý rằng, kết quả hồi quy chung là kết quả tổng hợp nhất, trong khi kết quả hồi quy theo chiều hướng tăng giảm là nhằm làm rõ thêm chiều hướng sai sót.

5. Hàm ý và kết luận

Kết quả phân tích hồi quy cung cấp bằng chứng về năm nhân tố thuộc về quản trị công ty có ảnh hưởng đến sai sót báo cáo tài chính. Kết quả này tiếp tục khẳng định kết quả từ các nghiên cứu trước đây về vai trò của quản trị công ty đối với sai sót báo cáo tài chính.

Kết quả nghiên cứu ngụ ý rằng, các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam cần duy trì một số lượng đủ lớn thành viên hội đồng quản trị để đảm bảo việc kiểm tra, giám sát ban giám đốc nhằm đảm bảo chất lượng báo cáo tài chính. Kết quả cũng gợi ý rằng, tách biệt sự kiêm nhiệm chủ tịch hội đồng quản trị và giám đốc sẽ góp phần giảm thiểu khả năng xảy ra sai sót báo cáo tài chính. Điều này sẽ hạn chế việc giám đốc vì những động cơ, lợi ích riêng mà làm sai lệch thông tin trên báo cáo tài chính. Tăng cường

số cuộc họp của hội đồng quản trị, tăng sở hữu của cổ đông lớn cũng góp phần hạn chế sai sót báo cáo tài chính. Bên cạnh đó, các công ty niêm yết cần thay đổi kiểm toán độc lập để tăng cường sự độc lập của kiểm toán, góp phần hạn chế sai sót báo cáo tài chính.

Mặc dù kết quả không hoàn toàn đồng thuận với các nghiên cứu trước đây, điều này có thể do nhiều yếu tố khác nhau như đặc thù về khuôn khổ pháp lý, môi trường hoạt động. Mặt khác, sự không đồng thuận hoàn toàn với kết quả của các nghiên cứu trước đây cũng ngụ ý rằng, cần tiếp tục thực hiện các nghiên cứu trong tương lai nhằm tìm kiếm kết quả kiểm chứng ảnh hưởng của các nhân tố khác nhau đến sai sót báo cáo tài chính trong các nền kinh tế mới nổi như Việt Nam.

Tài liệu tham khảo

- Abbott, L., Parker, S. & Peters., G. (2004), 'Audit committee characteristics and restatements', *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, 23(1), 69-87.
- Agrawal, A. & Chadha, S. (2005), 'Corporate governance and accounting scandals', *Journal of Law and Economics*, 48(2), 371-390.
- Argenti, J. & Argenti, J. (1976), *Corporate collapse: The causes and symptoms*, McGraw-Hill, London.
- Beasley, M.S. (1996), 'An empirical analysis of the relation between the board of director composition and financial statement fraud', *The Accounting Review*, 71(4), 443-465.
- Bộ Tài chính (2012), *Thông tư số 121/2012/TT-BTC Quy định về quản trị công ty áp dụng cho các công ty đại chúng*, ban hành ngày 26 tháng 7 năm 2012.
- Brown, S.V. & Knechel, W.R. (2016), 'Auditor-client compatibility and audit firm selection', *Journal of Accounting Research*, 54(3), 725-775.
- Carcello, J.V. & Nagy, A.L. (2004), 'Audit firm tenure and fraudulent financial reporting', *Auditing: A journal of practice & theory*, 23(2), 55-69.
- Carcello, J.V., Neal, T.L., Palmrose, Z.V. & Scholz, S. (2011), 'CEO involvement in selecting board members, audit committee effectiveness, and restatements', *Contemporary Accounting Research*, 28(2), 396-430.
- Chen, C.Y., Lin, C.J. & Lin, Y.C. (2008), 'Audit partner tenure, audit firm tenure, and discretionary accruals: Does long auditor tenure impair earnings quality?', *Contemporary Accounting Research*, 25(2), 415-445.
- Chen, G., Firth, M., Gao, D.N. & Rui, O.M. (2006), 'Ownership structure, corporate governance, and fraud: Evidence from China', *Journal of Corporate Finance*, 12(3), 424-448.
- Dechow, P.M., Sloan, R.G. & Sweeney, A.P. (1996), 'Causes and consequences of earnings manipulations: An analysis of firms subject to enforcement actions by the SEC', *Contemporary Accounting Research*, 13(1), 1-36.
- DeZoort, F.T. & Salterio, S.E. (2001), 'The effects of corporate governance experience and financial-reporting and audit knowledge on audit committee members' judgments', *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 20(2), 31-47.
- Efendi, J., Srivastava, A. & Swanson, E.P. (2007), 'Why do corporate managers misstate financial statements? The role of option compensation and other factors', *Journal of Financial Economics*, 85(3), 667-708.
- Farber, D.B. (2005), 'Restoring Trust after Fraud: Does Corporate Governance Matter?', *The Accounting Review*, 80(2), 539-561.
- Huther, J. (1997), 'An empirical test of the effect of board size on firm efficiency', *Economics Letters*, 54(3), 259-264.
- Jensen, M.C. (1993), 'The modern industrial revolution, exit, and the failure of internal control systems', *The Journal of Finance*, 48(3), 831-880.
- Jensen, M.C. (2001), 'Value maximization, stakeholder theory, and the corporate objective function', *Journal of Applied Corporate Finance*, 14(3), 8-21.
- Jensen, M.C. & Meckling, W.H. (1979), 'Rights and production functions: An application to labor-managed firms and codetermination', *Journal of Business*, 52(4), 469-506.
- Johnson, V.E., Khurana, I. K. & Reynolds, J.K. (2002), 'Audit-firm tenure and the quality of financial reports',

- Kalbers, L.P. & Fogarty, T.J. (1993), 'Audit committee effectiveness: An empirical investigation of the contribution of power', *Auditing*, 12(1), 1-20.
- Kamardin, H. & Haron, H. (2011), 'Internal corporate governance and board performance in monitoring roles: Evidence from Malaysia', *Journal of Financial Reporting and Accounting*, 9(2), 119-140.
- Kryzanowski, L. & Zhang, Y. (2013), 'Financial restatements and Sarbanes-Oxley: Impact on Canadian firm governance and management turnover', *Journal of Corporate Finance*, 21, 87-105.
- Larcker, D.F., Richardson, S.A., & Tuna, I. (2007), 'Corporate Governance, Accounting Outcomes, and Organizational Performance', *The Accounting Review*, 82(4), 963-1008.
- Lipton, M. & Lorsch, J.W. (1992), 'A modest proposal for improved corporate governance', *The Business Lawyer*, 4(1), 59-77.
- Loebbecke, J.K., Eining, M.M. & Willingham, J.J. (1989), 'Auditors experience with material irregularities-frequency, nature, and detectability', *Auditing-A Journal of Practice & Theory*, 9(1), 1-28.
- Nguyễn Công Phương, & Lâm Xuân Đào (2016), 'Các nhân tố ảnh hưởng đến sai phạm trong báo cáo tài chính của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế & Phát triển*, 230, 62-71.
- Nguyễn Công Phương, Ngô Hà Tấn, Trần Đình Khôi Nguyên, Đoàn Thị Ngọc Trai & Nguyễn Trọng Hiếu (2016), 'Thao túng báo cáo tài chính của các công ty niêm yết và tác động tới thị trường chứng khoán Việt Nam', Đề tài KH&CN cấp Bộ, Mã số B2015-04-15.
- Nguyễn Công Phương & Nguyễn Trọng Hiếu (2020), 'Sai sót báo cáo tài chính của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam', *Tạp chí Nghiên cứu Kế toán & Tài chính*, 3(200), 76-79.
- Salleh, S.M. & Othman, R. (2016), 'Board of director's attributes as deterrence to corporate fraud', *Procedia Economics and Finance*, 35, 82-91.
- Sennetti, J. & Turner, J. (2001), 'Post-audit restatement risk and audit firm size', *Journal of Forensic Accounting*, 2, 67-94.
- Shleifer, A. & Vishny, R.W. (1986), 'Large shareholders and corporate control', *Journal of Political Economy*, 94(3, Part 1), 461-488.
- Stiles, P. & Taylor, B. (1993), 'Benchmarking corporate governance: The impact of the Cadbury Code', *Long Range Planning*, 26(5), 61-71.
- Trần Thị Giang Tân & Trương Thùy Dương (2016), 'Ảnh hưởng các đặc tính của hội đồng quản trị đến sai sót trọng yếu trên báo cáo tài chính: Bằng chứng thực nghiệm tại Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế & Phát triển*, 27(8), 42-60.
- Uzun, H., Szewczyk, S.H. & Varma, R. (2004), 'Board composition and corporate fraud', *Financial Analysts Journal*, 60(3), 33-43.
- Vafeas, N. (1999), 'Board meeting frequency and firm performance', *Journal of Financial Economics*, 53(1), 113-142.

MỐI QUAN HỆ GIỮA TÍNH KHẢ DỤNG CỦA TRANG WEB VỚI THÁI ĐỘ VÀ Ý ĐỊNH MUA CỦA NGƯỜI TIÊU DÙNG: VAI TRÒ TRUNG GIAN CỦA SỰ HÀI LÒNG

Nguyễn Đình Toàn

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: nguyendinhthoan@neu.edu.vn

Mã bài: JED - 571

Ngày nhận bài: 10/03/2022

Ngày nhận bài sửa: 25/04/2022

Ngày duyệt đăng: 29/04/2022

Tóm tắt

Nghiên cứu này được thực hiện để điều tra ảnh hưởng của tính khả dụng đến thái độ và ý định mua và xem xét vai trò trung gian của sự hài lòng của khách hàng. Trên cơ sở dữ liệu khảo sát 509 khách hàng đã từng mua và trải nghiệm trên trang Shopee tại Việt Nam, mô hình cấu trúc tuyến tính (SEM) đã được sử dụng để kiểm định các giả thuyết nghiên cứu. Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng, tính dễ sử dụng, dễ hiểu, dễ mua và dễ đặt hàng có ảnh hưởng tích cực đến sự hài lòng của khách hàng. Tính dễ sử dụng, dễ hiểu và dễ đặt hàng có ảnh hưởng tích cực đến thái độ đối với mua. Trong khi đó, chỉ có tính dễ sử dụng có ảnh hưởng tích cực đến ý định mua. Nghiên cứu cho thấy tính dễ sử dụng, dễ hiểu, dễ mua và dễ đặt hàng đều có ảnh hưởng đến thái độ và ý định mua một cách gián tiếp thông qua sự hài lòng của người tiêu dùng.

Từ khóa: Sự hài lòng của khách hàng, ý định mua, thái độ mua, tính khả dụng.

Mã JEL: M31

The relationship between website usability and consumer purchase attitude and intention: The intermediate role of satisfaction

Abstract

This study investigates the effect of usability on attitude and purchase intention of consumers and examines the mediating role of customer satisfaction. Based on survey data of 509 customers who have purchased from and experienced Shopee in Vietnam, Structural Equation Modeling (SEM) was used to test the research hypotheses. Research results show that ease of use, ease of understanding, ease of purchase, and ease of ordering have a positive influence on customers' satisfaction. Ease of use, ease of understanding, and ease of ordering have a positive influence on attitudes towards purchase. Meanwhile, ease of use alone has a positive effect on purchase intention. In particular, this study shows that ease of use, ease of understanding, ease of purchase, and ease of ordering have an impact on attitude and purchase intention indirectly through consumer satisfaction.

Keywords: Consumer satisfaction, purchase intention, purchase attitudes, usability.

JEL Code: M31

1. Giới thiệu

Sự phát triển của internet, cũng như tác động của đại dịch COVID-19, đã làm cho người tiêu dùng ở nhà nhiều hơn. Một số khu vực hạn chế đi lại và các trung tâm mua sắm mở cửa hạn chế, dẫn tới việc mua sắm trực tuyến được tạo bàn đạp phát triển nhanh và mạnh ở Việt Nam và dẫn đến một số lượng lớn các nhà bán lẻ trực tuyến như Shopee, Lazada, Tiki... Cùng với những doanh nghiệp lớn này, nhiều nhà bán lẻ trực tuyến nhỏ cũng đã tham gia vào không gian điện tử. Theo Sách trắng Thương mại điện tử Việt Nam cho thấy thương mại điện tử Việt Nam đạt được mức tăng trưởng ấn tượng 18% vào năm 2020, quy mô thị trường lên

đến 11,8 tỷ USD, chiếm 5,5% tổng mức bán lẻ hàng hóa và doanh thu dịch vụ tiêu dùng cả nước. Với mức tăng trưởng ấn tượng đó, Việt Nam được cho là đang nhanh chóng trở thành “miếng bánh hấp dẫn” hàng đầu cho thương mại điện tử tại khu vực Đông Nam Á.

Cả những nhà nghiên cứu và những nhà quản trị đều nhận ra tầm quan trọng của nhận thức về tính khả dụng của trang web mua sắm đối với sự hài lòng, thái độ và ý định mua của khách hàng khi trải nghiệm mua sắm trực tuyến (Flavián & cộng sự, 2006; Casaló & cộng sự, 2008; Kim & Eom, 2002; Lee & Kozar, 2012; Karani & cộng sự, 2021; Benaïda, 2021). Cũng giống như bán hàng tại các cửa hàng ngoại tuyến, khi một khách hàng truy cập vào một cửa hàng trực tuyến, vấn đề tính khả dụng có thể ảnh hưởng đến nhận thức và hành vi của khách hàng. Do đó, những web có tính khả dụng hơn có xu hướng tạo ra những thái độ tích cực hơn đối với các cửa hàng trực tuyến và tăng tỷ lệ chuyển đổi (Becker & Mottay, 2001). Những nghiên cứu trước đây trong lĩnh vực bán lẻ đã nghiên cứu khái niệm về tính khả dụng, coi nó là một thành phần của chất lượng dịch vụ (Ladhari, 2010). Tuy nhiên, việc tích hợp quản trị tính khả dụng trong chiến lược kinh doanh số là một vấn đề mới cần phải được nghiên cứu sâu hơn.

Hầu hết các nghiên cứu về tính khả dụng của trang web đến lòng trung thành, sự hài lòng, thái độ và ý định mua đều chỉ đo lường về tính khả dụng chung của trang web (Tandon & cộng sự, 2016; Belanche & cộng sự, 2012) mà rất ít những nghiên cứu đi sâu vào tìm hiểu về các khía cạnh của tính khả dụng như tính dễ sử dụng, dễ hiểu, dễ mua và dễ đặt hàng ảnh hưởng khác nhau như thế nào đến sự hài lòng, thái độ và ý định mua hàng của khách hàng. Ngoài ra, các nghiên cứu về mua sắm trực tuyến chủ yếu bắt nguồn từ các nước công nghiệp và phương Tây. Tuy nhiên, các thị trường mới nổi như Việt Nam có bối cảnh thể chế khác nhau về khía cạnh kinh tế xã hội và quy định. Do đó, các mô hình được phát triển ở các nước tiên tiến cần được nghiên cứu và kiểm tra trong các nền văn hóa khác nhau, để những mô hình này có thể được chấp nhận rộng rãi hơn.

Mối quan tâm hàng đầu của các nhà bán lẻ trực tuyến ở Việt Nam là thuyết phục những người e ngại mua sắm trực tuyến chấp nhận. Kiến thức thu được từ việc nghiên cứu các yếu tố tính khả dụng ảnh hưởng đến sự hài lòng của khách hàng sẽ giúp ích rất nhiều cho các nhà nghiên cứu và nhà marketing trong việc hình dung và đề xuất cách những người mua sắm không thường xuyên có thể chuyển đổi thành những người mua sắm trực tuyến thường xuyên. Liệu rằng, các yếu tố của tính khả dụng của trang web như: dễ sử dụng, dễ hiểu, dễ mua và dễ đặt hàng có ảnh hưởng như thế nào đến sự hài lòng, thái độ và ý định mua của khách hàng Việt Nam? Các yếu tố đó có mức độ ảnh hưởng khác nhau như thế nào tới sự hài lòng, thái độ và ý định mua của khách hàng Việt Nam? Vai trò trung gian của sự hài lòng đối với ảnh hưởng của tính khả dụng đến thái độ và ý định mua của khách hàng Việt Nam ra sao? Nghiên cứu này được thực hiện nhằm hướng tới trả lời các câu hỏi đó.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Ý định mua

Zeithaml & cộng sự (1996) đã chỉ ra rằng ý định mua là một khía cạnh của ý định hành vi. Để xem xét các mô hình hành vi của người tiêu dùng, ý định mua hàng đã được sử dụng để dự đoán hành vi thực tế do nó có liên quan đến hành vi thực tế (Ajzen & Fishbein, 1980) và mối liên hệ đã được điều tra thực nghiệm trong các doanh nghiệp khách sạn và du lịch (Ajzen & Driver, 1992; Buttle & Bok, 1996). Trong lần truy cập đầu tiên vào một trang web, thách thức chính mà nhà cung cấp dịch vụ phải đối mặt là chuyển đổi khách truy cập thành người mua. Ngoài ra, ý định mua ảnh hưởng trực tiếp đến cả doanh thu và lợi nhuận của công ty. Do đó, ý nghĩa của nó với tư cách là một biến kết quả được quan tâm. Do đó, ý định mua của khách hàng được xem như một biến phụ thuộc cuối cùng trong mô hình nghiên cứu đề xuất.

2.2. Thái độ mua hàng trực tuyến

Thái độ đối với mua sắm trực tuyến được định nghĩa là cảm giác tích cực hoặc tiêu cực của khách hàng liên quan đến việc hoàn thành hành vi mua hàng trên internet (Chiu & cộng sự, 2005; Schlosser, 2003). Ngoài ra, theo Vijayasarathy (2004) thái độ được định nghĩa là mức độ mà khách hàng thích mua sắm trực tuyến và coi đó là một ý tưởng tốt. Theo Kotler & Armstrong (2013), lựa chọn mua sắm của một người bị ảnh hưởng bởi bốn yếu tố tâm lý chính: động cơ, nhận thức, học hỏi, niềm tin và thái độ. Các đặc điểm của người tiêu dùng như tính cách, lợi ích và nhận thức mua sắm trực tuyến cũng được phát hiện có ảnh hưởng đến hành vi mua sắm trực tuyến của người tiêu dùng và tỷ lệ mua sắm trực tuyến (Cheung & Lee, 2003; Goldsmith & Flynn,

2004). Do đó, hiểu được thái độ của người tiêu dùng giúp các nhà quản trị marketing dự đoán tỷ lệ mua sắm trực tuyến và đánh giá sự tăng trưởng trong tương lai của bán lẻ trực tuyến.

