

Mục lục

Những khác biệt trong tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài đến năng suất của các khu vực doanh nghiệp Việt Nam	<i>Phạm Hồng Chương, Hồ Đình Bảo</i>	2
Tác động của các công cụ an toàn vĩ mô tín dụng đến rủi ro hệ thống tại các ngân hàng thương mại Việt Nam	<i>Đỗ Thu Hằng, Phạm Thị Hoàng Anh</i>	13
Đầu tư trực tiếp nước ngoài và tăng trưởng ngành nông nghiệp Việt Nam	<i>Nguyễn Thị Mỹ Nguyệt, Nguyễn Hoàng Việt</i>	24
Tác động của hiệp định đối tác toàn diện và tiến bộ xuyên Thái Bình Dương đến chuyển dịch dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài vào Việt Nam	<i>Hà Văn Sự, Nguyễn Thu Thủy</i>	35
Tác động của công nghệ đến chuyển dịch cơ cấu lao động trong các doanh nghiệp ngành công nghiệp chế biến chế tạo Việt Nam	<i>Vũ Thành Hương, Lê Phương Thảo</i>	45
Tác động của hệ thống thuế điện tử đến tuân thủ thuế của doanh nghiệp Việt Nam	<i>Đỗ Thị Hải Hà, Mạc Thị Hải Yến</i>	55
Ước tính tác động của các yếu tố lên thời gian sống sót của khoản vay của khách hàng cá nhân tại ngân hàng thương mại bằng mô hình LAPLACE	<i>Đoàn Trọng Tuyển, Nguyễn Thị Minh, Bùi Quốc Hoàn</i>	66
Sự khác biệt giữa các nhóm người tiêu dùng Việt Nam về hành vi tiêu dùng bền vững	<i>Hồ Huy Tựu</i>	76
Vai trò của trình độ học vấn và giới tính của chủ hộ trong cầu đại học của các hộ gia đình	<i>Trương Nhật Hoa, Nguyễn Khắc Minh, Phùng Mai Lan</i>	86
Tác động của chuyển dịch cơ cấu lao động đến năng suất lao động tỉnh Hà Giang: Cách tiếp cận từ phương pháp chuyển dịch tỷ trọng	<i>Đinh Hồng Linh, Nguyễn Thị Thanh Huyền, Nguyễn Thị Lan Anh</i>	95

NHỮNG KHÁC BIỆT TRONG TÁC ĐỘNG CỦA ĐẦU TƯ TRỰC TIẾP NƯỚC NGOÀI ĐẾN NĂNG SUẤT CỦA CÁC KHU VỰC DOANH NGHIỆP VIỆT NAM

Phạm Hồng Chương

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: chuongph@neu.edu.vn

Hồ Đình Bảo

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: baohd@neu.edu.vn

Ngày nhận: 05/3/2021

Ngày nhận bản sửa: 10/5/2021

Ngày duyệt đăng: 15/5/2021

Tóm tắt

Nghiên cứu này phân tích tác động của khu vực đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) tới năng suất của các khu vực doanh nghiệp Việt Nam với dữ liệu Điều tra doanh nghiệp Việt Nam giai đoạn 2010-2018. Phương pháp phân tích biên ngẫu nhiên được dùng để phân rã năng suất nhân tố tổng hợp và mô hình GMM và ước lượng các kênh tác động của FDI đến năng suất và các thành phần của nó trong các khu vực doanh nghiệp trong nước. Kết quả cho thấy FDI có tác động lan tỏa tích cực tới năng suất và thay đổi công nghệ của doanh nghiệp trong nước thông qua liên kết ngược, nhưng tác động này là tiêu cực thông qua liên kết xuôi. Bên cạnh đó, sự hiện diện của doanh nghiệp FDI không tác động tới năng suất của doanh nghiệp nhà nước và tác động tiêu cực tới doanh nghiệp tư nhân. Điều này hàm ý rằng cần thay đổi chính sách phù hợp với từng khu vực doanh nghiệp nhằm thúc đẩy liên kết giữa khu vực FDI với khối doanh nghiệp trong nước, đặc biệt là khu vực tư nhân.

Từ khóa: FDI, Năng suất, Hiệu quả kỹ thuật, Tiến bộ công nghệ, GMM

Mã JEL: F21, F23

Differences in impacts of foreign direct investment on productivity of Vietnamese firms **Abstract:**

This study analyzes the impact of foreign direct investment (FDI) on the productivity of Vietnamese firms, using the Vietnam Enterprise Survey data in the period of 2010-2018. The study uses stochastic frontier analysis to decompose the total factor productivity and GMM model to estimate impacts of FDI on productivity and its components of different sectors of Vietnamese firms. The results show that FDI has a positive spillover effect on productivity and technological change of domestic firms through backward linkage, but this impact is negative through forward linkage. In addition, the presence of FDI enterprises does not affect the productivity of state-owned firms, but negatively affects private firms. This suggests that changes in supportive policies are needed for different sectors of domestic firms to promote the link between the FDI area with those firms, especially with private sector.

Keywords: FDI, Productivity, Technical efficiency, Technical change, GMM

JEL Code: F21, F23

1. Mở đầu

Thu hút đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) là một chính sách quan trọng trong chiến lược nâng cao năng suất tại các quốc gia đang phát triển. Các doanh nghiệp FDI được kỳ vọng mang lại công nghệ, vốn, kỹ năng, kinh nghiệm quản trị hiệu quả, từ đó có tác động tích cực tới năng suất của các doanh nghiệp trong nước. Tuy nhiên, những bằng chứng thực nghiệm cho thấy tác động tích cực này của FDI không rõ ràng (Hồ Đình Bảo, 2020). Aitken & Harrison (1999) nghiên cứu trường hợp Venezuela cho thấy các doanh nghiệp FDI ảnh hưởng tiêu cực tới năng suất của các doanh nghiệp trong nước. Nghiên cứu khác của Lin & cộng sự (2009) về doanh nghiệp Trung Quốc cho thấy tác động của liên kết ngang phụ thuộc vào xuất xứ vốn đầu tư nước ngoài, và tác động tổng thể không rõ ràng.

Kể từ sau Đổi mới, khu vực doanh nghiệp FDI đã phát triển mạnh mẽ và trở thành một động lực quan trọng của nền kinh tế Việt Nam. Tuy nhiên, dòng vốn FDI vẫn chủ yếu tập trung trong những ngành sử dụng nhiều tài nguyên và lao động, liên kết với các doanh nghiệp trong nước rất hạn chế. Thực tiễn này đặt ra vấn đề cần phải có nghiên cứu chuyên sâu, đánh giá cập nhật và đầy đủ về tác động của FDI tới năng suất của các doanh nghiệp trong nước. Khu vực, loại hình, quy mô doanh nghiệp nào nhận được tác động tích cực? Khu vực loại hình, quy mô nào bị ảnh hưởng tiêu cực? Cơ chế tác động nào cho các khu vực, loại hình và quy mô đó? Trên cơ sở đó đưa ra các hàm ý chính sách phù hợp cho từng khu vực, loại hình và quy mô khác nhau.

Nghiên cứu này sử dụng phương pháp phân tích biên ngẫu nhiên (SFA) để phân rã các thành phần của năng suất nhân tố tổng hợp (TFP), từ đó đánh giá chi tiết hơn tác động của FDI tới năng suất của các khu vực doanh nghiệp Việt Nam.

Trong nghiên cứu này, chúng tôi sử dụng phương pháp hồi quy GMM dựa trên dữ liệu mảng từ các cuộc điều tra doanh nghiệp giai đoạn 2010-2018 để đánh giá tác động của FDI tới năng suất của các doanh nghiệp trong nước. Ngoài ra, chúng tôi chia mẫu nghiên cứu theo vùng, quy mô doanh nghiệp, loại hình sở hữu, nguồn gốc đầu tư, hình thức đầu tư, trình độ công nghệ để xem xét các yếu tố ảnh hưởng tới khả năng hấp thụ tác động từ FDI của các doanh nghiệp trong nước.

Nghiên cứu này gồm 5 phần: (i) Mở đầu; (ii) Tổng quan nghiên cứu; (iii) Phương pháp nghiên cứu và số liệu; (iv) Kết quả thực nghiệm; và (v) Kết luận.

2. Tổng quan nghiên cứu

Các nghiên cứu phân chia tác động của FDI tới doanh nghiệp trong nước thành 2 hiệu ứng: lan tỏa ngang và lan tỏa dọc. Lan tỏa ngang là hiệu ứng từ các doanh nghiệp FDI tới các doanh nghiệp trong nước trong cùng ngành. Lan tỏa dọc là hiệu ứng từ doanh nghiệp FDI tới doanh nghiệp trong ngành được liên kết với ngành hoạt động của doanh nghiệp FDI trong chuỗi cung ứng. Lan tỏa dọc bao gồm lan tỏa ngược - từ doanh nghiệp FDI tới doanh nghiệp thượng nguồn, và lan tỏa xuôi - từ doanh nghiệp FDI tới doanh nghiệp hạ nguồn.

Lan tỏa ngang có thể tích cực hoặc tiêu cực. Sự tồn tại của hiệu ứng này phụ thuộc vào mức độ chuyên giao và rò rỉ công nghệ của doanh nghiệp FDI tới doanh nghiệp trong nước. Nếu các doanh nghiệp FDI không chuyên giao và không để rò rỉ công nghệ thì không có hiệu ứng lan tỏa. Các nghiên cứu thực nghiệm cho thấy lan tỏa ngang từ doanh nghiệp FDI tới doanh nghiệp trong nước tại các quốc gia đang phát triển là hạn chế (Aitken & Harrison, 1999; Blalock & Gertler, 2008; Javorcik, 2004), điều này trái ngược với bằng chứng từ các quốc gia phát triển (Keller và Yeaple, 2003; Haskel & cộng sự, 2002; Liu & cộng sự, 2000). Tại các quốc gia đang phát triển, doanh nghiệp trong nước và doanh nghiệp FDI hoạt động trên các thị trường khác nhau: doanh nghiệp trong nước cung ứng hàng hóa cho thị trường nội địa với nhu cầu chất lượng thấp và trung bình, ngược lại doanh nghiệp FDI hướng tới thị trường quốc tế, cung cấp hàng hóa chất lượng cao (Liang, 2017). Ngoài ra, doanh nghiệp trong nước thường gặp phải giới hạn trong năng lực hấp thụ công nghệ mới và kỹ năng quản trị từ các tập đoàn đa quốc gia (Blalock & Gertler, 2008).

Lan tỏa tích cực có thể xảy ra giữa các ngành liên kết dọc, thông qua liên kết ngược khi doanh nghiệp FDI chuyển giao công nghệ cho nhà cung cấp địa phương hoặc thông qua liên kết xuôi khi doanh nghiệp trong nước nhận được đầu vào chất lượng cao từ các doanh nghiệp FDI. Doanh nghiệp FDI trong ngành thượng nguồn có thể sản xuất linh kiện và thiết bị với chất lượng cao hơn, có thể cung cấp hỗ trợ cho doanh nghiệp

trong nước khi họ mua thiết bị. Do đó doanh nghiệp trong nước ở hạ nguồn có thể cải thiện năng suất khi có sự tham gia của doanh nghiệp FDI ở thượng nguồn (Blalock & Gertler, 2008; Liang, 2017). Lan tỏa xuôi có thể là tiêu cực nếu sản phẩm của doanh nghiệp FDI quá đắt hay quá phức tạp về mặt kỹ thuật để các doanh nghiệp trong nước có thể sử dụng (Javorcik, 2004).

Nhiều nghiên cứu cũng chỉ ra các yếu tố ảnh hưởng tới hiệu ứng lan tỏa của khu vực FDI: (i) Nếu khoảng cách công nghệ là quá lớn thì các doanh nghiệp trong nước sẽ ít có khả năng bắt chước hay thu nạp các tri thức từ doanh nghiệp FDI (Blalock & Gertler, 2009; Sawada, 2010); (ii) Tại những quốc gia độ mở thương mại lớn các doanh nghiệp trong nước có khả năng tích lũy được kinh nghiệm khi tương tác với các đối tác quốc tế, do đó gia tăng khả năng hấp thụ tác động tích cực từ các doanh nghiệp FDI (Leshner & Miroudot, 2008); và (iii) Hình thức đầu tư, Javorcik (2004) cho rằng hình thức liên doanh có hiệu quả hơn so với hình thức 100% vốn nước ngoài trong việc chuyển giao công nghệ tới doanh nghiệp trong nước. Các doanh nghiệp liên doanh có xu hướng tìm kiếm đầu vào từ các nguồn trong nước, trong khi đó các doanh nghiệp 100% vốn nước ngoài có xu hướng sử dụng đầu vào nhập khẩu. Ngoài ra, các nghiên cứu cũng đề cập tới nhiều yếu tố khác như: vốn con người (Narula & Marin, 2003), mức độ phát triển tài chính (Alfaro & cộng sự, 2004), tính tương đồng về văn hóa giữa quốc gia xuất xứ và quốc gia tiếp nhận (Crespo & Fontoura, 2007).

