

Mục lục

Ứng dụng mô hình dữ liệu tần suất hỗn hợp dự báo tăng trưởng kinh tế Việt Nam <i>Lê Mai Trang, Hoàng Anh Tuấn, Đinh Thị Hà, Nguyễn Thị Hiền, Trần Kim Anh</i>	2
Mối quan hệ giữa tỷ lệ an toàn vốn và các biến số kinh tế vĩ mô <i>Đào Thị Thanh Bình, Trương Mỹ Linh</i>	13
Tác động phi tuyến của chất lượng thể chế đến ô nhiễm môi trường tại các quốc gia đang phát triển Châu Á <i>Lê Hồng Ngọc, Hồ Thị Lam</i>	23
Đánh giá ảnh hưởng của hành vi thực hiện các tiêu chuẩn môi trường tới khả năng sống sót của các doanh nghiệp Việt Nam <i>Lê Thanh Hà, Nguyễn Thị Đào, Hoàng Văn Ngọc</i>	32
Tác động của chính sách đến tạo việc làm tại chỗ bền vững cho lao động nông thôn tại thành phố Hà Nội <i>Doãn Thị Mai Hương, Nguyễn Thị Vân Anh, Hoàng Thanh Tùng</i>	43
Lượng hóa gánh nặng kinh tế của bệnh tật do môi trường sản xuất thay đổi: Trường hợp nghiên cứu ở tỉnh Thừa Thiên Huế áp dụng phương pháp chi phí bệnh tật (COI) <i>Trần Huỳnh Bảo Châu, Nguyễn Đức Kiên Nguyễn Hoàng Diễm My, Bùi Dũng Thế, Đặng Thị Anh Thư</i>	53
Sự khác biệt giữa chuẩn mực kế toán Việt Nam và chuẩn mực báo cáo tài chính quốc tế trên phương diện khuôn khổ khái niệm <i>Phạm Hoài Hương</i>	62
Giá trị cảm nhận của khách du lịch đối với chương trình du lịch sinh thái: Trường hợp nghiên cứu tại công ty lữ hành quốc tế Huetourist <i>Hồ Thị Hương Lan</i>	70
Ý định rời bỏ tổ chức của cán bộ công chức tại ủy ban nhân dân cấp quận – Bằng chứng thực nghiệm tại thủ đô Hà Nội <i>Nguyễn Danh Nam, Uông Thị Ngọc Lan</i>	79
Tác động trực tiếp của tín dụng công nghệ đến bất bình đẳng thu nhập <i>Phạm Thị Thanh Xuân, Nguyễn Đức Trung</i>	88

ỨNG DỤNG MÔ HÌNH DỮ LIỆU TẦN SUẤT HỖN HỢP DỰ BÁO TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ VIỆT NAM

Lê Mai Trang

Trường Đại học Thương mại
Email: lmtrang2000@tmu.edu.vn

Hoàng Anh Tuấn

Trường Đại học Thương mại
Email: hoanganhtuan@tmu.edu.vn

Đinh Thị Hà

Trường Đại học Thương mại
Email: hadinh@tmu.edu.vn

Nguyễn Thị Hiền

Trường Đại học Thương mại
Email: hiennguyen@tmu.edu.vn

Trần Kim Anh

Trường Đại học Thương mại
Email: trankimanh@tmu.edu.vn

Mã bài: JED-578

Ngày nhận: 13/03/2022

Ngày nhận bản sửa: 06/06/2022

Ngày duyệt đăng: 04/07/2022

Tóm tắt:

Dự báo tăng trưởng kinh tế luôn là mối quan tâm không chỉ của các nhà nghiên cứu mà còn của các nhà hoạch định chính sách của mỗi quốc gia trên thế giới. Đã có nhiều công trình nghiên cứu đưa ra các phương pháp khác nhau để dự báo tăng trưởng GDP, các phương pháp dự báo trước đây đều phân tích dựa trên bộ dữ liệu mà trong đó các biến quan sát phải đưa về cùng một tần suất, điều này có thể làm tăng sai số của ước lượng và bỏ sót những yếu tố quan trọng có tác động đến tăng trưởng kinh tế. Để sử dụng đầy đủ và hiệu quả thông tin kinh tế vĩ mô và tài chính, bài báo này ứng dụng mô hình phân tích dữ liệu với tần suất hỗn hợp MIDAS và mô hình MF-VAR để dự báo tăng trưởng GDP của Việt Nam dựa trên bộ số liệu thu thập trong giai đoạn 2006 – 2020. Kết quả thực nghiệm cho thấy rằng mô hình MIDAS cho kết quả dự báo tốt so với mô hình MF-VAR.

Từ khóa: Dự báo GDP, mô hình MIDAS, mô hình MF-VAR, tăng trưởng kinh tế.

Mã JEL: C53, E01, E17

Forecast Vietnam's economic growth by using a mixed-frequency data analysis model

Abstract:

Forecasting economic growth is always a concern not only of researchers but also of policymakers of each country in the world. There have been many studies providing different methods to forecast GDP growth, the previous forecasting methods were all based on data sets in which the observed variables return to the same frequency. This can increase the error of the estimate and miss important factors affecting economic growth. In order to fully and effectively use macroeconomic and financial information, this research employs a data analysis model with mixed frequency MF-VAR and MIDAS model to forecast the GDP growth of Vietnam based on the dataset collected in the period 2006 - 2020. The results show that forecasting using the MIDAS model has better results than the MF-VAR model.

Keywords: GDP forecast, economic growth, MIDAS model, MF-VAR model

JEL Codes: C53, E01, E17

1. Đặt vấn đề

Dự báo kinh tế vĩ mô, đặc biệt là dự báo tăng trưởng GDP, luôn là một nhiệm vụ quan trọng nhưng khó khăn đối với chính phủ của một quốc gia. Do tình hình kinh tế trong nước và quốc tế ngày càng trở nên phức tạp, đặc biệt là những bất ổn xảy ra gần đây bởi những cú sốc bên ngoài như dịch bệnh COVID-19, những biến động của thị trường tài chính toàn cầu và những điều chỉnh bên trong dẫn đến việc dự báo tăng trưởng GDP của Việt Nam ngày càng khó khăn hơn. Để đưa ra dự báo tăng trưởng GDP chính xác, các mô hình dự báo cần giải quyết hai vấn đề: một là lựa chọn hợp lý các yếu tố đưa vào mô hình dự báo; hai là sử dụng hiệu quả các dữ liệu về các chỉ số kinh tế đã được các cơ quan công bố. Ở Việt Nam, đã có rất nhiều các dự báo kinh tế được đưa ra bởi những tổ chức uy tín như Ngân hàng Thế giới (WB), Quỹ tiền tệ Quốc tế (IMF), Ngân hàng Phát triển Châu Á (ADB),... Những dự báo này thường không thống nhất với nhau do mỗi tổ chức sử dụng một mô hình dự báo riêng. Các mô hình này thường được áp dụng cho tất cả các quốc gia, nó có thể bỏ qua các đặc trưng kinh tế của từng quốc gia. Hơn nữa, các mô hình dự báo tăng trưởng GDP trước đây phân tích với các biến có cùng tần suất trong cùng một giai đoạn nghiên cứu. Vì vậy chưa khai thác tốt được bộ dữ liệu đã công bố ở các tần suất khác nhau, với các độ trễ công bố cũng khác nhau. Việc ứng dụng mô hình phân tích dữ liệu có tần suất hỗn hợp để dự báo tăng trưởng GDP sẽ khắc phục được những hạn chế đó.

Hiện nay các mô hình phân tích dữ liệu có tần suất hỗn hợp đang được ứng dụng rộng rãi do tính ưu việt, toàn diện và hiệu quả trong việc cải thiện độ chính xác của dự báo. Tuy nhiên, tính đến nay các nghiên cứu về tăng trưởng GDP của Việt Nam còn rất ít, đặc biệt là nghiên cứu liên quan đến dự báo tăng trưởng GDP bằng mô hình hồi quy dữ liệu tần suất hỗn hợp. Chính vì vậy, nghiên cứu này sẽ kế thừa những lý thuyết liên quan và phương pháp hồi quy dữ liệu có tần suất hỗn hợp để xây dựng mô hình dự báo tăng trưởng GDP của Việt Nam.

2. Tổng quan nghiên cứu

2.1. Các nghiên cứu dự báo các chỉ tiêu kinh tế vĩ mô sử dụng dữ liệu cùng tần suất

Các chỉ tiêu kinh tế vĩ mô luôn được các nhà nghiên cứu quan tâm và tìm tòi những phương pháp sao cho kết quả dự báo các chỉ tiêu này có độ chính xác cao. Một số nhà nghiên cứu đã áp dụng các phương pháp khác nhau để dự báo tăng trưởng GDP và lạm phát của Việt Nam như Nguyễn Thị Thu Hằng & Vũ Phạm Hải Đăng (2012), Nguyễn Kim Anh (2015). Nếu như Nguyễn Thị Thu Hằng & Vũ Phạm Hải Đăng (2012) kết hợp giữa mô hình VAR và mô hình Bayesian VAR (BVAR) để dự báo thì Nguyễn Kim Anh (2015) sử dụng mô hình VAR và VECM. Nghiên cứu đã chứng minh được rằng mô hình BVAR có độ chính xác dự báo cao hơn mô hình VAR, cả khi dự báo lạm phát lẫn dự báo tăng trưởng GDP. Các sai số dự báo của mô hình BVAR nhỏ hơn nhiều so với mô hình VAR trong các dự báo từ một đến bốn kỳ về tương lai. Theo Nguyễn Kim Anh (2015), công tác dự báo lạm phát và tăng trưởng đã đóng góp quan trọng trong việc đạt được hiệu quả điều hành kinh tế vĩ mô của Chính phủ và các bộ, ngành. Việc sử dụng mô hình VAR và VECM để đưa ra dự báo tăng trưởng kinh tế và lạm phát với bộ số liệu tần suất quý từ I/2001 đến hết quý IV/2014 đã cho thấy tỷ lệ tăng trưởng GDP ở mức 6 - 6,2%; lạm phát dao động ở mức 4,4 - 5,5%. Mục tiêu tăng trưởng kinh tế của Chính phủ thuộc cận trên của miền dự báo. Để cung cấp các thông tin tiên nghiệm cho mô hình ước lượng BVAR, Nguyễn Đức Trung & Nguyễn Hoàng Chung (2017), sử dụng mô hình cân bằng động ngẫu nhiên tổng quát (DSGE). Mô hình được xây dựng và hiệu chỉnh với mục tiêu dự báo đối với các biến số vĩ mô của nền kinh tế như: Tăng trưởng sản lượng, lạm phát, lãi suất, biến động trong tỷ giá hối đoái và điều kiện thương mại. Kết quả nghiên cứu cho thấy sự phù hợp về phương pháp tiếp cận trong việc cân bằng và tương thích giữa lý thuyết và dữ liệu thực tế nhằm xây dựng một mô hình dự báo có ý nghĩa cho Việt Nam.

Những nghiên cứu đã nêu đều mang những ý nghĩa nhất định trong công tác dự báo kinh tế ở Việt Nam. Tuy nhiên, các phương pháp được sử dụng đều dựa trên tập dữ liệu có cùng tần suất (cùng tháng, cùng quý,...), trong khi đặc trưng của dữ liệu kinh tế, các chỉ số thường được công bố với các tần suất khác nhau, có thể theo ngày, tháng, quý hoặc năm và độ trễ khi công bố cũng không giống nhau. Vì thế, để có thể áp dụng được các mô hình truyền thống trong công tác dự báo kinh tế, các dữ liệu cần đưa về cùng một tần suất, với cách xử lý như vậy có thể làm giảm độ chính xác của kết quả dự báo. Nhằm khắc phục vấn đề trên, mô hình dữ liệu tần suất hỗn hợp được cho là phù hợp.

2.2. Các nghiên cứu dự báo các chỉ tiêu kinh tế vĩ mô sử dụng dữ liệu với tần suất hỗn hợp

Xu hướng tăng trưởng GDP được cho là bị ảnh hưởng bởi nhiều các biến số kinh tế, chẳng hạn như các biến số kinh tế vĩ mô (CPI, thất nghiệp, cán cân thương mại, chỉ số sản xuất công nghiệp...) và các biến số tài chính (cung tiền, dự trữ ngoại hối, chỉ số chứng khoán, tỷ giá hối đoái...). Việc xác định các yếu tố đầu vào để dự báo tăng trưởng GDP từ một lượng lớn các biến số kinh tế là không dễ dàng và đơn giản. Stock & Watson (1989, 2002) chỉ ra rằng các biến động kinh tế vĩ mô được chuyển giao và khuếch tán thông qua một loạt các hoạt động kinh tế thay vì một biến số kinh tế duy nhất, quá trình này diễn ra rất phức tạp. Do đó, họ cho rằng dự báo kinh tế vĩ mô nói chung và dự báo tăng trưởng GDP nói riêng cần tận dụng triệt để các biến số kinh tế có chứa nhiều thông tin, bao gồm các biến số như sản lượng công nghiệp, thu nhập bình quân đầu người, khối lượng thương mại, việc làm, v.v. và các biến số hàng đầu như lãi suất, tỷ giá hối đoái, lợi tức cổ phiếu, lợi tức trái phiếu dài hạn, v.v.

Mặc dù một số lượng nhỏ các yếu tố có thể được trích xuất từ một số lượng lớn các biến số kinh tế làm yếu tố dự báo, dự báo tăng trưởng GDP vẫn cần giải quyết vấn đề về tần suất dữ liệu khác nhau. Nhìn chung, dữ liệu GDP được công bố hàng quý và hàng năm; trong khi đó dữ liệu về chỉ số giá, tiêu dùng, đầu tư... được công bố hàng tháng; còn dữ liệu của thị trường chứng khoán, thị trường trái phiếu v.v. có thể được thu thập hàng ngày. Các mô hình dự báo truyền thống yêu cầu cùng tần suất dữ liệu và các phương pháp luận nhất định được áp dụng để chuyển dữ liệu hàng ngày và hàng tháng có tần suất cao hơn thành dữ liệu hàng quý có tần suất thấp hơn, chẳng hạn như phương pháp trung bình, phương pháp bắc cầu (Diron, 2008) và tổng hợp theo thời gian (Silvestrini & Veredas, 2008). Tuy nhiên, các phương pháp chuyển đổi tần suất này có thể làm mất một phần đáng kể thông tin có trong dữ liệu tần suất cao và do đó làm giảm hiệu quả sử dụng thông tin mẫu ở một mức độ nhất định.

Để tránh mất thông tin trong quá trình chuyển đổi tần suất, Ghysel & cộng sự (2002) và nhóm nghiên cứu của ông đã đề xuất mô hình phân tích trực tiếp trên bộ dữ liệu mẫu có tần suất hỗn hợp (MIDAS), mà không cần phải chuyển đổi chúng về cùng một tần suất. Sau đó nhóm nghiên cứu tiếp tục phát triển và xây dựng các mô hình MIDAS mở rộng. Hay như nghiên cứu của Rufino (2019) đã chứng minh tính khả thi của mô hình hồi quy MIDAS để giải quyết vấn đề tần suất hỗn hợp trong việc thực hiện “dự báo” tăng trưởng kinh tế của Philippin. Các biến thể khác nhau của mô hình MIDAS được ước tính bằng cách sử dụng dữ liệu GDP thực hàng quý và dữ liệu hàng tháng của lạm phát, chỉ số sản xuất công nghiệp và chỉ số giao dịch chứng khoán Philippines. Có thể thấy, phương pháp MIDAS rất phù hợp để dự báo tăng trưởng GDP dựa trên dữ liệu tài chính hàng ngày hoặc kinh tế vĩ mô hàng tháng (Ghysel & Wright, 2009; Andreou & cộng sự, 2011; Frale & Monteforte, 2011; Monteforte & Moretti, 2012).

Gần đây, có khá nhiều các nghiên cứu được thực hiện để dự báo GDP bằng phương pháp MIDAS như các nghiên cứu Albert K. Tsui & cộng sự (2018), Habimana & cộng sự (2020), Gunay M. (2020), Mikosch, H., & Solanko, L. (2019), Kuck, K., & Schweikert, K. (2021), đã thực hiện dự báo tốc độ tăng trưởng tổng sản phẩm quốc nội (GDP) của Singapore, Thổ Nhĩ Kỳ và Rwanda. Theo Albert K. Tsui & cộng sự (2018), kết quả cho thấy hồi quy MIDAS sử dụng dữ liệu tài chính tần suất cao cho kết quả dự báo tốc độ tăng trưởng GDP tốt hơn so với các mô hình khác và hiệu suất dự báo tốt nhất đạt được bằng cách sử dụng lợi nhuận cổ phiếu hàng tuần. Habimana & cộng sự (2020) đã áp dụng các kỹ thuật dự báo, cụ thể là các phương trình cầu và một loạt các mô hình hồi quy lấy mẫu dữ liệu tần suất hỗn hợp (MIDAS) và mô hình vector tự hồi quy tần suất hỗn hợp (MF-VAR). Sau đó, so sánh khả năng dự báo của các phương pháp này từ mẫu. Chìa khóa cho những phát hiện của họ là sự kết hợp của phương trình cầu và mô hình U-MIDAS mang lại độ chính xác tốt nhất cho dự báo GDP quý hiện tại. Trong nghiên cứu của Kuck, K., & Schweikert, K. (2021), các tác giả đã thực hiện dự báo GDP với dữ liệu tần suất hỗn hợp của Đức bằng mô hình nhân tố động và mô hình MIDAS, và kết quả thực nghiệm cũng cho thấy mô hình MIDAS đơn giản nhưng cho kết quả dự báo tốt hơn mô hình nhân tố động. Hiệu quả của mô hình MIDAS cũng được chứng minh trong nghiên cứu của Mikosch, H., & Solanko, L. (2019) khi các tác giả đã so sánh hiệu quả của các mô hình MIDAS và U-MIDAS với mô hình cầu trong thực hiện dự báo tốc độ tăng trưởng GDP của Nga.

Những nghiên cứu trên cho thấy, dự báo chỉ số kinh tế vĩ mô nói chung và tăng trưởng GDP nói riêng đã thu hút được sự quan tâm lớn của nhiều nhà nghiên cứu trong và ngoài nước. Tuy nhiên, tính đến nay các nghiên cứu về tăng trưởng GDP của Việt Nam còn rất ít, đặc biệt là nghiên cứu liên quan đến dự báo tăng trưởng GDP sử dụng dữ liệu tần suất hỗn hợp. Trong khi đó, các công trình nghiên cứu ngoài nước đã sử dụng các phương pháp dự báo với dữ liệu có tần suất hỗn hợp để dự báo tăng trưởng GDP. Các phương pháp

này đều có những ưu điểm chung: (i) có thể sử dụng đầy đủ dữ liệu ở tần suất cao, tránh mất mát đáng kể thông tin mẫu, do đó nâng cao độ chính xác của dự báo; (ii) có thể thực hiện dự báo thời gian tức thời cho tăng trưởng GDP, sử dụng dữ liệu kinh tế và tài chính tần suất cao được công bố mới nhất. Do đó, nghiên cứu này sẽ kế thừa những lý thuyết liên quan và phương pháp hồi quy dữ liệu có tần suất hỗn hợp để xây dựng mô hình dự báo tăng trưởng GDP của Việt Nam.

3. Mô hình và Dữ liệu nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Các mô hình dự báo trước đây chỉ áp dụng với các tập dữ liệu chuỗi thời gian có cùng tần suất. Để khắc phục nhược điểm của các mô hình phân tích có cùng tần suất và khai thác tốt nhất những dữ liệu công bố có được cho công tác dự báo, các mô hình xử lý và phân tích trên tập dữ liệu có tần suất khác nhau đã được đề xuất và ứng dụng. Trong đó, một số mô hình phổ biến như: mô hình VAR tần suất hỗn hợp MF-VAR (mixed frequency VAR), các mô hình bắc cầu (bridge equations), và các mô hình lấy mẫu tần suất hỗn hợp MIDAS (mixed data sampling). Trong nghiên cứu này, mô hình MIDAS và mô hình MF-VAR được ứng dụng để phân tích và dự báo chỉ số GDP của Việt Nam.

3.1.1. Mô hình MIDAS

Mô hình MIDAS là mô hình phân tích dữ liệu với tần suất hỗn hợp, được đề xuất bởi nhóm tác giả Eric Ghysels, Arthur Sinko & Rossen Valkanov năm 2002. Về cơ bản các mô hình MIDAS là các hồi quy dạng rút gọn được tham số hóa, liên quan đến các quá trình lấy mẫu ở các tần suất khác nhau. Trong đó, các biến giải thích có tần suất khác nhau và bằng hoặc cao hơn tần suất của biến phụ thuộc, và đối với các biến giải thích có tần suất cao hơn, các đa thức phân phối trễ được sử dụng để ngăn chặn sự gia tăng về số lượng tham số cũng như các vấn đề liên quan đến lựa chọn thứ tự trễ.

Mô hình dự báo MIDAS cơ bản cho biến phụ thuộc Tăng trưởng GDP tần suất quý tại h_q quý tiếp theo (h_q -step-ahead) với $h_q = h_m/m$ (h_m tính theo tháng) được xác định như sau:

$$y_{t_q+h_q} = y_{t_m+h_m} = \beta_0 + \beta_1 b(L_m; \theta) x_{t_m+w}^{(m)} + \varepsilon_{t_m+h_m}$$

Trong đó:

y_{t_q} là biến phụ thuộc Tăng trưởng GDP tần suất quý còn $x_{t_m}^{(m)}$ là biến giải thích có tần suất cao (tháng, tuần, ngày), $t_q = 1, 2, 3, \dots, T_q^y; T_q^y$ là quý cuối cùng mà dữ liệu GDP có sẵn; m là chỉ số xác định mức độ cao hơn về tần suất của biến độc lập so với biến phụ thuộc. Ví dụ nếu y có tần suất quý và x có tần suất tháng thì $m = 3$, còn nếu y có tần suất quý còn x có tần suất tuần thì $m = 12$.

- Tăng trưởng GDP biểu diễn theo tháng là y_{t_m} , $y_{t_m} = y_{t_q}$ với chỉ số t_m của y là $t_m = 3t_q$;

$t_m = 3, 6, 9, \dots, T_m^y$ với $T_m^y = 3T_q^y$.

■ $b(L_m; \theta) = \sum_{k=0}^K c(k; \theta) L_m^k$ là đa thức trễ với L_m là toán tử trễ được xác định bởi:

$$L_m^k x_{t_m}^{(m)} = x_{t_m-k}^{(m)}.$$

- Chỉ số t_m cho x_{t_m} là $t_m = 1, 2, 3, \dots, T_m^x$; là thời điểm cuối mà biến x có dữ liệu, nó lớn hơn T_m^y ; $w = T_m^x - T_m^y$;

- $c(k; \theta)$ là các tham số của các hệ số độ trễ của mô hình cần được ước lượng.

- β_0, β_1 là các hệ số của mô hình hồi quy.

Một trong các vấn đề chính của phương pháp MIDAS là tìm tham số phù hợp cho các hệ số trễ $c(k; \theta)$. Vì có tần suất cao hơn, việc mô hình hóa đầy đủ thường yêu cầu nhiều độ trễ trong phương trình hồi quy, điều này có thể dẫn đến tình trạng mô hình quá nhiều tham số khó để ước lượng. Một số lược đồ trọng số phổ biến để khắc phục hạn chế này là “Trễ Almon mũ” tương ứng với hàm trễ Almon. Cụ thể lược đồ Almon được biểu diễn như sau:

$$c(k; \theta) = \frac{\exp(\theta_1 k + \dots + \theta_Q k^Q)}{\sum_{k=1}^K \exp(\theta_1 k + \dots + \theta_Q k^Q)}$$

Với Q là số lượng tham số của θ , hay $\theta = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_Q)$ là các tham số cần được ước lượng. Hàm này khá linh hoạt và có thể có nhiều hình dạng khác nhau chỉ với vài tham số. Chúng có thể là mô hình tăng dần, giảm dần hoặc lồi lõm. Ghysel & cộng sự (2007) đã sử dụng dạng hàm này với hai tham số, cho phép tính linh hoạt cao và xác định có bao nhiêu độ trễ được đưa vào hồi quy. Vì lược đồ trễ Almon được sử dụng phổ biến nhất và có tính linh hoạt cao nên trong nghiên cứu này nhóm tác giả sử dụng lược đồ trễ Almon để xác định các tham số phù hợp cho các hệ số trễ của mô hình.

3.1.2. Mô hình MF-Var

Mô hình MF-VAR là mô hình VAR phân tích dữ liệu chuỗi thời gian với tần suất hỗn hợp. Mô hình này được xây dựng dựa trên cách tiếp cận không gian trạng thái và được Mariani và Murasawa đề xuất năm 2010. Mô hình MF-VAR thường có nhiều tham số và các tham số này được ước lượng bằng một trong hai phương pháp sau. Phương pháp thứ nhất tiếp cận theo cổ điển là ước lượng bằng cách xây dựng hàm hợp lý cực đại. Phương pháp thứ hai là sử dụng suy diễn Bayes. Hai nghiên cứu tiêu biểu cho hai phương pháp này là: Mariano & Murasawa (2010) với cách tiếp cận cổ điển; Schorfheide & Song (2011) tiếp cận theo suy diễn Bayes.

Theo Mariano & Murasawa (2010), khi xem xét mô hình VAR trong không gian trạng thái, phân rã biến tần suất quý quan sát tại các thời điểm $t_m = 3, 6, 9, \dots, T^m$ thành biến với tần suất tháng không quan sát được được mô tả bởi phương trình tổng hợp sau:

$$y_{t_m} = \frac{1}{3}y_{t_m}^* + \frac{2}{3}y_{t_m-1}^* + y_{t_m-2}^* + \frac{2}{3}y_{t_m-3}^* + \frac{1}{3}y_{t_m-4}^*$$

Phương trình tổng hợp này xuất phát từ giả định rằng chuỗi y_{t_m} là trung bình của chuỗi và các biến trễ của nó. Với cách tiếp cận cổ điển thì quá trình VAR(p) được biểu diễn bởi phương trình sau:

$$\phi(L_m) \begin{pmatrix} y_{t_m}^* & \mu_y^* \\ x_{t_m} & \mu_x \end{pmatrix} = u_{t_m}$$

trong đó:

x_{t_m} và $y_{t_m}^*$ tương ứng là các biến tần suất cao.

u_{t_m} là sai số ngẫu nhiên có kỳ vọng bằng 0 và phương sai không đổi.

Các tham số trong mô hình được diễn giải và ước lượng dựa trên mô hình không gian trạng thái với phương pháp ước lượng hợp lý cực đại. Theo nghiên cứu của Vladimir Kuzin & cộng sự (2011) thì MF-VAR hiệu quả khi đưa ra các dự báo dài hạn hơn là dự báo tức thời.

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu được thực hiện trên bộ dữ liệu gồm các chỉ số kinh tế vĩ mô, được thu thập với các tần suất khác nhau (theo quý, tháng, tuần) từ trang web của Tổng cục thống kê, IMF, ADB, Bloomberg, cơ sở dữ liệu CEIC... trong giai đoạn 2006 đến 2020. Lý do để nhóm tác giả lựa chọn giai đoạn 2006 – 2020 vì tính từ năm 2006 trở đi, các chỉ tiêu kinh tế vĩ mô của Việt Nam được thu thập và thống kê một cách đầy đủ nhất.

Trong nghiên cứu này, nhóm tác giả dự báo tốc độ tăng trưởng kinh tế của Việt Nam hàng quý bằng mô hình MIDAS cơ bản với toán tử trễ Almon với 3 mô hình trong đó các biến độc lập được lựa chọn theo tần suất khác nhau. Các phân tích được thực hiện trên phần mềm Eviews 10. Bộ dữ liệu được tách thành hai giai đoạn:

- Dữ liệu giai đoạn 2006 đến 2018 dùng để ước lượng các tham số trong các mô hình hồi quy.
- Dữ liệu giai đoạn 2019 đến 2020 được dùng để so sánh và đưa ra các dự báo.

Mục đích chính của việc chia tách dữ liệu thành hai giai đoạn là để so sánh và đối chiếu kết quả dự báo từ mô hình MIDAS (dựa trên kết quả hồi quy bộ dữ liệu giai đoạn 2006 - 2018 để dự báo cho giai đoạn 2019 - 2020; sau đó so sánh kết quả dự báo với kết quả thực tế để đánh giá độ chính xác của mức độ dự báo cũng như tính hiệu quả của mô hình).

Các biến sử dụng trong mô hình

Để dự báo tốc độ tăng trưởng kinh tế theo quý, nhóm nghiên cứu dựa trên bộ số liệu gồm 22 biến ứng

với 19 chỉ số kinh tế trong đó: 5 biến tần suất quý, 14 biến tần suất tháng và 3 biến tần suất tuần được mô tả trong Bảng 1.

Bảng 1: Các biến số kinh tế

STT	Chỉ số kinh tế	Đơn vị	Ký hiệu	Tần suất	Nguồn dữ liệu
1	Tăng trưởng GDP	(%)	TTGDP	Quý	Tổng cục Thống kê
2	Tăng trưởng xuất khẩu	(%)	TTXK_Q	Quý	Tổng cục Thống kê
3	Cán cân thanh toán	(%)	CCTT	Quý	IMF
4	Đầu tư trực tiếp ròng	(%)	DTTR	Quý	IMF
5	Tài khoản vốn	(%)	TKV	Quý	IMF
6	Tăng trưởng doanh số bán lẻ	(%)	TTDSBL	Tháng	Tổng cục Thống kê
7	Tốc độ tăng trưởng SX công nghiệp	(%)	TTSXCN	Tháng	Tổng cục Thống kê
8	Tăng trưởng cung tiền	(%)	TTCT_M	Tháng	Cơ sở dữ liệu CEIC
9	Tỷ lệ dự trữ	(%)	TLDT_M	Tháng	Cơ sở dữ liệu CEIC
10	Chỉ số giá cổ phiếu tổng hợp	Index	CSGCP	Tháng	Bloomberg LP
11	Lãi suất cơ bản	(%)	LS	Tháng	ADB
12	Chỉ số tỷ giá hối đoái	Index	CSTGHD	Tháng	ADB
13	Tổng dự trữ quốc tế (Không tính vàng)	(%)	TDTQT	Tháng	IMF
14	Tăng trưởng nhập khẩu hàng hóa	(%)	TTNK	Tháng	Cơ sở dữ liệu CEIC
15	Cán cân thương mại	(%)	CCTM	Tháng	Tổng cục Thống kê
16	Tỷ lệ lạm phát	(%)	LP	Tháng	Cơ sở dữ liệu CEIC
17	Tỷ giá USD/VNĐ (Trung bình 1 tháng)	USD/VNĐ	USD_M	Tháng	vn.investing.com
18	Hợp đồng tương lai của Vàng	USD/OUNCE	V_M	Tháng	vn.investing.com
19	Hợp đồng tương lai của Dầu thô	USD/thùng	DT_M	Tháng	vn.investing.com
20	Tỷ giá USD/VNĐ (Trung bình 1 tuần)	USD/VNĐ	USD_W	Tuần	vn.investing.com
21	Hợp đồng tương lai của Vàng	USD/OUNCE	V_W	Tuần	vn.investing.com
22	Hợp đồng tương lai của Dầu thô	USD/thùng	DT_W	Tuần	vn.investing.com

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

4. Kết quả dự báo tăng trưởng kinh tế Việt Nam

4.1. Tình hình tăng trưởng kinh tế theo quý của Việt Nam trong giai đoạn 2006 – 2020

Sự phát triển của Việt Nam trong 15 năm qua là rất đáng ghi nhận thể hiện ở tốc độ tăng trưởng kinh tế rất ấn tượng. Nếu xét riêng trong giai đoạn này thì tăng trưởng GDP bình quân theo quý của Việt Nam là 6,4% (Bảng 2), thuộc nhóm các nước tăng trưởng cao trong khu vực và thế giới.

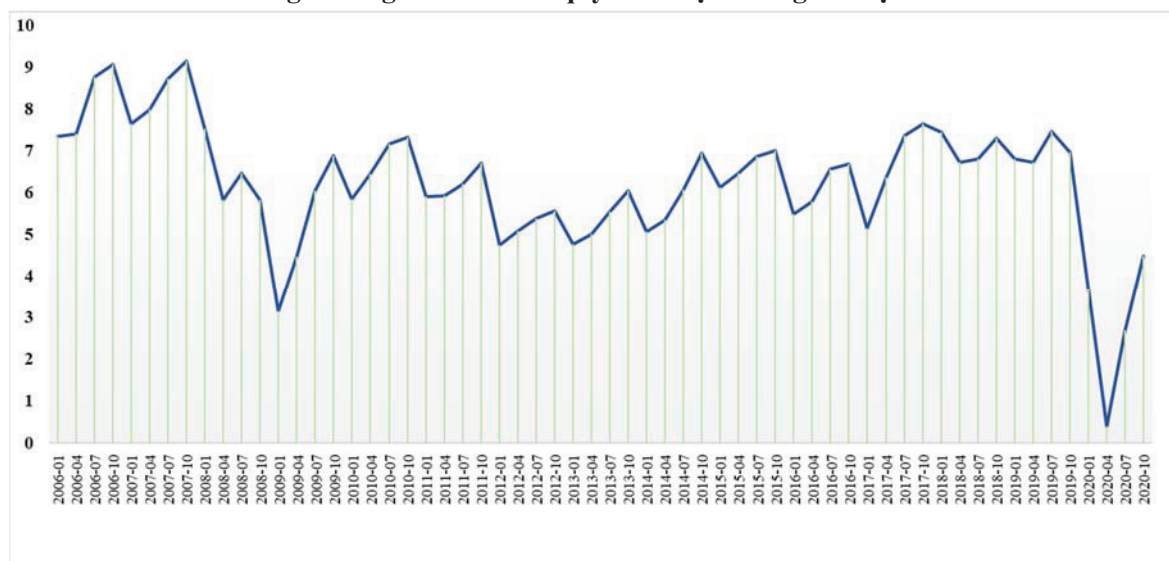
Biểu đồ Hình 1 cho thấy, mức tăng trưởng kinh tế hàng quý của nước ta liên tục thay đổi theo thời gian. Trong những năm đầu của giai đoạn nghiên cứu, mức tăng trưởng kinh tế của Việt Nam khá cao, đạt đỉnh

Bảng 2: Thống kê mô tả tăng trưởng kinh tế theo quý của Việt Nam giai đoạn 2006 – 2020

Mean	6,2408
Median	6,4550
Maximum	9,1600
Minimum	0,3900
Std. Dev.	1,5188

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

Hình 1: Tăng trưởng kinh tế theo quý của Việt Nam giai đoạn 2006 – 2020



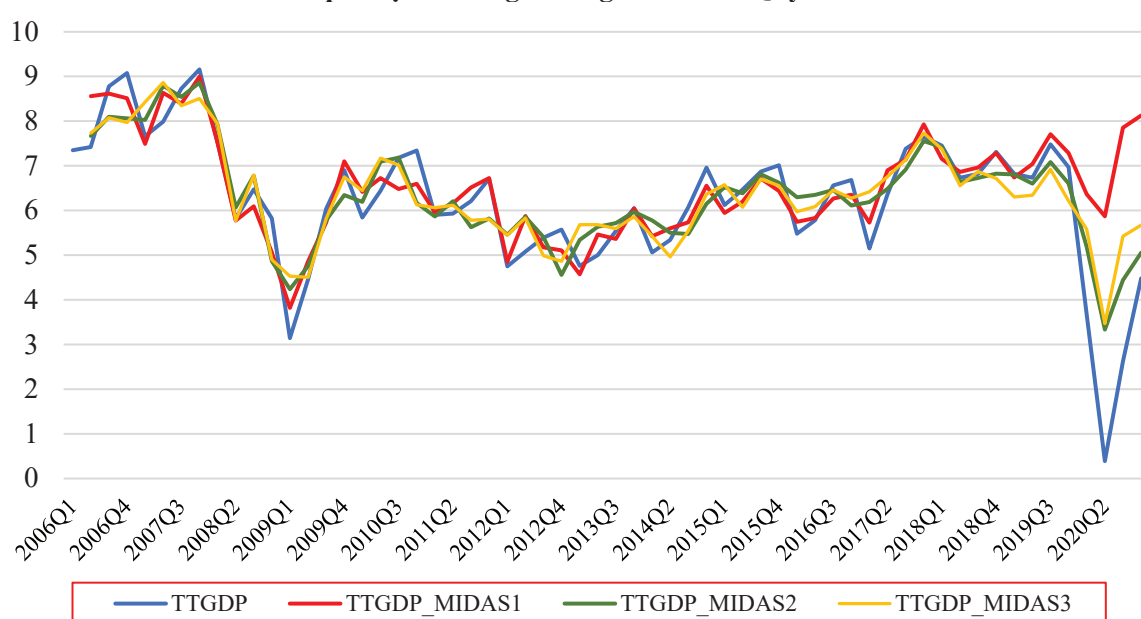
Nguồn: Kết quả phân tích số liệu của nhóm tác giả.

tại quý 4 năm 2007 với mức tăng trưởng ấn tượng khoảng 9,2%. Sang giai đoạn 2008 đến 2010, kinh tế của Việt Nam có nhiều thay đổi, tăng trưởng kinh tế lao dốc mạnh từ quý 1 năm 2008, chạm đáy quý 1 năm 2009 với mức tăng trưởng khoảng 3,1%, và bắt đầu hồi phục ngay sau đó, đây cũng là giai đoạn kinh tế Việt Nam chịu sự ảnh hưởng của cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu. Trong giai đoạn từ 2010 đến 2019, đây là giai đoạn đánh dấu sự tăng trưởng với tốc độ có phần ổn định hơn so với các giai đoạn còn lại, mức tăng trưởng thấp nhất là 4,75% (quý 1/2012). Do ảnh hưởng của đại dịch Covid-19, từ quý 4/2019 tăng trưởng kinh tế của Việt Nam bắt đầu có xu hướng giảm nhanh chóng, đặc biệt là quý 2 năm 2020 giảm sút nghiêm trọng với tốc độ tăng trưởng chỉ đạt mức 0,39%. Tuy nhiên, trung bình của toàn giai đoạn 2006 đến 2020 tăng trưởng kinh tế bình quân mỗi quý của nước ta tăng khoảng 6,2%.

4.2. Dự báo Tăng trưởng kinh tế Việt Nam bằng mô hình MIDAS

Mô hình MIDAS có rất nhiều biến thể khác nhau, trong nghiên cứu này trước hết chúng tôi ứng dụng mô hình MIDAS cơ bản với các tham số trong mô hình được chọn. Nhóm nghiên cứu cũng xem xét ba mô hình

Hình 2: Kết quả dự báo tăng trưởng GDP theo Quý của 3 mô hình MIDAS



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

sao cho mỗi mô hình gồm 16 biến trong đó có 15 biến độc lập.

- Mô hình 1: 15 biến độc lập gồm 4 biến tần suất quý (TTXK_Q, TKV, CCTT, DTTR) và 11 biến tần suất tháng.

- Mô hình 2: 15 biến độc lập gồm 1 biến tần suất quý (TTXK_Q) và 14 biến tần suất tháng (11 biến cũ + 3 biến mới là: V_M, USD_M, DT_M).

- Mô hình 3: 15 biến độc lập gồm 1 biến tần suất quý (TTXK_Q), 11 biến tần suất tháng và 3 biến tần suất tuần (V_W, USD_W, DT_W).

Do đặc thù của mô hình MIDAS là dự báo nhanh tăng trưởng kinh tế trong kỳ khi dữ liệu chưa được công bố dựa trên những thông tin có được đến thời điểm gần nhất. Do đó, nhóm nghiên cứu áp dụng cho dự báo GDP của Việt Nam trong các quý từ quý 1/2019 đến quý 4/2020 với dữ liệu tần suất cao được thu thập đến tháng 12/2020. Cách thức dự báo được tiến hành như sau: Nhóm tác giả sẽ tiến hành dự báo cho quý tiếp theo dựa trên số liệu của quý trước đó và so sánh với giá trị số liệu thực tế của quý đó khi công bố (Ví dụ: sử dụng kết quả của quý 4/2018 để dự báo cho kết quả của quý 1/2019 và so sánh kết quả với số liệu thực tế công bố của quý 1/2019; tiếp tục sử dụng kết quả công bố của quý 1/2019 để dự báo cho quý 2/2019 và so sánh kết quả với số liệu công bố thực tế của quý 2/2019, quy trình dự báo tiếp tục diễn ra tương tự cho các quý còn lại). Kết quả dự báo tăng trưởng GDP của Việt Nam theo quý được trình bày ở Hình 2 và Bảng 3.

Đánh giá sai số dự báo

Bảng 3: Đánh giá sai số dự báo của 3 mô hình MIDAS

Thời gian	TTGDP_Q (Thực tế)	MIDAS1 (Dự báo)	e	MIDAS2 (Dự báo)	e	MIDAS3 (Dự báo)	e
2019Q1	6,82000	6,73753	0,08247	6,80520	0,01480	6,30211	0,51789
2019Q2	6,73000	7,03864	0,30864	6,59847	0,13153	6,33969	0,39031
2019Q3	7,48000	7,70656	0,22656	7,08092	0,39908	6,91769	0,56231
2019Q4	6,97000	7,28560	0,31560	6,60436	0,36564	6,21178	0,75822
2020Q1	3,68000	6,36761	2,68761	5,18949	1,50949	5,58077	1,90077
2020Q2	0,39000	5,86972	5,47972	3,33584	2,94584	3,46911	3,07911
2020Q3	2,62000	7,85323	5,23323	4,43976	1,81976	5,42282	2,80282
2020Q4	4,48000	8,12709	3,64709	5,05209	0,57209	5,67228	1,19228
R2		0,88291		0,76375		0,75937	
RMSE		0,41053		0,58313		0,58851	
MAE		0,59289		0,52779		0,60778	

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

Đồ thị của các đường dự báo thu được từ 3 mô hình MIDAS trong Hình 2 và các giá trị sai số dự báo trung bình và dự báo điểm ở Bảng 3 cho thấy, nhìn chung các mô hình MIDAS cơ bản với các trọng số Almon cho kết quả dự báo tăng trưởng GDP hàng quý của Việt Nam khá tốt với sai số nhỏ, cả 3 mô hình đều có sai số tuyệt đối trung bình dưới 1%. Trong đó mô hình 1 và 3 có tới 4 quý, mô hình 2 có tới 5 quý có sai số dự báo dưới 1%, tuy nhiên mô hình 1 có 2 dự báo quý 3, quý 4 năm 2020 lên tới hơn 5% (nguyên nhân là do trong giai đoạn này dịch Covid-19 diễn biến phức tạp, khó lường dẫn đến sai số lớn hơn trong các mô hình dự báo trên). Nếu xét theo tiêu chuẩn sai số MAE thì mô hình 2 có kết quả dự báo tốt hơn hai mô hình còn lại (với sai số dưới 3%). Kết quả này chứng tỏ việc phát triển các mô hình này là đúng hướng, các thông tin đầu vào được lựa chọn phù hợp.

Hình 2 cho thấy các mô hình hầu như có thể dự đoán được các giai đoạn thay đổi lớn của tốc độ tăng trưởng GDP, cụ thể là giai đoạn 2008 – 2009 khi kinh tế bị suy thoái do ảnh hưởng của khủng hoảng tài chính toàn cầu, giai đoạn 2016 – 2017 khi kinh tế Việt Nam chuyển sang tăng trưởng nhanh hơn, hay như giai đoạn ba quý đầu năm 2020, khi đại dịch Covid-19 khiến GDP của Việt Nam giảm tốc đột ngột. Phương pháp này chứng tỏ sự ưu việt hơn so với các mô hình truyền thống (VAR, SVAR, BVAR, VECM) trong việc

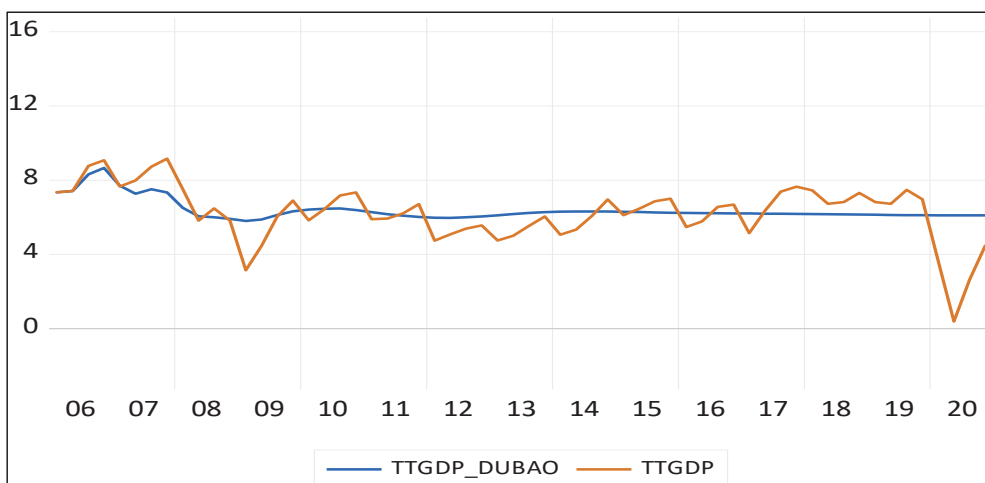
nắm bắt những thay đổi nhanh chóng và đột biến của nền kinh tế do lợi thế sử dụng dữ liệu tần suất cao trong mô hình. Các mô hình truyền thống thường bị giới hạn do sử dụng dữ liệu dạng cân bằng (ví dụ như mô hình tháng chỉ dùng dữ liệu tháng, mô hình quý chỉ dùng dữ liệu quý) nên tính linh hoạt sẽ không cao như mô hình MIDAS. Mặt khác, mô hình truyền thống bị giới hạn bởi một số trọng số (tham số) nhất định trong khi mô hình MIDAS có thể sử dụng nhiều phương pháp khác nhau để xác định các trọng số phù hợp với điều kiện dữ liệu sẵn có.

Trong số các mô hình MIDAS được xây dựng (kết quả Bảng 3), mô hình MIDAS2 có khả năng dự tính tốc độ tăng trưởng GDP trong kỳ của Việt Nam tốt nhất (với sai số dự báo thấp nhất). Phương pháp này xác định trọng số của MIDAS dựa trên tần phân phối đa thức Almon cũng đã được chứng minh là phát huy hiệu quả mạnh khi dự báo GDP tại các nghiên cứu quốc tế. Xếp sau MIDAS2 là mô hình MIDAS3, mô hình MIDAS1 dự báo tăng trưởng GDP với sai số lớn nhất trong số các mô hình MIDAS. Việc bổ sung các biến có tần suất cao hơn (tháng và tuần) trong hai mô hình MIDAS2 và MIDAS3 đã cho kết quả dự báo tốt hơn với sai số thấp hơn chứng tỏ các biến lựa chọn đưa vào mô hình có vai trò quan trọng quyết định đối với kết quả và độ chính xác của dự báo. Sử dụng các biến có tần suất càng cao (quý, tháng, tuần thậm chí biến ngày) thì kết quả dự báo của biến phụ thuộc (có tần suất thấp) càng tốt và chính xác.

4.3. Dự báo tăng trưởng kinh tế Việt Nam bằng mô hình MF-VAR

Để dự báo Tăng trưởng GDP bằng mô hình MF-VAR, chúng tôi chạy mô hình MF-VAR gồm 16 biến, với biến phụ thuộc là TTGDP theo quý và 15 biến độc lập gồm: 4 biến tần suất quý (TTXK_Q, TKV, CCTT,

Hình 3: Kết quả dự báo tăng trưởng GDP theo Quý của mô hình MF-VAR



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

DTTR) và 11 biến tần suất tháng. Kết quả thu được thể hiện trong Hình 3 và Bảng 4 sau đây:

Hình 3 thể hiện mô hình MF-VAR cho kết quả dự báo khá sát so với giá trị TTGDP thực tế, phù hợp đưa ra dự báo cho giá trị trung bình của TTGDP trong giai đoạn nghiên cứu. Tuy nhiên đường cong dự báo khá ổn định, ít biến thiên nên khó nắm bắt được xu thế của của TTGDP.

Đánh giá sai số dự báo

Bảng 4 cho thấy mô hình MF-VAR có kết quả dự báo khá tốt trong ngắn hạn, trong 4 quý đầu của năm 2019 các sai số dự báo đều rất nhỏ, với mức sai số trung bình dao động quanh 0,8%; trong khi 4 quý của năm 2020 có sự chênh lệch sai số dự báo khá lớn. Kết quả này cũng cho thấy mô hình MF-VAR có hiệu quả dự báo trong ngắn hạn giống như mô hình MIDAS, nhưng kết quả dự báo của mô hình MIDAS phản ánh xu thế và các giá trị biến thiên tốt hơn và bám sát kết quả thực tế hơn so với mô hình MF-VAR. Nhóm nghiên cứu cũng đã chạy thử mô hình MF-VAR 2, MF-VAR 3, (gồm các biến như mô hình MIDAS 2, MIDAS 3), tuy nhiên kết quả thu được từ các mô hình này không có ý nghĩa thống kê.

Bảng 4: Đánh giá sai số dự báo của mô hình MF-VAR

Năm	TTGDP (Thực tế)	TTGDP (Dự báo)	Sai số (%)
2019-01	6.82	6.14	0.68
2019-04	6.73	6.13	0.6
2019-07	7.48	6.12	1.36
2019-10	6.97	6.12	0.85
2020-01	3.68	6.11	2.43
2020-04	0.39	6.11	5.72
2020-07	2.62	6.11	3.49
2020-10	4.48	6.11	1.63
R ²	0.83		
RMSE	1.252		
MAE	0.87		

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

5. Kết luận

Nghiên cứu sử dụng mô hình phân tích dữ liệu với tần suất hỗn hợp để dự báo tăng trưởng GDP theo quý của Việt Nam, kết quả của dự báo cho thấy tính khả thi và độ tin cậy của mô hình. Các mô hình MIDAS cơ bản với các trọng số Almon cho kết quả dự báo tăng trưởng GDP hàng quý của Việt Nam khá chính xác với sai số tuyệt đối trung bình dưới 1% so với GDP công bố thực tế, đồng thời cho thấy các mô hình này hầu như có thể dự đoán được các giai đoạn thay đổi lớn của tốc độ tăng trưởng GDP. Trong các mô hình dự báo thì mô hình MIDAS2 và MIDAS3 cho ra kết quả dự báo chính xác nhất với sai số lớn nhất dưới 3%, điều này cho thấy sự quan trọng của các biến số dự báo đưa vào mô hình; các biến độc lập có tần suất càng cao (tuần, tháng, quý) thì khả năng dự báo và kết quả thu được càng tốt. Do vậy, mô hình có thể được dùng để dự báo tăng trưởng kinh tế của Việt Nam cho các kỳ tiếp theo, một khi dữ liệu được cập nhật. Trong khi đó kết quả phân tích cho thấy MF-VAR tuy có kết quả dự báo khá tốt nhưng về mức sai số dự báo đều lớn hơn các mô hình MIDAS đồng thời mức độ biến thiên ổn định không phản ánh tốt các xu thế tăng giảm so với giá trị thực tế. Nếu xét theo tiêu chuẩn sai số MAE thì mô hình MF-VAR có kết quả dự báo kém hơn tiêu chuẩn MAE sai số trung bình các mô hình MIDAS (với sai số 0,87% so với trung bình 0,6%).

Các mô hình phân tích dữ liệu tần suất hỗn hợp được quan tâm và ứng dụng nhiều trong lĩnh vực kinh tế và tài chính trong những năm gần đây, đặc biệt là trong công tác dự báo các chỉ số kinh tế vĩ mô của quốc gia, tuy nhiên ở Việt Nam hầu như chưa có nghiên cứu trong lĩnh vực này. Kết quả nghiên cứu mô hình MIDAS trên phần nào đã cung cấp thông tin thiết thực và là cơ sở tham khảo cho các nhà nghiên cứu, các nhà hoạch định chính sách, các đơn vị, vụ, viện nghiên cứu của Nhà nước liên quan đến công tác thống kê và dự báo, Ngân hàng nhà nước, Tổng cục thống kê... trong việc tìm ra một phương pháp thích hợp nhất để phục vụ công tác dự báo tăng trưởng GDP của Việt Nam. Ngoài ra, sử dụng mô hình phân tích dữ liệu với tần suất hỗn hợp không chỉ giúp dự báo GDP mà còn hữu ích trong việc ứng dụng vào dự báo các chỉ số kinh tế vĩ mô quan trọng khác của quốc gia như lạm phát, xuất khẩu...

Tài liệu tham khảo

- Albert K. Tsui; Cheng Yang Xu & Zhaoyong Zhang, (2018), 'Macroeconomic forecasting with mixed data sampling frequencies: Evidence from a small open economy', *Journal of Forecasting*, 37 (6), 666-675.
- Andreou, E., Ghysels, E., & Kourtellis, A. (2011), 'Forecasting with mixed-frequency data', In *The Oxford handbook of economic forecasting*.
- Diron M. (2008), 'Short-term forecasts of euro area real GDP growth: an assessment of real-time performance based on vintage data', *Journal of Forecasting*, 27 (5), 371-390.

-
- Frale, Cecilia & Monteforte, Libero (2011), 'FaMIDAS: A Mixed Frequency Factor Model with MIDAS Structure', Bank of Italy Temi di Discussione (Working Paper) No. 788.
- Ghysels, E., & Wright, J. H. (2009), 'Forecasting professional forecasters', *Journal of Business & Economic Statistics*, 27(4), 504-516.
- Ghysels, E., Santa-Clara, P., Valkanov, R. (2002), 'The MIDAS touch: mixed data sampling regression models', Working paper, UNC and UCLA.
- Ghysels, E., Sinko, A., & Valkanov, R. (2007), 'MIDAS regressions: Further results and new directions', *Econometric reviews*, 26 (1), 53-90.
- Gunay, M. (2020), *Nowcasting Turkish GDP with MIDAS: Role of Functional Form of the Lag Polynomial* (No. 2002).
- Habimana, Olivier and Tabaro, Didier and Kalisa, Thierry (2020), 'Nowcasting Rwanda's Quarterly GDP Using Mixed-Frequency Methods'. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3653136> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3653136>
- Kuck, K., & Schweikert, K. (2021), 'Forecasting Baden-Württemberg's GDP growth: MIDAS regressions versus dynamic mixed-frequency factor models', *Journal of Forecasting*, 40(5), 861-882.
- Kuzin, V., Marcellino, M., & Schumacher, C. (2011), 'MIDAS vs. mixed-frequency VAR: Nowcasting GDP in the euro area', *International Journal of Forecasting*, 27(2), 529-542.
- Libero Monteforte & Gianluca Moretti (2012), 'Real-Time Forecasts of Inflation: The Role of Financial Variables', *Journal of Forecasting*, 32 (1), 51-61.
- Mariano, R. S., & Murasawa, Y. (2010), 'A coincident index, common factors, and monthly real GDP', *Oxford Bulletin of economics and statistics*, 72(1), 27-46.
- Mikosch, H., & Solanko, L. (2019), 'Forecasting quarterly Russian GDP growth with mixed-frequency data', *Russian Journal of Money and Finance*, 78(1), 19-35.
- Nguyễn Đức Trung & Nguyễn Hoàng Chung (2017), 'Mô hình dự báo cho nền kinh tế nhỏ và mở của Việt Nam: Phương pháp tiếp cận BVAR-DSGE', *Tạp chí Phát triển Kinh tế*, 28 (10), 05-38.
- Nguyễn Kim Anh (2015), 'Dự báo tăng trưởng và lạm phát của Việt Nam năm 2015', *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 213(3), 34-41.
- Nguyễn Thị Thu Hằng & Vũ Phạm Hải Đăng (2012), 'Dự báo tăng trưởng kinh tế và lạm phát ở Việt Nam bằng mô hình vector tự hồi quy Bayesian', working paper, trường đại học Kinh tế và Kinh doanh.
- Rufino, C. (2019), 'Nowcasting Philippine Economic Growth Using MIDAS Regression', *DLSU Business & Economics Review*, 29 (1), 14-23.
- Schorfheide, F., & Song, D. (2011), *Real-time forecasting with a mixed-frequency VAR*. Federal Reserve Bank of Minneapolis (No. 701), Working Paper.
- Silvestrini, A. & Veredas, D. (2008), 'Temporal aggregation of univariate and multivariate time series models: A survey', No 685, Temi di discussione (Economic working papers), Bank of Italy, Economic Research and International Relations Area.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (1989), 'New indexes of coincident and leading economic indicators', *NBER macroeconomics annual*, 4, 351-394.
- Stock, James H. & Mark W. Watson (2002), 'Forecasting Using Principal Components from a Large Number of Predictors', *Journal of the American Statistical Association*, 97 (460), 1167.

MỐI QUAN HỆ GIỮA TỶ LỆ AN TOÀN VỐN VÀ CÁC BIẾN SỐ KINH TẾ VĨ MÔ

Đào Thị Thanh Bình

Khoa Quản trị Kinh doanh và Du lịch, Trường Đại học Hà Nội

Email: binhdt@hau.edu.vn

Trương Mỹ Linh

Khoa Quản trị Kinh doanh và Du lịch, Trường Đại học Hà Nội

Email: mylinhtruong2607@gmail.com

Mã bài: JED - 478

Ngày nhận: 26/11/2021

Ngày nhận bản sửa: 05/01/2022

Ngày duyệt đăng: 25/01/2022

Tóm tắt

Yêu cầu vốn là một vấn đề ngày càng phổ biến trong những năm gần đây, được coi là một trong những yếu tố quan trọng ảnh hưởng đến lĩnh vực ngân hàng vì ngân hàng đóng một vai trò to lớn trong nền kinh tế. Bài báo này xem xét mối quan hệ giữa mức độ an toàn vốn và các đặc điểm của ngân hàng, tăng trưởng tín dụng cũng như các biến số kinh tế vĩ mô. Trong khuôn khổ lý thuyết, nghiên cứu sẽ cung cấp cho người đọc những khía cạnh cơ bản về an toàn vốn và rủi ro ngân hàng. Phân tích thực nghiệm mô tả mẫu các ngân hàng được sử dụng cho mô hình kinh tế lượng và ảnh hưởng của các biến đối với mức an toàn vốn. Nghiên cứu chỉ ra mối quan hệ tỷ lệ thuận giữa an toàn vốn và lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu, vốn chủ sở hữu đối với tiền gửi trong khi chỉ ra mối quan hệ nghịch đảo giữa an toàn vốn và lợi nhuận trên tài sản, tăng trưởng tín dụng, lạm phát, và quy mô ngân hàng.

Từ khóa: Tỷ lệ an toàn vốn, đặc điểm ngân hàng, tăng trưởng tín dụng, biến vĩ mô

Mã JEL: E44, G20, G21

Relationship among capital adequacy ratio and macroeconomic variables

Abstract

Capital requirement has been an increasing popular problem in recent years. It is considered one of the critical factors influencing banking sector as banks play a tremendous role in the economy. This paper aims at examining the relationship among capital adequacy and bank characteristics, credit growth as well as macroeconomic variables. In theoretical framework, the study will provide readers with fundamental aspects of capital adequacy and banking risks. The empirical analysis depicts sample of banks used for the econometric model and the effects of variables on capital adequacy. The research indicates a positive relationship between capital adequacy and returns on equity, equity to deposits whereas an inverse relationship between capital adequacy and return on assets, credit growth, inflation, bank size is found.

Keywords: Capital adequacy ratio; bank characteristics; credit growth; macroeconomic variables.

JEL Codes: E44, G20, G21.

1. Giới thiệu

Ngày nay, các chủ đề liên quan đến sự phát triển của ngành ngân hàng đã nhận được sự chú ý khi sự cạnh tranh trong ngành trở nên gay gắt hơn. Trong suốt thập kỷ qua, ngành ngân hàng Việt Nam đã đạt được một số thành công. Nó giúp điều chỉnh lạm phát bằng chính sách tiền tệ và luật pháp hỗ trợ sự ổn định kinh tế nói chung. Hơn nữa, nó có thể hoạt động như một trung gian tài chính, một kênh chuyển tiền gián tiếp giữa người đi vay và người cho vay. Ngày nay, hầu hết các ngân hàng sẽ tận dụng tối đa cơ sở hạ tầng của mình

để đa dạng hóa thị trường nhằm tăng hiệu quả hơn nữa khi thực hiện các giao dịch và thanh toán nước ngoài. Vì vậy, ngân hàng đóng góp một phần rất quan trọng vào sự tăng trưởng của nền kinh tế cũng như sự phát triển của quốc gia.