2.3. Sự hài lòng của người tiêu dùng

Oliver (1981) đã định nghĩa sự hài lòng là mức độ của trạng thái cảm giác của một người bắt nguồn từ việc so sánh kết quả thu được từ tiêu dùng sản phẩm với những kỳ vọng trước đó. Trong môi trường trực tuyến, sự hài lòng của khách hàng là một trong những chìa khóa quan trọng dẫn đến việc tăng khả năng giữ chân khách hàng, tăng trưởng lâu dài của các cửa hàng trực tuyến và ý định mua hàng (Chen & cộng sự, 2012). Các nghiên cứu trước đây có liên quan đến sự hài lòng của khách hàng với ý định hành vi và thái độ mua hàng. Các nghiên cứu này đã ngụ ý mối quan hệ trực tiếp giữa sự hài lòng của khách hàng và ý định hành vi (Tsai và Huang, 2007; Che-Hui & cộng sự, 2011; Tandon & cộng sự, 2016). Ngoài ra, Có nhiều nghiên cứu cho thấy vai trò của sự hài lòng trong việc nâng cao thái độ mua hàng trực tuyến của khách hàng (Pavlou & Fygenonson, 2006; Sánchez-García & cộng sự, 2012; Tandon & cộng sự, 2016). Để cải thiện hiệu quả kinh doanh và tăng mức độ hài lòng của người tiêu dùng, các nhà bán lẻ trực tuyến cần hiểu rõ ràng và sâu sắc về tiền đề của sự hài lòng của người tiêu dùng trong môi trường trực tuyến. Từ những phân tích ở trên tác giả đề xuất các giả thuyết sau:

H1: Sự hài lòng của khách hàng trong môi trường trực tuyến có ảnh hưởng tích cực đến ý định mua.

H2: Sự hài lòng của khách hàng trong môi trường trực tuyến có ảnh hưởng tích cực đến thái độ mua.

2.4. Tính khả dụng của trang web mua sắm trực tuyến

Flavián & cộng sự (2006) định nghĩa tính khả dụng của một web là nhận thức về sự dễ dàng khi điều hướng trang web hoặc mua hàng qua internet. Bối cảnh sử dụng và trải nghiệm của người dùng khi tương tác với hệ thống là những yếu tố chính của tính khả dụng trong tương tác giữa người với máy tính (Baber, 2005). Do đó, mức độ khả dụng cao hơn sẽ liên quan đến mức độ khó khăn thấp hơn để quản lý chức năng đó (Davis, 1989) và do đó, tính khả dụng được xét như là một nhân tố chính để dự đoán ý định sử dụng một hệ thống (Davis, 1989; Teo & cộng sự, 2003).

Tính khả dụng gắn liền với tính dễ sử dụng và được coi là yếu tố quan trọng để đạt được sự tin tưởng và hài lòng của khách hàng (Flavián & cộng sự, 2006; Casaló & cộng sự, 2008; Nielsen, 2012). Roy & cộng sự (2001) cho rằng các nhà bán lẻ trực tuyến cần chú ý đến tính dễ điều hướng, dễ học hỏi, dễ cảm nhận và hỗ trợ trong khi thiết kế các trang web mua sắm trực tuyến. Kim & Eom (2002) và Ranganathan & Ganapathy (2002) đã đề cập đến tầm quan trọng của tính khả dụng trong việc xác định các khía cạnh chính qua chất lượng trang web. Theo Nielsen (2012), tính khả dụng xem xét trên các yếu tố tính dễ sử dụng, dễ hiểu, dễ mua và dễ đặt hàng và được khái niệm chi tiết như sau:

- Tính dễ sử dụng là sự đơn giản khi sử dụng trang web trong giai đoạn đầu mà người dùng truy cập vào trang web đó;
- Tính dễ hiểu là việc dễ dàng hiểu được cấu trúc của một hệ thống, các chức năng, giao diện của web và những nội dung mà người dùng có thể quan sát được;
- Tính dễ mua là tốc độ mà người dùng có thể tìm thấy những gì họ đang tìm kiếm; dễ dàng nhận thấy việc điều hướng trang web và mua hàng về thời gian và hành động cần thiết để có được kết quả mong muốn;
- Tính dễ đặt hàng là khả năng người dùng kiểm soát được những gì họ đang làm và vị trí của họ tại bất kỳ thời điểm nào trong quá trình đặt hàng.

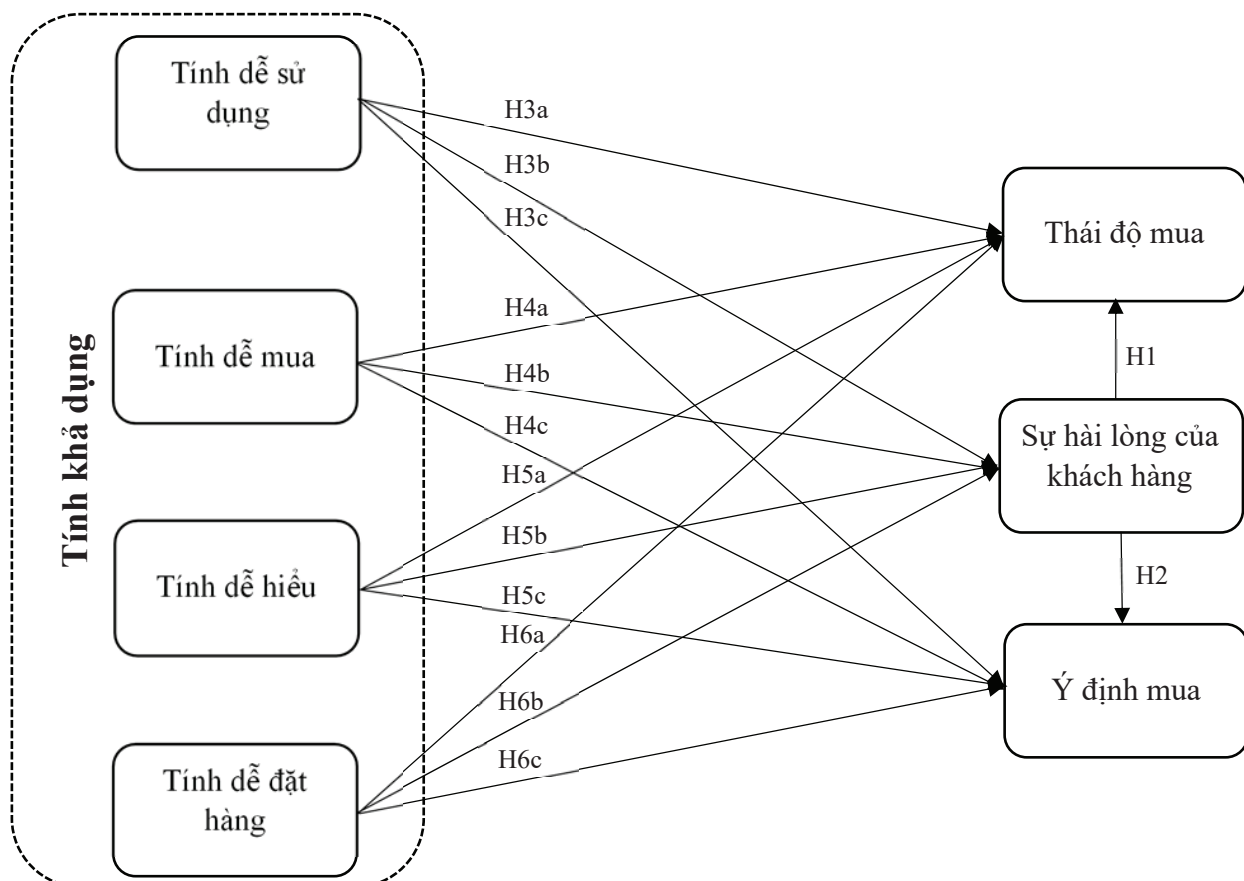
Venkatesh & Agarwal (2006) đã đề xuất mô hình tính khả dụng để kiểm tra mối liên hệ giữa nội dung, tính dễ sử dụng và truyền thông như những cấu trúc quan trọng về tính khả dụng. Tính dễ hiểu (Loiacono & cộng sự, 2002) và tính dễ sử dụng (Pearson & cộng sự, 2007; Casaló & cộng sự, 2008) đóng một vai trò quan trọng trong việc chấp nhận các trang web. Bauer & cộng sự (2006) cho rằng chính giao và trả đơn hàng là những khía cạnh quan trọng của mua sắm trực tuyến. Qu & cộng sự (2008) coi dịch vụ theo dõi đơn hàng và tính dễ dàng trả lại sản phẩm là những yếu tố quyết định quan trọng ảnh hưởng đến xếp hạng chung của các nhà bán lẻ trực tuyến. Sự hài lòng có thể là một yếu tố đặc biệt quan trọng đối với việc sử dụng các trang web, bởi người tiêu dùng thường có xu hướng truy cập lại một trang web khi họ thấy hài lòng trong lần truy cập đầu tiên (Ha & Janda, 2014; Karani & cộng sự, 2021).

Tuy nhiên, lý thuyết về hành vi người tiêu dùng trực tuyến nhận ra rằng, tác động của tính khả dụng không

chỉ ảnh hưởng đến sự hài lòng mà còn ảnh hưởng đến ý định mua trong tương lai của người tiêu dùng. Ở khía cạnh này, Flavián & cộng sự (2006) đã nhận thấy rằng tính khả dụng ảnh hưởng tích cực đến lòng trung thành với một web. Ngoài ra, Abdeldayem (2010) lưu ý rằng thái độ đối với mua sắm trực tuyến và ý định mua sắm trực tuyến bị ảnh hưởng bởi tính khả dụng. Do đó, tác giả đề xuất các giả thuyết sau:

- H3a:** Tính dễ sử dụng của trang thương mại điện tử có ảnh hưởng tích cực đến thái độ mua hàng.
H3b: Tính dễ sử dụng của trang thương mại điện tử có ảnh hưởng tích cực đến sự hài lòng của khách hàng.
H3c: Tính dễ sử dụng của trang thương mại điện tử có ảnh hưởng tích cực đến ý định mua hàng.
H4a: Tính dễ mua của trang thương mại điện tử có ảnh hưởng tích cực đến thái độ mua hàng.
H4b: Tính dễ mua của trang thương mại điện tử có ảnh hưởng tích cực đến sự hài lòng của khách hàng.
H4c: Tính dễ mua của trang thương mại điện tử có ảnh hưởng tích cực đến ý định mua hàng.
H5a: Tính dễ hiểu của trang thương mại điện tử có ảnh hưởng tích cực đến thái độ mua hàng.
H5b: Tính dễ hiểu của trang thương mại điện tử có ảnh hưởng tích cực đến sự hài lòng của khách hàng.
H5c: Tính dễ hiểu của trang thương mại điện tử có ảnh hưởng tích cực đến ý định mua hàng.
H6a: Tính dễ đặt hàng của trang thương mại điện tử có ảnh hưởng tích cực đến thái độ mua hàng.
H6b: Tính dễ đặt hàng của trang thương mại điện tử có ảnh hưởng tích cực đến sự hài lòng của khách hàng.
H6c: Tính dễ đặt hàng của trang thương mại điện tử có ảnh hưởng tích cực đến ý định mua hàng.
- Dựa trên những phân tích và các giả thuyết đưa ra ở trên, mô hình nghiên cứu đề xuất như Hình 1.

Hình 1: Mô hình nghiên cứu đề xuất



3. Phương pháp nghiên cứu

Phương pháp nghiên cứu được thực hiện theo hai giai đoạn. Giai đoạn đầu tiên tập trung vào việc phát triển các thang đo dựa trên các định nghĩa của từng nhân tố, giai đoạn này chủ yếu điều chỉnh các thang đo đã được xác định trong các nghiên cứu trước đây. Giá trị nội dung đã được đánh giá để đảm bảo tính nhất quán của các thang đo. Giai đoạn nghiên cứu thứ hai liên quan đến việc kiểm định các giả thuyết nghiên cứu.

cứ bằng cách sử dụng dữ liệu thu thập được từ những khách hàng đã từng mua và trải nghiệm trên trang thương mại điện tử Shopee.

3.1 Phát triển thang đo

Các biến quan sát của mỗi nhân tố trong nghiên cứu được điều chỉnh từ các nghiên cứu trước đây. Tác giả đã tiến hành những điều chỉnh nhỏ về từ ngữ của các biến quan sát trước đây cho phù hợp với bối cảnh nghiên cứu. Vì nghiên cứu này được tiến hành tại thị trường Việt Nam, nên các biến quan sát đã được dịch từ tiếng Anh sang tiếng Việt và sau đó dịch lại sang tiếng Anh để kiểm tra độ chính xác. Nếu cần thiết, bản dịch tiếng Việt có thể được điều chỉnh.

Thang đo Likert 5 điểm từ 1 = “hoàn toàn không đồng ý” đến 5 “Hoàn toàn đồng ý” được sử dụng để đo lường các biến quan sát trong nghiên cứu. Ý định mua được đo lường bởi 3 biến quan sát của Belanche & cộng sự (2012). Thái độ đối với mua trực tuyến được đo lường bởi 3 biến quan sát của Tandon & cộng sự (2016). Sự hài lòng của khách hàng được đo lường bởi 4 biến quan sát của Belanche & cộng sự (2012). Trong khi đó, các nhân tố của tính khả dụng như tính dễ sử dụng, dễ hiểu, dễ mua và dễ đặt hàng được đo lường lần lượt là 3, 4, 3, 4 biến quan sát được ứng dụng từ các nghiên cứu của Roy & cộng sự (2001), Kim & Eom (2002) và Flavián & cộng sự (2006).

3.2 Thu thập và phân tích dữ liệu

Để kiểm định các giả thuyết nghiên cứu, một cuộc khảo sát trực tuyến đã được thực hiện với những khách hàng tại Việt Nam đã từng mua sắm và trải nghiệm trên trang Shopee. Bảng hỏi nghiên cứu chính sử dụng mẫu thuận tiện đối với những khách hàng đã từng mua sắm và trải nghiệm trên trang thương mại điện tử Shopee tại Việt Nam, từ tháng 11 đến tháng 12 năm 2021. Với 527 phiếu khảo sát được thu thập, sau khi sàng lọc và loại bỏ các phiếu không hợp lệ, tác giả sử dụng 509 phiếu hợp lệ để dùng trong phân tích chính thức. Trong số những người trả lời, có 141 (27,7%) là nam, 368 (72,3%) là nữ. Ngoài ra, đa phần số người được hỏi đều đã sử dụng trang thương mại điện tử Shopee để mua sắm từ 1 đến 3 năm (61,7%).

SPSS 22.0 và Amos 24.0 đã được sử dụng để phân tích dữ liệu. Tác giả sử dụng tiếp cận hai bước của Anderson & Gerbing (1988). Đầu tiên, Phân tích nhân tố khẳng định (CFA) để kiểm tra độ phù hợp của mỗi thang đo và cấu trúc của mỗi nhân tố. Thứ hai, mô hình cấu trúc tuyến tính (SEM) đã được sử dụng để kiểm định các giả thuyết nghiên cứu.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Kiểm định thang đo

CFA được sử dụng để xác định tính đơn hướng, độ tin cậy và tính hợp lệ của thang đo sau các giai đoạn phân tích mô tả ban đầu. Các kết quả kiểm tra chỉ số thang đo đều được chấp nhận. Dựa trên các chỉ số, kết

Bảng 1: Tổng hợp hệ số Cronbach's alpha, CR và AVE của thang đo chính thức

Stt	Nhân tố	Biến quan sát	Cronbach's alpha	CR	AVE	Ký hiệu
1	Ý định mua hàng	3	0,889	0,902	0,755	INT
2	Thái độ mua hàng	3	0,780	0,797	0,569	ATB
3	Sự hài lòng của khách hàng	4	0,885	0,885	0,657	SAT
4	Tính dễ sử dụng	3	0,851	0,859	0,693	EUS
5	Tính dễ hiểu	4	0,828	0,828	0,548	EUN
6	Tính dễ mua	3	0,802	0,806	0,582	EPU
7	Tính dễ đặt hàng	4	0,852	0,858	0,604	EOR

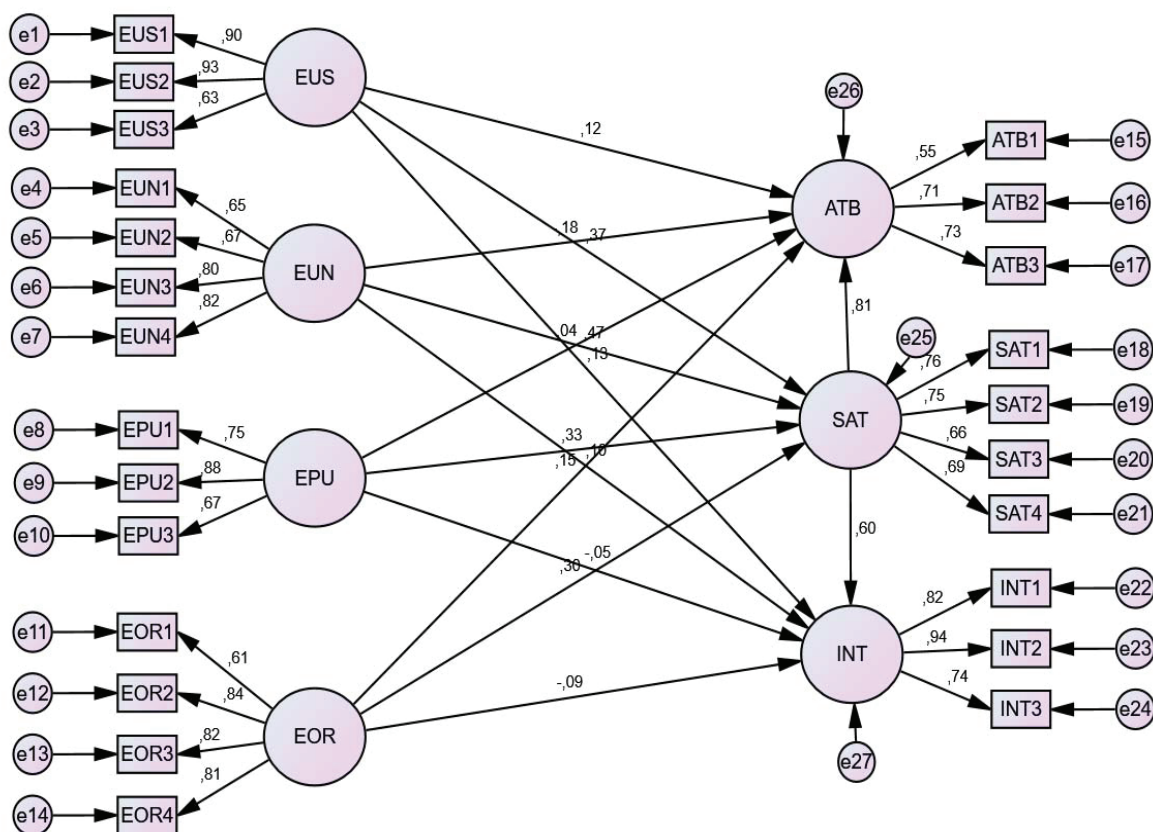
qua CFA cho thấy khả năng tương thích với mô hình là khả thi: Chi-square = 911,760, $p = .000$; Chi-square/df (CMIN/DF) = 3.947, GFI = 0.880, RMSEA = 0.076, IFI = 0.921, TLI = 0.905, CFI = 0.921. Tất cả các hệ số tải về nhân tố chuẩn hóa của các thang đo đều lớn hơn 0,6 ($P < 0,001$). Hơn nữa, độ tin cậy tổng hợp (CR) của bảy nhân tố đều lớn hơn 0,7 và tất cả các giá trị AVE đều lớn hơn 0,5 cho thấy các khái niệm đều đạt tính đơn hướng và tính hội tụ. Các thang đo đều đạt tính đơn nguyên và đạt được giá trị phân biệt do hệ số tương quan giữa các khái niệm trên phạm vi tổng thể đều khác biệt với 1, có ý nghĩa thống kê $P < 0,05$ và giá trị căn bậc hai của A.V.E của từng khái niệm lớn hơn các hệ số tương quan giữa các khái niệm này với các khái niệm khác. Ngoài ra hệ số Cronbach's alpha được tính toán cho từng thang đo nằm trong khoảng từ 0,780 đến 0,889. Kết quả được chi tiết trong Bảng 1.