Một số nghiên cứu về Việt Nam cho thấy FDI đóng vai trò quan trọng trong chuyển giao công nghệ cho các doanh nghiệp trong nước do đó ảnh hưởng tích cực tới nền kinh tế (Lê Quốc Hội, 2008; Nguyễn Thị Tuệ Anh, 2009; Hồ Đình Bảo, 2020).

Sử dụng số liệu Điều tra doanh nghiệp giai đoạn 2003-2007, Hoang và Pham (2010) chỉ ra rằng FDI tác động tích cực tới năng suất của doanh nghiệp trong nước, đặc biệt trong việc thu hẹp khoảng cách công nghệ và cải thiện chất lượng lao động. Nghiên cứu của Nguyen Dinh Chuc & cộng sự (2008) cho thấy liên kết ngược là kênh lan tỏa tích cực của FDI, các doanh nghiệp trong nước có thể tiếp cận đầu vào rẻ hơn, với chất lượng cao hơn từ các doanh nghiệp FDI. Nghiên cứu của Nguyen Phi Lan (2008) cho thấy trong giai đoạn 2000-2005, các kênh liên kết ngang và liên kết ngược mang lại tác động cải thiện năng suất của các doanh nghiệp chế biến chế tạo Việt Nam, trong khi đó liên kết xuôi tác động tiêu cực.

3. Phương pháp nghiên cứu và số liệu

3.1. Phương pháp nghiên cứu

Để phân rã sự thay đổi về năng suất, nghiên cứu này sử dụng phương pháp ước lượng biên ngẫu nhiên (SFA), theo đó chỉ số năng suất nhân tố tổng hợp (TFP) được phân tách thành: tiến bộ công nghệ (TC), hiệu quả kỹ thuật (TE) và hiệu quả quy mô (SE).

Chúng tôi sử dụng hàm sản xuất translog trong phương pháp SFA để ước lượng tiến bộ công nghệ, hiệu quả kỹ thuật và hiệu quả quy mô:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_k \ln K_{it} + \beta_l \ln L_{it} + \beta_t + \beta_k (\ln K_{it})^2 + \beta_l (\ln L_{it})^2 + \beta_{kl} (\ln L_{it} \ln K_{it}) + \beta_{tt} t^2 + \beta_{lt} \ln L_{it} t + \beta_{kt} \ln K_{it} t + v_{it} - u_{it}$$

Trong đó:

Y là đầu ra của doanh nghiệp i tại thời kỳ t

K và L là vốn và lao động của doanh nghiệp i tại thời kỳ t

t là thời gian

$u_{it} \geq 0$ là thành phần phi hiệu quả kỹ thuật của doanh nghiệp i tại thời kỳ t .

v_{it} là phần dư ngẫu nhiên.

Đóng góp của tiến bộ công nghệ vào TFP được tính theo công thức:

$$\Delta TC = \hat{\beta}_t + \hat{\beta}_{it} + \hat{\beta}_{lt} \ln L_{it} + \hat{\beta}_{kt} \ln K_{it}$$

Để ước lượng tác động của FDI đến năng suất nhân tố tổng hợp và các thành phần của nó của doanh nghiệp trong nước, chúng tôi sử dụng phương pháp ước lượng GMM (Arellano & Bond, 1991). Về nguyên tắc, biến FDI được coi là nội sinh, và mô hình sẽ dùng các biến công cụ là các biến trễ và toàn bộ các biến

ngoại sinh khác.

Biến số	Định nghĩa	Nguồn số liệu
Biến phụ thuộc		
TFP	Năng suất nhân tố tổng hợp	Tính toán bằng các phương pháp Levison – Petrin và SFA từ số liệu điều tra doanh nghiệp của Tổng cục thống kê
TC	Tiến bộ công nghệ	
TE	Hiệu quả kỹ thuật	
SE	Hiệu quả quy mô	
Biến độc lập		
HHI	Chỉ số đo lường độ tập trung của ngành. Tính bằng tổng bình phương thị phần của các doanh nghiệp trong cùng ngành.	Tính toán từ số liệu điều tra doanh nghiệp của Tổng cục thống kê và Bảng I-O 2012
Tỷ lệ vốn/lao động	Tỷ lệ vốn trên mỗi lao động của doanh nghiệp	
Hiện diện DN FDI (lan tỏa ngang)	$Hor_FDI_{jt} = \frac{\sum_{\forall i \in j} FS_FDI_{ijt} x y_{ij,t}}{\sum_{\forall i \in j} Y_{ij,t}}$ Trong đó: FS_FDI_{ijt} là tỷ trọng vốn của DN FDI i, ngành j, thời điểm t $y_{j,t}$ là tổng đầu ra trên lao động của DN FDI i của ngành j tại thời điểm t $Y_{i,t}$: là tổng đầu ra trên lao động của ngành j tại thời điểm t	
Lan tỏa ngược	Hiệu ứng lan tỏa ngược của DN FDI trong ngành. $Back_FDI_{jt} = \sum_k khi\ k \neq j \alpha_{jkt} Hor_FDI_{kt}$ Trong đó: α_{jk} là tỷ trọng của sản lượng ngành j được cung cấp cho ngành k	
Lan tỏa xuôi	Hiệu ứng lan tỏa xuôi của DN FDI trong ngành $For_FDI_{jt} = \sum_l khi\ l \neq j \delta_{jlt} * Hor_FDI_{lt}$ Trong đó: δ_{jlt} là phần tỷ lệ của đầu vào của ngành công nghiệp k mua từ ngành l ở thời điểm t.	

3.2. Số liệu

Nghiên cứu sử dụng Bảng I-O 2012 để tính toán các chỉ số liên quan đến lan tỏa ngang và lan tỏa dọc của các ngành trong nền kinh tế. Từ các hệ số lan tỏa này để tính toán đến các kênh lan tỏa của doanh nghiệp FDI tới doanh nghiệp trong nước.

Các biến còn lại trong mô hình được tính toán từ dữ liệu Điều tra doanh nghiệp 2010 - 2018 của Tổng cục Thống kê.

4. Kết quả thực nghiệm

4.1. Tác động lan tỏa của FDI chung cho toàn bộ mẫu

Kết quả ước lượng đối với mức độ tập trung của ngành cho thấy ngành càng tập trung thì các doanh

ngành trong ngành càng ít có cơ hội cải thiện năng suất. Mức độ trang bị vốn trên một lao động có tác động làm tăng năng suất. Sự hiện diện của FDI trong ngành thể hiện tác động tiêu cực của FDI tới TFP của doanh nghiệp nội địa trong cùng ngành. Kết quả này thống nhất với một số nghiên cứu trước đây về tác động tiêu cực của FDI khi cho rằng tăng trưởng TFP phụ thuộc chủ yếu vào tiến bộ công nghệ, trong khi FDI có tác động tiêu cực tới thay đổi công nghệ của doanh nghiệp trong nước (Nguyễn Thị Tuệ Anh, 2015). Tuy nhiên, độ trễ của sự hiện diện của FDI có tác động dương tới tiến bộ công nghệ và âm tới hiệu quả quy mô. Như vậy, hiện diện của FDI về lâu dài có thể mang lại lan tỏa tích cực về công nghệ cho doanh nghiệp trong nước.

Theo Aitken & Harrison (1999), tác động tiêu cực này của FDI là hệ quả của tác động cạnh tranh trong ngắn hạn giữa doanh nghiệp trong nước và doanh nghiệp FDI. Trong bối cảnh Việt Nam, doanh nghiệp trong nước thường bị thua thiệt khi cạnh tranh, tăng chi phí trung bình, lợi nhuận giảm, vì vậy làm giảm cơ hội để cải thiện năng suất do khó hoặc không thể đầu tư để đổi mới công nghệ, mặc dù về dài hạn doanh nghiệp trong nước vẫn có thể thu được tác động tích cực từ dịch chuyển dòng lao động có kỹ năng.

Khác với tiến bộ công nghệ, tác động tiêu cực đối với hiệu quả kỹ thuật có giảm trong dài hạn nhưng không có bằng chứng cho thấy tác động tích cực. Ngược lại tác động đối với hiệu quả quy mô là tích cực trong ngắn hạn nhưng về tiêu cực trong dài hạn.

Xem xét tác động theo chiều dọc, kết quả ước lượng cho thấy các doanh nghiệp trong nước nhận

Bảng 1. Tác động FDI tới lan tỏa năng suất cho toàn mẫu

Biến số	(1) TFP	(2) TE	(3) TC	(4) SE
Độ trễ TFP	0.02*** (0.01)			
HHI	-0.05*** (0.00)	0.16*** (0.00)	-0.09*** (0.01)	0.03*** (0.00)
Tỷ lệ vốn/lao động	0.01*** (0.00)	0.02*** (0.00)	0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)
Hiện diện DN FDI	-0.14*** (0.04)	-0.12** (0.06)	-0.16 (0.10)	0.08*** (0.03)
Độ trễ hiện diện DN FDI	-0.02 (0.03)	-0.00 (0.04)	0.49*** (0.08)	-0.07*** (0.02)
Lan tỏa ngược	0.26*** (0.03)	-0.19*** (0.05)	0.33*** (0.10)	-0.13*** (0.03)
Độ trễ lan tỏa ngược	0.03 (0.03)	0.01 (0.04)	-0.55*** (0.08)	0.08*** (0.02)
Lan tỏa xuôi	-0.13*** (0.01)	0.24*** (0.01)	-0.13*** (0.02)	0.05*** (0.01)
Độ trễ lan tỏa xuôi	-0.03*** (0.00)	-0.05*** (0.01)	0.11*** (0.01)	-0.01* (0.00)
Độ trễ TE		0.39*** (0.00)		
Độ trễ TC			0.46*** (0.00)	
Độ trễ SE				0.49*** (0.00)
Hằng số	0.71*** (0.02)	0.66*** (0.02)	-0.87*** (0.05)	0.57*** (0.01)
Số quan sát	572,197	548,256	215,782	215,080

Trong ngoặc đơn là sai số chuẩn; Mức ý nghĩa: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Nguồn: Tính toán của các tác giả từ số liệu Điều tra Doanh nghiệp 2010-2018.

được tác động tích cực từ lan tỏa ngược và tiêu cực từ lan tỏa xuôi. Đối với lan tỏa ngược có ảnh hưởng dương đối với năng suất, tiến bộ công nghệ và âm đối với hiệu quả kỹ thuật và hiệu quả quy mô. Như vậy, FDI có tác động lan tỏa tích cực từ liên kết ngược tới năng suất và thay đổi công nghệ của doanh nghiệp trong nước. Điều này hàm ý rằng, khi đầu tư nước ngoài tăng cũng kéo theo nhu cầu về hàng hóa trung gian tăng, mở ra cơ hội cho doanh nghiệp trong nước thu được tác động lan tỏa năng suất tích cực do thay đổi công nghệ nhờ liên kết cung ứng đầu vào cho doanh nghiệp FDI.

Tác động tiêu cực của lan tỏa xuôi phản ánh thực tế hiện nay là doanh nghiệp trong nước rất ít khi mua đầu vào trung gian của doanh nghiệp FDI. Còn nếu mua được thì sản phẩm của doanh nghiệp FDI thường có giá cao hơn và không hẳn tương thích, trong khi doanh nghiệp trong nước chưa điều chỉnh hay nâng cấp công nghệ để phát huy được các tác động tích cực. Một cách giải thích khác đó là doanh nghiệp FDI tác động tiêu cực tới năng suất của các nhà cung cấp trong nước cùng ngành, nên có thể lan truyền đến doanh nghiệp ở hạ nguồn, sản xuất sản phẩm cuối cùng.

Như vậy, ước lượng cho thấy có tác động tích cực năng suất nhờ lan tỏa ngược, tức là một số doanh nghiệp FDI đã mua một số đầu vào từ doanh nghiệp trong nước. Qua đó tác động đến năng suất của các doanh nghiệp này. Đây được coi là một kết quả tốt đối với Việt Nam. Trong khi đó, doanh nghiệp trong nước vẫn chưa thu được tác động tích cực từ lan tỏa xuôi. Điều này trái với lý thuyết rằng doanh nghiệp trong nước sẽ được lợi nhờ mua đầu vào từ doanh nghiệp nước ngoài do chất lượng của đầu vào cao hơn, hoặc có nhiều chủng loại hơn hoặc những trợ giúp kỹ thuật mà doanh nghiệp nước ngoài sẽ chuyển giao cho khách hàng của họ. Một nguyên nhân, như đã nêu ở trên, là khoảng cách về công nghệ giữa doanh nghiệp trong nước và doanh nghiệp FDI. Theo đó tác động lan tỏa loại này có thể chỉ xảy ra ở một vài doanh nghiệp trong nước có tương thích về trình độ công nghệ, chứ không phải số đông doanh nghiệp. Thực tế này phù hợp với Việt Nam khi mà liên kết sản xuất chủ yếu diễn ra giữa doanh nghiệp FDI với nhau, rất ít với doanh nghiệp trong nước.