Tại Việt Nam, ngành ngân hàng bao gồm các Ngân hàng nhà nước, Ngân hàng cổ phần và Ngân hàng thương mại nước ngoài, trong đó phần lớn là Ngân hàng nhà nước. Tất cả các ngân hàng thương mại đều chịu sự quản lý của Ngân hàng nhà nước Việt Nam để đảm bảo an toàn và lành mạnh trong hoạt động. Trong giai đoạn hiện nay, các quy định nhằm đảm bảo tính minh bạch của thị trường giữa ngân hàng và cá nhân, tổ chức. Ngoài ra, bất kỳ quy định mới nào đối với lĩnh vực này phải tạo điều kiện cho lĩnh vực ngân hàng duy trì sự ổn định hoạt động trong nước và quốc tế. Do đó, chính phủ quyết định thực hiện các quy định về an toàn vốn theo Hiệp định Basel. Tuy nhiên, một số ngân hàng thương mại tại Việt Nam đang gặp khó khăn với các Tiêu chuẩn Basel. Mặc dù vậy, các ngân hàng cần phải đáp ứng các quy định bắt buộc vì yêu cầu vốn tối thiểu là một trong những yếu tố quyết định sự ổn định của ngân hàng trước rủi ro và khủng hoảng tài chính. Trong đó, có thể nói đến các biến số kinh tế vĩ mô có quyết định đến hệ số an toàn vốn và có tác động đến hệ thống ngân hàng Việt Nam.

Bài báo bao gồm năm phần chính. Phần đầu tiên giới thiệu nền tảng ngân hàng. Phần hai thảo luận về tỷ lệ an toàn vốn cùng với các nghiên cứu lý thuyết và thực nghiệm liên quan. Phần thứ ba nêu phương pháp luận của bài báo này và đặc điểm kỹ thuật của mô hình kinh tế lượng. Phần thứ tư nghiên cứu các mối quan hệ giữa an toàn vốn và các đặc điểm của ngân hàng, tăng trưởng tín dụng và các yếu tố kinh tế vĩ mô đối với các ngân hàng Việt Nam. Phần cuối đưa ra kết luận và thảo luận các phát hiện có ý nghĩa.

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan lý thuyết

2.1. Lý thuyết về các yếu tố quyết định tỷ lệ an toàn vốn

2.1.1. Lý thuyết về vùng đệm vốn

Lý thuyết vùng đệm vốn gợi ý rằng các ngân hàng hướng tới việc đảm bảo vốn nhiều hơn mức yêu cầu tối thiểu theo quy định (Milne & Whalley, 2001). Mục tiêu yêu cầu về sự bảo toàn vốn nhằm giảm bớt bản chất chu kỳ của các khoản vay bằng cách tạo ra các vùng đệm phản chu kỳ tốt hơn như được sắp xếp trong các cải cách Basel 3 (BIS, 2008).

Lý thuyết vùng đệm vốn của Jokipii & Milne (2011) ngụ ý thêm rằng việc quản lý các điều chỉnh ngắn hạn về vốn và rủi ro phụ thuộc vào quy mô của vùng đệm; và các ngân hàng đệm nhỏ thích ứng với mức vốn an toàn của họ nhanh hơn đáng kể so với các đối tác có vốn hóa tốt hơn. Các ngân hàng vốn thấp với vùng đệm vốn tiếp cận mức yêu cầu tối thiểu, mối quan hệ giữa điều chỉnh vốn và rủi ro là tiêu cực. Trong trường hợp này, các ngân hàng có xu hướng xây dựng lại vùng đệm vốn bằng cách giảm rủi ro hoặc cổ phần để hồi sinh bằng cách chấp nhận rủi ro nhiều hơn. Ngược lại, mối quan hệ giữa vốn và điều chỉnh rủi ro đối với các ngân hàng có vốn hóa lớn là tích cực. Họ duy trì mức vốn mục tiêu của mình bằng cách tăng rủi ro khi vốn tăng hoặc ngược lại. Bởi vì vốn đệm có thể giải cứu các ngân hàng khỏi sự cạnh tranh không thanh toán đối với nguồn vốn trên thị trường tiền tệ và tiền gửi không có bảo đảm, nên hầu hết các ngân hàng đều rất ý thức về quy mô vốn đệm của ngân hàng mình so với đối thủ cạnh tranh. Như đã nói bởi Berger & Udell (1995), vốn dư thừa có thể được ngân hàng giữ lại để nắm bắt các cơ hội đầu tư chưa được bảo đảm.

2.1.2. Lý thuyết về sự đánh đổi

Lý thuyết về cấu trúc vốn này ngụ ý rằng nhu cầu vốn phải đối mặt với sự đánh đổi tài chính giữa chi phí nợ và chi phí sử dụng vốn. Dựa theo Kim & Santomero (1988) và Rochet (1992), chi phí vốn chủ sở hữu cao hơn đáng kể so với chi phí nợ, do đó việc cắt giảm đòn bẩy làm giảm lợi nhuận của ngân hàng. Khi các chủ nợ có rủi ro thấp yêu cầu đảm bảo thu được toàn bộ số tiền nợ, các cổ đông phải sử dụng mức nợ cao hơn để có thu nhập cao hơn. Khía cạnh thuận lợi của việc sử dụng nợ trên vốn chủ sở hữu trong cơ cấu vốn là lợi thế về thuế, có nghĩa là ngân hàng sẽ sử dụng thêm nợ với điều kiện thuế suất biên trên nợ không cao hơn thuế suất doanh nghiệp (Niu, 2009). Do đó, các chủ sở hữu ngân hàng có xu hướng thực hiện chiến lược có rủi ro cao hơn và lợi nhuận cao hơn, dẫn đến xác suất vỡ nợ cao hơn. Vì nó làm tăng nguy cơ vỡ nợ, những người cho vay có thanh toán cố định không muốn trải qua những nguy cơ này.

Mặt khác, Chính phủ muốn tránh gánh chịu chi phí của tình trạng khó khăn tài chính. Trong trường hợp này, Chính phủ sẽ ban hành quy định với việc điều chỉnh yêu cầu vốn đệm chống sốc đến một lượng thích hợp để giảm thiểu xác suất thất bại của ngân hàng và loại bỏ các yếu tố ngoại tác tiêu cực liên quan. Sau đó,

điều này dẫn đến thay đổi về số tiền có thể được trích từ người vay. Diamond & Rajan (2000) cho rằng cấu trúc vốn tối ưu ngân hàng sẽ loại bỏ những ảnh hưởng của vốn ngân hàng đối với việc tạo thanh khoản, chi phí dự tính của rủi ro ngân hàng và sự dễ dàng trong việc ràng buộc người đi vay tái thanh toán. Do đó, sự ổn định trong hoạt động và chi phí liên quan cần được cân nhắc kỹ lưỡng.

2.1.3. Lý thuyết về hiệu quả kinh tế

Hiệu quả kinh tế cho thấy một điều kiện kinh tế trong đó các nguồn được phân phối lý tưởng để mang lại lợi ích cho mỗi đơn vị, đồng thời giảm thiểu sự kém hiệu quả và lãng phí. Trong nền kinh tế hiệu quả, những biến động nhỏ được tạo ra để thúc đẩy một thực thể có thể gây thiệt hại cho những thực thể khác. Các tiêu chuẩn hiệu quả kinh tế xoay quanh sự thiếu hụt tài nguyên. Bất kỳ khía cạnh nào của nền kinh tế đều có thể chống lại nguồn lực không đủ và không thể hoạt động với công suất cao nhất mọi lúc. Mặc dù nguồn tài nguyên khan hiếm, nhưng nó cần được phân bổ một cách tối ưu đồng thời giảm thiểu chất thải sản xuất ra để đáp ứng nhu cầu kinh tế.

Lý thuyết cơ bản này đóng góp vào nghiên cứu ngày nay về hiệu quả ngân hàng yêu cầu ngân hàng cung cấp dịch vụ của mình với chi phí thấp nhất có thể đạt được (Aly & cộng sự, 1990). Trong trường hợp này, hiệu quả của ngân hàng đạt được nếu số lượng đầu vào tạo ra số lượng đầu ra lớn hơn so với các ngân hàng khác, điều này có thể được thể hiện trong lợi nhuận thu nhập hàng năm, như được chỉ rõ bởi Isik & Hassan (2002).

2.2. Các nghiên cứu thực nghiệm về các yếu tố quyết định tỷ lệ an toàn vốn

Mô hình về các yếu tố quyết định tỷ lệ an toàn vốn cung cấp các nghiên cứu chuyên sâu về các biến số đặc trưng của ngân hàng (quy mô ngân hàng, rủi ro tín dụng, rủi ro thanh khoản, tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu và tỷ suất sinh lời trên tài sản), tăng trưởng tín dụng, cùng với các biến số kinh tế vĩ mô (tốc độ tăng trưởng, tổng sản phẩm quốc nội, lạm phát).

Bảng 1: Các yếu tố quyết định tỷ lệ an toàn vốn từ các nghiên cứu thực nghiệm trước đây

Biến độc lập	Tác động tích cực	Tác động tiêu cực
Quy mô ngân hàng		Genberg & Hui (2008)
Rủi ro tín dụng	Shrieves & Dahl (1992)	
Lợi nhuận trên tài sản	Demirgüç-Kunt & Huizinga (1999)	
Lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu	Berger (1995)	El-Ansary & Hafez (2015)
Rủi ro thanh khoản		Tamimi & Obeidat (2013)
Tăng trưởng tín dụng	Berrospide & Edge (2010)	
Tăng trưởng tổng sản phẩm quốc nội	Das & Deb (2018)	Bokhari & cộng sự (2012), Octavia & Brown (2010)
Lạm phát	Ogere & cộng sự (2013)	Williams (2011)

Nguồn: Tác giả thu thập.

2.2.1. Quy mô ngân hàng và tỷ lệ an toàn vốn

Genberg & Hui (2008) chỉ ra rằng các ngân hàng sở hữu đánh giá riêng về rủi ro có thể khác biệt với đánh giá được đưa vào tính toán tài sản có trọng số rủi ro theo Basel vì vốn điều tiết không đủ năng lực để bảo vệ khỏi những rủi ro có thể khiến họ phải duy trì vùng đệm vốn. Trên thực tế, hệ số tỷ lệ an toàn vốn thực tế của các ngân hàng nhỏ hơn là cao hơn so với các ngân hàng lớn hơn dường như hỗ trợ cho nhận định rằng rủi ro là một tiêu chuẩn quan trọng. Nói chung, các ngân hàng nhỏ hơn có xu hướng chịu rủi ro cao hơn các ngân hàng lớn hơn. Do đó, lượng vốn cần thiết để trang trải rủi ro của danh mục tài sản sẽ thấp hơn đối với các ngân hàng lớn so với các ngân hàng nhỏ.

2.2.2. Tỷ lệ hoàn vốn trên tài sản và Tỷ lệ an toàn vốn

Một phân tích về tác động an toàn vốn đối với hoạt động của khu vực ngân hàng ở 80 quốc gia trong giai

đoạn 1988-1995 bởi Demirgüç-Kunt & Huizinga (1999) kết luận rằng an toàn vốn có mối liên hệ tích cực với tỷ suất sinh lợi của tài sản (ROA). Hơn nữa, những phát hiện của Gropp & Heider (2007) đã lập luận rằng vì các ngân hàng tạo ra lợi nhuận có xu hướng có nhiều vốn hơn so với tài sản, nên điều tự nhiên là có mối quan hệ thuận chiều giữa tỷ suất sinh lời trên tài sản (ROA) và hệ số an toàn vốn (CAR).

2.2.3. Tỷ suất lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu và tỷ lệ an toàn vốn

Quan điểm chung cho rằng yêu cầu vốn lớn hơn (CAR) làm giảm tỷ suất lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu (ROE) do thu nhập ròng giảm, do nợ thay thế làm cho vốn chủ sở hữu đắt hơn, vì vậy làm giảm vốn chủ sở hữu dự kiến cân bằng mà nhà đầu tư yêu cầu. Hơn nữa, rủi ro giảm do hệ số an toàn vốn cao hơn có thể làm giảm và làm giảm thu nhập sau thuế do giảm giá trị của phương pháp tiếp cận bảo hiểm tiền gửi của chính phủ vốn coi trọng rủi ro một cách không hoàn hảo. Nghiên cứu của El-Ansary & Hafez (2015) đã tìm thấy mối quan hệ nghịch biến giữa ROE và hệ số an toàn vốn CAR trước và sau cuộc khủng hoảng Ai Cập. Mặt khác, Berger (1995) cho rằng CAR và ROE có mối quan hệ cùng chiều có ý nghĩa thống kê và kinh tế.

2.2.4. Rủi ro tín dụng và tỷ lệ an toàn vốn

Bảng 2: Nhóm tỷ lệ cung cấp

Tỷ lệ dự phòng (%)	Nhóm nợ	Hạng mục Nợ
0	1	Đủ tiêu chuẩn
5	2	Cần chú ý
20	3	Dưới tiêu chuẩn
50	4	Nghi ngờ
100	5	Có khả năng mất vốn

Nguồn: Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (2021).

Tỷ lệ này đánh giá năng lực được công nhận của ngân hàng trong việc tài trợ cho hoạt động kinh doanh và tình hình hiện tại cho thấy sự tồn tại của mối quan hệ nghịch đảo giữa vốn ngân hàng và rủi ro tín dụng. Nói cách khác, rủi ro tín dụng thấp dẫn đến tín dụng ngân hàng cao, nó làm tăng tỷ lệ vốn chủ sở hữu trên tài sản rủi ro cũng như tăng tỷ suất an toàn khi đối mặt với rủi ro đầu tư. Shrieves & Dahl (1992) đã tìm thấy mối liên hệ tích cực giữa những thay đổi trong rủi ro và vốn.

2.2.5. Rủi ro thanh khoản và tỷ lệ an toàn vốn

Diamond & Rajan (2001) tuyên bố rằng các ngân hàng bắt buộc phải có cơ cấu vốn mỏng manh để tạo ra tính thanh khoản, cho phép người gửi tiền rút ra khi có nhu cầu, đồng thời bảo vệ người đi vay trước các yêu cầu thanh khoản của người gửi tiền. Khi một khoản lỗ đột ngột xảy ra hoặc một khoản tiền gửi bị rút ra lớn và tài sản của ngân hàng không đủ thanh khoản để trang trải nhanh chóng, ngân hàng sẽ gặp rủi ro thanh khoản. Một nghiên cứu của Tamimi & Obeidat (2013) cho thấy có mối quan hệ ngược chiều giữa rủi ro thanh khoản và tỷ lệ an toàn vốn. Các chính sách bình ổn, ví dụ, các yêu cầu về vốn, có thể làm giảm khả năng tạo thanh khoản. Vốn chủ sở hữu cao hơn sẽ làm giảm nợ, có nghĩa là có ít nợ xấu hơn và ít gánh nặng thanh khoản của ngân hàng hơn ngoài rủi ro tín dụng.

2.2.6. Tăng trưởng tín dụng và tỷ lệ an toàn vốn

Coffinet & cộng sự (2011) đã thực hiện các bài kiểm tra quan hệ nhân quả của Granger ở cấp ngân hàng, chứng tỏ có sự tác động lẫn nhau hai chiều giữa vùng đệm vốn ngân hàng và tăng trưởng tín dụng. Nói cách khác, các vùng đệm vốn ngân hàng làm gia tăng các biến động tín dụng theo chu kỳ, đó là một trong những lý do để Ủy ban Basel đưa ra các yêu cầu về vùng đệm vốn như một cơ chế để đối phó với các cú sốc trong suốt thời kỳ suy thoái đáng kể của toàn ngành. Theo quan điểm tương tự, Labonne & Lame (2014) kết luận rằng các ngân hàng bị ràng buộc về vốn giám sát nhiều hơn có xu hướng tăng trưởng tín dụng ít nhạy cảm hơn với tỷ lệ vốn. Tuy nhiên, mối liên hệ giữa vốn ngân hàng và tăng trưởng tín dụng chưa rõ ràng, một số nghiên cứu đã chỉ ra mối quan hệ tích cực và tiêu cực giữa tăng trưởng tín dụng và vốn ngân hàng (Martynova, 2015). Berrospide & Edge (2010) nhận thấy kết nối vốn nhỏ nhưng tích cực đối với động lực tín dụng. Ngoài ra, Albertazzi & Marchetti (2010) đã phát hiện bằng chứng trong lĩnh vực ngân hàng Ý trong giai đoạn 2007-2009 rằng nguồn cung tín dụng thấp có liên quan đến vốn hóa ngân hàng thấp. Tóm lại, hệ

số CAR cao hơn giúp cho việc cung cấp tín dụng trở nên mạnh mẽ và ổn định hơn.

2.2.7. Tăng trưởng GDP và tỷ lệ an toàn vốn

Do ngành ngân hàng là lĩnh vực cơ bản của mọi nền kinh tế, nên tốc độ tăng trưởng GDP có ảnh hưởng rất lớn đến sự phát triển của ngành ngân hàng và cụ thể là nguồn vốn ngân hàng. Tốc độ tăng trưởng GDP cũng như nhu cầu vốn có mối quan hệ chặt chẽ với nhau. Trong thời điểm thuận lợi, một ngân hàng có thể điều chỉnh hệ số CAR thấp hơn để hưởng lợi từ các cơ hội tăng trưởng. Một lý do khác là khi thị trường chịu ít rủi ro hơn, mức an toàn vốn sẽ thu hẹp theo tốc độ tăng trưởng GDP một phần do sự lạc quan của các chủ ngân hàng (Das & Deb, 2018). Mặt khác, trong thời kỳ khủng hoảng, các ngân hàng có xu hướng làm việc với hệ số CAR cao hơn để giảm mức rủi ro (Bokhari & cộng sự, 2012). Do đó, mối quan hệ tiêu cực của tăng trưởng kinh tế với CAR được phát hiện, tương thích với nghiên cứu của Octavia & Brown (2010).

2.2.8. Lạm phát và tỷ lệ an toàn vốn

Lạm phát được định giá bằng sự thay đổi của chỉ số giá tiêu dùng (CPI). Lạm phát tín dụng được kích hoạt khi các ngân hàng cung cấp các khoản vay cho khách hàng để tạo ra nhiều lợi nhuận hơn nhưng số tiền các khoản vay lớn hơn nhu cầu thực tế của nền kinh tế. Bên cạnh đó, tài chính của người đi vay còn yếu và hành vi thị trường dễ biến động trong áp lực lạm phát, mức độ rủi ro và từ đó làm tăng vốn ngân hàng. Vì vậy, lạm phát dự kiến sẽ có mối quan hệ tích cực với vốn (Ogere & cộng sự, 2013). Ngược lại, Williams (2011) cho rằng nền kinh tế với lạm phát cao làm suy yếu vốn ngân hàng của hệ thống tài chính, dẫn đến mối liên hệ ngược giữa lạm phát và CAR.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Bài báo này xem xét dữ liệu bảng cân đối của 16 ngân hàng thương mại Việt Nam (ACB, BID, CTG, EIB, KLB, MBB, MSB, SCB, SEABANK, SGB, SHB, STB, TCB, VCB, VIB và VPB) trong suốt 4 năm (từ 2014 đến 2018). Toàn bộ dữ liệu là dữ liệu thứ cấp được thu thập từ các tài liệu được công bố chính thức của tổ chức uy tín Việt Nam và báo cáo công khai tình hình tài chính của các ngân hàng (bảng cân đối kế toán, báo cáo thường niên, báo cáo thu nhập, báo cáo lưu chuyển tiền tệ). Một số biến số bao gồm tăng trưởng tín

Bảng 3: Tóm tắt tất cả các biến

Yếu tố đại diện	Biến	Từ viết tắt	Thước đo	Dấu hiệu mong đợi
An toàn vốn	Tỷ lệ an toàn vốn	CAR	$\frac{\text{Vốn cấp 1} + \text{Vốn cấp 2}}{\text{Tài sản có trọng số rủi ro}}$	
Lợi nhuận	Lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu	ROE	$\frac{\text{Lợi nhuận sau thuế}}{\text{Tổng vốn chủ sở hữu}}$	+
	Tỷ suất sinh lời trên tài sản	ROA	$\frac{\text{Lợi nhuận sau thuế}}{\text{Tổng tài sản}}$	+
Rủi ro thanh khoản	Các khoản cho vay đối với tiền gửi	LTD	$\frac{\text{Khoản vay của khách hàng}}{\text{Tiền gửi của khách hàng}}$	-
	Vốn chủ sở hữu đối với tiền gửi	ED	$\frac{\text{Tổng vốn chủ sở hữu}}{\text{Tiền gửi của khách hàng}}$	+
Rủi ro tín dụng	Dự phòng rủi ro cho vay	PLL	$\frac{\text{Dự phòng rủi ro cho vay}}{\text{Khoản vay của khách hàng}}$	-
Tăng trưởng tín dụng ngân hàng	Tăng trưởng tín dụng	CRG	$\frac{\text{Thay đổi ròng của các khoản cho vay}}{\text{Các khoản cho vay cuối năm trước}}$	+
Lạm phát	Lạm phát	INF		-
Tăng trưởng GDP	Tăng trưởng GDP	GDPG		-
Tobin's Q	Tobin's	TOBINSQ	$\frac{\text{Giá trị thị trường của ngân hàng}}{\text{Tổng giá trị thay thế tài sản}}$	+
Quy mô ngân hàng	Lôgarit của Tổng tài sản	LOG (TA)	Log (Tổng tài sản)	-

dụng và tỷ lệ rủi ro tín dụng được tính toán từ báo cáo hàng năm của các ngân hàng.

Giai đoạn được chọn làm mô hình chính trong nghiên cứu này là từ năm 2014 đến năm 2018, nguyên nhân là giai đoạn 2011-2013 chứng kiến một cuộc khủng hoảng tài chính lớn giữa các ngân hàng thương mại Việt Nam gây ra sự nhầm lẫn trong phân tích các biến số. Mặt khác, năm 2014 trở đi là giai đoạn tái cơ cấu quy mô vốn ngân hàng sau suy thoái, Basel II với các yêu cầu về vốn mới được thực hiện nghiêm túc hơn và bắt đầu được thực hiện như một chương trình thí điểm trong 10 ngân hàng Việt Nam ban đầu vào năm 2014. Do đó, mô hình chính trong nghiên cứu này tập trung vào phân tích mối quan hệ giữa hệ số an toàn vốn CAR và đặc điểm ngân hàng, tăng trưởng tín dụng và các biến số vĩ mô trong giai đoạn tài chính 2014-2018.

3.2. Đặc điểm mô hình

$$CAR_{it} = \beta_1 + \beta_2 ROE + \beta_3 ROA + \beta_4 LTD + \beta_5 ED + \beta_6 PLL + \beta_7 CRG + \beta_8 INF + \beta_9 GDPG + \beta_{10} TOBINSQ + \beta_{11} LOG(TA) + e_{it}$$

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả

Thống kê mô tả bao gồm dữ liệu đang được nghiên cứu để sử dụng trong hồi quy. Thông tin được lấy từ dữ liệu của 16 ngân hàng Việt Nam trong thời gian từ 2014 đến 2018, với 80 quan sát. Các thống kê mô tả được quan sát bao gồm Trung bình, Trung vị, Tối thiểu, Tối đa và Độ lệch Chuẩn. Các biến phụ thuộc và độc lập được tóm tắt như trong Bảng 4.

Bảng 4: Thống kê mô tả của tất cả các biến độc lập và biến phụ thuộc

	CAR	CRG	LTD	ED	PLL	ROA	ROE	GDPG	INF	TOBINSQ	LOG(TA)
TRUNG BÌNH	13,7066	19,7586	71,6659	12,2480	-1,2283	0,7420	9,4186	6,5600	2,8800	0,9987	19,1112
TRUNG VỊ	12,6500	19,6653	73,0950	11,3811	-1,1411	0,6200	7,5400	6,7000	3,5000	0,9913	19,1755
LỚN NHẤT	24,5300	54,5726	99,8400	29,4333	-0,1591	2,8700	27,7300	7,1000	4,1000	1,1579	20,9956
NHỎ NHẤT	9,2700	-13,9061	25,4000	4,2646	-2,5103	0,0200	0,2900	6,0000	0,6000	0,9039	16,5770
ĐỘ LỆCH	3,6978	12,4886	14,2969	5,7728	0,4736	0,6210	7,4605	0,4055	1,2315	0,0452	1,0858

Biến CAR có giá trị trung bình là 13,7%, cao hơn mức yêu cầu an toàn vốn tối thiểu 8%. Điều thú vị là, hệ số CAR của Maritimebank có giá trị cao nhất là 24,53% trong năm 2015 và thấp nhất là 9,27% của BIDV trong năm 2014.

Yếu tố CRG có giá trị tối thiểu là -13,9% với Maritimebank và giá trị tối đa là 54,57% với SeABank trong suốt 4 năm. Maritimebank là một minh chứng cho thấy tốc độ tăng trưởng tín dụng thấp (-13,9%) tạo ra mức vốn dự phòng cao (15,7%). Tuy nhiên, SeABank dù là một ngân hàng nhỏ nhưng có tốc độ tăng trưởng tín dụng cực cao cũng cho thấy hệ số CAR cả kỳ khá cao, dao động từ 12% đến 17%. Nhìn chung, tốc độ tăng trưởng tín dụng bình quân của các ngân hàng mẫu là 19,76%.

Biến ROA thay đổi từ 0,02% đến 2,87%, với giá trị trung bình là 0,74%. Trong đó, hoạt động của Techcombank cho thấy hiệu quả cao nhất, ở mức 2,87% trong khi SCB chỉ lãi 0,02% trên ROA. Ngoài ra, ROE được quan sát từ 0,29% đến 27,73%, với mức trung bình là 9,41%. Cụ thể, ACB mang lại tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu cao nhất trong khi Eximbank đưa ra mức thấp nhất.

Biến GDPG (tăng trưởng GDP) có tốc độ cao nhất, ở mức 7,1%, cùng với giá trị thấp nhất, ở mức 6%, với giá trị trung bình là 6,56% và độ lệch chuẩn là 0,4%. Biến này hàm ý sự vận động của nền kinh tế Việt Nam nói chung, cùng với sự lành mạnh của ngành ngân hàng, có xu hướng tăng trưởng ổn định trong những năm qua.

Tỷ lệ TOBINSQ (Tobin's Q) đạt giá trị cao nhất khoảng 1,15 và thấp nhất là 0,9. Trung bình, Tobin's Q của các ngân hàng mẫu Việt Nam là 0,99, rất gần với 1,0. Tobin's Q trên 1,0 có nghĩa là định giá thị trường phản ánh một số tài sản chưa được ghi nhận của ngân hàng, chẳng hạn như lợi thế thương mại, trong khi Tobin's Q là 1,0 chỉ ra rằng giá trị thị trường chỉ phản ánh tài sản được ghi nhận của một ngân hàng.

Tỷ lệ an toàn vốn (CAR) có mối quan hệ cùng chiều với các khoản cho vay đối với tiền gửi (LTD), vốn

Bảng 5: Ma trận tương quan giữa các biến độc lập và biến phụ thuộc

	CAR	CRG	ED	GDPG	INF	LTD	PLL	ROA	ROE	LOG(TA)	TOBINSQ
CAR	1,0000										
CRG	-0,1981	1,0000									
ED	0,7786	-0,2570	1,0000								
GDPG	-0,0903	0,1224	-0,2688	1,0000							
INF	0,0269	-0,2317	0,2634	-0,8090	1,0000						
LTD	0,0538	-0,0250	0,0251	0,2125	-0,1890	1,0000					
PLL	0,1317	0,0869	0,0385	0,4091	-0,3441	0,2380	1,0000				
ROA	0,0520	-0,0061	0,2624	0,0632	0,0744	0,2399	-0,0194	1,0000			
ROE	-0,2934	0,1125	-0,1316	0,1677	-0,0141	0,2139	-0,1085	0,8518	1,0000		
LOG(TA)	-0,7795	0,1454	-0,7412	0,2210	-0,1485	-0,0125	-0,1086	0,0811	0,4350	1,0000	
TOBINSQ	-0,3021	-0,0266	-0,2559	0,3677	-0,1823	0,1289	-0,0159	0,3538	0,4836	0,4218	1,0000

chủ sở hữu đối với tiền gửi (ED), dự phòng rủi ro cho vay (PLL), Tỷ suất sinh lời trên tài sản (ROA) và lạm phát (INF). Cũng có thể nhận ra rõ ràng rằng vốn chủ sở hữu đối với tiền gửi (ED) có ý nghĩa thống kê nhất với CAR trong số tất cả các biến, ở mức 0,7786. Ngược lại, mức an toàn vốn CAR có quan hệ tiêu cực đến tăng trưởng tín dụng (CRG), lợi tức trên vốn chủ sở hữu (ROE), tăng trưởng GDP (GDPG), Tobin's Q (TOBINSQ) và Lôgarit của tổng tài sản (LOG (TA)). Mặc dù tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu ROE đi ngược lại với dấu hiệu dự đoán vì nó có tương quan nghịch với hệ số an toàn vốn CAR, nhưng nó không có ý nghĩa ở mức -0,2934. Một điểm quan trọng khác là đa cộng tuyến có thể tồn tại giữa ED và LOG (TA), ROA và ROE, với hệ số tương quan lần lượt là -0,7412 và 0,8518. Tuy nhiên, nghiên cứu sau đó sẽ kiểm tra lỗi sau khi chạy mô hình hồi quy.

4.2. Phân tích hồi quy

Để lựa chọn các biến ảnh hưởng nhiều nhất đến mức độ an toàn vốn, điều quan trọng là phải chọn mô hình thích hợp trong số các mô hình hồi quy tác động tổng hợp, tác động cố định hoặc tác động ngẫu nhiên. Nghiên cứu sẽ thực hiện cả ba mô hình, sau đó áp dụng các bài kiểm tra hiệu ứng ngẫu nhiên tương quan - kiểm tra Hausman, kiểm tra hiệu ứng cố định dự phòng - tỷ lệ khả năng và kiểm tra hệ số nhân Breusch-Pagan Lagrange (LM) để quyết định mô hình phù hợp cho nghiên cứu.

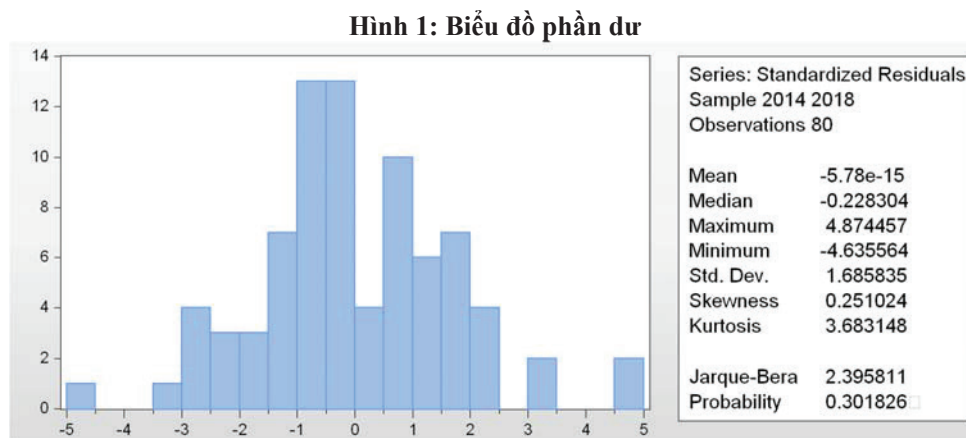
4.2.1. Mô hình hồi quy ban đầu

Bảng 6 tóm tắt kết quả của ba mô hình hồi quy OLS, FEM, REM ban đầu với biến phụ thuộc CAR. Với

Bảng 6: Mô hình ban đầu của tóm tắt hồi quy

	Biến phụ thuộc: CAR					
	Phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS)		Mô hình tác động cố định (FEM)		Mô hình tác động ngẫu nhiên (REM)	
	Hệ số	Thống kê t	Hệ số	Thống kê t	Hệ số	Thống kê t
ROE	0,138298	-0,165595	-0,020065	-0,165595	0,138298	1,617705
ROA	-2,127807	0,015479	0,021517	0,015479	-2,127807	-2,218818
LTD	-0,027105	0,261835	0,007968	0,261835	-0,027105	-1,747031
ED	0,289932	1,486557	0,181881	1,486557	0,289932	4,793216
PLL	-0,013981	-0,652905	-0,423985	-0,652905	-0,013981	-0,027553
CRG	-0,043270	-0,839927	-0,021458	-0,839927	-0,043270	-2,257562
INF	-0,376050	-1,577447	-0,339491	-1,577447	-0,376050	-2,044896
GDPG	-0,166932	-0,164941	-0,153551	-0,164941	-0,166932	-0,276418
TOBINSQ	2,574070	-0,768998	-6,436184	-0,768998	2,574070	5,640809
LOG(TA)	-1,820810	-0,526602	-0,967243	-0,526602	-1,820810	0,321056
R ²		0,792942		0,835669		0,792942
R ² được điều chỉnh		0,762933		0,759590		0,762933
Thống kê F		26,42393		10,98419		26,42393
Chỉ số Durbin-Watson		1,508923		1,677242		1,508923

mô hình hồi quy tác động tổng hợp, R^2 là 0,792942 và R^2 được điều chỉnh là 0,762933. Đối với mô hình hồi quy tác động cố định, R^2 là 0,835669 và R^2 được điều chỉnh là 0,759590. Trong khi đó, R^2 là 0,792942 và R^2 được điều chỉnh là 0,762933 đối với mô hình hồi quy tác động ngẫu nhiên.



Biểu đồ hình cột trong Hình 1 thể hiện thống kê mô tả với 80 quan sát từ năm 2014 đến năm 2018 có số dư là 30,1826%.

4.2.2. Mô hình hồi quy cuối cùng (Biến phụ thuộc CAR)

Sau khi chạy các mô hình hồi quy ban đầu, kiểm tra các lỗi, Bảng 7 tóm tắt kết quả của mô hình cuối cùng được sử dụng trong nghiên cứu này với biến phụ thuộc CAR, các biến độc lập ROE, ROA, ED, CRG, INF, và LOG(TA). Kết quả cho thấy R^2 là 0,865319 và R^2 được điều chỉnh là 0,854141.

Bảng 7: Mô hình hồi quy cuối cùng

Biến độc lập	Hệ số	Thống kê t
ROE	0,194069	3,277610
ROA	-2,606600	-3,463772
ED	0,267055	4,814764
CRG	-0,049279	-3,336203
INF	-0,249005	-2,267948
LOG(TA)	-1,932247	-10,71170
R^2	0,865319	
R^2 được điều chỉnh	0,854141	

5. Kết luận

Bài báo này tập trung phân tích các mối quan hệ về an toàn vốn với các đặc điểm của ngân hàng, tốc độ tăng trưởng tín dụng và các biến số kinh tế vĩ mô của các ngân hàng thương mại ở Việt Nam. Nghiên cứu nhằm mục đích hình thành một mô hình hồi quy có thể biện minh cho các yếu tố quyết định hệ số an toàn vốn CAR và cho thấy mối quan hệ của chúng với mức độ đáng kể. Kết quả cho thấy ROE và ED tác động tích cực đến CAR và ROA, CRG, INF và LOG(TA) tác động tiêu cực đến CAR, trong khi LTD, PLL, GDPG và TOBINSQ không ảnh hưởng đáng kể đến biến phụ thuộc CAR.

Tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu ROE có ý nghĩa thống kê ở mức 95% đối với hệ số an toàn vốn CAR. Điều này phù hợp với nghiên cứu của Berger (1995), nghĩa là mối quan hệ tích cực giữa ROE và an toàn vốn. Ngân hàng Hoa Kỳ vào năm 1980 là bằng chứng cho thấy sự gia tăng vốn bất ngờ có xu hướng kéo theo sự gia tăng thu nhập và ngược lại.

Các phát hiện thực nghiệm cho thấy sự tồn tại của mối quan hệ trực tiếp giữa vốn chủ sở hữu đối với tiền gửi ED và CAR. ED có ý nghĩa thống kê tại mức ý nghĩa 5%, phù hợp với kết quả nghiên cứu của Tamimi & Obeidat (2013). Có thể hợp lý hóa rằng nếu vốn chủ sở hữu tăng, vốn dự trữ cũng mở rộng, dẫn đến tỷ lệ an toàn vốn cao hơn. Nhìn chung, một ngân hàng có khả năng thanh khoản được nâng cao hơn thì khả năng huy động vốn và vốn dự trữ của ngân hàng đó cao hơn.

Phân tích dữ liệu cho thấy sự tồn tại của mối quan hệ nghịch đảo và có ý nghĩa thống kê giữa yếu tố lạm phát và mức độ an toàn vốn. Tăng trưởng của một yếu tố kinh tế vĩ mô như lạm phát tạo ra sự xói mòn vốn ngân hàng. Phát hiện này phù hợp với nghiên cứu của Williams (2011).

Cuối cùng, quy mô ngân hàng cũng có ý nghĩa thống kê đối với mức độ an toàn vốn. Nhìn chung, các ngân hàng lớn có xu hướng đối mặt với rủi ro ít hơn các ngân hàng nhỏ hơn do lợi thế về quy mô kinh tế, mang lại xác suất huy động vốn cao hơn và quản lý rủi ro tốt hơn. Điều này phù hợp với tình trạng ngân hàng và phát hiện của Genberg & Hui (2008).

Để duy trì sự an toàn và lành mạnh, các ngân hàng có thể nâng cấp bộ đệm vốn chủ sở hữu của họ, điều này được phản ánh trong tỷ lệ an toàn vốn cao hơn. Có một số cách để thu hút vốn bên ngoài cho các ngân hàng, chẳng hạn như phát hành cổ phiếu, phát hành chứng chỉ có giá trị. Ngoài ra, các ngân hàng có thể cải thiện hệ thống hoạt động của mình để củng cố thu nhập và tiết kiệm chi phí. Bằng cách này, sự gia tăng lợi nhuận của ngân hàng tạo ra một khoản chi tiêu thu nhập giữ lại lớn hơn cho việc cấp vốn.

Tài liệu tham khảo

- Albertazzi, U., & Marchetti, D. J. (2010), 'Credit supply, flight to quality and evergreening: An analysis of bank-firm relationships after Lehman', *Economic Working Papers*, 756. Bank of Italy, *Economic Research and International Relations Area*. https://econpapers.repec.org/paper/bdiwptemi/td_5f756_5f10.ht.
- Aly, H. Y., Grabowski, R., Pasurka, C., & Rangan, N. (1990), 'Technical, Scale, and Allocative Efficiencies in U.S. Banking: An Empirical Investigation', *The Review of Economics and Statistics*, 72(2), 211–218. JSTOR. <https://doi.org/10.2307/2109710>
- Berger, A. N. (1995), 'The Relationship between Capital and Earnings in Banking', *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(2), 432–456. JSTOR. <https://doi.org/10.2307/2077877>
- Berger, A. N., Herring, R. J. & Szeg, G. P. (1995), 'The role of capital in financial institutions', *Journal of Banking & Finance*, 19, 393–430. doi: 10.1016/0378-4266(95)00002-Xberrospide.
- Berrospide, J. M., & R. M. Edge (2010), 'The Effects of Bank Capital on Lending: What Do We Know, and What Does It Mean?', *International Journal of Central Banking*, 6(34), 1–50.
- Bokhari, I. H., Ali, S. M., & Sultan, K. (2012), Determinants of capital adequacy ratio in banking Sector: An Empirical analysis from Pakistan', *Academy of Contemporary Research Journal*, 2(1), 1–9.
- Coffinet, J., Coudert, V., Pop, A., & Pouvelle, C. (2011), 'Two-Way Interplays between Capital Buffers, Credit and Output: Evidence from French Banks', *SSRN Electronic Journal*, <https://doi.org/10.2139/ssrn.1761965>
- Das, N. M., & Deb, J. (2018), 'A Statistical Re-assessment of Capital Adequacy and Insolvency Risk in Commercial Banks of India', In A. K. Mishra, V. Arunachalam, & D. Patnaik (Eds.), *Current Issues in the Economy and Finance of India* (pp. 105–118), Springer International Publishing. https://doi.org/10.1007/978-3-319-99555-7_7
- Demirgüç-Kunt, A., & Huizinga, H. (1999), 'Determinants of Commercial Bank Interest Margins and Profitability: Some International Evidence', *The World Bank Economic Review*, 13(2), 379–408, <https://doi.org/10.1093/wber/13.2.379>
- Diamond, D. W., & Rajan, R. G. (2000), 'A Theory of Bank Capital', *Journal of Finance*, American Finance Association, 55(6), 2431–2465.
- Diamond, D. W., & Rajan, R. G. (2001), 'Liquidity Risk, Liquidity Creation, and Financial Fragility: A Theory of Banking', *Journal of Political Economy*, 109(2), 287–327. <https://doi.org/10.1086/319552>
- El-Ansary, O., & Hafez, H. (2015), 'Determinants of Capital Adequacy Ratio: An Empirical Study on Egyptian Banks', SSRN Scholarly Paper ID 2708603, *Social Science Research Network*. <https://papers.ssrn.com/abstract=2708603>
- Genberg, H., & Hui, C. (2008), *The Banking Sector In Hong Kong: Competition, Efficiency, Performance and Risk*, Springer.
- Gropp, R., & Heider, F. (2007), 'What can corporate finance say about banks' capital structures', European Central

- Isik, I., & Hassan, M. K. (2002), 'Technical, scale and allocative efficiencies of Turkish banking industry', *Journal of Banking & Finance*, 26(4), 719–766, [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(01\)00167-4](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(01)00167-4)
- Jokipii, T., & Milne, A. (2011), 'Bank capital buffer and risk adjustment decisions', *Journal of Financial Stability*, 7(3), 165–178, <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2010.02.002>
- Jones, E. (2020), *The Political Economy of Bank Regulation in Developing Countries: Risk and Reputation*, Oxford University Press.
- Kim, D., & Santomero, A. M. (1988), 'Risk in Banking and Capital Regulation', *The Journal of Finance*, 43(5), 1219–1233, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1988.tb03966.x>
- Labonne, C., & Lame, G. (2014), 'Credit Growth and Bank Capital Requirements: Binding or Not?', *SSRN Electronic Journal*, <https://doi.org/10.2139/ssrn.2417334>
- Martynova, N. (2015), 'Effect of Bank Capital Requirements on Economic Growth: A Survey', *SSRN Electronic Journal*, <https://doi.org/10.2139/ssrn.2577701>
- Milne, A., & Whalley, A. E. (2001), 'Bank Capital Regulation and Incentives for Risk-Taking', *SSRN Electronic Journal*, <https://doi.org/10.2139/ssrn.299319>
- Mundlak, Y. (1978), 'On the pooling of time series and cross section data', *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 69-85.
- Niu, X. (2009), 'Theoretical and Practical Review of Capital Structure and its Determinants', *International Journal of Business and Management*, 3(3), 133, <https://doi.org/10.5539/ijbm.v3n3p133>
- Ngân hàng Nhà nước Việt Nam. (2021). <http://vbpl.vn/nganhangnhanuoc/Pages/vbpq-toanvan.aspx?ItemID=148709&dvid=326>
- Octavia, M., & Brown, R. (2010), 'Determinants of Bank Capital Structure in Developing Countries: Regulatory Capital Requirement Versus the Standard Determinants of Capital Structure', *Journal of Emerging Markets*, 15(1), 50-62.
- Ogere, G. (2013), 'Capital Adequacy Ratio and Banking Risks in the Nigeria Money Deposit Banks', *Research Journal of Finance and Accounting*, 4(17), 17 - 26.
- Rochet, J.-C. (1992), 'Capital requirements and the behaviour of commercial banks', *European Economic Review*, 36(5), 1137–1170, [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(92\)90051-W](https://doi.org/10.1016/0014-2921(92)90051-W)
- Shrieves, R. E., & Dahl, D. (1992), 'The relationship between risk and capital in commercial banks', *Journal of Banking & Finance*, 16(2), 439–457. [https://doi.org/10.1016/0378-4266\(92\)90024-T](https://doi.org/10.1016/0378-4266(92)90024-T)
- Tamimi, Dr. K. A. M. A., & Obeidat, S. F. (2013), 'Determinants of Capital Adequacy in Commercial Banks of Jordan an Empirical Study', *International Journal of Academic Research in Economics and Management Sciences*, 2(4), 44-58. <https://doi.org/10.6007/IJAREMS/v2-i4/53>
- Williams, H. T. (2011), 'Determinants of capital adequacy in the Banking Sub-Sector of the Nigeria Economy: Efficacy of Camels', *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*, 1(3), 233-248.

TÁC ĐỘNG PHI TUYẾN CỦA CHẤT LƯỢNG THỂ CHẾ ĐẾN Ô NHIỄM MÔI TRƯỜNG TẠI CÁC QUỐC GIA ĐANG PHÁT TRIỂN CHÂU Á

Lê Hồng Ngọc

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: lehongngoc2018@gmail.com

Hồ Thị Lam

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: holam@ufm.edu.vn

Mã bài: JED - 483

Ngày nhận bài: 02/12/2021

Ngày nhận bài sửa: 16/01/2022

Ngày duyệt đăng: 19/8/2022

Tóm tắt

Nghiên cứu này nhằm mục tiêu đánh giá tác động của chất lượng thể chế đến ô nhiễm môi trường tại các quốc gia đang phát triển Châu Á. Chúng tôi áp dụng phương pháp phân phối trễ tự hồi quy (ARDL) trên dữ liệu bảng với kỹ thuật hồi quy nhóm trung bình gộp (PMG) cho 12 quốc gia đang phát triển châu Á trong giai đoạn 1996–2019. Kết quả chỉ ra rằng, tồn tại mối quan hệ hình chữ “U” giữa chất lượng thể chế và ô nhiễm môi trường. Điều này hàm ý rằng, trong giai đoạn đầu của phát triển kinh tế, chất lượng thể chế tác động dương trực tiếp tới chất lượng môi trường. Tuy nhiên, trong dài hạn, thể chế tác động tiêu cực tới chất lượng môi trường, một cách gián tiếp thông qua thu hút FDI và thương mại quốc tế. Từ kết quả nghiên cứu, chúng tôi đề xuất một số hàm ý chính sách cho chính phủ ở các quốc gia này.

Từ khóa: Chất lượng thể chế, ô nhiễm môi trường, châu Á, PMG.

Mã JEL: E02, F18, F21, O44

Nonlinear impacts of institutional quality on environmental pollution in Asian developing countries

Abstract

This study aims to assess the impact of institutional quality on environmental pollution in Asian developing countries. We apply Autoregressive Distributed Lag (ARDL) models on panel data with a pooled mean group (PMG) regression for 12 Asian developing countries from 1996 to 2019. The results show that there is a “U” shaped relationship between institutional quality and environmental pollution. This result implies that, in the short run, institutional quality has a direct positive impact on environmental quality. However, in the long term, it negatively affects the environment, indirectly through attracting FDI and international trade. From the results, we suggest some policy implications for governments in these countries.

Keywords: Institutional quality, environmental pollution, Asia, PMG.

JEL Codes: E02, F18, F21, O44

1. Giới thiệu

Các mối quan tâm về môi trường trên toàn thế giới do tác động bất lợi của biến đổi khí hậu đối với trái đất đã khiến các nền kinh tế trên thế giới có xu hướng sử dụng năng lượng xanh cùng với việc giảm đáng kể lượng khí thải CO₂. Theo các nghiên cứu gần đây, phần lớn phát thải carbon sẽ đến từ các nền kinh tế đang phát triển do tăng trưởng kinh tế nhanh chóng (Ahmed & Long, 2012). Toàn cầu hóa, nơi tạo điều kiện cho các nền kinh tế đang phát triển nuôi dưỡng nền kinh tế của họ thông qua việc giảm các rào cản thương mại và đầu tư cũng như tạo điều kiện chuyển giao công nghệ và huy động vốn, lao động, nó cũng chuyển gánh

nặng gia tăng ô nhiễm do tăng tiêu thụ năng lượng. Ngoài ra, tốc độ đô thị hóa và công nghiệp hóa đáng kinh ngạc của các quốc gia đang phát triển cũng đang tạo ra những gánh nặng cho môi trường với tình trạng ô nhiễm từ nước thải công nghiệp và đô thị, gây ra những nguy cơ nghiêm trọng về sức khỏe, đặc biệt là đối với trẻ em và người cao tuổi và tác động rất lớn đến môi trường sinh thái.

Do đó, kiểm soát ô nhiễm và phát triển một nền kinh tế xanh, kinh tế không carbon để đảm bảo sự phát triển bền vững đang là vấn đề nóng hổi trên bàn nghị sự của các quốc gia, mới đây nhất là hội nghị thượng đỉnh về biến đổi khí hậu COP26. Nhiều chính sách khác nhau đã được ban hành, với các mức độ thành công khác nhau, nhằm tác động trực tiếp hoặc gián tiếp đến các tác nhân kinh tế nhằm cải thiện ngoại tác môi trường. Yếu tố quan trọng tạo nên sự thành công của các chính sách này là chất lượng của các thể chế ở một quốc gia. Trong nghiên cứu này, chúng tôi tập trung vào tác động của thể chế đến chất lượng môi trường.

Nghiên cứu về tác động của chất lượng thể chế đến mức độ ô nhiễm môi trường đã được một số nghiên cứu quan tâm, ví dụ Ahmed & Long (2012), Arouri & cộng sự (2012), Tang & Tan (2015), Uzar (2020); Azam & cộng sự (2021), Islam & cộng sự (2021). Tuy nhiên, theo hiểu biết của chúng tôi, các nghiên cứu thực nghiệm ở các quốc gia đang phát triển châu Á gần như không tồn tại. Biến đổi khí hậu là một trong những vấn đề môi trường lớn nhất ở khu vực châu Á. Khu vực này hiện chiếm tới 87% sự gia tăng khí nhà kính toàn cầu kể từ năm 1990 và mức phát thải CO₂ đang tăng 78% (HSBC, 2021). Các quốc gia đang phát triển châu Á phụ thuộc nhiều vào nhập khẩu và gia công sản xuất cho các quốc gia phát triển. Cùng với đó, việc sản xuất trong nước của họ phụ thuộc nhiều vào các nguyên liệu hóa thạch như than đá, khí đốt để đáp ứng nhu cầu năng lượng. Trung Quốc, Mỹ và Ấn Độ chiếm gần 70% tổng nhu cầu tiêu thụ năng lượng toàn cầu. Nhưng về than đá nói riêng, các nước đang phát triển châu Á như Trung Quốc, Ấn Độ, Indonesia, Philippines và Malaysia là những nước tiêu thụ nhiều nhất. Các quốc gia này cũng chứng kiến quá trình đô thị hóa và công nghiệp hóa diễn ra mạnh mẽ trong thập kỉ gần đây (Poumanyong & Kaneko, 2010). Mức phát thải CO₂ ở các quốc gia đang phát triển cũng đang tăng lên đáng báo động. Do đó, nghiên cứu về mối quan hệ giữa thể chế và ô nhiễm môi trường đang thu hút sự quan tâm tại các quốc gia châu Á nói chung và các quốc gia đang phát triển nói riêng bởi những mối liên hệ đến việc phân tích chính sách cũng như chất lượng quản trị quốc gia nhằm mục tiêu phát triển kinh tế bền vững. Kết quả của nghiên cứu này sẽ cung cấp thông tin đầu vào hữu ích cho việc định hình chính sách kinh tế và môi trường trong bối cảnh thể chế quốc gia ở các nước đang phát triển châu Á.

2. Tổng quan nghiên cứu

Tại các quốc gia đang phát triển, với thu nhập bình quân đầu người thấp, họ thường tập trung nhiều hơn cho mục tiêu phát triển kinh tế thay vì chất lượng môi trường. Nói cách khác, các thể chế của các quốc gia này thường khuyến khích tăng trưởng và hy sinh môi trường bằng cách tập trung vào các “ngành nâu” gây ô nhiễm. Do đó, sự cải thiện của các thể chế có thể làm tăng tốc độ tăng trưởng kinh tế và các hoạt động gây tổn hại đến môi trường (Peters & cộng sự, 2012). Mặt khác, chất lượng thể chế đóng góp vào tăng trưởng kinh tế cao hơn và do đó mang lại mức thu nhập cao hơn khiến mọi người nhận thức rõ hơn về các vấn đề xanh, làm tăng áp lực kiểm soát ô nhiễm (Dal Bó & Rossi, 2007). Trong trường hợp này, việc cải thiện các thể chế thực sự có thể kích thích một môi trường kinh tế bền vững hơn và quan tâm đến phát thải CO₂. Bên cạnh đó, cải thiện trong chất lượng thể chế cũng tạo điều kiện cho sự đổi mới và cải tiến trong các kĩ thuật sản xuất cũng như gia tăng sự cạnh tranh để tăng cường tính hiệu quả và giảm phát thải (Canh & cộng sự, 2018).

Tác động của chất lượng thể chế đối với các chất gây ô nhiễm không khí đã được kiểm tra với các nước đang phát triển, tuy nhiên bằng chứng còn hạn chế. Thể chế được xem là yếu tố quan trọng đối với chất lượng môi trường thông qua việc thực thi các chính sách môi trường có hiệu quả. Aron (2000) đã chỉ ra rằng thể chế yếu kém dẫn đến thực thi kém hiệu quả. Makdissi & Wodon (2003) đã nhấn mạnh tầm quan trọng của quy định môi trường đối với việc kiểm soát ô nhiễm không khí. Hiệu quả của thể chế chính trị được định hướng thông qua một hệ thống quản trị thích hợp có vai trò quan trọng đối với chất lượng môi trường (Barrett & Graddy, 2000). Sự kém hiệu quả của bộ máy hành chính, quản lý kém về thể chế và tài chính là những kênh chính làm suy yếu quản trị môi trường (Welsch, 2004; Ward, 2008). Vowles (2008) tuyên bố rằng thể chế chính trị và hiến pháp mạnh mẽ sẽ góp phần thực thi chính sách hiệu quả.

Các nghiên cứu gần đây cũng tìm thấy kết quả chất lượng thể chế quan trọng đối với môi trường (Gani, 2012; Ali & cộng sự, 2019). Torras & Boyce (1998) báo cáo chính trị và thể chế có ảnh hưởng tích cực đến

chất lượng không khí và nước ở các nước kém phát triển nhất. Kết quả này cũng được tìm thấy ở nghiên cứu của Salman & cộng sự (2019). Ibrahim & Law (2016) đã nghiên cứu sâu hơn về tác động cận biên của chất lượng thể chế và thương mại đối với lượng khí thải CO₂ đối với 40 nền kinh tế châu Phi và họ phát hiện ra rằng ảnh hưởng của thương mại đối với môi trường phụ thuộc vào chất lượng thể chế. Điều này ngụ ý rằng tác động tiêu cực của mở cửa thương mại đối với chất lượng môi trường được thúc đẩy bởi chất lượng thể chế kém. Việc cải thiện chất lượng thể chế tạo điều kiện cho sự đổi mới và là tiềm năng phát triển các kỹ thuật thân thiện với môi trường (Hoekman & cộng sự, 2005; Silajdzic & Mehic, 2015). Hơn nữa, việc dân thực hiện cạnh tranh ở các nước đang phát triển cũng có thể dẫn đến hiệu quả cao hơn và sau đó ít phát thải hơn (Andersson, 2018). Tình hình này đặc biệt đúng đối với các quốc gia gần với bước ngoặt của đường cong Kuznets môi trường (EKC) (Bomberg & Super, 2009). Tuy nhiên, nhìn chung, việc cải thiện thể chế ở các nước đang phát triển thường tập trung ngày càng nhiều hơn vào các vấn đề môi trường khi GDP bình quân đầu người tăng lên (Babiker, 2005).

Tóm lại, việc cải thiện chất lượng thể chế có tác động tích cực mạnh mẽ đến các hoạt động kinh tế, đặc biệt là ở các nước có thu nhập thấp (Perera & Lee, 2013). Trong bối cảnh này, thể chế tốt có thể kích thích phát thải CO₂ thông qua các hoạt động kinh tế cao hơn mà họ tạo ra. Tuy nhiên, chất lượng thể chế cũng có thể giảm lượng khí thải CO₂ thông qua tăng cường các quy định môi trường (Dal Bó & Rossi, 2007), tăng trưởng kinh tế (Dutta & cộng sự, 2013), cải thiện phân bổ tài nguyên (Ebeke & cộng sự, 2015) hoặc sản xuất (Carter & Olinto, 2003).

Một số nghiên cứu gần đây cũng đã đánh giá tác động của chất lượng thể chế đến môi trường thông qua sử dụng năng lượng, thu hút vốn và thương mại. Nguyen & cộng sự (2018) nghiên cứu mối quan hệ giữa độ mở kinh tế (độ mở thương mại và dòng vốn FDI) và phát thải CO₂ bằng cách xem xét vai trò tiềm năng của các thể chế. Kết quả cho thấy, mặc dù việc cải thiện chất lượng thể chế làm tăng lượng khí thải CO₂, nhưng sự cải thiện này cũng làm giảm tác động tích cực của dòng vốn FDI và độ mở thương mại đối với lượng khí thải CO₂. Uzar (2020) kết luận rằng chất lượng thể chế ảnh hưởng tích cực đến tiêu thụ năng lượng tái tạo về lâu dài. Trong bối cảnh đó, chất lượng thể chế là một lựa chọn quan trọng trong việc thúc đẩy sử dụng năng lượng tái tạo và giải quyết các vấn đề môi trường. Le & Ozturk (2020) chỉ ra rằng toàn cầu hóa, phát triển tài chính, chi tiêu của chính phủ, chất lượng thể chế, tiêu thụ năng lượng và tăng trưởng kinh tế làm tăng lượng khí thải CO₂. Halder & Sethi (2021) chỉ ra rằng chất lượng thể chế điều hòa mức tiêu thụ năng lượng và tăng cường hiệu quả trong việc giảm phát thải CO₂. Bên cạnh đó, nghiên cứu cũng xác nhận giả thuyết EKC với sự hiện diện của chất lượng thể chế.

3. Mô hình và phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Nhằm kiểm tra các mối quan hệ ngắn hạn và dài hạn của chất lượng thể chế đến ô nhiễm môi trường, nghiên cứu sử dụng mô hình ARDL dạng bảng (panel ARDL) do Pesaran & cộng sự (1999) và Pesaran & Smith (1995) đề xuất. Kế thừa một số nghiên cứu thực nghiệm trước đây (Narayan & Narayan, 2010; Salman & cộng sự, 2019; Tang & Tan, 2015), chúng tôi xây dựng mô hình để mô hình hóa mối quan hệ giữa ô nhiễm môi trường và chất lượng thể chế như sau:

$$CO2_{it} = f(IQ_{it}, X_{it}) \quad (1)$$

Trong đó, i và t đại diện cho quốc gia và thời gian tương ứng. $CO2$ là mức phát thải CO₂ bình quân đầu người (tấn/người), IQ là biến đại diện cho chất lượng thể chế của các quốc gia, X là vector các biến kiểm soát bao gồm GDP bình quân đầu người (nghìn USD/người), tiêu dùng năng lượng bình quân đầu người (triệu tấn/người), phát triển tài chính (chỉ số phát triển tài chính của IMF), độ mở thương mại (tỷ lệ tổng kim ngạch thương mại trên GDP) và đầu tư trực tiếp nước ngoài (tỷ lệ trên GDP).

3.2. Mô tả biến và dữ liệu nghiên cứu

3.2.1. Nguồn dữ liệu

Dữ liệu cho nghiên cứu này được thu thập từ Chỉ số phát triển của Ngân hàng Thế giới (WDI), Bộ chỉ số phát triển tài chính của Quỹ tiền tệ Quốc tế (IMF), Chương trình Phát triển Liên Hiệp Quốc (UNDP) và Cơ sở dữ liệu của Cơ quan Quản lý Thông tin Năng lượng Hoa Kỳ (EIA). Chúng tôi thu thập dữ liệu của 12 quốc gia đang phát triển châu Á bao gồm: Bangladesh, Cambodia, China, India, Indonesia, Malaysia, Mongolia, Nepal, Philippine, Sri Lanka, Thailand, Việt Nam với tần suất hàng năm từ năm 1996 đến năm 2019. Các

quốc gia và thời gian nghiên cứu được lựa chọn dựa trên tính sẵn có của dữ liệu và để đảm bảo tính liên tục và cân bằng cho dữ liệu trong mô hình hồi quy.