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

Mô hình cấu trúc tuyến tính (SEM) đã được sử dụng để đánh giá mô hình nghiên cứu đề xuất và kiểm định các giả thuyết nghiên cứu. Sự phù hợp của mô hình đã được chấp nhận: Chi-square = 912,306; Chi-square/df = 3,932; $p = 0,000$; GFI = 0,861; TLI = 0,906; CFI = 0.921; RMSEA = 0.076.

Cũng từ phân tích SEM, các mối quan hệ giả thuyết đã được kiểm tra. Sự hài lòng của khách hàng có ảnh hưởng tích cực đến thái độ mua hàng trực tuyến ($\beta = 0.808$, $t = 8,013$, $p < 0,001$) và ý định mua của người tiêu dùng ($\beta = 0.605$, $t = 7,670$, $p < 0,001$). Do đó, các giả thuyết H1 và H2 đã được chấp nhận. Tính dễ sử dụng có ảnh hưởng tích cực đến sự hài lòng của khách hàng ($\beta = 0,371$, $t = 7,925$, $p < 0,001$), đến thái độ mua ($\beta = 0,124$, $t = 2,362$, $p < 0,05$) và đến ý định mua ($\beta = 0,135$, $t = 2,723$, $p < 0,01$). Do đó, các giả thuyết H3a, H3b và H3c đã được chấp nhận. Giả thuyết H4a và H4b cũng được chấp nhận, khi tính dễ hiểu có ảnh hưởng tích cực đến sự hài lòng của khách hàng ($\beta = 0,472$, $t = 9,919$, $p < 0,001$) và thái độ mua hàng ($\beta = 0,179$, $t = 2,945$, $p < 0,01$). Tuy nhiên, tính dễ hiệu lại không nhận thấy ảnh hưởng đến ý định mua ($\beta = 0,096$, $t = 1,726$, $p = 0,084$). Do đó, giả thuyết H4c không được chấp nhận. Tính dễ mua có ảnh hưởng tích cực đến sự hài lòng của khách hàng ($\beta = 0.327$, $t = 7,046$, $p < 0,001$). Nên giả thuyết H5a được chấp nhận. Tuy nhiên, kết quả SEM cho thấy không có bằng chứng về mối quan hệ giữa tính dễ mua với thái độ mua (β

Hình 2: Kết quả kiểm định mô hình nghiên cứu lý thuyết (chuẩn hóa)



= 0,043, $t = 0,847$, $p = 0,397$) và ý định mua hàng ($\beta = -0,045$, $t = -0,928$, $p = 0,354$), vì thế giả thuyết H5b và H5c không được chấp nhận. Cuối cùng, giả thuyết H6a và H6b đã được chấp nhận, khi tính dễ đặt hàng có ảnh hưởng tích cực đến sự hài lòng của khách hàng ($\beta = 0,303$, $t = 6,968$, $p < 0,001$) và thái độ mua ($\beta = 0,155$, $t = 3,071$, $p < 0,01$). Trong khi đó, kết quả SEM cho thấy không có bằng chứng về mối quan hệ giữa tính dễ đặt hàng với ý định mua hàng ($\beta = -0,091$, $t = -1,923$, $p = 0,055$), vì vậy giả thuyết H6c đã không được chấp nhận.

Bảng 2: Kết quả kiểm định mối quan hệ (chuẩn hóa)

			Estimate	S.E.	C.R.	P	Giả thuyết
ATB	<---	SAT	,808	,110	8,013	***	H1: Được chấp nhận
INT	<---	SAT	,605	,104	7,670	***	H2: Được chấp nhận
SAT	<---	EUS	,371	,043	7,925	***	H3a: Được chấp nhận
ATB	<---	EUS	,124	,052	2,362	,018	H3b: Được chấp nhận
INT	<---	EUS	,135	,060	2,723	,006	H3c: Được chấp nhận
SAT	<---	EUN	,472	,035	9,919	***	H4a: Được chấp nhận
ATB	<---	EUN	,179	,049	2,945	,003	H4b: Được chấp nhận
INT	<---	EUN	,096	,055	1,726	,084	H4c: Không được chấp nhận
SAT	<---	EPU	,327	,040	7,046	***	H5a: Được chấp nhận
ATB	<---	EPU	,043	,048	,847	,397	H5b: Không được chấp nhận
INT	<---	EPU	-,045	,056	-,928	,354	H5c: Không được chấp nhận
SAT	<---	EOR	,303	,028	6,968	***	H6a: Được chấp nhận
ATB	<---	EOR	,155	,035	3,071	,002	H6b: Được chấp nhận
INT	<---	EOR	-,091	,040	-1,923	,055	H6c: Không được chấp nhận

4.3. Kiểm định vai trò trung gian của sự hài lòng

Để phân tích sâu hơn, các tác động trung gian của sự hài lòng đã được nghiên cứu. Hàm Bootstrap đã được hiệu chỉnh sai số với 1000 mẫu (Baron & Kenny, 1986) đã được sử dụng để kiểm định các tác động trung gian của sự hài lòng. Tác động trung gian của sự hài lòng đã được phân tích, kết quả chỉ ra rằng có mối quan hệ gián tiếp từ tính dễ sử dụng (tổng tác động: $\beta = 0,424$, $p < 0,001$; tác động trực tiếp: $\beta = 0,124$, $p < 0,05$; tác động gián tiếp: $\beta = 0,300$, $p = 0,001$), tính dễ hiểu (tổng tác động: $\beta = 0,560$, $p < 0,01$; tác động trực tiếp: $\beta = 0,179$, $p < 0,01$; tác động gián tiếp: $\beta = 0,381$, $p = 0,001$), tính dễ mua (tổng tác động: $\beta = 0,307$, $p < 0,01$; tác động trực tiếp: $\beta = 0,043$, $p = 0,397$; tác động gián tiếp: $\beta = 0,264$, $p = 0,002$) và tính dễ đặt hàng (tổng tác động: $\beta = 0,400$, $p < 0,01$; tác động trực tiếp: $\beta = 0,155$, $p < 0,01$; tác động gián tiếp: $\beta = 0,245$, $p = 0,001$) tới thái độ đối với mua hàng trực tuyến. Tiếp theo, tác động trung gian của sự hài lòng đến ý định mua cũng đã được phân tích. Kết quả cũng chỉ ra rằng có mối quan hệ gián tiếp từ tính dễ sử dụng (tổng tác động: $\beta = 0,359$, $p < 0,001$; tác động trực tiếp: $\beta = 0,135$, $p < 0,01$; tác động gián tiếp: $\beta = 0,224$, $p = 0,001$), tính dễ hiểu (tổng tác động: $\beta = 0,369$, $p < 0,01$; tác động trực tiếp: $\beta = 0,096$, $p = 0,084$; tác động gián tiếp: $\beta = 0,285$,

Bảng 3: Kết quả kiểm định mối quan hệ gián tiếp của sự hài lòng

	Hệ số tác động gián tiếp chuẩn hóa			
	EOR	EPU	EUN	EUS
INT	0,183	0,198	0,285	0,224
ATB	0,245	0,264	0,381	0,300
	Giá trị sig mối quan hệ			
	EOR	EPU	EUN	EUS
INT	0,001	0,001	0,001	0,001
ATB	0,001	0,002	0,001	0,001

$p = 0,001$), tính dễ mua (tổng tác động: $\beta = 0,153$, $p < 0,01$; tác động trực tiếp: $\beta = -0,045$, $p = 0,354$; tác động gián tiếp: $\beta = 0,198$, $p = 0,001$) và tính dễ đặt hàng (tổng tác động: $\beta = 0,092$, $p < 0,01$; tác động trực tiếp: $\beta = -0,091$, $p = 0,055$; tác động gián tiếp: $\beta = 0,183$, $p = 0,001$) tới ý định mua.

5. Kết luận

Trên cơ sở dữ liệu khảo sát từ 509 quan sát là những khách hàng đã từng mua và trải nghiệm trên sàn thương mại điện tử Shopee tại Việt Nam, nghiên cứu đã chứng minh ảnh hưởng của các yếu tố tính khả dụng của sàn thương mại điện tử đến sự hài lòng, thái độ và ý định mua của người tiêu dùng. Trong đó, tính dễ hiểu, dễ sử dụng, dễ mua và dễ đặt hàng đều có ảnh hưởng đến sự hài lòng của khách hàng theo mức độ giảm dần, kết quả này phù hợp với các nghiên cứu trước đây (Flavián & cộng sự, 2006; Belanche & cộng sự, 2012; Casalo & cộng sự, 2008; Benaida, 2021). Tính dễ hiểu, dễ đặt hàng và dễ sử dụng có ảnh hưởng tích cực đến thái độ đối với mua hàng trực tuyến theo mức độ giảm dần. Trong khi đó, tính dễ sử dụng ảnh hưởng trực tiếp và gián tiếp thông qua sự hài lòng đến ý định mua của người tiêu dùng. Mặc dù, tính dễ hiểu, dễ mua và dễ đặt hàng chưa cho thấy có sự ảnh hưởng trực tiếp đến ý định mua, nhưng cả ba yếu tố đó đều ảnh hưởng một cách gián tiếp đến ý định mua thông qua biến trung gian sự hài lòng của người tiêu dùng. Ngoài ra, kết quả nghiên cứu chưa cho thấy mối quan hệ trực tiếp giữa tính dễ mua với thái độ mua của người tiêu dùng, nhưng có mối quan hệ gián tiếp giữa chúng thông qua sự hài lòng của người tiêu dùng. Nghiên cứu cho thấy tầm quan trọng của sự hài lòng đối với mua hàng trực tuyến. Hơn nữa, kết quả nghiên cứu cho thấy sự hài lòng của khách hàng khi mua sắm và trải nghiệm trực tuyến có ảnh hưởng trực tiếp tương đối lớn đến cả thái độ và ý định mua hàng trực tuyến, kết quả này phù hợp với các nghiên cứu trước đây (Belanche & cộng sự, 2012; Tandon & cộng sự, 2016).

Việc nghiên cứu sâu về tính khả dụng của trang web trên cả bốn khía cạnh tính dễ sử dụng, dễ hiểu, dễ mua và dễ đặt hàng, cũng như nghiên cứu vai trò trung gian sự hài lòng của người tiêu dùng thể hiện sự đóng góp mới vào cơ sở lý thuyết vì các tác giả trước đây đã đề xuất ảnh hưởng trực tiếp của tính khả dụng nói chung đến lòng trung thành của người tiêu dùng đối với một trang website (Flavián & cộng sự, 2006; Belanche & cộng sự, 2012). Từ kết quả nghiên cứu tác giả gợi ý một số giải pháp cho các nhà bán lẻ trực tuyến trong việc thúc đẩy sự hài lòng, thái độ và ý định mua hàng của người tiêu dùng.

Những phát hiện của nghiên cứu này rất hữu ích cho các nhà bán lẻ trực tuyến ở Việt Nam, họ có thể sử dụng chúng để có được những hiểu biết có giá trị về các yếu tố dẫn đến sự hài lòng của khách hàng, từ đó truyền niềm tin cho người tiêu dùng về mua sắm trực tuyến. Mua sắm trực tuyến cho phép thay đổi thói quen mua hàng của người tiêu dùng và họ cần một thời gian để điều chỉnh với sự thay đổi này trong thực tiễn mua hàng. Các nhà bán lẻ trực tuyến cần phải đồng cảm với khách hàng. Vì vậy, để giữ chân khách hàng, các nhà bán lẻ trực tuyến cần chú ý đến các đặc điểm dễ sử dụng, dễ hiểu, dễ mua và dễ đặt hàng, như được nêu rõ qua các kết quả nghiên cứu. Khách hàng ưu tiên cao hơn cho các đặc điểm dễ hiểu và dễ sử dụng. Do đó, các nhà bán lẻ trực tuyến cần tập trung vào đồ họa, hiển thị hình ảnh và các vấn đề liên quan đến tương tác. Cần phải tập trung vào các trang web hấp dẫn và sôi động, dễ tải lên và các trang web phải thân thiện với người dùng. Cần nâng cao chất lượng thông tin, hướng dẫn về thanh toán và tour du lịch ảo thông qua trang web.

Sự hài lòng có vai trò quan trọng trong việc hình thành thái độ và ý định hành vi, các nhà bán lẻ trực tuyến nên cố gắng tối đa hóa sự hài lòng của khách hàng trong suốt quá trình tương tác thông qua trang thương mại điện tử mua sắm của mình. Cụ thể hơn, sự hài lòng sẽ được tạo ra nếu những mong đợi của khách hàng về mối quan hệ được đáp ứng. Do đó, các nhà bán lẻ trực tuyến nên cố gắng xác định những nhu cầu của khách hàng trực tuyến không chỉ các yếu tố về tính dễ sử dụng, dễ hiểu và thiết kế của web mà cả những điều khoản dịch vụ được cung cấp,... để từ đó cung cấp những gì khách hàng yêu cầu một cách hiệu quả.

Nghiên cứu còn có một số hạn chế. Nghiên cứu mới chỉ nghiên cứu khách hàng của một trang thương mại điện tử duy nhất (Shopee), do đó các nghiên cứu trong tương lai nên mở rộng nghiên cứu ở các loại hình web khác cũng như những ứng dụng mua hàng trực tuyến khác. Nghiên cứu mới chỉ dừng lại ở thái độ và ý định mua, các nghiên cứu trong tương lai nên nghiên cứu sâu hơn đến những hành vi mua thực tế, cũng như phân tích sự khác biệt giới tính, khu vực sinh sống để có sự hiểu biết sâu hơn.

Tài liệu tham khảo

- Abdeldayem, M.M. (2010), 'A study of customer satisfaction with online shopping: evidence from the UAE', *International Journal of Advanced Media and Communication*, 4(3), 235-257.
- Ajzen, I. & Fishbein, M. (1980), *Understanding attitudes and predicting social behavior*, Prentice-Hall, New York, USA.
- Ajzen, I. & Driver, B. L. (1992), 'Application of the theory of planned behavior to leisure choice', *Journal of Leisure Research*, 24(3), 207-224.
- Anderson, J. C. & Gerbing, D. W. (1988), 'Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach', *Psychological Bulletin*, 103(3), 411-423.
- Baber, C. (2005) 'Evaluation in human-computer interaction', in Wilson, J.R. & Corlett, N. (eds.), *Evaluation of human work*, Taylor & Francis, Boca Raton, 357-388.
- Baron, R.M. & Kenny, D.A. (1986), 'The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations', *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1173-1182.
- Bauer, H.H., Falk, T. & Hammerschmidt, M. (2006), 'eTransQual: A transaction process-based approach for capturing service quality in online shopping', *Journal of Business Research*, 59(7), 866-875.
- Becker, S.A. & Mottay, F.E. (2001), 'A global perspective on web site usability', *IEEE Software*, 18(1), 54-61.
- Belanche, D., Casaló, L. V. & Guinalíu, M. (2012), 'Website usability, consumer satisfaction and the intention to use a website: The moderating effect of perceived risk', *Journal of Retailing and Consumer Services*, 19(1), 124-132.
- Benaida, M. (2021), 'Significance of culture toward the usability of web design and its relationship with satisfaction', *Universal Access in the Information Society*, DOI: <https://doi.org/10.1007/s10209-021-00799-y>.
- Buttle, F. & Bok, B. (1996), 'Hotel marketing strategy and the theory of reasoned action', *International Journal of Contemporary Hospitality Management*, 8(3), 5-10.
- Casaló, L., Flavián, C. & Guinalíu, M. (2008), 'The role of perceived usability, reputation, satisfaction and consumer familiarity on the website loyalty formation process', *Computers in Human Behavior*, 24(2), 325-345.
- Che-Hui, L., Wen, M.-J. & Chung-Cheng, W. (2011), 'Investigating the relationships among E-service quality, perceived value, satisfaction, and behavioral intentions in Taiwanese online shopping', *Asia Pacific Management Review*, 16(3), 211-223.
- Chen, Z., Ling, K.C., Ying, G. & Meng, T.C. (2012), 'Antecedents of online customer satisfaction in China', *International Business Management*, 6(2), 168-175.
- Cheung, C.M. & Lee, M.K. (2003), 'An integrative model of consumer trust in internet shopping', *ECIS 2003 Proceedings*, Naples, Italy: European Conference on Information Systems (ECIS), 19-34.
- Chiu, Y.B., Lin, C.P. & Tang, L.L. (2005), 'Gender differs: assessing a model of online purchase intentions in e-tail service', *International Journal of Service Industry Management*, 16(5), 416-435.
- Davis, F.D. (1989), 'Perceived usefulness, perceived ease of use, and user acceptance of information technology', *MIS quarterly*, 13(3), 319-340.
- Flavián, C., Guinalíu, M. & Gurrea, R. (2006), 'The role played by perceived usability, satisfaction and consumer trust on website loyalty', *Information & Management*, 43(1), 1-14.
- Goldsmith, R. E. & Flynn, L. R. (2004), 'Psychological and behavioral drivers of online clothing purchase', *Journal of Fashion Marketing and Management: An International Journal*, 8(1), 84-95.
- Ha, H.-Y. & Janda, S. (2014), 'The effect of customized information on online purchase intentions', *Internet Research*, 24(4), 496-519.
- Karani, A., Thanki, H. & Achuthan, S. (2021), 'Impact of University Website Usability on Satisfaction: A Structural Equation Modelling Approach', *Management and Labour Studies*, 46(2), 119-138.
- Kim, E.B. & Eom, S.B. (2002), 'Designing effective cyber store user interface', *Industrial Management & Data Systems*, 102(5), 241-252.
- Kotler, P. & Armstrong, G. (2013), *Principles of Marketing (16th Global Edition)*, Harlow Pearson, USA.