Kết quả ước lượng đối với biến trễ của lan tỏa ngược cho thấy các doanh nghiệp trong nước tuy thu được tác động lan tỏa tích cực của FDI tới thay đổi công nghệ và hiệu quả quy mô, nhưng mức độ tác động có xu hướng giảm đi. Lý do có thể là do vấn đề “loại trừ” về cung cấp hàng hóa trung gian như miêu tả trong Lin & Saggi (2005), cũng như do mối quan hệ giữa khả năng thỏa thuận và lợi ích đạt

Bảng 2. Tác động FDI tới lan tỏa năng suất theo quy mô doanh nghiệp

	DN siêu nhỏ				DN nhỏ			
	TFP	TE	TC	SE	TFP	TE	TC	SE
Hiện diện DN FDI	-0.19***	-0.18**	0.02	0.07	-0.09**	-0.08	-0.35***	0.09***
Độ trễ hiện diện DN FDI	-0.01	0.04	0.49***	-0.10**	-0.05	-0.12**	0.30***	-0.01
Lan tỏa ngược	0.33***	-0.20***	0.38*	-0.21***	0.17***	-0.11*	0.46***	-0.13***
Độ trễ lan tỏa ngược	0.02	-0.02	-0.59***	0.11***	0.06	0.11**	-0.33***	0.01
Lan tỏa xuôi	-0.16***	0.31***	-0.35***	0.13***	-0.09***	0.14***	-0.07***	0.03***
Độ trễ lan tỏa xuôi	-0.04***	-0.07***	0.19***	-0.03***	-0.02***	-0.01*	0.05***	0.00
	DN vừa				DN lớn			
	TFP	TE	TC	SE	TFP	TE	TC	SE
Hiện diện DN FDI	-0.11***	-0.06	-0.37***	0.10***	-0.15	-0.39**	0.25	0.00
Độ trễ hiện diện DN FDI	-0.04	-0.10**	0.34***	-0.02	0.24	0.27	0.79	0.12
Lan tỏa ngược	0.18***	-0.10	0.49***	-0.13***	0.16	0.11	-0.20	-0.02
Độ trễ lan tỏa ngược	0.05	0.09*	-0.38***	0.02	-0.23	-0.22	-0.89	-0.12
Lan tỏa xuôi	-0.08***	0.11***	-0.08***	0.03***	-0.02	0.24***	0.02	0.01
Độ trễ lan tỏa xuôi	-0.02***	-0.01	0.07***	0.00	-0.02	-0.07***	0.08	0.02

Trong ngoặc đơn là sai số chuẩn; Mức ý nghĩa: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Nguồn: Tính toán của các tác giả từ số liệu Điều tra Doanh nghiệp 2010-2018.

được mô tả trong Driffield và Love (2006). Vấn đề “loại trừ” có nghĩa là doanh nghiệp trong nước khi cung cấp đầu vào cho doanh nghiệp FDI sẽ phải tuân thủ một số quy định chặt chẽ hơn về tỷ lệ được bán cho các doanh nghiệp trong nước khác nhằm làm giảm khả năng rò rỉ công nghệ. Vì vậy, không phải tất cả các nhà cung cấp trong nước đều thu được lợi ích từ doanh nghiệp nước ngoài. Chỉ những nhà cung cấp được chuyên môn hóa và chấp nhận làm nhà cung cấp độc quyền mới có thể tiếp nhận được tác động tích cực này. Đây chính là vấn đề chênh lệch về trình độ công nghệ và quản lý của doanh nghiệp.

4.2. Tác động lan tỏa của FDI theo quy mô doanh nghiệp

Kết quả tác động lan tỏa từ FDI theo các nhóm quy mô doanh nghiệp là khá tương đồng so với ước lượng chung cho toàn mẫu. Theo đó, hiện diện của doanh nghiệp FDI có tác động tiêu cực tới năng suất của doanh nghiệp trong nước trong hầu hết các nhóm theo quy mô.

Hiện diện của các doanh nghiệp FDI có tác động tiêu cực tới tiến bộ công nghệ của doanh nghiệp nhỏ và vừa nhưng không tác động trong trường hợp doanh nghiệp siêu nhỏ và lớn. Không có bằng chứng cho thấy tác động lan tỏa ngược của FDI tới năng suất của doanh nghiệp trong nước trong trường hợp doanh nghiệp lớn nhưng có tác động tích cực đối với các doanh nghiệp còn lại. Bên cạnh đó, kết quả ước lượng cũng cho thấy tác động tiêu cực từ lan tỏa ngược tới hiệu quả kỹ thuật, hiệu quả quy mô và tích cực tới tiến bộ công nghệ đối với doanh nghiệp siêu nhỏ, nhỏ và vừa. Tác động lan tỏa xuôi của FDI tới năng suất và tiến bộ công nghệ của doanh nghiệp trong nước là tiêu cực. Tuy nhiên lại tác động tích cực tới hiệu quả kỹ thuật và hiệu quả quy mô. Trong trường hợp doanh nghiệp lớn thì có tác động lan tỏa tích cực tới hiệu quả kỹ thuật.

4.3. Tác động lan tỏa của FDI theo loại hình sở hữu doanh nghiệp

Để ước lượng tác động lan tỏa của FDI theo loại hình doanh nghiệp, nhóm nghiên cứu thực hiện phân chia mẫu doanh nghiệp thành hai nhóm và ước lượng riêng cho từng nhóm.

Hiện diện của doanh nghiệp FDI không ảnh hưởng đến năng suất của doanh nghiệp nhà nước nhưng tác động tiêu cực tới doanh nghiệp tư nhân. Tác động lan tỏa ngược từ FDI tới doanh nghiệp nhà nước là tích cực. Tác động này có ý nghĩa thống kê ở độ trễ đối với năng suất và hiệu quả kỹ thuật. Nó hàm ý rằng doanh

Bảng 3. Tác động FDI tới lan tỏa năng suất theo loại hình sở hữu doanh nghiệp

	DN nhà nước				DN tư nhân			
	TFP	TE	TC	SE	TFP	TE	TC	SE
HERFINDAH	-0.01 (0.01)	0.04*** (0.01)	-0.06** (0.03)	0.01 (0.01)	-0.08*** (0.00)	0.21*** (0.01)	-0.14*** (0.01)	0.04*** (0.00)
Tỷ lệ vốn/lao động	-0.00 (0.01)	0.01 (0.01)	-0.01 (0.02)	0.00 (0.01)	0.01*** (0.00)	0.02*** (0.00)	0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)
Hiện diện DN FDI	-0.08 (0.30)	0.44 (0.35)	-0.02 (0.96)	0.08 (0.18)	-0.13*** (0.04)	-0.20*** (0.06)	-0.18 (0.12)	0.06* (0.03)
Độ trễ hiện diện DN FDI	-0.31 (0.20)	-0.95*** (0.34)	1.70 (1.40)	0.21 (0.32)	-0.04 (0.04)	-0.02 (0.05)	0.46*** (0.09)	-0.07*** (0.03)
Lan tỏa ngược	0.12 (0.30)	-0.50 (0.34)	0.36 (1.00)	-0.15 (0.20)	0.29*** (0.04)	-0.21*** (0.06)	0.47*** (0.12)	-0.14*** (0.04)
Độ trễ lan tỏa ngược	0.30* (0.18)	0.88*** (0.32)	-1.49 (1.28)	-0.23 (0.30)	0.05 (0.04)	0.02 (0.04)	-0.53*** (0.09)	0.08*** (0.03)
Lan tỏa xuôi	-0.05 (0.05)	0.03 (0.04)	-0.25** (0.10)	0.05* (0.03)	-0.17*** (0.01)	0.35*** (0.01)	-0.22*** (0.03)	0.07*** (0.01)
Độ trễ lan tỏa xuôi	0.00 (0.03)	0.07* (0.04)	-0.23 (0.22)	0.04 (0.03)	-0.03*** (0.00)	-0.05*** (0.01)	0.13*** (0.01)	-0.01*** (0.00)

Trong ngoặc đơn là sai số chuẩn; Mức ý nghĩa: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Nguồn: Tính toán của các tác giả từ số liệu Điều tra Doanh nghiệp 2010-2018.

ng nghiệp nhà nước nhận được tác động lan tỏa ngược tích cực từ FDI làm tăng năng suất và tăng hiệu quả kỹ thuật nhưng không có tác động tích cực trong thay đổi công nghệ. Trong khi đó, doanh nghiệp tư nhân cũng nhận được hiệu ứng lan tỏa ngược tích cực từ FDI tới năng suất nhưng tiêu cực tới hiệu quả kỹ thuật, hiệu quả quy mô và tích cực tới tiến bộ công nghệ.

Tương tự, tác động lan tỏa xuôi không có ảnh hưởng tới năng suất của doanh nghiệp nhà nước nhưng có tác động tiêu cực tới năng suất của doanh nghiệp tư nhân. Xem xét cụ thể hơn có thể thấy tác động lan tỏa xuôi của FDI là tiêu cực đối với tiến bộ công nghệ, nhưng tích cực tới hiệu quả kỹ thuật (của doanh nghiệp tư nhân) và làm tăng hiệu quả quy mô.

Tác động lan tỏa tới TFP của FDI trong cùng ngành, doanh nghiệp tư nhân chịu tác động tiêu cực nhiều hơn so với doanh nghiệp nhà nước. Tuy nhiên, doanh nghiệp tư nhân lại nhận được tác động lan tỏa tiêu cực thấp hơn từ tác động liên kết xuôi và tác động lan tỏa tích cực thấp hơn từ liên kết ngược. Kết quả này chứng tỏ, mối liên kết sản xuất giữa FDI với doanh nghiệp tư nhân trong nước yếu hơn so với doanh nghiệp nhà nước. Nguyên nhân có thể do các doanh nghiệp tư nhân phần lớn quy mô nhỏ, đồng nghĩa với trình độ công nghệ thấp hơn và ít kinh nghiệm hơn, nên ít có cơ hội tiếp cận với FDI hơn trong các quan hệ cung ứng nguyên liệu, đầu vào trung gian cũng như phân phối sản phẩm.

4.4. Tác động lan tỏa của FDI theo nguồn gốc đầu tư

Bảng 4. Tác động FDI tới lan tỏa năng suất theo nguồn gốc đầu tư

	Nhóm nước công nghệ cao				Nhóm nước công nghệ thấp				Nhóm khác			
	TFP	TE	TC	SE	TFP	TE	TC	SE	TFP	TE	TC	SE
Hiện diện DN FDI	-0.08 (0.09)	0.04 (0.15)	-0.05 (0.28)	-0.10 (0.09)	-0.11 (0.12)	-0.09 (0.16)	-0.59* (0.32)	0.17* (0.09)	0.33 (0.20)	0.32 (0.50)	-1.11 (0.75)	0.30 (0.19)
Độ trễ hiện diện DN FDI	0.07 (0.08)	0.34** (0.14)	-0.03 (0.34)	0.03 (0.11)	0.08 (0.08)	0.33*** (0.12)	-0.25 (0.33)	0.04 (0.09)	0.18 (0.32)	0.37 (0.52)	-1.28 (1.00)	0.28 (0.23)
Lan tỏa ngược	0.13 (0.10)	-0.01 (0.15)	0.24 (0.26)	0.03 (0.08)	0.21* (0.12)	0.06 (0.15)	0.73** (0.35)	-0.21** (0.10)	-0.34** (0.17)	-0.57 (0.45)	1.28* (0.73)	-0.33* (0.17)
Độ trễ lan tỏa ngược	-0.09 (0.08)	-0.40*** (0.15)	-0.06 (0.37)	-0.01 (0.13)	-0.09 (0.08)	-0.32*** (0.11)	0.09 (0.29)	-0.00 (0.08)	-0.16 (0.29)	-0.42 (0.44)	1.42 (0.94)	-0.29 (0.20)
Lan tỏa xuôi	-0.08*** (0.03)	-0.01 (0.05)	-0.21*** (0.07)	0.07*** (0.03)	-0.10** (0.04)	0.05 (0.07)	-0.15 (0.11)	0.05 (0.03)	0.03 (0.06)	0.26* (0.14)	-0.14 (0.22)	0.02 (0.06)
Độ trễ lan tỏa xuôi	0.01 (0.02)	0.09*** (0.03)	0.02 (0.07)	-0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.02 (0.04)	0.14** (0.07)	-0.05** (0.02)	-0.02 (0.06)	0.09 (0.11)	-0.20 (0.18)	0.02 (0.06)

Trong ngoặc đơn là sai số chuẩn; Mức ý nghĩa: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Nguồn: Tính toán của các tác giả từ số liệu Điều tra Doanh nghiệp 2010-2018.