3.2.2. Mô tả biến nghiên cứu

Mô hình nghiên cứu bao gồm biến phụ thuộc là CO₂ phản ánh mức độ ô nhiễm môi trường, biến độc lập là chất lượng thể chế (IQ). Ngoài ra, các biến kiểm soát trong mô hình bao gồm thu nhập bình quân đầu người (GDP), tiêu dùng năng lượng (EN), độ mở thương mại (TO), phát triển tài chính (FD), đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI).

Ô nhiễm môi trường có thể được đo lường thông qua ô nhiễm không khí và ô nhiễm môi trường đất và nước. Ô nhiễm không khí được đo lường bằng lượng khí thải NO₂, CO, SO₂ và nồng độ bụi, tiếng ồn. Đối với ô nhiễm môi trường nước, các chỉ số đo lường bao gồm pH, DO (ôxy hòa tan trong nước), COD (nhu cầu ôxy hóa học), BOD (nhu cầu ôxy sinh hóa). Riêng môi trường đất, các thước đo ô nhiễm môi trường đất phức tạp hơn, bao gồm đo lường sự bạc màu của đất, độ xốp của đất, mức độ xói mòn... (Johnson & cộng sự, 1997). Bởi vì những khó khăn trong việc có được các chuỗi dữ liệu theo thời gian, đồng thời đảm bảo tính đồng nhất để có thể so sánh giữa các quốc gia, các nghiên cứu trước đây chủ yếu khai thác khía cạnh ô nhiễm không khí (ví dụ, Arouri & cộng sự, 2012; Azam & cộng sự, 2021; Bastola & Sapkota, 2015; Beghin & cộng sự, 2002; Bui, 2017; Drabo, 2011). Do đó, trong nghiên cứu này, chúng tôi sử dụng thước đo ô nhiễm môi trường là mức phát thải CO₂ bình quân đầu người (tấn/người).

Chúng tôi sử dụng Bộ Chỉ số Quản trị Toàn cầu (WGI) thu thập từ cơ sở dữ liệu Chỉ số phát triển của Ngân hàng Thế giới (WDI) để phản ánh chất lượng thể chế. Các chỉ số chất thuộc WGI có phạm vi từ -2,5 đến 2,5. Các chỉ số này nắm bắt các khía cạnh khác nhau về đặc điểm của các thể chế và điều hành của một quốc gia như kiểm soát tham nhũng (CC), hiệu quả của chính phủ (GE), tiếng nói và trách nhiệm giải trình (VA), khung pháp lý (RQ), sự ổn định chính trị (PS) và pháp quyền (RL). Cách tiếp cận này ngụ ý rằng việc bao gồm tất cả các chỉ số dưới dạng các biến giải thích trong một mô hình có khả năng làm tăng khả năng giải thích của mô hình. Tuy nhiên, vì những biến số này nắm bắt các khía cạnh khác nhau của quản trị, nên có khả năng chúng có mối tương quan cao. Do đó, một mô hình bao gồm tất cả các chỉ số có thể sẽ bị đa cộng tuyến. Hơn nữa, bao gồm tất cả các biến có thể dẫn đến tham số hóa quá mức của mô hình, điều này sẽ ảnh hưởng đến độ tin cậy của mô hình. Do đó, dựa trên các nghiên cứu trước đây, nghiên cứu này đã sử dụng phương pháp phân tích thành phần chính (PCA) để tổng hợp các chỉ số thành phần thành một biến đại diện đo lường chất lượng thể chế quốc gia duy nhất (Ullah & Khan, 2017).

Các biến kiểm soát được lựa chọn đưa vào mô hình bao gồm tăng trưởng kinh tế, tiêu dùng năng lượng, độ mở thương mại, FDI và phát triển tài chính dựa trên các nghiên cứu trước (Narayan & cộng sự, 2010; Ozturk & Acaravci, 2013; Tang & Tan, 2015; Shahbaz & cộng sự, 2017; Ho & Ho, 2021).

3.3. Phương pháp nghiên cứu

3.3.1. Kiểm định tính dừng

Việc xác định tính dừng hay bậc tích hợp của chuỗi biến là rất quan trọng trong việc xác định phương pháp phân tích. Trong nghiên cứu này, các kiểm định tính dừng khác nhau bao gồm LLC (Levin & cộng sự, 2002), Breitung và IPS (Im & cộng sự, 2003) được thực hiện để khẳng định kết quả về tính dừng của các biến nghiên cứu. Việc lựa chọn độ trễ tối ưu trong các kiểm định tính dừng được lựa chọn theo tiêu chí AIC.

3.3.2. Kiểm định đồng liên kết

Với các chuỗi dữ liệu không dừng, việc cần thiết là cần tìm ra liệu chúng có mối quan hệ đồng liên kết trong dài hạn hay không để nhận diện đúng bản chất mối quan hệ giữa chúng. Chúng tôi tiến hành kiểm định đồng liên kết cho dữ liệu bảng. Pedroni (2004) đề xuất tính toán 7 kiểm định thống kê với giả thuyết H_0 là không có đồng liên kết trong một bảng có phương sai thay đổi có N trung bình đến lớn và T lớn với 1 hoặc nhiều biến giải thích không dừng. Với đặc tính dữ liệu phù hợp, chúng tôi sử dụng kiểm định đồng liên kết Pedroni trong nghiên cứu này.

3.3.3. Hồi quy mô hình nghiên cứu

Để ước tính mô hình panel ARDL ở phương trình (1), có 3 kỹ thuật ước tính là nhóm trung bình (MG), nhóm trung bình gộp (PMG), hiệu ứng cố định động hai chiều (DFE), trong đó kỹ thuật PMG được xem là có nhiều ưu điểm vượt trội (Pesaran & Smith, 1995; Pesaran & cộng sự, 1999). Hồi quy PMG là phương

pháp tích hợp cả hai kỹ thuật MG và DFE, phương pháp này cho phép các hệ số ngắn hạn, bao gồm các hệ số chặn, tốc độ điều chỉnh theo các giá trị cân bằng dài hạn và các phương sai sai số không đồng nhất thay đổi theo từng quốc gia, trong khi hệ số độ dốc dài hạn được giới hạn là đồng nhất giữa các quốc gia. Điều này đặc biệt hữu ích khi có những lý do để kỳ vọng rằng mối quan hệ cân bằng dài hạn giữa các biến là tương tự nhau giữa các quốc gia hoặc ít nhất là một tập hợp con của chúng. Việc điều chỉnh ngắn hạn được phép thực hiện theo quốc gia cụ thể, do tác động khác nhau của tính dễ bị tổn thương trước các cuộc khủng hoảng tài chính và các cú sốc bên ngoài, các chính sách ổn định, chính sách tiền tệ, v.v... đặc thù ở từng quốc gia.

Thông qua cách tiếp cận ước tính này, chúng tôi có thể tiến hành kiểm định tác động của chất lượng thể chế và các biến liên quan đến ô nhiễm môi trường của một nhóm các quốc gia với kết quả đáng tin cậy hơn các phương pháp truyền thống khác. Triển khai mô hình cấu trúc thực nghiệm ARDL ($p, q_1, q_2, \dots, q_n$) của Pesaran & cộng sự (1999) thành cấu trúc mô hình bảng động tích hợp cùng lúc mối quan hệ dài hạn và ngắn hạn bằng kỹ thuật PMG như sau:

$$\Delta y_{it} = (\varphi_i y_{i,t-1} + \beta_i' x_{it}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Trong đó, y là biến phụ thuộc CO₂, x là vector các biến độc lập và biến kiểm soát bao gồm IQ, GDP, EN, TO, FDI, FD. Độ trễ tối ưu của mô hình ARDL được lựa chọn theo phương pháp của Kripfganz & cộng sự (2018).

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả

Thống kê mô tả các biến nghiên cứu được trình bày ở Bảng 1. Mức phát thải CO₂ bình quân đầu người trong giai đoạn 1996 – 2019 của toàn mẫu quan sát là 2,09 tấn/năm. Chất lượng thể chế có giá trị trung bình là -0,3345, nhỏ hơn 0, cho thấy môi trường thể chế ở các quốc gia đang phát triển châu Á ở mức thấp. GDP bình quân đầu người của nhóm nước đang phát triển châu Á trong giai đoạn nghiên cứu là 2,72 nghìn USD/người. Lượng tiêu thụ năng lượng bình quân là 2,70 nghìn tấn/người. Độ mở thương mại, phát triển tài chính có trung bình mẫu lần lượt là 1,12, 0,45. FDI bình quân của các nước trong mẫu chiếm 3,60%/GDP và biến động cao trong giai đoạn nghiên cứu.

4.2. Kết quả thực nghiệm

Đầu tiên, để lựa chọn các phương pháp kiểm định phù hợp với đặc tính dữ liệu như đề xuất của Menegaki (2019), chúng tôi kiểm định sự phụ thuộc chéo giữa các quốc gia của các chuỗi biến. Kết quả kiểm định CD test theo Pesaran (2021) chấp nhận giả thiết H₀ rằng không có sự phụ thuộc chéo. Do đó, chúng tôi áp dụng các kiểm định LLC, Breitung, IPS – với giả định có sự độc lập giữa các quốc gia trong dữ liệu bảng – để kiểm tra tính dừng. Kết quả báo cáo biến IQ, FD, FDI dừng ở chuỗi gốc, riêng các biến CO₂, GDP, EN, TO dừng ở chuỗi sai phân bậc 1. Tiếp theo, chúng tôi áp dụng kiểm định đồng liên kết Pedroni với độ trễ được lựa chọn theo tiêu chí thông tin Akaike (AIC) và cho thấy tồn tại mối quan hệ đồng liên kết giữa các chuỗi biến¹.

Cuối cùng, chúng tôi áp dụng quy trình ước lượng ARDL trên dữ liệu bảng. Độ trễ được lựa chọn theo phương pháp của Kripfganz & cộng sự (2018), theo đó chúng tôi ước lượng mô hình ARDL (2,1,1,1,1,1). Hai dòng cuối cùng của bảng 5 thể hiện kết quả lựa chọn phương pháp hồi quy tối ưu trong 3 phương pháp ước

Bảng 1. Thống kê mô tả

	CO ₂	IQ	GDP	EN	TO	FDI	FD
Trung bình	2,0972	-0,3345	2,7185	2,7022	0,8614	3,6028	0,3456
Trung vị	1,153	-0,3188	1,8847	1,4371	0,7135	2,18	0,3343
Lớn nhất	7,48	0,5256	12,487	10,028	2,2041	43,912	0,753
Nhỏ nhất	0,083	-1,0269	0,3513	0,0697	0,2193	0,0057	0,0387
Độ lệch chuẩn	2,1181	0,3767	2,4652	2,6579	0,4748	5,0119	0,1657
Số quan sát	288	288	288	288	288	288	288

Nguồn: Tính toán của nhóm nghiên cứu.

lượng ARDL trên dữ liệu bảng (MG, DFE và PMG). Kết quả hồi quy PMG được trình bày ở Bảng 2.

Về tác động của thể chế đến ô nhiễm môi trường, hệ số hồi quy ngắn hạn là âm trong khi hệ số hồi quy dài hạn là dương. Cụ thể, hệ số ngắn hạn là $-0,107$ với mức ý nghĩa 10% và hệ số dài hạn là $0,053$ với mức ý nghĩa 5%. Điều này chứng tỏ, chất lượng thể chế có tác động tích cực tới chất lượng môi trường trong ngắn hạn (phát thải CO_2 giảm khi môi trường thể chế được cải thiện) nhưng lại có tác động tiêu cực trong dài hạn. Đặc tính đổi chiều dấu của hệ số tương quan từ âm sang dương cho thấy mối quan hệ giữa chất lượng thể chế và ô nhiễm môi trường tại các nước đang phát triển có dạng hình chữ “U” theo đề xuất của Narayan & Narayan (2010). Điều này được giải thích rằng khi một nền kinh tế đang ở trong giai đoạn đầu phát triển, độ mở thương mại còn tương đối thấp, các hoạt động thu hút dòng vốn FDI còn hạn chế, nhiều khả năng nền kinh tế đó sẽ được đặc trưng bởi các khu vực sản xuất thuần nông, tự cung tự cấp nhiều hơn là khu vực sản xuất công nghiệp nặng vì thể lượng phát thải CO_2 trong giai đoạn đầu này là ít hơn (Aye & cộng sự, 2017). Tác động tích cực của biến thể chế tới môi trường trong ngắn hạn tương tự với kết quả được tìm thấy trong các nghiên cứu trước đây của Salman & cộng sự (2019); Grossman & Krueger (1995) và Zakaria & Bibi (2019). Cải thiện chất lượng thể chế trong giai đoạn này tại các quốc gia đang phát triển chủ yếu là nâng cao hiệu quả của chính phủ, chất lượng các quy định thậm chí nói lòng các thủ tục hành chính để gia tăng thu hút vốn FDI, tuy nhiên việc hấp thụ vốn FDI cần thời gian dài hơn. Ngược lại, khi nền kinh tế chuyển sang giai đoạn phát triển, độ mở thương mại gia tăng, việc cải thiện chất lượng thể chế thông qua việc ổn định chính trị, cải cách pháp lý, nâng cao hiệu quả thực thi các quy định và kiểm soát tốt tham nhũng sẽ càng tạo nhiều

Bảng 2. Kết quả hồi quy PMG

BIẾN	Dài hạn		Ngắn hạn	
	Hệ số	t-statistic	Hệ số	t-statistic
EC ₋₁			-0,45**	-2,1900
CO2 ₋₁			0,0884	0,6600
IQ	0,053**	2,2300	-0,107*	-1,6900
GDP	0,046**	2,2400	1,047**	2,2200
EN	0,581***	15,7300	0,0762	0,5400
FD	0,1802	1,3500	-0,3053	-1,1300
TO	0,0243	0,4700	-0,1394	-1,4500
FDI	0,017***	3,3000	0,0144	1,4100
Hằng số			0,0474	0,7900
Số quan sát	264			
Log likelihood	453,183			
Jarque-Bera	404,0914***			
ADF	-4,2976***			
Hausman test				
MG và PMG	$\chi^2_6 = 12,41^*$ (prob = 0,053)			
PMG và DFE	$\chi^2_6 = 1,01$ (prob = 0,985)			

Ghi chú: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Nguồn: Tính toán của nhóm nghiên cứu.

điều kiện thu hút dòng vốn FDI với quy mô lớn hơn và đi đôi với việc này là sự gia tăng sản xuất, phát triển công nghiệp, gia tăng tiêu thụ năng lượng; từ đó tăng phát thải CO_2 , gây tác động tiêu cực tới môi trường.

Chúng tôi tìm thấy tác động tiêu cực của tăng trưởng kinh tế, đầu tư trực tiếp nước ngoài và tiêu dùng năng lượng đến chất lượng môi trường ở các quốc gia đang phát triển châu Á. Kết quả này bác bỏ giả thuyết EKC, đồng thời ủng hộ giả thuyết “thiên đường ô nhiễm” và phù hợp với những nghiên cứu trước đây (Nasir & Ur Rehman, 2011; Al-Mulali & cộng sự, 2015). Các nước đang phát triển châu Á phụ thuộc chủ yếu vào nhập khẩu các sản phẩm công nghiệp, sử dụng nhiều nguyên liệu đầu vào hoá thạch như than, dầu và khí đốt trong quá trình đô thị hoá và công nghiệp hoá của quốc gia (Poumanyvong & Kaneko, 2010), dẫn đến tăng

trường làm gia tăng lượng phát thải CO₂ trong không khí làm giảm chất lượng môi trường. Tuy nhiên, trong dài hạn, nền kinh tế của các quốc gia dịch chuyển dần sang công nghiệp nhẹ và dịch vụ, cũng như việc đầu tư cho môi trường nhiều hơn, cùng với thay đổi hành vi tiêu dùng sẽ giảm thiểu tác động tiêu cực đến môi trường (thể hiện ở hệ số ước lượng của biến GDP trong dài hạn nhỏ hơn trong ngắn hạn).

Cuối cùng, tác động của phát triển tài chính và mở cửa thương mại đến chất lượng môi trường không có ý nghĩa thống kê ở nhóm các quốc gia nghiên cứu.

5. Kết luận

Mục tiêu nghiên cứu nhằm phân tích mối quan hệ giữa chất lượng thể chế và ô nhiễm môi trường ở các quốc gia Châu Á. Nghiên cứu này sử dụng phương pháp tiếp cận đồng liên kết bảng (panel ARDL) với kỹ thuật hồi quy nhóm trung bình gộp (PMG) cho 12 quốc gia đang phát triển châu Á trong giai đoạn 1996-2019.

Phát hiện của chúng tôi cho thấy bằng chứng về sự tồn tại mối quan hệ giữa thể chế và môi trường có dạng hình chữ “U”. Điều này hàm ý rằng chất lượng thể chế có tác động trực tiếp tích cực tới chất lượng môi trường trong giai đoạn đầu phát triển kinh tế nhưng lại có tác động tiêu cực tới môi trường một cách gián tiếp thông qua FDI và thương mại trong dài hạn. Các phát hiện này đề xuất chính phủ ở các nước đang phát triển cần có sự thận trọng trong việc thiết kế, ban hành và thực thi các chính sách liên quan đến thu hút dòng vốn FDI và thương mại quốc tế gắn với tiêu chuẩn môi trường nghiêm ngặt hơn, bởi vì môi trường thể chế vừa có ảnh hưởng trực tiếp lên chất lượng môi trường vừa đóng vai trò quan trọng trong việc quyết định mối quan hệ giữa FDI, thương mại và chất lượng môi trường. Trách nhiệm trong việc bảo vệ và khắc phục ô nhiễm môi trường cần được xây dựng chặt chẽ, nói rộng trách nhiệm giải trình và trách nhiệm tài chính đến công ty mẹ, không chỉ giới hạn ở doanh nghiệp FDI được thành lập ở nước sở tại. Gia tăng ràng buộc các quỹ bảo vệ môi trường được trích từ công ty mẹ được xem như một giải pháp bảo hiểm cho rủi ro trong trường hợp công ty con không đủ tài sản để khắc phục hậu quả gây ra cho môi trường.

Ghi chú:

1. Do giới hạn độ dài bài báo, chúng tôi không trình bày kết quả kiểm định phụ thuộc chéo, tính dừng, đồng liên kết và kiểm định độ trễ trong bài. Tuy nhiên, chúng tôi sẽ cung cấp kết quả này nếu có yêu cầu.

Tài liệu tham khảo

- Ahmed, K. & Long, W. (2012), ‘Environmental Kuznets Curve and Pakistan: An Empirical Analysis’, *Procedia Economics and Finance*, 1(12), 4–13.
- Al-Mulali, U., Saboori, B. & Ozturk, I. (2015), ‘Investigating the environmental Kuznets curve hypothesis in Vietnam’, *Energy Policy*, 76, 123–131.
- Ali, H.S., Zeqiraj, V., Lin, W. L., Law, S.H., Yusop, Z., Bare, U.A.A. & Chin, L. (2019), ‘Does quality institutions promote environmental quality?’, *Environmental Science and Pollution Research*, 26(11), 10446-10456.
- Andersson, F.N.G. (2018), ‘International trade and carbon emissions: The role of Chinese institutional and policy reforms’, *Journal of Environmental Management*, 205, 29–39.
- Aron, J. (2000), ‘Growth and Institutions: A Review of the Evidence’, *The World Bank Research Observer*, 15(1), 99–135.
- Arouri, M.E.H., Youssef, A.B., M’henni, H. & Rault, C. (2012), ‘Energy consumption, economic growth and CO2 emissions in Middle East and North African countries’, *Energy Policy*, 45, 342-349.
- Aye, G.C. & Edoja, P.E. (2017), ‘Effect of economic growth on CO2 emission in developing countries: Evidence from a dynamic panel threshold model’, *Cogent Economics & Finance*, 5(1), 1-22.
- Azam, M., Liu, L. & Ahmad, N. (2021), ‘Impact of institutional quality on environment and energy consumption: evidence from developing world’, *Environment, Development and Sustainability*, 23(2), 1646–1667.
- Babiker, M.H. (2005), ‘Climate change policy, market structure, and carbon leakage’, *Journal of International Economics*, 65(2), 421–445.
- Barrett, S. & Graddy, K. (2000), ‘Freedom, growth, and the environment’, *Environment and Development Economics*, 5(4), 433–456.

- Bastola, U. & Sapkota, P. (2015), 'Relationships among energy consumption, pollution emission, and economic growth in Nepal', *Energy*, 80, 254-262.
- Beghin, J.C., Bowland, B.J., Dessus, S., Roland-Holst, D. & Van der Mensbrugghe, D. (2002), 'Trade integration, environmental degradation, and public health in Chile: assessing the linkages', *Environment and Development Economics*, 7(2), 241-267.
- Bomberg, E. & Super, B. (2009), 'The 2008 US presidential election: Obama and the environment', *Environmental Politics*, 18(3), 424-430.
- Bui, T.M.H & H.M.M. (2017), 'FDI, quản trị công và chất lượng môi trường ở các nước đang phát triển', *Tạp chí Phát triển Kinh tế*, 28(8), 4-25.
- Canh, N.P, Nhi, N.A, Schinckus, C. & Thanh, S.D. (2018), 'The Ambivalent Role of Institutions in the CO2 Emissions: The Case of Emerging Countries', *International Journal of Energy Economics and Policy*, 8(5), 7-17.
- Carter, M.R. & Olinto, P. (2003), 'Getting Institutions "Right" for Whom? Credit Constraints and the Impact of Property Rights on the Quantity and Composition of Investment', *American Journal of Agricultural Economics*, 85(1), 173-186.
- Dal Bó, E. & Rossi, M.A. (2007), 'Corruption and inefficiency: Theory and evidence from electric utilities', *Journal of Public Economics*, 91(5-6), 939-962.
- Drabo, A. (2011), 'Impact of income inequality on health: does environment quality matter?', *Environment and Planning A*, 43(1), 146-165.
- Dutta, N., Kar, S. & Roy, S. (2013), 'Corruption and persistent informality: An empirical investigation for India', *International Review of Economics & Finance*, 27, 357-373.
- Ebeke, C., Omgba, L.D. & Laajaj, R. (2015), 'Oil, governance and the (mis)allocation of talent in developing countries', *Journal of Development Economics*, 114, 126-141.
- Gani, A. (2012), 'The relationship between good governance and carbon dioxide emissions: Evidence from developing economies', *Journal of Economic Development*, 37(1), 77-93.
- Grossman, G.M. & Krueger, A.B. (1995), 'Economic growth and the environment', *Quarterly Journal of Economics*, 110, 353-377.
- Halдар, A. & Sethi, N. (2021), 'Effect of institutional quality and renewable energy consumption on CO2 emissions—an empirical investigation for developing countries', *Environmental Science and Pollution Research*, 28(12), 15485-15503.
- Halicioglu, F. (2009), 'An econometric study of CO2 emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey', *Energy Policy*, 37(3), 1156-1164.
- Ho, T.L. & Ho, T.T. (2021), 'Economic Growth, Energy Consumption and Environmental Quality: Evidence from Vietnam', *International Energy Journal*, 21(2), 213-224.
- Hoekman, B.M., Maskus, K.E. & Saggi, K. (2005), 'Transfer of technology to developing countries: Unilateral and multilateral policy options', *World Development*, 33(10), 1587-1602.
- HSBC. (2021), *Climate is Asia's next crisis*, retrieved on 30 June 2021, from: <<https://www.sustainablefinance.hsbc.com/sustainable-infrastructure/climate-is-asia-next-crisis>>.
- Ibrahim, M.H. & Law, S.H. (2016), 'Institutional Quality and CO2 Emission-Trade Relations: Evidence from Sub-Saharan Africa', *South African Journal of Economics*, 84(2), 323-340.
- Im, K.S., Pesaran, M.H. & Shin, Y. (2003), 'Testing for unit roots in heterogeneous panels', *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.
- Islam, M.M., Khan, M.K., Tareque, M., Jehan, N., & Dagar, V. (2021), 'Impact of globalization, foreign direct investment, and energy consumption on CO 2 emissions in Bangladesh: Does institutional quality matter?', *Environmental Science and Pollution Research*, 28(35), 48851-48871.
- Johnson, D.L., Ambrose, S.H., Bassett, T.J., Bowen, M.L., Crummey, D.E., Isaacson, J.S., Johnson, D.N., Lamb, P., Saul, M. & Winter-Nelson, A. E. (1997), 'Meanings of environmental terms', *Journal of Environmental Quality*, 26(3), 581-589.
- Kripfganz, S. & Schneider, D.C. (2018), 'ardl: Estimating autoregressive distributed lag and equilibrium correction models', In *Proceedings of the 2018 London Stata Conference*, retrieved on 30 June 2021, from: <http://repec.org/usug2018/uk18_Kripfganz.pdf>.
- Le, H.P. & Ozturk, I. (2020), 'The impacts of globalization, financial development, government expenditures, and institutional quality on CO 2 emissions in the presence of environmental Kuznets curve', *Environmental Science and Pollution Research*, 27, 22680-22697.

-
- Levin, A., Lin, C.F. & Chu, C.S.J. (2002), 'Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties', *Journal of Econometrics*, 108(1), 1–24.
- Makdissi, P. & Wodon, Q. (2003), *Corruption, inequality, and environmental regulation*, Département d'économie, Université de Sherbrooke.
- Menegaki, A.N. (2019), 'The ARDL method in the energy-growth nexus field; best implementation strategies', *Economies*, 7(4), 105–120.
- Narayan, P.K. & Narayan, S. (2010), 'Carbon dioxide emissions and economic growth: Panel data evidence from developing countries', *Energy Policy*, 38(1), 661–666.
- Nasir, M. & Ur Rehman, F. (2011), 'Environmental Kuznets Curve for carbon emissions in Pakistan: An empirical investigation', *Energy Policy*, 39(3), 1857–1864.
- Nguyen, C.P., Nguyen, N.A., Schinckus, C. & Su, T.D. (2018), 'The ambivalent role of institutions in the CO2 emissions: The case of emerging countries', *International Journal of Energy Economics and Policy*, 8(5), 7–17.
- Ozturk, I. & Acaravci, A. (2013), 'The long-run and causal analysis of energy, growth, openness and financial development on carbon emissions in Turkey', *Energy Economics*, 36, 262–267.
- Pedroni, P. (2004), 'Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis', *Econometric Theory*, 20(3), 597–625.
- Perera, L.D.H. & Lee, G.H.Y. (2013), 'Have economic growth and institutional quality contributed to poverty and inequality reduction in Asia?', *Journal of Asian Economics*, 27, 71–86.
- Pesaran, M.H. (2021), 'General diagnostic tests for cross-sectional dependence in panels', *Empirical Economics*, 60(1), 13–50.
- 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.
- Pesaran, M.H. & Smith, R. (1995), 'Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels', *Journal of Econometrics*, 68(1), 79–113.
- Peters, G.P., Marland, G., Le Quéré, C., Boden, T., Canadell, J.G. & Raupach, M.R. (2012), 'Rapid growth in CO2 emissions after the 2008–2009 global financial crisis', *Nature Climate Change*, 2(1), 2–4.
- Poumanyvong, P. & Kaneko, S. (2010), 'Does urbanization lead to less energy use and lower CO2 emissions? A cross-country analysis', *Ecological Economics*, 70(2), 434–444.
- Salman, M., Long, X., Dauda, L. & Mensah, C.N. (2019), 'The impact of institutional quality on economic growth and carbon emissions: Evidence from Indonesia, South Korea and Thailand', *Journal of Cleaner Production*, 241, 118331.
- Shahbaz, M., Nasreen, S., Ahmed, K. & Hammoudeh, S. (2017), 'Trade openness–carbon emissions nexus: the importance of turning points of trade openness for country panels', *Energy Economics*, 61, 221–232.
- Silajdzic, S. & Mehic, E. (2015), 'Knowledge Spillovers, Absorptive Capacities and the Impact of FDI on Economic Growth: Empirical Evidence from Transition Economies', *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 195, 614–623.
- Tang, C.F. & Tan, B.W. (2015), 'The impact of energy consumption, income and foreign direct investment on carbon dioxide emissions in Vietnam', *Energy*, 447–454.
- Torras, M. & Boyce, J. K. (1998), 'Income, inequality, and pollution: a reassessment of the environmental Kuznets Curve', *Ecological Economics*, 25(2), 147–160.
- Ullah, I. & Khan, M.A. (2017), 'Institutional quality and foreign direct investment inflows: evidence from Asian countries', *Journal of Economic Studies*, 44(6), 1030–1050.
- Uzar, U. (2020), 'Political economy of renewable energy: Does institutional quality make a difference in renewable energy consumption?', *Renewable Energy*, 155, 591–603.
- Vowles, J. (2008), 'Does globalization affect public perceptions of “Who in power can make a difference”? Evidence from 40 countries, 1996–2006', *Electoral Studies*, 27(1), 63–76.
- Ward, H. (2008), 'Liberal democracy and sustainability', *Environmental Politics*, 17(3), 386–409.
- Welsch, H. (2004), 'Corruption, growth, and the environment: a cross-country analysis', *Environment and Development Economics*, 9(5), 663–693.
- Zakaria, M. & Bibi, S. (2019), 'Financial development and environment in South Asia: the role of institutional quality', *Environmental Science and Pollution Research*, 26(8), 7926–7937.
-

ĐÁNH GIÁ ẢNH HƯỞNG CỦA HÀNH VI THỰC HIỆN CÁC TIÊU CHUẨN MÔI TRƯỜNG TỚI KHẢ NĂNG SỐNG SÓT CỦA CÁC DOANH NGHIỆP VIỆT NAM

Lê Thanh Hà

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

Email: lethanhha@neu.edu.vn

Nguyễn Thị Đào

Khoa Tài chính, Học viện Ngân hàng

Email: ntdao21@gmail.com

Hoàng Văn Ngọc

Công ty Viettel IDC

Email: ngochv@viettelidc.com.vn

Mã bài: JED - 439

Ngày nhận bài: 14/10/2021

Ngày nhận bài sửa: 10/01/2022

Ngày duyệt đăng: 11/02/2022

Tóm tắt:

Bài nghiên cứu sử dụng dữ liệu điều tra doanh nghiệp vừa và nhỏ tại Việt Nam giai đoạn 2007 - 2015 để kiểm tra ảnh hưởng của việc thực hiện chứng chỉ môi trường (ISO 14001) tới khả năng sống sót của các doanh nghiệp, với việc xem xét tác động của quy mô doanh nghiệp và chất lượng của môi trường thể chế. Trong nghiên cứu này, chúng tôi sử dụng chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh để phản ánh chất lượng môi trường thể chế. Bằng việc sử dụng các phương pháp phân tích sống sót khác nhau như mô hình Cox, Weibull và mô hình hàm cấp số mũ, nghiên cứu cho thấy việc cố gắng đạt được chứng chỉ ISO 14001 của doanh nghiệp vừa và nhỏ có thể làm tăng xác suất phá sản của doanh nghiệp. Tác động tiêu cực này trở nên rõ ràng hơn đối với những doanh nghiệp có quy mô nhỏ và hoạt động trong môi trường kinh doanh có chất lượng thể chế kém.

Từ khóa: Chứng chỉ môi trường, Khả năng sống sót của doanh nghiệp, Đổi mới môi trường, Việt Nam.

Mã JEL: O30; O32; L24

Investigating the Impacts of Environmental Standards Adoption on the Survivability of Vietnamese Enterprises

Abstract:

This paper uses survey data of small and medium-sized enterprises (SMEs) in Vietnam during the 2007-2015 period to examine the impact of the adoption of environmental certification (ISO 14001) on firm survival, considering the firm size and the institutional quality. In this study, we use the provincial competitiveness index to reflect the quality of the institutional environment. By using different survival analysis methods, such as Cox, Weibull and exponential model, the study shows that the efforts of SMEs to achieve ISO 14001 certification can increase the probability of firms' bankruptcy. This negative impact becomes more significant for small-sized firm and those operating in a business environment with poor institutional quality.

Keywords: Environmental certification, Firm survival, Environmental innovation, Vietnam.

JEL Code: O30; O32; L24.

1. Giới thiệu

Sự suy thoái của môi trường đã và đang đe dọa sự bền vững của con người và Trái Đất. Chương trình Nghị sự 2030 về Phát triển Bền vững và Hiệp định Khí hậu Paris đã khẳng định rằng: Biến đổi khí hậu hiện đang ảnh hưởng đến mọi quốc gia trên mọi lục địa. Nó đang phá vỡ các nền kinh tế quốc gia và ảnh hưởng đến cuộc sống, gây thiệt hại lớn cho con người ở hiện tại và thậm chí nhiều hơn nữa trong tương lai. Con người đang phải đối mặt với những tác động đáng kể của biến đổi khí hậu, bao gồm sự thay đổi hình thái thời tiết, sự dâng cao của mực nước biển và các hiện tượng thời tiết khắc nghiệt hơn. Phát thải khí nhà kính từ các hoạt động của con người đang dẫn đến biến đổi khí hậu và tiếp tục gia tăng. Vì vậy, vấn đề môi trường và biến đổi khí hậu đang là sự quan tâm hàng đầu của các tổ chức, quốc gia trên thế giới. Hiện nay hệ thống Quản lý Môi trường (EMS) đã được giới thiệu để giúp các tổ chức đối phó với các vấn đề môi trường của họ theo cách thức tiêu chuẩn hóa và hiệu quả hơn. Trong số đó, ISO 14001 được chấp nhận rộng rãi nhất như một công cụ tiêu chuẩn để quản lý môi trường của tổ chức (Heras-Saizarbitoria & cộng sự, 2011).

Về chứng chỉ ISO 14001, đây là tiêu chuẩn quốc tế quy định các yêu cầu cho một hệ thống quản lý môi trường hiệu quả (EMS). Nó cung cấp một khuôn khổ cho một tổ chức có thể tuân theo, thay vì thiết lập các yêu cầu về hoạt động môi trường. Thành phần chính bao gồm: chính sách môi trường, quy hoạch, thực hiện và vận hành, kiểm tra và hành động sửa chữa, xem xét và cải tiến. ISO 14001 đảm bảo rằng các công ty thực hiện các chính sách môi trường với mục tiêu loại bỏ ô nhiễm môi trường. Theo Heras-Saizarbitoria & cộng sự (2011), Stevens & cộng sự (2012), Tari & cộng sự (2012), Reis & cộng sự (2018), các công ty có được EMS có thể nhận được các lợi ích nội bộ liên quan đến cải tiến tổ chức đối với môi trường cũng như các lợi ích bên ngoài liên quan đến cải thiện mức độ hình ảnh công ty, tiếp thị, thị trường và khách hàng như sự hài lòng của khách hàng. Việc tuân thủ các tiêu chuẩn môi trường quốc tế sẽ giúp các doanh nghiệp giảm chi phí bằng cách giảm thiểu lãng phí tài nguyên (Govindan & cộng sự, 2015). Ngoài những lợi ích từ việc áp dụng ISO 14001, các công ty được chứng nhận cũng gặp phải những khó khăn riêng. EMS dựa trên việc thực hiện và quản lý ISO 14001 dẫn đến việc tăng chi phí kinh doanh như sự phù hợp của cơ cấu. Một trở ngại lớn khác đối với việc thực hiện ISO 14001 là sự quan liêu và tài liệu không cần thiết (Ann & cộng sự, 2006).

Việt Nam được đánh giá là một quốc gia đang trên đà phát triển. Chính vì lẽ đó mà hiện nay hiểm họa môi trường sinh thái ở nước ta dưới tác động của quá trình trên đang ngày một nghiêm trọng, tình trạng ô nhiễm môi trường sinh thái gia tăng đang là vấn đề nan giải hiện nay. Chính những tác động trên đã làm tăng áp lực của doanh nghiệp đối với việc thực hiện đổi mới môi trường và trách nhiệm về sự phát triển bền vững của môi trường. Do đó, việc nghiên cứu đánh giá các nhân tố tác động tới hành vi ra quyết định đầu tư hướng tới cải thiện môi trường của doanh nghiệp là rất quan trọng. Tuy nhiên, việc nghiên cứu về chủ đề này còn rất khiêm tốn tại Việt Nam.

Về tác động của chứng chỉ môi trường đến sự tồn tại của doanh nghiệp, đã có nhiều bài nghiên cứu đã khai thác đề tài này. Ví dụ như theo Djupdal & Westhead (2015) đã sử dụng dữ liệu các công ty ELC ở Na Uy có chứng nhận môi trường vào ngày 31 tháng 12 năm 2009 được lấy từ Tổ chức Eco-Lighthouse. Bài nghiên cứu đã chỉ ra rằng, chứng nhận môi trường được xem như một nguồn lực vô hình khuyến khích sự đổi mới và tính hợp pháp cũng như thúc đẩy hoạt động vượt trội của doanh nghiệp. Như đã được đề cập bởi Ullah & cộng sự (2014), phần lớn các nghiên cứu chỉ tập trung vào một cơ sở quốc gia duy nhất, trong đó hiệu quả của chứng nhận ISO cũng có thể phụ thuộc vào môi trường thể chế tổng thể của một quốc gia và sự phát triển của nền kinh tế. Bên cạnh đó, những phát hiện không thể kết luận có thể là kết quả của sự đa dạng về phương pháp luận và dữ liệu còn thiếu sót.

Bài viết này lấp đầy khoảng trống nghiên cứu bằng cách tiến hành kiểm tra thực nghiệm về đánh giá tác động của việc thực hiện chứng chỉ ISO 14001 đối với khả năng sống sót của các doanh nghiệp Việt Nam. Bên cạnh đó còn một số khía cạnh khác có thể ảnh hưởng tới khả năng này nhưng chưa được khai thác. Nghiên cứu cung cấp các phân tích tác nhân để bù đắp những hạn chế còn tồn tại trong lĩnh vực này.

Phần còn lại của bài báo được cấu trúc như sau. Phần 2 thảo luận về các nghiên cứu liên quan và sau đó phát triển giả thuyết nghiên cứu. Phần 3 mô tả dữ liệu được sử dụng trong nghiên cứu này, sau đó trình bày sự phát triển của một mô hình ở cấp độ dữ liệu cấp doanh nghiệp để đánh giá các yếu tố khác nhau ảnh hưởng đến khả năng thực hiện EI của các công ty. Phần 4 báo cáo kết quả thực nghiệm và phân tích chính. Kết luận và ý nghĩa chính sách được quy định tại Mục 5.

2. Tổng quan và phát triển giả thuyết nghiên cứu

Các nghiên cứu trước đây, ví dụ như Dosi & cộng sự (2020) và Nelson & Winter (1982) sử dụng lý thuyết tiến hóa để luận giải cho khả năng sống sót của doanh nghiệp. Năng suất của doanh nghiệp được coi là nhân tố quan trọng đảm bảo hoạt động của doanh nghiệp và những doanh nghiệp đổi mới sáng tạo ra có năng suất và lợi nhuận cao hơn và tồn tại trên thị trường lâu hơn. Các nghiên cứu khác lại sử dụng khung lý thuyết nhấn mạnh vai trò của sự học hỏi. Với một nền tảng tự học hỏi, các cú sốc công nghệ sẽ được chuyển đổi thành kiến thức và sự hiệu quả mà doanh nghiệp thu được (Cefis & Marsili, 2019). Tuy nhiên, lý thuyết về nền tảng nguồn lực (Le & cộng sự, 2021) và lý thuyết thể chế (DiMaggio & Powell, 1983) được đánh giá là phù hợp với vấn đề xoay quanh doanh nghiệp, đặc biệt là chứng chỉ môi trường. Theo đó, các nghiên cứu trước đây đã chỉ ra rằng việc thực hiện chứng chỉ môi trường trong quá trình hoạt động có ảnh hưởng tích cực đến khả năng sống sót của doanh nghiệp. Theo Wahba (2010), các chứng chỉ về môi trường sẽ thu hút số lượng lớn các bên liên quan do doanh nghiệp thể hiện trách nhiệm về môi trường, từ đó ảnh hưởng tích cực trực tiếp đến đầu tư phát triển. Mặc dù chi phí cho việc thực hiện các chứng chỉ này là cao, nhưng ngược lại các công ty đạt loại tiêu chuẩn này lại có kết quả hoạt động tích cực khi họ áp dụng các kỹ thuật đóng góp vào tỷ lệ chi phí - lợi ích trong mối quan hệ giữa hoạt động của doanh nghiệp với môi trường. Ví dụ như, cải tiến trong các quy trình nội bộ của công ty, tăng năng suất, cải thiện hiệu quả và giảm lãng phí về chi phí đào tạo (Ratnasingam & Wagner, 2010). Theo như Hojnik & Ruzzier (2017) đã chỉ ra, ISO 14001 ảnh hưởng tích cực đến lợi ích cũng như khả năng cạnh tranh vì nó cho thấy công ty có nhận thức về môi trường, điều này góp phần tạo nên hình ảnh tốt đối với người tiêu dùng, giúp công ty tăng khả năng cạnh tranh trên thị trường. Bằng việc phát triển những đổi mới về môi trường, các công ty có thể tăng giá trị sản phẩm vì giúp cải thiện hiệu quả kỹ thuật; giảm áp lực của cộng đồng và thậm chí giúp định hình các quy định trong tương lai, từ đó làm tăng chi phí tương đối của đối thủ cạnh tranh (Khanna, 2002; Murty & Kumar, 2003; Yang & cộng sự, 2011). Những lợi ích này được tin rằng lớn hơn chi phí cho các đổi mới về môi trường (Andries & Stephan, 2019).

Dựa trên các lập luận, chúng tôi đưa ra giả thuyết nghiên cứu như sau:

Ha: *Việc thực hiện các chứng chỉ môi trường có ảnh hưởng tích cực tới khả năng sống sót của doanh nghiệp*

Có nhiều nghiên cứu chỉ ra rằng việc thực hiện ESC có tác động tiêu cực tới năng suất của doanh nghiệp. Khó khăn chính liên quan đến việc thực hiện tiêu chuẩn là các công ty phải đầu tư lớn vào cơ sở vật chất, con người. Dựa theo thảo luận của Oliveira & Pinheiro (2009) và Psomas & cộng sự (2011), các chứng chỉ sẽ góp phần làm tăng trong chi phí kinh doanh, chẳng hạn như: tính đầy đủ của cơ cấu tổ chức, tăng cường đào tạo, phát triển về các chương trình nâng cao nhận thức, hiện đại hóa trang thiết bị và thiết lập các cuộc đánh giá từ nhiều chuyên gia. He & Shen (2019) cũng chỉ ra rằng việc đáp ứng các tiêu chuẩn môi trường của ESC làm cho doanh nghiệp phải sử dụng các công nghệ tiên tiến và nguyên liệu đắt tiền. Như đã đề cập ở trên việc thực hiện các chứng chỉ môi trường giúp thu hút thêm các cổ đông và các nhà đầu tư, tuy nhiên theo nghiên cứu của Paulraj & de Jong (2011) cho thấy tài sản của các cổ đông lại bị giảm do các chứng chỉ.

Như vậy, chúng tôi cho rằng:

Hb: *Việc thực hiện các chứng chỉ môi trường có ảnh hưởng tiêu cực tới khả năng sống sót của doanh nghiệp*

3. Dữ liệu và mô hình nghiên cứu

3.1. Dữ liệu

Đối với nghiên cứu này chúng tôi sử dụng dữ liệu từ một cuộc khảo sát đối với các doanh nghiệp vừa và nhỏ từ năm 2007-2015 được thực hiện bởi Viện nghiên cứu và quản lý trung ương sau khi đã loại bỏ đi các dữ liệu không có quan sát. Việc sử dụng dữ liệu này là có mục đích. Thứ nhất, đây là bộ số liệu duy nhất có được các thông tin về môi trường của doanh nghiệp ở Việt Nam. Thứ hai, đây là bộ số dữ liệu duy nhất mà phương pháp khảo sát sử dụng là phù hợp cho việc đánh giá sự sống sót của doanh nghiệp. Bộ số liệu này tiến hành khảo sát cùng một doanh nghiệp tại đầu thời kỳ nghiên cứu cho tới kết thúc chu kỳ khảo sát (2015). Điều này đảm bảo sự đồng nhất trong chọn mẫu. Các kết luận liên quan tới đặc trưng của bộ dữ liệu đã được chỉ ra trong nghiên cứu Le & cộng sự (2021). Đối với vấn đề các quan sát ngoại lai (outliers), chúng tôi sử dụng phương pháp “winsorize” với phân bố xác suất tại mức 1% và 99%. Sau khi thực hiện các bước làm

sạch dữ liệu, số lượng quan sát còn lại của mẫu là 10,111 quan sát.

Dựa và tổng quan nghiên cứu liên quan tới khả năng sống sót của doanh nghiệp và sự sẵn có của dữ liệu, chúng tôi kết hợp giữa lý thuyết về cơ sở nguồn lực nội tại và lý thuyết thể chế để lựa chọn các biến giải thích trong mô hình. Các biến sử dụng trong mô hình được tóm tắt trong Bảng 1.

Bảng 1: Mô tả các biến sử dụng trong mô hình

STT	Tên biến	Giải thích	Cách tính/ Đo lường
Biến phụ thuộc			
1	Exit	Tỷ lệ doanh nghiệp thoát khỏi thị trường	Biến giả nhận giá trị bằng 1 nếu doanh nghiệp biến mất khỏi dữ liệu nghiên cứu tại một thời điểm
Biến độc lập			
2	EI	Đổi mới môi trường	Biến giả nhận giá trị bằng 1 nếu doanh nghiệp có giấy chứng nhận đăng ký đạt tiêu chuẩn môi trường
3	innovation	Hoạt động đổi mới thông thường	Biến giả nhận giá trị bằng 1 nếu doanh nghiệp thực hiện đầu tư công nghệ mới hoặc nhóm sản phẩm mới hoặc sửa đổi những công nghệ hiện có
4	export	Doanh nghiệp xuất khẩu	Biến giả nhận giá trị 1 nếu doanh nghiệp có tham gia hoạt động xuất khẩu (trực tiếp hoặc gián tiếp)
5	creconstrained	Biến giả có ràng buộc tiếp cận tín dụng	Nhận giá trị 1 nếu doanh nghiệp khó tiếp cận tín dụng của ngân hàng vì thủ tục quá khó khăn hay chi phí quá cao
6	lnage	Tuổi của doanh nghiệp	Số năm tính từ khi thành lập đến năm khảo sát
7	lnsize	Quy mô doanh nghiệp	Tính theo số lao động toàn thời gian
8	lnroa	ROA	Tỷ lệ lợi nhuận trên tổng tài sản liền năm trước
9	leveragelast	Tỷ lệ nợ/ Tổng doanh thu	Tỷ lệ nợ phải trả trên tổng doanh thu
10	caplabor	Tỷ lệ vốn/lao động (%)	Tỷ lệ giữa tổng tài sản vật chất và chi phí lương
11	training	Biến giả đào tạo lao động	Biến giả nhận giá trị 1 nếu doanh nghiệp có đào tạo lao động mới hoặc lao động cũ trong 2 năm gần nhất

3.2. Phương pháp luận

Gọi T là biến ngẫu nhiên thể hiện thời gian sống sót của doanh nghiệp trước khi xảy ra sự kiện và $S(t)$ là hàm sống sót của doanh nghiệp, trong đó giá trị $S(t)$ là xác suất để đối tượng không xảy ra sự kiện tới thời điểm t nghĩa là $S(t) = P(T > t)$.

Để mô tả phân phối của biến ngẫu nhiên người ta sử dụng hàm nguy cơ

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T \leq t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t}, \text{ đây là tỷ lệ xảy ra sự kiện tức thời tại thời điểm doanh nghiệp sống sót tới } t.$$

Từ công thức hàm nguy cơ $h(t)$ ta có:

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(T < t + \Delta t) - P(T < t)}{\Delta t} \times \frac{1}{S(t)} = \frac{f(t)}{S(t)} = -\frac{d}{dt} [\ln S(t)]$$

Với $f(t) = \frac{d}{dt} [\ln S(t)]$ là hàm mật độ của T , từ đó suy ra $S(t) = -\int_0^t h(u) du$

Theo định nghĩa như ở trên đây để nghiên cứu phân phối của T người ta chỉ cần sử dụng một trong ba hàm là hàm sống sót $S(t)$, hàm nguy cơ $h(t)$ hoặc hàm mật độ $f(t)$. Ba hàm này thể hiện các khía cạnh khác nhau của T , tùy theo mục đích nghiên cứu mà chúng ta có thể lựa chọn hàm biểu diễn tương ứng.

Trong bài nghiên cứu này, chúng tôi áp dụng phân tích đa biến để khảo sát tác động của biến giải thích, đặc biệt là hạn chế về tín dụng trong khi đó kiểm soát tác động của các biến khác. Đặc tả mô hình tỷ lệ nguy cơ rủi ro do Cox (1972, 1975) giới thiệu được viết như sau:

$$h(t, X) = h_0(t) \exp(\sum_{i=1}^p \beta_i X_i), \quad (4)$$

Trong đó $h_0(t)$ là hàm nguy cơ cơ sở đây là hàm chỉ phụ thuộc vào thời gian t , không phụ thuộc vào biến giải thích X , còn $X = (X_1, X_2, \dots, X_p)$ là các biến giải thích không phụ thuộc vào thời gian t với $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p)$ là các tham số cần ước lượng.

Trong nghiên cứu này, chúng tôi sử dụng mô hình ước lượng tham số Cox và mô hình ước lượng bán tham số Weibull và mô hình cấp số mũ. Việc sử dụng các phương pháp định lượng khác nhau này là có nguyên nhân. Thứ nhất, chúng tôi muốn kiểm tra nhận định của Esteve-Pérez & Mañez-Castillejo (2008) liên quan tới việc so sánh mô hình bán tham số (a semi-parametric model: mô hình Cox) và mô hình tham số (a parametric model: mô hình Weibull and mô hình cấp số mũ). Mô hình bán tham số được đánh giá là kém hiệu quả hơn nhưng lại đưa ra kết quả ước lượng thống nhất hơn so với mô hình tham số. Thứ hai, việc sử dụng các phương pháp định lượng khác nhau sẽ đảm bảo hơn ở các kết luận đưa ra.

4. Kết quả

4.1. Mô tả dữ liệu

Số liệu thống kê tóm tắt cho toàn bộ mẫu, cũng như đối với mẫu phụ của những doanh nghiệp đổi mới môi trường và những doanh nghiệp không thực hiện đổi mới môi trường, được trình bày trong Bảng 2.

Bảng 2: Thống kê mô tả: So sánh giữa Exit=0 và Exit=1

	Toàn bộ mẫu			Exit=1			Exit=0		
	Quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn
Exit	10111	0.16	0.36						
EI	10111	0.17	0.37	1597	0.17	0.38	8514	0.17	0.37
innovation	10111	0.43	0.49	1597	0.41	0.49	8514	0.44	0.49
creconstrained	10111	0.18	0.39	1597	0.19	0.40	8514	0.18	0.38
Lnage	10111	2.60	0.57	1597	2.50	0.57	8514	2.61	0.56
caplabor	10111	12.74	20.97	1597	13.43	23.64	8514	12.61	20.43
Export	10111	0.08	0.27	1597	0.08	0.27	8514	0.08	0.27
training	10111	0.20	0.40	1597	0.18	0.39	8514	0.21	0.41
Lnsize	10111	2.31	0.97	1597	2.34	1.00	8514	2.31	0.97
Lnroa	10111	0.21	0.23	1597	0.20	0.23	8514	0.21	0.23
leveragelast	10111	0.08	0.16	1597	0.09	0.17	8514	0.08	0.16

Bảng 3: Ma trận tương quan

	EI	innovation	creconstrained	Lnage	caplabor	export	training	Lnsize	Lnroa	leveragelast
EI	1.00									
innovation	0.02	1.00								
creconstrained	0.01	-0.00	1.00							
Lnage	0.02	-0.05	-0.02	1.00						
caplabor	0.05	-0.07	-0.02	0.06	1.00					
export	0.16	0.10	0.01	-0.02	-0.04	1.00				
training	0.12	0.06	-0.01	-0.05	-0.07	0.15	1.00			
Lnsize	0.32	0.17	0.01	-0.10	-0.17	0.39	0.28	1.00		
Lnroa	-0.04	-0.01	0.01	-0.05	-0.29	0.03	0.00	-0.02	1.00	
leveragelast	0.09	0.09	0.02	-0.07	-0.11	0.12	0.08	0.23	0.09	1.00

Bảng 3 trình bày ma trận tương quan giữa các biến trong mô hình. Hệ số tương quan giữa các biến độc lập và biến kiểm soát là nhỏ hơn 0.4, do đó không có hiện tượng đa cộng tuyến trong mô hình hồi quy.

4.2. Kết quả hồi quy mô hình cơ sở

Các bảng kết quả báo cáo tỷ số rủi ro. Tỷ số này lớn hơn một hàm ý về sự gia tăng tỷ lệ phá sản của doanh nghiệp và ngược lại. Dựa vào kết quả từ cột 1-3 của Bảng 4 có thể thấy với các doanh nghiệp chấp nhận đổi mới về môi trường đều làm cho khả năng bị phá sản cao hơn. Kết quả của chúng tôi ủng hộ các giả thuyết H1b đã được đưa ra ở trên. Khác với đổi mới về môi trường, việc đổi mới thông thường lại mang kết quả ngược lại. Chỉ có 1 ước lượng có ý nghĩa thống kê và chỉ ra rằng việc đổi mới thông thường có tác động tích cực đối với khả năng sống sót của doanh nghiệp. Điều này cho thấy, cùng là đổi mới nhưng việc đổi mới

sáng tạo truyền thống giúp nâng cao khả năng tồn tại trên thị trường của doanh nghiệp còn đổi mới về môi trường lại khiến doanh nghiệp dễ bị loại bỏ khỏi thị trường hơn. Kết quả nghiên cứu của chúng tôi là đồng nhất với các nghiên cứu trước đây như Aarts & Vos (2001) và Cañón-de-Francia & Garcés-Ayerbe (2009) khi đánh giá ảnh hưởng của hoạt động đổi mới truyền thống tới vấn đề phá sản của doanh nghiệp. Nghiên cứu này đóng góp vào tổng quan nghiên cứu khi đánh giá tác động của việc tuân thủ các cam kết môi trường tới rủi ro phá sản tại nước đang phát triển như Việt Nam.

Bảng 4: Kết quả hồi quy mô hình cơ sở

BIẾN	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Hoạt động đầu tư cải thiện môi trường			Hoạt động đổi mới sáng tạo truyền thống		
	Mô hình Cox	Mô hình Weibull	Ước lượng số mũ	Mô hình Cox	Mô hình Weibull	Ước lượng số mũ
EI	1.19*** (0.077)	1.07 (0.080)	1.65*** (0.247)			
innovation				1.04 (0.046)	1.14 (0.153)	0.67*** (0.037)
creconstrained	1.07 (0.062)	1.14** (0.072)	1.28*** (0.123)	1.09* (0.057)	1.13** (0.062)	1.09 (0.068)
lnage	1.03 (0.038)	0.86*** (0.042)	1.79*** (0.107)	1.04 (0.036)	0.82*** (0.037)	1.35*** (0.044)
caplabor	1.00 (0.001)	1.00 (0.002)	1.00 (0.002)	1.00 (0.001)	1.00 (0.001)	1.00 (0.001)
export	1.17* (0.107)	1.07 (0.112)	1.70*** (0.243)	1.17* (0.097)	1.01 (0.094)	1.29*** (0.123)
training	0.91 (0.058)	0.80*** (0.056)	0.92 (0.088)	0.91 (0.053)	0.80*** (0.049)	0.92 (0.062)
lnsize	0.93** (0.027)	0.99 (0.033)	0.85*** (0.043)	0.96 (0.025)	1.01 (0.029)	0.95** (0.026)
Lnroa	0.87 (0.093)	0.78** (0.092)	0.85 (0.134)	0.97 (0.092)	0.89 (0.092)	0.81* (0.092)
leveragelast	1.19 (0.162)	0.99 (0.158)	1.19 (0.304)	1.63*** (0.190)	1.39** (0.182)	1.48*** (0.208)
Số quan sát	10,091	10,091	10,091	12,380	12,380	12,380
Giá trị xác suất	-12515	5987	-1429	-16156	7423	-2993

Hệ số độ lệch chuẩn điều chỉnh trong ngoặc

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0

Chuyển sang phân tích ảnh hưởng của các biến kiểm soát đến khả năng sống sót của doanh nghiệp. Các doanh nghiệp có ràng buộc tài chính tham gia hoặc tham gia vào hoạt động xuất khẩu đều có tác động tiêu cực đối với khả năng sống sót của doanh nghiệp. Bản thân hoạt động xuất khẩu là hoạt động tốn kém và gặp phải nhiều rào cản liên quan tới các thủ tục hành chính và các giấy tờ liên quan tới việc được phép xuất khẩu cả ở thị trường trong nước và thị trường nước ngoài (Le & cộng sự, 2021). Các chi phí khác có thể phát sinh như chi phí nghiên cứu thị trường, chi phí để điều chỉnh sản phẩm để đáp ứng nhu cầu của người tiêu dùng và yêu cầu của các cơ quan từ các quốc gia khác nhau, các chi phí liên quan tới vận chuyển và quảng cáo. Tất cả chi phí và rào cản này tạo ra rất nhiều khó khăn đối với doanh nghiệp, và đẩy họ tới rủi ro phải phá sản khi thất bại khi mở rộng thị trường nước ngoài (Martincus & Carballo, 2009; Harris & Li, 2009). Ngược lại, doanh nghiệp có đào tạo cho lao động và có quy mô doanh nghiệp lớn hơn giúp cải thiện khả năng sống

sót của doanh nghiệp. Ngoài ra, nếu tỷ lệ nợ trên doanh thu của doanh nghiệp trong năm liền trước và khả năng sinh lời năm trước tăng lên cũng có ảnh hưởng tích cực tới khả năng sống sót của doanh nghiệp. Biến tỷ lệ vốn/lao động không cho thấy ý nghĩa thống kê trong mô hình.

4.3. Kết quả hồi quy của mẫu phụ theo quy mô doanh nghiệp

Bảng 5 cho thấy tác động của quy mô doanh nghiệp đối với mối quan hệ giữa việc thực hiện chứng chỉ môi trường và khả năng sống sót của doanh nghiệp bằng cách hồi quy dữ liệu trên cơ sở chia thành các mẫu nhỏ theo quy mô, doanh nghiệp siêu nhỏ và doanh nghiệp nhỏ. Một doanh nghiệp được coi là siêu nhỏ nếu nó có ít hơn 10 nhân viên, trong khi đó một doanh nghiệp nhỏ sẽ có từ 10 – 200 người. Ảnh hưởng của việc thực hiện chứng chỉ môi trường đến sự sống sót của doanh nghiệp là khác nhau theo quy mô doanh nghiệp. Đối với các doanh nghiệp siêu nhỏ, việc đổi mới môi trường sẽ làm cho doanh nghiệp dễ bị loại bỏ khỏi thị trường hơn. Điều này phù hợp với niềm tin của chúng tôi đã đưa ra ở trên.