-
- Ladhari, R. (2010), 'Developing e-service quality scales: A literature review', *Journal of Retailing and Consumer Services*, 17(6), 464-477.
- Lee, Y. & Kozar, K. A. (2012), 'Understanding of website usability: Specifying and measuring constructs and their relationships', *Decision Support Systems*, 52(2), 450-463.
- Loiacono, E., Chen, D. & Goodhue, D. (2002), 'WebQual TM revisited: predicting the intent to reuse a Web site', *AMCIS 2002 Proceedings*, 301-309.
- Nielsen, J. (2012), *Usability 101: Introduction to usability (2012)*, last retrieved on April 20, 2022, from <<http://www.nngroup.com/articles/usability-101-introduction-to-usability/>>.
- Oliver, R.L. (1981), 'Measurement and evaluation of satisfaction processes in retail settings', *Journal of Retailing*, 57(3), 25-48.
- Pavlou, P.A. & Fygenson, M. (2006), 'Understanding and predicting electronic commerce adoption: An extension of the theory of planned behavior', *MIS Quarterly*, 30(1), 115-143.
- Pearson, J.M., Pearson, A. & Green, D. (2007), 'Determining the importance of key criteria in web usability', *Management Research News*, 30(11), 816-828.
- Qu, Z., Zhang, H. & Li, H. (2008), 'Determinants of online merchant rating: Content analysis of consumer comments about Yahoo merchants', *Decision Support Systems*, 46(1), 440-449.
- Ranganathan, C. & Ganapathy, S. (2002), 'Key dimensions of business-to-consumer web sites', *Information & Management*, 39(6), 457-465.
- Roy, M.C., Dewit, O. & Aubert, B.A. (2001), 'The impact of interface usability on trust in web retailers', *Internet Research*, 11(5), 388-398.
- Sánchez-García, I., Pieters, R., Zeelenberg, M. & Bigné, E. (2012), 'When satisfied consumers do not return: variety seeking's effect on short-and long-term intentions', *Psychology & Marketing*, 29(1), 15-24.
- Schlosser, A.E. (2003), 'Experiencing products in the virtual world: The role of goal and imagery in influencing attitudes versus purchase intentions', *Journal of Consumer Research*, 30(2), 184-198.
- Tandon, U., Kiran, R. & Sah, A.N. (2016), 'Customer satisfaction using website functionality, perceived usability and perceived usefulness towards online shopping in India', *Information Development*, 32(5), 1657-1673.
- Teo, H.-H., Chan, H.-C., Wei, K.-K. & Zhang, Z. (2003), 'Evaluating information accessibility and community adaptivity features for sustaining virtual learning communities', *International Journal of Human-Computer Studies*, 59(5), 671-697.
- Tsai, H.-T. & Huang, H.-C. (2007), 'Determinants of e-repurchase intentions: An integrative model of quadruple retention drivers', *Information & Management*, 44(3), 231-239.
- Venkatesh, V. & Agarwal, R. (2006), 'Turning visitors into customers: A usability-centric perspective on purchase behavior in electronic channels', *Management Science*, 52(3), 367-382.
- Vijayasarathy, L.R. (2004), 'Predicting consumer intentions to use on-line shopping: the case for an augmented technology acceptance model', *Information & Management*, 41(6), 747-762.
- Zeithaml, V.A., Berry, L.L. & Parasuraman, A. (1996), 'The behavioral consequences of service quality', *Journal of Marketing*, 60(2), 31-46.

KẾT HỢP ĐA PHƯƠNG PHÁP TRONG NGHIÊN CỨU TÁC ĐỘNG CỦA TRUYỀN THÔNG XÃ HỘI ĐẾN HIỆU QUẢ HOẠT ĐỘNG CỦA DOANH NGHIỆP VỪA VÀ NHỎ TẠI THÀNH PHỐ HỒ CHÍ MINH

Phạm Thị Minh Lý

Khoa Quản trị kinh doanh, Trường Đại học Tôn Đức Thắng

Email: phamthiminhlly@tdtu.edu.vn

Phùng Minh Tuấn

Khoa Quản trị kinh doanh, Trường Đại học Tôn Đức Thắng

Email: phungminhtuan@tdtu.edu.vn

Nguyễn Trung Tín

Khoa Quản trị kinh doanh, Trường Đại học Tôn Đức Thắng

Email: nguyentrungtin@tdtu.edu.vn

Mã bài: JED - 485

Ngày nhận bài: 09/12/2021

Ngày nhận bài sửa: 23/03/2022

Ngày duyệt đăng: 25/4/2022

Tóm tắt

Dựa trên lý thuyết nguồn lực, nghiên cứu này điều tra tác động của hoạt động truyền thông xã hội và năng lực Marketing đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp vừa và nhỏ. Phương pháp phân tích PLS-SEM và fsQCA được áp dụng song song để kiểm định giả thuyết. Kết quả PLS-SEM cho thấy tác động tích cực giữa hoạt động truyền thông xã hội đến hiệu quả kinh doanh. Năng lực Marketing đóng vai trò trung gian một phần trong mối quan hệ này. Kết quả fsQCA cho thấy sự kết hợp giữa ba điều kiện: hoạt động truyền thông trực tuyến, năng lực đổi mới và xây dựng thương hiệu là cần thiết cho hiệu quả kinh doanh. Từ khám phá này, mô hình phát triển năng lực kinh doanh dựa trên nguồn lực nội tại của doanh nghiệp được củng cố, trong đó nhấn mạnh vai trò cốt lõi của truyền thông trực tuyến. Về phương pháp, nghiên cứu đề xuất sử dụng đồng thời các kỹ thuật phân tích khác nhau trong kiểm định giả thuyết dựa trên quan điểm bổ sung hơn là thay thế.

Từ khóa: fsQCA; Hoạt động truyền thông xã hội; Hiệu quả hoạt động; Năng lực Marketing.

Mã JEL: M31

A multi-method approach in studying the impact of social media activities on the performance of small and medium enterprises in Ho Chi Minh City

Abstract

Based on the resource-based view, this study investigated the impact of small and medium enterprises (SMEs), social media activities (offline, online), and marketing capacity (innovation, branding) on firm performance. A regression-based approach – PLS-SEM and a case-based approach – fsQCA were applied to test the hypotheses. From a sample of 189 SMEs in the Ho Chi Minh City area, PLS-SEM results showed that there is a positive net effect between social media activities, both offline and online, on firm performance. Marketing capacity was found to be partly mediated these relationships. Meanwhile, the fsQCA results showed that the combination of three conditions: online media activity, innovation, and branding capabilities are necessary for firm performance. These findings reinforced the model of firm performance based on firms' internal resources, in which online marketing capacity has a key role. Furthermore, in terms of methodology, this study calls for the simultaneous application of different analytical techniques in hypothesis testing. These techniques and methods should be applied from a complementary rather than an alternative point of view.

Keywords: Firm performance; fsQCA; Marketing capability; Social media activity.

JEL Code: M31

1. Giới thiệu

Lý thuyết nguồn lực (resource-based view) cho rằng để đạt được lợi thế cạnh tranh, doanh nghiệp cần phụ thuộc vào việc áp dụng các nguồn lực nội tại về sản xuất và kinh doanh (Barney, 2001). Các nguồn lực và năng lực có giá trị, quý hiếm, khác biệt và không thể bắt chước được coi là nguồn lợi thế cạnh tranh và hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Các nghiên cứu trước đây đã kiểm định thực nghiệm lý thuyết nguồn lực và cho ra kết quả nhất quán (Schroeder & cộng sự, 2002). Lý thuyết nguồn lực cũng là nền tảng cho mối liên hệ giữa truyền thông xã hội và hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp (Tajvidi & Karami, 2021). Trong bối cảnh các doanh nghiệp truyền thống ở Thành phố Hồ Chí Minh đang chuyển đổi số, câu hỏi đặt ra là truyền thông xã hội trực tuyến tác động như thế nào đến hoạt động kinh doanh của doanh nghiệp và liệu truyền thông trực tiếp có duy trì sức ảnh hưởng của nó. Tuy nhiên, chưa có nghiên cứu cụ thể so sánh tác động của hai phương thức truyền thông xã hội này đến hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp vừa và nhỏ trong giai đoạn chuyển tiếp số hiện nay.

Nhiệm vụ chính của nghiên cứu khoa học xã hội là thu thập nguồn dữ liệu không thiên lệch để khám phá tính đa chiều của một hiện tượng xã hội (Foster, 1997). Do sự không ngừng biến đổi và phức tạp vốn có của thế giới loài người, không có một phương pháp nghiên cứu nào trong khoa học xã hội có thể lý giải toàn vẹn một hiện tượng (Thurmond, 2001). Mỗi phương pháp đều có ưu và nhược điểm riêng, vì thế các công cụ của nhà khoa học xã hội sẽ không cố định mà được điều chỉnh cho phù hợp.

Trong lĩnh vực khoa học xã hội, phương pháp hồi quy đã và đang là một trong những công cụ được sử dụng chủ yếu trong các nghiên cứu thực nghiệm (Woodside, 2013). Tuy nhiên, vì tập trung vào tác động ròng giữa các biến, phương pháp hồi quy có thể gặp vấn đề đa cộng tuyến hoặc thừa nhận mối quan hệ đối xứng (symmetric) giữa các điều kiện và kết quả (Skarmas & cộng sự, 2014). Tuy nhiên, theo thuyết phức hợp (complexity theory), đa số các biến độc lập không đồng thời đạt điều kiện cần và điều kiện đủ để cho ra một kết quả nhất định (Phung & cộng sự, 2019). Thật vậy, mỗi quan hệ bất đối xứng xảy ra trong nhiều mô hình nghiên cứu và tình huống thực tế (Skarmas & cộng sự, 2014). Trong bối cảnh thực tế, nguyên nhân dẫn đến kết quả thường bao gồm một tập hợp các điều kiện. Một điều kiện duy nhất không đủ để giải thích sự hiện diện hoặc vắng mặt của một kết quả. Vì vậy, xét về các hạn chế của phương pháp hồi quy trong việc kiểm định một loạt các mối quan hệ đối xứng giữa biến độc lập và biến phụ thuộc, nhiều học giả cho rằng những công cụ nghiên cứu mới nên được áp dụng (Ragin, 2008; Woodside, 2013; Wu & cộng sự, 2014).

Kể từ nghiên cứu của Ragin (2008), phương pháp tập mờ trong so sánh định tính (fsQCA) đã được sử dụng trong nhiều lĩnh vực khoa học xã hội, trong đó có Marketing và quản lý (ví dụ: Nguyễn Đình Thọ, 2016; Woodside, 2013). FsQCA được xây dựng dựa trên thuyết lô-gíc Boolean nhằm kiểm định tổ hợp các điều kiện dẫn đến một kết quả nhất định và giải quyết vấn đề đa cộng tuyến, mối quan hệ bất đối xứng (asymmetry) và đẳng kết (equifinality) của phương pháp hồi quy truyền thống (Phung & cộng sự, 2019). Bên cạnh đó, fsQCA sử dụng các liên kết dựa trên lý thuyết tập hợp (set-theoretic associations) thay vì các mối quan hệ tương quan (correlational connections) để thiết lập các điều kiện cần và đủ giữa các tiền đề (biến độc lập) và kết quả (biến phụ thuộc) (Phung & cộng sự, 2019). Vì vậy, fsQCA cho phép các nhà nghiên cứu xác định tổ hợp các điều kiện khác nhau, thậm chí là trái ngược dẫn đến cùng một kết quả. Đây chính là lý do vì sao fsQCA được coi là một công cụ tiềm năng để kiểm định lý thuyết và xây dựng lý thuyết mới (Wu & cộng sự, 2014).

Mục đích chính của nghiên cứu này là xác định vai trò và so sánh tác động truyền thông xã hội trực tuyến và trực tiếp đến hiệu quả kinh doanh, thông qua khung lý thuyết về truyền thông xã hội và hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp của Tajvidi & Karami (2021). Để phục vụ mục tiêu nghiên cứu này, tập dữ liệu từ 189 doanh nghiệp vừa và nhỏ tại Thành phố Hồ Chí Minh được phân tích chéo dựa trên hai phương pháp: fsQCA và mô hình cấu trúc tuyến tính bình phương tối thiểu riêng phần (PLS-SEM). Từ góc độ thực tiễn, nghiên cứu giải thích cách các doanh nghiệp vừa và nhỏ của Việt Nam có thể sử dụng hoạt động truyền thông xã hội để nâng cao khả năng Marketing, từ đó tăng hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Từ góc độ phương pháp luận, bài báo kêu gọi việc sử dụng song song fsQCA và các phương pháp phân tích hồi quy truyền thống, sau khi cân nhắc những ưu điểm và hạn chế của các phương pháp này.

2. Cơ sở lý luận

2.1. Lý thuyết nguồn lực và năng lực Marketing của doanh nghiệp

Collis & Montgomery (1995) đã phân loại các nguồn lực doanh nghiệp thành tài sản hữu hình, tài sản vô hình và năng lực tổ chức. Tài sản hữu hình là tài sản thể hiện trên bảng cân đối kế toán của công ty. Mặc dù tài sản hữu hình rất cần thiết cho chiến lược của doanh nghiệp, nhưng trong nhiều trường hợp chúng thường không phải là nguồn lợi thế cạnh tranh vì những tài sản này có thể bắt chước được. Tài sản vô hình bao gồm tên thương hiệu, danh tiếng, văn hóa công ty, tài sản trí tuệ như nhãn hiệu và bằng sáng chế, kiến thức công nghệ, kinh nghiệm và hiểu biết tích lũy. Năng lực tổ chức là các kỹ năng tận dụng các nguồn lực và tài sản của một doanh nghiệp. Năng lực tổ chức được bao hàm trong quy trình và văn hóa của doanh nghiệp (Collis & Montgomery, 1995), là sự kết hợp phức tạp của tài sản, con người và các quy trình mà tổ chức sử dụng để biến nguyên liệu đầu vào thành sản phẩm đầu ra. Truyền thông xã hội là một loại năng lực mang đến cho doanh nghiệp cơ hội để tối đa hóa lợi ích từ các nguồn lực công nghệ thông tin và năng lực thiết lập mạng lưới quan hệ (Trainor & cộng sự, 2014). Hiện nay, các nền tảng xã hội trực tuyến đang đóng vai trò quan trọng trong việc tạo điều kiện chia sẻ thông tin giữa doanh nghiệp và người tiêu dùng (Sigala & Chalkiti, 2012). Thông tin được chia sẻ trên mạng xã hội rất hiệu quả trong việc gia tăng hành vi mua hàng và ra quyết định của khách hàng trong các doanh nghiệp vừa và nhỏ (Barreda & cộng sự, 2015). Bên cạnh đó, mạng xã hội được xác định là một năng lực tài nguyên, một “công nghệ hỗ trợ” hiệu quả để bổ trợ các nguồn lực khác trong hoạt động doanh nghiệp (Tajividi & Karami, 2021).

2.2. Hoạt động truyền thông xã hội và hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp

Kaplan & Haenlein (2010) đã định nghĩa mạng xã hội là “một nhóm các ứng dụng trên Internet được xây dựng dựa trên nền tảng công nghệ của Web 2.0, tạo điều kiện để khởi tạo và trao đổi nội dung được tạo ra bởi người dùng”. Nếu được sử dụng hiệu quả, mạng xã hội có thể giúp các tổ chức cải thiện hoạt động kinh doanh. Mạng xã hội không chỉ có thể giúp tăng cường và cải thiện chất lượng tương tác với các bên liên quan mà còn tăng số lượng và chất lượng thông tin cung cấp cho khách hàng. Các nghiên cứu trước cho thấy mạng xã hội có thể giúp hình thành mối quan hệ khách hàng bền vững, ảnh hưởng tích cực đến mức độ hài lòng và lòng trung thành của khách hàng (Trainor & cộng sự, 2014). Công nghệ ứng dụng trong Marketing đã giúp các doanh nghiệp tương tác hiệu quả và tối ưu với khách hàng, nhằm nắm bắt và sử dụng thông tin khách hàng để đạt được phản hồi hiệu quả hơn từ khách hàng (Jayachandran & cộng sự, 2005).

Hơn nữa, khi ứng dụng mạng xã hội trong hoạt động truyền thông, doanh nghiệp sẽ tạo ra một mạng lưới mối quan hệ đa chiều giữa doanh nghiệp và khách hàng (Siamagka & cộng sự, 2015). Dựa vào các hoạt động truyền thông xã hội, doanh nghiệp sẽ tận dụng các mối quan hệ để đạt được mục tiêu kinh doanh (Naude & cộng sự, 2014). Các nghiên cứu trước đây về truyền thông xã hội đều nhấn mạnh vào lợi thế của việc thiết lập mối quan hệ đối với các doanh nghiệp (Naude & cộng sự, 2014; Trainor & cộng sự, 2014). Tuy nhiên, việc kiểm tra tác động riêng lẻ của các hoạt động truyền thông xã hội trực tuyến (online) và trực tiếp (offline) đối với hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp vừa và nhỏ lại ít được chú ý. Do doanh nghiệp vừa và nhỏ là động lực kinh tế của nhiều quốc gia, các nghiên cứu trước đây chủ yếu tập trung vào khả năng thích ứng, lợi ích và rào cản của mạng xã hội trong bối cảnh doanh nghiệp vừa và nhỏ. Hơn nữa, đối với các doanh nghiệp vừa và nhỏ ở Việt Nam, có ít nghiên cứu xem xét tác động của hoạt động truyền thông xã hội (trực tuyến, trực tiếp) lên việc cải thiện hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp (Nguyễn Đình Thọ, 2016). Vì vậy, nghiên cứu này tập trung vào các hoạt động truyền thông xã hội của các doanh nghiệp vừa và nhỏ tại Việt Nam để xác định tác động của các hoạt động này đến hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp vừa và nhỏ. Nghiên cứu sẽ tiến hành so sánh các hoạt động truyền thông xã hội dưới hai hình thức – trực tuyến và trực tiếp. Từ đó, hai giả thuyết đầu tiên được phát triển như sau:

H1. Có mối quan hệ dương giữa hoạt động truyền thông xã hội trực tuyến và hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp.

H2. Có mối quan hệ dương giữa hoạt động truyền thông xã hội trực tiếp và hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp.

2.3. Năng lực Marketing

Năng lực Marketing phản ánh khả năng của một doanh nghiệp trong việc tạo ra và truyền đạt thông tin, đồng thời đưa ra các phản hồi thích hợp đối với nhu cầu của khách hàng (Moorman & Slotegraaf, 1999). Theo lý thuyết nguồn lực, năng lực Marketing được định nghĩa là một mô hình hoạt động có thể tái lập và liên tục cải tiến nhằm thực hiện hiệu quả các nhu cầu liên quan đến Marketing của doanh nghiệp (Chang & cộng sự, 2010). Hơn nữa, các nghiên cứu trước đã công nhận tầm quan trọng của năng lực Marketing trong việc nâng cao hiệu quả hoạt động và lợi thế cạnh tranh của doanh nghiệp (Ruiz-Ortega & Garcia-Villaverde, 2008). Nó cũng được coi là nhân tố chính trong hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp (Chang & cộng sự, 2010). Do đó, chúng tôi tin rằng các doanh nghiệp có năng lực Marketing vượt trội sẽ giúp họ đạt được hiệu quả kinh doanh và duy trì lợi thế cạnh tranh.