Tác động lan tỏa của doanh nghiệp FDI tới doanh nghiệp trong nước ở các nước quốc gia khác nhau sẽ có tác động khác nhau. Do đó, để làm rõ tác động lan tỏa của FDI theo xuất xứ tới năng suất của doanh nghiệp trong nước, nhóm nghiên cứu thực hiện phân chia theo nhóm nước đầu tư ở Việt Nam. Trong đó, nhóm nước công nghệ cao bao gồm Mỹ, Nhật Bản, EU và Hàn Quốc; nhóm nước có công nghệ thấp như Trung Quốc, Hồng Kông và Đài Loan; và nhóm khác. Kết quả thu được từ mô hình ước lượng cũng cho thấy sự hiện diện của doanh nghiệp FDI có tác động lan tỏa tiêu cực tới doanh nghiệp trong nước. Tuy nhiên, tác động lan tỏa ngược tích cực từ doanh nghiệp FDI tới doanh nghiệp trong nước dường như chỉ thu được từ các doanh nghiệp ở các nước có công nghệ thấp, các doanh nghiệp ở các nước có công nghệ cao gần như không tạo ra hiệu ứng lan tỏa ngược. Trong khi đó, hiệu ứng lan tỏa xuôi tác động tiêu cực lại chủ yếu đến từ các doanh nghiệp FDI của các nước có công nghệ cao. Điều này đã được giải thích ở trên là do doanh nghiệp trong nước rất ít khi mua đầu vào trung gian của doanh nghiệp FDI, đặc biệt là các doanh nghiệp FDI ở các nước có công nghệ cao.

4.5. Tác động lan tỏa của FDI theo hình thức đầu tư

Kết quả ước lượng trong trường hợp phân chia FDI thành hai nhóm, liên doanh và 100% vốn nước ngoài, cho thấy khối 100% vốn nước ngoài có tác động khá tiêu cực tới TFP của doanh nghiệp trong nước, nhưng

tác động tích cực tới hiệu quả kỹ thuật, tuy nhiên không có tác động tới hiệu quả quy mô.

Tác động lan tỏa đều tiêu cực, đối với cả liên kết ngược và xuôi từ hình thức liên doanh. Doanh nghiệp trong nước cũng không nhận được tác động hiệu quả theo quy mô. Đây là một bằng chứng về mối liên kết rất kém giữa doanh nghiệp trong nước và các liên doanh. Điều này cho thấy các doanh nghiệp trong nước khác hầu như không những không được hưởng lợi gì từ các liên doanh này, mà còn có thể bị chịu tác động tiêu cực do hiện tượng chảy máu chất xám hoặc vấn đề “loại trừ”. Kết quả này cho thấy chính sách khuyến khích hình thành các liên doanh không mang lại hiệu quả như kỳ vọng.

Bảng 5. Tác động của FDI theo hình thức đầu tư

	Liên doanh				100% vốn nước ngoài			
	TFP	TE	TC	SE	TFP	TE	TC	SE
Hiện diện DN FDI	-0.06 (0.07)	0.09 (0.12)	-0.32 (0.22)	0.04 (0.07)	-0.07*** (0.01)	-0.07 (0.31)	0.54 (0.81)	-0.10 (0.27)
Độ trễ hiện diện DN FDI	0.07 (0.06)	0.31*** (0.09)	0.06 (0.20)	-0.04 (0.05)	0.02* (0.01)	0.17 (0.25)	-0.26 (1.24)	0.16 (0.45)
Lan tỏa ngược	0.12* (0.07)	-0.05 (0.11)	0.51** (0.21)	-0.10 (0.07)	-0.03 (0.21)	-0.13 (0.35)	-0.50 (0.90)	0.06 (0.30)
Độ trễ lan tỏa ngược	-0.09 (0.06)	-0.33*** (0.09)	-0.14 (0.19)	0.07 (0.05)	0.01 (0.13)	-0.22 (0.28)	0.07 (1.53)	-0.10 (0.56)
Lan tỏa xuôi	-0.09*** (0.02)	-0.03 (0.04)	-0.19*** (0.07)	0.06*** (0.02)	-0.06 (0.06)	0.21* (0.11)	-0.04 (0.19)	0.03 (0.06)
Độ trễ lan tỏa xuôi	0.00 (0.01)	0.05** (0.02)	0.03 (0.04)	-0.02 (0.01)	-0.05 (0.04)	0.09 (0.07)	0.09 (0.34)	-0.04 (0.12)

Trong ngoặc đơn là sai số chuẩn; Mức ý nghĩa: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$
 Nguồn: Tính toán của các tác giả từ số liệu Điều tra Doanh nghiệp 2010-2018.

4.6. Tác động lan tỏa của FDI theo trình độ công nghệ

Các doanh nghiệp trong nước có trình độ công nghệ khác nhau sẽ có khả năng hấp thụ hay thu được lợi ích lan tỏa từ FDI khác nhau. Theo đó, chúng tôi phân chia thành 3 nhóm khác nhau: trình độ công nghệ thấp, trung bình và cao.

Kết quả cho thấy sự hiện diện của doanh nghiệp FDI có tác động tiêu cực tới nhóm trình độ công nghệ trung bình và cao nhưng tích cực tới nhóm trình độ thấp. Tác động lan tỏa ngược của FDI là tích cực đối với năng suất của doanh nghiệp có trình độ trung bình và cao, nhưng tiêu cực đối với nhóm trình độ thấp. Tác động

Bảng 6. Tác động FDI tới lan tỏa năng suất theo trình độ công nghệ

	Trình độ công nghệ thấp				Trình độ công nghệ trung bình				Trình độ công nghệ cao			
	TFP	TE	TC	SE	TFP	TE	TC	SE	TFP	TE	TC	SE
Hiện diện DN FDI	0.18* (0.11)	0.32** (0.16)	0.11 (0.12)	0.00 (0.03)	-0.02 (0.07)	-0.19*** (0.05)	-0.22 (0.15)	0.06 (0.05)	-0.17 (0.11)	-0.30*** (0.10)	-1.81** (0.90)	0.46** (0.21)
Độ trễ hiện diện DN FDI	-0.29*** (0.09)	-0.23** (0.11)	0.51*** (0.10)	-0.14*** (0.03)	0.10** (0.04)	-0.02 (0.05)	0.53*** (0.13)	-0.13*** (0.04)	0.04 (0.05)	-0.03 (0.06)	-0.68 (0.71)	0.02 (0.21)
Lan tỏa ngược	-0.52*** (0.10)	-1.06*** (0.16)	-0.03 (0.12)	-0.03 (0.03)	0.53*** (0.06)	0.21*** (0.04)	0.36** (0.15)	-0.09* (0.05)	0.83*** (0.10)	0.27*** (0.10)	2.49*** (0.95)	-0.56** (0.22)
Độ trễ lan tỏa ngược	0.27*** (0.09)	0.25** (0.10)	-0.57*** (0.10)	0.14*** (0.03)	-0.09** (0.04)	0.02 (0.05)	-0.58*** (0.13)	0.14*** (0.04)	-0.09* (0.05)	0.01 (0.06)	0.67 (0.72)	-0.03 (0.21)
Lan tỏa xuôi	0.34*** (0.02)	0.73*** (0.03)	-0.05* (0.03)	0.02** (0.01)	-0.53*** (0.02)	-0.08*** (0.01)	-0.08** (0.03)	0.02 (0.01)	-0.68*** (0.03)	-0.04*** (0.01)	-0.60*** (0.18)	0.09** (0.04)
Độ trễ lan tỏa xuôi	0.01 (0.01)	-0.05*** (0.02)	0.13*** (0.02)	-0.02*** (0.01)	-0.01*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	0.09*** (0.02)	-0.02*** (0.01)	0.09*** (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.14 (0.09)	0.04 (0.03)

Trong ngoặc đơn là sai số chuẩn; Mức ý nghĩa: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$
 Nguồn: Tính toán của các tác giả từ số liệu Điều tra Doanh nghiệp 2010-2018.

lan tỏa xuôi là tiêu cực đối với doanh nghiệp có trình độ trung bình và cao, trong khi lại có tác động tích cực tới năng suất của các doanh nghiệp có trình độ thấp.

5. Kết luận

Như vậy, những kết quả thu được ở trên đã đưa ra những bằng chứng về lan tỏa của FDI tới các doanh nghiệp là rất khác nhau về quy mô, sở hữu và hình thức đầu tư. Trong khi tác động tích cực từ liên kết ngược được tìm thấy ở hầu hết các ước lượng, ảnh hưởng của nó không đủ để bù đắp cho tác động tiêu cực từ FDI cùng ngành và FDI ở thượng nguồn. Tuy vậy, tác động tích cực nhờ liên kết ngược là khá lớn đối với hiệu quả kỹ thuật cũng như hiệu quả quy mô của doanh nghiệp trong nước. Đây được coi là kết quả tích cực của FDI xét từ hiệu quả kinh tế gián tiếp. Tuy nhiên, có sự khác nhau về mức độ tác động tổng thể của FDI tới doanh nghiệp nhà nước và doanh nghiệp tư nhân. Doanh nghiệp nhà nước nhận được tác động tích cực, trong khi đó doanh nghiệp tư nhân lại nhận tác động tiêu cực, ngay cả khi phân tách tác động theo liên kết xuôi và ngược.

Sự hiện diện của các doanh nghiệp FDI có tác động tiêu cực tới nhóm doanh nghiệp trong nước có trình độ công nghệ trung bình và cao nhưng lại có tác động tích cực tới nhóm có trình độ công nghệ thấp. Nguyên nhân có thể là do các doanh nghiệp FDI vào Việt Nam chủ yếu tập trung các ngành công nghiệp chế biến, chế tạo là các ngành có trình độ công nghệ tương đối cao. Bên cạnh đó, sự cạnh tranh của các doanh nghiệp FDI cũng chủ yếu tập trung vào các doanh nghiệp có trình độ công nghệ trung bình trở lên. Do vậy, các doanh nghiệp có trình độ công nghệ thấp ít bị cạnh tranh hơn từ các doanh nghiệp FDI và thậm chí còn được hưởng lợi từ kênh lan tỏa xuôi.

Những phát hiện nêu trên cho thấy rằng những chính sách hỗ trợ từ phía nhà nước trong việc tạo dựng và phát triển liên kết giữa khu vực FDI với khu vực doanh nghiệp trong nước cần phù hợp với từng nhóm đối tượng doanh nghiệp khác nhau thay vì những chính sách dàn trải, đồng đều cho tất cả các doanh nghiệp. Hệ thống chính sách hiện tại về cơ bản đảm bảo bình đẳng cho tất cả các doanh nghiệp nhưng không thực sự hiệu quả khi xem xét đến đặc thù của từng nhóm khác nhau, đặc biệt là khu vực doanh nghiệp ngoài Nhà nước.

Tài liệu tham khảo

- Aitken, Brian, J. & Harrison, Ann E. (1999), 'Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment? Evidence from Venezuela', *American Economic Review*, 89(3), 605-618.
- Alfaro, L., Chanda, A., Kalemli-Ozcan, S. & Sayek, S. (2004), 'FDI and economic growth: The role of local financial markets', *Journal of International Economics*, 64(1), 89-112.
- Arellano, M. & Bond, S. (1991), 'Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations', *Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
- Blalock, G. & Gertler, P. (2008), 'Welfare gains from foreign direct investment through technology transfer to local suppliers', *Journal of International Economics*, 74(2), 402-421.
- Crespo, N. & Fontoura, M.P. (2007), 'Determinant factors of FDI spillovers-what do we really know?', *World Development*, 35(3), 410-425.
- Driffield, Nigel L. & Love, James H. (2006), 'Does the motivation for foreign direct investment affect productivity spillovers to the domestic sector?', *Applied Economics Quarterly*, 52(1), 3-28.
- Haskel, J., Pereira, S. & Slaughter, M. (2002), 'Does Inward Foreign Direct Investment Boost the Productivity of Domestic Firms?', *National Bureau of Economic Research*, Cambridge, MA, Working Paper No. 8724, January 2002.
- Hồ Đình Bảo (2020), 'Phát triển khu vực đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) trong thực hiện chiến lược phát triển bền vững của Việt Nam', Báo cáo nghiên cứu khoa học, Mã số: KX.01.28/16-20 thuộc chương trình KH&CN trọng điểm cấp nhà nước KX.01/16-20.
- Hoang, V.T. & Pham, T.H. (2010), 'Productivity Spillovers from Foreign Direct Investment: The Case of Vietnam', in Hahn, C.H. & Narjoko, D. (eds.), *Causes and Consequences of Globalization in East Asia: What Do the Micro Data Analyses Show?* ERIA Research Project Report 2009-2, Jakarta: ERIA, 228-246.
- Javorcik, B. (2004), 'Does foreign direct investment increase the productivity of domestic firms? In search of spillovers through backward linkages', *American Economic Review*, 94(3), 605-627.