Bảng 5: Kết quả hồi quy của mẫu phụ theo quy mô doanh nghiệp

	(1)	(2)	(3)	(6)	(7)	(8)
	Siêu nhỏ	Nhỏ	Siêu nhỏ	Nhỏ	Siêu nhỏ	Nhỏ
BIẾN	Ước lượng Cox	Ước lượng Cox	Ước lượng Weibull	Ước lượng Weibull	Ước lượng số mũ	Ước lượng số mũ
EI	1.50*** (0.137)	0.98 (0.088)	1.55*** (0.160)	0.80** (0.082)	1.92** (0.504)	1.55*** (0.236)
creconstrained	1.07 (0.084)	1.08 (0.095)	1.15 (0.096)	1.17 (0.112)	1.31** (0.163)	1.26 (0.196)
Lnage	1.03 (0.053)	1.04 (0.058)	0.87** (0.053)	0.88 (0.071)	1.84*** (0.148)	1.92*** (0.173)
caplabor	1.00 (0.002)	1.00 (0.003)	1.00 (0.002)	1.00 (0.003)	1.00 (0.003)	1.00 (0.005)
Export	0.68 (0.188)	1.27** (0.128)	0.63 (0.186)	1.15 (0.135)	0.89 (0.380)	1.89*** (0.311)
training	0.86 (0.087)	0.98 (0.082)	0.72*** (0.080)	0.89 (0.084)	0.86 (0.121)	1.02 (0.140)
Lnsize	0.91 (0.076)	0.96 (0.052)	0.98 (0.094)	1.03 (0.063)	0.95 (0.140)	0.80** (0.073)
Lnroa	0.70** (0.109)	1.14 (0.176)	0.64*** (0.110)	0.99 (0.167)	0.69 (0.155)	1.01 (0.268)
leveragelast	1.31 (0.252)	1.19 (0.233)	1.23 (0.274)	0.94 (0.208)	1.24 (0.480)	1.01 (0.383)
Số quan sát	6,126	3,965	6,126	3,965	6,126	3,965
Giá trị xác suất	-6959	-4438	3598	2472	-799.0	-553.3

Hệ số độ lệch chuẩn điều chỉnh trong ngoặc

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

4.4. Kết quả hồi quy của mẫu phụ theo chất lượng thể chế

Tiếp theo, chúng tôi xem xét vai trò của chất lượng thể chế đối với khả năng sống sót của doanh nghiệp. Kết quả được trình bày tại Bảng 6. Ở đây chúng tôi sử dụng chỉ số PCI làm tiêu chuẩn phân loại. PCI được chuẩn hóa theo thang điểm 10, theo đó các tỉnh có thành tích tốt nhất và kém nhất lần lượt lấy điểm 10 và 1. Chúng tôi xác định rằng các tỉnh có “PCI cao” nếu điểm của họ lớn hơn giá trị trung bình và “PCI thấp” nếu điểm của họ thấp hơn mức trung bình. Kết quả cho thấy doanh nghiệp ở trong môi trường thể chế kém

sẽ giảm khả năng sống sót của mình khi thực hiện các chứng chỉ về môi trường. Điều này ủng hộ giả thuyết H3 chúng tôi đã đưa ra ở trên. Tại Bảng 7, chúng tôi chỉ tập trung vào các chỉ số phụ có nhiều khả năng liên quan đến các quyết định đổi mới môi trường. Nhìn chung, khả năng sống sót của doanh nghiệp sẽ giảm xuống nếu các doanh nghiệp hoạt động ở môi trường có tính minh bạch thấp, chi phí không chính thức cũng như chi phí thời gian cao đối với các thủ tục và kiểm tra, cạnh tranh bất bình đẳng và thiếu tính chủ động sáng tạo của lãnh đạo cấp tỉnh trong việc giải quyết các vấn đề của doanh nghiệp.

Bảng 6: Kết quả hồi quy của mẫu phụ theo chất lượng thể chế

BIẾN	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	PCI thấp	PCI cao	PCI thấp	PCI cao	PCI thấp	PCI cao
	Ước lượng Cox	Ước lượng Cox	Ước lượng Weibull	Ước lượng Weibull	Ước lượng hàm mũ	Ước lượng hàm mũ
EI	1.40*** (0.122)	0.97 (0.095)	1.31*** (0.134)	0.83* (0.093)	2.61*** (0.449)	1.14 (0.263)
creconstrained	1.11 (0.081)	0.99 (0.098)	1.20** (0.095)	1.05 (0.113)	1.27* (0.164)	1.36* (0.227)
lnage	0.97 (0.048)	1.14** (0.067)	0.81*** (0.053)	0.99 (0.073)	1.65*** (0.129)	2.12*** (0.203)
caplabor	1.00 (0.002)	1.00 (0.002)	1.00 (0.002)	1.00 (0.002)	1.00 (0.003)	1.00 (0.003)
export	1.19 (0.160)	1.20 (0.148)	1.08 (0.161)	1.16 (0.165)	1.78*** (0.381)	1.88*** (0.379)
training	0.69*** (0.063)	1.22** (0.108)	0.52*** (0.052)	1.35*** (0.131)	0.68*** (0.098)	1.32** (0.177)
lnsize	0.95 (0.038)	0.87*** (0.041)	1.01 (0.048)	0.89** (0.046)	0.81*** (0.059)	0.83*** (0.056)
lnroa	0.69** (0.107)	1.10 (0.163)	0.58*** (0.098)	1.04 (0.173)	0.61** (0.137)	1.29 (0.290)
leveragelast	1.00 (0.181)	1.28 (0.278)	0.85 (0.175)	1.04 (0.250)	0.68 (0.253)	1.66 (0.627)
Số quan sát	5,606	4,485	5,606	4,485	5,606	4,485
Giá trị xác suất	-6304	-5070	3349	2700	-679.6	-655.6

Hệ số độ lệch chuẩn điều chỉnh trong ngoặc

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

4.5. Xử lý vấn đề nội sinh

Kết quả của nghiên cứu có thể bị lệch vì nguyên nhân là các đặc trưng của bản thân doanh nghiệp cũng ảnh hưởng tới khả năng phá sản. Điều này dẫn tới khả năng tồn tại vấn đề nội sinh, và dẫn tới các kết quả ước lượng trước đó bị lệch và không còn đáng tin cậy. Để kiểm soát vấn đề này chúng tôi, chúng tôi dựa theo đề xuất của Ulah & cộng sự (2014) sử dụng phương pháp đối sánh điểm xu hướng (PSM: Propensity Score Matching). Phương pháp này sẽ lọc và loại bỏ việc các doanh nghiệp thực hiện hoạt động thực thi chứng chỉ môi trường là do đặc thù của các doanh nghiệp. Chúng tôi sẽ thực hiện kiểm soát các đặc tính không ngẫu nhiên của các doanh nghiệp có hoạt động thực thi chứng chỉ môi trường bằng việc sử dụng kỹ thuật PSM để lọc phù hợp với từng doanh nghiệp có chứng chỉ này. Kỹ thuật PSM ước tính điểm xu hướng (khả năng tham gia hoặc thực thi chứng chỉ) của tất cả các quan sát và đối sánh từng quan sát đã được xử lý với một hoặc nhiều quan sát chưa được thực thi chứng chỉ (đối chứng) theo điểm xu hướng của chúng. Theo đề xuất của Smith & Todd (2005), mô hình ước tính điểm xu hướng chỉ nên bao gồm các biến ảnh hưởng đến cả quyết định tham gia và biến kết quả. Sau khi đảm bảo sự đồng đều và phù hợp giữa nhóm có chứng chỉ môi trường và nhóm không có, số mẫu quan sát hiện có là 1,697 (nhóm kiểm soát) và 1,340 (nhóm có chứng chỉ

môi trường). Kết luận về tác động tiêu cực của việc thực hiện các tiêu chuẩn môi trường dẫn tới việc phá sản của doanh nghiệp vẫn giữ vững. Điều này cho thấy kết quả lượng của chúng tôi là đáng tin cậy.

Bảng 7: Kết quả ước lượng với dữ liệu điều chỉnh từ phương pháp PSM

BIẾN	(1) Ước lượng Cox	(3) Ước lượng Weibull	(4) Ước lượng cấp số mũ
EI	1.18* (0.106)	1.02 (0.102)	1.54** (0.265)
creconstrained	1.00 (0.102)	1.10 (0.123)	1.25 (0.228)
lnage	1.00 (0.004)	1.00 (0.005)	1.02*** (0.006)
caplabor	1.00 (0.001)	1.00* (0.001)	1.00** (0.002)
export	1.04 (0.127)	0.94 (0.129)	1.39 (0.289)
training	0.99 (0.096)	0.84* (0.089)	1.10 (0.179)
lnsize	1.00 (0.001)	1.00 (0.001)	1.00 (0.003)
lnroa	1.05 (0.051)	1.04 (0.033)	1.04 (0.096)
leveragelast	1.10 (0.099)	1.08 (0.170)	1.48 (0.480)
Số quan sát	3,037	3,037	3,037
Hàm log xu thế	-3169	1860	-266.4

Hệ số độ lệch chuẩn điều chỉnh trong ngoặc

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

5. Kết luận

Trong bài báo này, chúng tôi đã sử dụng dữ liệu điều tra doanh nghiệp vừa và nhỏ tại Việt Nam từ năm 2007 đến năm 2015 để cung cấp bằng chứng thực nghiệm hỗ trợ cho các giả thuyết về các ảnh hưởng điều tiết tương ứng đến mối quan hệ giữa chứng chỉ môi trường và tỷ lệ sống sót của doanh nghiệp. Kết quả cho thấy việc thực hiện chứng chỉ môi trường thật sự tác động đến khả năng sống sót của doanh nghiệp và tác động này còn rõ ràng hơn trong điều kiện về quy mô, thể chế và môi trường cạnh tranh khác nhau.

Kết quả nghiên cứu này có các đóng góp quan trọng. Về mặt lý thuyết, đây là nghiên cứu đầu tiên kết nối về mặt cơ sở lý thuyết và bằng chứng thực nghiệm để chỉ ra rủi ro và hậu quả của việc ép buộc doanh nghiệp phải thực hiện các cam kết môi trường mà không xem xét yếu tố nội tại về nguồn lực, khả năng của doanh nghiệp cũng như các yếu tố ngoại sinh liên quan tới môi trường bên ngoài như chất lượng thể chế, chính sách hỗ trợ. Dựa trên kết quả nghiên cứu, chúng tôi đưa ra một số giải pháp nhằm cải thiện mối quan hệ giữa việc thực thi chứng chỉ môi trường và khả năng sống sót của doanh nghiệp. Cần có lộ trình từng bước để đảm bảo các doanh nghiệp tuân thủ các quy định và các tiêu chuẩn môi trường. Trước tiên, việc thực hiện các cam kết về thỏa mãn các quy định về tiêu chuẩn môi trường, ở những bước đầu tiên, nên là tự nguyện và các doanh nghiệp thực hiện điều này cần nhận được sự ủng hộ và các lợi ích từ phía nhà nước. Dựa theo thảo luận của Delmas (2000) và Le & cộng sự (2021), sự tự nguyện này sẽ khuyến khích doanh nghiệp cam kết nhiều hơn trong việc giảm các tác động tiêu cực của mình đối với các vấn đề về môi trường. Ngoài ra, nếu bị ép buộc mà khi vượt quá khả năng nội tại của ban thân doanh nghiệp thì sẽ dẫn tới việc các doanh nghiệp sẽ tìm “kẽ hở” hay biện pháp để đối phó. Le & cộng sự (2021) chỉ ra rằng ở các nước mà thể chế kinh tế và tình trạng tham nhũng còn phổ biến, việc ép buộc sẽ dẫn tới việc các doanh nghiệp sẽ chấp nhận

chi trả chi phí bôi trơn để đối phó với các tiêu chuẩn về môi trường. Cần đưa ra nhiều biện pháp để khuyến khích doanh nghiệp có đủ điều kiện thực hiện các quy định về tiêu chuẩn môi trường. Ngoài ra, chính phủ cần có những chính sách thúc đẩy năng lực nội tại của doanh nghiệp như việc hỗ trợ trong việc tiếp cận tín dụng, quy mô doanh nghiệp. Đồng thời cần hoàn thiện quy định về pháp luật, chế tài xử phạt để ngăn chặn các hành vi cạnh tranh không lành mạnh trên thị trường và các hành vi tham nhũng, hối lộ.

Tài liệu tham khảo

- Aarts, F.M. & Vos, E. (2001), 'The impact of ISO registration on New Zealand firms' performance: A financial perspective', *The TQM Magazine*, 13(3), 180–191, DOI: <https://doi.org/10.1108/09544780110384871>.
- Andries, P. & Stephan, U. (2019), 'Environmental innovation and firm performance: How firm size and motives matter', *Sustainability*, 11(13), Doi: <https://doi.org/10.3390/su11133585>.
- Ann, G.E., Zailani, S. & Abd Wahid, N. (2006), 'A study on the impact of environmental management system (EMS) certification towards firms' performance in Malaysia', *Management of Environmental Quality: An International Journal*, 17, 73–93.
- Cañón-de-Francia, J. & Garcés-Ayerbe, C. (2009), 'ISO 14001 Environmental Certification: A Sign Valued by the Market?', *Environmental and Resource Economics*, 44(2), 245–262. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10640-009-9282-8>.
- Cefis, E. & Marsili, O. (2019), 'Good times, bad times: Innovation and survival over the business cycle', *Industrial and Corporate Change*, 28(3), 565–587.
- DiMaggio, P.J. & Powell, W.W. (1983), 'The iron cage revisited: Institutional isomorphism and collective rationality in organizational fields', *American Sociological Review*, 48(2), 147–160.
- Djupdal, K. & Westhead, P. (2015), 'Environmental certification as a buffer against the liabilities of newness and smallness: Firm performance benefits', *International Small Business Journal*, 33, 148–168.
- Dosi, G., Marengo, L. & Nuvolari, A. (2020), 'Institutions and economic change: Some notes on self-organization, power and learning in human organizations', *Eurasian Business Review*, 10(1), 1–22.
- Esteve-Pérez, S. & Mañez-Castillejo, J.A. (2008), 'The Resource-Based Theory of the Firm and Firm Survival', *Small Business Economics*, 30, 231–249.
- Govindan, K., Diabat, A. & Madan Shankar, K. (2015), 'Analyzing the drivers of green manufacturing with fuzzy approach', *Journal of Cleaner Production*, 96, 182–193.
- Harris, R.I. & Li, Q.C. (2009), 'Export-market dynamics and the probability of firm closure: Evidence fo the United Kingdom', *Scottish Journal of Political Economy*, 57(2), 145–168.
- He, W. & Shen, R. (2019), 'ISO 14001 Certification and Corporate Technological Innovation: Evidence from Chinese Firms', *Journal of Business Ethics*, 158(1), 97–117, DOI: <https://doi.org/10.1007/s10551-017-3712-2>.
- Heras-Saizarbitoria, I., Molina-Azorín, J.F. & Dick, G.P.M. (2011), 'ISO 14001 certification and financial performance: selection-effect versus treatment-effect', *Journal of Cleaner Production*, 19, 1–12.
- Hojnik, J. & Ruzzier, M. (2017), 'Does it pay to be eco? The mediating role of competitive benefits and the effect of ISO14001', *European Management Journal*, 35, 581–594.
- Khanna, M. (2002), 'Non-Mandatory Approaches to Environmental Protection', *Journal of Economic Surveys*, 15, 291–324.
- Le, T.H., Pham, X.N. & To, T.T. (2021), 'Effects of bribery on firms' environmental innovation adoption in Vietnam: Mediating roles of firms' bargaining power and credit and institutional constraints', *Ecological Economics*, 185, 107042, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2021.107042>.
- Martincus, C.V. & Carballo, J. (2009), 'Survival of new exporters in developing countries: Does it matter how they diversify?', Inter-American Development Bank Working Paper.
- Murty, M.N. & Kumar, S. (2003), 'Win-win opportunities and environmental regulation: testing of porter hypothesis for Indian manufacturing industries', *Journal of Environmental Management*, 67, 139–144.

-
- Nelson, R. & Winter, S. (1982), *An Evolutionary Theory of Economic Change*, Cambridge Mass: The Belknap Press of Harvard University Press.
- Oliveira, O.J. de & Serra Pinheiro, C.R.M. (2009), 'Best practices for the implantation of ISO 14001 norms: a study of change management in two industrial companies in the Midwest region of the state of São Paulo – Brazil', *Journal of Cleaner Production*, 17, 883–885.
- Paulraj, A. & de Jong, P. (2011), 'The effect of ISO 14001 certification announcements on stock performance', *International Journal of Operation & Production Management*, 31, 765–788.
- Psomas, E.L., Fotopoulos, C.V. & Kafetzopoulos, D.P. (2011), 'Motives, difficulties and benefits in implementing the ISO 14001 Environmental Management System', *Management of Environment Quality*, 22, 502–521.
- Ratnasingam, J. & Wagner, K. (2010), 'The Impact of ISO 14001 on the Operations Management of Wooden Furniture Manufacturers in Malaysia', *European Journal of Wood and Wood Products*, 68, 479–481.
- Reis, A.V., Neves, F. de O., Hikichi, S.E., Salgado, E.G. & Beijo, L.A. (2018), 'Is ISO 14001 certification really good to the company? a critical analysis', *Production*, 28, Doi: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6513.20180073>.
- Smith, A.J. & Todd, E.P. (2005), 'Does matching overcome LaLonde's critique of nonexperimental estimators', *Journal of Econometrics*, 125, 305–353.
- Stevens, P.A., Batty, W.J., Longhurst, P.J. & Drew, G.H. (2012), 'A critical review of classification of organisations in relation to the voluntary implementation of environmental management systems', *Journal of Environmental Management*, 113, 206–212.
- Tarí, J.J., Molina-Azorín, J.F. & Heras, I. (2012), 'Benefits of the ISO 9001 and ISO 14001 standards: A literature review', *Journal of Industrial Engineering and Management*, 5(2), 297–322.
- Ullah, B., Wei, Z. & Xie, F. (2014), 'ISO certification, financial constraints, and firm performance in Latin American and Caribbean countries', *Global Finance Journal*, 25, 203–228.
- Wahba, H. (2010), 'How do institutional shareholders manipulate corporate environmental strategy to protect their equity value? A study of the adoption of ISO 14001 by Egyptian firms', *Business Strategy and the Environment*, 19, 495–511.
- Yang, M.G. (Mark), Hong, P. & Modi, S.B. (2011), 'Impact of lean manufacturing and environmental management on business performance: An empirical study of manufacturing firms', *International Journal of Production Economics*, 129, 251–261.

TÁC ĐỘNG CỦA CHÍNH SÁCH ĐẾN TẠO VIỆC LÀM TẠI CHỖ BỀN VỮNG CHO LAO ĐỘNG NÔNG THÔN TẠI THÀNH PHỐ HÀ NỘI

Doãn Thị Mai Hương

*Trường Đại học Lao động - Xã hội
doanmaihuong@ulsa.edu.vn*

Nguyễn Thị Vân Anh

*Trường Đại học Lao động - Xã hội
nguyenvananh83@ulsa.edu.vn*

Hoàng Thanh Tùng

*Trường Đại học Lao động - Xã hội
hoangthanhtung15@gmail.com*

Mã bài: JED-739

Ngày nhận: 16/06/2022

Ngày nhận bản sửa: 01/07/2022

Ngày duyệt đăng: 03/08/2022

Tóm tắt:

Nghiên cứu này xem xét tác động của một số chính sách đến tạo việc làm tại chỗ bền vững cho lao động nông thôn tại thành phố Hà Nội. Nhóm nghiên cứu xây dựng mô hình, giả thuyết nghiên cứu và khảo sát ý kiến của những người trực tiếp triển khai thực hiện các chính sách. Từ dữ liệu sơ cấp thu thập được, nhóm nghiên cứu phân tích tác động của chính sách với sự hỗ trợ của phần mềm SPSS. Số liệu kiểm định được tái khẳng định bằng phương pháp phỏng vấn sâu. Kết quả nghiên cứu cho thấy chính sách tạo việc làm và xúc tiến việc làm tại chỗ có tác động mạnh nhất, tiếp đến là chính sách tăng cường đối thoại với lao động nông thôn và cuối cùng là chính sách thực thi hỗ trợ và bảo trợ xã hội. Từ đó, nhóm nghiên cứu đề xuất một số khuyến nghị nhằm tăng cường tạo việc làm tại chỗ bền vững cho lao động nông thôn tại thành phố Hà Nội.

Từ khóa: Chính sách tạo việc làm, lao động nông thôn Hà Nội, tạo việc làm, việc làm tại chỗ, việc làm bền vững.

Mã JEL: J43

Impact of policies on creating sustainable local employment for rural labor in Hanoi

Abstract:

This study is conducted to investigate the impact of some policies on creating sustainable local jobs for rural workers in Hanoi. Models, hypotheses, and surveys the opinions of those who directly implement the policies are employed. From the data collected, the impact of policies is used with the support of statistical software SPSS. The test is confirmed by an in-depth interview. The results show that the policy of job creation and job promotion on the spot has the strongest impact; followed by a policy to strengthen dialogue with rural workers, and finally a policy of implementing social support and protection. From this, several recommendations are proposed to enhance the creation of sustainable local jobs for rural workers in Hanoi.

Keywords: Job creation policy; Rural labor in Hanoi; Creating jobs; Local jobs; Sustainable jobs.

JEL Code: J43

1. Giới thiệu

Sau hơn 10 năm thực hiện chương trình mục tiêu quốc gia xây dựng nông thôn mới, phát triển nông nghiệp, nông dân và nông thôn đạt được nhiều thành tựu to lớn. Tuy nhiên, nông thôn mới đã được xây dựng nhưng người lao động khu vực nông thôn vẫn di cư đến khu vực thành thị, khu công nghiệp để tìm kiếm việc làm, do đó, vấn đề tạo việc làm tại chỗ mang tính bền vững cho lao động nông thôn để hạn chế di dân tự do đang nhận được sự quan tâm ở nhiều tỉnh thành trong đó có thành phố Hà Nội. Với vai trò là trung tâm chính trị, kinh tế, văn hóa, khoa học kỹ thuật của cả nước, việc nghiên cứu các chính sách nhằm tăng cường tạo việc làm tại chỗ bền vững cho lao động nông thôn tại Hà Nội là vấn đề mang ý nghĩa khoa học và thực tiễn.

Vậy các chính sách nào có ảnh hưởng đến tạo việc làm tại chỗ mang tính bền vững cho lao động nông thôn? Mức độ tác động của từng chính sách như thế nào? Hà Nội cần tập trung vào vấn đề gì để tăng cường tạo việc làm tại chỗ bền vững cho lao động nông thôn, hạn chế di dân tự do? Nhằm trả lời cho các câu hỏi trên, dựa vào quan điểm của Tổ chức Lao động Quốc tế (ILO, 2017) về việc làm bền vững, nhóm nghiên cứu đã lựa chọn và xem xét ảnh hưởng của 4 chính sách *đến* tạo việc làm tại chỗ bền vững cho lao động nông thôn Hà Nội, gồm: (i) Chính sách tạo việc làm và xúc tiến việc làm; (ii) Chính sách thực hiện các quyền cho lao động nông thôn; (iii) Chính sách thực hiện công tác hỗ trợ và bảo trợ xã hội; (iv) Chính sách tăng cường đối thoại xã hội trong lĩnh vực nông nghiệp. Nhóm nghiên cứu tiến hành xây dựng mô hình, giả thuyết nghiên cứu, xây dựng thang đo, bảng hỏi và khảo sát thu thập ý kiến của những người trực tiếp triển khai thực hiện các chính sách tạo việc làm ở khu vực nông thôn gồm các cán bộ làm công tác khuyến công, khuyến nông, xúc tiến việc làm và *một số người làm quản lý tại một số hợp tác xã nông nghiệp và tiểu thủ công nghiệp, chủ một số xưởng sản xuất cơ khí* tại 18 huyện, thị xã ngoại thành Hà Nội. Từ kết quả khảo sát được lượng hóa, nhóm nghiên cứu thực hiện kiểm định phân tích định lượng với sự hỗ trợ của phần mềm thống kê SPSS và xác định mức độ tác động của từng nhân tố đến tạo việc làm tại chỗ bền vững cho lao động nông thôn Hà Nội.

2. Tổng quan nghiên cứu và đề xuất mô hình nghiên cứu

2.1. Tổng quan nghiên cứu

Việc làm, tạo việc làm

Tổ chức lao động quốc tế (ILO, 2017) *định nghĩa* “Việc làm là những hoạt động lao động được trả công bằng tiền hoặc hiện vật”. Điều 9 của Bộ luật Lao động số 45/2019/QH14 *xác định* “Việc làm là những hoạt động lao động tạo ra thu nhập mà pháp luật không cấm”. Nhà nước, người sử dụng lao động và xã hội có trách nhiệm tham gia giải quyết việc làm, bảo đảm cho mọi người có khả năng lao động đều có cơ hội có việc làm. Tạo việc làm là một quá trình tạo ra môi trường hình thành các chỗ làm việc và sắp xếp người lao động phù hợp với chỗ làm việc để có các việc làm chất lượng, đảm bảo nhu cầu của cả người lao động và người sử dụng lao động, đồng thời phải đáp ứng được mục tiêu phát triển đất nước. Tạo việc làm theo nghĩa rộng bao gồm những vấn đề liên quan đến việc phát triển và sử dụng có hiệu quả nguồn lao động. Quá trình đó diễn ra từ giáo dục, đào tạo và phổ cập nghề nghiệp, trang thiết bị cho người lao động về trình độ chuyên môn, tay nghề, từ đó *có thể tạo ra và hưởng thụ những giá trị lao động* mà mình làm ra. Theo nghĩa hẹp, tạo việc làm tập trung vào đối tượng thất nghiệp, chưa có việc làm hoặc thiếu việc làm nhằm tạo thêm việc làm cho người lao động duy trì tỉ lệ thất nghiệp ở mức thấp.

Việc làm bền vững

Theo tài liệu hội thảo về việc làm bền vững của ILO tổ chức tại ChiangMai Thailand năm 2007 (Overseas Development Institutes, 2007) việc làm bền vững là việc làm có hiệu quả với các biểu hiện cụ thể như sau:

- Làm việc với đầy đủ quyền con người với đúng trình độ cá nhân.
- Làm việc với các điều kiện chấp nhận được, bình đẳng, có cơ hội phát triển và hoàn thiện các kỹ năng cá nhân.
- Làm việc có bảo trợ xã hội, an toàn tại nơi làm việc hướng tới chăm sóc sức khỏe và phòng ngừa các rủi ro
- Làm việc có đối thoại xã hội thông qua tự do hiệp hội, tự do phát ngôn, được tham gia đối thoại cởi mở giữa chính phủ, người sử dụng lao động và công nhân. Được tham gia xây dựng các chính sách, chiến lược.

Lao động nông thôn

Lao động nông thôn là bộ phận dân số nông thôn trong độ tuổi lao động, có khả năng lao động, đang có việc làm và những người thất nghiệp có nhu cầu làm việc tại khu vực nông thôn (Duong Ngọc Thành & Nguyễn Minh Hiếu, 2014). Lao động nông thôn mang một số đặc điểm sau: (i) Lao động nông thôn *làm việc* mang tính chất thời vụ cao do sản xuất nông nghiệp luôn chịu tác động và bị chi phối mạnh mẽ bởi các quy luật sinh học và điều kiện tự nhiên của từng vùng (khí hậu, đất đai...); (ii) Lao động nông thôn rất dồi dào và đa dạng về độ tuổi và có thích ứng lớn; (iii) Lao động nông thôn đa dạng, ít chuyên sâu, trình độ thấp.

Tạo việc làm tại chỗ bền vững cho lao động nông thôn là tổng thể các biện pháp, chính sách nhằm tạo điều kiện thuận lợi để đảm bảo cho mọi người lao động ở nông thôn có khả năng lao động có việc làm trên chính quê hương của họ, vừa đảm bảo có nguồn thu nhập ổn định và lâu dài, đồng thời đảm bảo an sinh xã hội của người lao động.

Nghiên cứu về tạo việc làm tại chỗ bền vững cho lao động nông thôn

Nguyễn Quốc Tiến (2015) nghiên cứu hoạt động tạo việc làm tại chỗ bền vững tại Trung Quốc đã chỉ ra các nội dung mà Trung Quốc thực hiện nhằm tạo việc làm tại chỗ bền vững. Về cơ chế chính sách tạo việc làm và xúc tiến việc làm, Trung Quốc đã tập trung điều chỉnh cơ cấu nông sản nhằm khai thác lợi thế so sánh của địa phương trong nông nghiệp, đa dạng hóa nông sản và cải thiện chất lượng sản phẩm theo hướng tăng chế biến nông sản, qua đó tạo được nhiều việc làm tại chỗ cho người dân địa phương. Về thực hiện quyền cho lao động nông thôn, Trung Quốc thực hiện chính sách “ngành nghề hóa nông nghiệp” trên cơ sở tổ chức kết hợp giữa nông hộ với công ty hoặc nông hộ kết hợp với tập thể, với các tổ chức kinh tế khác nhằm liên kết sản xuất, tiêu thụ sản phẩm nông nghiệp, kết nối các khâu thành một dây chuyền theo hướng cộng sinh, các bên cùng có lợi. Nhằm hỗ trợ cho lao động nông thôn, Trung Quốc thực hiện chính sách 4 miễn giảm cho nông dân (miễn thuế nông nghiệp, thuế chăn nuôi, thuế đặc sản nông lâm, thuế giết mổ); trợ cấp 4 hạng mục cho nông dân gồm: trợ cấp lương thực, trợ cấp giống tốt, trợ cấp mua máy nông cụ lớn, trợ cấp nông nghiệp tổng hợp. Chính sách tạo việc làm tại chỗ bền vững tại Trung Quốc tập trung vào 3 vấn đề cơ bản: (i) Xây dựng và thực hiện cơ chế chính sách tạo việc làm và xúc tiến việc làm; (ii) Thực hiện quyền cho lao động nông thôn; (iii) Hỗ trợ cho lao động nông thôn.

Nguyễn Xuân Định (2017) nghiên cứu các chính sách về nông nghiệp, nông dân, nông thôn tại Hàn Quốc cũng cho thấy Hàn Quốc tập trung các chính sách nông nghiệp theo hướng áp dụng nền kinh tế sáng tạo vào nông nghiệp và thực phẩm để tăng giá trị gia tăng trong các ngành này, qua đó tạo việc làm và xúc tiến việc làm tại chỗ cho lao động nông thôn. Hàn Quốc cũng tập trung thiết lập mạng lưới xã hội an toàn, vững chắc về thu nhập và quản lý trang trại; thúc đẩy phúc lợi để làm cho nông thôn trở thành khu vực có điều kiện sống tốt nhằm đảm bảo quyền cho lao động nông thôn, đồng thời có chính sách hỗ trợ, khuyến khích các doanh nghiệp bảo hiểm tham gia hoạt động bảo hiểm nông nghiệp nhằm thực hiện công tác bảo trợ xã hội cho lao động nông thôn. Ngoài ra, Hàn Quốc đã tổ chức các Phong trào Cộng đồng Mới, Phong trào Làng mới, Phong trào Saemaul hoặc Phong trào Saema'eul dựa trên các quy ước truyền thống và các quy tắc để tự quản và hợp tác trong các cộng đồng làng xã. Thông qua các phong trào này Hàn Quốc khuyến khích nông dân tham gia các tổ chức cộng đồng và tăng cường đối thoại xã hội trong lĩnh vực nông nghiệp. Kết quả nghiên cứu cho thấy Hàn Quốc đã thực hiện tạo việc làm tại chỗ mang tính bền vững cho lao động nông thôn thông qua 4 nội dung: (i) Xây dựng và thực hiện cơ chế chính sách tạo việc làm và xúc tiến việc làm; (ii) Thực hiện quyền cho lao động nông thôn; (iii) Hỗ trợ và bảo trợ xã hội cho lao động nông thôn; (iv) Tăng cường đối thoại xã hội trong lĩnh vực nông nghiệp.

Nguyễn Hồng Thư (2012) nghiên cứu chính sách phát triển nông nghiệp của Nhật Bản đã cho thấy với chính sách «ly nông bất ly hương». Để giúp nông dân được tham gia các tổ chức và được đối thoại xã hội, Nhật Bản tập trung xây dựng và phát triển các hợp tác xã nông nghiệp trên cơ sở cộng đồng nông thôn để tạo quan hệ cộng đồng mới vững chắc bắt nguồn từ bên trong cộng đồng làng xã. Gần 100% nông dân ở Nhật Bản là hội viên nông hội và xã viên hợp tác xã. Hệ thống hợp tác xã và nông hội được tổ chức theo nguyên tắc hoàn toàn tự nguyện, bình đẳng và dân chủ. Các cấp quản lý nhà nước có trách nhiệm thực hiện đúng nhiệm vụ được nông dân uỷ thác, bảo vệ và phản ánh quyền lợi của nông dân. Ngoài ra, để tăng cường công tác bảo trợ xã hội, Nhật Bản cho phép các hợp tác xã mở rộng hoạt động ra các lĩnh vực phúc lợi xã hội như y tế, giáo dục, văn hóa, cải thiện điều kiện sống, du lịch, tư vấn nông nghiệp và đặc biệt là thương mại. Như vậy, có thể thấy chính sách phát triển nông nghiệp nông thôn của Nhật Bản gắn liền và thông qua các hoạt động tạo việc làm tại chỗ bền vững như: (1) Có chính sách tạo việc làm tại chỗ ổn định; (2) Tăng cường đưa

nông dân tham gia các tổ chức và đối thoại xã hội trong lĩnh vực nông nghiệp; (3) Hỗ trợ và bảo trợ xã hội cho lao động nông thôn; (4) Thực hiện các hoạt động đảm bảo quyền cho lao động nông thôn.

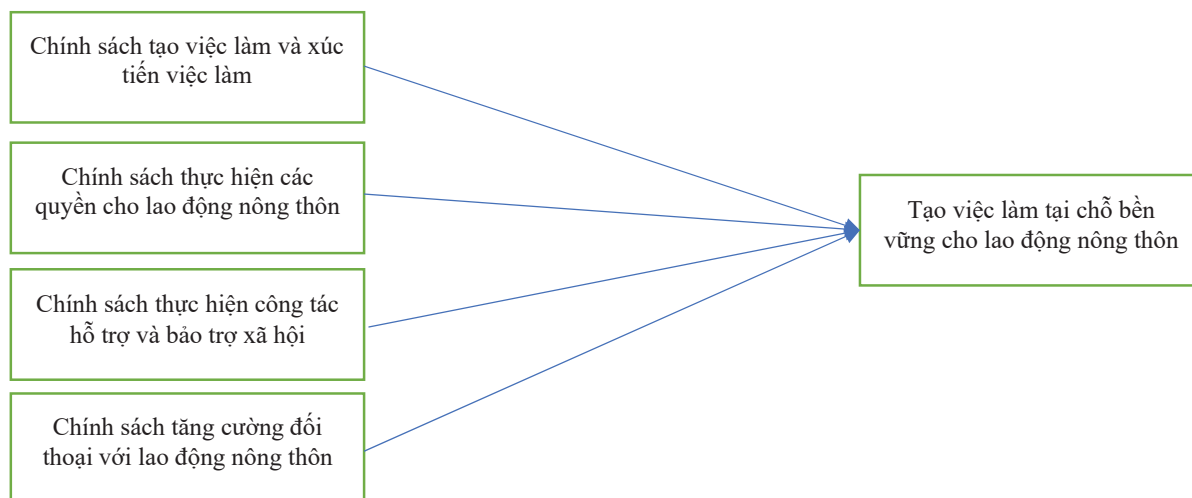
Anh Quân (2020) nghiên cứu sự phát triển của nông nghiệp Thái Lan cũng chỉ ra các hoạt động để tạo việc làm tại chỗ bền vững cho lao động nông thôn Thái Lan. Các cơ quan xúc tiến đầu tư của Thái Lan thường xuyên có những hoạt động giúp đỡ nông dân tiếp cận nguồn tài trợ đầu tư vào các sản phẩm, công nghệ nông nghiệp mới, đồng thời có chính sách hỗ trợ người lao động nông thôn như: Trợ giúp tài chính, thành lập và phát triển thị trường vốn cho nông nghiệp; Chính sách về đào tạo cho chủ doanh nghiệp và người lao động; Hỗ trợ phát triển công nghệ mới, tìm kiếm thị trường, phát triển liên kết chuỗi cung ứng hàng nông sản. Tương tự như các quốc gia khác, Thái Lan cũng thực thi chính sách tạo việc làm tại chỗ bền vững thông qua những nội dung chính như: (i) Xây dựng và thực hiện các chính sách tạo việc làm tại chỗ ổn định; (ii) Hỗ trợ và bảo trợ xã hội cho lao động nông thôn; (iii) Tăng cường đưa nông dân tham gia các tổ chức và đối thoại xã hội trong lĩnh vực nông nghiệp.

Qua các nghiên cứu về kinh nghiệm thực hiện chính sách phát triển nông nghiệp nông thôn tại một số quốc gia, có thể thấy các hoạt động phát triển nông nghiệp đều gắn với chính sách tạo việc làm tại chỗ bền vững cho lao động nông thôn thông qua các chính sách như: (i) Xây dựng và thực hiện cơ chế chính sách tạo việc làm và xúc tiến việc làm; (ii) Thực hiện quyền cho lao động nông thôn; (iii) Hỗ trợ và bảo trợ xã hội cho lao động nông thôn; (iv) Tăng cường đối thoại xã hội trong lĩnh vực nông nghiệp.

2.2. Mô hình và giả thuyết nghiên cứu

Dựa trên quan điểm của ILO, quan điểm của Chính phủ được thể hiện trong Bộ luật Lao động Việt Nam năm 2019 và từ thực tiễn triển khai chính sách của Việt Nam và một số quốc gia. Nhóm nghiên cứu tiến hành xây dựng mô hình nghiên cứu với 4 biến chính sách được đưa vào xem xét ảnh hưởng đến tạo việc làm tại chỗ bền vững cho lao động nông thôn Hà Nội.

Hình 1: Mô hình nghiên cứu đề xuất



Nguồn: Đề xuất của nhóm nghiên cứu.

Giả thuyết nghiên cứu:

H1: Chính sách tạo việc làm và xúc tiến việc làm có tác động thuận chiều đến tạo việc làm bền vững cho lao động nông thôn Hà Nội.

H2: Chính sách thực hiện các quyền cho lao động nông thôn có tác động thuận chiều đến tạo việc làm bền vững cho lao động nông thôn Hà Nội.

H3: Chính sách thực hiện công tác hỗ trợ và bảo trợ xã hội có tác động thuận chiều đến tạo việc làm bền vững cho lao động nông thôn Hà Nội.

H4: Chính sách tăng cường đối thoại với lao động nông thôn có tác động thuận chiều đến tạo việc làm bền vững cho lao động nông thôn Hà Nội.

Việc hình thành các thang đo được xây dựng tham khảo từ một số nghiên cứu trước đây và dựa trên tình hình thực tiễn thực thi các chính sách. Trên cơ sở đó, phiếu khảo sát được nhóm thiết kế với mỗi câu hỏi sẽ có các phương án lựa chọn theo quan điểm của người trả lời với thang đo Likert 5 mức độ: (1) Rất không đồng ý; (2) Không đồng ý; (3) Không ý kiến; (4) Đồng ý; (5) Rất đồng ý.

Bảng 1: Biến và thang đo nghiên cứu về ảnh hưởng của chính sách đến tạo việc làm tại chỗ bền vững cho lao động nông thôn Hà Nội

Biến	Thang đo	Cơ sở hình thành thang đo
1. Chính sách tạo việc làm và xúc tiến việc làm tại chỗ cho lao động nông thôn		
CSXT1	Các cơ quan quản lý của Hà Nội quan tâm thực hiện chương trình cho vay vốn từ Quỹ quốc gia về việc làm	Nam Khánh (2021)
CSXT2	Hà Nội đã thực hiện nhiều chương trình khuyến nông đến khu vực nông thôn	Bạch Thanh (2021)
CSXT3	Hoạt động khuyến công của Hà Nội được quan tâm thực hiện thường xuyên	Bộ Công thương - Cục công thương địa phương (2021)
CSXT4	Hoạt động “Hỗ trợ xây dựng làng nghề” góp phần tạo nhiều việc làm tại các làng nghề ở Hà Nội	Hoài Thu (2021)
CSXT5	Hà Nội đẩy mạnh tìm kiếm những mô hình, ngành nghề, thực hiện công tác đào tạo nghề cho lao động nông thôn	Ngọc Huy (2022)
2. Chính sách thực hiện các quyền cho lao động nông thôn		
CSQL1	Hà Nội tăng cường quản lý đất đai, cấp chứng nhận quyền sử dụng đất phục vụ sản xuất cho người lao động	Lâm Trang (2021)
CSQL2	Hà Nội đẩy mạnh công tác tuyên truyền phổ biến pháp luật cho lao động nông thôn	Phong Hà (2021)
CSQL3	Hà Nội đã tổ chức các buổi tập huấn đến các làng, xã để người lao động nông thôn nâng cao được trình độ nhận thức trong điều kiện đô thị hóa ngày càng diễn ra mạnh mẽ	Ủy ban nhân dân thành phố Hà Nội (2019) Phan Phương (2021)
CSQL4	Hà Nội triển khai nhiều mô hình hợp tác xã phù hợp với điều kiện sản xuất và đảm bảo quyền lợi cho người lao động	Ngọc Huy (2022) Việt Anh (2021)
3. Chính sách hỗ trợ và bảo trợ xã hội		
CSXH1	Hà Nội hỗ trợ đào tạo nghề cho lao động nông thôn từ ngân sách và nguồn vốn xã hội hóa	Nam Khánh (2021)
CSXH2	Hà Nội tăng cường hỗ trợ các cơ sở sản xuất và người nông dân áp dụng khoa học kỹ thuật, đổi mới thiết bị khoa học công nghệ tăng năng suất lao động	Bộ Công thương - Cục Công thương địa phương (2021)
CSXH3	Hà Nội tăng cường các hoạt động vận động người tham gia bảo hiểm bắt buộc và bảo hiểm tự nguyện ở khu vực nông thôn	Thảo An (2021)
CSXH4	Hà Nội đã thực hiện nghiêm túc việc hỗ trợ lao động nông thôn, hộ nghèo, cận nghèo trên địa bàn qua Ngân hàng Chính sách xã hội	Nam Khánh (2021)
4. Chính sách tăng cường đối thoại với lao động nông thôn		
CSDT1	Các Hiệp hội, các Hợp tác xã thường xuyên tổ chức đối thoại với người lao động	Thanh Hà (2021) Song Hà (2019)
CSDT2	Hà Nội có nhiều hoạt động nhằm khuyến khích, động viên người dân tích cực đóng góp ý kiến và trực tiếp tham gia xây dựng nông thôn mới	Thanh Hà (2021) Song Hà (2019)
CSDT3	Các câu lạc bộ “Nông dân với pháp luật” được thành lập, hoạt động hiệu quả	Thanh Hà (2021) Song Hà (2019)
CSDT4	Chính quyền địa phương luôn lắng nghe ý kiến người dân thông qua các hội nghị, gặp gỡ trực tiếp hoặc hộp thư góp ý	Thanh Hà (2021) Song Hà (2019)
5. Việc làm tại chỗ bền vững cho lao động nông thôn Hà Nội		
TVL1	Lao động nông thôn được làm việc với đầy đủ quyền và đúng trình độ cá nhân	ILO (2007) Quốc hội nước CHXHCN Việt Nam (2019)
TVL2	Lao động nông thôn làm việc với điều kiện chấp nhận được, bình đẳng, có cơ hội phát triển và hoàn thiện các kỹ năng cá nhân	
TVL3	Lao động nông thôn làm việc có bảo trợ, an toàn tại nơi làm việc và phòng ngừa các rủi ro	
TVL4	Lao động nông thôn được tổ chức đối thoại với chính quyền địa phương và các bên liên quan	

Nguồn: Tổng hợp của nhóm nghiên cứu.

3. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu được thực hiện trên cơ sở kết hợp giữa nghiên cứu định tính và nghiên cứu định lượng. Phương pháp nghiên cứu định tính được sử dụng để tiến hành nghiên cứu sơ bộ, nhóm nghiên cứu thảo luận với 2 nhóm cán bộ, mỗi nhóm 5 người đang làm việc với vị trí công việc khác nhau tại Trung tâm xúc tiến việc làm, Trung tâm khuyến nông ở 2 huyện khác nhau. Thảo luận sử dụng bộ thang đo sơ bộ với các nhân tố tác động đến tạo việc làm tại chỗ bền vững tham khảo từ cách tiếp cận của ILO và dựa trên tình hình thực tiễn thực thi các chính sách. Các thành viên tham gia thảo luận được tự do đưa ra ý kiến của mình về các khía cạnh của chính sách tác động đến tạo việc làm tại chỗ bền vững cho lao động nông thôn. Kết quả nghiên cứu sơ bộ được dùng để hoàn thiện bảng câu hỏi nghiên cứu và mô hình nghiên cứu.

Phương pháp nghiên cứu định lượng được tiến hành qua thu thập ý kiến của người làm công tác khuyến công, khuyến nông, xúc tiến việc làm và một số người làm quản lý tại một số hợp tác xã nông nghiệp và tiểu thủ công nghiệp, chủ một số xưởng sản xuất cơ khí tại các huyện ngoại thành Hà Nội. Do địa bàn rộng nên các tác giả sử dụng phương pháp chọn mẫu thuận tiện và phương pháp “quả bóng tuyết” (snowball) tìm đối tượng tiếp theo dựa vào giới thiệu của đối tượng trước. Quy mô mẫu được xác định theo quy tắc của Comrey & Lee (1992), đồng thời tham khảo quy tắc của Hoàng Trọng & Chu Nguyễn Mộng Ngọc (2005). Với 21 biến quan sát cần tiến hành phân tích nhân tố, số lượng mẫu tối thiểu cần thiết là $21 \times 5 = 105$ mẫu quan sát. Trên quan điểm thu thập được càng nhiều mẫu quan sát càng đảm bảo mức độ ổn định trong đo lường, dựa vào khả năng thu thập mẫu, nhóm nghiên cứu quyết định lựa chọn số lượng mẫu quan sát là $n > 150$. Để đảm bảo cỡ mẫu, nhóm nghiên cứu gửi đi 185 phiếu khảo sát, số phiếu thu về là 176 phiếu trong đó có 172 phiếu hợp lệ được đưa vào phân tích.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả mẫu nghiên cứu

Để thu thập số liệu, nhóm nghiên cứu tiến hành khảo sát bằng bảng hỏi tại các huyện ngoại thành Hà Nội.

Bảng 2: Thống kê mẫu nghiên cứu

	Số lượng (người)	Tỷ lệ (%)
Cán bộ làm công tác khuyến công	28	16,3
Cán bộ làm công tác khuyến nông	64	37,2
Cán bộ làm công tác xúc tiến việc làm	54	31,4
Hợp tác xã, làng nghề, chủ cơ sở	26	15,1
Tổng cộng	172	100,0

Nguồn: Kết quả khảo sát.

Có thể thấy mẫu nghiên cứu tập trung nhiều nhất ở đối tượng làm công tác khuyến nông, khuyến công và xúc tiến việc làm. Đây là những đối tượng trực tiếp triển khai các chính sách tạo việc làm tại chỗ bền vững cho lao động nông thôn tại Hà Nội, vì vậy ý kiến trả lời sẽ sát với mục tiêu nghiên cứu.

4.2. Kiểm tra độ tin cậy của thang đo

Kết quả kiểm định thang đo các nhân tố bằng hệ số Cronbach's Alpha cho thấy các hệ số đều lớn hơn 0,7 (Bảng 3), các hệ số tương quan biến tổng của các biến quan sát trong nhân tố đều lớn hơn 0,3. Điều đó cho thấy nghiên cứu là phù hợp và có độ tin cậy. Trong 5 nhóm nhân tố với số biến quan sát ban đầu $X_m = 21$ biến, không biến nào bị loại bỏ, số biến quan sát đưa vào mô hình là $X_k = 21$ biến.

4.3. Phân tích nhân tố khám phá

Kết quả phân tích EFA, tại mức giá trị Eigenvalue > 1 với phương sai rút trích Principal Components và phép quay Varimax, phân tích nhân tố đã rút trích được 5 nhân tố từ 21 biến quan sát với phương sai trích là 70,67% (lớn hơn 50%) đạt yêu cầu. Hệ số KMO có giá trị là 0,856 ($> 0,5$) cho thấy phân tích có ý nghĩa. Giá trị $\text{sig} = 0,000 < 0,05$ cho thấy các biến quan sát trong nghiên cứu có tương quan với nhau trong tổng thể và phân tích nhân tố EFA là thích hợp.

Như vậy, quá trình phân tích nhân tố với mức giá trị Eigenvalues là 1,501 (> 1), từ 21 biến quan sát ban đầu được hội tụ trong 5 nhóm nhân tố: Chính sách tạo việc làm và xúc tiến việc làm tại chỗ (CSXT); Chính

Bảng 3: Kết quả kiểm định Cronbach's Alpha

Thang đo lường	Số biến quan sát			Cronbach's Alpha
	Trước khi kiểm định	Sau khi kiểm định	Biến quan sát bị loại trừ khỏi thang đo lường	
Chính sách tạo việc làm và xúc tiến việc làm tại chỗ cho lao động nông thôn	5	5	Không có	0,899
Chính sách thực hiện các quyền cho lao động nông thôn	4	4	Không có	0,777
Chính sách thực hiện công tác hỗ trợ và bảo trợ xã hội	4	4	Không có	0,854
Chính sách tăng cường đối thoại với lao động nông thôn	4	4	Không có	0,875
Việc làm tại chỗ bền vững cho lao động nông thôn Hà Nội	4	4	Không có	0,858
Tổng cộng	21	21	0	

Nguồn: Tổng hợp kết quả kiểm định.

Bảng 4: Kết quả phân tích nhân tố EFA

	Thành phần				
	1	2	3	4	5
CSXT3	,720				
CSXT2	,854				
CSXT4	,812				
CSXT5	,825				
CSXT1	,831				
TVL4		,748			
TVL3		,850			
TVL1		,818			
TVL2		,698			
CSXH2			,827		
CSXH4			,820		
CSXH1			,739		
CSXH3			,800		
CSQL2				,778	
CSQL1				,795	
CSQL4				,764	
CSQL3				,678	
CSĐT2					,784
CSĐT1					,824
CSĐT3					,835
CSĐT4					,864
Giá trị Eigenvalues					1,501
Tổng phương sai trích					70,67%
Hệ số KMO					0,856
Giá trị Sig.					0,000

Nguồn: Tổng hợp kết quả kiểm định.

sách thực hiện các quyền cho lao động nông thôn (CSQL); Chính sách thực hiện công tác hỗ trợ và bảo trợ xã hội (CSXH); Chính sách tăng cường đối thoại với lao động nông thôn (CSĐT); Việc làm tại chỗ bền vững cho lao động nông thôn Hà Nội (TVLBV) với tổng phương sai trích là 70,67% (> 50%) tức là 70,67% biến thiên của dữ liệu được giải thích bởi các nhân tố này.

4.4. Phân tích tương quan và hồi quy

Phân tích tương quan

Từ kết quả kiểm định Cronbach's Alpha và phân tích nhân tố EFA cho thấy có 5 nhân tố đại diện cho 21 biến quan sát trong mô hình nghiên cứu. Phương pháp tương quan Pearson correlation coefficient được thực

hiện nhằm đánh giá mối quan hệ tương quan giữa các nhân tố trong mô hình. Kết quả phân tích tương quan cho thấy các nhân tố đều có hệ số tương quan (r) có giá trị >0, giá trị sig < 0,05 thể hiện các biến có quan hệ tương quan tuyến tính và có ý nghĩa thống kê.

Phân tích hồi quy

Kết quả phân tích hồi quy lần 1, trong 4 nhân tố đại diện thì nhân tố Chính sách thực hiện các quyền cho lao động nông thôn (CSQL) có giá trị sig = 0,354 > 0,05, do vậy nhân tố này không có giá trị trong mô hình nên bị loại bỏ, giả thuyết H2 không được chấp nhận.

Kết quả phân tích hồi quy lần 2 tại Bảng 5, hệ số xác định $R^2 = 0,329$ cho biết rằng các biến độc lập trong mô hình có thể giải thích được 32,9% sự thay đổi của biến phụ thuộc. Điều đó cho thấy vấn đề tạo việc làm tại chỗ bền vững cho lao động nông thôn còn phụ thuộc vào nhiều nhân tố tác động khác. Trong bảng phân tích phương sai ANOVA, giá trị F = 26,989; giá trị sig = 0,000, bước đầu cho thấy mô hình hồi quy tuyến tính phù hợp với tập dữ liệu và có thể sử dụng được. Đại lượng thống kê Durbin-Watson = 1.799 cho thấy không có sự tương quan giữa các phần dư. Điều này có ý nghĩa là mô hình hồi quy không vi phạm giả định về tính độc lập của sai số; Hệ số phóng đại phương sai (VIF) của tương quan nhân tố có giá trị nhỏ hơn 10 chứng tỏ mô hình hồi quy không vi phạm hiện tượng đa cộng tuyến (các biến độc lập có tương quan chặt chẽ với nhau).

Bảng 5: Kết quả phân tích hồi quy
Model Summary^b

Model	R	Giá trị R ²	Giá trị R ² điều chỉnh	Sai số ước tính	Hệ số Durbin-Watson
1	,573 ^a	,329	,313	,617	1,799

ANOVA^a

Model		Tổng bình phương	df	Bình phương trung bình	Giá trị F	Giá trị Sig.
1	Hồi quy	30,792	3	10,264	26,989	,000 ^b
	Phần dư	63,892	168	,380		
	Tổng	94,684	171			

Hệ số hồi quy

Model	Hệ số chưa chuẩn hóa		Hệ số chuẩn hóa	Giá trị t	Giá trị Sig.
	B	Std. Error	Beta		
(hệ số)	,371	,328		1,131	,260
CSXT	,333	,066	,348	5,042	,000
CSXH	,180	,082	,153	2,191	,030
CSĐT	,257	,062	,276	4,158	,000

Chủ thích: a. Biến phụ thuộc: TVLBV

Nguồn: Tổng hợp kết quả kiểm định của nhóm nghiên cứu.

Với hệ số Beta chuẩn hóa, nhóm nghiên cứu xây dựng được phương trình hồi quy tuyến tính đánh giá mức độ tác động của 3 nhân tố như sau:

$$TVLBV = 0.348CSXT + 0.153CSXH + 0.276CSĐT$$

Để kiểm định một lần nữa tác động của các nhân tố chính sách đến tạo việc làm tại chỗ bền vững cho lao động nông thôn Hà Nội, nhóm nghiên cứu phỏng vấn sâu một số cán bộ làm công tác xúc tiến việc làm, khuyến công và khuyến nông. Với câu hỏi về vai trò của các chính sách tạo việc làm tại chỗ bền vững, hầu hết các ý kiến đều cho rằng chính sách quan trọng nhất là chính sách tạo việc làm và xúc tiến việc làm tại chỗ, người lao động nông thôn không muốn ly hương để làm việc nhưng nếu ở quê, họ không biết làm gì ngoài làm nông nghiệp. Để giữ chân lao động nông thôn, trước hết phải tập trung vào thu hút đầu tư và đào tạo nghề, từ đó tạo việc làm tại chỗ cho họ. Lao động nông thôn, đặc biệt là làm nông nghiệp phụ thuộc nhiều vào điều kiện tự nhiên và mang tính mùa vụ, rủi ro là khá cao nên để tạo việc làm bền vững, cần phải thực hiện tốt chính sách bảo trợ xã hội trong đó có chính sách bảo hiểm, đồng thời hỗ trợ người lao động thực hiện xúc tiến thương mại để đẩy mạnh tiêu thụ sản phẩm, qua đó người lao động an tâm làm việc tại quê hương. Ngoài ra, cần đề cao vai trò của chính quyền địa phương, các hợp tác xã trong việc tổ chức trao đổi, tiếp nhận ý kiến người lao động, tổ chức các câu lạc bộ, sinh hoạt cộng đồng nhằm gắn kết người lao động với quê hương.

5. Khuyến nghị

Qua kết quả phân tích định lượng, có thể thấy trong 3 nhân tố tác động đến việc làm tại chỗ bền vững cho lao động nông thôn Hà Nội thì nhân tố chính sách tạo việc làm và xúc tiến việc làm tại chỗ (CSXT) có động mạnh nhất với mức tác động lên đến 34,8%; tiếp đến là nhân tố chính sách tăng cường đối thoại với lao động nông thôn (CSĐT) với mức tác động 27,6%; nhân tố chính sách thực thi hỗ trợ và bảo trợ xã hội (CSXH) với mức tác động 15,3%. Nhân tố chính sách thực hiện các quyền cho lao động nông thôn (CSQL) bị loại khỏi mô hình do giá trị Sig không đạt yêu cầu, điều này có thể lý giải một phần do bản thân các chính sách tạo việc làm tại chỗ bền vững cho lao động nông thôn cũng đã được xây dựng và thực thi trên cơ sở quyền công dân, một phần có thể do cần đến số lượng mẫu nghiên cứu nhiều hơn nữa. Với kết quả phân tích định lượng, nhóm nghiên cứu có một số ý kiến trao đổi như sau:

Hà Nội cần tập trung xây dựng và thực hiện các chính sách tạo việc làm và xúc tiến việc làm tại chỗ, qua đó không những tạo ra nhiều việc làm tại chỗ cho lao động nông thôn mà còn hạn chế được tình trạng di dân tự do từ khu vực nông thôn sang khu vực đô thị và công nghiệp. Các địa phương tại Hà Nội mạnh dạn thực hiện các chính sách thu hút và khuyến khích đầu tư vào khu vực nông thôn, quy hoạch các làng nghề tập trung; ưu tiên cấp đất sản xuất cho các dự án công nghiệp và nông nghiệp công nghệ cao có sử dụng nhân lực tại chỗ của địa phương. Các đơn vị **xúc tiến** việc làm cần phối hợp với các cơ sở sản xuất để tìm hiểu nhu cầu nhân lực và xây dựng chương trình đào tạo, qua đó tăng cường tuyển sinh và đào tạo nghề cho lao động nông thôn phục vụ nhu cầu nhân lực tại chỗ.

Các cơ quan quản lý, các hiệp hội ngành nghề và các cơ sở sản xuất thường xuyên tổ chức đối thoại, trao đổi thông tin với người lao động ở khu vực nông thôn, qua đó nắm bắt tâm tư nguyện vọng cũng như tiếp nhận những ý kiến, sáng kiến kinh nghiệm của họ; giải quyết chế độ chính sách và quyền lợi kịp thời cho người lao động. Phải thay đổi cách làm, thay đổi tư duy trong hoạt động Hội nông dân, tổ chức nhiều phong trào, hoạt động ý nghĩa, thiết thực nhằm tạo sân chơi cho nông dân tham gia, thu hút nông dân giỏi tham gia lao động, sản xuất. Nông dân sản xuất giỏi phải gắn với xây dựng sản giao dịch điện tử, chuyển đổi số để đáp ứng nhu cầu ngày càng cao của xã hội. Đẩy mạnh phát triển các phong trào hỗ trợ nông dân nhằm đảm bảo an ninh lương thực, an ninh nông thôn. Hỗ trợ phát triển các câu lạc bộ sản xuất kinh doanh giỏi. Tạo sự liên kết giữa nhà nông với các doanh nghiệp để phát triển nông nghiệp sạch, nông nghiệp hữu cơ. Tổ chức phiên chợ nông sản hàng năm để giới thiệu, quảng bá sản phẩm nông nghiệp đến với người tiêu dùng. Bên cạnh đó, các cấp hội cần quan tâm hỗ trợ cho nông dân khắc phục khó khăn do ảnh hưởng của đại dịch Covid-19... góp phần cùng với chính quyền địa phương xây dựng bộ mặt nông thôn ngày càng khởi sắc, đời sống nông dân ngày càng nâng cao.

Chính quyền các địa phương quan tâm, tận dụng triệt để các nguồn vốn kể cả vốn xã hội hóa để tăng cường hỗ trợ các cơ sở sản xuất và người nông dân áp dụng khoa học kỹ thuật, đổi mới thiết bị khoa học công nghệ tăng năng suất lao động; Cơ quan bảo hiểm xã hội cấp huyện và các doanh nghiệp bảo hiểm đẩy mạnh hoạt động bảo hiểm trong lĩnh vực nông nghiệp và tiểu thủ công nghiệp, đảm bảo cho các cơ sở sản xuất cũng như người lao động nông thôn được hưởng các chế độ bảo hiểm, giúp họ yên tâm sản xuất, ngoài ra cũng cần tăng cường các hoạt động vận động người tham gia bảo hiểm bắt buộc và bảo hiểm tự nguyện ở khu vực nông thôn.

Hội Nông dân Thành phố cần tranh thủ sự hỗ trợ của Trung ương Hội Nông dân Việt Nam, các tổ chức quốc tế, các sở, ban, ngành của Thành phố để huy động nguồn vốn phát triển các mô hình sản xuất nông dân trên địa bàn, gắn với những đặc thù, thế mạnh của thủ đô. Phát huy vai trò của nông dân trong xây dựng nông thôn mới gắn với tạo việc làm tại chỗ bền vững. Kịp thời biểu dương các mô hình nông dân sản xuất, kinh doanh giỏi, các sản phẩm công nghiệp nông thôn tiêu biểu... Hội Nông dân Thành phố cần phát huy vị trí, vai trò quan trọng của mình trong quá trình xây dựng và phát triển nông thôn mới. Phát triển “Mỗi xã một sản phẩm” (OCOP) trên cơ sở gắn với các sản phẩm của địa phương theo hướng chuỗi giá trị và phát triển bền vững để nâng cao thu nhập cho người nông dân.