Các nghiên cứu thực nghiệm đã chứng minh mức độ ảnh hưởng của năng lực Marketing dẫn đến sự khác biệt về hiệu quả hoạt động giữa các công ty. Theo Morgan & Hunt (1994), việc xây dựng và quản lý các mối quan hệ với khách hàng chính là nội hàm của khái niệm Marketing. Mạng xã hội tăng cường khả năng xây dựng và quản lý các mối quan hệ với khách hàng, đồng thời là phương pháp quan trọng để các doanh nghiệp đạt được lợi thế cạnh tranh (Boso & cộng sự, 2013).

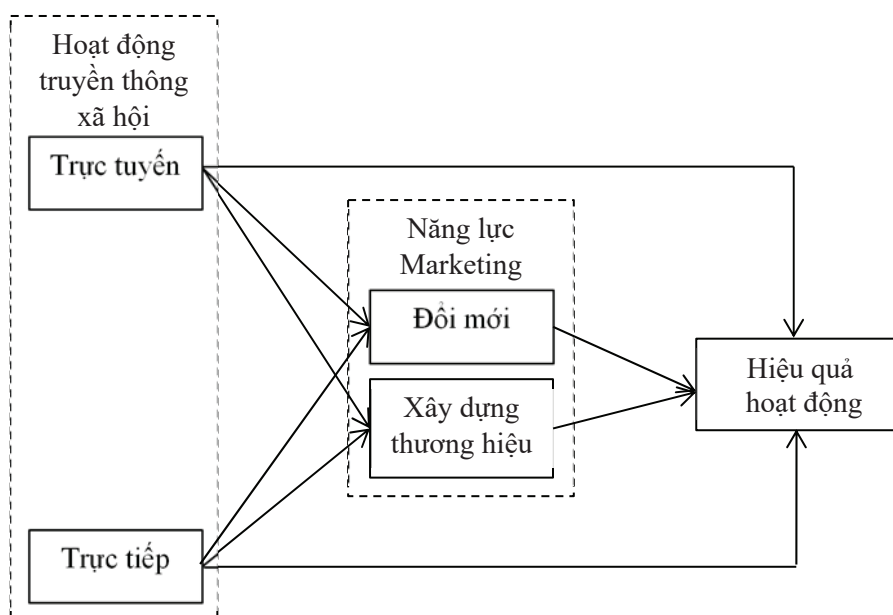
Dựa theo Tajvidi & Karami (2021), nghiên cứu này đo lường năng lực Marketing bằng hai thành phần: năng lực đổi mới (innovation) và năng lực xây dựng thương hiệu (branding). Khả năng đổi mới và xây dựng thương hiệu là quan trọng trong việc đạt được lợi thế cạnh tranh và hiệu quả kinh doanh vì chúng giúp nâng cao chất lượng sản phẩm và dịch vụ, nhận thức về khách hàng và thị trường mới cũng như cải thiện vị thế doanh nghiệp trên thị trường (Hogan & Coote, 2014). Do đó, nghiên cứu này xác định mức độ ảnh hưởng của hai khía cạnh năng lực Marketing này trong mối quan hệ giữa truyền thông xã hội và hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Vì vậy, giả thuyết rằng năng lực Marketing là trung gian trong mối quan hệ giữa hoạt động truyền thông xã hội và hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp vừa và nhỏ tại Việt Nam được đề xuất (H3-6). Hình 1 thể hiện các giả thuyết dưới dạng mô hình cấu trúc.

H3. Năng lực đổi mới là trung gian trong mối quan hệ giữa truyền thông xã hội trực tuyến và hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp.

H4. Năng lực đổi mới là trung gian trong mối quan hệ giữa truyền thông xã hội trực tiếp và hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp.

H5. Năng lực xây dựng thương hiệu là trung gian trong mối quan hệ giữa truyền thông xã hội trực tuyến

Hình 1: Mô hình nghiên cứu



và hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp.

H6. Năng lực xây dựng thương hiệu làm trung gian mối quan hệ giữa truyền thông xã hội trực tiếp và hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp.

3. Phương pháp

3.1. Thiết kế và mẫu

Nghiên cứu này được thực hiện qua hai bước: nghiên cứu sơ bộ và nghiên cứu định lượng chính thức. Bước nghiên cứu sơ bộ được tiến hành thông qua phỏng vấn 15 giám đốc/quản lý của các doanh nghiệp vừa và nhỏ trong khu vực thành phố Hồ Chí Minh để hiệu chỉnh thang đo. Nghiên cứu định lượng chính thức được thực hiện thông qua 320 bảng khảo sát phân phát qua email theo phương pháp chọn mẫu thuận tiện trong tháng 3 năm 2020. Các doanh nghiệp vừa và nhỏ tham gia khảo sát có số lượng nhân viên bằng hoặc ít hơn 300 (Luu Tiến Thuận & Trần Thị Thanh Vân, 2015) theo danh sách doanh nghiệp thân hữu của trung tâm hợp tác doanh nghiệp CECA. Sau 30 ngày, có 207 phản hồi (tỷ lệ phản hồi đạt 64,69%). Sau khi loại các bảng trả lời thiếu thông tin, mẫu cuối cùng bao gồm 189 doanh nghiệp vừa và nhỏ trên khu vực thành phố Hồ Chí Minh. Về quy mô doanh nghiệp, có 75 (39,68%) doanh nghiệp có số lượng nhân viên từ 100 trở xuống và 114 (60,32%) doanh nghiệp có số lượng nhân viên từ 100 đến 300 nhân viên. Trong mẫu có 81 (42,86%) đáp viên giữ chức vụ cấp trưởng phòng, quản lý, giám sát và 108 (57,14%) đáp viên giữ chức vụ giám đốc.

3.2. Thang đo

Năm khái niệm nghiên cứu được đo lường bao gồm bốn biến độc lập là truyền thông xã hội trực tuyến (ONL), truyền thông xã hội trực tiếp (OFF), năng lực đổi mới (INN), năng lực xây dựng thương hiệu (BRA) và một biến phụ thuộc là hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp (PER). Truyền thông xã hội trực tuyến (4 biến quan sát) và truyền thông xã hội trực tiếp (4 biến quan sát) được xây dựng dựa theo Harris & cộng sự (2012) và hiệu chỉnh theo kết quả nghiên cứu sơ bộ. Năng lực đổi mới (4 biến quan sát) và năng lực xây dựng thương hiệu (5 biến quan sát) tham khảo từ Tajvidi & Karami (2021). Cuối cùng, hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp được đo bởi sáu biến quan sát lấy từ Tajividi & Karami (2021). Thang đo biến ONL và OFF được đánh giá theo thang tần suất, với 5 thể hiện 'luôn luôn' và 1 thể hiện 'không bao giờ'. Biến INN, BRA và PER được đo theo thang Likert 5, với 5 thể hiện ý kiến 'hoàn toàn đồng ý' và 1 là 'hoàn toàn đồng ý'.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Đánh giá thang đo

Bảng 1 trình bày chỉ số thống kê cơ bản, giá trị hội tụ và độ tin cậy của thang đo. Tất cả các biến đều đạt yêu cầu tối thiểu của giá trị hội tụ: hệ số tải, Cronbach's alpha (CA), độ tin cậy tổng hợp (CR) lớn hơn 0,7 và phương sai trích (AVE) lớn hơn 0,5 (Hair & cộng sự, 2017). Tỷ số Heterotrait-monotrait (HTMT) cho thấy các giá trị của biến độc lập và phụ thuộc đều nhỏ hơn 0,09 (Henseler & cộng sự, 2015). Bên cạnh đó, hệ số phóng đại phương sai (VIF) của tất cả các biến đều thấp hơn ngưỡng đề xuất ($[1,057-1,811] \leq 5$) (Kock, 2015). Điều này cho thấy mức độ đa cộng tuyến thấp giữa các biến trong mô hình cấu trúc.

4.2. Kiểm định mô hình cấu trúc bằng PLS-SEM

Bảng 2 trình bày kết quả kiểm định của mô hình cấu trúc. Cụ thể, giả thuyết H1: có mối quan hệ dương giữa hoạt động truyền thông xã hội trực tuyến (ONL) và hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp (PER). Kết quả phân tích PLS-SEM cho thấy giả thuyết này được chấp nhận ($\beta=0,186$; $t=3,779$; $p<0,05$). Giả thuyết H2: có mối quan hệ dương giữa hoạt động truyền thông xã hội trực tiếp (OFF) và hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp (PER). Kết quả cho thấy giả thuyết này được chấp nhận ($\beta=0,253$; $t=4,542$; $p<0,05$). Tiếp theo, quy trình kiểm định biến trung gian năng lực đổi mới (INN) và năng lực xây dựng thương hiệu (BRA) được thực hiện theo Nitzl & cộng sự (2016). Đầu tiên, mối quan hệ tác động trực tiếp của từng cặp biến được kiểm định. Sau đó, tính hiệu lực của tác động trung gian của biến INN và BRA được xác định dựa trên chỉ số VAF (variance accounted for) (Hair & cộng sự, 2017). Kết quả cho thấy, INN và BRA lần lượt đóng vai trò trung gian một phần trong mối quan hệ giữa ONL và PER; và OFF và PER. Vì vậy các giả thuyết H3, H4, H5 và H6 được chấp nhận. Giá trị R bình phương hiệu chỉnh là 0,547. Do đó, các biến độc lập trong mô hình giải thích được 54,7% sự biến thiên của biến phụ thuộc PER.

Bảng 1: Chỉ số thống kê cơ bản, giá trị hội tụ và độ tin cậy thang đo

Khái niệm và biến đo lường	Hệ số tải	Trọng số ngoài	Trung bình	CA	CR	AVE
1. Truyền thông trực tuyến				0,879	0,916	0,733
ONL1: Tần suất hoạt động truyền thông của doanh nghiệp trong vòng 24 tháng qua trên Facebook.	-	0,721	4,064			
ONL2: Tần suất hoạt động truyền thông của doanh nghiệp trong vòng 24 tháng qua trên Zalo.	-	0,743	4,198			
ONL3: Tần suất hoạt động truyền thông của doanh nghiệp trong vòng 24 tháng qua trên Instagram.	-	0,823	3,994			
ONL4: Tần suất hoạt động truyền thông của doanh nghiệp trong vòng 24 tháng qua trên Youtube.	-	0,791	4,138			
2. Truyền thông trực tiếp				0,957	0,969	0,885
OFF1: Tần suất tương tác trực tiếp với khách hàng của doanh nghiệp trong vòng 24 tháng qua.	-	0,812	2,989			
OFF2: Tần suất truyền thông trên truyền hình/phát thanh của doanh nghiệp trong vòng 24 tháng qua.	-	0,742	2,880			
OFF3: Tần suất truyền thông trên báo giấy/tạp chí của doanh nghiệp trong vòng 24 tháng qua.	-	0,793	2,164			
OFF4: Tần suất truyền thông trên pa-nô, áp phích, quảng cáo ngoài trời của doanh nghiệp trong vòng 24 tháng qua.	-	0,831	2,120			
3. Năng lực đổi mới				0,963	0,973	0,900
INN1: Doanh nghiệp có khả năng phát triển ý tưởng mới nhằm phục vụ khách hàng.	0,940	-	3,878			
INN2: Doanh nghiệp có khả năng cung cấp nhanh các giải pháp mới cho khách hàng.	0,963	-	3,857			
INN3: Doanh nghiệp có khả năng kiểm soát quy trình hoạt động để giảm thiểu chi phí.	0,952	-	3,825			
INN4: Doanh nghiệp có khả năng cung cấp một giải pháp toàn diện để giải quyết vấn đề và nhu cầu của khách hàng.	0,940	-	3,831			
4. Năng lực xây dựng thương hiệu				0,935	0,950	0,793
BRA1: Thương hiệu của doanh nghiệp có khả năng được nhận diện cao.	0,891	-	3,902			
BRA2: Doanh nghiệp xem việc xây dựng thương hiệu là một công cụ trong hoạt động kinh doanh.	0,918	-	4,058			
BRA3: Hình ảnh thương hiệu của doanh nghiệp được truyền tải một cách nhất quán đến khách hàng.	0,897	-	3,818			
BRA4: Doanh nghiệp xem thương hiệu là một tài sản.	0,888	-	3,836			
BRA5: Nhân viên trong doanh nghiệp ủng hộ thương hiệu và tham gia xây dựng thương hiệu.	0,857	-	3,968			
5. Hiệu quả hoạt động				0,938	0,951	0,763
PER1: Thị phần của doanh nghiệp tăng trong 24 tháng qua.	0,900	-	3,596			
PER2: Doanh thu hàng năm của doanh nghiệp tăng trong 24 tháng qua.	0,913	-	3,592			

PER3: Số lượng nhân viên chính thức của doanh nghiệp tăng trong 24 tháng qua.	0,894	-	3,733
PER4: Doanh nghiệp đạt mục tiêu về lợi nhuận trong 24 tháng qua.	0,836	-	3,635
PER5: Lợi nhuận hàng năm tăng trong vòng 24 tháng qua.	0,869	-	3,723
PER6: Tỷ suất hoàn vốn của doanh nghiệp tăng trong 24 tháng qua.	0,826	-	3,761

Bảng 2. Kết quả từ PLS-SEM

Mối quan hệ	Trọng số tác động (β)	Trị số t	Trị số p	VAF	Kết quả
ONL $\rightarrow$ PER	0,186	3,779	0,000	-	H1: Chấp nhận
OFF $\rightarrow$ PER	0,253	4,542	0,000	-	H2: Chấp nhận
ONL $\rightarrow$ INN $\rightarrow$ PER	0,048	2,299	0,022	20,90%	H3: Chấp nhận
OFF $\rightarrow$ INN $\rightarrow$ PER	0,035	2,010	0,048	49,94%	H4: Chấp nhận
ONL $\rightarrow$ BRA $\rightarrow$ PER	0,166	3,931	0,000	46,94%	H5: Chấp nhận
OFF $\rightarrow$ BRA $\rightarrow$ PER	0,079	3,070	0,002	50,00%	H6: Chấp nhận
ONL $\rightarrow$ INN	0,358	4,735	0,000	-	-
ONL $\rightarrow$ BRA	0,487	6,308	0,000	-	-
OFF $\rightarrow$ INN	0,253	3,915	0,000	-	-
OFF $\rightarrow$ BRA	0,235	3,714	0,000	-	-
INN $\rightarrow$ PER	0,138	2,401	0,016	-	-
BRA $\rightarrow$ PER	0,338	4,560	0,000	-	-

4.3. Kiểm định giả thuyết bằng fsQCA

Theo Nguyễn Đình Thọ (2016), nghiên cứu này sử dụng hai ngưỡng nhất quán (consistency threshold) ở mức 0,80 và 0,90. Kết quả từ fsQCA (Bảng 3) ở mức nhất quán 0,80 và 0,90 là giống nhau. Kết quả cho thấy việc kết hợp giữa hoạt động truyền thông xã hội trực tuyến (ONL), năng lực xây dựng thương hiệu (BRA) và năng lực đổi mới sáng tạo (INN) (tổ hợp 4) là một trong bốn điều kiện đủ của hiệu quả hoạt động cao (PER).

Bảng 3: Kết quả fsQCA (ngưỡng nhất quán: 0,80 và 0,90)

Đáp án: phức tạp và trung gian			
Mô hình: $PER = f(ONL, OFF, INN, BRA)$			
Tần số cắt (frequency cutoff): 1			
Điểm cắt độ nhất quán (consistency cutoff): 0,911			
Biến độc lập (điều kiện)	Độ bao phủ (coverage)		Độ nhất quán
	Thô	Riêng	
$\sim BRA * \sim INN$ (tổ hợp 1)	0,240	0,004	0,878
$\sim OFF * ONL$ (tổ hợp 2)	0,597	0,002	0,857
$\sim OFF * INN$ (tổ hợp 3)	0,566	0,008	0,882
$ONL * BRA * INN$ (tổ hợp 4)	0,863	0,320	0,923
Độ bao phủ (solution coverage): 0,940			
Độ nhất quán (solution consistency): 0,847			
Ghi chú: ‘ $\sim$ ’: giá trị mờ < 0,5, ‘*’: Boolean lô-gíc ‘VÀ’.			

Độ nhất quán và độ bao phủ của sự kết hợp này đạt cao nhất lần lượt tại 0,923 và 0,863. Kết quả còn chỉ ra rằng, không nhất thiết kết hợp hoạt động truyền thông xã hội trực tiếp (OFF) để đạt được hiệu quả hoạt động cao cho doanh nghiệp (tổ hợp 1, 2 3 và 4).

5. Thảo luận và kết luận

Nghiên cứu này nhằm cung cấp các bằng chứng thực nghiệm cho mô hình tác động của hoạt động truyền thông xã hội ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp đề xuất bởi Tajvidi & Karama (2021). Các nghiên cứu trước đây đã tìm hiểu về mối quan hệ này, tuy nhiên hoạt động truyền thông xã hội ở kênh trực tuyến và trực tiếp chưa được kiểm định tách biệt để so sánh ảnh hưởng và mức độ hiệu quả của mỗi kênh. Đồng thời, nghiên cứu này cũng tìm hiểu về vai trò trung gian của năng lực Marketing, được đo lường bằng hai thành phần: năng lực đổi mới và năng lực xây dựng thương hiệu.

Về lý thuyết, kết quả từ PLS-SEM cho thấy hoạt động truyền thông xã hội trực tuyến và trực tiếp đều có tác động tích cực đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp vừa và nhỏ, và năng lực Marketing đóng vai trò trung gian trong mối quan hệ này. Kết quả này bổ sung và củng cố các kết luận từ các nghiên cứu trước (Naude & cộng sự, 2014; Nguyễn Đình Thọ, 2016; Tajvidi & Karami, 2021). Trong khi đó, fsQCA cho thấy tổ hợp ba thành phần gồm hoạt động truyền thông xã hội trực tuyến, năng lực đổi mới và năng lực xây dựng thương hiệu là điều kiện đủ cho hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp. Đồng thời, các tổ hợp khác trong kết quả của fsQCA cũng chỉ ra rằng không nhất thiết phải kết hợp hoạt động truyền thông xã hội trực tiếp để đạt được hiệu quả hoạt động tốt. Nói cách khác, kết quả trên vừa củng cố vừa mở rộng mô hình đề xuất bởi Tajvidi & Karami (2021) rằng hoạt động truyền thông xã hội là quan trọng, trong đó kênh trực tuyến đóng vai trò chủ chốt đối với doanh nghiệp vừa và nhỏ trong giai đoạn chuyển đổi số.