-
- Keller, W. & Yeaple, S. (2003), 'Multinational Enterprises, International Trade and Productivity Growth: Firm Level Evidence from the United States', *National Bureau of Economic Research*, Cambridge, MA, Working Paper No. 9504, February 2003.
- Lê Quốc Hội (2008), 'Lan tỏa công nghệ từ đầu tư trực tiếp nước ngoài ở Việt Nam: ước lượng và kiểm định ở ngành công nghiệp chế biến', *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 135.
- Leshner, M. & Miroudot, S. (2008), 'FDI spillovers and their interrelationships with trade', *OECD Trade Policy Working Papers 80*, OECD, Trade Directorate.
- Liang, F.H. (2017), 'Does foreign direct investment improve the productivity of domestic firms? Technology spillovers, industry linkages, and firm capabilities', *Research Policy*, 46(1), 138-159.
- Lin, P., Liu, Z. & Zhang, Y. (2009), 'Do Chinese domestic firms benefit from FDI inflow? Evidence of horizontal and vertical spillovers', *China Economic Review*, 20(4), 677-691.
- Lin, Ping, & Saggi, Kamal (2005), 'Multinational Firms and Backward Linkages: A Critical Survey and a Simple Model', In Moran, Theodore H., Graham, Edward M. & Blomstrom, Magnus, *Does Foreign Direct Investment Promote Development?*, 159-74. Washington, DC: Center for Global Development.
- Liu, X., Siler, P., Wang, C. & Wei, Y. (2000), 'Productivity spillovers from foreign direct investment: evidence from UK industry level panel data', *Journal of International Business Studies*, 31(3), 407-425.
- Narula, R. & Marin, A. (2003), 'FDI spillovers, absorptive capacities and human capital development: Evidence from Argentina', Research Memoranda 018, Maastricht Economic Research Institute on Innovation and Technology.
- Nguyen Dinh Chuc, Simpson, G., Saal, D., Nguyen Ngoc Anh & Pham Quang Ngoc (2008), *FDI Horizontal and Vertical Effects on Local Firm Technical Efficiency*, Development and Policies Research Center (Depocen), Hanoi, Vietnam.
- Nguyen Phi Lan (2008), *Productivity Spillovers from Foreign Direct Investment: Evidence from Vietnamese Firm Data*, School of Commerce, University of South Australia.
- Nguyễn Thị Tuệ Anh (2009), *Đầu tư trực tiếp nước ngoài và chuyển giao công nghệ ở Việt Nam: Nghiên cứu trường hợp của khu công nghiệp Quế Võ, Bắc Ninh*, WorldBank Working Paper.
- Nguyễn Thị Tuệ Anh (2015), 'Nghiên cứu điều chỉnh chính sách đầu tư trực tiếp nước ngoài ở Việt Nam đến năm 2020', Báo cáo nghiên cứu khoa học, Mã số: KX.01.03/11-15 thuộc chương trình KH&CN trọng điểm cấp nhà nước KX.01/11-15.
- Sawada, N. (2010), 'Technology gap matters on spillover', *Review of Development Economics*, 14(1), 103-120.

TÁC ĐỘNG CỦA CÁC CÔNG CỤ AN TOÀN VĨ MÔ TÍN DỤNG ĐẾN RỦI RO HỆ THỐNG TẠI CÁC NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI VIỆT NAM

Đỗ Thu Hằng

Học viện Ngân hàng

Email: hangdo@hvn.edu.vn

Phạm Thị Hoàng Anh

Học viện Ngân hàng

Email: anhpth@hvn.edu.vn

Ngày nhận: 01/10/2020

Ngày nhận bản sửa: 13/10/2020

Ngày duyệt đăng: 05/11/2020

Tóm tắt:

Bài viết nghiên cứu tác động của các công cụ an toàn vĩ mô tín dụng đến rủi ro hệ thống tại các ngân hàng thương mại niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn tháng 06 năm 2009 đến 2019. Nhóm tác giả sử dụng phương pháp SRISK để đo lường rủi ro hệ thống, đồng thời sử dụng phương pháp hồi quy bảng không cân bằng để đánh giá tác động của các công cụ. Kết quả nghiên cứu cho thấy, khi sử dụng các công cụ riêng lẻ có thể không phát huy được hiệu lực nhưng khi kích hoạt đồng thời thì các công cụ này đã có tác động giảm thiểu rủi ro hệ thống tại các ngân hàng thương mại. Từ đó, các tác giả đưa ra một số khuyến nghị nhằm tăng cường hiệu lực của các công cụ vĩ mô này.

Từ khóa: Công cụ an toàn vĩ mô tín dụng, rủi ro hệ thống, SRISK, Việt Nam.

Mã JEL: C22, C23, G21, G38.

The impact of the credit macroprudential policy instruments on the systemic risk of Vietnam commercial banks

Abstract

The paper examines the impact of credit macroprudential policy instruments on the systemic risk of Vietnam listed commercial banks from June 2009 to 2019. We employ the SRISK method to measure systemic risk of commercial banks and the unbalanced panel data regression approach to assess the impact of these instruments. The results indicate that individual tools may not be effective, but when being activated at the same time, these tools had a downward effect on systemic risk of commercial banks. Based on the findings, some recommendations are proposed to enhance the effectiveness of these macroprudential tools.

Keywords: Credit macroprudential policy instruments, systemic risk, SRISK, Vietnam.

JEL Codes: C22, C23, G21, G38.

1. Giới thiệu

Trước cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu 2007 – 2008, các cơ quan giám sát chỉ quan tâm đến các rủi ro riêng lẻ (Meuleman & Vander Vennet, 2020) và hoạt động giám sát ngân hàng giai đoạn đó cũng tập trung chủ yếu vào khía cạnh vi mô, nghĩa là đảm bảo sự an toàn, lành mạnh và hạn chế rủi ro của từng tổ chức tài chính (International Monetary Fund, 2013). Tuy nhiên, cuộc khủng hoảng 2008 và những vụ việc như Lehman Brothers đã chứng minh rằng sự thất bại của một ngân hàng có thể khiến toàn bộ hệ thống trở nên không ổn định và việc giữ cho các tổ chức tài chính riêng lẻ hoạt động tốt không phải là điều kiện đủ để đảm bảo sự ổn định tài chính (Meuleman & Vander Vennet, 2020). Trong bối cảnh đó, các công cụ an toàn vĩ mô đã trở nên nổi bật trong việc phòng ngừa và hạn chế rủi ro hệ thống của khu vực ngân hàng (Borio,

2003 và Caruana, 2010). Các công cụ này, đặc biệt là nhóm công cụ an toàn vĩ mô hướng đến tín dụng được thiết kế nhằm tăng khả năng phục hồi của các tổ chức tài chính và người đi vay đối với các cú sốc tổng hợp và ngăn chặn sự tăng trưởng quá mức trong trung gian tín dụng từ phản hồi theo chu kỳ giữa tín dụng và giá tài sản (IMF, 2013).

Tại Việt Nam, trong giai đoạn từ 2010 đến 2016, do ảnh hưởng của cuộc khủng hoảng tài chính thế giới, hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam nói chung và hoạt động tín dụng của các ngân hàng nói riêng có sự biến động lớn. Để vượt qua khó khăn trong hoạt động tín dụng của các ngân hàng thương mại, Ngân hàng Nhà nước Việt Nam đã rất chủ động và linh hoạt trong việc kích hoạt và điều hành công cụ của chính sách an toàn vĩ mô trong đó có nhiều công cụ liên quan đến hoạt động tín dụng nhằm kiềm chế tăng trưởng tín dụng, hạn chế tín dụng quá mức trong nền kinh tế và giảm thiểu nguy cơ rủi ro hệ thống. Tuy nhiên, cũng có nhiều nghiên cứu chỉ ra, Việt Nam hiện nay vẫn còn thiếu bộ công cụ tiêu chuẩn của chính sách an toàn vĩ mô hay hiệu lực đơn lẻ của các công cụ còn chưa cao. Vì thế, việc đánh giá hiệu lực của các công cụ an toàn vĩ mô tín dụng đã triển khai là một việc làm rất cần thiết, làm cơ sở cho việc xây dựng một chính sách an toàn vĩ mô hoàn chỉnh, có hiệu lực mạnh hơn.

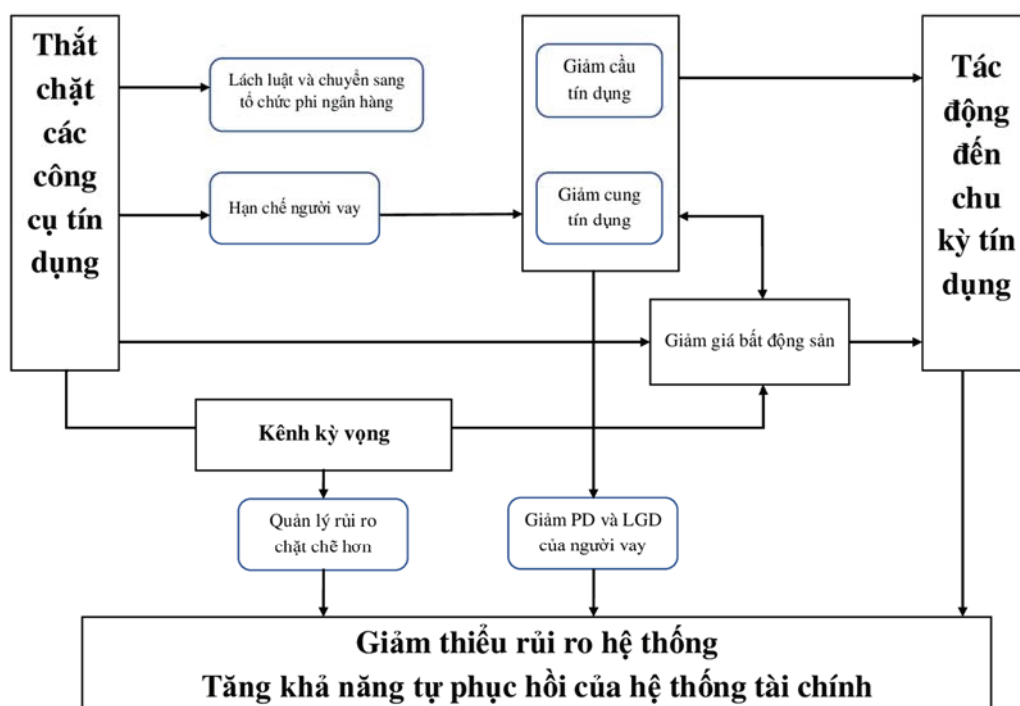
Với mục tiêu như vậy, bài viết được chia thành 5 phần. Ngoài phần 1 giới thiệu, trong phần 2, các tác giả sẽ khái quát cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu về tác động của các công cụ an toàn vĩ mô tín dụng đến rủi ro hệ thống. Trong phần 3 các tác giả sẽ giới thiệu mô hình SRISK để đo lường rủi ro hệ thống và mô hình hồi quy dữ liệu bảng không cân bằng để đánh giá tác động của các công cụ đến rủi ro hệ thống. Trên cơ sở đó, phần 4 sẽ thảo luận kết quả của mô hình và phần 5 sẽ trình bày các khuyến nghị chính sách và kết luận.

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu

2.1. Cơ sở lý thuyết

Các công cụ an toàn vĩ mô tín dụng bao gồm các công cụ như: trần tăng trưởng tín dụng; giới hạn dư nợ tín dụng, tỷ lệ cho vay trên tài sản đảm bảo LTV (Loan to value), tỷ lệ nợ trên thu nhập DTI (Debt to Income). Cơ chế tác động chung như sau: việc thắt chặt các công cụ này sẽ tác động đến cả người cho vay (ngân hàng) thông qua giảm thiểu lượng cung tín dụng và tác động đến người đi vay thông qua giảm đòn bẩy tài chính, tăng bộ đệm chống đỡ rủi ro cho người đi vay từ đó giảm thiểu nguy cơ rủi ro. Đồng thời, nhóm công cụ này có thể tác động qua kênh kỳ vọng như hướng tới quản lý hoạt động cho vay chặt chẽ hơn. Cơ

Hình 1: Tác động của việc thắt chặt các công cụ an toàn vĩ mô tín dụng đến rủi ro hệ thống



Nguồn: Chính sửa từ CGFS (2012).

chế này được thể hiện trong Hình 1.

Cơ chế tác động cụ thể của một số công cụ như sau:

2.1.1. Trần tăng trưởng tín dụng

Khi mức trần tăng trưởng tín dụng được thiết lập, nguồn cung tín dụng sẽ bị hạn chế dẫn đến hạn chế nguy cơ hình thành bong bóng tín dụng, giảm nguy cơ rủi ro hệ thống. Đồng thời, công cụ này tác động gián tiếp thông qua nâng cao tiêu chuẩn cho vay, quản lý rủi ro của ngân hàng, làm giảm xác suất vỡ nợ và tăng khả năng phục hồi của hệ thống ngân hàng.

2.1.2. Giới hạn dư nợ tín dụng và giới hạn tăng trưởng tín dụng

Các giới hạn dư nợ lớn và giới hạn tăng trưởng tín dụng có thể giảm thiểu rủi ro tập trung, giảm rủi ro tín dụng đối tác và khả năng lây lan. Chúng cũng hạn chế mức độ nhạy cảm của các tổ chức đối với các cú sốc chung. Các giới hạn về mức độ rủi ro đối với các đối tác hoặc lĩnh vực cụ thể, giới hạn dư nợ lớn trực tiếp thúc đẩy việc phân phối rủi ro, giúp cải thiện độ sâu của thị trường liên ngân hàng và đa dạng hóa nguồn vốn cho các ngân hàng thương mại và làm giảm tác động tiềm ẩn của một vụ vỡ nợ đối tác.