Tài liệu tham khảo

- Anh Quân (2020), *Nông nghiệp – “trụ đỡ” của nền kinh tế Thái Lan*, <http://vinanet.vn/kinhte-taichinh/nong-nghiep-tru-do-cua-nen-kinh-te-thai-lan-727736.html>
- Bạch Thanh (2021), *Thúc đẩy sản xuất nông nghiệp Thủ đô*, <https://hanoimoi.com.vn/tin-tuc/Nong-nghiep/1012654/thuc-day-san-xuat-nong-nghiep-thu-do>
- Bộ Công thương - Cục Công thương địa phương (2021), *Hà Nội: Phần đầu có trên 10.000 DN, cơ sở công nghiệp nông thôn ngành thủ công mỹ nghệ được hỗ trợ từ chương trình khuyến công giai đoạn 2021 – 2021*, http://khuyencongonline.gov.vn/tin-tuc/ha-noi-phan-dau-co-tren-10000-dn-co-so-cnnt-nganh-thu-cong-my-nghe-duoc-ho-tro-tu-chuong-trinh-khuyen-cong-giai-doan-2021-2025-07ab7193_598/
- Comrey, A. L., & Lee, H. B. (1992), *Lawrence Erlbaum Associates (2nd ed.), Inc.* <https://psycnet.apa.org/record/1992-97707-000>
- Dương Ngọc Thành & Nguyễn Minh Hiếu (2014), ‘Thực trạng lao động và việc làm nông thôn hiện nay’, *Tạp chí Khoa học, Đại học Cần Thơ*, 30, 42-50
- Hoài Thu (2021), *Hà Nội hỗ trợ 10 làng nghề xây dựng, phát triển thương hiệu*, <https://hanoimoi.com.vn/tin-tuc/Nong-nghiep/1000171/ha-noi-ho-tro-10-lang-nghe-xay-dung-phat-trien-thuong-hieu>
- Hoàng Trọng & Chu Nguyễn Mộng Ngọc (2005), *Phân tích dữ liệu nghiên cứu với SPSS*, NXB Thống Kê.
- ILO (2017), *Chương trình khung hợp tác việc làm bền vững giai đoạn 2017 – 2021*, https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---asia/---ro-bangkok/---ilo-hanoi/documents/publication/wcms_630362.pdf
- Lâm Trang (2021), *Hà Nội tăng cường công tác quản lý, xử lý vi phạm Luật đất đai*, <https://www.tapchicongsan.org.vn/web/guest/nghien-cu/-/2018/824265/ha-noi-tang-cuong-cong-tac-quan-ly-vi-pham-luat-dat-dai.aspx>
- Nam Khánh (2021), *Hà Nội: Giải quyết việc làm cho gần 100.000 lao động trong 6 tháng đầu năm 2021*, <http://laodongxahoi.net/ha-noi-giai-quyet-viec-lam-cho-gan-100000-lao-dong-6-thang-dau-nam-2021-1319458.html>
- Ngọc Huy (2022), *Hiệu quả từ các mô hình xã hội nông thôn mới nâng cao ở Hà Nội*, <https://www.qdnd.vn/xahoi/cac-van-de/hieu-qua-tu-cac-mo-hinh-xa-nong-thon-moi-nang-cao-o-ha-noi-682689>
- Nguyễn Hồng Thư (2011), *Phát triển Nông nghiệp, nông thôn của Nhật Bản - kinh nghiệm cho Việt Nam*, <http://iasvn.org/tin-tuc/Phat-trien-Nong-nghiep-nong-thon-cua-Nhat-Ban---kinh-nghiem-cho-Viet-Nam-2392.html>
- Nguyễn Quốc Tiến, (2015), ‘Kinh nghiệm phát triển kinh tế phi chính thức ở nông thôn một số nước và bài học cho Việt Nam’, *Kỷ yếu hội thảo quốc tế Kinh tế phi chính thức- thực trạng và vấn đề đặt ra đối với các nền kinh tế*, NXB Hồng Đức, ISBN: 978-604-86-7666-7
- Nguyễn Xuân Định (2017), *Hàn Quốc và những chính sách về nông nghiệp, nông dân, nông thôn*, <http://www.hoinongdan.org.vn/sitepages/news/53/51093/qtns.hoinongdan.org.vn>
- Overseas Development institutes (2007), *Rural employment and migration in search of decent work*, <https://cdn.odi.org/media/documents/6.pdf>
- Phan Phương (2021), *Định hướng xây dựng nông thôn mới gắn với đô thị hóa*, <https://baotintuc.vn/thoi-su/dinh-huong-xay-dung-nong-thon-moi-gan-voi-do-thi-hoa-20211217222155518.htm>
- Phong Hà (2021), *Hà Nội linh hoạt trong tuyên truyền, phổ biến pháp luật*, <https://hanoimoi.com.vn/tin-tuc/Xahoi/1020148/ha-noi-linh-hoat-trong-tuyen-truyen-pho-bien-phap-luat>
- Quốc hội nước CHXHCN Việt Nam (2019), *Bộ luật Lao động số 45/2019/QH14*, ban hành ngày 20 tháng 11 năm 2019.
- Song Hà (2019), *Lãnh đạo thành phố Hà Nội đối thoại tháo gỡ khó khăn về vấn đề nông nghiệp, nông dân, nông thôn*, <https://dangcongsan.vn/tien-toi-dai-hoi-dang-bo-cac-cap-va-dai-hoi-xiii-cua-dang/tin-hoat-dong/lanh-dao-tp-ha-noi-doi-thoi-thao-go-kho-khan-ve-van-de-nong-nghiep-nong-dan-nong-thon-545261.html>
- Thanh Hà (2021), *Hà Nội: Hoạt động của Câu lạc bộ Nông dân với pháp luật ngày càng đi vào chiều sâu*, <https://baodantoc.vn/ha-noi-hoat-dong-cua-cau-lac-bo-nong-dan-voi-phap-luat-ngay-cang-di-vao-chieu-sau-1635503310142.htm>
- Thảo An (2021), *Hà Nội thu hút hơn 54 nghìn người tham gia bảo hiểm xã hội tự nguyện*, <https://nhandan.vn/ha-noi-thu-hut-hon-54-nginh-nguoi-tham-gia-bao-hiem-xa-hoi-tu-nguyen-post675820.html>
- Ủy ban nhân dân thành phố Hà Nội (2019), *Tháo gỡ khó khăn để phát triển các vùng sản xuất nông nghiệp quy mô lớn, giá trị cao*, <https://hanoi.gov.vn/chidaodieuhanh/-/hn/t0gZB5w6V7Wh/2807/2825102/thao-go-kho-khan-cho-san-xuat-kinh-doanh-thuc-ay-tang-truong-nam-2019.html?sessionId=6RFw0YQYry69H9FLDD6oUCUs.app2>
- Việt Anh (2021), *Đẩy mạnh đào tạo nghề, tạo việc làm cho lao động nông thôn*, <https://nhandan.vn/day-manh-dao-tao-nghe-tao-viec-lam-cho-lao-dong-nong-thon-post641967.html>

LƯỢNG HÓA GÁNH NẶNG KINH TẾ CỦA BỆNH TẬT DO MÔI TRƯỜNG SẢN XUẤT THAY ĐỔI: TRƯỜNG HỢP NGHIÊN CỨU Ở TỈNH THỪA THIÊN HUẾ ÁP DỤNG PHƯƠNG PHÁP CHI PHÍ BỆNH TẬT (COI)

Trần Huỳnh Bảo Châu

Trường Đại học Kinh tế, Đại học Huế

Email: thbchau@hce.edu.vn

Nguyễn Đức Kiên

Trường Đại học Kinh tế, Đại học Huế

Email: ndkien@hce.edu.vn

Nguyễn Hoàng Diễm My

Trường Đại học Kinh tế, Đại học Huế

Email: nhdmmy@hce.edu.vn

Bùi Dũng Thế

Trường Đại học Kinh tế, Đại học Huế

Email: bdthe@hce.edu.vn

Đặng Thị Anh Thư

Trường Đại học Y Dược, Đại học Huế

Email: dtathu@huemed-univ.edu.vn

Mã bài báo: JED-460

Ngày nhận: 5/11/2021

Ngày nhận bản sửa: 25/03/2022

Ngày duyệt đăng: 25/7/2022

Tóm tắt:

Nghiên cứu điều tra 260 nông hộ về tác động sức khỏe và gánh nặng kinh tế liên quan đến môi trường sản xuất nông nghiệp thay đổi ở tỉnh Thừa Thiên Huế. Phương pháp chi phí bệnh tật (COI) được sử dụng để ước tính chi phí sức khỏe mà bệnh tật gây ra, gồm chi phí y tế trực tiếp và chi phí gián tiếp. Kết quả khảo sát cho thấy các vấn đề sức khỏe liên quan đều xuất hiện trong ngắn hạn, nhất là do tác động của nhiệt độ môi trường bất thường. Ở góc độ kinh tế, gánh nặng bệnh tật hằng năm ước tính là 1.133.619 đồng/người/năm. Kết quả ước lượng mô hình hồi quy cho thấy nhiệt độ môi trường thay đổi là một trong những yếu tố nguy cơ làm gia tăng khả năng xuất hiện các vấn đề sức khỏe của người dân. Ngoài ra, quy mô canh tác, tần suất tiếp xúc với thuốc bảo vệ thực vật cũng là các nhân tố làm gia tăng các vấn đề sức khỏe. Do đó, thay đổi hành vi của người nông dân khi sử dụng các đầu vào hóa học như thuốc bảo vệ thực vật khi canh tác trong điều kiện môi trường ngoài trời ngày càng khắc nghiệt nhằm giảm thiểu chi phí sức khỏe của người dân là rất cần thiết trong bối cảnh hiện nay.

Từ khóa: Môi trường sản xuất thay đổi, phương pháp chi phí bệnh tật COI, gánh nặng kinh tế.

Mã JEL: C1, Q00.

Estimating the economic burden of disease induced by changes in the production environment: A case of Thua Thien Hue province using the cost of illness method

Abstract:

The study investigated 260 households on the health impacts and economic burdens related to the changing agricultural production environment in Thua Thien Hue province. The cost of illness method is used to assess the health care costs caused by disease, including direct medical costs and indirect costs. The findings show that all health problems occur in the short term, especially due to the impact of abnormal environmental temperatures. From an economic perspective, the burden of disease is estimated at 1,133,619 VND/person/year. The regression results indicate that changing ambient temperature is one of the risk factors that increase the probability of appearing in farmers' health problems. In addition, farming scale and the frequency of pesticide exposure are also determinants that increase health problems. Therefore, it is necessary to change farmers' behavior with chemical inputs such as pesticides when the outdoor conditions become harsher to minimize the health costs in the current context.

Keywords: Changing production environment, cost of illness COI, economic burden.

JEL Codes: C1, Q00.

1. Đặt vấn đề

Hoạt động sản xuất nông nghiệp có đặc thù trải dài theo không gian rộng lớn, phụ thuộc vào điều kiện tự nhiên như đất đai, khí hậu, phương thức canh tác, thời vụ gieo trồng. Biến đổi khí hậu toàn cầu dẫn đến những thay đổi về nhiệt độ và lượng mưa, cũng như xuất hiện ngày càng nhiều các hiện tượng thời tiết cực đoan. Điều này đang ngày càng đặt các hoạt động kinh tế của con người trước nhiều khó khăn, thách thức, trong đó có sản xuất nông nghiệp do đặc thù sản xuất trải dài ở không gian rộng lớn dưới sự tương tác trực tiếp với các yếu tố môi trường như nhiệt độ, độ ẩm, lượng mưa... Ngoài ra, sản xuất nông nghiệp sử dụng nhiều đầu vào hóa học như thuốc bảo vệ thực vật, phân bón hóa học... Các đầu vào này trong hoạt động sản xuất nông nghiệp được xem là chìa khóa thành công trong cuộc cách mạng xanh nhằm đảm bảo nhu cầu về lương thực thực phẩm. Tuy nhiên, việc tiếp xúc với đầu vào hóa học như thuốc bảo vệ thực vật trong thời gian dài, nhất là trong điều kiện môi trường sản xuất ngoài trời ngày càng khắc nghiệt chính là nguy cơ đối với sức khỏe của nông dân, kéo theo gánh nặng kinh tế mà cá nhân và hộ gia đình phải gánh chịu do các bệnh tật đi kèm.

Tỉnh Thừa Thiên Huế có diện tích đất sản xuất nông nghiệp lớn với 412.000 ha (chiếm 82% diện tích tự nhiên); trong đó có 70.000 ha đất gieo cấy lúa và hoa màu, góp phần không nhỏ trong việc phát triển ngành nông nghiệp (Cục thống kê tỉnh Thừa Thiên Huế, 2018). Chương trình VietGAP (Vietnamese Good Agriculture Practice) - Thực hành nông nghiệp tốt Việt Nam là một trong các chương trình thí điểm nhằm khuyến khích cộng đồng sản xuất rau an toàn và thực phẩm thân thiện với môi trường, thay đổi hành vi của người sản xuất và người tiêu dùng (Bộ Nông nghiệp và Phát triển Nông thôn, 2008). Tuy nhiên, thực tế áp dụng VietGAP theo đúng khuyến cáo phù hợp với tiêu chuẩn thân thiện với môi trường vẫn còn hạn chế (Tổ chức Lương thực và Nông nghiệp Liên Hợp Quốc - FAO, 2010). Khi đề cập đến mức độ tuân thủ nguyên tắc “bốn đúng” khi sử dụng thuốc bảo vệ thực vật trên địa bàn tỉnh Thừa Thiên Huế, đặc biệt là đối với cây ăn lá cho thấy khả năng tuân thủ cao đến 83% đối với nhóm người lớn tuổi; 61% đối với người có nhiều kinh nghiệm trong sản xuất và chỉ 49% đối với những người có tần suất tiếp xúc với thuốc cao (Trần Huỳnh Bảo Châu & Trần Huỳnh Quang Minh, 2019). Vấn đề đáng lo ngại đối với nhóm hộ có tần suất tiếp xúc cao, tương ứng với tỷ lệ 51% không tuân thủ nguyên tắc khi sử dụng thuốc bảo vệ thực vật sẽ tạo ra những nguy cơ tiềm ẩn đối với sức khỏe con người và môi trường xung quanh.

Xuất phát từ thực tế đó, việc xác định được gánh nặng kinh tế đi kèm với các bệnh tật do tiếp xúc trực tiếp với hóa chất nông nghiệp trong điều kiện môi trường sản xuất như thời tiết ngày càng khắc nghiệt là rất cần thiết. Kết quả nghiên cứu có thể gợi ý căn cứ đề xuất khung chính sách hỗ trợ nhằm giảm thiểu gánh nặng kinh tế của bệnh tật cho các người dân tham gia hoạt động sản xuất trên địa bàn nghiên cứu.

2. Tổng quan về vấn đề nghiên cứu

Liên quan đến những ảnh hưởng của thời tiết đến hoạt động sản xuất nông nghiệp đã có nhiều nghiên cứu đề cập đến. Chen & Bruce (2001) đã chỉ rõ nhiệt độ và lượng mưa là những yếu tố quan trọng có khả năng tác động đến cường độ và mức độ sử dụng chế phẩm hóa học (thuốc trừ sâu) trên từng loại cây trồng khác nhau ở Mỹ (tính trên mỗi mẫu Anh). Cụ thể, đối với cây bông khi nhiệt độ nóng hơn hay lượng mưa nhiều hơn, chi phí sử dụng thuốc trừ sâu sẽ tăng lên. Trong khi đó, chi phí thuốc trừ sâu cho cây ngô, khoai tây và lúa mì tăng lên trong điều kiện nhiệt độ cao và giảm đi khi lượng mưa tăng. Điều đó cho thấy cùng một loại cây nhưng được trồng trong các môi trường tự nhiên với các đặc điểm về nhiệt độ, lượng mưa khác nhau, thì chi phí trung bình của việc sử dụng thuốc trừ sâu cũng khác nhau. Để làm rõ vấn đề này, nghiên cứu của Lauren & Bruce (2020) đã phân tích ảnh hưởng của khí hậu đối với chi phí thuốc bảo vệ thực vật phân theo các danh mục. Nghiên cứu chỉ rõ yếu tố nhiệt độ trung bình, lượng mưa, số lượng ngày nóng, ngày lạnh và ẩm ướt ảnh hưởng đến chi phí sử dụng thuốc diệt nấm, diệt cỏ và thuốc trừ sâu. Những ảnh hưởng này không đồng nhất giữa các loại cây trồng và loại thuốc trừ sâu.

Bên cạnh yếu tố thời tiết, hành vi của người dân khi sử dụng các chế phẩm hóa học như thuốc bảo vệ thực vật trong hoạt động sản xuất là một vấn đề đáng lo ngại. Việc gia tăng sử dụng thuốc bảo vệ thực vật đã làm gia tăng lo ngại về các tác động tiêu cực xảy ra đối với sức khỏe con người và môi trường, đặc biệt là ở các quốc gia nơi các quy định không được thực hiện nghiêm túc và kiến thức của nông dân về sản xuất an toàn còn nhiều bất cập (Kalayou & Amare, 2015). Ở Nepal, chi phí hàng năm của hộ gia đình về chăm sóc sức khỏe do hậu quả đi kèm với sử dụng thuốc bảo vệ thực vật dao động từ 0,00 đến 63,59 USD, trung bình là 16,8 USD/người (Atreya, 2005). Hơn nữa, hoạt động sản xuất nông nghiệp chủ yếu được tiến hành ngoài

trời nên ngày càng chịu ảnh hưởng bởi các hiện tượng thời tiết cực đoan với tần suất và cường độ ngày càng tăng. Hậu quả là các bệnh liên quan đến biến động các yếu tố môi trường cũng như ô nhiễm hóa chất thường có xu hướng gia tăng đáng kể. Mức độ tiếp xúc với thuốc trừ sâu và trừ nấm ảnh hưởng đáng kể đến sự xuất hiện các triệu chứng sức khỏe, ước tính chi phí bệnh tật hằng năm do sử dụng thuốc trừ sâu đối với người sản xuất ở Nepal là 144 Rup/người, chiếm 1/3 tổng chi phí chăm sóc y tế (Atreya, 2008). Đứng trước lựa chọn gia tăng chi phí sản xuất và chi phí y tế, người dân lựa chọn tiếp tục sử dụng thuốc trừ sâu.

Đề lượng hóa gánh nặng kinh tế của bệnh tật đối với con người do môi trường sản xuất thay đổi, phương pháp chi phí bệnh tật (Cost of Illness - COI) được đề cập đến. Chi phí bệnh tật được xác định thông qua giá trị của các nguồn lực được sử dụng hoặc bị mất đi do vấn đề sức khỏe, bao gồm chi phí trực tiếp (liên quan đến chăm sóc y tế), chi phí gián tiếp (giá trị bị mất đi của bệnh nhân do giảm hoặc mất năng suất) và chi phí vô hình (sự đau đớn và chịu đựng của người bị bệnh) (Jo, 2014). Khi thực hiện các nghiên cứu về phương pháp COI, điều quan trọng là phải xác định, liệt kê, đo lường, định giá các chi phí của căn bệnh để đánh giá gánh nặng kinh tế mà bệnh tật gây ra cho toàn xã hội.

Việc tiếp xúc với thuốc bảo vệ thực vật liên tục sẽ gây ra mối nguy hại nghiêm trọng đến hệ sinh thái và sức khỏe con người (Pham & cộng sự, 2013). Hiện nay, các nghiên cứu áp dụng phương pháp COI để đo lường gánh nặng kinh tế đi kèm với tác động của các ngoại ứng đến người sản xuất ở Việt Nam còn khá hạn chế. Chi phí hằng năm cho việc chi trả các vấn đề về sức khỏe người dân liên quan đến thuốc bảo vệ thực vật và mất cơ hội xuất khẩu sản phẩm rau và trái cây ở Việt Nam được ước tính là 700 triệu USD (World Bank, 2006). Ở khu vực đồng bằng sông Cửu Long, chi phí sức khỏe liên quan đến vấn đề sử dụng thuốc bảo vệ thực vật trong sản xuất lúa được ước tính là 6,92 USD/người/vụ lúa (Nguyen & Tran, 1999). Trong nghiên cứu này, chúng tôi áp dụng phương pháp COI để đo lường gánh nặng kinh tế về vấn đề sức khỏe mà người sản xuất rau trên địa bàn tỉnh Thừa Thiên Huế phải chi trả do tác động bởi các yếu tố môi trường tự nhiên và đặc điểm hoạt động sản xuất, xác định những yếu tố ảnh hưởng đến khả năng xuất hiện các vấn đề sức khỏe của người nông dân.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Cách tiếp cận và thu thập dữ liệu

Nghiên cứu được thực hiện theo 3 bước:

- Bước 1: Thu thập dữ liệu bệnh nhân mắc các bệnh về hô hấp, sốt nhiệt liên quan đến thay đổi môi trường ở Bệnh viện Trung Ương Huế để lọc danh sách và thông tin người bệnh tại địa bàn nghiên cứu quan tâm. Thu thập số liệu thứ cấp bao gồm thực trạng hoạt động sản xuất rau màu, tình hình nhiệt độ, lượng mưa qua các báo cáo của chi cục Bảo vệ thực vật, chi cục Phát triển nông thôn, báo cáo tình hình kinh tế - xã hội hàng năm của Ủy ban nhân dân các xã ở huyện Quảng Điền, thị xã Hương Thủy và Hương Trà.

- Bước 2: Tiến hành tham vấn ý kiến chuyên gia là cán bộ Trung tâm khuyến nông tỉnh để lựa chọn địa điểm điều tra. Ba khu vực sản xuất rau màu lớn đã được lựa chọn là huyện Quảng Điền, thị xã Hương Trà và Hương Thủy. Ở mỗi khu vực, nghiên cứu tổ chức buổi phỏng vấn nhóm với sự tham gia của 1 cán bộ trung tâm khuyến nông huyện, 1 đại diện của hợp tác xã, 1 cán bộ xã và 2 hộ nông dân. Nội dung phỏng vấn nhóm tập trung vào lịch thời vụ, kinh nghiệm sản xuất, ý kiến đánh giá về sự thay đổi nhiệt độ và lượng mưa qua các vụ gieo trồng, cách phòng trừ các loài sâu bệnh hại, cách sử dụng thuốc bảo vệ thực vật và trang bị dụng cụ bảo hộ, các triệu chứng thường gặp sau khi phun thuốc, và chi phí người dân chi trả cho việc chữa trị.

- Bước 3: Từ thông tin thu được, bảng hỏi cấu trúc được xây dựng nhằm thu thập các thông tin về đặc điểm nhân khẩu học, quy mô và kinh nghiệm sản xuất, mức thu nhập, ý kiến đánh giá về sự thay đổi nhiệt độ, lượng mưa qua các vụ sản xuất trong năm, hành vi của người dân khi sử dụng thuốc bảo vệ thực vật, các vấn đề sức khỏe gặp phải sau khi tiếp xúc, chi phí cho việc chữa trị và hồi phục sức khỏe. Nghiên cứu tiến hành điều tra 270 hộ ở ba khu vực bằng bảng hỏi cấu trúc. Các hộ điều tra được chọn dựa trên phương pháp ngẫu nhiên, không lặp. Sau khi loại bỏ những bảng hỏi không đầy đủ thông tin, có 260 mẫu đảm bảo được đưa vào phân tích.

3.2. Lượng hóa gánh nặng kinh tế của bệnh tật và các nhân tố ảnh hưởng

3.2.1. Lý thuyết về lượng hóa gánh nặng kinh tế của bệnh tật

Chi phí sức khỏe được đo lường trong nghiên cứu này nhằm lượng hóa gánh nặng kinh tế khi môi trường

sản xuất thay đổi bởi các yếu tố thời tiết và đặc điểm hoạt động sản xuất. Thực tế rất khó để phân biệt chi phí bệnh tật của người nông dân do ảnh hưởng bởi các yếu tố trên với các nguyên nhân khác như yếu tố bệnh nền. Do đó, nghiên cứu tập trung vào các biểu hiện tức thời mà người nông dân gặp phải sau khi pha và phun thuốc bảo vệ thực vật. Mức độ nghiêm trọng của các vấn đề sức khỏe biểu thị giá trị kinh tế của các tác động thông qua chi phí y tế liên quan.

Chi phí trực tiếp bao gồm tiền khám bệnh, mua thuốc, chi phí đi lại và chi phí khác như ăn uống bồi dưỡng nâng cao sức khỏe. Tổn thất thu nhập do mất ngày làm việc để dành thời gian đi khám bệnh và nghỉ ngơi, hồi phục sức khỏe là chi phí gián tiếp. Chi phí sức khỏe được đo bằng tiền tệ, được tính bằng cách cộng các chi phí trực tiếp và gián tiếp. Lưu ý rằng các vấn đề sức khỏe chỉ bắt nguồn từ việc nông dân tiếp xúc với thuốc bảo vệ thực vật và các vấn đề sức khỏe do các hoạt động khác đã được loại trừ trong ước tính. Công thức tính chi phí bệnh tật do tác động của môi trường sản xuất thay đổi có dạng như sau:

$$\text{Chi phí sức khỏe} = \text{Chi phí trực tiếp } (C_{\text{trực tiếp}}) + \text{Chi phí gián tiếp } (C_{\text{gián tiếp}})$$

Trong đó: Chi phí trực tiếp $(C_{\text{trực tiếp}}) = COI_i + C_{\text{đi lại}}$

COI_i : chi phí mua thuốc điều trị các triệu chứng như kích ứng da, đỏ mắt, lở miệng, khó thở, nhức đầu, khó chịu dạ dày, sốt, đau cơ và các biểu hiện khác.

$C_{\text{đi lại}}$: chi phí đi lại trung bình 1 km x số km từ nhà đến nơi khám chữa bệnh, mua thuốc (và ngược lại).

$$\text{Chi phí gián tiếp } (C_{\text{gián tiếp}}) = C_{\text{thu nhập bị mất đi do đi khám bệnh}} + C_{\text{thu nhập mất đi do nghỉ ngơi, hồi phục sức khỏe}}$$

$C_{\text{thu nhập bị mất đi do đi khám bệnh}}$: số ngày làm việc bị mất đi do dành thời gian đi khám bệnh x tiền công lao động một ngày (thu nhập hằng tháng/30 ngày)

$C_{\text{thu nhập mất đi do nghỉ ngơi, hồi phục sức khỏe}}$: số ngày dành cho việc nghỉ ngơi, hồi phục sức khỏe x tiền công lao động một ngày (thu nhập hằng tháng/30 ngày)

3.2.2. Mô hình hồi quy

Mô hình hồi quy Probit được áp dụng để phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến khả năng xuất hiện các vấn đề sức khỏe tức thời sau khi các hộ dân tiến hành hoạt động sản xuất.

$$\text{Log} \left(\frac{p}{1-p} \right) = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_i X_i$$

Odd được định nghĩa là tỷ số giữa hai xác suất với p là xác suất hộ nông dân xuất hiện các vấn đề sức khỏe và 1-p là xác suất không xuất hiện.

$$\text{Odds} = \frac{p}{1-p}$$

$X_1; X_2; \dots; X_i$ đại diện cho các biến độc lập như giới tính, độ tuổi, trình độ học vấn, quy mô sản xuất, kinh nghiệm sản xuất nông nghiệp, tham gia chương trình VietGAP, tần suất tiếp xúc với thuốc bảo vệ thực vật, nhiệt độ trung bình, lượng mưa. Đặc điểm các biến trong mô hình được mô tả ở Bảng 1.

Nghiên cứu tiến hành chia nhóm độ tuổi tương ứng từ 25-35 tuổi nhằm xác định nhóm trẻ, mới tham gia

Bảng 1: Mô tả các biến

Biến	Định nghĩa
Giới tính	1 nếu là nữ và 0 nếu là nam
Độ tuổi	1 nếu từ 25-35 tuổi, 2 nếu 36-45 tuổi, 3 nếu 46-55 tuổi, 4 nếu trên 55 tuổi
Học vấn	1 nếu không đi học, 2 nếu học tiểu học, 3 nếu học trung học cơ sở, 4 nếu học trung học phổ thông, 5 nếu học cao đẳng, đại học
Quy mô	Biến liên tục, diện tích sản xuất rau của hộ gia đình (sào)
Kinh nghiệm sản xuất	1 nếu từ 1-5 năm, 2 nếu từ 6-10 năm, 3 nếu từ 11-15 năm, 4 nếu trên 15 năm
VietGAP	1 nếu tham gia VietGAP và 0 nếu không tham gia
Mức độ tiếp xúc	0 nếu không tiếp xúc, 1 nếu tiếp xúc từ 1-8 lần/năm, 2 nếu từ 9-16 lần/năm, 3 nếu từ 17-24 lần/năm, 4 nếu trên 24 lần/năm
Dụng cụ bảo hộ	0 nếu không trang bị dụng cụ bảo hộ đầy đủ, 1 nếu trang bị đầy đủ
Nhiệt độ	1 nếu hộ thuộc khu vực có nhiệt độ cao bất thường, 0 nếu ngược lại
Tổng lượng mưa	1 nếu hộ thuộc khu vực có lượng mưa cao bất thường, 0 nếu ngược lại

Nguồn: Số liệu điều tra năm 2019.

vào hoạt động sản xuất; từ 36-45 tuổi; 46-55 tuổi thuộc độ tuổi trung niên; và trên 55 tuổi là nhóm lớn tuổi, các nhóm tuổi có các đặc trưng khác nhau về nhận thức, hành vi sử dụng các đầu vào như thuốc bảo vệ thực vật, tình trạng sức khỏe khi sử dụng hoặc tiếp xúc với thuốc trong quá trình sản xuất có điều kiện thời tiết thay đổi. Qua khảo sát 260 hộ tại thời điểm điều tra, các hộ dân cho biết tình trạng sức khỏe bình thường và hầu như không hoặc chưa bị ảnh hưởng bởi các bệnh nền hoặc các bệnh lý nguy cơ khác. Tương ứng với độ tuổi, kinh nghiệm tham gia sản xuất nông nghiệp được chia thành nhóm thang đo tương ứng. Quy mô sản xuất được đo lường bằng thang đo liên tục. Các yếu tố như giới tính, trang bị dụng cụ bảo hộ, tham gia VietGAP, nhiệt độ và lượng mưa được đề cập dưới dạng biến nhị phân. Các thông tin thu thập được tiến hành phân tích, xử lý bằng phần mềm STATA 14.

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Đặc điểm hộ điều tra và môi trường sản xuất nông nghiệp

Đặc điểm chung của 260 hộ nông dân được khảo sát trên địa bàn huyện Quảng Điền, thị xã Hương Thủy

Bảng 2: Đặc điểm thống kê của các hộ điều tra

Biến	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn
Giới tính	0,00	1,00	0,25	0,43
Độ tuổi	1,00	4,00	3,11	0,79
Học vấn	1,00	5,00	2,61	0,96
Quy mô	1,00	5,00	1,93	0,77
Kinh nghiệm	1,00	4,00	2,52	0,88
Số quan sát	260			

Nguồn: Số liệu điều tra và xử lý của tác giả năm 2019.

và Hương Trà được thể hiện trong Bảng 2.

Nhìn từ giá trị trung bình cho thấy nhóm điều tra chủ yếu là nam giới, trong độ tuổi từ 46-55 tuổi, trình độ học vấn chủ yếu từ cấp 2 trở lên. Các hộ điều tra có quy mô sản xuất trung bình gần 2 sào/hộ với kinh nghiệm trong hoạt động sản xuất rau màu trung bình từ 6-10 năm.

Hoạt động sản xuất rau màu trên địa bàn huyện Quảng Điền và thị xã Hương Thủy có thời vụ gieo trồng giống nhau với các loại cây như xà lách, rau dền, tần ô, rau gia vị. Số vụ gieo trồng trung bình là 5 vụ/năm, bắt đầu từ tháng 12 đến tháng 9. Đối với thị xã Hương Trà, hành lá được trồng chủ yếu với 3 vụ/năm, phân bố đều từ tháng 1 đến tháng 9. Bên cạnh đó, nhiệt độ và lượng mưa của các tháng gieo trồng có sự thay đổi rõ rệt làm cây trồng dễ bị sâu bệnh tấn công. Để phòng trừ, nông dân cần phun thuốc khi cây vừa mới nhiễm

Bảng 3: Điều kiện thời tiết từ tháng 12 năm 2018 đến tháng 9 năm 2019 ở khu vực điều tra

Yếu tố	ĐVT	Tháng									
		12	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Nhiệt độ cao nhất	⁰ C	29,5	30,2	26	37	37	39,4	39,2	39,3	38	38,1
Lượng mưa	ml	41,7	80,5	23,9	47,8	34,1	35,6	14	48,2	153	225

Nguồn: Chi cục Trồng trọt và Bảo vệ thực vật tỉnh Thừa Thiên Huế 2019.

bệnh và lúc sâu hại còn nhỏ, luân phiên các loại để tránh khả năng kháng thuốc.

Khi đề cập đến môi trường sản xuất bị ảnh hưởng của thuốc bảo vệ thực vật, đa số các hộ điều tra đều nhận thức được tính độc hại nhưng vẫn sử dụng để tối đa hóa lợi nhuận. Với tâm lý chủ quan đã có nhiều năm kinh nghiệm trong sản xuất, người dân thường không sử dụng đồ bảo hộ như áo mưa mang bên ngoài và đeo găng tay trong giai đoạn chuẩn bị, xúc rửa bình phun và phun thuốc. Một số nông dân trong quá trình pha chế và sau khi phun xong thường hút thuốc do thói quen, dẫn đến khả năng bị phơi nhiễm với thuốc cao do chưa rửa tay sạch trước khi hút.

Kết quả điều tra cho thấy tỷ lệ phơi nhiễm thuốc bảo vệ thực vật của các hộ là 91,15%, đáng chú ý là 20,77% trong số đó có tần suất tiếp xúc trên 24 lần/năm. Chỉ có 23 nông dân không sử dụng bảo vệ thực vật trong quá trình sản xuất, chiếm tỷ lệ 8,85%. Trong số 237 nông dân có tiếp xúc với thuốc, 77 nông dân gặp phải một số triệu chứng sức khỏe được mô tả ở Bảng 4. Trong đó, phần lớn nông dân gặp vấn đề về kích ứng da như mẩn đỏ hoặc ngứa, xuất hiện tình trạng lở miệng với tỷ lệ 63,64%. Thuốc tiếp xúc với đường

Bảng 4: Mức độ tiếp xúc và các triệu chứng sức khỏe của các hộ điều tra

Chỉ tiêu		Số lượng (hộ)	Tần suất (%)
Mức độ tiếp xúc thuốc bảo vệ thực vật/năm	Không	23	8,85
	1-8 lần	25	9,61
	8-16 lần	84	32,31
	16-24 lần	74	28,46
	> 24 lần	54	20,77
Triệu chứng	Kích ứng da	49	63,64
	Lở miệng	49	63,64
	Đỏ mắt	40	51,95
	Nhức đầu	39	50,65
	Khó thở	25	32,47
	Đau cơ	16	20,78
	Sốt	11	14,29
	Khó chịu dạ dày	1	1,30
	Khác	4	5,19

Nguồn: Số liệu điều tra và xử lý của tác giả năm 2019.

miệng xảy ra khi nông dân không rửa tay trước khi ăn, hút thuốc hoặc không mang khẩu trang khi pha, và phun thuốc bảo vệ thực vật. Ở mức độ nghiêm trọng hơn, do tiếp xúc trực tiếp với thuốc nên tình trạng đỏ mắt và nhức đầu sau khi phun xuất hiện với tỷ lệ tương ứng là 51,95% và 50,65%. Bên cạnh đó, việc không mang khẩu trang hoặc sử dụng mặt nạ bảo hộ rẻ tiền làm tăng khả năng thuốc tiếp xúc với đường hô hấp, gây khó thở xuất hiện ở 32,47% nhóm. Tình trạng đau cơ xuất hiện khá phổ biến với tỷ lệ 20,78%, sốt với tỷ lệ 14,29% và 1,30% bị khó chịu ở dạ dày. Kết quả khảo sát chưa ghi nhận trường hợp nghiêm trọng nào xảy ra do tiếp xúc với thuốc bảo vệ thực vật như rối loạn chức năng gan, thận.

4.2. Lượng hóa gánh nặng kinh tế của bệnh tật

Người dân trồng rau màu quanh năm và tiến hành luân phiên thu hoạch theo từng khu vực nhằm đảm bảo thu nhập hằng ngày. Nghiên cứu ước tính mức độ phơi nhiễm của các hộ điều tra bằng mức độ tiếp xúc với thuốc bảo vệ thực vật bình quân trên năm và chi phí y tế cho vấn đề sức khỏe dựa trên thông tin về thu nhập

Bảng 5: Thông tin về chi phí điều trị và thời gian phục hồi sức khỏe của các hộ điều tra

Chỉ tiêu	ĐVT	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất	Trung bình
Chi phí chữa trị				
Kích ứng da	đồng	8.000	25.000	15.500
Lở miệng	đồng	165.000	170.000	166.429
Đỏ mắt	đồng	17.000	51.000	20.150
Nhức đầu	đồng	25.000	47.000	29.359
Khó thở	đồng	25.000	95.000	47.800
Đau cơ	đồng	50.000	61.000	55.235
Sốt	đồng	48.000	72.000	55.273
Khó chịu dạ dày	đồng	80.000	80.000	80.000
Khác	đồng	10.000	21.000	18.250
Thời gian khám bệnh, nghỉ ngơi hồi phục				
Số ngày nghỉ ngơi tại nhà/ năm	ngày	1	8	5,57
Số ngày nghỉ do đi khám/ năm	ngày	1	4	2,94

Nguồn: Số liệu điều tra và xử lý của tác giả năm 2019.

mất đi, chi phí khám chữa bệnh được tự báo cáo, bỏ qua những ảnh hưởng sức khỏe lâu dài tiềm ẩn.

Các biểu hiện sức khỏe có chi phí điều trị cao là lở miệng, khó thở, khó chịu dạ dày và sốt với mức chi phí điều trị trung bình dao động từ 47 nghìn đồng đến 166 nghìn đồng/năm. Các biểu hiện khác như kích ứng da, đỏ mắt có mức chi phí từ 15 nghìn đồng đến 20 nghìn đồng/năm. Người dân đã quen thuộc với các triệu chứng sau khi có tiếp xúc với thuốc bảo vệ thực vật nên thường tận dụng thuốc đã mua để sử dụng nhiều lần nhằm tiết kiệm chi phí. Do các biểu hiện thường nhẹ và xuất hiện trong thời gian ngắn nên người dân tự chăm sóc bản thân và không phiền đến người nhà phải nghỉ việc để chăm sóc. Thời gian nghỉ được

dùng để làm các việc nhẹ trong nhà và giao lưu với hàng xóm. Kết quả thống kê trung bình hàng năm hộ dân dành cho nghỉ ngơi, hồi phục sức khỏe là khoảng 6 ngày. Tổng hợp chi phí liên quan đến sức khỏe được thể hiện ở Bảng 6.

Bảng 6: Ước lượng gánh nặng kinh tế bằng phương pháp chi phí bệnh tật COI

Chi phí sức khỏe	Giá trị (đồng/người/năm)	Tỷ lệ (%)
Chi phí trực tiếp	226.260	19,96
Khám bệnh và mua thuốc chữa trị	178.909	79,07
Đi lại và chi phí khác	47.375	20,93
Chi phí gián tiếp	907.359	80,04
Thu nhập bị mất do nghỉ làm để đi khám bệnh	313.420	34,54
Thu nhập bị mất do nghỉ làm để nghỉ ngơi, hồi phục	593.939	65,46
Tổng	1.133.619	100

Nguồn: Số liệu điều tra và xử lý của tác giả năm 2019.

Qua điều tra, các hộ dân chủ yếu dựa vào kinh nghiệm chẩn đoán của bản thân và sự kê đơn của dược sỹ ở quầy thuốc, chỉ khi có biểu hiện khác thường thì mới đến khám tại trạm y tế xã hoặc bệnh viện. Do đó, chi phí trực tiếp chỉ chiếm 19,96% trong tổng chi phí bệnh tật, tương ứng với 226.260 đồng/người/năm. Điều này được lý giải là do thái độ chần chừ và nguồn tài chính hạn hẹp nên người dân không muốn chi trả nhiều cho việc chữa trị. Trái lại, chi phí gián tiếp chiếm số lượng lớn trong tổng chi phí y tế, với 907.359 đồng/người/năm, chiếm 80,04%. Trong đó, chiếm tỷ trọng lớn là thu nhập bị mất do nghỉ làm để dành thời gian nghỉ ngơi, hồi phục sức khỏe với 593.939 đồng/người/năm. Ngoài ra, việc khám chữa bệnh làm người dân mất thời gian làm việc, mỗi lần thường mất nửa ngày. Ước tính thiệt hại về thu nhập do mất ngày công lao động là 313.420 đồng/người/năm. Kết quả thống kê về mức thiệt hại kinh tế do các vấn đề về sức khỏe mà người dân phải gánh chịu là 1.133.619 đồng/người/năm, tương đương khoảng 48,76 USD/người/năm (1 USD = 23.250 đồng). So sánh với kết quả ước tính trong sản xuất lúa ở Đồng bằng sông Cửu Long của (Nguyen & Tran, 1999) cho thấy hoạt động trồng rau màu gây ra gánh nặng kinh tế của bệnh tật nhiều hơn do đặc thù trồng rau ăn lá nên để đảm bảo năng suất và sản lượng thì người dân có tâm lý “*càng phun nhiều thuốc, càng an tâm*”.

4.3. Các yếu tố ảnh hưởng đến khả năng xuất hiện các vấn đề sức khỏe của hộ điều tra

Sau khi xem xét đặc điểm của nhóm điều tra, nghiên cứu tiến hành phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến khả năng xuất hiện vấn đề sức khỏe khi người dân có sự tiếp xúc với thuốc bảo vệ thực vật. Câu hỏi đặt ra là có sự liên kết giữa các biến trong mô hình với việc xuất hiện các vấn đề sức khỏe không, đặc biệt là các biến tương tác giữa nhiệt độ và các biến quan tâm khác.

Bảng 7: Các yếu tố ảnh hưởng đến khả năng xuất hiện các vấn đề sức khỏe

Biến độc lập	Mô hình 1		Mô hình 2		Mô hình 3	
	OR	CI 95%	OR	CI 95%	OR	CI 95%
Giới tính	0,57	0,25-1,30	0,52	0,22-1,22	0,61	0,27-1,39
Độ tuổi	0,94	0,56-1,58	0,83	0,48-1,44	0,89	0,52-1,53
Học vấn	0,79	0,52-1,18	0,58**	0,36-0,92	0,53***	0,34-0,83
Quy mô	2,24***	1,35-3,72	2,51***	1,49-4,25	2,77***	1,69-4,53
Kinh nghiệm sản xuất	0,79	0,52-1,18	0,58*	0,34-1,00	0,45***	0,26-0,76
VietGAP	0,31***	0,13-0,75	0,31**	0,12-0,80	0,26***	0,11-0,64
Đồ bảo hộ	0,31***	0,14-0,67	0,32*	0,14-0,73		
Tần suất tiếp xúc	3,64***	2,22-5,96	2,58***	1,52-4,38		
Nhiệt độ			5,00***	2,07-12,06	11**	1,12-108,27
Nhiệt độ * Tần suất tiếp xúc					1,22	0,64-2,33
Nhiệt độ * Đồ bảo hộ					0,21***	0,08-0,59
Số quan sát	260		260		260	
Prob > Chi ²	<0,001		<0,001		<0,001	
Pseudo R ²	0,379		0,422		0,393	

Lưu ý: *, **, và *** tương ứng với mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%.

Nguồn: Số liệu điều tra và xử lý của tác giả năm 2019.

Từ kết quả phân tích ở Bảng 7, mô hình 1 và 2 cho thấy yếu tố tham gia chương trình VietGAP; trang bị dụng cụ bảo hộ đầy đủ trong sản xuất và trình độ học vấn cao là các biến được xác định có ý nghĩa thống kê trong việc góp phần bảo vệ sức khỏe người nông dân khi có chỉ số Odd, cận trên và dưới của độ tin cậy 95% đều nhỏ hơn 1. Thực tiễn cho thấy việc tham gia vào chương trình thực hành sản xuất nông nghiệp tốt ở Việt Nam (VietGAP) giúp người dân tuân thủ các nguyên tắc khi sử dụng thuốc bảo vệ thực vật, trang bị đầy đủ dụng cụ bảo vệ sức khỏe khi phải phun thuốc hoặc thay thế bằng thuốc có nguồn gốc sinh học. Những hộ có trình độ học vấn cao thường có nhiều cơ hội để tiếp xúc với nhiều chương trình tập huấn, tiếp thu các thông tin về bảo vệ sức khỏe của bản thân và người tiêu dùng. Ngược lại, các yếu tố như nhiệt độ, quy mô sản xuất, tần suất tiếp xúc với thuốc là các biến nguy cơ gây ảnh hưởng đến sức khỏe người nông dân với chỉ số Odd và khoảng tin cậy 95% đều lớn hơn 1. Các yếu tố như giới tính, độ tuổi không có ý nghĩa thống kê trong mô hình. Yếu tố lượng mưa khi đưa vào mô hình hồi quy bị bỏ qua do hiện tượng tự tương quan.

Nghiên cứu đề cập đến sự tương tác giữa biến nhiệt độ với tần suất tiếp xúc; nhiệt độ và trang bị đồ bảo hộ ở mô hình 3; trong đó biến nhiệt độ thể hiện tác động khá lớn đến tình trạng sức khỏe người nông dân. Kết quả cho thấy sự tương tác giữa hai biến nguy cơ không có ý nghĩa thống kê trong khi sự tương tác giữa biến nguy cơ là nhiệt độ và biến bảo vệ sức khỏe là trang bị dụng cụ bảo hộ được xác định có ý nghĩa thống kê trong việc giảm thiểu khả năng gặp vấn đề sức khỏe khi chỉ số Odd và độ tin cậy 95% đều nhỏ hơn 1. Nhờ việc trang bị đồ bảo hộ cũng như lựa chọn các thời điểm phun thuốc vào lúc sáng sớm hoặc chiều tối, người dân đã hạn chế khả năng gặp các vấn đề sức khỏe trong các vụ sản xuất có thời tiết nắng nóng. Tuy nhiên, một số trường hợp người dân bất cẩn dẫn đến bị phơi nhiễm với thuốc và xuất hiện các vấn đề sức khỏe đã được trình bày ở trên.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Dựa trên kết quả khảo sát 260 nông hộ ở ba khu vực trồng rau màu lớn nhất của tỉnh Thừa Thiên Huế, nghiên cứu đã ước tính được gánh nặng kinh tế của bệnh tật chịu tác động bởi môi trường sản xuất là 1.133.619 đồng/người/năm, chiếm tỉ trọng khá cao trong thu nhập của hộ. Các triệu chứng như kích ứng da, đỏ mắt, lở miệng, khó thở, nhức đầu, khó chịu ở dạ dày, sốt, đau cơ xuất hiện với tần suất từ 1,3% đến 63,64%. Kết quả ước lượng mô hình hồi quy đã chỉ rằng: các yếu tố nguy cơ làm gia tăng khả năng xuất hiện các vấn đề sức khỏe của người nông dân được xác định là nhiệt độ, quy mô canh tác, tần suất tiếp xúc với thuốc bảo vệ thực vật. Trong điều kiện nhiệt độ khắc nghiệt, khi người dân trồng rau màu mở rộng quy mô canh tác sẽ làm tăng tần suất tiếp xúc với thuốc bảo vệ thực vật, từ đó, nguy cơ xuất hiện các biểu hiện sức khỏe sẽ tăng lên. Điều này cho thấy những biến động trong môi trường sản xuất nông nghiệp, nhất là nhiệt độ bất thường là một trong các rủi ro làm ảnh hưởng đến sức khỏe người nông dân. Để giảm thiểu chi phí sức khỏe mà bệnh tật gây ra, điều cần thiết là phải thay đổi hành vi của người dân đối với thuốc bảo vệ thực vật, nhất là những thời điểm có nhiệt độ cao bất thường nhằm tạo ra môi trường sản xuất an toàn với sức khỏe. Việc tự trang bị kiến thức, kỹ năng thông qua các buổi tập huấn, giao lưu học hỏi kinh nghiệm từ các mô hình thực tế sẽ giúp người dân biết cách bảo vệ bản thân khỏi nguy cơ phơi nhiễm hóa chất nông nghiệp như thuốc bảo vệ thực vật khi canh tác trong điều kiện môi trường ngoài trời ngày càng khắc nghiệt.

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 502.99-2020.36.

Tài liệu tham khảo

- Atreya, K. (2005), 'Health costs of pesticide use in a vegetable growing area, central mid-hills, Nepal', *Himalayan Journal of Sciences*, 3(5), 81-84.
- Atreya, K. (2008), 'Health costs from short-term exposure to pesticides in Nepal', *Social Science & Medicine*, 67, 511-519.
- Bộ Nông nghiệp và Phát triển Nông thôn (2008), *Thực hành nông nghiệp tốt trong sản xuất rau quả tươi ở Việt Nam*, Nhà xuất bản Nông nghiệp, Hà Nội.

-
- Chen, C.C. & Bruce, A.M. (2001), 'An investigation of the relationship between pesticide usage and climate change', *Climatic Change*, 50, 475-487.
- Chi cục Trồng trọt và Bảo vệ thực vật tỉnh Thừa Thiên Huế (2019), *Báo cáo tổng kết sản xuất trồng trọt và bảo vệ thực vật*, Thừa Thiên Huế.
- Cục Thống kê Thừa Thiên Huế (2018), *Niên giám thống kê tỉnh Thừa Thiên Huế*, Nhà xuất bản Thống kê.
- FAO (2010), *International code of conduct on the distribution and use of pesticides: Guidance on pest and pesticide management policy development*, Rome, Italy.
- Jo, C. (2014), 'Cost-of-illness studies: concepts, scopes, and methods', *Clinical and molecular hepatology*, 20(4), 327-337.
- Kalayou, H.G. & Amare, A.A. (2015), 'Assessment of pesticide use, practice use, practice and environmental effects on the small holder farmers in the North Shoa Zone of Amhara National Regional State of Ethiopia Res', *Journal of Agriculture and Environmental Sciences*, 2(2), 1-9.
- Lauren, A.R. & Bruce, A.M. (2020), 'An analysis of climate impacts on herbicide, insecticide, and fungicide expenditures', *Agronomy*, 10, p.745.
- Nguyen, H.D. & Tran, T.T.D. (1999), 'Economic and health consequences of pesticide use in paddy production in the Mekong Delta, Vietnam', *Economy and Environment Program for Southeast Asia Research report No. 2.*, EEPSEA, Singapore.
- Pham, V.H., Arthur, M. & Peter, O. (2013), *State governance of pesticide use and trade in Vietnam*, NJAS – Wageningen Journal of Life Sciences.
- Trần Huỳnh Bảo Châu & Trần Huỳnh Quang Minh (2019), 'Đánh giá khả năng tuân thủ nguyên tắc sử dụng thuốc bảo vệ thực vật của nông hộ trồng hành tại tỉnh Thừa Thiên Huế', *Tạp chí Khoa học Quản lý và Kinh tế*, 10, 55-68.
- World Bank (2006), *Vietnam food safety and agricultural health action plan*, World Bank, Washington D.C

SỰ KHÁC BIỆT GIỮA CHUẨN MỤC KẾ TOÁN VIỆT NAM VÀ CHUẨN MỤC BÁO CÁO TÀI CHÍNH QUỐC TẾ TRÊN PHƯƠNG DIỆN KHUÔN KHỔ KHÁI NIỆM

Phạm Hoài Hương

Trường Đại học Kinh tế - Đại học Đà Nẵng

Email: huongph@due.edu.vn

Mã bài: JED-326

Ngày nhận: 05/08/2021

Ngày nhận bản sửa: 16/09/2021

Ngày duyệt đăng: 22/7/2022

Tóm tắt:

Hội tụ về khuôn khổ khái niệm chuẩn mực kế toán là điều kiện tiên quyết của hội tụ giữa chuẩn mực kế toán quốc gia và quốc tế. Bài viết nhằm phân tích sự khác biệt về khuôn khổ khái niệm chuẩn mực kế toán giữa Việt Nam và quốc tế trên các khía cạnh mục tiêu của báo cáo tài chính, đặc điểm chất lượng của thông tin tài chính hữu ích, định nghĩa, tiêu chuẩn ghi nhận và đo lường các yếu tố của báo cáo tài chính, và quan điểm về vốn và bảo toàn vốn. Kết quả phân tích cho thấy có sự khác biệt lớn về khuôn khổ khái niệm chuẩn mực kế toán giữa Việt Nam và quốc tế. Điều này cho thấy khoảng cách giữa chuẩn mực kế toán Việt Nam và chuẩn mực báo cáo tài chính quốc tế sẽ ngày càng lớn nếu Việt Nam không có lộ trình cũng như cách thức phù hợp đối với quá trình soạn thảo mới chuẩn mực báo cáo tài chính Việt Nam nhằm cải thiện mức độ hội tụ với chuẩn mực báo cáo tài chính quốc tế.

Từ khóa: Chuẩn mực kế toán, chuẩn mực báo cáo tài chính quốc tế, chuẩn mực kế toán Việt Nam, hội tụ chuẩn mực kế toán, khuôn khổ khái niệm.

Mã JEL: M41

The gap between Vietnamese accounting standards and international financial reporting standards: An analysis of conceptual framework

Abstract

Convergence of conceptual framework is a prerequisite for that national accounting standards converge with international financial reporting standards. This paper is to analyze the differences in conceptual framework between Vietnamese accounting standards and international financial reporting standards in terms of objective of financial reporting, definitions, recognition and measurement of elements of financial statements, and concepts of capital and capital maintenance. The analysis indicates big differences in conceptual framework between the two sets of standards. This implies the gap between Vietnamese accounting standards and international financial reporting standards will be widening if Vietnam does not have suitable progress and approach for the process of composing new Vietnamese financial reporting standards to improve the convergence with international financial reporting standards.

Keywords: Accounting standards; international financial reporting standards; Vietnamese accounting standards; accounting standard convergence; conceptual framework.

JEL code: M41

1. Đặt vấn đề

Khuôn khổ khái niệm của chuẩn mực kế toán bao gồm các khái niệm, nguyên tắc kế toán làm nền tảng cho việc xây dựng các chuẩn mực kế toán cụ thể một cách nhất quán, hướng đến mục tiêu chung của báo cáo tài chính (BCTC). Khuôn khổ khái niệm giúp người lập báo cáo tài chính thiết lập các chính sách kế toán nhất quán khi không có chuẩn mực áp dụng cho một nghiệp vụ hoặc sự kiện cụ thể, hoặc khi chuẩn mực cho phép lựa chọn chính sách kế toán. Chính vì khuôn khổ khái niệm là nguyên tắc chung, làm cơ sở để phát triển các chuẩn mực kế toán nên phân tích sự khác biệt về khuôn khổ khái niệm của các hệ thống chuẩn mực kế toán khác nhau sẽ cho thấy sự khác biệt cơ bản giữa các hệ thống chuẩn mực kế toán.

Chuẩn mực kế toán Việt Nam (Vietnamese Accounting Standards - VAS) được ban hành trong giai đoạn 2001-2005, và cho đến thời điểm hiện tại chưa hề có sự điều chỉnh. Ngay tại thời điểm ban hành, chuẩn mực kế toán Việt Nam khá tương đồng với chuẩn mực báo cáo tài chính quốc tế (Pham, 2016). Tuy nhiên, từ năm 2005 đến nay, Hội đồng soạn thảo chuẩn mực kế toán quốc tế đã có 2 lần điều chỉnh Khuôn khổ khái niệm chuẩn mực báo cáo tài chính vào năm 2010 và 2018. Điều này cho thấy tại thời điểm hiện tại VAS đã lạc hậu so với chuẩn mực báo cáo tài chính quốc tế (International Financial Reporting Standards - IFRS). Bộ Tài chính đã ban hành phương án soạn thảo chuẩn mực báo cáo tài chính Việt Nam (Vietnamese Financial Reporting Standards - VFRS), bao gồm các chuẩn mực báo cáo tài chính được ban hành mới và các chuẩn mực báo cáo tài chính thay thế cho các chuẩn mực kế toán tương ứng trong hệ thống chuẩn mực kế toán Việt Nam hiện hành, trong giai đoạn 2020-2024. VFRS sẽ được xây dựng dựa trên nguyên tắc tiếp thu tối đa IFRS, phù hợp với đặc thù của nền kinh tế Việt Nam, nhu cầu của doanh nghiệp, đảm bảo tính khả thi trong quá trình thực hiện (Bộ Tài chính, 2020).

Bài viết này phân tích sự khác biệt về khuôn khổ khái niệm giữa chuẩn mực báo cáo tài chính quốc tế và chuẩn mực kế toán Việt Nam hiện hành, từ đó cho thấy khoảng cách giữa IFRS và VAS. Từ sự khác biệt về khuôn khổ khái niệm giữa 2 hệ thống chuẩn mực kế toán có thể đề xuất các khuyến nghị về định hướng điều chỉnh chuẩn mực kế toán Việt Nam nhằm rút ngắn khoảng cách giữa chuẩn mực kế toán Việt Nam và IFRS trong bối cảnh Bộ Tài chính đang chuẩn bị soạn thảo VFRS theo hướng hội tụ với IFRS.

Các phần tiếp theo sẽ lần lượt phân tích sự khác biệt về khuôn khổ khái niệm giữa chuẩn mực báo cáo tài chính quốc tế và chuẩn mực kế toán Việt Nam; phân tích nguyên nhân của sự khác biệt. Cuối cùng là kết luận và hàm ý chính sách cho việc xây dựng VFRS trong thời gian tới.

2. Phân tích sự khác biệt về khuôn khổ khái niệm giữa chuẩn mực kế toán Việt Nam và chuẩn mực báo cáo tài chính quốc tế

Khuôn khổ khái niệm của chuẩn mực kế toán bao gồm các nội dung như mục tiêu của báo cáo tài chính, đặc điểm chất lượng của thông tin tài chính hữu ích, định nghĩa, nguyên tắc ghi nhận và đo lường các yếu tố của báo cáo tài chính, khái niệm vốn và bảo toàn vốn. Phần này phân tích sự khác biệt giữa VAS 1 “Chuẩn mực chung” được ban hành theo Quyết định số 165/2002/QĐ-BTC (Bộ Tài chính, 2002) và Khuôn khổ khái niệm IFRS 2018 (IASB, 2018) theo các khía cạnh trên.

Mục tiêu của báo cáo tài chính được xác định trong khuôn khổ khái niệm là cơ sở để hình thành các khái niệm và nguyên tắc kế toán chung nhằm đảm bảo báo cáo tài chính đáp ứng mục tiêu được xác định. Khuôn khổ khái niệm IFRS (đoạn 1.2) xác định mục tiêu của báo cáo tài chính được lập cho mục đích chung là cung cấp thông tin tài chính hữu ích cho các nhà đầu tư và người cho vay hiện tại cũng như tiềm năng trong việc ra quyết định cung cấp nguồn lực cho doanh nghiệp. Từ năm 2001, Ủy ban chuẩn mực kế toán quốc tế (International Accounting Standard Committee - IASC) được tái cấu trúc thành Hội đồng chuẩn mực kế toán quốc tế (International Accounting Standard Board - IASB) với sứ mệnh mới là thiết lập chuẩn mực báo cáo tài chính chất lượng cao, tập trung vào mối quan hệ giữa doanh nghiệp và các nhà đầu tư, và dòng thông tin của thị trường tài chính (Bakker & cộng sự, 2017). Theo đó, Khuôn khổ khái niệm IFRS xác định các nhóm đối tượng chính mà IFRS hướng tới là các nhà đầu tư và người cho vay hiện tại cũng như tiềm năng. Khi báo cáo tài chính đáp ứng nhu cầu thông tin hữu ích của nhóm đối tượng này thì cũng sẽ đáp ứng nhu cầu thông tin của các đối tượng khác (Henry & Holzmann, 2010), do đó IFRS hướng đến cung cấp thông tin hữu ích cho các nhà đầu tư, người cho vay hiện tại và tiềm năng. Trong khi đó, VAS 1 không xác định mục tiêu của báo cáo tài chính nên khó đảm bảo tính nhất quán khi thiết lập các nguyên tắc và khái niệm kế toán.