Về phương pháp, các phân tích dựa trên hồi quy giúp khám phá được tác động ròng dựa trên hệ số hồi quy beta giữa các biến cần tìm hiểu. Trong khi đó, fsQCA là phương pháp phân tích dựa trên tổ hợp các điều kiện đơn lẻ dẫn đến kết quả mong muốn (Woodside, 2013). Tất cả các trường hợp trong bộ dữ liệu điều được fsQCA xử lý và báo cáo kết quả. Do đó, các trường hợp dù cá biệt nhưng có ý nghĩa, tức là thỏa điều kiện (độ nhất quán và độ bao phủ) trong fsQCA cũng được thể hiện trong kết quả phân tích. Kết quả fsQCA trong Bảng 3 cho thấy độ bao phủ riêng của các tổ hợp 1, 2 và 3 là thấp, lần lượt là 0,004, 0,002 và 0,008. Chỉ số này chứng tỏ một số ít trường hợp doanh nghiệp thỏa điều kiện trong các tổ hợp 1, 2 và 3 có hiệu quả hoạt động kinh doanh cao. Trong đó, tổ hợp 2 và 3 có chung điều kiện là hoạt động truyền thông xã hội trực tiếp thấp (~OFF). Điều này thể hiện sự nhất quán với tổ hợp 4, trong đó, doanh nghiệp đáp ứng ba điều kiện: hoạt động truyền thông xã hội trực tuyến cao (ONL), năng lực xây dựng thương hiệu cao (BRA) và năng lực đổi mới sáng tạo cao (INN) có kết quả kinh doanh tốt. Tổ hợp 4 (ONL, BRA, INN) cũng có kết luận về tác động ròng từ phương pháp PLS-SEM. Mặc khác, PLS-SEM cho thấy ý nghĩa thống kê của OFF. Trong khi đó, fsQCA chỉ ra rằng OFF là yếu tố phụ. Do vậy, phương pháp fsQA và PLS-SEM nên được sử dụng bổ sung cho nhau.

Về khía cạnh thực tiễn, kết quả nghiên cứu góp phần giúp cho các doanh nghiệp vừa và nhỏ và các tổ chức quản lý kinh doanh hiểu được vai trò của truyền thông xã hội đến với năng lực Marketing cũng như là hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp. Doanh nghiệp đồng thời vừa đẩy mạnh hoạt động truyền thông xã hội, vừa nâng cao năng lực cốt lõi để tạo ra nguồn lực riêng của doanh nghiệp mà đối thủ khó có thể bắt chước. Những nguồn lực này không chỉ đảm bảo sự tồn tại của doanh nghiệp còn giúp doanh nghiệp đạt được hiệu quả kinh doanh trong dài hạn. Kết quả của nghiên cứu cũng ủng hộ xu hướng chuyển đổi số khi chỉ ra rằng hoạt động truyền thông xã hội trực tuyến kết hợp với các yếu tố năng lực Marketing sẽ giúp doanh nghiệp đạt được hiệu quả hoạt động cao. Điều này gợi ý doanh nghiệp nên phân bổ nguồn lực có giới hạn của mình vào những hoạt động truyền thông trực tuyến. Kết quả và cách thức thực hiện nghiên cứu này mang lại một số ý nghĩa cho các cơ quan quản lý doanh nghiệp cũng như các tổ chức xã hội tham khảo để thực hiện và triển khai các nghiên cứu tương tự. Ví dụ, để đo lường tác động của hoạt động truyền thông xã hội, các nghiên cứu kế tiếp có thể khám phá sâu hơn hiệu quả của các kênh truyền thông trong hình thức trực tuyến (ví dụ so sánh hoạt động trên Facebook và Zalo) thay vì gộp chung dưới một hình thức trực tuyến hoặc trực tiếp. Điều này sẽ cung cấp hiểu biết về tác động của từng kênh đối với hiệu quả kinh doanh, từ đó doanh nghiệp

có thể tùy chọn kết hợp hình thức phù hợp nhất đối với tình hình của mình. Những nghiên cứu kế tiếp có thể tích hợp nhiều khía cạnh hơn của năng lực Marketing (ví dụ năng lực ứng biến trước thay đổi, năng lực bán hàng) để giải thích và đo lường cụ thể hơn cho vai trò của Marketing trong hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp vừa và nhỏ.

Hạn chế trong nghiên cứu là điều khó tránh khỏi. Thứ nhất, các giả thuyết trong bài được kiểm định dựa trên cỡ mẫu tương đối nhỏ, vì vậy kết quả của nghiên cứu không đủ tính đại diện và phổ quát. Thứ hai, nghiên cứu chỉ kiểm định chung các doanh nghiệp vừa và nhỏ, không đào sâu phân tích từng ngành nghề kinh doanh cũng như loại hình sản phẩm dịch vụ. Vì từng ngành nghề và loại hình kinh doanh khác nhau có mức độ số hóa khác nhau mang tính đặc thù, các nghiên cứu tiếp theo nên tiếp tục khám phá vai trò của hoạt động truyền thông xã hội và năng lực Marketing dựa trên cỡ mẫu lớn hơn. Điều này cho phép việc phân loại các doanh nghiệp theo ngành và loại hình đồng thời có đủ kích cỡ mẫu trong mỗi nhóm phân loại để tiến hành so sánh tác động. Việc phân tích sâu hơn các tác động này sẽ góp phần đóng góp hiểu biết về mặt lý thuyết cũng như cung cấp tri thức về mặt thực tiễn để các doanh nghiệp xây dựng nên chiến lược kinh doanh phù hợp với điều kiện của mình.

Lời thừa nhận/ Cảm ơn: Nghiên cứu này được tài trợ bởi Quỹ Phát triển khoa học và công nghệ Quốc gia (NAFOSTED) trong đề tài mã số 502.02-2020.28.

Tài liệu tham khảo

- Barney, J.B. (2001), 'Is the resource-based "view" a useful perspective for strategic management research? Yes.' *Academy of Management Review*, 26(1), 41e56.
- Barreda, A.A., Bilgihan, A., Nusair, K. & Okumus, F. (2015), 'Generating brand awareness in online social networks', *Computers in Human Behavior*, 50, 600-609.
- Boso, N., Story, V.M. & Cadogan, J.W. (2013), 'Entrepreneurial orientation, market orientation, network ties, and performance: Study of entrepreneurial firms in a developing economy', *Journal of Business Venturing*, 28(6), 708-727.
- Collis, D.J. & Montgomery, C.A. (1995), 'Competing on Resources: Strategy in the 1990s', *Knowledge and Strategy*, 73(4), 25-40.
- Chang, W., Park, J.E. & Chaib, S. (2010), 'How does CRM technology transform into organizational performance? A mediating role of marketing capability', *Journal of Business Research*, 63(8), 849-855.
- Foster, R.L. (1997), 'Addressing epistemologic and practical issues in multimethod research: A procedure for conceptual triangulation', *Advances in Nursing Science*, 20(2), 1-12.
- Hair, J.F., Sarstedt, M., Ringle, C.M. & Gudergan, S.P. (2017), *Advanced issues in partial least squares structural equation modeling*, Sage, Thousand Oaks, California, USA.
- Harris, L., Rae, A. & Misner, I. (2012), 'Punching above their weight: the changing role of networking in SMEs', *Journal of Small Business and Enterprise Development*, 19(2), 335-351.
- Henseler, J., Ringle, C.M. & Sarstedt, M. (2015), 'A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling', *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43(1), 115-135.
- Hogan, S.J. & Coote, L.V. (2014), 'Organizational culture, innovation, and performance: A test of Schein's model', *Journal of Business Research*, 67 (8), 1609-1621.
- Jayachandran, S., Sharma, S., Kaufman, P. & Raman, P. (2005), 'The role of relational information processes and technology use in customer relationship management', *Journal of Marketing*, 69(4), 177-192.
- Kaplan, A.M. & Haenlein, M. (2010), 'Users of the world, unite! The challenges and opportunities of Social Media', *Business Horizons*, 53(1), 59-68.
- Kock, N. (2015), 'Common method bias in PLS-SEM: A full collinearity assessment approach', *International Journal*

- Luu Tiến Thuận & Trần Thị Thanh Vân (2015), 'Các yếu tố tác động đến việc ứng dụng thương mại điện tử của các doanh nghiệp nhỏ và vừa trên địa bàn Thành phố Cần Thơ', *Tạp chí Khoa học Trường Đại học Cần Thơ*, 36, 100-107.
- Moorman, C. & Slotegraaf, R.J. (1999), 'The contingency value of complementary capabilities in product development', *Journal of Marketing Research*, 36(2), 239-257.
- Morgan, R.M. & Hunt, S.D. (1994), 'The commitment-trust theory of relationship marketing', *Journal of Marketing*, 58(3), 20-38.
- Naude, P., Zaefarian, G., Tavani, Z.N., Neghabi, S. & Zaefarian, R. (2014), 'The influence of network effects on SME performance', *Industrial Marketing Management*, 43(4), 630-641.
- Nitzl, C., Roldan, J.L. & Cepeda, G. (2016), 'Mediation analysis in partial least squares path modeling', *Industrial Management & Data Systems*, 116(9), 1849-1864.
- Nguyễn Đình Thọ (2016), *Phương pháp tập mờ fsQCA và nghiên cứu khoa học kinh doanh tại Việt Nam*, Nhà xuất bản Kinh tế Tp. Hồ Chí Minh, Tp. Hồ Chí Minh.
- Phung, M.T., Ly, P.T.M., & Nguyen, T.T. (2019), 'The effect of authenticity perceptions and brand equity on brand choice intention', *Journal of Business Research*, 101, 726-736.
- Ragin, C.C. (2008), *Redesigning social inquiry: Fuzzy sets and beyond*, University of Chicago Press, Chicago, USA.
- Ruiz-Ortega, M.J. & García-Villaverde, P.M. (2008), 'Capabilities and competitive tactics influences on performance: Implications of the moment of entry', *Journal of Business Research*, 61(4), 332-345.
- Schroeder, R.G., Bates, K.A. & Junttila, M.A. (2002), 'A resource-based view of manufacturing strategy and the relationship to manufacturing performance', *Strategic Management Journal*, 23(2), 105-117.
- Siamagka, N.T., Christodoulides, G., Michaelidou, N. & Valvi, A. (2015), 'Determinants of social media adoption by B2B organizations', *Industrial Marketing Management*, 51, 89-99.
- Sigala, M., & Chalkiti, K. (2012), 'Knowledge management and web 2.0: Preliminary findings from the Greek tourism industry', in *Social media in travel, tourism and Hospitality: Theory, practice and cases*, Sigala, M., Christou, E. & Gretzel, U. (Eds), Routledge, New York, USA.
- Skarmeeas, D., Leonidou, C.N. & Saridakis, C. (2014), 'Examining the role of CSR skepticism using fuzzy-set qualitative comparative analysis', *Journal of Business Research*, 67(9), 1796-1805.
- Tajvidi, R., & Karami, A. (2021), 'The effect of social media on firm performance', *Computers in Human Behavior*, 115, 105174.
- Thurmond, V.A. (2001), 'The point of triangulation', *Journal of Nursing Scholarship*, 33(3), 253-258.
- Trainor, K.J., Andzulis, J.M., Rapp, A. & Agnihotri, R. (2014), 'Social media technology usage and customer relationship performance: A capabilities-based examination of social CRM', *Journal of Business Research*, 67(6), 1201-1208.
- Walter, A., Auer, M. & Ritter, T. (2006), 'The impact of network capabilities and entrepreneurial orientation on university spin-off performance', *Journal of Business Venturing*, 21(4), 541-567.
- Woodside, A.G. (2013), 'Moving beyond multiple regression analysis to algorithms: Calling for adoption of a paradigm shift from symmetric to asymmetric thinking in data analysis and crafting theory', *Journal of Business Research*, 66(4), 463-472.
- Wu, P.L., Yeh, S.S. & Woodside, A.G. (2014), 'Applying complexity theory to deepen service dominant logic: Configurational analysis of customer experience-and-outcome assessments of professional services for personal transformations', *Journal of Business Research*, 67(8), 1647-1670.

VAI TRÒ CỦA CHUYỂN ĐỔI SỐ TỚI NÂNG CAO CHẤT LƯỢNG QUẢN TRỊ CÔNG TẠI VIỆT NAM

Vũ Văn Hưởng

Trường Đại học Kinh tế, Đại học Quốc Gia Hà Nội

Email: huongvv@vnu.edu.vn

Lê Văn Đạo

Trường Quốc tế, Đại học Quốc Gia Hà Nội

Email: levandao96kt@gmail.com

Đồng Mạnh Cường

Trường Đại học Kinh tế, Đại học Quốc Gia Hà Nội

Email: cuonghay@gmail.com

Mã bài: JED - 609

Ngày nhận bài: 31/03/2022

Ngày nhận bài sửa: 18/04/2022

Ngày duyệt đăng: 21/04/2022

Tóm tắt

Nghiên cứu này cung cấp bằng chứng thực nghiệm đầu tiên về tác động của chuyển đổi số (ICT) tới chất lượng quản trị công tại Việt Nam. Sử dụng phương pháp hồi quy phân vị với dữ liệu bảng tại 63 tỉnh/thành Việt Nam giai đoạn 2013-2019, kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng: (i) quá trình chuyển đổi số đem lại tác động tích cực tới chất lượng quản trị công tại Việt Nam; (ii) Ở các mức phân vị cao hơn – các tỉnh/thành có chất lượng quản trị công tốt hơn – chuyển đổi số đem lại tác động tích cực mạnh mẽ hơn do hấp thụ hiệu quả các lợi ích từ ICT và hạn chế được các bất lợi của chúng. Kết quả nghiên cứu hàm ý rằng, để tận dụng tối đa từ quá trình chuyển đổi số, chính phủ Việt Nam cần tiếp tục cải thiện chất lượng quản trị công, đặc biệt thông qua nâng cao trình độ giáo dục người dân.

Từ khóa: Chuyển đổi số, công nghệ thông tin và truyền thông (ICT), chất lượng quản trị công, hồi quy phân vị (QR).

Mã JEL: C31, H83, O39

The role of digital transformation on the quality of public administration in Vietnam

Abstract

This research adds to the body of knowledge about the impact of digital technology on the quality of government in Vietnam. Using quantile regression with panel data in 63 provinces and cities in Vietnam for 2013–2019, the authors find that: (i) the digital transformation process positively impacts the quality of public governance, as represented by the Provincial Competitiveness Index (PCI); (ii) digital transformation has more potent positive effects at the upper quintiles—provinces have greater public governance quality due to effective absorption of benefits from information and communications technology (ICT) and limited downsides compared to the lower quintiles. These findings imply that the Vietnamese government needs to keep improving the quality of public governance, mostly through more literacy, to benefit from the digital transformation process.

Keywords: Digital transformation, information and communications technology (ICT), quality of public administration, Quantile regression (QR).

JEL code: C31, H83, O39

1. Giới thiệu

Làn sóng chuyển đổi số, công nghệ thông tin và truyền thông (ICT) là không thể tránh khỏi và không thể đảo ngược. Mergel & cộng sự (2019) chỉ ra rằng hơn 80% áp lực chuyển đổi số tại các quốc gia/tổ chức đến từ các yếu tố bên ngoài như công nghệ thay đổi (34%) và áp lực từ môi trường doanh nghiệp (48,9%). Trong khi đó, ngày càng có nhiều bằng chứng về tác động phân hóa của quá trình này tới phát triển kinh tế-xã hội (Robinson & cộng sự, 2020; Sandoval-Almazan & Gil-Garcia, 2012) và biến đổi kiểu hình quản trị nhà nước sau đại dịch Covid-19 (Kummitha, 2020). Hơn nữa, chuyển đổi số cũng định hình lại quá trình vận hành và tương tác lẫn nhau giữa các chủ thể trong nền kinh tế như chia sẻ dữ liệu, giải quyết xung đột, và đặc biệt là vai trò của chính phủ trong giai đoạn mới (Alvarenga & cộng sự, 2020; Mazzucato, 2015). Điều này dẫn đến mối quan tâm sâu sắc đến chất lượng quản trị công dưới tác động của quá trình chuyển đổi số.

Về mặt lý thuyết, quá trình chuyển đổi số có cả tác động tích cực cũng như đặt ra nhiều thách thức tới chất lượng quản trị công. Một mặt, chuyển đổi số giúp giảm chi phí giao dịch trong nền kinh tế thông qua chia sẻ hiệu quả thông tin (Viale-Pereira & cộng sự, 2017), chuẩn hóa quy trình làm việc và nâng cao tương tác của khu vực nhà nước (Alvarenga & cộng sự, 2020), minh bạch thông tin và giám tham nhũng (Sandoval-Almazan & Gil-Garcia, 2012), và cải thiện năng suất hoạt động của khu vực nhà nước nhờ áp dụng công nghệ mới (Lee-Geiller & Lee, 2019). Ngược lại, chuyển đổi số cũng (i) khuếch đại bất bình đẳng vốn dĩ tồn tại dai dẳng của một xã hội truyền thống (Schroeder, 2018), (ii) tạo ra thêm những vấn đề mới trong quản trị công mà có tính tiếp nối dây chuyền (Robinson & cộng sự, 2020), và (iii) đối mặt với thách thức về bảo mật thông tin, quyền tự do cá nhân cũng như an ninh quốc gia trên một nền tảng mới (Sandoval-Almazan & Gil-Garcia, 2012).

Để quá trình chuyển đổi số hạn chế được những tác động bất lợi cũng như tối đa hóa được các ảnh hưởng tích cực tới quản trị công, các quốc gia cần chuẩn bị tốt các điều kiện kinh tế-xã hội liên quan (Mergel & cộng sự, 2019; Picazo-Vela & cộng sự, 2012; Sandoval-Almazan & Gil-Garcia, 2012). Thực tế, nghiên cứu của Heeks (2003) khảo sát các dự án chuyển đổi số trong khu vực công cho thấy 85% số dự án này thất bại. Picazo-Vela & cộng sự (2012) lý giải là do chất lượng quản trị công còn thấp chưa thể hấp thụ các lợi ích của quá trình chuyển đổi số, trong khi các yếu tố khác về trình độ học vấn và sự ủng hộ của người dân hạn chế (Sandoval-Almazan & Gil-Garcia, 2012). Mergel & cộng sự (2019) bổ sung thêm rằng chia khóa thành công các dự án nằm ở động cơ chuyển đổi từ bên trong của khu vực công; Theo đó, quyết tâm chuyển đổi số hướng đến xã hội phục vụ người dân mới dẫn đến các thay đổi về cơ cấu tổ chức và văn hóa quan liêu, qua đó, tạo ra các kết quả tích cực trong dài hạn.

Nghiên cứu này có ba đóng góp chính. *Thứ nhất*, nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm về tác động của chỉ số chuyển đổi số và các chỉ số cấu phần tới chất lượng quản trị công, đại diện bởi chất lượng cạnh tranh cấp tỉnh (PCI), tại quốc gia đang chuyển đổi – Việt Nam. *Thứ hai*, nghiên cứu sử dụng phương pháp hồi quy phân vị cho phép đánh giá tác động không đồng nhất của ICT tới PCI ở từng mức phân vị. Kết quả từ đó có hàm ý về trạng thái phát triển kinh tế-xã hội các tỉnh/thành tới hấp thụ ICT trong quản trị công. *Thứ ba*, nghiên cứu góp phần giải thích cơ chế tác động của ICT tới chất lượng quản trị công thông qua tác động của chúng tới các chỉ số cấu thành PCI.