2.1.3. Tỷ lệ LTV và DTI

Tỷ lệ LTV, DTI thắt chặt giúp làm giảm thiểu cơ chế “tăng tốc tài chính”: khi cú sốc thu nhập dương dẫn đến tăng giá nhà ở, tốc độ gia tăng vay nợ dự kiến sẽ thấp hơn trong các nước có tỷ lệ LTV thấp hơn, từ đó ảnh hưởng làm giảm biên độ của chu kỳ tín dụng. Hơn nữa, giới hạn LTV thấp hơn có thể làm tăng khả năng phục hồi của hệ thống ngân hàng thông qua mức lỗ thấp hơn khi vỡ nợ, trong khi giới hạn DTI thấp hơn có thể làm giảm xác suất vỡ nợ.

2.2. Tổng quan nghiên cứu

Hiện nay, có một số nghiên cứu nổi bật về công cụ an toàn vĩ mô nói chung và công cụ an toàn vĩ mô tín dụng như Claessens & cộng sự (2013), Akinci & Olmstead-Rumsey (2018), Cerutti & cộng sự (2017) và Altunbas & cộng sự (2018). Các tác giả này đánh giá hiệu lực của các công cụ an toàn vĩ mô tín dụng để xem xét tác động đối với tăng trưởng và bùng nổ tín dụng.

Claessens & cộng sự (2013) chỉ ra các chính sách an toàn vĩ mô giúp kiểm soát các lỗ hổng của hệ thống ngân hàng (tăng trưởng tài sản, tăng trưởng đòn bẩy, khoản đi vay). Các tác giả đã chỉ ra rằng các công cụ nhắm vào người vay có hiệu quả (gián tiếp) làm giảm sự tích tụ của các lỗ hổng hệ thống ngân hàng.

Akinci & Olmstead-Rumsey (2018) phân tích tác động của chính sách an toàn vĩ mô đối với tăng trưởng tín dụng ngân hàng và giá bất động sản. Nghiên cứu cho thấy các biến chính sách an toàn vĩ mô có mối quan hệ ngược chiều đến tăng trưởng tín dụng ngân hàng và tăng giá nhà đồng thời kết luận rằng sau cuộc khủng hoảng tài chính 2008, thắt chặt công cụ an toàn vĩ mô có tác động mạnh hơn đến tăng trưởng và lạm phát giá bất động sản.

Tương tự, Cerutti & cộng sự (2017) đã kết luận trong nghiên cứu của mình là các chính sách an toàn vĩ mô tín dụng dường như đặc biệt hiệu quả khi tốc độ tăng trưởng tín dụng rất cao, nhưng ít tác động hơn trong giai đoạn suy thoái.

Về tác động đến mục tiêu cuối cùng, cho đến nay, các nghiên cứu về tác động của chính sách an toàn vĩ mô đến rủi ro hệ thống tương đối ít, nổi bật là nghiên cứu của Andries & cộng sự (2017), Gao & cộng sự (2018) và Meuleman & Vander Venet (2020).

Andries & cộng sự (2017) đã nghiên cứu về tác động của chính sách an toàn vĩ mô chung đến rủi ro hệ thống tại 95 ngân hàng thương mại Châu Âu và Bắc Mỹ trong giai đoạn 2008 đến 2014. Kết quả thực nghiệm chỉ ra rằng việc thắt chặt các yêu cầu về vốn, tín dụng hay thanh khoản có thể làm giảm đáng kể mức độ rủi ro hệ thống của các ngân hàng này.

Gao & cộng sự (2018) đã chỉ ra rằng các công cụ an toàn vĩ mô tín dụng tác động đến người vay có hiệu quả, đặc biệt ở những quốc gia có nền kinh tế đóng và những quốc gia có hạn chế chặt chẽ đối với hoạt động ngân hàng. Các tác giả cũng chỉ ra rằng các chính sách an toàn vĩ mô tín dụng hướng đến tổ chức tài chính tỏ ra kém hiệu quả hơn.

Meuleman & Vander Venet (2020) đã nghiên cứu tác động của chính sách an toàn vĩ mô đến rủi ro hệ thống. Nghiên cứu đã cho việc công bố về các chính sách an toàn vĩ mô đã làm giảm rủi ro hệ thống tại các

ngân hàng và các công cụ này nói chung đều đạt được mục tiêu mong muốn

Có thể thấy rằng, các nghiên cứu chủ yếu tập trung đánh giá tác động của chính sách an toàn vĩ mô đến mục tiêu trung gian (tăng trưởng tín dụng, thanh khoản...) chứ rất ít nghiên cứu đánh giá đến rủi ro hệ thống. Tại Việt Nam thì chưa có nghiên cứu nào đo lường rủi ro hệ thống bằng phương pháp SRISK cũng như đánh giá tác động của công cụ an toàn vĩ mô tín dụng đến rủi ro hệ thống. Đây chính là khoảng trống nghiên cứu mà các tác giả hướng đến.

3. Mô hình nghiên cứu

3.1. Mô hình đo lường rủi ro hệ thống

Trong bài viết này, các tác giả sử dụng mô hình SRISK – được xây dựng bởi Brownlees & Engle (2012) để đo lường rủi ro hệ thống. Mô hình này đo lường rủi ro hệ thống theo phương pháp “top-down”, nghĩa là sẽ lượng hóa mức độ tổn thất của tổ chức tài chính khi thị trường gặp phải cú sốc. Theo đó, SRISK được định nghĩa là sự thiếu hụt vốn dự kiến của một tổ chức tài chính trong điều kiện thị trường sụt giảm trong thời gian dài. So với một mô hình phổ biến khác để đo lường rủi ro hệ thống là mô hình giá trị rủi ro có điều kiện – *CoVaR* (conditional Value at Risk) xây dựng bởi Adrian & Brunnermeier (2008), SRISK có một số ưu điểm. Thứ nhất, *CoVaR* chỉ tính mức rủi ro hệ thống cho từng tổ chức tài chính, đặt trong giả định các tổ chức tài chính khác không gặp rủi ro. Điều này là không phù hợp với định nghĩa rủi ro hệ thống. Trong khi đó, SRISK tính toán được mức độ rủi ro của các tổ chức tài chính khác nhau dựa trên dữ liệu thị trường. Thứ hai, giá trị *CoVaR* không được dùng để tính toán cho cả hệ thống tài chính, còn giá trị SRISK có thể được cộng tổng và đo lường tổn thất cả thị trường. Thêm vào đó, có thể dựa trên giá trị SRISK để xếp hạng mức độ rủi ro hệ thống của các TCTD trên thị trường, từ đó có thể đưa ra cảnh báo sớm về rủi ro hệ thống đối với các tổ chức có giá trị SRISK cao.

Trong mô hình, biến sử dụng để đo lường sự khó khăn của một tổ chức tài chính là sự thiếu hụt vốn của nó – Capital shortfall CS, là nguồn vốn mà tổ chức cần nắm giữ theo yêu cầu của cơ quan giám sát trừ đi vốn chủ sở hữu. Công thức để xác định mức độ thiếu hụt vốn của ngân hàng *i* vào ngày *t* như sau:

$$\begin{aligned}CS_{it} &= kA_{it} - W_{it} = k(D_{it} + W_{it}) - W_{it} \\CS_{it} &= kD_{it} - (1 - k)W_{it} \quad (1)\end{aligned}$$

Trong đó:

W_{it} là giá trị thị trường của vốn chủ sở hữu,

D_{it} là giá trị sổ sách của nợ,

A_{it} là giá trị của tài sản (bằng $D_{it} + W_{it}$)

k là tỷ lệ vốn theo yêu cầu của cơ quan giám sát. Lượng vốn theo yêu cầu sẽ được tính bằng lượng tài sản mà ngân hàng có nhân với tỷ lệ an toàn vốn tức là $-kA_{it}$. Trong nghiên cứu này, tỷ lệ *k* được xác định bằng 8%.

Từ công thức (1) cho thấy một ngân hàng *i* sẽ được coi là thiếu vốn tại thời điểm *t* nếu lượng vốn của họ $-W_{it}$ nhỏ hơn mức vốn theo yêu cầu $-kA_{it}$, tức là $CS_{it} > 0$. Ngược lại, khi mức thiếu vốn CS_{it} là âm (< 0), tức là ngân hàng có thặng dư vốn. SRISK là giá trị kỳ vọng của CS_{it} trong điều kiện $\{R_{mt+1:t+h} < C\}$ được biểu diễn:

$$\begin{aligned}SRISK_{it} &= E_t(CS_{it+h} | R_{mt+1:t+h} < C); \\&= kE_t(D_{it+h} | R_{mt+1:t+h} < C) - (1 - k)E_t(W_{it+h} | R_{mt+1:t+h} < C) \quad (2)\end{aligned}$$

Trong đó:

$R_{mt+1:t+h}$: là mức biến động chỉ số cổ phiếu thị trường từ $(t + 1)$ đến $(t + h)$

C: là mức suy giảm trên thị trường chứng khoán (trong khoảng thời gian *h*) có thể gây ra khó khăn cho thị trường và các tổ chức tài chính. Theo Acharya & cộng sự (2017), sự kiện hệ thống được định nghĩa là sự suy giảm thị trường dưới ngưỡng *C* trong một khoảng thời gian *h* - $\{R_{mt+1:t+h} < C\}$. Trong nghiên cứu này, khoảng thời gian *h* là sáu tháng và ngưỡng *C* đến - 40%. Đây là ngưỡng suy giảm trên thị trường chứng khoán trong cuộc khủng hoảng tài chính 2007 – 2008 và được các nhà nghiên cứu sử dụng để làm ngưỡng cho các sự kiện hệ thống (Acharya & cộng sự, 2017, Brownlees & Engle, 2012).

Khi tính toán giá trị kỳ vọng này, giả định rằng trong trường hợp sự kiện hệ thống các khoản nợ không

thể được thương lượng lại và giữ nguyên giá trị ban đầu, nghĩa là: $E_t(D_{it+h}|R_{mt+1:t+h} < C) = D_{it}$. Từ đó phương trình (2) được viết lại như sau:

$$\begin{aligned} \text{SRISK}_{it} &= kD_{it} - (1 - k) W_{it} (1 - \text{LRMES}_{it}) ; \\ &= W_{it} [k\text{LVG}_{it} + (1 - k) \text{LRMES}_{it} - 1] ; \quad (3) \end{aligned}$$

Trong đó:

LVG_{it} là tỷ lệ đòn bẩy được tính $= (D_{it} + W_{it})/W_{it}$

LRMES_{it} là thiếu hụt vốn biên dài hạn (*Long Run Marginal Expected Shortfall*) của tổ chức i tại thời điểm t . Đây được hiểu là mức độ biến động nhiều chu kỳ kỳ vọng của vốn chủ sở hữu của tổ chức tài chính trong điều kiện sự kiện hệ thống xảy ra. LRMES được tính theo công thức:

$$\begin{aligned} \text{LRMES}_{it} &= -E_t(R_{it+1:t+h}|R_{mt+1:t+h} < C) \\ &= -E_t\left(\frac{W_{t+1}-W_{t+h}}{W_{t+1}}|R_{mt+1:t+h} < C\right) ; \quad (4) \end{aligned}$$

Dựa trên nghiên cứu của Laeven & cộng sự (2016), các tác giả ước lượng LRMES theo MES:

$$\text{LRMES}_{it} = 1 - e^{(-18 \times \text{dysMES}_{it})} \quad (5)$$

Trong đó, MES là sự suy giảm giá cổ phiếu trong điều kiện thị trường suy giảm: $\text{MES}_{it} = -E_t(R_{i,t}|R_{m,t} < C)$, với $R_{i,t}$ và $R_{m,t}$ là mức độ biến động giá cổ phiếu của tổ chức tài chính và biến động chỉ số cổ phiếu trong một ngày với C là ngưỡng suy giảm thị trường tạo ra khó khăn và được xác định là 2% cho khoảng thời gian 1 ngày.