Để đảm bảo cung cấp thông tin hữu ích cho các nhà đầu tư, người cho vay hiện tại và tiềm năng, Khuôn

khô khái niệm IFRS (đoạn 2.4) xác định các đặc điểm định tính của thông tin tài chính hữu ích gồm thích hợp (relevance) và trình bày trung thực (faithful representation). Thông tin thích hợp cho việc ra quyết định của các đối tượng sử dụng báo cáo tài chính cần phải có tính dự đoán (predictive value) và khẳng định (confirmatory value), trong khi đó thông tin trung thực cần phải đầy đủ (complete), khách quan (neutral) và không có sai sót (free from error). Ngoài ra, các đặc tính có thể so sánh (comparability), có thể kiểm tra (verifiability), kịp thời (timeliness) và dễ hiểu (understandability) làm tăng cường tính hữu ích của thông tin tài chính. Trong khi đó, VAS 1 (đoạn 10-16) quy định thông tin trên báo cáo tài chính cần phải trung thực, khách quan, đầy đủ, kịp thời, dễ hiểu và có thể so sánh. Các yêu cầu này phù hợp với đặc tính trình bày trung thực và các đặc tính tăng cường tính hữu ích của thông tin tài chính được xác định bởi khuôn khổ khái niệm IFRS. Như vậy, VAS ít chú trọng đến tính thích hợp của thông tin tài chính đối với người sử dụng báo cáo tài chính, trong khi IFRS xem đây là một trong hai đặc tính quan trọng của thông tin tài chính hữu ích.

Sự khác biệt về đặc điểm định tính của thông tin tài chính hữu ích dẫn đến sự khác biệt về khái niệm, tiêu chuẩn ghi nhận và đo lường các yếu tố của báo cáo tài chính giữa khuôn khổ khái niệm IFRS và VAS 1. Báo cáo tài chính được lập theo IFRS hướng đến cung cấp thông tin hữu ích (thích hợp và trung thực) cho các đối tượng sử dụng báo cáo tài chính, do đó các quy định về định nghĩa, ghi nhận và đo lường các yếu tố của báo cáo tài chính có tính nguyên tắc chung (principles-based), có thể vận dụng “linh hoạt” tùy theo các đối tượng cụ thể trong các tình huống đa dạng, đảm bảo cung cấp thông tin hữu ích cho việc đánh giá triển vọng dòng tiền tương lai và năng lực quản lý nguồn lực kinh tế của đơn vị báo cáo. Trong khi đó, VAS chú trọng tính trung thực của thông tin tài chính nên các quy định về định nghĩa, ghi nhận và đo lường các yếu tố của báo cáo tài chính có tính chi tiết và ít linh hoạt hơn (rules-based).

Định nghĩa các yếu tố của báo cáo tài chính theo khuôn khổ khái niệm IFRS có tính “linh hoạt” hơn so với VAS 1, cụ thể:

- Khuôn khổ khái niệm IFRS (đoạn 4.3) định nghĩa tài sản là nguồn lực kinh tế hiện tại được kiểm soát bởi doanh nghiệp và là kết quả của sự kiện quá khứ. Trong khi VAS 1 (đoạn 20) định nghĩa tài sản là “nguồn lực do doanh nghiệp kiểm soát và có thể thu được lợi ích kinh tế trong tương lai”. Có thể thấy Khuôn khổ khái niệm IFRS nhấn mạnh tài sản là “nguồn lực kinh tế” mà không đề cập đến khả năng thu được lợi ích kinh tế như VAS 1. Khả năng tạo ra lợi ích kinh tế của tài sản được Khuôn khổ khái niệm IFRS (đoạn 4.4) đề cập khi giải thích khái niệm về nguồn lực kinh tế, đó là “quyền” có khả năng tạo ra lợi ích kinh tế. “Khả năng” tạo ra lợi ích kinh tế không nhất thiết phải chắc chắn hay xác suất cao mà chỉ yêu cầu tại thời điểm hiện tại “quyền” tạo ra lợi ích kinh tế phải tồn tại đối với doanh nghiệp trong ít nhất một trường hợp (Khuôn khổ khái niệm IFRS, đoạn 4.14).

- Khuôn khổ khái niệm IFRS (đoạn 4.26) định nghĩa nợ phải trả là nghĩa vụ hiện tại của doanh nghiệp về chuyển giao nguồn lực kinh tế do kết quả của sự kiện đã xảy ra, nhưng việc thanh toán nghĩa vụ đó không nhất thiết phải liên quan đến dòng lợi ích kinh tế được chi ra từ doanh nghiệp như định nghĩa nợ phải trả ở VAS 1 (đoạn 18a). Như vậy, nợ phải trả theo định nghĩa của IFRS có tính bao quát hơn VAS. Chẳng hạn như trường hợp một khoản nợ phải trả có thể được thanh toán bằng cách ghi nhận một khoản nợ phải trả khác thỏa mãn định nghĩa nợ phải trả của IFRS nhưng không thỏa mãn định nghĩa của VAS. Ngoài ra, Khuôn khổ khái niệm IFRS (đoạn 4.29) giải thích nghĩa vụ hiện tại không nhất thiết phải xác định đối tượng mà doanh nghiệp có nghĩa vụ là ai. Điều này làm cho định nghĩa nợ phải trả theo khuôn khổ khái niệm IFRS rộng hơn VAS 1, xóa được khoảng cách giữa lý thuyết và thực tiễn về nợ phải trả được trình bày trên bảng cân đối kế toán. Trong thực tiễn có những khoản nợ phải trả được trình bày trên bảng cân đối kế toán nhưng chưa xác định được đối tượng mà doanh nghiệp có nghĩa vụ phải thanh toán tại thời điểm lập bảng cân đối kế toán, ví dụ như dự phòng phải trả liên quan đến sửa chữa lớn tài sản cố định. Trường hợp này thỏa mãn định nghĩa nợ phải trả theo khuôn khổ khái niệm IFRS, nhưng không thỏa mãn định nghĩa về nợ phải trả theo VAS 1 mặc dù vẫn được ghi nhận là nợ phải trả trong thực tiễn kế toán ở Việt Nam.

- Khuôn khổ khái niệm IFRS (đoạn 4.63) định nghĩa vốn chủ sở hữu dựa trên phương trình kế toán, đó là lợi ích còn lại trong tài sản của doanh nghiệp, sau khi trừ các khoản nợ phải trả. VAS 1 (đoạn 29) định nghĩa vốn chủ sở hữu bằng cách liệt kê các loại vốn chủ sở hữu, gồm: vốn của các nhà đầu tư, thặng dư vốn cổ phần, lợi nhuận giữ lại, các quỹ, lợi nhuận chưa phân phối, chênh lệch tỷ giá và chênh lệch đánh giá lại tài sản. Như vậy, định nghĩa vốn chủ sở hữu của IFRS mang tính tổng quát hơn, còn định nghĩa của VAS phụ

thuộc vào cách phân loại vốn chủ sở hữu trên bảng cân đối kế toán nên định nghĩa sẽ thay đổi khi cách phân loại vốn chủ sở hữu thay đổi.

- Khuôn khổ khái niệm IFRS (đoạn 4.68-69) định nghĩa doanh thu, thu nhập¹ và chi phí theo cách tiếp cận bảng cân đối kế toán. Theo đó, doanh thu, thu nhập và chi phí là sự thay đổi tài sản hoặc nợ phải trả dẫn đến làm thay đổi vốn chủ sở hữu, không bao gồm các khoản đóng góp và phân phối cho chủ sở hữu. Trong khi đó, VAS 1 (đoạn 31), dựa trên cách tiếp cận báo cáo kết quả kinh doanh, định nghĩa doanh thu, thu nhập và chi phí gắn với dòng lợi ích kinh tế thu vào và chi ra phát sinh từ các hoạt động sản xuất, kinh doanh thông thường và các hoạt động khác của doanh nghiệp, góp phần làm tăng, giảm vốn chủ sở hữu, không bao gồm khoản góp vốn và phân phối cho cổ đông hoặc chủ sở hữu. Như vậy, định nghĩa doanh thu, thu nhập và chi phí theo IFRS rộng hơn VAS. Theo IFRS, doanh thu, thu nhập và chi phí không chỉ bao gồm các khoản liên quan trực tiếp đến lãi, lỗ từ hoạt động kinh doanh như quy định của VAS, mà còn bao gồm các khoản thu nhập, chi phí (lãi, lỗ) được điều chỉnh trực tiếp vào vốn chủ sở hữu. Sự khác biệt này do sự khác nhau về yêu cầu thông tin được trình bày trên báo cáo thu nhập toàn diện (comprehensive income statement) được lập theo IFRS và báo cáo kết quả hoạt động kinh doanh được lập theo VAS. Báo cáo thu nhập toàn diện gồm 2 phần: Lãi, lỗ liên quan trực tiếp đến hoạt động kinh doanh trong kỳ (tương ứng với lãi, lỗ trình bày trên báo cáo kết quả hoạt động kinh doanh theo VAS), và thu nhập toàn diện khác bao gồm thu thập, chi phí (lãi, lỗ) được điều chỉnh trực tiếp vào vốn chủ sở hữu trong kỳ. Khuôn khổ khái niệm IFRS (đoạn 7.16-17) cho rằng phân tích thành quả tài chính (financial performance) của một doanh nghiệp cần phân tích tất cả các khoản thu nhập và chi phí đã được ghi nhận, bao gồm cả thu nhập, chi phí (lãi, lỗ) được ghi nhận ở vốn chủ sở hữu. Đặc biệt là trường hợp thu nhập, chi phí phát sinh do thay đổi giá trị hiện hành của tài sản và nợ phải trả được điều chỉnh trực tiếp vào vốn chủ sở hữu, làm cho báo cáo thu nhập toàn diện cung cấp thông tin thích hợp và trung thực hơn về thành quả của doanh nghiệp trong kỳ kế toán.

Về ghi nhận các yếu tố của báo cáo tài chính, VAS 1 (đoạn 39) quy định các yếu tố của báo cáo tài chính được ghi nhận khi đảm bảo cả 2 tiêu chí: “Chắc chắn thu được lợi ích kinh tế hoặc làm giảm lợi ích kinh tế trong tương lai”, và “Khoản mục đó có giá trị và xác định được giá trị một cách đáng tin cậy”. Trong khi đó, Khuôn khổ khái niệm IFRS (đoạn 5.7) quy định tài sản và nợ phải trả chỉ được ghi nhận khi việc ghi nhận tài sản hoặc nợ phải trả đó cung cấp cho người sử dụng báo cáo tài chính thông tin hữu ích (thích hợp và trung thực). Việc ghi nhận tài sản hoặc nợ phải trả có thể không cung cấp thông tin thích hợp nếu không chắc chắn tài sản hoặc nợ phải trả tồn tại; Hoặc tài sản hoặc nợ phải trả tồn tại nhưng khả năng nhận (inflow) hoặc chuyển giao (outflow) lợi ích kinh tế là thấp (đoạn 5.12). Tính trung thực của thông tin báo cáo tài chính có thể bị ảnh hưởng bởi mức độ không chắc chắn (không tin cậy) của đo lường giá trị của tài sản hoặc nợ phải trả. Như vậy, tính hữu ích của việc ghi nhận tài sản và nợ phải trả được giải thích ở Khuôn khổ khái niệm IFRS cũng liên quan đến 2 tiêu chí “chắc chắn tồn tại” và “đo lường tin cậy” như quy định của VAS, tuy nhiên IFRS không quy định “cứng” như VAS mà yêu cầu dung hòa giữa 2 tiêu chí nhằm đảm bảo cung cấp thông tin hữu ích nhất. Nếu đo lường thích hợp nhất không cung cấp thông tin trung thực về tài sản hoặc nợ phải trả, thông tin hữu ích nhất có thể là một đo lường khác (kèm theo mô tả và giải thích liên quan) nhưng mức độ không chắc chắn của đo lường thấp hơn (Khuôn khổ khái niệm IFRS, đoạn 5.21). Với điều kiện ghi nhận các yếu tố của báo cáo tài chính theo quy định của VAS 1, để xác định khả năng nhận hoặc chuyển giao lợi ích kinh tế có “chắc chắn” hay không cần phải dựa trên một phạm vi xác suất nhất định (probability threshold). Điều này làm cho nhiều trường hợp rõ ràng là hình thành tài sản hoặc nợ phải trả nhưng không được ghi nhận, vì vậy IASB đã loại tiêu chí này ra khỏi điều kiện ghi nhận tài sản hoặc nợ phải trả và được thay thế bằng tính thích hợp của thông tin được cung cấp từ việc ghi nhận tài sản hoặc nợ phải trả (Deloitte, 2018). IASB cho rằng sự không chắc chắn của ghi nhận tài sản hay nợ phải trả không phụ thuộc vào sự không chắc chắn tồn tại của tài sản hay nợ phải trả mà là sự không liên quan của thông tin và chi phí để có được thông tin (Gebhardt & cộng sự, 2014).

Khác với VAS 1, Khuôn khổ khái niệm IFRS chỉ quy định nguyên tắc ghi nhận tài sản và nợ phải trả nhưng không đề cập nguyên tắc ghi nhận doanh thu, thu nhập và chi phí. IFRS theo cách tiếp cận bảng cân đối kế toán, nên doanh thu, thu nhập và chi phí được ghi nhận từ sự ghi nhận tăng, giảm tài sản hoặc nợ phải trả. Ngoài ra, VAS 1 quy định chi phí được ghi nhận phải tuân thủ nguyên tắc phù hợp giữa doanh thu và chi phí. Tuy nhiên, nguyên tắc phù hợp không được quy định bởi Khuôn khổ khái niệm IFRS mà được xem như là nguyên tắc kế toán chung được thừa nhận (Barker & Penman, 2020). Sự khác biệt này do quan

điểm về chi phí của IFRS rộng hơn VAS. Theo Khuôn khổ khái niệm IFRS, chi phí không chỉ gồm các chi phí liên quan trực tiếp đến xác định lãi, lỗ từ hoạt động kinh doanh mà còn bao gồm các khoản chi phí (lỗ) được điều chỉnh giảm trực tiếp vào vốn chủ sở hữu, do đó không phải tất cả chi phí được ghi nhận đều phải tuân thủ nguyên tắc phù hợp. Hơn nữa, một số khoản chi phí, chẳng hạn như chi phí liên quan đến tổn thất tài sản, được ghi nhận do tuân thủ nguyên tắc thận trọng nhưng không đảm bảo nguyên tắc phù hợp giữa doanh thu và chi phí. Hoặc là có những chi phí phải ghi nhận là chi phí trong kỳ dù không liên quan đến doanh thu được tạo ra trong kỳ vì không thỏa mãn điều kiện ghi nhận tài sản. Do đó, việc quy định chi phí được ghi nhận phải tuân thủ nguyên tắc phù hợp của VAS 1 dẫn đến sự không nhất quán giữa chuẩn mực chung và các chuẩn mực cụ thể.

Về đo lường các yếu tố của báo cáo tài chính, IFRS hướng tới cung cấp thông tin hữu ích cho người sử dụng báo cáo tài chính nên cho phép sử dụng các loại giá khác nhau để đo lường tài sản và nợ phải trả. Về cơ bản có 2 cơ sở đo lường được quy định ở Khuôn khổ khái niệm IFRS (đoạn 6.4-21), đó là giá gốc và giá hiện hành. Giá gốc là giá của giao dịch hình thành tài sản hoặc nợ phải trả của doanh nghiệp, do đó phản ánh các điều kiện của thị trường tại thời điểm ghi nhận ban đầu của tài sản hoặc nợ phải trả. Giá hiện hành phản ánh các điều kiện của thị trường tại ngày đo lường. Giá hiện hành có thể là giá trị hợp lý, giá trị sử dụng (value in use) đối với tài sản hoặc giá trị thực hiện (fulfillment value) đối với nợ phải trả, và giá phí hiện hành (current cost). Loại giá nào được sử dụng để đo lường tài sản và nợ phải trả được quy định ở các chuẩn mực báo cáo tài chính quốc tế phù hợp với đặc điểm từng loại tài sản và nợ phải trả cụ thể. Khác với IFRS, VAS1 (đoạn 05) chỉ quy định một cơ sở giá duy nhất là giá gốc, mặc dù các VAS khác vẫn quy định sử dụng giá khác với giá gốc để phản ánh tài sản trên bảng cân đối kế toán trong các tình huống nhất định, ví dụ như VAS 02 quy định hàng tồn kho được trình bày trên bảng cân đối kế toán theo giá thấp hơn giữa giá gốc và giá trị thuần có thể thực hiện được. Việc sử dụng giá gốc là cơ sở giá chủ đạo để đo lường các yếu tố của báo cáo tài chính khó có thể cung cấp thông tin thích hợp cho việc ra quyết định của các đối tượng sử dụng báo cáo tài chính. Giá gốc phản ánh các điều kiện của thị trường tại thời điểm hình thành tài sản hoặc nợ phải trả mà không phải tại thời điểm lập báo cáo tài chính nên tính dự đoán của thông tin tài chính dựa trên giá gốc không cao. Có thể do VAS chú trọng tính trung thực của thông tin tài chính hơn tính thích hợp nên giá gốc được chọn là cơ sở đo lường các yếu tố của báo cáo tài chính.

Tùy theo quan điểm về vốn và bảo toàn vốn mà doanh nghiệp lựa chọn loại giá thích hợp để đo lường tài sản và nợ phải trả trình bày trên báo cáo tài chính. Theo Khuôn khổ khái niệm IFRS (đoạn 8.1), có 2 quan điểm về vốn: Vốn tài chính và vốn vật chất. Vốn tài chính đồng nghĩa với giá trị tài sản thuần hay vốn chủ sở hữu, trong khi vốn vật chất được xem là năng lực hoạt động của doanh nghiệp. Khái niệm vốn tài chính được sử dụng nếu người sử dụng báo cáo tài chính quan tâm đến bảo toàn giá trị danh nghĩa hoặc sức mua của vốn đầu tư. Vốn vật chất thích hợp khi người sử dụng báo cáo tài chính quan tâm đến năng lực hoạt động của doanh nghiệp. Tương ứng với các khái niệm khác nhau về vốn có các quan điểm bảo toàn vốn khác nhau là bảo toàn vốn tài chính và bảo toàn vốn vật chất. Từ đó, lợi nhuận được xác định dựa trên quan điểm về bảo toàn vốn. Về nguyên tắc, lợi nhuận chỉ có được khi vốn ở cuối kỳ sau khi đã bảo toàn được vốn ở đầu kỳ, phần còn lại chính là lợi nhuận. Theo quan điểm bảo toàn vốn tài chính với đơn vị tiền tệ danh nghĩa, lợi nhuận là chênh lệch giá trị tài sản thuần ở cuối kỳ so với đầu kỳ. Tuy nhiên, nếu sử dụng đơn vị tiền tệ với sức mua không đổi thì tài sản và nợ phải trả cần được điều chỉnh theo chỉ số giá chung, chênh lệch do đánh giá lại tài sản và nợ phải trả được điều chỉnh trực tiếp vào vốn chủ sở hữu. Lợi nhuận là chênh lệch giữa giá trị tài sản thuần ở cuối kỳ và đầu kỳ sau khi đã điều chỉnh theo chỉ số giá chung. Trường hợp bảo toàn vốn vật chất thì lợi nhuận chỉ có được khi năng lực hoạt động của doanh nghiệp ở cuối kỳ cao hơn ở đầu kỳ. Khi đó, giá phí hiện hành được sử dụng làm cơ sở đo lường tài sản và nợ phải trả, và chênh lệch do đánh giá lại tài sản và nợ phải trả theo giá phí hiện hành được điều chỉnh trực tiếp vào vốn chủ sở hữu. Khái niệm vốn và bảo toàn vốn không được đề cập ở VAS 1. Tuy nhiên, giá gốc là cơ sở giá chủ đạo dùng để đo lường các yếu tố của báo cáo tài chính được lập theo VAS, điều này cho thấy VAS chỉ sử dụng khái niệm vốn tài chính và bảo toàn vốn tài chính với đơn vị tiền tệ danh nghĩa. Do đó, thông tin về lợi nhuận ít hữu ích đối với người sử dụng báo cáo tài chính trong điều kiện nền kinh tế lạm phát vì nếu báo cáo kết quả kinh doanh phản ánh doanh nghiệp kinh doanh có lãi thì vẫn chưa chắc đã duy trì được quy mô hoạt động.

Tóm lại, IFRS hướng tới cung cấp thông tin hữu ích (thích hợp và trung thực) cho các đối tượng sử dụng báo cáo tài chính nên các quy định của Khuôn khổ khái niệm IFRS mang tính nguyên tắc chung (principles-

based), đòi hỏi tính xét đoán nghề nghiệp cao để có thể vận dụng các nguyên tắc chung trong xử lý các tình huống cụ thể, nhằm đảm bảo cung cấp thông tin hữu ích nhất cho các đối tượng sử dụng báo cáo tài chính. VAS không xác định mục tiêu của báo cáo tài chính cụ thể và yêu cầu thông tin kế toán chú trọng tính trung thực hơn là thích hợp, do đó các quy định thường chi tiết, cụ thể (rules-based), ít cần tính xét đoán nghề nghiệp. Sự khác biệt về khuôn khổ khái niệm chuẩn mực kế toán hàm ý tồn tại sự khác biệt lớn giữa VAS và IFRS.

3. Phân tích nguyên nhân dẫn đến sự khác biệt giữa chuẩn mực kế toán Việt Nam và chuẩn mực báo cáo tài chính quốc tế

Khoảng cách thời gian ban hành VAS 1 và Khuôn khổ khái niệm IFRS hiện hành tất yếu dẫn đến sự khác biệt lớn giữa VAS và IFRS. VAS 1 được ban hành vào năm 2002, khi Việt Nam lần đầu tiên ban hành chuẩn mực kế toán, trong khi Khuôn khổ khái niệm IFRS được điều chỉnh lần gần nhất vào năm 2018. Khoảng cách thời gian 16 năm với những thay đổi lớn của môi trường kinh tế đã làm cho VAS 1 lạc hậu nhiều so với Khuôn khổ khái niệm IFRS. Câu hỏi đặt ra là vì sao VAS không được điều chỉnh, cập nhật trong suốt một thời gian dài? VAS được ban hành trong khoảng thời gian 2001-2005 để chuẩn bị chính thức gia nhập Tổ chức thương mại thế giới (WTO) vào năm 2007. Điều này cho thấy Việt Nam ban hành chuẩn mực kế toán là do áp lực từ bên ngoài mà không phải xuất phát từ nhu cầu thực sự từ bên trong (Nguyen & Tran, 2012), có lẽ vì vậy Bộ Tài chính không quan tâm đến việc điều chỉnh VAS cho phù hợp với thay đổi của môi trường kinh tế, tài chính trong từng giai đoạn.

IFRS là điển hình của mô hình kế toán *Anglosaxon*, phù hợp với các nước phát triển (Perera & Baydoun, 2007; Prather-Kinsey, 2006), nên khó có thể áp dụng nguyên bản vào một nước đang phát triển như Việt Nam. Tuy nhiên, VAS gần như là phiên bản dịch của IFRS tại thời điểm VAS được soạn thảo. VAS có mức độ tương đồng với IFRS đến 84% tại thời điểm VAS được ban hành, trong đó phần lớn là VAS áp dụng nguyên các vấn đề được quy định ở IFRS, rất ít có sự điều chỉnh (Pham, 2016). Cách tiếp cận này làm cho VAS chỉ hội tụ với IFRS về mặt hình thức, ít có tính thực tiễn nên khó áp dụng. Trong thực tế, người làm kế toán ở Việt Nam có thói quen làm theo các quy định chi tiết của chế độ kế toán mà ít quan tâm đến vận dụng chuẩn mực kế toán (Nguyen & Richard, 2011). Bộ Tài chính chỉ quan tâm đến việc cập nhật, sửa đổi và ban hành mới chế độ kế toán mà không điều chỉnh hay ban hành mới VAS. Điều này cho thấy ở Việt Nam, tính thực thi của chế độ kế toán cao hơn chuẩn mực kế toán, do đó người làm kế toán chỉ dựa vào các quy định của chế độ kế toán để xử lý các giao dịch kinh tế. Đây cũng là nguyên nhân quan trọng làm cho VAS ngày càng lạc hậu so với IFRS.

IFRS chú trọng cung cấp thông tin hữu ích cho các đối tượng tham gia trên thị trường tài chính. Ở Việt Nam, nguồn tài chính của các doanh nghiệp phụ thuộc nhiều vào hệ thống ngân hàng, thị trường chứng khoán chưa thực sự phát triển (Leung, 2009), do đó các doanh nghiệp ở Việt Nam ít có áp lực cung cấp thông tin cho các nhà đầu tư. Đặc điểm này cũng là một trong các yếu tố tạo ra khoảng cách giữa VAS và IFRS.

IFRS có xu hướng chuyển dịch sang cơ sở đo lường theo giá hiện hành nhằm cung cấp thông tin thích hợp cho việc ra quyết định của các đối tượng sử dụng báo cáo tài chính. Tuy nhiên, áp dụng cơ sở đo lường theo giá hiện hành khó đảm bảo tính trung thực với một nền kinh tế không hoàn toàn là kinh tế thị trường như Việt Nam.

4. Kết luận và hàm ý chính sách

Khuôn khổ khái niệm VAS có sự khác biệt lớn so với IFRS. Khuôn khổ khái niệm IFRS có tính nguyên tắc chung, trong khi VAS 1 quy định chi tiết hơn. Sự khác biệt này xuất phát từ mục tiêu của IFRS và VAS khác nhau. IFRS hướng đến cung cấp thông tin hữu ích (thích hợp và trung thực) cho các nhà đầu tư và người cho vay hiện tại cũng như tiềm năng, trong khi VAS không xác định rõ các nhóm đối tượng chính sử dụng báo cáo tài chính của doanh nghiệp nhưng chú trọng tính trung thực của thông tin trên báo cáo tài chính hơn tính thích hợp. Nguyên nhân dẫn đến sự khác biệt giữa VAS và IFRS là do mức độ phát triển kinh tế, hệ thống tài chính, tính thực thi của chuẩn mực kế toán cũng như “thói quen” làm kế toán ở Việt Nam.

Sự khác biệt về khuôn khổ khái niệm chuẩn mực kế toán cho thấy tồn tại khoảng cách lớn giữa VAS và IFRS. Hiện nay Bộ Tài chính đang trong giai đoạn soạn thảo VFRS theo hướng hội tụ với IFRS. Những nguyên nhân dẫn đến sự khác biệt giữa VAS và IFRS được phân tích ở trên cho thấy Việt Nam khó có thể áp dụng nguyên bản IFRS mà cần có sự điều chỉnh cho phù hợp với điều kiện cụ thể của Việt Nam. Để có thể

vận dụng IFRS vào Việt Nam một cách tốt nhất, cần xác định cách tiếp cận với IFRS phù hợp với điều kiện Việt Nam và chuẩn bị các điều kiện môi trường thuận lợi cho sự thay đổi chuẩn mực kế toán theo hướng hội tụ với IFRS. Cụ thể các khuyến nghị với các bên liên quan như sau:

Đối với Bộ Tài chính:

- Soạn thảo VFRS không nên chỉ đơn giản là dịch IFRS như cách làm trước đây vì cách làm này có thể làm cho mức độ hội tụ của VFRS với IFRS về hình thức (de-jure convergence) cao nhưng mức độ hội tụ thực tế (de-facto convergence) thấp nếu như VFRS không thực sự phù hợp với điều kiện thực tế của Việt Nam (Pham, 2015). Thực tế cho thấy lần đầu tiên ban hành VAS, Việt Nam đã chọn các chuẩn mực kế toán quốc tế (IAS hoặc IFRS) được cho là phù hợp với Việt Nam để áp dụng gần như nguyên bản, rất ít điều chỉnh, nhưng tính thực tiễn của VAS không cao (Pham, 2016). Để đảm bảo tính thực tiễn của chuẩn mực kế toán, nên chọn cách vận dụng IFRS có điều chỉnh thích hợp với điều kiện của Việt Nam. Để có thể thực hiện điều chỉnh IFRS hợp lý, tổ chức nghề nghiệp kế toán cần đóng vai trò quan trọng trong quá trình soạn thảo chuẩn mực. Thành viên của nhóm soạn thảo chuẩn mực kế toán cần có những người có nhiều kinh nghiệm trong lĩnh vực kế toán và am hiểu về IFRS bên cạnh các chuyên gia, các nhà nghiên cứu thuộc lĩnh vực kế toán.

- Mục tiêu của báo cáo tài chính cần được xác định ở khuôn khổ khái niệm chuẩn mực kế toán (chuẩn mực chung), từ đó các tiêu chuẩn chất lượng của thông tin tài chính được xác định nhằm đáp ứng mục tiêu của báo cáo tài chính. Các quy định kế toán cần hướng đến đáp ứng tiêu chuẩn chất lượng của báo cáo tài chính đã được xác định. Như vậy chuẩn mực kế toán mới có thể đáp ứng nhu cầu thực sự của các đối tượng sử dụng báo cáo tài chính ở Việt Nam.

- IFRS mặc dù vẫn sử dụng cả giá gốc và giá hiện hành nhưng có xu hướng chuyển dịch về phía giá hiện hành vì giá hiện hành cung cấp thông tin với điều kiện của thị trường tại thời điểm đo lường nên thích hợp hơn cho việc ra quyết định của các đối tượng sử dụng báo cáo tài chính (IASB, 2010). Nếu muốn VFRS hội tụ thực sự với IFRS thì nền kinh tế Việt Nam cần được vận hành đúng theo cơ chế thị trường và thông tin cần thiết để đo lường tài sản và nợ phải trả theo giá hiện hành cần có sẵn. Nếu Việt Nam không đủ điều kiện để áp dụng giá hiện hành thì cho dù VFRS có bổ sung thêm giá hiện hành như là một sự lựa chọn khác bên cạnh giá gốc thì các doanh nghiệp vẫn chọn giá gốc, như vậy VFRS cũng chỉ hội tụ với IFRS về mặt hình thức.

- Tăng cường tính thực thi của chuẩn mực kế toán là một trong các điều kiện tiên quyết để thúc đẩy sự hội tụ của VFRS với IFRS. Sự tồn tại của chế độ kế toán song song với chuẩn mực kế toán có thể ảnh hưởng đến tính thực thi của chuẩn mực kế toán. Do đó, Bộ Tài chính có thể cân nhắc loại bỏ chế độ kế toán khi ban hành VFRS.

Đối với các doanh nghiệp:

VFRS được soạn thảo theo hướng hội tụ với IFRS, cung cấp thông tin hữu ích cho các đối tượng tham gia thị trường tài chính. Do đó, vận dụng VFRS sẽ giúp doanh nghiệp dễ dàng huy động vốn trên thị trường tài chính. Nhận thức được lợi ích của áp dụng VFRS sẽ là động lực để ban điều hành doanh nghiệp và người làm kế toán có thái độ tích cực với việc áp dụng VFRS, góp phần quan trọng trong việc thực thi VFRS, cũng như thúc đẩy sự hội tụ của VFRS với IFRS về mặt thực tiễn (de-facto convergence).

Đối với các đơn vị đào tạo:

Để có thể hội tụ với IFRS thì chuẩn mực kế toán Việt Nam cần có sự chuyển dịch từ quy định chi tiết (rules-based) sang quy định có tính nguyên tắc chung (principles-based). Điều này đòi hỏi người làm kế toán cần có khả năng xét đoán chuyên môn cao, nhưng người làm kế toán ở Việt Nam lại có thói quen làm kế toán theo các quy định, hướng dẫn chi tiết. Đây là một trở ngại để có thể vận dụng IFRS ở Việt Nam. Do đó, chương trình đào tạo ngành kế toán ở các trường đại học cần thay đổi phương pháp giảng dạy kế toán, hướng người học có khả năng phân tích, vận dụng các nguyên tắc kế toán chung để xử lý các tình huống cụ thể (Jackling & cộng sự, 2012).

Ghi chú:

1. Khuôn khổ khái niệm IFRS 2018 dùng thuật ngữ “income” để chỉ doanh thu, thu nhập.

Tài liệu tham khảo

- Bakker, E., Rands, E., Balasubramanian, T. V., Unsworth, C., Chaudhry, A., Merwe, M. v. d., Coetsee, D., Varughese, S., Johnstone, C., & Yeung, P. (2017), *Interpretation and application of IFRS standards*, John Wiley & Sons, Ltd.
- Barker, R., & Penman, S. (2020), 'Moving the conceptual framework forward: Accounting for uncertainty', *Contemporary Accounting Research*, 37(1 (Spring 2020)), 322-357, Doi:10.1111/1911-3846.12585.
- Bộ Tài chính (2002), *Quyết định số 165/QĐ-BTC ban hành và công bố sáu (6) chuẩn mực kế toán Việt Nam (Đợt 2)*, ban hành ngày 31 tháng 12 năm 2002.
- Bộ Tài chính (2020), *Quyết định số 345/QĐ-BTC phê duyệt đề án áp dụng chuẩn mực báo cáo tài chính ở Việt Nam*, ban hành ngày 16 tháng 3 năm 2020.
- Deloitte (2018), *IFRS in focus*, truy cập từ <<https://www.iasplus.com/en/publications/global/ifrs-in-focus/2018/cf>>.
- Gebhardt, G., Mora, A., & Wagenhofer, A. (2014), 'Revisiting the fundamental concepts of IFRS', *Abacus*, 50(1), 107-116, Doi:10.1111/abac.12024.
- Henry, E., & Holzmann, O. J. (2010), 'Conceptual framework revisions: Say goodbye to "reliability" and "stewardship"', *The Journal of Corporate Accounting and Finance*, 22(3), 91-94.
- IASB (2010), *International financial reporting standards Part B*, London, United Kingdom.
- IASB (2018), *Conceptual framework for financial reporting*, truy cập từ <<https://www.ifrs.org/issued-standards/list-of-standards/conceptual-framework/>>.
- Jackling, B., Howieson, B., & Natoli, R. (2012), 'Some implications of IFRS adoption for accounting education', *Australian Accounting Review*, 22(4), 331-340, Doi:10.1111/j.1835-2561.2012.00197.x.
- Leung, S. (2009), 'Banking and financial sector reforms in Vietnam', *ASEAN Economic Bulletin*, 26, 44-57.
- Nguyen, C. P., & Richard, J. (2011), 'Economic transition and accounting system reform in Vietnam', *European Accounting Review*, 20(4), 693-725, Doi:10.1080/09638180.2011.623858.
- Nguyen, C. P., & Tran, D. K. N. (2012), 'International harmonisation and national particularities of accounting: Recent accounting development in Vietnam', *Journal of Accounting and Organizational Change*, 8(3), 431-451.
- Perera, H., & Baydoun, N. (2007), 'Convergence with international financial reporting standards: The Case of Indonesia', *Advances in International Accounting*, 20, 201-224.
- Pham, H. H. (2015), 'Accounting standard compliance in an emerging economy – Vietnam', *Proceedings of International Conference on Accounting 2015*, University of Economics, Da Nang, 228-239.
- Pham, H. H. (2016), 'Vietnam's path to converging with international accounting standards', *Corporate Ownership & Control*, 14(1), 644-655.
- Prather-Kinsey, J. (2006), 'Developing countries converging with developed-country accounting standards: Evidence from South Africa and Mexico', *The International Journal of Accounting*, 41(2), 141-162.

GIÁ TRỊ CẢM NHẬN CỦA KHÁCH DU LỊCH ĐỐI VỚI CHƯƠNG TRÌNH DU LỊCH SINH THÁI: TRƯỜNG HỢP NGHIÊN CỨU TẠI CÔNG TY LỮ HÀNH QUỐC TẾ HUETOURIST

Hồ Thị Hương Lan

Trường Đại học Kinh tế, Đại học Huế

Email: huonglanmarketing@gmail.com

Mã bài báo: JED-359

Ngày nhận: 14/08/2021

Ngày nhận bản sửa: 04/11/2021

Ngày duyệt đăng: 11/07/2022

Tóm tắt

Mục tiêu của nghiên cứu này nhằm làm rõ cảm nhận của du khách về giá trị trải nghiệm chương trình du lịch sinh thái được cung cấp bởi Công ty Lữ Hành Quốc tế HueTourist. Dữ liệu phân tích được thực hiện thông qua khảo sát 157 phiếu trả lời hợp lệ bằng kỹ thuật phân tích chủ yếu là hồi quy tuyến tính. Kết quả nghiên cứu đã cho thấy 5 yếu tố: giá trị tri thức, giá trị cảm xúc, giá trị chức năng, giá trị kinh tế và giá trị xã hội đều có tác động đến sự hài lòng của du khách. Đồng thời, những hàm ý quản trị cho HueTourist cũng như cho các bên liên quan cũng được thảo luận và đề xuất trong bài viết này.

Từ khóa: Chương trình du lịch sinh thái, khách du lịch sinh thái, HueTourist, giá trị cảm nhận.

Mã JEL: L83.

Visitors' perceived value of ecotourism tour: The case of HueTourist

Abstract

The aim of the study is to determine the visitors' perceived value of HueTourist's ecotourism tour. Data were analyzed using the main technique of linear regression after a survey of 157 valuable respondents. The findings demonstrate that visitors' satisfaction with HueTourist ecotourism tour was influenced by five determinants of perceived value, including functional value, emotional value, social value, epistemic value, and conditional value. Managerial implications for HueTourist as well as stakeholders are also examined and proposed in this study.

Keywords: Ecotourism tour, ecotourist, HueTourist, perceived value.

JEL code: L83.

1. Giới thiệu

Giá trị cảm nhận là khái niệm được đề cập rất nhiều trong các nghiên cứu hàn lâm và các nghiên cứu thực nghiệm nhằm kiểm tra các biến số ảnh hưởng đến việc sử dụng sản phẩm và dịch vụ trong tương lai cũng như quyết định mua hàng của khách hàng (Jamal & cộng sự, 2011). Bên cạnh đó, giá trị cảm nhận cũng được coi là một khái niệm đáng tin cậy để dự đoán các hành vi của khách du lịch (Eid & El-Gohary, 2015; Pandža Bajsić, 2015) và cung cấp những ý nghĩa thiết thực cho việc tiếp thị các tour du lịch sinh thái (Kim & Park, 2017). Pandža Bajsić (2015) đã cho rằng khái niệm giá trị cảm nhận cung cấp một nền tảng lý thuyết tốt để đánh giá một tour du lịch sinh thái từ góc độ của khách du lịch. Bởi lẽ, việc nhấn mạnh vào giá trị cảm nhận của du khách đối với loại hình du lịch sinh thái sẽ tạo nền tảng tốt để thu hút khách du lịch có trách nhiệm hơn với môi trường cũng như tạo ra cơ hội để những người có cùng quan tâm chia sẻ các giá trị khi trải nghiệm du lịch sinh thái (Kim & Park, 2017).

Du lịch sinh thái là một trong những thị trường du lịch phát triển nhanh chóng nhất trên thế giới (Jamzory

& Lawonk, 2017). Nó là một loại hình du lịch đặc biệt liên quan chặt chẽ đến các khu vực nhạy cảm về môi trường, văn hóa và được xem là góp phần vào việc bảo tồn môi trường cũng như khả năng duy trì sinh thái (Reimer & Walter, 2013). Du lịch sinh thái chiếm khoảng 5% đến 10% thị trường du lịch toàn cầu và đang trở thành một trong những lĩnh vực phát triển nhanh nhất trong ngành du lịch với tốc độ tăng trưởng hàng năm chiếm tỷ lệ 5% trên toàn thế giới, nhanh hơn gần ba lần so với du lịch nói chung (Hultman & cộng sự, 2015). Ngày nay, phần lớn các nhà nghiên cứu đã và đang tập trung vào khía cạnh cung của hệ thống du lịch sinh thái, tuy nhiên, việc khám phá các trải nghiệm du lịch từ phía cảm nhận của du khách vẫn còn thiếu vắng. Gần đây, Jamzory & Lawonk (2017) đã xem xét các khía cạnh về giá trị cảm nhận trong bối cảnh du lịch sinh thái theo hướng mở rộng - tiếp cận giá trị cảm nhận như là khái niệm đa hướng. Trong khi đó, ở Việt Nam nghiên cứu của Ngô Thị Phương Thảo (2019) đã xem xét các khía cạnh của giá trị cảm nhận trong mối quan hệ nhân quả với giá trị cảm nhận tổng quát về loại hình du lịch sinh thái miệt vườn. Nghiên cứu của Trịnh Thị Hà & Phan Thị Bích Hằng (2020) đánh giá sự hài lòng của khách du lịch thông qua phân tích kỳ vọng và giá trị cảm nhận của du khách đối với từng dịch vụ cụ thể trong loại hình du lịch nông nghiệp. Từ việc tổng quan những nghiên cứu này cho thấy việc tiếp cận giá trị cảm nhận như là khái niệm đa hướng và nhìn nhận nó trong mối quan hệ với kết quả của quá trình trải nghiệm dịch vụ (sự hài lòng) chưa được tiến hành nghiên cứu thực nghiệm tại Việt Nam. Do vậy, việc nghiên cứu giá trị cảm nhận của du khách theo hướng tiếp cận này trong bối cảnh thực nghiệm du lịch sinh thái tại Việt Nam, đặc biệt cho một chương trình du lịch sinh thái cụ thể là rất cần thiết.

Được đưa vào khai thác từ năm 2017, tour du lịch “*Sáng Thủy Biểu – chiều Tam Giang*” của công ty lữ hành quốc tế HueTourist đã thu hút được số khách tham gia trải nghiệm bình quân gần 1000 lượt/năm trong giai đoạn 2017-2019 (chiếm tỷ trọng bình quân/năm xấp xỉ 10% trong tổng nguồn khách của HueTourist)¹. Mặc dù vậy, tính đến thời điểm này chưa có bất kỳ một đánh giá chính thức nào về cảm nhận của du khách đối với tour du lịch sinh thái này cũng như hiểu rõ động cơ thật sự của du khách khi tham gia trải nghiệm. Để có cơ sở thu hút khách tham gia và đáp ứng ngày càng tốt hơn giá trị trải nghiệm cho du khách trong thời gian tới, việc phân tích giá trị cảm nhận của du khách đối với tour du lịch sinh thái này là rất cần thiết.

Mục tiêu của bài viết nhằm phân tích các khía cạnh giá trị cảm nhận của du khách trong mối quan hệ với sự hài lòng của du khách khi tham gia trải nghiệm tour du lịch sinh thái “*Sáng Thủy Biểu – chiều Tam Giang*”. Bài viết được tổ chức thành 5 phần: sau phần giới thiệu là tổng quan lý thuyết, phương pháp nghiên cứu và kết quả nghiên cứu, thảo luận; phần kết luận, hàm ý đề xuất và hạn chế nghiên cứu được trình bày ở mục cuối cùng của bài viết.

2. Tổng quan lý thuyết

2.1. Du lịch sinh thái và chương trình du lịch sinh thái

Du lịch sinh thái là một khái niệm rộng, được hiểu theo nhiều góc độ khác nhau và cho đến nay, vẫn còn nhiều cách tiếp cận khác nhau khi bàn về khái niệm này. Wood (1991) cho rằng du lịch sinh thái là “*du lịch đến các khu vực còn tương đối hoang sơ với mục đích tìm hiểu về lịch sử môi trường và văn hóa mà không làm thay đổi sự toàn vẹn của các hệ sinh thái đồng thời tạo những cơ hội về kinh tế để ủng hộ việc bảo tồn tự nhiên và mang lại lợi ích cho người dân địa phương*”.

Về cơ bản, du lịch sinh thái được phân biệt với các loại hình du lịch thiên nhiên khác ở mức độ giáo dục cao với môi trường sinh thái thông qua những hướng dẫn viên có nghiệp vụ lành nghề. Du lịch sinh thái tạo mối quan hệ giữa con người với thiên nhiên hoang dã cùng với ý thức được giáo dục để biến bản thân du khách thành những người đi đầu trong công tác bảo vệ môi trường. Du lịch sinh thái nhấn mạnh vào các đặc điểm như tính bền vững (sinh thái, văn hóa xã hội và kinh tế), phân phối lợi ích và đạo đức, trách nhiệm và nhận thức trong quá trình du khách trải nghiệm và tìm hiểu về các khu vực tự nhiên (Reimer & Walter, 2013).

Mặc dù hiện nay có nhiều định nghĩa khác nhau về du lịch sinh thái; nhưng nhìn chung, chúng đều có sự nhất quán về nội dung: thứ nhất, du lịch sinh thái được thực hiện trong môi trường tự nhiên còn hoang sơ hoặc tương đối hoang sơ gắn với văn hóa bản địa; thứ hai, có khả năng hỗ trợ tích cực cho công tác bảo tồn các đặc tính tự nhiên, văn hóa và xã hội; thứ ba, có tính giáo dục môi trường cao, có trách nhiệm với môi

trường; và cuối cùng, du lịch sinh thái phải có sự tham gia và mang lại lợi ích cho cư dân địa phương. Theo đó, nghiên cứu này xem chương trình du lịch sinh thái là tập hợp các dịch vụ mà công ty lữ hành cung cấp liên quan đến lưu trú, ăn uống, đi lại, các điểm tham quan, giải trí từ lúc đón khách cho tới khi kết thúc hành trình.

2.2. Giá trị cảm nhận của khách hàng và mô hình đo lường giá trị cảm nhận của khách hàng

2.2.1. Giá trị cảm nhận của khách hàng

Bàn về giá trị cảm nhận, thoát đầu nhiều học giả cho rằng nó là một khái niệm cấu thành bởi 2 phần, một là những gì khách hàng nhận được (lợi ích) như kinh tế, xã hội và mối quan hệ; và một là những gì họ bỏ ra (sự hy sinh) như giá cả, thời gian, công sức, rủi ro và tiện lợi (Dodds & cộng sự, 1991; Cronin & cộng sự, 2000; Oh, 2003). Tuy nhiên, những nghiên cứu sau này, giá trị cảm nhận được các tác giả tiếp cận đa chiều và nhìn nhận như một khái niệm trừu tượng với ý nghĩa khác nhau tùy theo ngữ cảnh (Sweeney & cộng sự, 1998).

Zeithaml (1988) định nghĩa giá trị cảm nhận là “đánh giá tổng thể của người tiêu dùng về tiện ích của một sản phẩm dựa trên cảm nhận về những gì được nhận và những gì bỏ ra”. Monroe (1990) đã xem giá trị cảm nhận là nhận thức của người mua về giá trị - nó thể hiện sự đánh đổi giữa chất lượng/lợi ích mà khách hàng cảm nhận được khi tiêu dùng sản phẩm/dịch vụ so với sự hy sinh mà khách hàng đã bỏ ra khi mua sản phẩm/dịch vụ đó. Giá trị cảm nhận phần lớn dựa trên quan điểm thực dụng, theo đó định giá kinh tế và nhận thức được sử dụng để xem xét sự đánh đổi nhận thức giữa chi phí và lợi ích/chất lượng (Sánchez- Fernández & Iniesta-Bonillo, 2007). Tuy nhiên, trong một số nghiên cứu khác, nhiều học giả lại cho rằng quan điểm thực dụng là giới hạn và quá đơn giản để khái quát đầy đủ các khía cạnh về giá trị cảm nhận (Chi & Kilduff, 2011; Koller & cộng sự, 2011; Lee & cộng sự, 2011). Do đó, một tiếp cận để làm rõ nội hàm của khái niệm này dựa trên cấu trúc đa chiều bao hàm giá trị cảm xúc, giá trị xã hội, và các khía cạnh khác nhằm đánh giá một cách đầy đủ những cảm xúc tích cực và sự hài lòng của khách hàng luôn được ủng hộ (Lee & cộng sự, 2011).

2.2.2. Mô hình đo lường giá trị cảm nhận của khách hàng

Sheth & cộng sự (1991) là những người đầu tiên thực hiện một nghiên cứu khám phá nhiều khía cạnh liên quan đến giá trị cảm nhận của khách hàng trong ngành thuốc lá (Sweeney & Soutar, 2001; Schiffman & Kanuk, 2000; Petrick, 2002; Sanchez & cộng sự, 2006). Trong bối cảnh dịch vụ, Petrick (2002) đã tạo ra một thang đo đa chiều để đo lường giá trị cảm nhận của khách hàng được gọi là “SERV-PERVAL”. Cụ thể hơn trong du lịch, Sanchez & cộng sự (2006) đã phát triển mô hình đo lường giá trị cảm nhận - thang đo GLOVAL - bao gồm: giá trị chức năng, chất lượng cảm nhận, giá trị kinh tế, giá trị cảm xúc, giá trị xã hội. Tuy nhiên, đối với một số sản phẩm du lịch khác như du lịch dựa vào thiên nhiên, mạo hiểm hoặc thiện nguyện, hoạt động du lịch mang tính trải nghiệm nhiều hơn; vì vậy, Jamzory & Lawonk (2017) đã xem xét các khía cạnh về giá trị cảm nhận theo hướng mở rộng và ứng dụng trong bối cảnh du lịch sinh thái bao gồm: giá trị chức năng, kinh tế, cảm xúc, xã hội, tri thức và điều kiện. Có thể thấy, mô hình nghiên cứu giá trị cảm nhận của du khách đối với du lịch sinh thái của Jamzory & Lawonk (2017) là phù hợp và phân tích giá trị cảm nhận của loại hình du lịch này theo hướng tiếp cận đa chiều là rất đầy đủ. Cụ thể, giá trị chức năng được xem như là nhận thức của khách hàng về các thuộc tính, tiện ích của sản phẩm/dịch vụ được cung cấp bởi công ty du lịch (Sánchez & cộng sự, 2006); giá trị kinh tế đề cập đến tính hiệu quả và chất lượng mà khách hàng cảm nhận được khi tiêu dùng dịch vụ (Sánchez-Fernández & Iniesta-Bonillo, 2009); giá trị cảm xúc bao gồm các cảm xúc hay những trạng thái tình cảm của khách hàng được tạo ra khi trải nghiệm tiêu dùng sản phẩm/dịch vụ; giá trị xã hội đề cập đến lợi ích thu được từ khả năng chấp nhận ở các nhóm xã hội khác nhau sau khi trải nghiệm sản phẩm/dịch vụ (Sánchez & cộng sự, 2006); giá trị tri thức là khả năng của một sản phẩm/dịch vụ mang đến sự bất ngờ, khơi dậy sự tò mò hoặc đáp ứng mong muốn về kiến thức của du khách đối với việc trải nghiệm và cuối cùng, giá trị điều kiện đề cập đến trường hợp hoặc yếu tố tình huống cụ thể mà quyết định của du khách có thay đổi hành vi hay không tùy thuộc vào hoàn cảnh mới (Sheth & cộng sự, 1991).

2.2.3. Mối quan hệ giữa giá trị cảm nhận - sự hài lòng và giả thuyết nghiên cứu đề xuất

Sự hài lòng là kết quả của những kỳ vọng mà một khách hàng đã được đáp ứng thông qua sự trải nghiệm của họ đối với sản phẩm/dịch vụ (Hume & Mort, 2010). Vì vậy, có thể khẳng định giá trị cảm nhận và sự hài lòng của khách hàng là hai khái niệm khác nhau. Giá trị cảm nhận xảy ra ở các giai đoạn khác nhau của quá trình mua, bao gồm cả giai đoạn trước khi mua, trong và sau khi mua (Woodruff, 1997; Sweeney & Soutar, 2001); trong khi đó sự hài lòng được chấp nhận rộng rãi như là trạng thái của khách hàng sau khi mua và đánh giá sau khi sử dụng (Oliver, 1981; Hunt, 1991). Có thể thấy, giá trị cảm nhận là một thành tố trọng yếu trong sự hài lòng của khách hàng hay nói cách khác, sự hài lòng là hệ quả của giá trị cảm nhận (Sánchez-Fernández & Iniesta-Bonillo, 2007; Eid & El-Gohary, 2015). Nghiên cứu của Gallarza & Gil-Saura (2006), Chen & Chen (2010), Pandža Bajš (2015) đã chỉ ra giá trị cảm nhận có tác động tích cực đến sự hài lòng trong bối cảnh dịch vụ du lịch. Theo đó, nghiên cứu này xem xét giá trị cảm nhận ở góc độ kết quả của một quá trình trải nghiệm dịch vụ (trước, trong và sau khi tiêu dùng) nên việc phân tích giá trị cảm nhận trong mối quan hệ với sự hài lòng của du khách về một dịch vụ du lịch cụ thể là phù hợp. Bên cạnh đó, nghiên cứu này tiếp cận giá trị cảm nhận như là một khái niệm đa hướng bao gồm các khía cạnh khác nhau được tiếp nhận từ nghiên cứu của Jamzory & Lawonk (2017). Do đó, các giả thuyết nghiên cứu được đề xuất như sau:

H₁. Giá trị chức năng có ảnh hưởng thuận chiều đến sự hài lòng.

H₂. Giá trị kinh tế có ảnh hưởng thuận chiều đến sự hài lòng.

H₃. Giá trị cảm xúc có ảnh hưởng thuận chiều đến sự hài lòng.

H₄. Giá trị xã hội có ảnh hưởng thuận chiều đến sự hài lòng.

H₅. Giá trị tri thức có ảnh hưởng thuận chiều đến sự hài lòng.

H₆. Giá trị điều kiện có ảnh hưởng thuận chiều đến sự hài lòng.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Thu thập dữ liệu

Nghiên cứu sử dụng phương pháp nghiên cứu kết hợp (mixed method) để khai thác dữ liệu thứ cấp và sơ cấp. Trong đó, dữ liệu thứ cấp được thu thập chủ yếu từ báo cáo kết quả kinh doanh tour du lịch “*Sáng Thuỷ Biều, chiều Tam Giang*” của Công ty Lữ hành Quốc tế HueTourist; dữ liệu sơ cấp được thu thập thông qua khảo sát khách du lịch tham gia trải nghiệm tour du lịch này bằng bảng câu hỏi có cấu trúc được thiết kế sẵn.

Thang đo lường:

Thang đo lường các khái niệm trong nghiên cứu được tiếp nhận từ các nghiên cứu trước và điều chỉnh cho phù hợp với ngữ cảnh nghiên cứu trên cơ sở thảo luận ý kiến với cán bộ phụ trách, nhân viên kinh doanh tour và một số khách du lịch tham gia trải nghiệm. Tất cả các thang đo đều được triển khai đánh giá thông qua thang điểm Likert 5 mức độ từ (1) - Hoàn toàn không đồng ý, đến (5) - Hoàn toàn đồng ý. Cụ thể hơn, nghiên cứu này sử dụng thang đo kế thừa và có điều chỉnh từ nghiên cứu của Sheth & cộng sự (1991) để làm rõ khái niệm về giá trị chức năng của HueTourist (5 mục đo); thang đo của Kim & Park (2017) để làm rõ nội hàm về giá trị kinh tế với 3 mục đo lường; các thang đo còn lại được tiếp nhận từ nghiên cứu của Jamzory & Lawonk (2017) trong đó giá trị cảm xúc gồm 4 mục đo; giá trị xã hội gồm 4 mục đo; giá trị tri thức và giá trị điều kiện gồm năm mục đo. Riêng đối với thang đo sự hài lòng, nghiên cứu này tiếp nhận từ Oliver (1981) bao gồm 04 chỉ mục đo lường.

Thiết kế bảng câu hỏi:

Trên cơ sở tổng hợp và tiếp nhận thang đo từ các nghiên cứu trước, nghiên cứu này thực hiện việc thảo luận nhóm với nhà cung cấp dịch vụ HueTourist (01 điều hành tour và 01 hướng dẫn viên) cùng với 04 du khách nội địa để thống nhất các mục đo lường và điều chỉnh ngôn ngữ phù hợp với các chỉ mục đo lường mỗi một khái niệm nghiên cứu. Bảng câu hỏi được cấu trúc thành 03 phần bao gồm thông tin cá nhân người trả lời, đặc điểm trải nghiệm tour của du khách và đánh giá về giá trị cảm nhận của du khách về tour.

Mẫu khảo sát và cách tiếp cận:

Cỡ mẫu khảo sát được tính theo công thức của Cochran (1977) với sai số cho phép là 8% bao gồm 157 (du khách). Đối tượng mẫu của nghiên cứu được tiếp cận thông qua hình thức khảo sát trực tiếp với những

du khách tham gia trải nghiệm tour của công ty từ tháng 3/2019 - 8/2019.

3.2. Xử lý dữ liệu

Dữ liệu thu thập được xử lý và phân tích trên cơ sở ứng dụng phần mềm SPSS 26.0 với các kỹ thuật chủ yếu là thống kê mô tả, kiểm định độ tin cậy thang đo, phân tích nhân tố khám phá (EFA) và hồi quy tuyến tính.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

Kết quả khảo sát cho thấy nữ giới chiếm tỷ trọng khá cao trong nhóm khách (92 người chiếm mẫu khảo sát). Xét về độ tuổi, mẫu lớn nhất tập trung chủ yếu dưới 50 tuổi với số lượng 129 người trả lời, chiếm tỷ lệ 82,16%. Trong mẫu điều tra, thu nhập của những người tham gia khảo sát tập trung chủ yếu dao động từ 10 - 20 triệu đồng/tháng (117 người tương ứng 74,52%). Bên cạnh đó, khách du lịch đi lẻ chiếm tỷ trọng cao (56%) và đối tượng du khách chủ yếu là người nước ngoài chiếm tỷ lệ 60,5%.

Bảng 1: Đặc điểm đối tượng khảo sát

Tiêu chí		Tần số (người)	Tỷ lệ (%)
Giới tính	Nam	65	41,40
	Nữ	92	58,60
Độ tuổi	Dưới 30 tuổi	43	27,39
	31-50 tuổi	86	54,77
	Trên 50 tuổi	28	17,84
Thu nhập bình quân/tháng (quy đổi Việt Nam đồng)	< 10 triệu đồng	19	12,10
	10 -15 triệu đồng	45	28,66
	>15-20 triệu đồng	72	45,85
	> 20 triệu đồng	22	13,39
Nguồn khách	Khách inbound	95	60,50
	Nội địa	62	39,50
Hình thức chuyến đi	Khách lẻ	88	56,00
	Khách đoàn	69	44,00

Nguồn: Số liệu khảo sát và tính toán của tác giả năm 2019.

Kết quả thống kê mô tả đánh giá của du khách về giá trị cảm nhận cho thấy điểm trung bình của các thành phần giá trị cảm nhận là tương đối cao. Điểm cao nhất đạt được là giá trị cảm xúc ($\mu = 4,64$), tiếp đến là giá trị tri thức ($\mu = 4,48$); giá trị chức năng ($\mu = 4,32$); giá trị kinh tế ($\mu = 4,14$); giá trị xã hội ($\mu = 4,11$) và điểm thấp nhất là giá trị điều kiện ($\mu = 3,51$). Kết quả kiểm định trung bình tổng thể các khái niệm này với giá trị kiểm định là 3 (thang đo Likert 5 mức độ) đều có ý nghĩa thống kê cho thấy những người được hỏi đều có những đánh giá tích cực về giá trị mang lại của tour du lịch này theo các khía cạnh cảm nhận khác nhau.

Thực hiện đánh giá độ tin cậy thang đo Cronbach's alpha cho các khái niệm trong nghiên cứu đã cho thấy thang đo đảm bảo được sự nhất quán nội tại với các hệ số đo lường cao nhất cho khái niệm giá trị tri thức (0,911) và thấp nhất cho khái niệm giá trị điều kiện (0,798).

Thực hiện phân tích nhân tố khám phá nhằm xác định các khía cạnh cơ bản của giá trị cảm nhận được thực hiện thông qua rút trích thành phần chính với phép quay Varimax. Kết quả chỉ ra giá trị của Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) là $0,807 > 0,5$ cho thấy giá trị của phân tích nhân tố KMO là phù hợp. Kiểm định Bartlett's có ý nghĩa ở mức 0,05; giá trị Eigen value (1,16) lớn hơn 1 và có ý nghĩa khi nó rút trích được 6 nhóm nhân tố. Hơn thế nữa, sáu nhóm thành phần giá trị cảm nhận này đã giải thích được 64,25% tổng phương sai giá trị cảm nhận. Những chỉ số này cho thấy kết quả phân tích nhân tố trong nghiên cứu này là được chấp nhận (Meyers & cộng sự, 2016). Ngoài ra, kiểm định tương quan Pearson có ý nghĩa thống kê cho thấy mối quan hệ chặt chẽ giữa các thành phần của giá trị cảm nhận với sự hài lòng của du khách đối với trải nghiệm tour du lịch sinh thái.