2. Tổng quan tài liệu

Số lượng các nghiên cứu về tác động tích cực của tiến trình chuyển đổi số tới nâng cao chất lượng quản trị công của nhà nước ngày càng phong phú (Alvarenga & cộng sự, 2020; Bertot & cộng sự, 2012; Sandoval-Almazan & Gil-Garcia, 2012). Theo đó, quá trình chuyển đổi số góp phần: (i) chia sẻ hiệu quả dữ liệu giữa các chủ thể trong nền kinh tế, giảm chi phí giao dịch (Viale Pereira & cộng sự, 2017); (ii) cải thiện các quyết định quản trị của nhà nước trong vận hành nội bộ và tương tác với các chủ thể bên ngoài (Alvarenga & cộng sự, 2020; Drake & cộng sự, 2004; Dwivedi & cộng sự, 2017); (iii) giảm tham nhũng nhờ minh bạch thông tin và chuẩn hóa quy trình quản trị nhà nước (Sandoval-Almazan & Gil-Garcia, 2012); và (iv) cải thiện năng suất hoạt động và giảm chi phí hoạt động của các bộ phận hành chính nhờ công nghệ mới (Lee-Geiller & Lee, 2019; Mergel & cộng sự, 2019; Sandoval-Almazan & Gil-Garcia, 2012; Viale Pereira & cộng sự, 2017). Hơn thế, chuyển đổi số cho phép chính phủ kiểm soát tốt trước các biến động nền kinh tế, như Covid-19 (Kummitha, 2020).

Quá trình chuyển đổi số cho phép và khuyến khích các chủ thể trong nền kinh tế chia sẻ thông tin trên các nền tảng chung nhằm giảm các chi phí liên quan (chi phí tìm kiếm thông tin, kiểm tra chéo dữ liệu, chi phí cải tiến sản phẩm) (Viale Pereira & cộng sự, 2017). Theo đó, quá trình này “bẻ gãy” các rào cản trong chia sẻ thông tin như sự khác biệt trong mã hóa dữ liệu, văn hóa trao đổi và kiến thức đặc thù của các ngành khác biệt thông qua tạo dựng một cơ chế chia sẻ và liên thông tin, dữ liệu trên cùng một nền tảng (Internet), sau đó được khai thác một cách đa dạng với mục đích chuyên biệt. Việc có nhiều thông tin với chi phí rẻ hơn cho phép các tổ chức công, hệ thống quản trị nhà nước đưa ra quyết định chính xác hơn và tránh được nhiều sai lầm (Alvarenga & cộng sự, 2020; Dwivedi & cộng sự, 2017). Hơn nữa, chuyển đổi số cũng cho phép chuẩn hóa quy trình trong cơ quan hành chính nhà nước và nâng cao tính chính xác trong các quyết định người lãnh đạo (Drake & cộng sự, 2004).

Nói cách khác, chuyển đổi số làm hình thành và gia tăng khối lượng dữ liệu thông qua nhận diện tốt hơn các loại dữ liệu phi cấu trúc (như âm thanh, hình ảnh), gia tăng quá trình xử lý, thu thập và phân tích dữ liệu, kết nối các khối dữ liệu hệ thống hơn, tăng sự ổn định và dễ dàng kiểm tra chéo, với sự không giới hạn bởi các “nhà kho” trên nền tảng số (Lee-Geiller & Lee, 2019; Mergel & cộng sự, 2019). Từ hệ thống cơ sở dữ liệu ngày càng đồ sộ này, lượng thông tin thu nhận được cũng được nâng cao nhanh chóng không chỉ về số lượng mà còn chất lượng của chúng (thông tin có hệ thống). Tiếp đó, các nhà hoạch định chính sách sẽ thu nhập được nhiều khối lượng tri thức hơn, đặc biệt với sự hỗ trợ của các thuật toán mới ngày nay và bối cảnh Covid-19, để ra quyết định phù hợp (Kummitha, 2020).

Tại các quốc gia dân chủ phương Tây với việc đảm bảo chặt chẽ các quyền tự do cá nhân, Bertot & cộng sự (2012) bổ sung thêm một số ảnh hưởng tích cực của quá trình chuyển đổi số tới cải thiện chất lượng quản trị công thông qua: (i) nâng cao sự tham gia và gắn kết của người dân vào các hoạt động chính trị; (ii) thúc đẩy hoạt động hợp tác, cùng sản xuất với khu vực tư nhân, đặc biệt là cung cấp hàng hóa/dịch vụ công; và xu hướng mới là (ii) tận dụng nguồn lực từ cộng đồng để giải quyết các vấn đề quốc gia hoặc thực hiện các hoạt động cải tiến sáng tạo nhờ tri thức tập thể. Thực tế, việc kết nối thông qua các nền tảng số (như Facebook hay Twitter) đã trở nên ngày càng phổ biến để không chỉ đưa ra các thông báo, bày tỏ quan điểm của doanh nghiệp và nhà nước, mà còn nêu vấn đề và tìm kiếm các giải pháp từ cộng đồng (Sandoval-Almazan & Gil-Garcia, 2012).

Hơn nữa, quá trình chuyển đổi số mạnh mẽ trong khu vực chính phủ giúp cải thiện tính minh bạch thông tin, giảm tham nhũng và nâng cao hiệu suất hoạt động của chính phủ, đặc biệt trong ứng phó các cú sốc nền kinh tế (Kummitha, 2020; Lee-Geiller & Lee, 2019). Sandoval-Almazan & Gil-Garcia (2012) chỉ ra rằng công nghệ thông tin chính thức của chính phủ có thể trở thành một trong những thành phần kỹ thuật trọng tâm cho việc tương tác, tham gia, và đề xuất một số vấn đề kinh tế-chính trị của người dân và tổ chức bên ngoài chính phủ; qua đó, xây dựng và củng cố niềm tin trước các hoạt động cải cách và đổi mới hiệu quả. Viale Pereira & cộng sự (2017) khẳng định rằng nhiều quy trình hoạt động chính phủ đã được cải thiện hiệu quả và nhất quán nhờ quá trình chuyển đổi số như đăng ký các dịch vụ công trực tuyến, giải quyết hồ sơ trên nền tảng số, lưu trữ và công bố các văn bản và quy định của nhà nước. Theo đó, các công việc này hạn chế được các sai sót của con người trong tìm kiếm và truy cập dữ liệu, loại bỏ những bất tiện về thời gian gấp gáp, bất bình đẳng trong đối xử và giải quyết các tình huống có tính lặp lại. Một số nghiên cứu (ví dụ: Lee-Geiller & Lee, 2019; Mergel & cộng sự, 2019) đồng ý rằng các nền tảng số cho phép quá trình tương tác giữa chính quyền và người dân hiệu quả hơn, qua đó, cải thiện quan hệ các bên và tăng tính chính danh của nhà nước.

Quá trình chuyển đổi số cũng tạo ra nhiều thách thức và bất lợi tới nâng cao chất lượng quản trị công (Goggin, 2016; Robinson & cộng sự, 2020). Theo đó, các vấn đề có thể được chia thành hai loại: (i) sự khuếch đại những khác biệt/bất bình đẳng từ xã hội truyền thống trên nền tảng mới; (ii) sự hình thành các vấn đề mới có tính tiếp nối. *Thứ nhất*, chuyển đổi số khuếch đại hơn sự khác biệt về tri thức, kỹ năng và tiền lương của người lao động so với trước đây (Goggin, 2016). Sự phân hóa này tạo ra bất bình đẳng ngày càng rõ ràng giữa vùng thành thị so với nông thôn, giữa nhóm nam so với nữ, và giữa người các nhóm người yếu thế (Dang & cộng sự, 2020; Robinson & cộng sự, 2020; Schroeder, 2018). *Thứ hai*, Robinson & cộng sự (2020) nhận thấy rằng, các nền tảng số vận động và phát triển theo trình tự thứ bậc, nối tiếp mà yêu cầu bắt buộc là truy cập được trên các nền tảng của nó. Tiếp đó là xây dựng kỹ năng số, tự động hóa và phát triển

trên các nền tảng mới. Do đó, (i) việc bất bình đẳng trong truy cập các nền tảng số là vấn đề đặc biệt nghiêm trọng và thách thức tới quản trị công (Picazo-Vela & cộng sự, 2012) và (ii) quá trình này đòi hỏi kỹ năng số phải được cập nhật liên tục với sự phụ thuộc ngày càng nặng nề vào các công nghệ mới, mà có thể hạn chế quyền tự do của người dân (Kummitha, 2020). Thực tế, Anderson & Kumar (2019) chỉ ra rằng 29% người thu nhập thấp ở Mỹ không có điện thoại thông minh (so với 3% người thu nhập cao) và hơn 50% người thu nhập thấp không được tiếp cận với các thiết bị mới như máy tính, laptop, và thiết bị điện tử khác. Robinson & cộng sự (2020) bổ sung thêm rằng các nền tảng số mới như giao tiếp bằng giọng nói, âm thanh, hình ảnh hạn chế đáng kể sự tham gia của người khiếm khuyết. Tác giả cũng tìm thấy các bằng chứng về bất bình đẳng trên các nền tảng số về giới tính, sức khỏe và giáo dục. Ngoài ra, các vấn đề mới về bảo mật thông tin, quyền tự do cá nhân của người dân cũng là đặc biệt quan trọng, ảnh hưởng đến hiệu quả quản trị nhà nước (Sandoval-Almazan & Gil-Garcia, 2012).

Mặc dù, những nghiên cứu lý thuyết cho thấy sự áp đảo về tác động tích cực của chuyển đổi số tới quản trị nhà nước nhưng Heeks (2003), được trích dẫn bởi Helbig & cộng sự (2009), lại thấy rằng sự thất bại của các dự án về nâng cao chất lượng quản trị thông qua chuyển đổi số là trên 85%. Mergel & cộng sự (2019) cho rằng sự thành công của các dự án này đòi hỏi phải có sự minh bạch trong quy trình và quyết tâm chính trị, có sự ủng hộ, niềm tin và tham gia của người dân, sự hòa hợp các giá trị văn hóa truyền thống với nền tảng mới. Hơn nữa, các thông tin mới ngày càng phân hóa khiến cho chia sẻ thông tin trở nên khó khăn và rủi ro hơn ở cả cấp độ vùng, địa phương, cá nhân, lẫn trong hoạt động khu vực công (Sandoval-Almazan & Gil-Garcia, 2012). Do đó, tùy thuộc vào khả năng hấp thụ nền kinh tế, năng lực giải quyết vấn đề chính phủ và trình độ phát triển các nền tảng số mà quá trình chuyển đổi số tác động tích cực/tiêu cực tới quản trị công. Nói cách khác, có nhiều phân cấp trong mức độ, cường độ, và hiệu quả của quá trình chuyển đổi số; mà theo đó cần thiết phải kiểm soát được các yếu tố liên quan đến nhân khẩu học, kết nối xã hội-thị trường, mức độ hiểu biết của người dân, trình độ phát triển kinh tế-thị trường trong các nghiên cứu quan hệ nhân quả (Mergel & cộng sự, 2019; Picazo-Vela & cộng sự, 2012; Sandoval-Almazan & Gil-Garcia, 2012).

Nhìn chung, tổng quan tài liệu cho thấy có một khoảng trống đáng kể về việc thiếu hụt bằng chứng thực nghiệm mô tả quan hệ giữa chuyển đổi số và chất lượng quản trị công. Hơn thế, tác động không đồng nhất về ảnh hưởng trình độ chuyển đổi số tới chất lượng quản trị công cũng là vấn đề quan trọng, đặc biệt tại các quốc gia đang trong quá trình chuyển đổi như Việt Nam. Theo đó, mức độ quản trị công hạn chế có thể làm suy giảm khả năng hấp thụ công nghệ mới đồng thời khuếch đại các bất lợi của tiến trình này. Mục đích của nghiên cứu này là (i) bổ sung thêm những khoảng trống nghiên cứu hiện tại và (ii) giải thích một phần cơ chế tác động của quá trình chuyển đổi số tới chất lượng quản trị công trong bối cảnh cụ thể tại Việt Nam.

3. Dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Để đánh giá tác động của quá trình chuyển đổi số tới cải thiện chất lượng quản trị công, nghiên cứu này sử dụng ba bộ dữ liệu chính. Thứ nhất, bộ dữ liệu chuyển đổi số được tổng hợp từ báo cáo sẵn sàng cho phát triển và ứng dụng công nghệ thông tin do Bộ Thông tin và Truyền thông đo lường và tổng hợp. Theo đó, đây là báo cáo thường niên từ 2013 đến nay nhằm đánh giá xếp hạng chất lượng chuyển đổi số dựa trên ba trụ cột quan trọng: (i) tiêu chí chuyển đổi số hạ tầng kỹ thuật (HTKT), liên quan đến tỷ lệ người dân và chính quyền nhà nước được tiếp cận và sử dụng các thiết bị điện tử (máy tính, internet, điện thoại thông minh); (ii) tiêu chí chuyển đổi số hạ tầng nhân lực (HTNL), liên quan đến khả năng của người dân và chính quyền sử dụng, thành thạo và tự cải thiện kỹ năng trên nền tảng số như tin học văn phòng, kỹ thuật máy tính; (iii) tiêu chí chuyển đổi số ứng dụng CNTT, đo lường khả năng ứng dụng công nghệ của chính phủ vào thực tiễn (thư điện tử, học liệu mở, lưu trữ dữ liệu công khai) (Bộ Thông tin và Truyền thông, 2022).

Thứ hai, nghiên cứu sử dụng dữ liệu về chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh (PCI) nhằm phản ánh chất lượng quản trị công. PCI là sản phẩm thường niên đo lường và đánh giá chất lượng điều hành kinh tế, thân thiện và tạo điều kiện cho môi trường kinh doanh tại Việt Nam cấp tỉnh/thành, do Phòng Thương mại và Công nghiệp Việt Nam (VCCI) thực hiện với sự hỗ trợ của Cơ quan Phát triển Quốc tế Hoa Kỳ (USAID) tại Việt Nam. Theo đó, chỉ số PCI bao gồm 10 câu phần liên quan đến (i) chi phí gia nhập thị trường; (ii) tiếp cận đất đai; (iii) sự minh bạch và (iv) sự bình đẳng của môi trường kinh doanh; (v) chi

phí không chính thức; (vi) chi phí thời gian; (vii) sự năng động, sáng tạo giải quyết vấn đề của chính quyền; (viii) mức độ hỗ trợ phát triển doanh nghiệp, chất lượng cao; (ix) hỗ trợ đào tạo lao động; và (x) thủ tục giải quyết tranh chấp. Cuối cùng, dữ liệu về tình hình phát triển kinh tế-xã hội cấp tỉnh/thành được thu thập từ niên giám thống kê do Tổng cục Thống kê phát hành thường niên nhằm kiểm soát các yếu tố đặc thù của các tỉnh/thành. Nghiên cứu, sau đó, kết hợp ba bộ dữ liệu trở thành dữ liệu bảng cân bằng, giai đoạn từ 2013 đến 2019 tại 63 tỉnh/thành tại Việt Nam. Việc lựa chọn giai đoạn nghiên cứu trước năm 2020 là cần thiết nhằm tránh các tác động của đại dịch Covid-19 tới cấu trúc mối quan hệ nhân quả giữa chuyển đổi số và chất lượng quản trị công (Kummitha, 2020).

3.2. Phương pháp nghiên cứu

Vì vai trò của chuyển đổi số (ICT) có thể ảnh hưởng khác nhau giữa các điểm đối với phân phối chất lượng quản trị công (Alvarenga & cộng sự, 2020; Picazo-Vela & cộng sự, 2012; Sandoval-Almazan & Gil-Garcia, 2012); Do đó, sử dụng cách tiếp cận trung bình (ví dụ: OLS) sẽ không phản ánh được đầy đủ tác động không đồng nhất tại các mức phân vị. Nói cách khác, ở các mức độ phát triển khác nhau về quản trị công khả năng hấp thụ ICT sẽ có sự khác biệt; Cụ thể, các tỉnh/thành có mức quản trị công tốt sẽ có xu

Bảng 1. Mô tả dữ liệu

Tên biến	Mô tả	Đơn vị	Nguồn	Dấu kỳ vọng	Trung bình	Độ lệch chuẩn
pci	Chất lượng quản trị công	[0,100]			60,63	4,14
pci_entry	Chi phí gia nhập thị trường	[0,10]			7,89	0,69
pci_land	Tiếp cận đất đai	[0,10]			6,29	0,75
pci_trans	Minh bạch chính phủ	[0,10]			6,19	0,52
pci_timecost	Chi phí thời gian	[0,10]	PCI	Biến	6,63	0,8
pci_inf	Chi phí không chính thức	[0,10]	Việt	phụ	5,66	0,98
pci_bss	Môi trường cạnh tranh bình đẳng	[0,10]	Nam	thuộc	5,89	0,77
pci_proact	Sự năng động và sáng tạo chính phủ	[0,10]			5,3	0,93
pci_labor	Hỗ trợ lao động	[0,10]			6,06	0,84
pci_legal	Giải quyết tranh chấp	[0,10]			5,91	0,81
ict	Chuyển đổi số	[0,100]	Bộ	+	0,42	0,14
ict_htkt	Chuyển đổi số - hạ tầng kỹ thuật	[0,100]	Thông	+	0,34	0,15
ict_html	Chuyển đổi số - hạ tầng nhân lực	[0,100]	tin và	+	0,57	0,17
ict_cntt	Chuyển đổi số - Ứng dụng CNTT	[0,100]	Truyền thông	+	0,4	0,16
grdp	Tổng sản phẩm	Nghìn tỷ đồng		+	65,46	116,46
literacy	Tỷ lệ biết chữ	[0,1]		+	0,93	0,07
gor_s1	Chỉ tiêu chính phủ cho đầu tư phát triển	Tỷ đồng		+	3968,06	4707,65
gor_s2	Chỉ tiêu chính phủ cho sự nghiệp xã hội	Tỷ đồng	GSO	+	552,57	547,74
urban_rate	Tỷ lệ đô thị hóa	[0,1]		+	0,28	0,17
rate_pri	Tỷ lệ doanh nghiệp tư nhân	[0,1]		+	0,91	0,09
fdi_imp	Vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài	Triệu USD		+/-	234,85	513,22
ind_index	Chỉ số phát triển công nghiệp	Theo GSO		+	111,13	16,93
Số quan sát					441	

Nguồn: Nhóm nghiên cứu.

hướng tận dụng tốt hơn quá trình chuyển đổi số so với các tỉnh/thành chưa có nền quản trị tốt. Picazo-Vela & cộng sự (2012) đồng ý rằng chuyển đổi số sẽ tác động tới chất lượng quản trị theo các mức độ khác nhau. Theo đó, trong giai đoạn đầu của quá trình chuyển đổi số, chất lượng quản trị công được cải thiện chủ yếu là do tiết kiệm chi phí thời gian và tăng tính minh bạch chính phủ, trong khi với mức độ quản trị tốt hơn chuyển đổi số thúc đẩy mạnh mẽ các quy trình tự động hóa, đồng bộ dữ liệu, tránh nhiều các sai lầm của con người, gia tăng sự tham gia của người dân, và cải thiện năng suất khu vực công (Bertot & cộng sự, 2012; Dwivedi & cộng sự, 2017; Lee-Geiller & Lee, 2019; Mergel & cộng sự, 2019).