Để ước tính MES_{it} , các tác giả ước lượng sự phụ thuộc theo chuỗi thời gian giữa giá cổ phiếu của tổ chức tài chính và chỉ số chứng khoán trên thị trường. Trong nghiên cứu này, các tác giả xây dựng mô hình theo phương pháp DCC-GARCH (Brownlees & Engle, 2012). Sử dụng hàm logarit để tính toán biến động lợi nhuận tích lũy của tổ chức tài chính r_{it} và thị trường r_{mt} . Theo đó

$$\begin{aligned} r_{it} &= \log(1 + R_{it}) \text{ và} \\ r_{mt} &= \log(1 + R_{mt}). \end{aligned}$$

Cặp lợi nhuận này có hàm phân phối chung D trong điều kiện thị trường F_{t-1} với mean bằng 0 và hiệp phương sai covariance thay đổi theo thời gian như sau

$$\begin{bmatrix} r_{i,t} \\ r_{m,t} \end{bmatrix} | F_{t-1} \sim D\left(0, \begin{bmatrix} \sigma_{i,t}^2 & \rho_{i,t} \sigma_{i,t} \sigma_{m,t} \\ \rho_{i,t} \sigma_{i,t} \sigma_{m,t} & \sigma_{m,t}^2 \end{bmatrix}\right) \quad (6)$$

Trong đó, mức độ biến động động volatility σ của tổ chức tài chính i và thị trường m được ước lượng bằng mô hình GARCH như sau:

$$\sigma_{i,t} = \omega_i + \alpha_i r_{i,t-1}^2 + \gamma_i r_{i,t-1} I(r_{i,t-1} < 0) + \beta_i \sigma_{i,t-1}^2; \quad (7)$$

$$\sigma_{m,t} = \omega_m + \alpha_m r_{m,t-1}^2 + \gamma_m r_{m,t-1} I(r_{m,t-1} < 0) + \beta_m \sigma_{m,t-1}^2; \quad (8)$$

Trong đó, $I_{(A)}$ là hàm chỉ báo của A , chỉ nhận giá trị 0 (A không xảy ra) hoặc 1 (A xảy ra). Tương quan động theo thời gian giữa giá cổ phiếu của tổ chức tài chính và chỉ số chứng khoán được ước lượng dựa trên mô hình tương quan DCC của Engle (2002, 2009) thông qua phần dư chuẩn (standardized innovations) $\epsilon_{i,t} = r_{i,t}/\sigma_{i,t}$ và $\epsilon_{m,t} = r_{m,t}/\sigma_{m,t}$:

$$\text{Cor} \begin{pmatrix} \epsilon_{i,t} \\ \epsilon_{m,t} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{im,t} \\ \rho_{im,t} & 1 \end{bmatrix} = \text{diag}(Q_t)^{-1/2} (Q_t) \text{diag}(Q_t)^{-1/2} \quad (9)$$

Trong đó, Q_t được xác định như sau:

$$Q_{i,t} = (1 - \alpha_{C,i} - \beta_{C,i})S_i + \alpha_{C,i} \begin{bmatrix} \epsilon_{i,t-1} \\ \epsilon_{m,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{i,t-1} \\ \epsilon_{m,t-1} \end{bmatrix} + \beta_{C,i} Q_{i,t-1} \quad (10)$$

Trong đó S_i là ma trận tương quan không điều kiện giữa giá cổ phiếu của tổ chức tài chính và chỉ số chứng khoán. Mô hình này được ước lượng thông qua ước lượng hai giai đoạn QML.

Từ đó, các tác giả ước tính $MES_{i,t}$ là hàm của tương quan có điều kiện, độ lệch chuẩn và sai số chuẩn:

$$\begin{aligned} MES_{i,t} &= -E_t(r_{i,t}|r_{m,t} < C) \\ &= -\sigma_{it} E_{t-1}(\epsilon_{i,t}|\epsilon_{m,t} < C/\sigma_{mt}) \\ &= \sigma_{it} \rho_{it} E_{t-1}(\epsilon_{i,t}|\epsilon_{m,t} < C/\sigma_{mt}) + \sigma_{it} \sqrt{(1 - \rho_{it}^2)} E_{t-1}(\xi_{i,t}|\epsilon_{m,t} < C/\sigma_{mt}) \quad (11) \end{aligned}$$

Dựa vào ước tính MES (công thức 11), các tác giả tính toán LRMES (công thức 5) và SRISK (công thức 3). Giá trị SRISK dương cho thấy tổ chức tài chính có sự suy giảm vốn nếu sự kiện rủi ro hệ thống xảy ra trong giai đoạn 6 tháng.

3.2. Mô hình đánh giá tác động của công cụ an toàn vĩ mô tín dụng đến rủi ro hệ thống

Mô hình đánh giá tác động của chính sách an toàn vĩ mô tín dụng đến rủi ro hệ thống tại các ngân hàng thương mại được xây dựng dựa trên nghiên cứu của Andries & cộng sự (2017), Gao & cộng sự (2018) và Meuleman & Vander Vennet (2020). Các tác giả xây dựng mô hình hồi quy bảng đánh giá tác động của các công cụ riêng lẻ và tác động của chỉ số an toàn vĩ mô tín dụng tổng hợp đến rủi ro hệ thống. Phương trình được xây dựng như sau:

Phương trình 1:

$$SRISK_TA_{i,t} = \alpha + \gamma SRISK_TA_{i,t-1} + \psi_1 CPI_{t-1} + \psi_2 GDP_{t-1} + \psi_3 Vol_{t-1} + \phi_1 ROE_{i,t-1} + \phi_2 A_E_{i,t-1} + \beta_1 MAPP1_{t-1} + \beta_2 MAPP2_{t-1} + \beta_3 MAPP3_{t-1} + \beta_4 MAPP4_{t-1} + \epsilon_t$$

Phương trình 2:

$$SRISK_TA_{i,t} = \alpha + \gamma SRISK_TA_{i,t-1} + \psi_1 CPI_{t-1} + \psi_2 GDP_{t-1} + \psi_3 Vol_{t-1} + \phi_1 ROE_{i,t-1} + \phi_2 A_E_{i,t-1} + \beta MAPP_CREDIT_{t-1} + \epsilon_t$$

Trong đó, các biến được xác định như sau:

3.2.1. Biến phụ thuộc – $SRISK_TA$:

Biến biểu diễn mức độ rủi ro hệ thống của ngân hàng i tại thời điểm t . Để phản ánh mức độ nghiêm trọng của rủi ro hệ thống và so sánh giữa các ngân hàng, các tác giả sử dụng giá trị $SRISK$ chia cho tổng tài sản làm biến phụ thuộc.

Các biến độc lập bao gồm:

3.2.2. $MAPP$:

Biến hồi quy chính bao gồm vector các công cụ chính sách an toàn vĩ mô tín dụng (được xác định dựa trên các quy định ban hành bởi Ngân hàng Nhà nước Việt Nam). Dựa trên các nghiên cứu của Akinci & Olmstead-Rumsey (2018) và Cerutti & cộng sự (2016), các biến này được xây dựng dưới dạng chỉ số, giá trị ghi nhận là 1 nếu công cụ được điều chỉnh theo hướng thắt chặt, ghi nhận là -1 nếu công cụ được điều chỉnh theo hướng nới lỏng. Trong cùng một giai đoạn, nếu có nhiều lần điều chỉnh theo cùng hướng thì giá trị sẽ cộng dồn, nếu có sự điều chỉnh thắt chặt và nới lỏng sẽ được triệt tiêu lẫn nhau. Các biến này bao gồm:

- $MaPP1$: Tăng trưởng tín dụng
- $MaPP2$: Đối tượng cho vay ngoại tệ
- $MaPP3$: Trọng số rủi ro đối với khoản vay chứng khoán và bất động sản
- $MaPP4$: Tỷ lệ cho vay trên giá trị TSĐB
- $MaPP_Credit$: biến tổng hợp các công cụ tín dụng, được tính toán bằng tổng các công cụ $Mapp$ 1,

2, 3 và 4.

3.2.3. Các biến kiểm soát thị trường và vĩ mô

- Tỷ lệ lạm phát, đo lường bởi chỉ số giá tiêu dùng – CPI: biến kiểm soát vĩ mô. Về mặt lý thuyết, lạm phát có tác động ngược chiều với tăng trưởng tín dụng vì lạm phát cao hơn sẽ làm lãi suất cho vay đắt hơn, đồng thời làm giảm thu nhập thực tế của việc cho vay. Tuy nhiên, cũng có nghiên cứu cho rằng khi lạm phát tăng lên sẽ làm giảm khả năng trả nợ của khách hàng, làm tăng rủi ro của ngân hàng.

- Tốc độ tăng trưởng kinh tế – GDP: biến kiểm soát vĩ mô. Về mặt lý thuyết, GDP có tác động cùng chiều với tăng trưởng tín dụng. Đồng thời, khi nền kinh tế tăng trưởng sẽ khuyến khích hành vi thuận chu kỳ về tín dụng và đòn bẩy giữa các ngân hàng thương mại, từ đó gia tăng khả năng tích tụ rủi ro hệ thống của các ngân hàng thương mại.

- VOL: biến kiểm soát thị trường, được đo bằng độ lệch chuẩn thực của chỉ số Vnindex. Gao & cộng sự (2020) chỉ ra VOL có tác động thuận chiều đến rủi ro hệ thống.

Bảng 1: Danh mục các ngân hàng niêm yết trên thị trường chứng khoán

STT	Mã CK	Tên Ngân hàng	Thời điểm niêm yết
1	STB	Ngân hàng TMCP Sài Gòn Thương Tín	12/07/2006
2	ACB	Ngân hàng TMCP Á Châu	31/10/2006
3	SHB	Ngân hàng TMCP Sài Gòn - Hà Nội	20/04/2009
4	VCB	Ngân hàng TMCP Ngoại thương Việt Nam	30/06/2009
5	CTG	Ngân hàng TMCP Công thương Việt Nam	16/07/2009
6	EIB	Ngân hàng TMCP Xuất nhập khẩu Việt Nam	27/10/2009
7	NVB	Ngân hàng TMCP Quốc dân	13/09/2010
8	MBB	Ngân hàng TMCP Quân đội	01/11/2011
9	BID	Ngân hàng TMCP Đầu tư và phát triển Việt Nam	24/01/2014
10	VPB	Ngân hàng TMCP Việt Nam thịnh vượng	17/08/2017
11	HDB	Ngân hàng TMCP Phát triển thành phố Hồ Chí Minh	05/01/2018
12	TPB	Ngân hàng TMCP Tiên Phong	19/04/2018
13	TCB	Ngân hàng TMCP Kỹ thương Việt Nam	04/06/2018

Nguồn: Tác giả tổng hợp từ số liệu của Fii Group.

3.2.4. Các biến đặc trưng hoạt động ngân hàng

- A/E: biến đòn bẩy tài chính, thể hiện cơ cấu nguồn vốn của ngân hàng. Adrian & Shin (2010) và Vallascas & Keasey (2012) đã chỉ ra tăng đòn bẩy tài chính sẽ làm giảm khả năng hấp thụ rủi ro và khả năng phục hồi của ngân hàng từ đó khiến rủi ro hệ thống của ngân hàng thương mại gia tăng.

- ROE: biến phản ánh lợi nhuận ngân hàng. Matutes & Vives (2000) và Smith & cộng sự (2003) đã chỉ ra các ngân hàng có lợi nhuận cao sẽ giúp giảm rủi ro hệ thống vì những ngân hàng này có nguồn tăng đệm vốn bền vững giúp ngân hàng chống chịu lại những cú sốc thanh khoản hoặc những cú sốc vĩ mô.

Trong phương trình, các biến kiểm soát thị trường và đặc trưng ngân hàng được lấy trễ 1 chu kỳ để tránh hiện tượng tự tương quan (do được sử dụng trong ước lượng SRISK nên có tương quan với biến phụ thuộc). Các biến an toàn vĩ mô được lựa chọn trễ một chu kỳ dựa trên kinh nghiệm và các nghiên cứu của Andries & cộng sự (2017), Gao & cộng sự (2018) và Phạm Thị Hoàng Anh & cộng sự (2019). Việc lựa chọn các độ trễ hơn cho kết quả dấu không đổi.

3.3. Dữ liệu

Trong nghiên cứu này, các tác giả sử dụng dữ liệu theo quý từ tháng 06 năm 2009 đến tháng 12 năm 2019, trong đó:

Bảng 2: Chuỗi dữ liệu theo quý với mô tả thống kê

	Dấu kỳ vọng	Tổng số quan sát	Giá trị trung bình	Trung vị	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
SRISK TA		349	0,0117	0,0122	0,0291	-0,1173	0,0659
CPI	-	387	0,0151	0,0124	0,0157	-0,0070	0,0675
GDP	+	387	0,0614	0,0612	0,0083	0,0446	0,0745
VOL	+	387	0,0898	0,0821	0,0366	0,0384	0,2153
ROE	-	348	0,1195	0,1209	0,0750	-0,1604	0,3120
A/E	+	349	13,9879	13,5868	4,1631	4,6704	24,5309
MAPP1	-	387	0,2791	0	0,6231	0	2
MAPP2	-	387	1,0233	1	0,6292	0	3
MAPP3	-	387	0,4419	0	0,4973	0	1
MAPP4	-	387	0,3023	0	0,4599	0	1
MAPP5	-	387	1,7674	2	0,9857	0	3
MAPP6	-	387	1,3953	1	0,6528	0	2
MAPP7	-	387	0,4884	0	0,5005	0	1
MAPP8	-	387	1,3953	1	0,6528	0	2
MAPP9	-	387	1,0465	1	0,8351	0	3
MAPP10	-	387	0,7442	1	0,4369	0	1
MAPP11	-	387	3,4186	4	1,9343	0	6
MAPPCREDIT	-	387	2,0465	2	1,2583	0	5
MAPPCAP	-	387	3,6047	4	1,4347	0	6
MAPPLIQ	-	387	2,9302	2	1,6502	0	6
MAPPFOREX	-	387	5,1860	6	2,7592	0	10
MAPPINDEX	-	387	12,3023	12	5,8126	0	23

Nguồn: Tác giả tính toán từ phần mềm Eviews.