Bảng 2 chỉ ra hệ số xác định R^2 là 0,71 cho thấy độ thích hợp của mô hình hồi quy là 71% hay nói một cách khác các nhân tố dự báo đưa vào mô hình có khả năng giải thích được 71% biến thiên sự hài lòng của du

khách đối với tour du lịch sinh thái này. Bên cạnh đó, hệ số phóng đại phương sai (Variance inflation factor - VIF) của các biến độc lập trong mô hình đều < 2 . Độ chấp nhận Tolerance của tất cả các biến đều nhỏ hơn 0,9 nên đủ bằng chứng thống kê để bác bỏ giả thuyết về hiện tượng mô hình đa cộng tuyến (Hoàng Trọng & Chu Nguyễn Mộng Ngọc, 2007). Bên cạnh đó, kiểm định đại lượng Durbin-Watson với số mẫu quan sát là 157 và số biến độc lập là 6 nằm trong khoảng $du=1,708$, $4-du=2,292$. Kết quả cho thấy đại lượng $d=2,105$ nằm trong khoảng không xảy ra hiện tượng tự tương quan cho thấy mô hình không vi phạm giả định về hiện tượng này. Ngoài ra, kết quả kiểm định trị thống kê $F = 58,234$ với giá trị $sig = 0,000 (<0,05)$ chứng tỏ mô hình hồi quy tuyến tính bội xây dựng phù hợp với tập dữ liệu, các biến độc lập trong mô hình có quan hệ với biến phụ thuộc, như vậy với các chỉ số phân tích ở trên cho thấy mô hình hồi quy có thể sử dụng tốt.

Bảng 2: Mức độ giải thích mô hình

R	R ²	R ² hiệu chỉnh	Sai số chuẩn của ước lượng	Thống kê thay đổi			
				R ² thay đổi	F thay đổi	Mức ý nghĩa (F)	Durbin- Watson
0,843	0,710	0,69	0,38	0,710	58,324	0,000	2,105

Biến độc lập: Hằng số, FV, EcV, EpV, EmV, CV và SV.

Biến phụ thuộc: SAT

Nguồn: Số liệu khảo sát và tính toán của tác giả năm 2019.

Chú thích: EpV: giá trị tri thức, EmV: giá trị cảm xúc, CV: giá trị điều kiện, FV: giá trị chức năng, SV: giá trị xã hội và EcV: giá trị kinh tế.

Kết quả phân tích hồi quy từng bước (stepwise) cho thấy năm thành phần dự báo quan trọng cho sự hài lòng của du khách là giá trị cảm xúc, giá trị chức năng, giá trị kinh tế, giá trị tri thức và giá trị xã hội đều có ý nghĩa thống kê, riêng thành phần dự báo còn lại là giá trị điều kiện là không có ý nghĩa thống kê để giải thích cho mô hình (Bảng 3).

Bảng 3: Hệ số hồi quy

Các nhân tố ảnh hưởng	Hệ số chưa chuẩn hóa		Hệ số chuẩn hóa	t	Mức ý nghĩa	Thống kê đa cộng tuyến	
	B	Sai số chuẩn	Beta			Độ chấp nhận	Hệ số phóng đại phương sai
Hằng số	0,158	0,262		1,660	0,214		
EpV	0,308	0,048	0,329	3,421	0,001	0,796	1,257
EmV	0,274	0,048	0,261	4,380	0,000	0,881	1,135
EcV	0,210	0,059	0,224	4,646	0,000	0,651	1,535
FV	0,186	0,052	0,201	2,628	0,010	0,784	1,275
CV	0,166	0,049	0,173	3,785	0,204	0,718	1,393
SV	0,107	0,051	0,124	5,978	0,000	0,670	1,492

Nguồn: Số liệu khảo sát và tính toán của tác giả năm 2019.

Chú thích: EpV: giá trị tri thức, EmV: giá trị cảm xúc, CV: giá trị điều kiện, FV: giá trị chức năng, SV: giá trị xã hội và EcV: giá trị kinh tế.

Cụ thể hơn, giá trị tri thức ($\beta = 0,329$) là nhân tố có tác động mạnh nhất đến sự hài lòng của du khách về tour du lịch sinh thái của HueTourist. Kết quả này có sự tương đồng với kết quả nghiên cứu của Caber & cộng sự (2020), Kim & Park (2017). Có thể thấy, với vai trò chính của việc tham gia du lịch sinh thái là được trải nghiệm các hoạt động du lịch gần gũi với thiên nhiên để học hỏi, khám phá môi trường sinh thái và tính bền vững của môi trường sinh thái nên có thể xem giá trị tri thức (tính giáo dục) trong tour du lịch sinh thái có tầm quan trọng rất lớn. Chính vì thế, các hoạt động du lịch trong tour cần được thiết kế mang tính liên kết với ý thức khám phá và học hỏi khách du lịch cũng như xuất phát từ trải nghiệm của du khách liên quan đến sự bền vững của môi trường sinh thái, đời sống văn hóa địa phương và sự tiếp xúc trực tiếp với thiên nhiên.

Bên cạnh đó, giá trị cảm xúc ($\beta = 0,261$) được phát hiện trong nghiên cứu này có ảnh hưởng đáng kể đến sự hài lòng của du khách. Kết quả này phù hợp với kết quả nghiên cứu của Kim & Park (2017), Song & cộng

sự (2015), Williams & Soutar (2009), Lee & cộng sự (2007), Sanchez & cộng sự (2006). Kết quả nghiên cứu của những học giả này đã chỉ ra rằng các giá trị cảm xúc sẽ dẫn đến sự hài lòng của khách du lịch. Điều này hàm ý du khách tham gia tour du lịch sinh thái phải có được những trải nghiệm mang lại giá trị cảm xúc thông qua nhiều hoạt động du lịch tự nhiên và sinh thái. Những cảm giác tích cực như sự thích thú và hạnh phúc có được từ trải nghiệm sẽ ảnh hưởng đến sự hài lòng của khách du lịch.

Ngoài ra, giá trị kinh tế ($\beta = 0,224$) cũng có ảnh hưởng tích cực đến sự hài lòng của du khách đối với tour du lịch sinh thái đang xem xét. Phát hiện này rất phù hợp với nghiên cứu của Kim & Park (2017), Williams & Soutar (2009), Sanchez & cộng sự (2006) khi mà những học giả này cho rằng giá cả hợp lý, dịch vụ tiết kiệm và xứng đáng với chi phí mà khách bỏ ra ảnh hưởng đến sự hài lòng của khách du lịch. Các hoạt động mà du khách trải nghiệm trong tour gắn với các giá trị tự nhiên và gần gũi với thiên nhiên, đời sống của cư dân địa phương là rất thiết thực. Bên cạnh đó, chi phí tham gia cho những hoạt động này là phù hợp so với các loại hình trải nghiệm du lịch khác. Do vậy, việc phát triển và khác biệt hoá các chương trình và dịch vụ trải nghiệm sinh thái với những mức chi phí hợp lý để đáp ứng hơn nữa nhu cầu khác nhau của du khách là cần thiết được quan tâm.

Một khía cạnh giá trị cảm nhận nữa không thể bỏ qua là giá trị chức năng ($\beta = 0,201$) mà nó được tìm thấy có ảnh hưởng khá đáng kể với sự hài lòng của du khách. Kết quả này phù hợp với các nghiên cứu của Caber & cộng sự (2020); Kim & Park (2017); Song & cộng sự (2015); Lee & cộng sự (2007); Sanchez & cộng sự (2006). Có thể thấy, du khách đến thăm làng quê Thủy Biều và khu đầm phá Tam Giang sẽ có khả năng cân nhắc đến sự thuận tiện và chất lượng dịch vụ nhất quán được cung cấp bởi HueTourist. Phát hiện này cho thấy rằng thiết kế những trải nghiệm sinh thái và giao tiếp trong tour là quan trọng đối với du khách. Vì vậy, những người làm Marketing khi thiết kế và xây dựng tour cần phải tăng giá trị chức năng theo nhiều cách khác nhau như không chỉ cải thiện cơ sở vật chất và lưu trú để du khách trải nghiệm sự thoải mái mà còn phải lập kế hoạch cho du khách theo các chương trình đang được cung cấp ở các điểm trải nghiệm sinh thái cụ thể. Ngoài ra, khả năng tiếp cận dịch vụ và sự thuận tiện là những yếu tố quan trọng cần xem xét khi thiết kế tour du lịch sinh thái.

Ngoài ra, nghiên cứu còn tìm thấy giá trị xã hội ($\beta = 0,124$) tác động đến sự hài lòng của du khách một cách có ý nghĩa. Kết quả này phù hợp với kết quả của Caber & cộng sự (2020), Kim & Park (2017), Williams & Soutar (2009), Sanchez & cộng sự (2006). Phát hiện này ngụ ý rằng du khách tham gia trải nghiệm tour du lịch sinh thái của HueTourist cũng xem giá trị xã hội là yếu tố quan trọng. Giá trị xã hội có thể hiểu trong trường hợp này đề cập đến “việc nhận được sự đánh giá cao của xã hội”, “cảm thấy đặc biệt” và “tạo ấn tượng tốt với người khác” - đây có thể xem là những khía cạnh quan trọng mà du khách mong muốn nhận được khi trải nghiệm. Điều này gợi ý cho những người làm tour cần chú trọng truyền thông xã hội như một cách thức xúc tiến để gia tăng giá trị xã hội cho loại hình trải nghiệm này. Việc nhấn mạnh và tạo ra nhận thức tích cực về bảo tồn tài nguyên thiên nhiên thông qua các chương trình trải nghiệm sinh thái nhằm thu hút sự tham gia của du khách để trải nghiệm tour là rất cần thiết.

5. Kết luận, hàm ý quản lý, hạn chế và hướng nghiên cứu tiếp theo

Nghiên cứu đã cho thấy tác động tích cực và đáng kể của các yếu tố giá trị cảm nhận đến sự hài lòng của du khách đối với tour du lịch sinh thái được cung cấp bởi HueTourist. Theo đó, có thể xem giá trị cảm nhận là yếu tố then chốt phản ánh sự hài lòng của khách du lịch và là cơ sở minh chứng cho những trải nghiệm thực tế của du khách về tour du lịch sinh thái này. Kết quả nghiên cứu hàm ý rằng HueTourist có thể dựa trên việc xác định mức độ trọng yếu của từng khía cạnh giá trị dịch vụ đối với sự hài lòng của du khách để thiết kế các trải nghiệm sinh thái phù hợp. Việc tạo ra một môi trường du lịch thư giãn và thoải mái bằng nhiều hoạt động du lịch đa dạng là cơ hội để thu hút hơn nữa du khách tham gia trải nghiệm. Đồng thời, việc xem xét tăng cường đội ngũ hướng dẫn viên hoặc sự tham gia nhiệt tình của cộng đồng cư dân địa phương để hỗ trợ du khách trải nghiệm sâu hơn về các hoạt động du lịch gắn với môi trường sinh thái là rất cần thiết.

Có thể thấy, nghiên cứu này đã cung cấp một số hàm ý cho sự hiểu biết về giá trị cảm nhận và mối quan hệ của nó với sự hài lòng của du khách. Về ý nghĩa học thuật, nghiên cứu chỉ ra rằng việc phân tích giá trị cảm nhận theo từng khía cạnh giá trị khác nhau sẽ giúp cho việc xác định mức độ ưu tiên các giá trị cần được

cung cấp tốt hơn. Về ý nghĩa thực tiễn, nghiên cứu đã chứng minh được tầm quan trọng của từng giá trị cảm nhận riêng lẻ đến sự hài lòng của du khách. Điều này hàm ý rằng khách du lịch coi trọng việc nhận thức về các giá trị sinh thái và trải nghiệm cách sống sinh thái của cư dân địa phương khi tham gia trải nghiệm tour. Vì vậy, việc phát triển các chương trình giáo dục sinh thái cần được bổ sung vào trong tour để lan toả nhận thức và vai trò của người tham gia trong việc bảo vệ môi trường sống của họ. Bên cạnh đó, việc đa dạng các hình thức trải nghiệm sinh thái theo những cách khác nhau sẽ đem lại sự hài lòng của du khách ngày càng gia tăng.

Về hạn chế, nghiên cứu này chỉ dừng lại ở việc khảo sát du khách với lượng mẫu khiêm tốn (157 đáp viên) và mới chỉ thực nghiệm cho một chương trình du lịch sinh thái ở một đơn vị cụ thể - HueTourist. Điều này dẫn đến kết quả nghiên cứu chưa khái quát hoá được vấn đề nghiên cứu cho bối cảnh du lịch sinh thái ở Việt Nam. Do vậy, các nghiên cứu tiếp theo có thể xem xét kế thừa kết quả nghiên cứu này và thực hiện kiểm chứng trên một quy mô khách du lịch lớn hơn cũng như với các chương trình du lịch sinh thái khác nhau sẽ là rất cần thiết.

Ghi chú:

1. Báo cáo kết quả kinh doanh hàng năm giai đoạn 2017-2019 của HueTourist.

Tài liệu tham khảo

- Caber, M., Albayrak, T. & Crawford, D. (2020), 'Perceived value and its impact on travel outcomes in youth tourism', *Journal of Outdoor Recreation and Tourism*, 31, p.100327.
- Chen, C.F. & Chen, F.S. (2010), 'Experience quality, perceived value, satisfaction and behavioral intentions for heritage tourists', *Tourism management*, 31(1), 29-35.
- Chi, T. & Kilduff, P.P. (2011), 'Understanding consumer perceived value of casual sportswear: An empirical study', *Journal of Retailing and Consumer Services*, 18(5), 422-429.
- Cochran, W.G. (1977), *Double sampling. Cochran WG. Sampling techniques*, New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Cronin Jr, J.J., Brady, M.K. & Hult, G.T.M. (2000), 'Assessing the effects of quality, value, and customer satisfaction on consumer behavioral intentions in service environments', *Journal of retailing*, 76(2), 193-218.
- Dodds, W.B., Monroe, K.B. & Grewal, D. (1991), 'Effects of price, brand, and store information on buyers' product evaluations', *Journal of marketing research*, 28(3), 307-319.
- Eid, R. & El-Gohary, H. (2015), 'Muslim tourist perceived value in the hospitality and tourism industry', *Journal of Travel Research*, 54(6), 774-787.
- Gallarza, M.G. & Gil-Saura, I. (2006), 'Value dimensions, perceived value, satisfaction and loyalty: An investigation of university students' travel behaviour', *Tourism Management*, 27(3), 437-452.
- Hoàng Trọng & Chu Nguyễn Mộng Ngọc (2007), *Thống kê ứng dụng trong Kinh tế xã hội*, nhà xuất bản Thống kê, thành phố Hồ Chí Minh.
- Hultman, M., Kazeminia, A. & Ghasemi, V. (2015), 'Intention to visit and willingness to pay premium for ecotourism: The impact of attitude, materialism, and motivation', *Journal of Business Research*, 68(9), 1854-1861.
- Hume, M. & Mort, G.S. (2010), 'The consequence of appraisal emotion, service quality, perceived value and customer satisfaction on repurchase intent in the performing arts', *Journal of Services Marketing*, 24(2), 170-182.
- Hunt, H.K. (1991), 'Consumer satisfaction, dissatisfaction, and complaining behavior', *Journal of social issues*, 47(1), 107-117.
- Jamal, S.A., Othman, N.A. & Muhammad, N.M.N. (2011), 'Tourist perceived value in a community-based homestay visit: An investigation into the functional and experiential aspect of value', *Journal of Vacation Marketing*, 17(1), 5-15.
- Jamroz, U. & Lawonk, K. (2017), 'The multiple dimensions of consumption values in ecotourism', *International Journal of Culture, Tourism and Hospitality Research*, 11(1), 18-34.
- Kim, K.H. & Park, D.B. (2017), 'Relationships among perceived value, satisfaction, and loyalty: Community-based ecotourism in Korea', *Journal of Travel & Tourism Marketing*, 34(2), 171-191.

-
- Koller, M., Floh, A. & Zauner, A. (2011), 'Further insights into perceived value and consumer loyalty: A "green" perspective', *Psychology & Marketing*, 28(12), 1154-1176.
- Lee, C.K., Yoon, Y.S. & Lee, S.K. (2007), 'Investigating the relationships among perceived value, satisfaction, and recommendations: The case of the Korean DMZ', *Tourism management*, 28(1), 204-214.
- Lee, J.S., Lee, C.K. & Choi, Y. (2011), 'Examining the role of emotional and functional values in festival evaluation', *Journal of Travel Research*, 50(6), 685-696.
- Meyers, L.S., Gamst, G. & Guarino, A.J. (2016), *Applied multivariate research: Design and interpretation*, Sage publications.
- Monroe, K. (1990), *Pricing: Making Profitable Decisions*, McGraw-Hill, New York, NY.
- Oh, H. (2003), 'Price fairness and its asymmetric effects on overall price, quality, and value judgments: the case of an upscale hotel', *Tourism management*, 24(4), 387-399.
- Oliver, R.L. (1981), 'Measurement and evaluation of satisfaction processes in retail settings', *Journal of Retailing*, 57, 25-48.
- Ngô Thị Phương Thảo (2019), 'Các nhân tố ảnh hưởng đến giá trị cảm nhận của khách du lịch về loại hình sinh thái miệt vườn', *Tạp chí Công thương*, 21, 132-137.
- Pandža Bajsić, I. (2015), 'Tourist perceived value, relationship to satisfaction, and behavioral intentions: The example of the Croatian tourist destination Dubrovnik', *Journal of Travel Research*, 54(1), 122-134.
- Petrack, J.F. (2002), 'Development of a multi-dimensional scale for measuring the perceived value of a service', *Journal of leisure research*, 34(2), 119-134.
- Reimer, J.K. & Walter, P. (2013), 'How do you know it when you see it? Community-based ecotourism in the Cardamom Mountains of southwestern Cambodia', *Tourism Management*, 34, 122-132.
- Sánchez, J., Callarisa, L., Rodriguez, R.M. & Moliner, M.A. (2006), 'Perceived value of the purchase of a tourism product', *Tourism management*, 27(3), 394-409.
- Sánchez-Fernández, R. & Iniesta-Bonillo, M.A. (2007), 'The concept of perceived value: a systematic review of the research', *Marketing Theory*, 7(4), 427-451.
- Sánchez-Fernández, R. & Iniesta-Bonillo, M.A. (2009), 'Efficiency and quality as economic dimensions of perceived value: Conceptualization, measurement, and effect on satisfaction', *Journal of Retailing and Consumer Services*, 16(6), 425-433.
- Schiffman, L.G. & Kanuk, L.L. (2000), *Consumer Behavior*, Prentice Hall, Wisconsin, 477-508.
- Sheth, J.N., Newman, B.I. & Gross, B.L. (1991), 'Why we buy what we buy: a theory of consumption values', *Journal of Business Research*, 22(2), 171-186.
- Song, H.J., Lee, C.K., Park, J.A., Hwang, Y.H. & Reisinger, Y. (2015), 'The influence of tourist experience on perceived value and satisfaction with temple stays: The experience economy theory', *Journal of Travel & Tourism Marketing*, 32(4), 401-415.
- Sweeney, J.C. & Soutar, G.N. (2001), 'Consumer-perceived value: The development of a multiple item scale', *Journal of Retailing*, 77(2), 203-222.
- Sweeney, J.C., Soutar, G.N. & Johnson, L.W. (1998), 'The role of perceived risk in the quality-value relationship: a study in a retail environment', *Journal of Retailing*, 75(1), 77-105.
- Trịnh Thị Hà & Phan Thị Bích Hằng (2020), 'Đo lường giá trị cảm nhận, sự kỳ vọng và mức độ hài lòng của du khách nội địa đối với loại hình du lịch nông nghiệp tại thành phố Đà Lạt', *Tạp chí Kinh tế Châu Á - Thái Bình Dương*, 568, 76-78.
- Williams, P. & Soutar, G.N. (2009), 'Value, satisfaction and behavioral intentions in an adventure tourism context', *Annals of tourism research*, 36(3), 413-438.
- Wood, M.E. (1991), 'Formulating the Ecotourism society's regional action plan', *Ecotourism and Resource Conservation*, 1, 80-89.
- Woodruff, R.B. (1997), 'Customer value: the next source of competitive advantage', *Journal of the Academy of Marketing Science*, 25(2), 139-153.
- Zeithaml, V.A. (1988), 'Consumer perceptions of price, quality and value: a means-end model and synthesis of evidence', *Journal of Marketing*, 52, 2-22.
-

Ý ĐỊNH RỜI BỎ TỔ CHỨC CỦA CÁN BỘ CÔNG CHỨC TẠI ỦY BAN NHÂN DÂN CẤP QUẬN – BẰNG CHỨNG THỰC NGHIỆM TẠI THỦ ĐÔ HÀ NỘI

Nguyễn Danh Nam

Trường Đại học Tài nguyên và Môi trường Hà Nội

Email: ndnam@hunre.edu.vn

Uông Thị Ngọc Lan

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

Email: Uongngoclan98@gmail.com

Mã bài: JED - 383

Ngày nhận bài: 31/08/2021

Ngày nhận bài sửa: 07/03/2022

Ngày duyệt đăng: 11/07/2022

Tóm tắt:

Nghiên cứu được thực hiện nhằm phân tích tác động của sự gắn kết tổ chức đa chiều, sự hài lòng trong công việc đến ý định rời bỏ tổ chức của cán bộ công chức tại các ủy ban nhân dân cấp quận trên địa bàn thủ đô Hà Nội. Dựa trên dữ liệu thu thập từ 304 cán bộ công chức, nghiên cứu đã sử dụng các phương pháp phân tích dữ liệu gồm phân tích EFA, CFA, SEM. Kết quả nghiên cứu đã cho thấy sự gắn kết tổ chức đa chiều có ảnh hưởng đến sự hài lòng trong công việc và ý định rời bỏ tổ chức của cán bộ công chức. Đồng thời, sự hài lòng trong công việc có mối tương quan ngược chiều với ý định rời bỏ tổ chức của cán bộ công chức. Dựa vào kết quả nghiên cứu đã gợi ý một số hàm ý quản trị quan trọng nhằm nâng cao sự hài lòng trong công việc và giảm ý định rời bỏ tổ chức của cán bộ công chức tại các ủy ban nhân dân cấp quận ở Hà Nội.

Từ khóa: Cán bộ công chức, Hà Nội, sự gắn kết tổ chức đa chiều, sự hài lòng trong công việc, ý định rời bỏ tổ chức.

Mã JEL: D23, J27, M54

The intention to leave the organization of officers at the district-level people's committee – Empirical evidence from Hanoi capital

Abstract

The study is done to analyze the impact of multidimensional organizational commitment, job satisfaction on the intention to leave the organization of officers at district-level People's Committees in the Hanoi capital. Based on data collected from 304 officers, the study used data analysis methods including EFA, CFA, SEM. The research results show multidimensional organizational commitment has an impact on job satisfaction and intention to leave the organization of officers. At the same time, job satisfaction has a negative correlation with the intention to leave the organization of officers. Based on the results of the study suggested some significant policy implications to improve job satisfaction and reduce the intention to leave the organization of officers at district-level People's Committees.

Keywords: Officers, Hanoi, multidimensional organizational commitment, job satisfaction, intention to leave.

JEL codes: D23, J27, M54

1. Giới thiệu

Cùng với xu hướng bất kịp những tiến bộ công nghệ cao, quá khó để một tổ chức giữ chân được đội ngũ nhân viên giỏi trong bối cảnh toàn cầu hóa và sự đa dạng của lực lượng lao động. Do đó, ý định rời bỏ tổ chức của nhân viên là một vấn đề nghiêm trọng trong lĩnh vực quản trị nguồn nhân lực. Ý định rời bỏ tổ chức là dự kiến của cá nhân rằng họ sẽ rời khỏi tổ chức vĩnh viễn tại một thời điểm trong tương lai gần (Vandenberg & Nelson, 1999).

Khu vực công giữ vai trò quan trọng trong sự phát triển và tăng trưởng của nền kinh tế bằng cách thực hiện các trách nhiệm công vụ. Khả năng hoạt động của bộ máy hành chính Nhà nước là vô cùng quan trọng đối với việc duy trì trật tự xã hội và nền kinh tế cũng như sự phát triển của Nhà nước Việt Nam. Tuy nhiên, khu vực công đang đối mặt với xu hướng chuyển dịch công việc của những nhân viên có trình độ cao, điều này đang ảnh hưởng đến mức độ phục vụ và việc đạt được lợi ích quốc gia (Nguyễn Danh Nam & Uông Thị Ngọc Lan, 2021). Các nghiên cứu về hành vi tổ chức đã cho rằng sự gắn kết với tổ chức và sự hài lòng trong công việc có tác dụng nâng cao nội lực của tổ chức và giảm ý định rời bỏ tổ chức của nhân viên.

Gắn kết thể hiện trạng thái trung thành của nhân viên với tổ chức (Balassiano & Salles, 2012) và sự hài lòng trong công việc là một cách tiếp cận chung đối với công việc hoặc mức độ mà nhân viên yêu thích công việc của họ thể hiện thông qua hiệu suất tích cực hay tiêu cực trong môi trường công việc thực tế. Nếu nhân viên không hài lòng với công việc, họ dễ rời bỏ tổ chức hơn. Người ta mong đợi rằng các nhân viên có mức độ hài lòng cao sẽ tận tâm hơn với tổ chức, dẫn đến tỷ lệ giữ chân cao hơn và giảm ý định rời đi của nhân viên.

Một số nghiên cứu trong nước đã tập trung phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến ý định rời bỏ tổ chức của nhân viên (Nguyễn Thanh Tuấn & Nguyễn Thị Lộc, 2016; Vũ Việt Hằng & Nguyễn Văn Thông, 2018). Tuy nhiên, các nghiên cứu đó chưa phân tích tác động của sự gắn kết với tổ chức, sự hài lòng trong công việc đến ý định rời bỏ tổ chức của cán bộ công chức trong khu vực công. Đặc biệt, có rất ít nghiên cứu về chủ đề này tại các ủy ban nhân dân cấp quận ở Thủ đô Hà Nội. Do đó, để lấp đầy khoảng trống nghiên cứu, bài viết nhằm phân tích tác động của sự gắn kết với tổ chức đa chiều, sự hài lòng trong việc đến ý định rời bỏ tổ chức của cán bộ công chức tại các ủy ban nhân dân cấp quận trên địa bàn Thủ đô Hà Nội. Dựa trên kết quả nghiên cứu, một số hàm ý quản trị quan trọng được đề xuất nhằm nâng cao sự gắn kết với tổ chức và sự hài lòng trong công việc của cán bộ công chức tại các ủy ban nhân dân cấp quận để giảm ý định rời đi của họ.

2. Cơ sở lý thuyết và giả thuyết nghiên cứu

2.1. Cơ sở lý thuyết

2.1.1. Sự gắn kết với tổ chức

Meyer & Allen (1991) đã chỉ ra rằng nhân viên có sự gắn kết với tổ chức cao sẽ nỗ lực cống hiến, đóng góp hết khả năng và mong muốn được ở lại tổ chức vì họ tin tưởng vào những giá trị, mục tiêu cốt lõi mà tổ chức đem lại. Sự gắn kết đối với tổ chức là mối quan hệ liên kết đa chiều (Mosadeghrad & cộng sự, 2008) và tập trung vào mối quan hệ ràng buộc giữa cảm xúc của nhân viên đối với tổ chức, được cấu thành bởi 3 thành phần (sự gắn kết đa chiều) gồm gắn kết tình cảm, gắn kết duy trì và gắn kết đạo đức có vai trò then chốt giữ chân nhân viên (Meyer & Allen, 1991).

Gắn kết tình cảm là cảm xúc tích cực xuất phát từ quá trình làm việc giữa nhân viên và tổ chức, họ muốn trở thành một phần của tổ chức và đạt sự đồng thuận về mục tiêu, lợi ích để từ đó nỗ lực hơn nhằm phát triển tổ chức. Gắn kết tình cảm có mức độ liên kết cao nhất về mặt tâm lý giữa nhân viên và tổ chức. Với sự gắn kết tình cảm cao, nhân viên sẽ yêu thích công việc, đạt hiệu quả cao trong công việc và tự nguyện gắn kết đối với công việc, tổ chức (Meyer & Allen, 1991).

Gắn kết duy trì là cảm xúc xuất phát từ những suy nghĩ của nhân viên khi so sánh những giá trị được và mất sau khi rời khỏi tổ chức. Nhân viên sẽ đo lường các lợi ích tổ chức trả cho họ vì những cố gắng và những chi phí họ phải bỏ ra hoặc mất đi khi quyết định nghỉ việc tại tổ chức. Sự gắn kết duy trì sẽ xuất hiện nếu tổ chức công nhận những cống hiến của nhân viên và đáp ứng những lợi ích đúng với kỳ vọng của nhân viên (Meyer & Allen, 1991).

Gắn kết đạo đức là cảm xúc xuất phát từ ý thức, trách nhiệm của nhân viên đối với tổ chức, họ nhận thấy cần có nghĩa vụ ở lại tổ chức vì điều đó là đúng đắn bởi những lợi ích tổ chức đã mang lại. Gắn kết đạo đức có mức độ liên kết thấp nhất về mặt tâm lý giữa nhân viên với tổ chức. Nhân viên sẽ rời khỏi tổ chức nhanh

chóng nếu họ cảm thấy không còn trách nhiệm và nghĩa vụ đối với tổ chức hoặc tổ chức không trọng dụng (Meyer & Allen, 1991).

Cho đến nay, có nhiều nghiên cứu về gắn kết đối với tổ chức nhưng khái niệm và 3 thành phần của Meyer & Allen (1991) được sử dụng rộng rãi trong các nghiên cứu về sự gắn kết đối với tổ chức (Trần Kim Dung, 2006; Nguyễn Danh Nam & Uông Thị Ngọc Lan, 2021). Do vậy, hoàn toàn đáp ứng yêu cầu trong nghiên cứu này.

2.1.2. Sự hài lòng trong công việc

Khái niệm sự hài lòng trong công việc của Locke (1976) được chấp nhận nhiều nhất bởi các học giả vì tính tổng quát của nó. Ông định nghĩa sự hài lòng trong công việc là mối quan hệ tích cực được thể hiện bằng những cảm xúc vui vẻ, thích thú hoặc những trải nghiệm thoải mái do công việc đem lại. Sự hài lòng trong công việc được tiếp cận theo hai hướng gồm sự hài lòng theo các thành phần khác nhau là cảm xúc của nhân viên đối với từng khía cạnh trong công việc (Trần Kim Dung, 2005) và sự hài lòng chung là cảm xúc tổng thể bao phủ lên tất cả các thành phần của công việc (Chiva & Alegre, 2009). Cách tiếp cận sự hài lòng theo các thành phần khác nhau trong công việc sẽ đem lại lợi thế hơn nhưng cần phải cân nhắc kỹ lưỡng tới sự hài lòng chung trong công việc (Yu & Dean, 2001). Quan điểm trên hoàn toàn phù hợp với nghiên cứu và nhận định của Nguyễn Danh Nam & Uông Thị Ngọc Lan (2021) về tầm quan trọng của nghiên cứu sự hài lòng chung trong công việc.

2.1.3. Ý định rời bỏ tổ chức

Ý định rời bỏ tổ chức là kế hoạch dự định rời bỏ nơi làm việc hiện tại hoặc quá trình cân nhắc một cách cẩn thận, kỹ lưỡng của nhân viên trước khi đưa ra quyết định thực sự rời bỏ tổ chức (Koh & Goh, 1995). Ý định rời bỏ tổ chức bị ảnh hưởng bởi những nguyên nhân bất lợi về kinh tế, công việc hoặc bản thân họ, đồng thời là tiền đề cho quyết định chắc chắn rời bỏ tổ chức (Hanton & cộng sự, 2009). Võ Quốc Hưng & Cao Hào Thi (2010) định nghĩa ý định rời bỏ tổ chức là mong muốn thoát khỏi nơi làm việc hiện tại để chuyển sang một nơi làm việc mới. Trong đó, quyết định rời bỏ tổ chức là ý muốn của bản thân nhân viên muốn rời khỏi nơi họ đã làm việc và có nhiều lý do dẫn quyết định rời bỏ tổ chức như thay đổi địa điểm làm việc, nơi ở và những nhận thức tiêu cực đối với tổ chức. Việc rời bỏ tổ chức sẽ gây ra các hậu quả nghiêm trọng, tạo ra áp lực chi phí, ảnh hưởng tới công việc của những nhân viên còn lại và khiến những nhân viên có ý định rời bỏ tổ chức đưa ra quyết định rời bỏ tổ chức.

2.2. Giả thuyết nghiên cứu

2.2.1. Mối quan hệ giữa sự gắn kết với tổ chức và sự hài lòng trong công việc

Yucel & Bektas (2012) nhận định gắn kết đối với tổ chức có tác động trực tiếp tới sự hài lòng trong công việc, nếu nhân viên tồn tại mối liên kết chặt chẽ với tổ chức thì nhân viên đang rất hài lòng với công việc hiện tại. Năm 1991, Meyer & Allen đã đánh giá tác động của sự gắn kết với tổ chức đa chiều lên sự hài lòng trong công việc và kết luận rằng gắn kết tình cảm, gắn kết duy trì, gắn kết đạo đức có tác động trực tiếp tới sự hài lòng trong công việc. Cho đến năm 1996, một lần nữa Meyer & Allen đã khẳng định gắn kết tình cảm và gắn kết đạo đức có ảnh hưởng thuận chiều tới sự hài lòng trong công việc, nhưng gắn kết duy trì có ảnh hưởng ngược chiều. Nghiên cứu Dinc & cộng sự (2017) cũng nhấn mạnh gắn kết tình cảm và gắn kết đạo đức có mối tương quan thuận chiều tới sự hài lòng trong công việc nhưng không thấy xảy ra bất kỳ mối tương quan nào giữa gắn kết duy trì và sự hài lòng trong công việc. Nguyễn Danh Nam & Uông Thị Ngọc Lan (2022) đã cho thấy hệ số tác động từ cao xuống thấp của ba thành phần gắn kết đối với tổ chức tới sự hài lòng trong công việc lần lượt là gắn kết tình cảm, gắn kết duy trì và gắn kết đạo đức.

H1.1: Gắn kết tình cảm có tác động thuận chiều dương (+) tới sự hài lòng trong công việc.

H1.2: Gắn kết đạo đức có tác động thuận chiều dương (+) tới sự hài lòng trong công việc.

H1.3: Gắn kết duy trì có tác động thuận chiều dương (+) tới sự hài lòng trong công việc.

2.2.2. Mối quan hệ giữa sự gắn kết với tổ chức và ý định rời bỏ tổ chức

Becker (1960) đã nhận thấy sự gắn kết đối với tổ chức là yếu tố lý giải cho ý định rời bỏ tổ chức tự nguyện của nhân viên. Nghiên cứu của Khan & cộng sự (2014) đã chứng minh 3 thành phần của sự gắn kết với tổ chức gồm gắn kết tình cảm, gắn kết duy trì và gắn kết đạo đức tồn tại mối tương quan nghịch chiều với ý định rời bỏ tổ chức. Qua kiểm chứng thực nghiệm, Nguyễn Thị Ngọc Hương (2017, 88) đã khẳng định rõ

hơn về tác động tích cực ngược của ba thành phần của sự gắn kết đối với tổ chức hướng tới ý định rời bỏ tổ chức.

H2.1: Gắn kết tình cảm có tác động ngược chiều (-) tới ý định rời bỏ tổ chức.

H2.2: Gắn kết đạo đức có tác động ngược chiều (-) tới ý định rời bỏ tổ chức.

H2.3: Gắn kết duy trì có tác động ngược chiều (-) tới ý định rời bỏ tổ chức.

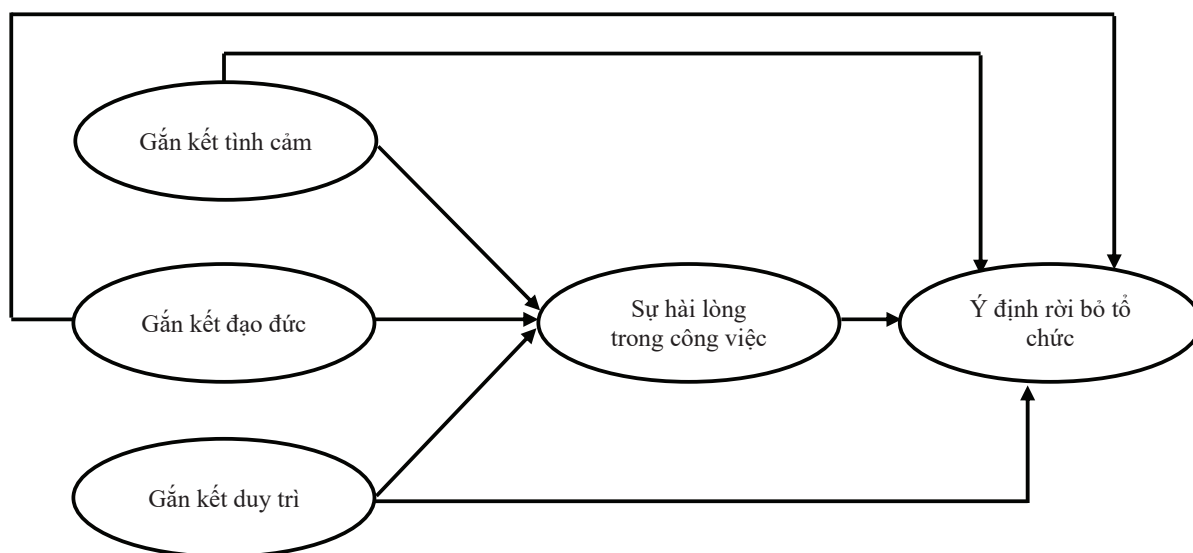
2.2.3. *Mối quan hệ giữa sự hài lòng trong công việc và ý định rời bỏ tổ chức*

Nghiên cứu của Martin (2007, 101), Nguyễn Thị Ngọc Hương (2017, 97) đã khẳng định sự hài lòng trong công việc có tác động trực tiếp nhưng ngược hướng tới ý định rời bỏ tổ chức. Điều này kết luận rằng nhân viên có sự hài lòng thấp trong công việc sẽ xuất hiện những suy nghĩ mong muốn tìm mọi cách để rời khỏi tổ chức. Có thể nhận thấy sự hài lòng rất quan trọng đối với tổ chức và sự hài lòng trong công việc được sử dụng để tiên đoán cho ý định rời khỏi tổ chức của nhân viên.

H3: Sự hài lòng trong công việc có tác động ngược chiều (-) tới ý định rời bỏ tổ chức.

Từ các giả thuyết trên, nhóm tác giả đề xuất mô hình nghiên cứu như trình bày tại Hình 1.

Hình 1: Mô hình nghiên cứu đề xuất



Nguồn: Nhóm tác giả đề xuất

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. *Xây dựng thang đo*

Thang đo sơ bộ được kế thừa từ các nghiên cứu trong và ngoài nước. Trong đó thang đo sự gắn kết tổ chức đa chiều gồm 19 biến quan sát của Meyer & Allen (1991), thang đo sự hài lòng trong công việc gồm 7 biến quan sát của Wong & Tay (2010) và thang đo ý định rời bỏ tổ chức bao gồm 3 biến của Wong & Tay (2010), Phạm Thị Anh Đào (2015, 50).

Để phù hợp với bối cảnh và lĩnh vực nghiên cứu, nhóm tác giả tiến hành phỏng vấn chuyên sâu với 2 chuyên gia trong lĩnh vực quản trị nguồn nhân lực khu vực công, cùng với 3 cán bộ lãnh đạo có kinh nghiệm làm việc lâu năm tại Ủy ban nhân dân quận Bắc Từ Liêm và tiến hành thảo luận nhóm đối với 10 công chức đang làm việc tại các phòng ban để từ đó xác định các mối quan hệ giữa các yếu tố và kiểm tra sự hợp lý của thang đo.

Kết quả thu được đã cho thấy sự đồng ý cao đối với các yếu tố trong mô hình nghiên cứu đề xuất. Đối với thang đo sự gắn kết với tổ chức đa chiều, mọi người thống nhất cần lồng ghép một số biến quan sát có nội dung tương đồng trong cùng yếu tố với nhau để tránh bảng câu hỏi quá dài gây khó khăn trong quá trình trả lời. Đối với thang đo sự hài lòng chung trong công việc cần bổ sung thêm một biến quan sát để cho thấy được mức độ hài lòng chung nhất của nhân viên đối với công việc. Mọi người nhất trí giữ nguyên 3 biến quan sát của ý định rời bỏ tổ chức. Bên cạnh đó, nhóm tác giả đã hiệu chỉnh một số từ ngữ để thang đo đơn

giản dễ hiểu, tránh gây sự nhầm lẫn khi trả lời, phù hợp với khu vực công và trình độ của đối tượng khảo sát. Nội dung câu hỏi của tất cả các biến sử dụng trong nghiên cứu được trình bày trong Bảng 1.

3.2. Thu thập mẫu và dữ liệu

Nghiên cứu sử dụng phương pháp chọn mẫu thuận tiện đối với cán bộ công chức đang làm việc tại các ủy ban nhân dân cấp quận trên địa bàn thành phố Hà Nội. Tổng số cán bộ công chức tại các ủy ban nhân dân cấp quận tính đến cuối năm 2020 là 960 người (Tổng cục Thống kê, 2020). Vì vậy, quy mô mẫu sẽ tính theo công thức Slovin (1984, trích dẫn bởi Võ Thị Thanh Lộc, 2010) như sau:

$$n = \frac{N}{1 + e^2 N} = \frac{960}{1 + 0,05^2 960} = 282$$

Trong đó:

- n: Quy mô mẫu mong muốn
- N: Quy mô tổng thể
- e: Sai số cho phép (chọn 0,05)

Để tránh xác suất thu hồi phiếu thấp, nhóm tác giả chọn phát ra 336 phiếu khảo sát (tăng 20% so với công thức tính). Phiếu khảo sát được gửi bằng hình thức trực tiếp và qua thư điện tử tới đối tượng khảo sát là các cán bộ công chức trong khoảng thời gian từ 01/03/2021 đến 31/03/2021. Nhóm tác giả chia đều phiếu khảo sát cho các điểm nghiên cứu là 336:12 quận = 28 phiếu mỗi quận để có sự đánh giá khách quan và công bằng giữa các quận.

Sau khi làm sạch dữ liệu, nghiên cứu thu được 304 phiếu khảo sát hợp lệ với tỷ lệ thu hồi 90,5%. Nội dung phân tích gồm kiểm định độ tin cậy của thang đo, phân tích CFA, phân tích SEM được sử dụng để kiểm định mô hình lý thuyết cùng với các giả thuyết. Trong phân tích Cronbach's Alpha, để đảm bảo độ tin cậy cao của thang đo thì hệ số Cronbach's Alpha $\geq 0,6$ và hệ số tương quan biến tổng $\geq 0,3$ (Tabachnick & Fidell, 2013). Hair & cộng sự (1998) đã chỉ ra rằng để đảm bảo cho sự tin cậy và sự phù hợp với thực tiễn của thang đo thì phân tích EFA phải có hệ số tải nhân tố $\geq 0,5$; kiểm định Bartlett's test có ý nghĩa ($\leq 0,05$); phương sai trích $\geq 50\%$, KMO $\geq 0,5$ và giá trị eigenvalue > 1 . Đối với phân tích CFA và SEM, mô hình nghiên cứu phù hợp và tốt với dữ liệu thị trường khi giá trị xác suất $< 0,05$; CMIN/df ≤ 2 ; TLI và CFI $\geq 0,9$; RMSEA $\leq 0,08$ (Hair & cộng sự 2010, 78).

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

Đặc điểm nổi bật của cán bộ công chức tại các ủy ban nhân dân cấp quận trên địa bàn thành phố Hà Nội tham gia khảo sát là nam giới chiếm 64,5%; độ tuổi tập trung từ 30 đến trên 50 chiếm 92,8%; trình độ học vấn chủ yếu là đại học và sau đại học chiếm 97,1%; có thâm niên công tác từ 5 năm đến 15 năm chiếm 80,8%; 85,9% người được khảo sát đã kết hôn. Thuộc tính của mẫu khảo sát phù hợp với thực tế khu vực Nhà nước của Việt Nam, đối tượng làm việc trong khu vực Nhà nước chủ yếu là nam giới, ở độ tuổi từ 30 đến trên 50 tuổi, với trình độ học vấn cao, có nhiều năm kinh nghiệm làm việc và phần lớn đã có gia đình.

Bảng 1 thể hiện kết quả đánh giá độ tin cậy thang đo của mô hình nghiên cứu với hệ số Cronbach's Alpha thấp nhất là 0,767 và cao nhất là 0,833. So với chuẩn 0,6 thì tất cả các biến quan sát của thang đo đều đạt yêu cầu. Các hệ số tương quan biến – tổng đều có kết quả lớn hơn 0,3. Hệ số Cronbach's Alpha nếu loại biến của tất cả 23 biến quan sát đều nhỏ hơn hệ số Cronbach's Alpha tổng nên không có biến nào bị loại. Tất cả các thang đo đều đạt được 2 giá trị tin cậy và giá trị phân biệt. Do đó, thang đo được đánh giá là tốt. Phân tích EFA thu được kết quả với hệ số KMO = 0,836; kiểm định Bartlett Test có ý nghĩa thống kê với Sig. = 0,000 ($< 0,05$), và có 5 nhân tố được rút trích với hệ số Eigenvalue = 1,375; tổng phương sai trích = 79,253% (lớn hơn 50%). Năm nhân tố này giải thích được 79,253% sự biến thiên của dữ liệu, thể hiện dữ liệu nghiên cứu đạt mức ý nghĩa cao.

Hình 2 thể hiện kết quả phân tích CFA thang đo mô hình tổng thể với trọng số các biến quan sát đều đạt chuẩn ($\geq 0,5$). Do đó, các thang đo đạt giá trị hội tụ. Kết quả cũng cho thấy mô hình có 1524 bậc tự do, giá trị kiểm định CMIN = 418,351 với giá trị xác suất = 0,000; chỉ số CMIN/df = 2,543 < 3 và các chỉ số GFI = 0,914; TLI = 0,928; CFI = 0,933 đều lớn hơn 0,9; RMSEA = 0,038 nhỏ hơn 0,08. Do đó, có thể khẳng định mô hình nghiên cứu là phù hợp với dữ liệu thu thập được. Ngoài ra, không có tương quan giữa các sai số đo lường nên các biến quan sát đạt được tính đơn hướng. Hệ số tương quan từng khái niệm nghiên cứu khác biệt so với 1 có ý nghĩa thống kê, nên các thành phần đạt giá trị phân biệt. Kết quả phân tích cũng cho thấy

Bảng 1: Nội dung biến quan sát và kết quả kiểm định các thang đo

Mã hóa	Nội dung	Nguồn	Cronbach's Alpha	Hệ số tải
Gắn kết duy trì (GKDT)				
GKDT3	Anh/chị rất khó kiếm việc làm khác khi rời bỏ cơ quan.	Meyer	0,799	0,897
GKDT1	Anh/chị cảm thấy việc ở lại cơ quan là rất cần thiết.	&		0,887
GKDT4	Anh/chị đã đầu tư rất nhiều công sức, tâm huyết vào cơ quan nên rất khó từ bỏ.	Allen (1991);		0,883
GKDT2	Anh/chị bị ảnh hưởng rất nhiều trong cuộc sống nếu rời bỏ cơ quan.	Nhóm tác giả		0,865
Sự hài lòng trong công việc (SHL)				
SHL1	Anh/chị hài lòng với chính sách tiền lương.	Wong	0,833	0,892
SHL7	Anh/chị hài lòng với điều kiện làm việc.	& Tay		0,888
SHL6	Anh/chị hài lòng với chế độ phúc lợi.	(2010);		0,872
SHL3	Anh/chị hài lòng với mối quan hệ với cấp trên.	Nhóm		0,868
SHL4	Anh/chị hài lòng với mối quan hệ với đồng nghiệp.	tác giả		0,854
SHL2	Anh/chị hài lòng với chính sách đào tạo và thăng tiến.			0,832
SHL5	Anh/chị hài lòng với bản chất công việc.			0,788
SHL8	Anh/chị hài lòng với công việc tại cơ quan.			0,783
Gắn kết tình cảm (GKTC)				
GKTC1	Anh/chị xem cơ quan như ngôi nhà thứ hai.	Meyer	0,767	0,879
GKTC2	Anh/chị tự hào, hạnh phúc vì được làm việc tại cơ quan.	&		0,860
GKTC3	Anh/chị cảm nhận cơ quan rất quan trọng và có ý nghĩa.	Allen		0,852
GKTC4	Anh/chị cảm nhận mình thuộc về cơ quan.	(1991); Nhóm tác giả		0,846
Ý định rời bỏ tổ chức (YDRTC)				
YDRTC 2	Anh/chị thường tìm thấy hoặc có những cơ hội công việc khác tốt hơn công việc hiện tại.	Wong & Tay	0,811	0,853
YDRTC 1	Anh/chị thường xuyên nghĩ tới việc sẽ chuyển sang làm cho tổ chức khác.	(2010), Phạm		0,848
YDRTC 3	Anh/chị quyết định tương lai sẽ chuyển sang làm cho tổ chức khác.	Thị Anh Đào (2015, 50)		0,836
Gắn kết đạo đức (GKDD)				
GKDD1	Anh/chị cảm thấy việc ở lại cơ quan là rất cần thiết.	Meyer	0,804	0,885
GKDD2	Anh/chị sẽ bị ảnh hưởng rất nhiều trong cuộc sống khi rời bỏ cơ quan.	&		0,870
GKDD4	Anh/chị đã đầu tư rất nhiều công sức, tâm huyết vào cơ quan nên rất khó từ bỏ.	Allen (1991);		0,850
GKDD3	Anh/chị sẽ rất khó kiếm việc làm khác khi rời bỏ cơ quan.	Nhóm tác giả		0,810

Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu khảo sát

các thang đo đạt yêu cầu về độ tin cậy (Steenkamp & Van Trijp, 1991).

Kế thừa từ kết quả phân tích CFA thang đo mô hình tổng thể, kết quả của mô hình SEM cũng phù hợp với dữ liệu nghiên cứu. Điều đó được thể hiện qua các chỉ số $CMIN/df = 2,647 < 3$ và các chỉ số $GFI = 0,915$; $TLI = 0,931$; $CFI = 0,935$ đều lớn hơn 0,9; $RMSEA = 0,040$ nhỏ hơn 0,08.

Đồng thời, căn cứ trên kết quả phân tích, giá trị xác suất của các mối quan hệ tác động giữa các nhân tố, ta thấy, giá trị xác suất đều nhỏ hơn 0,05. Do đó, mỗi quan hệ giữa các yếu tố trong mô hình nghiên cứu đều có ý nghĩa thống kê trong mô hình SEM. Do đó, các nhóm giả thuyết H1, H2, H3 được chấp nhận. Bảng 2 trình bày kết quả mô hình phương trình cấu trúc.

Kết quả phân tích mô hình SEM cho thấy sự gắn kết tổ chức đa chiều có ảnh hưởng lớn đến sự hài lòng trong công việc và ý định rời bỏ tổ chức của cán bộ công chức tại các ủy ban nhân dân cấp quận trên địa bàn thủ đô Hà Nội. Trong đó, gắn kết tình cảm có tác động mạnh nhất đến sự hài lòng trong công việc và ý định rời bỏ tổ chức của cán bộ công chức với hệ số hồi quy đã chuẩn hóa lần lượt là 0,476 và -0,128. Kết quả nghiên cứu này có sự tương đồng với các nghiên cứu của Meyer & Allen (1996) và Dinc & cộng sự (2017).

Bảng 2: Kết quả mô hình SEM

Mối quan hệ			Hệ số hồi quy	Sai lệch chuẩn	Giá trị tới hạn	Giá trị xác suất
SHL	←	GKDT	0,387	0,074	3,725	0,000
SHL	←	GKTC	0,476	0,062	3,651	0,000
SHL	←	GKDD	0,374	0,069	0,704	0,000
YDRTC	←	GKDT	-0,223	0,082	-2,261	0,000
YDRTC	←	GKTC	-0,128	0,188	-2,171	0,000
YDRTC	←	GKDD	-0,211	0,093	-3,394	0,000
YDRTC	←	SHL	-0,443	0,197	-2,363	0,000

Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu khảo sát.

Cùng với gắn kết tình cảm, gắn kết duy trì và gắn kết đạo đức có tác động nhất định đến sự hài lòng trong công việc và ý định rời bỏ tổ chức của cán bộ công chức.

Ngoài ra, kết quả nghiên cứu đã cho thấy sự hài lòng trong công việc có tác động ngược chiều với ý định rời bỏ tổ chức của cán bộ công chức với hệ số hồi quy đã chuẩn hóa là -0,443. Sự hài lòng càng lớn thì ý định rời bỏ tổ chức càng ít đi. Kết quả này hoàn toàn ủng hộ quan điểm của Martin (2007), Nguyễn Thị Ngọc Hương (2017).

Như vậy, sự gắn kết với tổ chức đa chiều (gắn kết tình cảm, gắn kết duy trì và gắn kết đạo đức) có tác động trực tiếp đến sự hài lòng trong công việc và ý định rời bỏ tổ chức của cán bộ công chức tại các ủy ban nhân dân cấp quận trên địa bàn thành phố Hà Nội. Đó là điểm nổi bật của nghiên cứu và tạo nên sự khác biệt so với các nghiên cứu của Nguyễn Thanh Tuấn & Nguyễn Thị Lộc (2016), Vũ Việt Hằng & Nguyễn Văn Thông (2018). Bởi các nghiên cứu trước đây đã không đo lường sự hài lòng trong công việc và ý định rời bỏ tổ chức của cán bộ công chức trong khu vực công dựa trên sự gắn kết với tổ chức đa chiều. Do đó, nghiên cứu này có thể tạo ra một mô hình cho các nghiên cứu trong tương lai về việc xác nhận mối quan hệ giữa sự gắn kết với tổ chức đa chiều với sự hài lòng trong công việc và ý định rời bỏ tổ chức của cán bộ công chức trong khu vực công.

5. Kết luận và hàm ý quản trị

Nghiên cứu đã chứng minh tác động của sự gắn kết với tổ chức đa chiều, sự hài lòng trong việc đến ý định rời bỏ tổ chức của cán bộ công chức tại các ủy ban nhân dân cấp quận trên địa bàn Thủ đô Hà Nội. Nghiên cứu được phân tích thông qua bộ dữ liệu thu được bằng phương pháp điều tra trực tiếp cán bộ công chức đang làm việc tại ủy ban nhân dân 12 quận. Phân tích CFA, SEM được thực hiện nhằm xác định mối quan hệ giữa các thang đo trong mô hình nghiên cứu. Kết quả phân tích cho thấy sự gắn kết với tổ chức đa chiều có tác động tích cực đến sự hài lòng trong công việc và ngược chiều đến ý định rời bỏ tổ chức. Đồng thời, sự hài lòng trong công việc có mối tương quan ngược chiều với ý định rời bỏ tổ chức của cán bộ công chức tại các ủy ban nhân dân cấp quận.

Dựa vào kết quả nghiên cứu thu được, nghiên cứu đưa ra một số hàm ý quản trị quan trọng nhằm giúp các ủy ban nhân dân cấp quận trên địa bàn thủ đô Hà Nội nâng cao sự hài lòng trong công việc và giảm ý định rời bỏ tổ chức của cán bộ công chức như sau:

Một là, gắn kết tình cảm là chìa khóa để cán bộ công chức hài lòng với công việc và giảm ý định rời bỏ tổ chức ($\beta = 0,476$ và $-0,128$). Sự gắn kết tình cảm của mỗi cán bộ công chức được xây dựng bởi sự tương hợp mang tính đồng nhất giữa những mong muốn, kỳ vọng về những lợi ích của mỗi cán bộ công chức với những giá trị, mục tiêu chung của cơ quan. Do đó, nhà lãnh đạo của các ủy ban nhân dân cấp quận cần tăng cường gắn kết hình ảnh của cơ quan với những giá trị cá nhân của mỗi cán bộ công chức nhằm góp phần tạo

nên lòng trung thành trong mỗi cán bộ công chức, làm cho cán bộ công chức hài lòng, yêu thích công việc hơn và gắn bó trung thành với tổ chức. Ngoài ra, gắn kết tình cảm với tổ chức sẽ được tăng lên nếu nhà lãnh đạo của các ủy ban nhân dân cấp quận tạo ra được môi trường làm việc thoải mái, thuận lợi. Đồng thời, thực hiện các cuộc khảo sát định kỳ để tìm hiểu tâm tư, nguyện vọng và những khó khăn của cán bộ công chức đang đối mặt trong việc và cuộc sống. Từ đó, các cán bộ công chức sẽ xuất hiện cảm giác an toàn khi gắn bó với tổ chức và sẽ cam kết làm việc lâu dài, giảm ý định rời bỏ tổ chức.

Hai là, sự hài lòng trong công việc là một trong những yếu tố cốt lõi giảm ý định rời bỏ tổ chức của cán bộ công chức ($\beta = -0,443$). Vận dụng lý thuyết nhu cầu của Maslow đã cho thấy trong một tổ chức nhân viên luôn mong muốn được thỏa mãn các nhu cầu an toàn về tài chính. Kết quả phân tích chỉ ra rằng có đến 85,9% cán bộ công chức đã kết hôn, phải chịu gánh nặng về tài chính, do đó nhu cầu an toàn về tài chính giữ vai trò quan trọng dẫn đến sự hài lòng trong việc. Vì vậy, ủy ban nhân dân cấp quận cần đề xuất những kiến nghị với Nhà nước liên quan đến việc tiến tới xóa bỏ thang bảng lương, trả lương theo ngạch bậc đã lạc hậu, thay vào đó cần xây dựng cơ chế trả lương theo vị trí việc làm và hiệu quả công việc nhằm nâng cao sự cạnh tranh với khu vực tư nhân nhằm giữ chân được nhân tài. Bên cạnh việc thỏa mãn nhu cầu an toàn về tài chính, sự hài lòng trong công việc của cán bộ công chức sẽ tăng lên nếu các ủy ban nhân dân cấp quận đáp ứng nhu cầu được tôn trọng của cán bộ công chức. Maslow đã nhận định rằng nhân viên luôn mong muốn được lãnh đạo và đồng nghiệp coi trọng, chấp nhận. Họ nỗ lực, cố gắng làm việc để được công nhận. Nếu nhân viên cảm nhận được sự coi trọng từ tổ chức, họ sẽ rất hài lòng với công việc và tổ chức của mình. Do vậy, điều quan trọng nhất là các nhà lãnh đạo của các ủy ban nhân dân cấp quận nên đẩy mạnh hoạt động thông tin nội bộ, thư điện tử nội bộ để cán bộ công chức có thể nhanh chóng, thuận tiện gửi các ý kiến, các đề xuất của mình cho cơ quan, tạo cho cán bộ công chức các cơ hội bình đẳng để đóng góp ý kiến, lắng nghe và tham khảo ý kiến của cán bộ công chức nhằm mục đích để cán bộ công chức thấy được sự tôn trọng từ cơ quan dành cho họ, từ đó gia tăng sự hài lòng trong công việc và giảm ý định rời bỏ tổ chức.