Do đó, với mẫu nghiên cứu có N quan sát, điểm phân vị của phân vị q ($q < 1$) là giá trị nhỏ nhất thứ $[Nq]$ (phần nguyên của Nq), có thể ước lượng qua bài toán tối thiểu hóa bình phương qua (Cameron & Trivedi, 2009):

$$Q_N(\mu_q) = \sum_{i: y_i \geq \mu_q} q |y_{it} - \mathbf{x}'_{it} \mu_q| + \sum_{i: y_i < \mu_q} (1 - q) |y_{it} - \mathbf{x}'_{it} \mu_q| \quad (1)$$

Trong đó, y_{it} là chất lượng quản trị công tại tỉnh i tại năm t . $\mathbf{x}_i'$ là véc tơ các biến độc lập bao gồm biến quan tâm là chỉ số chuyển đổi số (ICT) và các biến kiểm soát theo các nghiên cứu trước đây (Picazo-Vela & cộng sự, 2012; Sandoval-Almazan & Gil-Garcia, 2012). Theo đó, các yếu tố tăng trưởng kinh tế (GDP), cải thiện trình độ giáo dục, tỷ lệ đô thị hóa, tỷ lệ doanh nghiệp tư nhân, chỉ số phát triển công nghiệp và số lượng thu hút đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) được kỳ vọng sẽ tác động/tương quan dương tới chất lượng

Bảng 2. Tác động của chỉ số chuyển đổi số và các chỉ số cấu phần tới PCI

Biến giải thích	(1) 2System-GMM	(2) 2System-GMM	(3) 2System-GMM	(4) 2System-GMM
Chỉ số chuyển đổi số	0,092** (0,042)			
Chuyển đổi số - hạ tầng kỹ thuật		0,065* (0,033)		
Chuyển đổi số - hạ tầng nhân lực			0,058** (0,028)	
Chuyển đổi số - ứng dụng CNTT				0,062** (0,030)
Tổng sản phẩm trong logarit	0,036* (0,019)	0,022 (0,020)	0,058 (0,052)	0,051** (0,025)
Trình độ học vấn	0,181 (0,121)	0,319** (0,146)	0,104 (0,330)	-0,095 (0,336)
Các biến kiểm soát tại bảng 1	Có	Có	Có	Có
Biến giả thời gian	Có	Có	Có	Có
Tác động cố định theo vùng kinh tế	Có	Có	Có	Có
Hằng số	3,755*** (0,173)	3,443*** (0,210)	3,859*** (0,316)	3,822*** (0,309)
Số quan sát	441	441	441	441
Số ID trong dữ liệu bảng	63	63	63	63
Kiểm định AR (1)	0,008	0,016	0,020	0,008
Kiểm định AR (2)	0,458	0,583	0,491	0,343

Chú ý: Giá trị trong ngoặc đơn thể hiện sai số chuẩn, *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Biến công cụ độ trễ 1 năm của giá trị chuyển đổi số và biến thể hiện sự thay đổi giá trị chuyển đổi số bình quân theo khu vực kinh tế cho từng năm.

quản trị công (PCI). Bảng 1 tổng hợp lại các biến sử dụng trong mô hình, nguồn thu thập, dấu kỳ vọng và các giá trị thống kê tại 63 tỉnh/thành giai đoạn 2013-2019.

4. Kết quả thực nghiệm và thảo luận

Bảng 2 trình bày kết quả ước lượng về tác động của chuyển đổi số (ICT) và ba chỉ số cấu phần tới chất lượng quản trị công (PCI) về mặt trung bình (ước lượng với hồi quy hệ thống hai bước GMM [2-system GMM]) để khắc phục vấn đề nội sinh của các biến độc lập. Theo đó, sự gia tăng trong chỉ số chuyển đổi số sẽ thúc đẩy sự gia tăng trong PCI, trong điều kiện các yếu tố khác không đổi. Xu hướng tương tự với các chỉ số cấu phần, bao gồm nâng cao hạ tầng kỹ thuật, hạ tầng nhân lực và ứng dụng công nghệ thông tin. Các yếu tố khác như trình độ phát triển kinh tế (tổng sản phẩm), trình độ học vấn, tỷ lệ đô thị hóa cũng tác động như kỳ vọng của các nghiên cứu trước đây, được tổng hợp Bảng 1.

Tuy thế, ước lượng GMM chưa xét đến sự không đồng nhất trong tác động của ICT tới PCI; tại đó chất lượng quản trị công càng cao được kỳ vọng sẽ hấp thụ tốt hơn các tác động tích cực và hạn chế các ảnh

Bảng 3. Tác động của ICT tới PCI, sử dụng hồi quy phân vị

Biến tác động	(1) QR-p10	(2) QR-p25	(3) QR-p50	(4) QR-p75	(5) QR-p90
Chỉ số chuyển đổi số	0,085*** (0,029)	0,107*** (0,027)	0,106*** (0,020)	0,144*** (0,033)	0,212*** (0,027)
Tổng sản phẩm trong logarit	-0,000 (0,006)	0,008 (0,006)	0,007 (0,004)	0,005 (0,007)	0,011* (0,006)
Trình độ học vấn	0,193*** (0,058)	0,132** (0,055)	0,099** (0,040)	0,131* (0,067)	0,083 (0,054)
Chi đầu tư phát triển	0,006* (0,003)	0,002 (0,003)	0,004* (0,002)	0,006 (0,004)	0,010*** (0,003)
Chi sự nghiệp xã hội	0,004 (0,006)	-0,001 (0,005)	-0,001 (0,004)	0,004 (0,006)	-0,006 (0,005)
Tỷ lệ đô thị hóa	0,079*** (0,022)	0,037* (0,021)	0,010 (0,015)	0,002 (0,025)	-0,002 (0,020)
Tỷ lệ doanh nghiệp tư nhân	0,073** (0,037)	0,032 (0,035)	0,022 (0,025)	-0,067 (0,043)	-0,061* (0,034)
Đầu tư FDI trong logarit	-0,004** (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,000 (0,001)	-0,001 (0,002)	-0,002 (0,002)
Chỉ số công nghiệp trong logarit	0,043* (0,023)	0,036* (0,022)	0,027* (0,016)	0,028 (0,026)	0,004 (0,021)
Biến giả thời gian	Có	Có	Có	Có	Có
Tác động cố định theo vùng kinh tế	Có (0,011)	Có (0,010)	Có (0,007)	Có (0,012)	Có (0,010)
Hằng số	3,411*** (0,127)	3,598*** (0,121)	3,703*** (0,087)	3,742*** (0,148)	3,897*** (0,118)
Số quan sát	441	441	441	441	441

*Chú ý : Giá trị trong ngoặc đơn thể hiện sai số chuẩn, *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.*

hưởng tiêu cực của quá trình chuyển đổi số (Picazo-Vela & cộng sự, 2012). Chính vì thế, bảng 3 trình bày tác động của ICT tới PCI với hồi quy phân vị tại lần lượt mức phân vị 10, 25, 50, 75 và 90, tương ứng. Mỗi quan hệ giữa ICT và PCI phản ánh đúng kỳ vọng so với các nghiên cứu trước đây (Picazo-Vela & cộng sự, 2012; Robinson & cộng sự, 2020). Cụ thể, với mức phân vị cao hơn, tương ứng với trình độ chất lượng

quản trị công cao hơn, chuyển đổi số đem lại nhiều lợi ích hơn so với các mức phân vị thấp hơn (Sandoval-Almazan & Gil-Garcia, 2012).

Bảng 2 cho thấy xu hướng gia tăng mức độ tác động của ICT tới PCI tương ứng với mức phân vị cao hơn. Phát hiện này một mặt lý giải vì sao tại một số quốc gia quá trình chuyển đổi số lại tác động tiêu cực tới chất lượng quản trị công, đặc biệt tại các nước đang phát triển, mặt khác hàm ý về tầm quan trọng của bối cảnh thực hiện chuyển đổi số. Như nghiên cứu của một số tác giả (ví dụ: Picazo-Vela & cộng sự, 2012; Robinson & cộng sự, 2020 ; Sandoval-Almazan & Gil-Garcia, 2012) cho rằng sự chuyển đổi số quá “vội vàng” (chưa chuẩn bị đầy đủ các điều kiện liên quan) có thể đẩy lên nhiều vấn đề khó lường trước về sự đứt gãy thông tin và khả năng kết nối các chủ thể trong nền kinh tế. Hơn thế, Kummitha (2020) cũng cảnh báo về tác động tiêu cực của quá trình chuyển đổi số tới quyền tự do của người dân trước một chính phủ kiểm soát như Trung Quốc. Trong bối cảnh cụ thể tại Việt Nam, chuyển đổi số góp phần tích cực trong cải thiện chất lượng quản trị công tại 63 tỉnh/thành và được kỳ vọng sẽ còn tiếp tục cải thiện trong tương lai trước xu hướng phát triển hiện tại.

Nghiên cứu xem xét chi tiết hơn cơ chế tác động của quá trình chuyển đổi số tới chất lượng quản trị công

Bảng 4. Tác động của ICT tới các chỉ số cầu phần PCI

Biến phụ thuộc (Cầu phần PCI)	Hệ số ước lượng	Robust SE	AR (1)	AR(2)
Chi phí gia nhập ngành	0,997*	-0,507	0,000	0,593
Minh bạch thông tin	0,558*	-0,307	0,000	0,159
Chi phí thời gian	1,576**	-0,741	0,000	0,892
Chi phí không chính thức	1,275**	-0,581	0,000	0,529
Thị trường công bằng	1,268***	-0,463	0,000	0,812
Năng động chính phủ	1,547**	-0,717	0,000	0,643
Hỗ trợ đào tạo lao động	1,108*	-0,566	0,000	0,707
Hiệu quả pháp lý	1,114*	-0,586	0,000	0,639

*Chú ý: Giá trị trong ngoặc đơn thể hiện sai số chuẩn, *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Biến công cụ độ trễ 1 năm của giá trị chuyển đổi số và biến thể hiện sự thay đổi giá trị chuyển đổi số bình quân theo khu vực kinh tế cho từng năm. Kết quả được ước lượng bằng phương pháp GMM-2 bước.*

tại Bảng 4, với các biến kiểm soát tương tự bảng 2 và 3. Theo đó, các hệ số ước lượng tác động của ICT tới một số chỉ số cầu phần PCI là tích cực và có ý nghĩa thống kê ở mức sai số 5%. Chuyển đổi số tác động mạnh mẽ tới (i) suy giảm tham nhũng, thông qua giảm chi phí thời gian, chi phí gia nhập ngành và chi phí không chính thức (Sandoval-Almazan & Gil-Garcia, 2012), (ii) nâng cao tính năng động của chính phủ thông qua sử dụng các nền tảng số trong giải quyết các thủ tục hành chính, tiếp nhận hồ sơ doanh nghiệp, và thậm chí giải quyết các vấn đề dân sự (Alvarenga & cộng sự, 2020; Dwivedi & cộng sự, 2017), (iii) các hoạt động hỗ trợ của chính phủ đối với người lao động và môi trường doanh nghiệp hiệu quả hơn.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Nghiên cứu này cung cấp bằng chứng thực nghiệm mới về vai trò của ICT tới PCI giai đoạn 2013-2019. Sử dụng hồi quy phân vị với dữ liệu bảng trên 63 tỉnh/thành tại Việt Nam, kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng với mức phân vị cao hơn – chất lượng quản trị công tốt hơn – chuyển đổi số tác động tích cực mạnh mẽ hơn tới cải thiện PCI. Theo đó, mức độ phát triển của các tỉnh/thành quyết định đáng kể tới khả năng hấp thụ tác động tích cực từ ICT đồng thời hạn chế những ảnh hưởng tiêu cực từ quá trình này.

Trong giai đoạn đầu của quá trình chuyển đổi số, chất lượng quản trị công chủ yếu được cải thiện nhờ tiết kiệm chi phí thời gian và tăng tính minh bạch chính phủ, trong khi với mức độ quản trị tốt hơn chuyển đổi số thúc đẩy mạnh mẽ hơn nhiều quy trình tự động hóa, đồng bộ dữ liệu, tránh nhiều các sai lầm của con người, gia tăng sự tham gia của người dân, và cải thiện năng suất khu vực công (Lee-Geiller & Lee, 2019; Mergel & cộng sự, 2019). Như chỉ ra tại nghiên cứu của Robinson & cộng sự (2020) chuyển đổi số có xu hướng

vận động thứ bậc, ở đó, tác động của ICT sẽ tích lũy và tác động tới các khía cạnh của quản trị khi mức độ đủ lớn. Nghiên cứu này cũng cung cấp bằng chứng về cơ chế của ICT tới PCI qua (i) suy giảm tham nhũng, (ii) nâng cao tính năng động của chính phủ, và (iii) nâng cao hiệu quả các hoạt động hỗ trợ của chính phủ đối với người lao động và môi trường doanh nghiệp.

Kết quả nghiên cứu hàm ý rằng: (i) Việt Nam cần đẩy nhanh hơn nữa quá trình chuyển đổi số nhờ tác động tích cực của chúng trên hầu hết các khía cạnh của chất lượng quản trị công. (ii) Để đạt được hiệu quả tối ưu hơn từ tiến trình này, chính phủ các cấp tại Việt Nam phải đồng thời đẩy mạnh hơn nữa chất lượng quản trị công cấp tỉnh, đặc biệt thông qua nâng cao trình độ học vấn của người dân. Chuyển đổi số là cách thức nhanh hơn để đạt đến một hệ thống quản trị công tốt hơn; Theo đó, sự cộng hưởng từ quyết tâm chuyển đổi số trên một nền tảng quản trị công vững chắc là chìa khóa để hướng đến một hệ thống quản trị công hiệu quả và tiếp tục cải thiện trong dài hạn.

Tài liệu tham khảo

- Alvarenga, A., Matos, F., Godina, R. & CO Matias, J. (2020), 'Digital transformation and knowledge management in the public sector', *Sustainability*, 12(14), 5824, DOI: <https://doi.org/10.3390/su12145824>
- Anderson, M. & Kumar, M. (2019), *Digital divide persists even as lower-income Americans make gains in tech adoption*, last retrieved on 28 February 2022, from <<https://www.pewresearch.org/fact-tank/2019/05/07/digitaldivide-persists-even-as-lower-income-americans-make-gains-in-tech-adoption/>>.
- Bertot, J.C., Jaeger, P.T. & Hansen, D. (2012), 'The impact of policies on government social media usage: Issues, challenges, and recommendations', *Government Information Quarterly*, 29(1), 30-40.
- Bộ Thông tin và Truyền thông (2022), *Chỉ số chuyển đổi số [ICT] Việt Nam, 2010-2019*, Nhà xuất bản Thông tin và Truyền thông, Hà Nội.
- Cameron, A. & Trivedi, P. (2009), *Microeconometrics using stata (Vol. 5)*. College Station, Stata Press.
- Dang, H.-A., Malesky, E. & Nguyen, C.V. (2020), *Inequality and Support for Government Responses to COVID-19*, last retrieved on 28 February 2022, from <https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3722396>.
- Drake, D.B., Steckler, N.A. & Koch, M.J. (2004), 'Information sharing in and across government agencies: The role and influence of scientist, politician, and bureaucrat subcultures', *Social Science Computer Review*, 22(1), 67-84.
- Dwivedi, Y.K., Rana, N.P., Janssen, M., Lal, B., Williams, M.D. & Clement, M. (2017), 'An empirical validation of a unified model of electronic government adoption (UMEGA)', *Government Information Quarterly*, 34(2), 211-230.
- Goggin, G. (2016), 'Disability and digital inequalities: Rethinking digital divides with disability theory', In *Theorizing digital divides* (63-74), Routledge.
- Heeks, R. (2003). *Success and Failure Rates of eGovernment in Developing/Transitional Countries: Overview*, University of Manchester, last retrieved on 28 February 2022, from <www.egov4dev.org/sfoverview.htm>.
- Helbig, N., Gil-García, J.R. & Ferro, E. (2009), 'Understanding the complexity of electronic government: Implications from the digital divide literature', *Government Information Quarterly*, 26(1), 89-97.
- Kummitha, R.K.R. (2020), 'Smart technologies for fighting pandemics: The techno-and human-driven approaches in controlling the virus transmission', *Government Information Quarterly*, 37(3), 101481, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.giq.2020.101481>.
- Lee-Geiller, S. & Lee, T.D. (2019), 'Using government websites to enhance democratic E-governance: A conceptual model for evaluation', *Government Information Quarterly*, 36(2), 208-225.
- Mazzucato, M. (2015), *The Entrepreneurial State. Debunking Public vs. Private Sector Myths*, Revised ed., Philadelphia, PA: PublicAffairs.
- Mergel, I., Edelmann, N. & Haug, N. (2019), Defining digital transformation: Results from expert interviews. *Government Information Quarterly*, 36(4), 101385, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.giq.2019.06.002>

-
- Picazo-Vela, S., Gutiérrez-Martínez, I. & Luna-Reyes, L.F. (2012), 'Understanding risks, benefits, and strategic alternatives of social media applications in the public sector', *Government Information Quarterly*, 29(4), 504-511.
- Robinson, L., Schulz, J., Blank, G., Ragnedda, M., Ono, H., Hogan, B. & Hale, T.M. (2020), *Digital inequalities 2.0: Legacy inequalities in the information age*, last retrieved on 28 February 2022, from <<https://dspace.uni.lodz.pl/bitstream/handle/11089/32152/Digital%20inequalities%2020.pdf?sequence=2&isAllowed=y>>.
- Sandoval-Almazan, R. & Gil-Garcia, J.R. (2012), 'Are government internet portals evolving towards more interaction, participation, and collaboration? Revisiting the rhetoric of e-government among municipalities', *Government Information Quarterly*, 29, S72-S81.
- Schroeder, R. (2018), *Social theory after the internet: Media, technology and globalization*, UCL Press, London, last retrieved on 28 February 2022, from <<https://library.oapen.org/handle/20.500.12657/30862>>.
- Viale-Pereira, G., Cunha, M.A., Lampoltshammer, T.J., Parycek, P. & Testa, M.G. (2017), 'Increasing collaboration and participation in smart city governance: A cross-case analysis of smart city initiatives', *Information Technology for Development*, 23(3), 526-553.