Tài liệu tham khảo

- Balassiano, M. & Salles, D. (2012), 'Perceptions of Equity and Justice and Their Implications on Affective Organizational Commitment: a Confirmatory Study in a Teaching and Research Institute', *Brazilian Administration Review*, 9(3), 268-286.
- Becker, H.S. (1960), 'Notes on the Concept of Commitment', *American Journal of Sociology*, 66(1), 32-42.
- Chiva, R. & Alegre, J. (2009), 'Organizational Learning Capability and Job Satisfaction: An Empirical Assessment in the Ceramic Tile Industry', *British Journal of Management*, 20(3), 323-340.
- Dinc, M.S., Kusey, C. & Steta, N. (2017), 'Nurses' job satisfaction as a mediator of the relationship between organizational commitment components and job performance', *Journal of Workplace Behavioral Health*, 33(2), 1-21.
- Hair, J.F.J., Anderson, R.E., Tatham, R. L. & Black, W. C. (1998), *Multivariate Data Analysis with Readings*, Englewood Cliffs, Prentice-Hall, New Jersey.
- Hair, J.F., Black, W.C., Babin, B. J. & Anderson, R. E. (2010), *Multivariate Data Analysis*, 7th edition, Prentice Hall, Upper Saddle River, New Jersey.
- Hanton, S., Thomas, O. & Mellalieu, S.D. (2009) 'Management of competitive stress in elite sport', Brewer, B.W. (ed.), *Sport psychology*, Wiley-Blackwell, 30-42.
- Khan, M.S., Khan, I.U., Ghulam, M., Kundi, G.M., Khan, S., Nawaz, A., Khan, F.U. & Yar, N. (2014), 'The Impact of Job Satisfaction and Organizational commitment on the Intention to leave among the Academicians', *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*, 4(2), 114-131.
- Koh, H.C. & Goh, C.T. (1995), 'An analysis of the factors affecting the turnover intention of non-managerial clerical

-
- staff: A Singapore study', *The International Journal of Human Resource Management*, 6(1), 103-125.
- Locke, E.A. (1976) 'The Nature and Causes of Job Satisfaction', in Dunnette, M.D. (ed.), *Handbook of Industrial and Organizational Psychology*, Rand McNally, Chicago, 1297-1343.
- Martin, A. (2007), 'Employee Perceptions of Organisational Commitment, Job Satisfaction and Turnover Intentions in a Post-merger Institution', Master's dissertation, University of Johannesburg.
- Meyer, J.P. & Allen, N.J. (1991), 'A Three-Component Conceptualization of Organizational Commitment', *Human Resource Management Review*, 1(1), 61-89.
- Meyer, J.P. & Allen, N.J. (1996), 'Affective, continuance, and normative commitment to the organization: An examination of construct validity', *Journal of Vocational Behavior*, 49(3), 252-276.
- Mosadeghrad, A. M., Ferlie, E. & Rosenberg, D. (2008), 'A study of the relationship between job satisfaction, organizational commitment and turnover intention among hospital employees', *Health Services Management Research*, 21(4), 211-227.
- Nguyễn Danh Nam & Ưông Thị Ngọc Lan (2021), 'The Mediating Role of Job Satisfaction in the Relationship between Personality Traits and Organizational Commitment of Public Sector Employees in Hanoi City', *VNU Journal of Economics and Business*, 1(4), 66-77.
- Nguyễn Danh Nam & Ưông Thị Ngọc Lan (2022), 'The impacts of HRM practices on organizational commitment, job satisfaction of officers in Hanoi', *Journal of International Economics and Management*, 21(2), 2-21.
- Nguyễn Thanh Tuấn & Nguyễn Thị Lộc (2016), 'Các yếu tố tác động đến ý định nghỉ việc của người lao động phổ thông trong các doanh nghiệp may: Trường hợp nghiên cứu các doanh nghiệp ở khu công nghiệp Bàu Xéo – Đồng Nai', *Tạp chí Khoa học Lạc Hồng*, 5, 53-58.
- Nguyễn Thị Ngọc Hương (2017), 'Ảnh hưởng của thỏa mãn công việc đến gắn kết với tổ chức và dự định nghỉ việc của nhân viên – trường hợp nghiên cứu các doanh nghiệp tại tỉnh Bến Tre', Luận văn Thạc sĩ, Trường Đại học Kinh tế thành phố Hồ Chí Minh.
- Phạm Thị Anh Đào (2015), 'Nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến dự định chuyển việc của trình dược viên thuộc các tập đoàn Dược phẩm đa quốc gia ở thành phố Hồ Chí Minh', Luận văn Thạc sĩ, Trường Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh.
- Steenkamp, J.B.E. & Van Trijp, H. (1991), 'The Use of LISREL in Validating Marketing Constructs', *International Journal of Research in Marketing*, 8, 283-299.
- Tabachnick, B.G. & Fidell, L.S. (2007), *Using Multivariate Statistics*, 5th edition, Pearson Allyn and Bacon, Boston.
- Tổng cục Thống kê (2020), *Báo cáo tình hình dân số và lao động năm 2020*, Hà Nội.
- Trần Kim Dung (2005), 'Đo lường sự thỏa mãn công việc trong điều kiện của Việt Nam', *Tạp chí Phát triển Khoa học và Công nghệ*, 12, 85-91.
- Trần Kim Dung (2006), 'Thang đo ý thức gắn kết đối với tổ chức', *Tạp chí Phát triển Kinh tế*, 184, 50-52.
- Vandenberg, R.J. & Nelson, J.B. (1999), 'Disaggregating the motives underlying turnover intentions: When do intentions predict turnover behavior?', *Human Relations*, 52(10), 1313-1336.
- Võ Quốc Hưng & Cao Hào Thi (2010), 'Các yếu tố ảnh hưởng đến dự định nghỉ việc của công chức – viên chức nhà nước', *Tạp chí phát triển KH&CN*, 13(1), 5-15.
- Võ Thị Thanh Lộc (2010), *Phương pháp nghiên cứu khoa học và viết đề cương nghiên cứu*, Nhà xuất bản Đại học Cần Thơ, Cần Thơ.
- Vũ Việt Hằng & Nguyễn Văn Thông (2018), 'Sự hài lòng trong công việc, mối quan hệ với cam kết tổ chức và ý định nghỉ việc - Trường hợp các nhân viên kỹ thuật ngành dịch vụ cơ sở hạ tầng công nghệ thông tin', *Tạp chí Khoa học Đại học Mở thành phố Hồ Chí Minh*, 13(2), 188-204.
- Wong, C.F. & Tay, A. (2010), 'Turnover intention and job hopping behaviour of music teachers in Malaysia', *African Journal of Business Management*, 4 (4), 425-434.
- Yu, Y. & Dean, A. (2001), 'The contribution of emotional satisfaction to consumer loyalty', *International Journal of Service Industry Management*, 12(3), 234-250.
- Yucel, I. & Bektas, C. (2012), 'Job Satisfaction, Organizational Commitment and Demographic Characteristics among Teachers in Turkey: Younger Is Better?', *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 46, 1598-1608.

TÁC ĐỘNG TRỰC TIẾP CỦA TÍN DỤNG CÔNG NGHỆ ĐẾN BẤT BÌNH ĐẲNG THU NHẬP

Phạm Thị Thanh Xuân

Trường Đại học Kinh tế - Luật, Đại học Quốc Gia TP. Hồ Chí Minh

Email: xuanptt@uel.edu.vn

Nguyễn Đức Trung

Trường Đại học Ngân Hàng thành phố Hồ Chí Minh

Email: trungnd@buh.edu.vn

Mã bài báo: JED - 742

Ngày nhận: 21/6/2022

Ngày nhận bản sửa: 22/7/2022

Ngày duyệt đăng: 24/08/2022

Tóm tắt

Nghiên cứu này kiểm định tác động trực tiếp của tín dụng công nghệ đến bất bình đẳng thu nhập – chủ đề thời sự nhưng vẫn là khoảng trống nghiên cứu. Tín dụng công nghệ phát triển nhanh, lan tỏa trên thế giới trong thời gian ngắn, nhưng giá trị lượng cung khá nhỏ, nơi quá tập trung nơi quá hạn chế, dẫn đến cấu trúc dữ liệu phân tán. Vì vậy, ước lượng tác động của tín dụng công nghệ đến bất bình đẳng thu nhập khá phức tạp. Giải quyết điều này, chúng tôi chọn kỹ thuật hồi quy trong học máy, gồm Ridge và Bayesian Ridge, cùng công cụ sàng lọc biến là kiểm tra tương quan và đo tầm quan trọng của biến. Kết quả cho thấy tín dụng công nghệ tác động tích cực trực tiếp làm giảm bất bình đẳng thu nhập. Ngoài ra sử dụng nhiều dịch vụ thanh toán số, đặc biệt trong nhóm người thu nhập thấp, có hiệu quả tốt hơn giúp giảm bất bình đẳng thu nhập.

Từ khóa: Thanh toán số, kỹ thuật chọn lọc biến, công nghệ tài chính, tín dụng công nghệ, bất bình đẳng thu nhập, tài chính toàn diện.

Mã JEL: D31, D63, O, C11, F62.

Impact of fintech credit on income equality

Abstract

This study is conducted to investigate the direct impact of fintech credit on income inequality – a topical issue but still a research gap. Fintech credit has developed very quickly, spreading to many countries worldwide in a short time. However, the value of fintech credit is still relatively small and asymmetric across countries. Therefore, the fintech credit data structure is also dispersed. That is why, estimating the impact of fintech credit on income inequality is relatively complicated. To solve this complex problem, we used regression algorithms in Machine Learning instead of traditional regression, including Ridge and Bayesian Ridge. The model was built with help of a set of variable selection tools, including a correlation test and feature importance test. The results illustrate that fintech credit has positive impacts on reducing income inequality. Furthermore, the increasing use of digital payment services effectively reduces income inequality, especially among the lowest-income people.

Keywords: Digital payments, feature selection, financial inclusion, Fintech credit, income inequality, machine learning.

JEL code: D31, D63, O, C11, F62.

1. Giới thiệu

Trong bốn cấu phần của công nghệ tài chính (*Fintech*), tín dụng công nghệ (*fincredit*) có vị trí quan trọng, nhưng tác động của nó là vấn đề tranh cãi. *Fincredit*, với hai kênh lớn là cho vay ngang hàng và huy động vốn cộng đồng, được kỳ vọng là kênh cung vốn mới nhiều tiện ích, bổ sung cho hệ thống truyền thống vốn

cồng kênh chi phí. *Fincredit* kỳ vọng sẽ len lỏi vào các lớp thu nhập để cung vốn kèm dịch vụ tài chính, giúp tăng thu nhập, rút ngắn khoảng cách giàu nghèo. Qua đó, *Fincredit* trực tiếp khắc phục tình trạng loại trừ tài chính đang hiện hữu trong khu vực thu nhập thấp – vốn là nguyên nhân chính của bất bình đẳng thu nhập. Ở đâu có mở rộng *Fincredit*, ở đó bất bình đẳng thu nhập kỳ vọng giảm thấp.

Chỉ trong thời gian ngắn, *Fincredit* phát triển nở rộ, song sớm sụp đổ ở nhiều nơi. Gần đây, một số quốc gia ban hành điều khoản tăng cường kiểm soát phát triển *Fincredit* vì rủi ro tăng dần. *Fincredit* trở thành tâm điểm của cuộc thảo luận và phản biện chính sách. Trong bối cảnh của sự hoài nghi về tác động tích cực lẫn tiêu cực của *Fincredit*, cần có nghiên cứu khoa học tham gia làm sáng tỏ, bằng cách cung cấp bằng chứng khoa học tin cậy.

Theo dòng chảy đó, Frost & Turner (2018) đưa ra định nghĩa và thước đo *fincredit* – một trong số ít nghiên cứu tiên phong trong chủ đề này. Frost & Turner (2018) đặt ra một loạt giả thuyết cần kiểm chứng tác động tích cực, tiêu cực của *fincredit*. Trong đó, có yếu tố là tiền đề quan trọng hình thành nên nghiên cứu này. Tác giả cho thấy *fincredit* có thể cải thiện khả năng tiếp cận tín dụng cho khách hàng bị loại trừ khỏi tín dụng truyền thống. Yếu tố này, liên kết với nghiên cứu trước, tổng hợp và công bố bởi Aslan & cộng sự (2017), khẳng định mở rộng khả năng tiếp cận tín dụng có tác động giảm bất bình đẳng thu nhập. Theo đó, *fincredit* có thể tác động tích cực làm giảm bất bình đẳng thu nhập, luận điểm này – dù có ý nghĩa nghiên cứu nhưng trong phạm vi tìm hiểu của tác giả, đến nay vẫn là khoảng trống. Phần lớn nghiên cứu trước chỉ xác định tác động của *fintech* đến bất bình đẳng thu nhập, không sâu vào *fincredit*. Đây là điểm khởi động của nghiên cứu này.

Lưu ý, *Fincredit* phát triển nhanh, nhưng quy mô lớn bé khác nhau giữa quốc gia (Frost & Turner, 2018). Với đặc điểm này, cấu trúc dữ liệu *Fincredit* phân tán, không đủ giữa quốc gia và thiếu hụt về thời gian, là rào cản lớn cho mô hình hồi quy truyền thống. Yếu tố kỹ thuật, có lẽ, là lý do tồn tại khoảng trống nghiên cứu này.

Giải quyết vấn đề này, tác giả chọn hồi quy Machine learning, vận dụng quy trình chọn biến, kiểm định và thiết kế mô hình đề xuất bởi Mangal & Holm (2018). Biến được chọn có kế thừa nghiên cứu trước và qua sàng lọc, với hai công cụ: kiểm tra tương quan và tầm quan trọng. Riêng giải bài toán hồi quy, tác giả sử dụng Ridge, vốn cùng hệ với Lasso nhưng sử dụng tham số điều chuẩn bậc 2 thay vì bậc 1, theo gợi ý của Mangal & Holm (2018), Võ Thị Lệ Uyên & Phạm Hoàng Uyên (2019). Hồi quy Machine learning Bayesian Ridge sử dụng để đối sánh, củng cố kết quả nghiên cứu. Bayes được áp dụng rộng rãi, thậm chí còn được chứng minh hiệu quả hơn kỹ thuật học máy khác (Nadheesh, 2018). Sử dụng Ridge và Bayesian Ridge trên nền máy học khắc phục đa cộng tuyến trong biến giải thích và phát hiện mối quan hệ tiềm ẩn giữa biến ngay cả trong mẫu dữ liệu nhỏ phân tán.

Nghiên cứu tìm được bằng chứng khoa học tin cậy, khẳng định tín dụng công nghệ, dù phát triển còn khiêm tốn và chưa đều trên thế giới, nhưng giúp giảm bất bình đẳng thu nhập. Đây là đóng góp lớn nhất của nghiên cứu này.

Bài viết gồm: tổng quan nghiên cứu ở phần 2, thiết kế nghiên cứu ở phần 3, kết quả hồi quy ở phần 4. Kết luận chính và hướng phát triển đề tài trình bày ở phần 5.

2. Cơ sở khoa học

Đã có một số ít nghiên cứu đặt tiền đề quan trọng cho sự phát triển của chủ điểm này. Branzoli & Supino (2020) khẳng định *Fincredit* tăng trưởng nhiều hơn ở khu vực giàu chứ không phải tập trung ở khu vực thu nhập thấp như kỳ vọng. Điều đó dấy lên suy nghĩ về tác động ngược của *Fincredit*, không giảm mà còn gia tăng bất bình đẳng thu nhập trên thế giới. Bazarbash (2019) lo ngại hiện tượng loại trừ tài chính do công nghệ tạo ra ở khu vực nông thôn, vùng xa. Khả năng kết nối internet tốc độ cao, vốn cần thiết cho hoạt động tín dụng công nghệ, bị hạn chế nhiều, kéo theo tốc độ chuyển đổi số chậm hơn khu vực khác, khiến dân ở đây bị loại trừ khỏi *Fintech* (Friedline & cộng sự, 2020). Hậu quả là khoảng cách bất bình đẳng thu nhập càng bị kéo rộng. Igra & cộng sự (2021) tìm thấy bằng chứng gia tăng bất bình đẳng đáng kể do sự hiện diện của *Fincredit*. Trong đó, huy động vốn cộng đồng mang lại lợi ích cao hơn ở khu vực giàu có và trình độ học vấn cao, tiềm ẩn nguy cơ kéo rộng bất bình đẳng thu nhập – đặc biệt rõ trong bối cảnh khó khăn từ

đợt COVID-19 vừa qua. Igra & cộng sự (2021) kiểm tra có hệ thống phạm vi và tác động của huy động vốn cộng đồng liên quan đến COVID-19, đánh giá bất bình đẳng xã hội hình thành từ sử dụng kết quả huy động vốn cộng đồng; thấy rằng người thu nhập cao có nhiều khả năng thực hiện chiến dịch vận động tài chính, đối phó với tác động xấu đến sức khỏe và kinh tế do COVID-19, họ nhận được nhiều tài trợ hơn người thu nhập và giáo dục thấp. Igra & cộng sự (2021) kết luận sử dụng kỹ thuật số để ứng phó với khủng hoảng quy mô lớn, bên cạnh tác động tích cực, vẫn có thể làm trầm trọng bất bình đẳng, mang lợi ích hơn cho nhóm thu nhập, giáo dục cao, vốn có đặc quyền lớn hơn trong xã hội. Huy động vốn cộng đồng, vì vậy, càng làm đậm nét hơn bất bình đẳng.

Hiện tượng nghịch trên kéo hệ lụy, làm đậm hơn tác động tiêu cực của *Fincredit*. Tuy nhiên, *Fincredit* vẫn ảnh hưởng tích cực ở một số khu vực đặc thù. Brent & Lorah (2019) lo ngại huy động vốn cộng đồng tài trợ dự án công tại địa phương này làm trầm trọng bất bình đẳng với địa phương lân cận. Tuy nhiên, kết quả thực nghiệm trên 18.000 lượt quyên góp cho 800 chiến dịch huy động vốn cộng đồng tại Mỹ xóa bỏ lo ngại. Theo tác giả huy động vốn cộng đồng nên phát triển thành công cụ chính sách công vì tác động tích cực của nó, thậm chí hướng dẫn việc huy động vốn từ cộng đồng cũng như cách thức mở rộng cơ chế huy động vốn tích hợp vào chính sách công địa phương. Đó là bằng chứng sơ khởi cho thấy *Fincredit* giúp giảm bất bình đẳng nói chung nhưng chưa đi sâu vào bất bình đẳng thu nhập nói riêng.

Tổng quan từ lý luận đến thực nghiệm cho thấy thông điệp chính: (1) Đến nay vẫn có ít bằng chứng về tác động của *Fincredit* đến bất bình đẳng thu nhập; (2) Bằng chứng còn mâu thuẫn về vai trò *Fincredit* đến cải thiện bất bình đẳng thu nhập. Phù đầy khoảng trống là mục tiêu chính của nghiên cứu.

3. Thiết kế nghiên cứu

3.1. Dữ liệu

Dữ liệu thu thập từ 4 nguồn: (i) Dữ liệu bất bình đẳng thu nhập được chuẩn hóa (SWIID) cho thước đo bất bình đẳng thu nhập; (ii) Dữ liệu tài chính toàn diện toàn cầu (Global Findex) cho biến tài chính toàn diện; (iii) Dữ liệu biến kiểm soát từ Chỉ số phát triển thế giới (the World Development Indicators Database) và chỉ số quản trị toàn cầu (the Worldwide Governance Indicators); và (iv) Dữ liệu *Fincredit* cung cấp bởi Cornelli & cộng sự (2020).

Xây dựng dữ liệu tổng hợp từ nhiều nguồn với cấu trúc dữ liệu khác nhau cho nhiều quốc gia là phức tạp. Tác giả tiến hành nhiều bước sàng lọc. Giai đoạn tiền khả thi, tác giả phân tích cấu trúc dữ liệu cả 3 năm 2011-2014-2017. Vì cơ sở dữ liệu tài chính toàn diện chỉ thu thập và công bố 3 năm một lần, lần đầu 2011, lần hai vào 2014 và lần 3 là 2017. Phân tích cấu trúc dữ liệu cho thấy trong 119 quốc gia và qua 3 năm, chỉ có 60 quốc gia ở năm 2017 là đáp ứng tiêu chí tối ưu hóa quy mô mẫu nghiên cứu, đồng bộ giữa các trường dữ liệu.

Bảng 1: Tổng hợp cơ sở dữ liệu

	Biến	Ký hiệu	Nguồn dữ liệu
1	Bất bình đẳng thu nhập	Income inequality	Standardized World Income Inequality Database
2	64 chỉ số biến tài chính toàn diện	Financial inclusion	Global Findex
3	Tín dụng công nghệ	FinCredit	Cornelli & cộng sự (2020)
4	Biến kiểm soát	Control variable	The World Development Indicators Database
4.1	Hạ tầng công nghệ số	BroadAccess	
4.2	Quy mô chính phủ	GovConsumption	
4.3	Chất lượng thể chế	RegulatoryQuality	
4.4	Tăng trưởng GDP đầu người	GDPCapita growth	
4.5	Tốc độ tăng dân số	Population growth	
4.6	Mức độ phát triển hệ thống tài chính	FinDevelopment	
4.7	Độ mở thương mại	Trade	

Nguồn: Tác giả tổng hợp.

Ngoài ra, vì mục đích so sánh tác động kênh tài chính toàn diện đến bất bình đẳng ở nhóm thu nhập cao và thấp - dữ liệu được tách thêm 2 mẫu phụ, Mẫu 1 gồm nhóm 40% người trên 15 tuổi có thu nhập cao nhất và mẫu 2 gồm nhóm 40% người trên 15 tuổi có thu nhập thấp nhất mỗi quốc gia.

3.2. Quy trình và phương pháp thiết kế nghiên cứu

Quy trình thiết kế mô hình nghiên cứu:

Bước 1: Xác định mô hình cơ sở. Căn cứ trên kết quả tổng hợp lý thuyết và thực nghiệm, đối chiếu với mục tiêu nghiên cứu, hình thành mô hình cơ sở với cụm biến chính (mục 3.3).

Bước 2: Sàng lọc biến ở mô hình cơ sở, lọc bộ biến tối ưu cho mô hình chính thức (mục 3.4 và 3.5).

Xác định đâu là thước đo tiêu biểu trong 64 chỉ số thành phần của tài chính toàn diện để đưa vào mô hình, vốn phức tạp. Nghiên cứu trước giải quyết bằng nhiều cách. Một số tác giả chọn một hoặc vài đại diện trong 64 chỉ số, bằng cách kế thừa kết quả nhiều nghiên cứu trước (Demirgüç-Kunt & cộng sự, 2018a). Số khác xây dựng một chỉ số chung, tổng hợp 64 chỉ số thành phần vào trong đó (Camara & Tuesta, 2015; Nguyen, 2020; Sarma, 2012). Mỗi phương pháp đều có hạn chế. Đặc biệt, phương pháp thứ hai vấp phải chỉ trích vì thay đổi cấu trúc, bản chất dữ liệu, khó diễn giải ý nghĩa (Mangal & Holm, 2018). Ở nghiên cứu này, tác giả lựa chọn một số đại diện trong 64 chỉ số thành phần cho mô hình chính thức, nhưng không chỉ kế thừa nghiên cứu trước, mà còn qua bước sàng lọc biến mà Mangal & Holm (2018) gợi ý. Quy trình tương tự áp dụng để chọn biến kiểm soát tối ưu.

Bước 3: Ước lượng mô hình chính thức với Ridge và Bayesian Ridge trên Python (mục 4).

Lưu ý, quy trình phân tích dữ liệu bằng học máy hoàn toàn khác với hồi quy truyền thống. Theo đó, hệ thống được huấn luyện dựa trên thuật toán hồi quy đã chọn, lưu lại nguyên tắc và tiếp tục tự học tự động từ chính bộ dữ liệu, vừa học vừa tinh chỉnh để nắm bắt nhiều nhất mối quan hệ tồn tại trong bộ dữ liệu. Vì vậy, máy học là quá trình hồi quy nhiều lần, khác với hồi quy truyền thống chỉ ước lượng một lần. Tương ứng, kiểm định sự phù hợp, tin cậy của kết quả hồi quy cũng khác nhau giữa hai hệ phương pháp. Với hồi quy Machine learning, độ tin cậy được đo bằng độ chính xác của kết quả học tập. Kết quả huấn luyện và học tái tạo ra chuỗi giá trị bất bình đẳng thu nhập. Độ lệch giữa giá trị tái tạo với giá trị thực là thước đo độ phù hợp và tin cậy của hồi quy Machine learning, quy đổi thành chỉ số lỗi trung bình bình phương gốc (RMSE), trung bình của sai biệt tuyệt đối (MAE). Tương tự hồi quy truyền thống, hồi quy Machine learning cũng tính R² – đo lường độ phù hợp của mô hình. Liên quan đến ý nghĩa biến giải thích, hồi quy Machine learning không giống truyền thống. Trong đó, biến có hệ số không bị thu hẹp bằng 0 thì có ý nghĩa, tức là có chứa thông tin giá trị giải thích cho biến phụ thuộc và ngược lại. Ridge sử dụng thuật toán hiệu chỉnh tham số nhằm thu nhỏ hệ số hồi quy biến kém tính giải thích, thậm chí nén về bằng 0 (Mangal & Holm, 2018). Tương tự, các biến tương quan cao, chứa đựng cùng thông tin giải thích sẽ bị lược bỏ, hệ số hồi quy bị nén về 0 (Doan & Kalita, 2015). Ridge phù hợp với dữ liệu tiềm ẩn tương quan cao giữa biến giải thích. Kết quả hồi quy Machine learning Ridge còn được dùng như một bước sàng lọc biến, xây dựng mô hình học máy tối ưu (Mangal & Holm, 2018).

Hồi quy Ridge được chọn thay cho hồi quy OLS khi dữ liệu có đa cộng tuyến, các biến độc lập tương quan cao. García & cộng sự (2015), Koo & Shin (2015) chứng minh Ridge cho kết quả tốt vượt trội khi nhiều biến giải thích cùng ảnh hưởng đến biến phụ thuộc và giữa chúng có đa cộng tuyến. Bằng cách thêm hàm L hiệu chỉnh sai số vào phép toán hồi quy, Ridge giảm đáng kể độ chệch, nhờ đó cải thiện tính chính xác kết quả ước lượng. Ridge được chứng minh tốt hơn hẳn OLS (Võ Thị Lệ Uyên & Phạm Hoàng Uyên, 2019).

Sử dụng Bayesian Ridge để kiểm chứng tính ổn định của kết quả. Tương tự Ridge nhưng Bayesian Ridge ước lượng bằng cách sử dụng phân bố xác suất, đi kèm với khả năng nội suy tiếp tục dựa trên phát hiện của chính Bayesian trước đó. Đặc điểm này giúp kết quả ước lượng chính xác hơn. Bayes hữu ích khi cơ sở dữ liệu không đầy đủ hoặc phân phối kém, như ở nghiên cứu này.

3.3. Mô hình cơ sở

$$Inequality_i = \alpha_1 FinCredit_i + \sum_{j=1}^N \alpha_j Financial\ inclusion_{ji} + \sum_{k=1}^K \beta_k Control_{ki} + u_i$$

Trong đó:

Biến phụ thuộc bất bình đẳng thu nhập - đo bằng hệ số Gini của thu nhập khả dụng, giá trị nằm trong khoảng từ 0 (bình đẳng hoàn hảo) đến 100 (bất bình đẳng hoàn hảo), được sử dụng rộng rãi nhất trong

nghiên cứu mối quan hệ giữa tài chính và bất bình đẳng (Beck & Levine, 2007; Haan & Sturm, 2016; Jauch & Watzka, 2015).

Biến giải thích tín dụng công nghệ, đo bằng tổng lượng cung tín dụng thông qua nền tảng công nghệ từng năm, tính bằng đô la Mỹ (USD) trên đầu người cho từng quốc gia (Cornelli & cộng sự, 2020), kế thừa từ Haan & Sturm (2016), Jauch & Watzka (2015).

tập hợp biến giải thích – thước đo mức độ bao phủ tài chính toàn diện. Sở dĩ đưa tài chính toàn diện vào mô hình vì nhiều nghiên cứu trước chứng minh biến này tác động mạnh và tích cực, giảm bất bình đẳng. Nơi nào tài chính toàn diện càng bao phủ – khả năng tiếp cận và sử dụng dịch vụ tài chính chính thức của hộ gia đình và doanh nghiệp càng rộng và dễ hơn – thường có mức độ bất bình đẳng thu nhập thấp hơn (Honohan, 2008; Mookerjee & Kalipioni, 2010; Hermes, 2014; Sahay & cộng sự, 2015; Kim, 2016; Aslan & cộng sự, 2017; Park & Mercado 2018; Turegano & Herrero, 2018).

Dữ liệu tài chính toàn diện do Findex cung cấp có 64 thước đo, trong đó 3 tiêu biểu, sử dụng nhiều ở nghiên cứu trước, trọng tâm khả năng tiếp cận và sử dụng *dịch vụ tài chính cơ bản*, gồm: (1) Tỷ lệ dân số trưởng thành *sở hữu tài khoản* tại một định chế tài chính chính thức; (2) Tỷ lệ dân số trưởng thành *có vay tiền* tại một định chế tài chính chính thức; (3) Tỷ lệ dân số trưởng thành *có tiền gửi tiết kiệm* tại một định chế tài chính chính thức (Allen & cộng sự, 2016).

: tập hợp biến kiểm soát kế thừa từ nghiên cứu trước, giúp kiểm soát hiện tượng nội sinh giữa tài chính công nghệ và tài chính toàn diện.

Demirgüç-Kunt & cộng sự (2018b) khẳng định hạ tầng công nghệ số ảnh hưởng tích cực, mở rộng bao phủ của tài chính toàn diện, góp phần giảm bất bình đẳng và khuyến nghị sử dụng biến BroadAccess – phản ánh mức độ phát triển của hạ tầng công nghệ số - đo bằng tỷ lệ người dân đăng ký bằng thông rộng cố định (trên 100 người), từ nguồn cơ sở dữ liệu về quản trị quốc gia (WGI).

phản ánh quy mô chính phủ - đo bằng quy mô chi tiêu chính phủ - kế thừa Anderson & cộng sự (2017), Guzi & Kahanec (2019), trong đó chứng minh ảnh hưởng từ quy mô chi tiêu của chính phủ đến bất bình đẳng thu nhập. Khi chính phủ tăng chi tiêu có năng suất và hiệu quả, cả tăng trưởng sản lượng và phân phối thu nhập đều cải thiện (Shafique & cộng sự, 2006).

Regulatory Quality phản ánh chất lượng thể chế - đo lường bởi khả năng chính phủ thiết kế chính sách tạo điều kiện khu vực tư nhân phát triển, kéo theo phân phối thu nhập giảm bất cân xứng hơn (Zhuang & cộng sự, 2010). Kế thừa từ Akram & cộng sự (2011), Huang & Ho (2018), Shafique & cộng sự (2006), Zhuang & cộng sự (2010).

FinDevelopment đo mức độ phát triển của hệ thống tài chính. Jauch & Watzka (2015) khẳng định hệ lụy

Bảng 2: Kết quả kiểm định tương quan với biến bất bình đẳng thu nhập

	Biến giải thích		Mẫu tổng hợp	Nhóm thu nhập cao	Nhóm thu nhập thấp
1	Digital payments	Mức độ sử dụng dịch vụ thanh toán kỹ thuật số	-0,6543	-0,6123	-0,6973
2	Financial account	Tỷ lệ dân có sở hữu tài khoản ngân hàng	-0,6410	-0,6014	-0,6791
3	Saved Account	Tỷ lệ dân có tài khoản tiết kiệm	-0,6461	-0,6178	-0,6889
4	FinCredit	Tín dụng công nghệ	-0,2413		
5	BroadAccess	Hạ tầng công nghệ số	-0,5891		
6	GovConsumption	Quy mô chính phủ	-0,2087		
7	RegulatoryQuality	Chất lượng thể chế	-0,3338		
8	GDPcapita growth	Tăng trưởng GDP đầu người	-0,1851		
9	Population growth	tốc độ tăng dân số	0,4353		
10	FinDevelopment	Mức độ phát triển hệ thống tài chính	-0,4126		
11	Trade	Độ mở thương mại	-0,4752		

Nguồn: Tính toán của tác giả.

của thị trường tài chính phát triển là bất bình đẳng, nhưng Law & cộng sự (2014), Park & Shin (2017) khẳng định điều ngược lại, góp phần giảm bất bình đẳng.

Tương tự với biến tốc độ tăng trưởng kinh tế, tốc độ tăng trưởng dân số, độ mở nền kinh tế, quá trình sàng

lọc dưới đây chỉ giữ lại biến tiêu biểu cho mô hình chính thức.

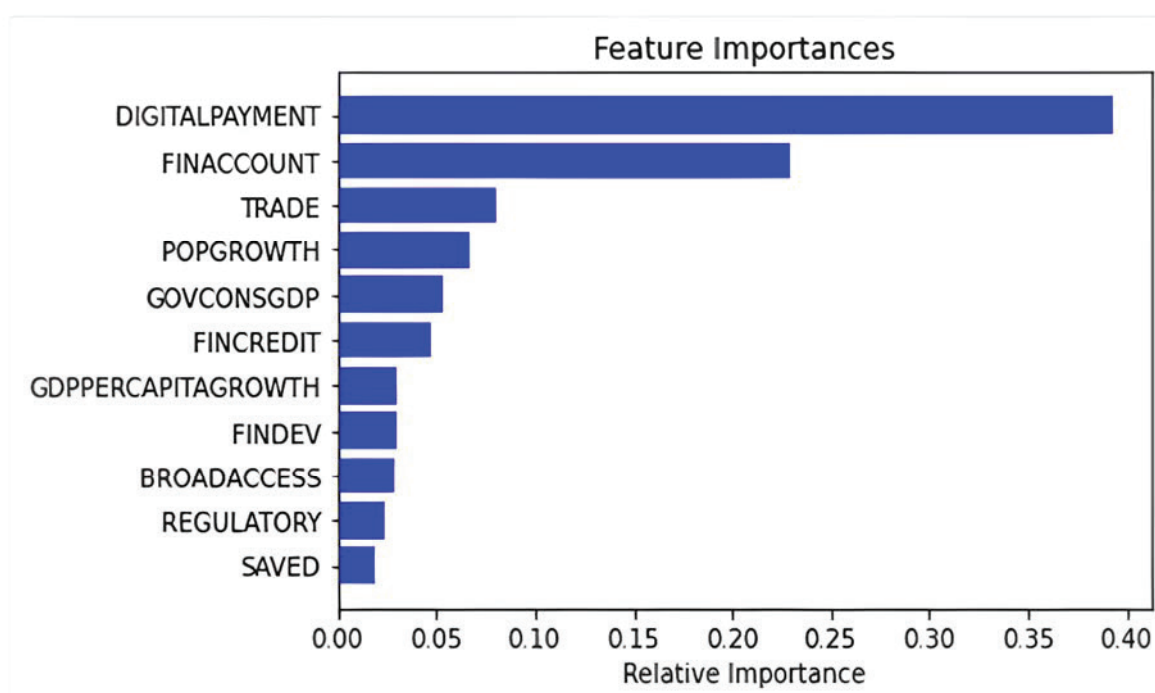
3.4. Kết quả chọn biến cho mô hình

3.4.1. Phân tích tương quan

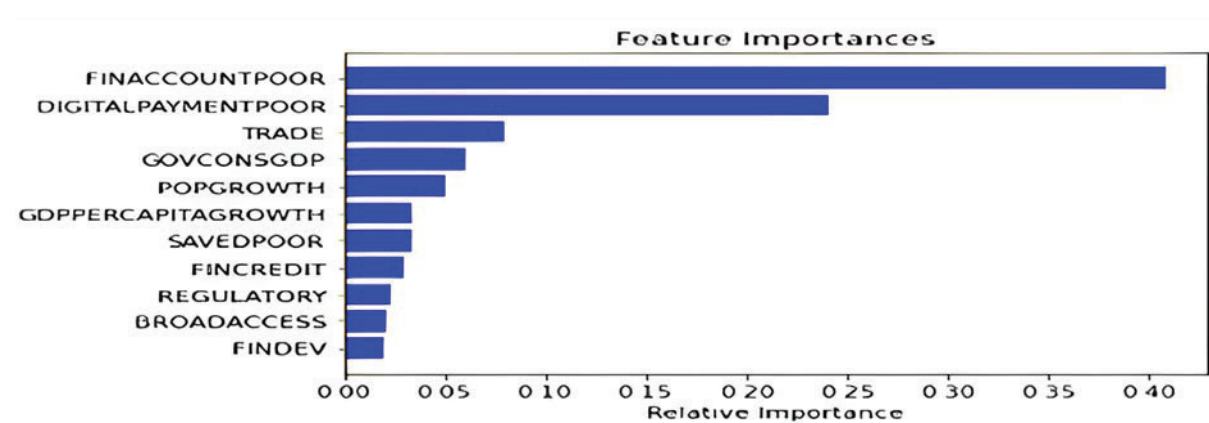
Ghi chú: Số lượng kiểm định tương quan lớn, nên ở đây chỉ trình bày kết quả cốt lõi. Kết quả tương quan đầy đủ sẽ được cung cấp cho người đọc quan tâm, theo yêu cầu.

Phân tích tương quan chọn ra 3 thước đo đại diện cho biến tài chính toàn diện, từ 64 thành phần của Findex, gồm (i) mức độ sử dụng dịch vụ thanh toán kỹ thuật số trong dân, (ii) tỷ lệ dân có sở hữu tài khoản ngân hàng, và (iii) tỷ lệ dân có tài khoản tiết kiệm trong hệ thống tài chính chính thức. Cả ba có tương quan âm với bất bình đẳng thu nhập, lớn hơn 0,6 và đồng nhất trong cả ba mẫu nghiên cứu (Bảng 2), tương đồng với gợi ý từ nghiên cứu trước (Berger & cộng sự, 2012; Asongu & Nwachukwu, 2018; Asongu & Odhiambo, 2018).

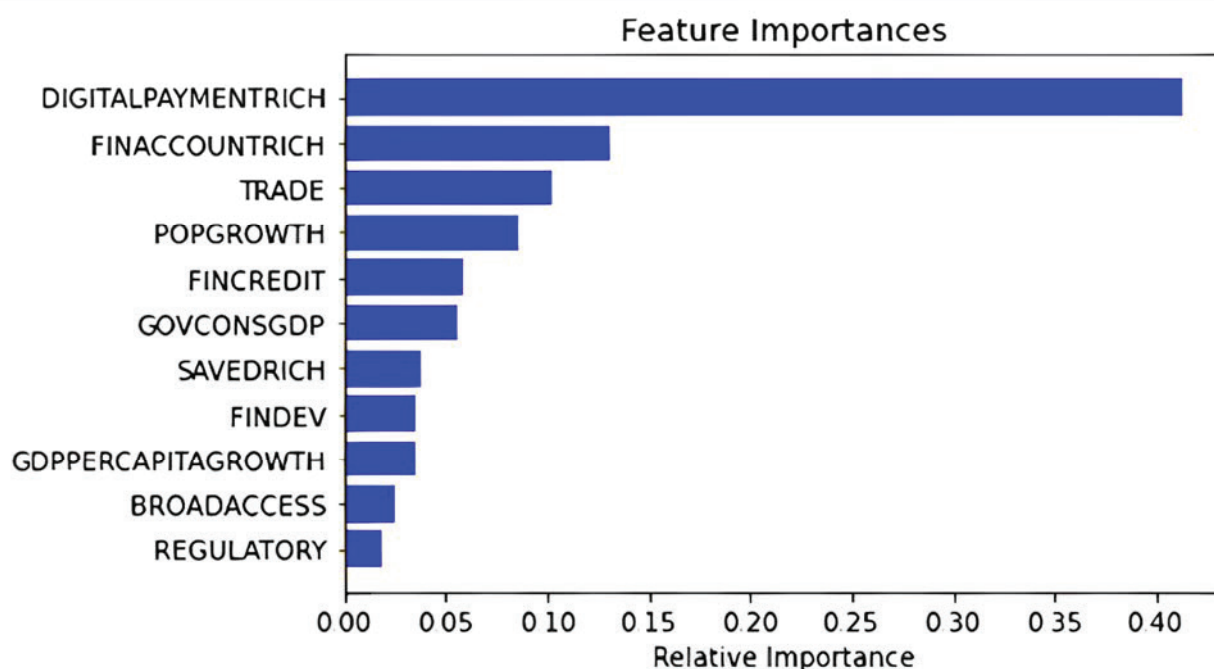
Hình 1: Kết quả kiểm tra mức độ quan trọng của biến_mẫu tổng hợp



Hình 2: Kết quả kiểm tra mức độ quan trọng của biến_nhóm thu nhập thấp



Hình 3: Kết quả kiểm tra mức độ quan trọng của biến_nhóm thu nhập cao



Phân tích tương quan chỉ ra có liên hệ giữa *FinCredit* với bất bình đẳng thu nhập, với hệ số -0,2413, hàm ý bất bình đẳng thu nhập thấp hơn ở quốc gia phát triển mạnh tin dụng công nghệ, nhưng mức tương quan thấp so với biến khác.

Phân tích tương quan khẳng định 7 biến kiểm soát đều có tương quan với bất bình đẳng thu nhập, phù hợp với nhận định ban đầu và thống nhất với nghiên cứu trước.

Như vậy, cả 11 biến tiếp tục kiểm tra mức độ quan trọng, xem 3.4.2.

3.4.2. Kiểm tra mức độ quan trọng của biến

Kết quả tương đối đồng nhất, cả 11 biến có vai trò quan trọng nhất định trong việc giải thích biến bất bình đẳng thu nhập ở cả ba mẫu dữ liệu: mẫu tổng hợp, nhóm thu nhập cao và thấp (Hình 1, 2, 3). Biến được sắp xếp theo mức độ quan trọng giảm dần.

Hai biến được chọn vào mô hình chính thức vì luôn giữ vai trò quan trọng nhất ở cả ba mẫu dữ liệu là “Digital payments” và “Financial account”. Riêng biến “Saved account” bị loại vì tính đại diện không cao, không ổn định như hai biến trước. Hai biến “Digital payments” và “Financial account” có mức độ quan trọng cũng như mức độ tương quan tương đương nhau. Giữ đồng thời cả hai biến cho mô hình nghiên cứu chính, khá rủi ro nếu sử dụng công cụ truyền thống. Chọn hồi quy Machine learning Ridge là phù hợp với tình huống này.

Điểm quan tâm chính, *Fincredit* có liên hệ với bất bình đẳng thu nhập, nhưng với mức độ quan trọng không cao, chỉ trên dưới 0,05. Kết hợp với kết quả tương quan, thấy rằng sức ảnh hưởng của *Fincredit* đến bất bình đẳng thu nhập là có, nhưng không lớn.

Cả 7 biến kiểm soát đều có sự quan trọng nhất định, đưa vào mô hình chính thức – từ kết quả sàng lọc khách quan của học máy.

3.5. Mô hình chính thức

Biến sau sàng lọc:

- Biến *Fincredit* – biến mục tiêu chính.
- Hai biến đại diện cho tài chính toàn diện: “Digital payments” và “Financial account”.
- Bảy biến kiểm soát: *BroadAccess*; *GovConsumption*; *RegulatoryQuality*; *GDPCapita growth*; *Population growth*; *FinDevelopment* và *Trade*.

Mô hình cơ sở hiệu chỉnh thành mô hình chính thức như sau:

$$\text{Inequality}_i = \alpha_1 \text{FinCredit}_i + \alpha_2 \text{Digital payments}_i + \alpha_3 \text{Financial account}_i + \sum_{k=1}^7 \beta_k \text{Control}_{ki} + u_i$$

Bảng 3: Tổng hợp biến giải thích trong mô hình chính thức

	Biến giải thích	Ý nghĩa	Ghi chú
1	FinCredit	Tín dụng công nghệ	Biến quan tâm chính
2	Digital payments	Mức độ sử dụng dịch vụ thanh toán kỹ thuật số	Biến quan tâm chính
3	Financial account	Tỷ lệ dân có sở hữu tài khoản ngân hàng	Biến quan tâm chính
4	BroadAccess	Hạ tầng công nghệ số	Biến kiểm soát
5	GovConsumption	Quy mô chính phủ	Biến kiểm soát
6	RegulatoryQuality	Chất lượng thể chế	Biến kiểm soát
7	GDPCapita growth	Tăng trưởng GDP đầu người	Biến kiểm soát
8	Population growth	Tốc độ tăng dân số	Biến kiểm soát
9	FinDevelopment	Mức độ phát triển hệ thống tài chính	Biến kiểm soát
10	Trade	Độ mở thương mại	Biến kiểm soát

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Kết quả hồi quy và thảo luận trình bày dưới đây.

4. Kết quả hồi quy

Bảng 4: Kết quả hồi quy Ridge và Bayesian Ridge

	Biến giải thích	Hồi quy Ridge			Hồi quy Bayesian Ridge		
		Mẫu tổng hợp	Nhóm thu nhập cao	Nhóm thu nhập thấp	Mẫu tổng hợp	Nhóm thu nhập cao	Nhóm thu nhập thấp
1	FinCredit	-1,2450	-0,9041	-1,8936	-1,2922	-0,9063	-2,1057
2	Digital payments	-5,1347	-4,4453	-5,7356	-0,0696	-0,0566	-0,0895
3	Financial account	-2,6200	-2,3229	-2,6462	-0,0412	-0,0318	-0,0556
4	BroadAccess	-0,3559	-0,3803	-0,3269	-0,4645	-0,4649	-0,4637
5	GovConsumption	-0,1688	-0,2186	-0,0985	-0,2203	-0,2205	-0,2199
6	RegulatoryQuality	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
7	GDPCapita growth	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
8	Population growth	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
9	FinDevelopment	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
10	Trade	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
	MAE	41,3047	43,5388	37,6883	39,5759	39,5803	39,5559
	RMSE	6,4269	6,5984	6,1391	6,2909	6,2913	6,2893
	R2	0,7427	0,8369	0,5901	0,6697	0,6699	0,6689

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Ghi chú: Biến có hệ số hồi quy không bị thu hẹp về gần bằng hoặc bằng không là không có ý nghĩa. Điểm quan trọng lưu ý ở đây đó là: Biến có hệ số hồi quy bằng 0, dù có chứa thông tin giá trị giải thích cho biến bất bình đẳng thu nhập như chứng minh ở phân tích tương quan và mức độ quan trọng của biến, tuy nhiên, thông tin đó đã chứa đựng ở trong biến khác cũng trong mô hình, vì vậy Ridge và Bayesian Ridge hiệu chỉnh hệ số về 0.

Bảng 4 cung cấp bằng chứng tác động tích cực của tài chính toàn diện và *Fincredit* giảm bất bình đẳng thu nhập giữa các quốc gia. Ridge và Bayesian Ridge cung cấp kết quả tốt nhất trong nhiều mô hình đã thử nghiệm, với R2 tốt nhất cùng RMSE và MAE bé nhất, hàm ý, mô hình có khả năng giải thích cao nhất cũng như có sai số bé nhất.

Dù chỉ 5 biến có ý nghĩa, gồm: “*Fincredit*”, “*Digital payments*”, “*Financial account*”, “*BroadAccess*” và “*GovConsumption*”, nhưng khả năng giải thích của mô hình khá tốt, thấp nhất 59% và cao nhất 83%. Tương ứng, sai số cũng khá thấp và ổn định quanh mức 6 điểm so với dải điểm từ 0 đến 100 của bất bình đẳng thu nhập, xuyên suốt 6 lượt ước lượng. Ngoài ra, Ridge và Bayesian Ridge có kết quả thống nhất. Tổng hòa các yếu tố trên là bằng chứng rằng kết quả hồi quy machine learning phù hợp và tin cậy.

Với kết quả trên, nhiều vấn đề đã làm rõ:

Nghiên cứu đưa ra bằng chứng khẳng định *Fincredit* tác động tích cực, giảm bất bình đẳng thu nhập, mặc dù tác động còn tương đối nhỏ, không đáng kể so với tác động của tài chính toàn diện. Điều này rất có giá trị xét trong bối cảnh vai trò tích cực *Fincredit* đang là điểm nghi vấn khi nhiều nền tảng *Fincredit* đang sụp đổ hoặc biến tướng thành tín dụng rủi ro cao. *Fincredit* có sức ảnh hưởng hơn hẳn trong nhóm thu nhập thấp – với hệ số ảnh hưởng lớn hơn, gấp đôi nhóm thu nhập cao.

Hồi quy Bayesian Ridge khai phá tốt hơn tác động của *Fincredit*, so với Ridge, với hệ số của “*Fincredit*” cao hơn rõ rệt so với “*Digital payments*” và “*Financial account*”. Tuy nhiên, thông số ở trên chưa đủ để khẳng định Bayesian Ridge phù hợp khám phá tác động của *Fincredit* đến bất bình đẳng thu nhập, mà cần nghiên cứu khác làm rõ.

Cuộc tranh luận về tác động của tài chính toàn diện, trong tiền nghiên cứu cũng như trong kiểm định trên, đến đây đã có câu trả lời tương đối nhất quán. Kết quả kiểm tra trong mọi trường hợp cho thấy biến “*Digital payments*” và “*Financial account*” đều có tác động tích cực đến bất bình đẳng thu nhập, với hệ số khác không và mang dấu âm. Theo đó, mở rộng của tài chính toàn diện giảm đáng kể bất bình đẳng thu nhập, phù hợp với kết quả nhiều nghiên cứu trước (Demir & cộng sự, 2020; Erlando & cộng sự, 2020; Neaime & Gaysset, 2018; Sawadogo & Semedo, 2021; von Fintel & Orthofer, 2020). So sánh giữa hai nhóm thu nhập cao nhất và thấp nhất, thấy rằng dịch vụ thanh toán số ảnh hưởng mạnh mẽ hơn hẳn ở nhóm thu nhập thấp. Hệ số hồi quy nhóm này luôn cao hơn ở cả Ridge lẫn Bayesian Ridge.

Kết quả cung cấp thông tin khác tương đối giá trị. Sử dụng thanh toán công nghệ trong nhóm thu nhập thấp tạo tác động mạnh hơn, giảm bất bình đẳng thu nhập rõ rệt hơn so với nhóm thu nhập cao. Hệ số hồi quy “*Digital payments*” luôn cao hơn hẳn nhóm thu nhập thấp, ở cả Ridge và Bayesian Ridge. Tương tự, tăng tỷ lệ người thu nhập thấp sở hữu tài khoản của một tổ chức tài chính chính thức cải thiện bất bình đẳng rõ rệt hơn so với nhóm thu nhập cao. Tóm lại, nên tập trung nhiều hơn vào nhóm thu nhập thấp trong chiến lược phát triển tài chính toàn diện, sẽ đẩy nhanh và hiệu quả hơn quá trình giảm bất bình đẳng thu nhập.

Cuối cùng, “*BroadAccess*” và “*GovConsumption*” có ảnh hưởng tương đồng nhau ở tất cả ước lượng, cho thấy: (i) quốc gia có hạ tầng công nghệ càng phát triển, bất bình đẳng thu nhập càng thấp, không phân biệt theo mức thu nhập; (ii) quốc gia có mức chi tiêu công càng cao, bất bình đẳng thu nhập càng giảm. Điều này củng cố kết quả của Valdebenito & Pino (2022).

5. Kết luận

Nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm mới, thuyết phục, làm sáng tỏ tác động của *Fincredit* đến bất bình đẳng thu nhập. *Fincredit*, tuy mức độ phát triển khá khiêm tốn, nhưng tạo tác động tích cực nhất định, giúp giảm bất bình đẳng thu nhập. Đây là đóng góp chính của nghiên cứu này.

Theo đó, nghiên cứu đưa ra hàm ý chính sách, gồm: (1) nên mở rộng sử dụng dịch vụ thanh toán số vì có hiệu quả nhất trong việc giảm bất bình đẳng thu nhập. Đây là điểm mới, đóng góp của nghiên cứu này; (2) nên thúc đẩy thanh toán điện tử ở nhóm người nghèo vì thay đổi hành vi của người thu nhập thấp sẽ giúp chính họ rút ngắn khoảng cách thu nhập với nhóm khác; (3) nên hỗ trợ hoàn thiện khung pháp lý để *FinCredit* phát triển tích cực sẽ trực tiếp giúp giảm bất bình đẳng thu nhập.

Tài liệu tham khảo

- Akram, Z., Wajid, S., Mahmood, T. & Sarwar, S. (2011), ‘Impact of poor governance and income inequality of poverty in Pakistan’, *Far East Journal of Psychology and Business*, 4(3), 43-55.
- Allen, F., Demircuc-Kunt, A., Klapper, L. & Peria, M.S.M. (2016), ‘The foundations of financial inclusion: Understanding ownership and use of formal accounts’, *Journal of Financial Intermediation*, 27, 1-30.
- Anderson, E., Jalles D’Orey, M.A., Duvendack, M. & Esposito, L. (2017), ‘Does government spending affect income inequality? A meta-regression analysis’, *Journal of Economic Surveys*, 31(4), 961-987.
- Aslan, G., Deléchat, C., Newiak, M.M. & Yang, M.F. (2017), *Inequality in financial inclusion and income inequality*, International Monetary Fund.
- Asongu, S.A. & Nwachukwu, J.C. (2018), ‘Comparative human development thresholds for absolute and relative pro-poor mobile banking in developing countries’, *Information Technology & People*, 31(1), 63-83.
- Asongu, S.A. & Odhiambo, N.M. (2018), ‘Human development thresholds for inclusive mobile banking in developing countries’, *African Journal of Science, Technology, Innovation and Development*, 10(6), 735-744.
- Bazarbash, M. (2019), ‘FinTech in financial inclusion machine learning applications in assessing credit risk applications

-
- in assessing credit risk', *IMF Working Paper WP/19/109*, IMF.
- Beck, T. & Levine, R. (2007), 'Finance, Inequality and the Poor', *Journal of Economic Growth*, 12(1), 27-49
- Berger, A.N., Bouwman, C.H.S., Kick, T.K. & Schaeck, K. (2012), 'Bank liquidity creation and risk taking during distress', *Discussion Paper Series 2: Banking and Financial Studies 2010.05*, Deutsche Bundesbank.
- Branzoli, N. & Supino, I. (2020), 'FinTech credit: A critical review of empirical research literature', *Questioni di Economia e Finanza (Occasional Papers) 549*, Bank of Italy, Economic Research and International Relations Area.
- Brent, D.A. & Lorah, K. (2019), 'The economic geography of civic crowdfunding Cities, 90. <https://doi.org/10.1016/j.cities.2019.01.036>
- Camara, N. & Tuesta, D. (2015), Measuring financial inclusion: A multidimensional index', *Working Paper N° 14/26*, BBVA.
- Cornelli, G., Frost, J., Gambacorta, L., Rau, P.R., Wardrop, R. & Ziegler, T. (2020), 'Fintech and big tech credit: a new database', *BIS Working Paper No. 887*, BIS.
- Demir, A., Pesqué-Cela, V., Altunbas, Y. & Murinde, V. (2020), 'Fintech, financial inclusion and income inequality: a quantile regression approach', *European Journal of Finance*, 28(1), 1-22.
- Demirgüç-Kunt, A., Klapper, L., Singer, D., Ansar, S. & Hess, J. (2018a), *The Global Findex Database 2017: Measuring Financial Inclusion and the Fintech Revolution*, Washington, DC: World Bank.
- Demirgüç-Kunt, A., Klapper, L., Singer, D., Ansar, S. & Hess, J. (2018b), *The Global Findex Database 2017: Measuring Financial Inclusion and the Fintech Revolution*, World Bank Group.
- Doan, T. & Kalita, J. (2015), 'Selecting machine learning algorithms using regression models', proceeding of *2015 IEEE International Conference on Data Mining Workshop (ICDMW)*, ICDMW, 1498-1505.
- Erlando, A., Riyanto, F.D. & Masakazu, S. (2020), 'Financial inclusion, economic growth, and poverty alleviation: evidence from eastern Indonesia', *Heliyon*, 6(10), p.e05235.
- Friedline, T., Narahariseti, S. & Weaver, A. (2020), 'Digital redlining: Poor rural communities' access to Fintech and implications for financial inclusion', *Journal of Poverty*, 24(5-6), 517-541.
- Frost, J. & Turner, G. (2018), 'Fintech credit markets around the world: size, drivers and policy issues', *BIS Quarterly Review*, 29-49.
- García, C.B., García, J., López Martín, M.M. & Salmerón, R. (2015), 'Collinearity: revisiting the variance inflation factor in ridge regression', *Journal of Applied Statistics*, 42(3), 648-661.
- Guzi, M. & Kahanec, M. (2019), 'Income inequality and the size of government: A causal analysis', *discussion paper series IZA dp No. 12015*, IZA – Institute of Labor Economics.
- Haan, J. De. & Sturm, J. (2016), 'Finance and income inequality: A review and new evidence', *CESifo Working Paper No. 6079*, CESifo.
- Hermes, N. (2014), 'Does microfinance affect income inequality?', *Applied Economics*, 46(9), 1021-1034.
- Honohan, P. (2008), 'Cross-country variation in household access to financial services', *Journal of Banking & Finance*, 32(11), 2493-2500.
- Huang, C.J. & Ho, Y.H. (2018), 'The impact of governance on income inequality in ten Asian countries', *Journal of Reviews on Global Economics*, 7, 217-224.
- Igra, M., Kenworthy, N., Luchsinger, C. & Jung, J.K. (2021), 'Crowdfunding as a response to COVID-19: Increasing inequities at a time of crisis', *Social Science and Medicine*, 282, from <<https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2021.114105>>.
- Jauch, S. & Watzka, S. (2015), 'Financial development and income inequality : A panel data approach', *Empirical Economics*, 51(1), DOI:10.1007/s00181-015-1008-x.
- Kim, J.H. (2016), 'A study on the effect of financial inclusion on the relationship between income inequality and economic growth', *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(2), 498-512.
-

-
- Koo, B. & Shin, B. (2015), 'Using ridge regression to improve the accuracy and interpretation of the hedonic pricing model: Focusing on apartments in Guro-gu, Seoul', *Korean Journal of Construction Engineering and Management*, 16(5), 77-85.
- Law, S.H., Tan, H.B. & Azman-Saini, W.N.W. (2014), 'Financial development and income inequality at different levels of institutional quality', *Emerging Markets Finance and Trade*, 50(1), 21-33.
- Mangal, A. & Holm, E.A. (2018), 'A comparative study of feature selection methods for stress hotspot classification in materials', *Integrating Materials and Manufacturing Innovation*, 7(3), 87-95.
- Mookerjee, R. & Kalipioni, P. (2010), 'Availability of financial services and income inequality: The evidence from many countries', *Emerging Markets Review*, 11(4), 404-408.
- Nadheesh, J. (2018), *Comparing Bayesian and Classical Learning Techniques for Solving Regression and Classification Problems*, from <<https://wso2.com/blog/research/comparing-bayesian-and-classical-learning-techniques/>>.
- Neaime, S. & Gaysset, I. (2018), 'Financial inclusion and stability in MENA: Evidence from poverty and inequality', *Finance Research Letters*, 24, 230-237.
- Nguyen, T.T.H. (2020), 'Measuring financial inclusion: a composite FI index for the developing countries', *Journal of Economics and Development*, 23(1), 77-99.
- Park, C.Y. & Mercado JR, R. (2018), 'Financial inclusion, poverty, and income inequality', *The Singapore Economic Review*, 63(01), 185-206.
- Park, D. & Shin, K. (2017), 'Economic growth, financial development, and income inequality', *Emerging Markets Finance and Trade*, 53(12), 2794-2825.
- Sahay, R., Cihák, M., N'Diaye, P. & Barajas, A. (2015), 'Repensar la profundización financiera: estabilidad y crecimiento en los mercados emergentes', *Revista de Economía Institucional*, 17(33), 73-108.
- Sarma, M. (2012), 'Index of financial inclusion—a measure of financial sector inclusiveness', *School of International Studies Working Paper*, Centre for International Trade and Development, Jawaharlal Nehru University, Delhi, India.
- Sawadogo, R. & Semedo, G. (2021), 'Financial inclusion, income inequality, and institutions in sub-Saharan Africa: Identifying cross-country inequality regimes', *International Economics*, 167, 15-28.
- Shafique, S., Haq, R. & Arif, G.M. (2006), 'Governance and income inequality', *The Pakistan Development Review*, 751-760.
- Turegano, D.M. & Herrero, A.G. (2018), 'Financial inclusion, rather than size, is the key to tackling income inequality', *The Singapore Economic Review*, 63(01), 167-184.
- Valdebenito, A. & Pino, G. (2022), 'Local financial access and income inequality in Chile', *Economics Letters*, 210, p.110170.
- von Fintel, D. & Orthofer, A. (2020), 'Wealth inequality and financial inclusion: Evidence from South African tax and survey records', *Economic Modelling*, 91, 568-578.
- Võ Thị Lê Uyên & Phạm Hoàng Uyên (2019), 'Hồi quy Lasso kết hợp với hồi quy Ridge trong phân tích kinh tế', kỷ yếu hội thảo *International Conference for Young Researchers in Economics and Business 2019*, Học viện ngân hàng, 1315-1325.
- Zhuang, J., de Dios, E. & Martin, A.L. (2010), 'Governance and institutional quality and the links with economic growth and income inequality: With special reference to developing Asia', *Asian Development Bank Economics Working Paper Series no 193*, Asian Development Bank.
-