- Dữ liệu vĩ mô được thu thập từ các nguồn: Tổng cục thống kê, cơ sở dữ liệu S&P Capital IQ.
- Dữ liệu trên thị trường chứng khoán được thu thập từ Fiin Group.
- Dữ liệu vi mô trên bảng cân đối kế toán của các ngân hàng được thu thập từ cơ sở dữ liệu S&P Capital IQ và Báo cáo tài chính của các ngân hàng thương mại.

Ước lượng SRISK được thực hiện cho 13 ngân hàng thương mại. Tuy nhiên, để đảm bảo số lượng quan sát trong mô hình hồi quy, các tác giả loại bỏ 04 ngân hàng thương mại có thời gian niêm yết quá ngắn (từ tháng 01/2017). Mô tả thống kê và dấu kỳ vọng của các biến được trình bày trong Bảng 2.

4. Kết quả mô hình

4.1. Kết quả ước tính rủi ro hệ thống theo phương pháp SRISK

Dựa vào mô hình DCC-GARCH, các tác giả đã tính toán ra giá trị SRISK cho từng ngân hàng trong giai đoạn 2010 – 2019 (Phụ lục). Kết quả đo lường cho thấy giá trị SRISK tương đối biến động. Một số ngân hàng thương mại sẽ chịu tác động lớn khi hệ thống ngân hàng rơi vào khó khăn như BID, CTG, SHB, NVB hay STB. Ngược lại, một số ngân hàng thương mại dường như không chịu tác động từ sự khó khăn của hệ thống như TPB, TCB, VPB. Tuy nhiên do các ngân hàng thương mại này mới niêm yết nên kết quả ước tính cũng chưa thật sự phù hợp vì thời gian quan sát chưa đủ dài.

4.2. Kết quả tác động của chính sách an toàn vĩ mô tín dụng đến rủi ro hệ thống

Bảng 3: Kết quả hồi quy phản ánh tác động của công cụ an toàn vĩ mô tín dụng đến rủi ro hệ thống tại các ngân hàng thương mại

Biến	Kỳ vọng	Phương trình 1		Phương trình 2	
		Mô hình Pooled OLS	Mô hình hiệu ứng cố định	Mô hình Pooled OLS	Mô hình hiệu ứng cố định
C		-0.0033	-0.0065	0.0069	0.0062
SRISK_TA(-1)	+	0.8655***	0.6987***	0.8759***	0.7244***
CPI(-1)	-	-0.0778*	-0.0844*	0.0034	-0.0183
GDP(-1)	+	0.1725*	0.1534*	0.0361	0.0348
VOL(-1)	+	-0.0617***	-0.0700***	-0.0555***	-0.0706***
ROE(-1)	-	-0.0181**	-0.0268**	-0.0099	-0.0119
A_E(-1)	+	0.0004**	0.0009***	0.0002	0.0004
MAPP1(-1)	-	-0.0026**	-0.0029**		
MAPP2(-1)	-	-0.0026**	-0.0012		
MAPP3(-1)	-	0.0052***	0.0052***		
MAPP4(-1)	-	-0.0035**	-0.0039**		
MAPPCREDIT(-1)	-			-0.0015**	-0.0012**
N		339	339	339	339
Kiểm định phần dư hiệu ứng cố định		P = 0.0000 Lựa chọn mô hình hiệu ứng cố định		P = 0.0000 Lựa chọn mô hình hiệu ứng cố định	

*, **, *** thể hiện các hệ số có mức ý nghĩa thống kê ở mức 10%, 5% và 1%.

Nguồn: Kết quả ước lượng mô hình thu được từ phần mềm Eviews.

Kết quả hồi quy với chuỗi dữ liệu bảng không cân bằng của 9 ngân hàng thương mại trong giai đoạn nghiên cứu được thể hiện trong Bảng 3.

Từ kết quả mô hình có thể thấy rằng, hầu hết các biến đều có tác động giống kỳ vọng. Các biến CPI, VOL, ROE, MAPP1, MAPP4 và MAPPCREDIT có tác động ngược chiều; các biến GDP, A_E và MAPP3 kỳ trước có tác động cùng chiều; trong khi biến MAPP2 không có ý nghĩa thống kê.

4.3. Thảo luận kết quả

Thứ nhất, rủi ro hệ thống kỳ trước có tác động mạnh đến rủi ro hệ thống của kỳ sau đó, hơn nữa giá trị lại lớn (0.7~0.8). Điều này cho thấy rủi ro hệ thống có mức độ tích tụ qua thời gian.

Thứ hai, các biến vĩ mô và thị trường có tác động đến rủi ro hệ thống. CPI kỳ trước có tác động ngược chiều với rủi ro hệ thống kỳ liền sau đó chứng tỏ rằng các biện pháp kiểm soát lạm phát của Ngân hàng Nhà nước trong giai đoạn trước đã tác động giảm chu kỳ tín dụng và giảm rủi ro hệ thống kỳ sau đó. GDP kỳ trước có tác động cùng chiều với rủi ro hệ thống chứng tỏ rằng chu kỳ kinh tế tại Việt Nam đã có thúc đẩy xu hướng hành động thuận chu kỳ trong tăng trưởng tài sản (làm tăng đòn bẩy tài chính) và hoạt động tín dụng của các ngân hàng từ đó dẫn đến nguy cơ tích tụ rủi ro hệ thống. VOL kỳ trước có tác động ngược chiều với rủi ro hệ thống kỳ liền sau đó. Kết quả này tương đồng với kết quả nghiên cứu của Le (2020).

Thứ ba, các biến đặc trưng ngân hàng cũng tác động đến rủi ro hệ thống. ROE kỳ trước tăng sẽ làm giảm rủi ro hệ thống kỳ liền sau đó, điều này phù hợp với các nghiên cứu trước đó của Matutes & Vives (2000) và Smith & cộng sự (2003). Ngược lại, A/E của kỳ trước tăng sẽ làm gia tăng rủi ro hệ thống kỳ liền sau đó, giống kỳ vọng. Trong giai đoạn nghiên cứu, các ngân hàng thương mại Việt Nam duy trì tỷ lệ đòn bẩy tương đối cao, điều này dẫn đến nguy cơ rủi ro hệ thống tích tụ trong hệ thống tài chính.

Thứ tư, các biến công cụ an toàn vĩ mô tín dụng có tác động đến rủi ro hệ thống. MAPP1 có tác động giảm thiểu rủi ro hệ thống, cho thấy rằng việc phân nhóm ngân hàng và áp dụng trần tăng trưởng tín dụng trong

giai đoạn 2012 – 2013 đã phát huy tác dụng làm giảm tăng trưởng tín dụng, dẫn đến giảm rủi ro hệ thống. Kết quả này phù hợp với kết quả nghiên cứu của Phạm Thị Hoàng Anh & cộng sự (2019). Biến MAPP2 không có ý nghĩa, cho thấy việc quy định chỉ có những doanh nghiệp hay tổ chức có nguồn thu ngoại tệ mới được phép vay bằng ngoại tệ vẫn không có tác dụng giảm tín dụng bằng ngoại tệ, bình ổn thị trường ngoại tệ và giảm thiểu rủi ro hệ thống. MAPP3 có tương quan cùng chiều với rủi ro hệ thống, ngược với kỳ vọng. Nguyên nhân được chỉ ra trong nghiên cứu của Phạm Thị Hoàng Anh & cộng sự (2019) là do từ cả phía cầu (tâm lý đầu cơ của khách hàng) và từ phía cung xuất phát từ chiến lược phát triển hoạt động ngân hàng bán lẻ giữa các ngân hàng thương mại Việt Nam. MAPP4 có tác động ngược chiều với rủi ro hệ thống tại kỳ sau đó. Hiện nay, tỷ lệ LTV được áp dụng theo thông tư 41/2016/TT-NHNN (chính thức áp dụng từ 01/01/2020 và gia hạn đến 01/01/2023). Tuy nhiên, trên thực tế đã có khá nhiều ngân hàng thương mại đã tiến hành triển khai thông tư này cho thấy công cụ này đã phát huy hiệu lực. Cuối cùng, kết quả chỉ ra khi kích hoạt đồng thời thì các công cụ an toàn vĩ mô tín dụng MAPP_CREDIT đã có tác động giảm thiểu rủi ro hệ thống tại các ngân hàng thương mại với độ trễ là 1 kỳ. Điều này cho thấy hiệu lực của các công cụ ở Việt Nam này đã được chứng minh.

5. Kết luận và khuyến nghị

Nghiên cứu này đã chỉ ra rằng việc thắt chặt các công cụ an toàn vĩ mô tín dụng đã có tác động làm giảm thiểu rủi ro hệ thống tại các ngân hàng thương mại Việt Nam. Bài viết sử dụng dữ liệu của 9 ngân hàng thương mại Việt Nam niêm yết trên thị trường chứng khoán giai đoạn từ tháng 6 năm 2009 đến hết năm 2019 và phương pháp SRISK để đo lường rủi ro hệ thống tại các ngân hàng thương mại này đồng thời sử dụng phương pháp hồi quy bằng không cân bằng để đánh giá tác động của các công cụ an toàn vĩ mô tín dụng đến rủi ro hệ thống. Kết quả nghiên cứu cho thấy trong giai đoạn 2009 – 2019, bên cạnh một số công cụ riêng lẻ đã phát huy được hiệu lực cũng có công cụ chưa phát huy được tác động, nhưng khi kích hoạt đồng thời thì các công cụ này đã có tác động làm giảm thiểu rủi ro hệ thống.

Từ kết quả nghiên cứu, các tác giả đề xuất một số khuyến nghị như sau. Thứ nhất, với các công cụ đã phát huy hiệu lực như trần tăng trưởng tín dụng, LTV thì cần tiếp tục sử dụng trong việc giảm thiểu tăng trưởng tín dụng và rủi ro hệ thống. Thứ hai, đối với công cụ trọng số rủi ro và hạn chế đối tượng cho vay ngoại tệ chưa phát huy được hiệu lực thì cần xem xét, đánh giá và thiết lập lại các điều kiện để công cụ phát huy có hiệu lực. Thứ ba, cần tiếp tục triển khai can thiệp đồng thời các công cụ an toàn vĩ mô đã kích hoạt. Việc triển khai kết hợp không chỉ giữa các công cụ trong cùng một nhóm mà còn giữa các công cụ thuộc các nhóm khác nhau.

Nghiên cứu này tập trung vào tại các ngân hàng thương mại đã niêm yết trên thị trường chứng khoán, chưa bao gồm các ngân hàng chưa niêm yết và các ngân hàng nước ngoài. Thêm vào đó, việc đo lường rủi ro hệ thống mới tập trung vào các ngân hàng, chưa tiến hành đo lường cho các tổ chức thuộc lĩnh vực tài chính và bảo hiểm. Điều này dẫn đến một số hạn chế và gợi mở hướng nghiên cứu sâu hơn trong tương lai.

Tài liệu tham khảo

- Acharya, V.V., Pedersen, L.H., Philippon, T. & Richardson, M. (2017), 'Measuring systemic risk', *The Review of Financial Studies*, 30(1), 2-47.
- Adrian, T. & Brunnermeier, M.K. (2008), *CoVaR Staff Report No.348*, Federal Reserve Bank, New York.
- Adrian, T. & Shin, H.S. (2010), 'Liquidity and leverage', *Journal of Financial Intermediation*, 19(3), 418-437.
- Akinci, O. & Olmstead-Rumsey, J. (2018), 'How effective are macroprudential policies? An empirical investigation', *Journal of Financial Intermediation*, 33(1), 33-57;
- Altunbas, Y., Binici, M. & Gambacorta, L. (2018), 'Macroprudential policy and bank risk', *Journal of International Money and Finance*, 81(1), 203-220.
- Andries, A.M., Melnic, F. & Nistor Mutu, S. (2017), 'Effects of macroprudential policy on systemic risk and bank risk taking', *Czech Journal of Economics and Finance*, retrieved on February 26th 2021 from < https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3021278 >.
- Borio, C.E. (2003), 'Towards a macroprudential framework for financial supervision and regulation?', *CESifo*

- Brownlees, C.T. & Engle, R. (2012), *Volatility, correlation and tails for systemic risk measurement*, retrieved on February 26th 2021 from <https://creates.au.dk/fileadmin/site_files/filer_oekonomi/subsites/creates/Seminar_Papers/2012/mes.pdf>.
- Caruana, J. (2010), *Macroprudential policy: working towards a new consensus*, Bank for International Settlements, Basel, Switzerland.
- Cerutti, E., Claessens, S. & Laeven, L. (2017), 'The use and effectiveness of macroprudential policies: New evidence', *Journal of Financial Stability*, 28(1), 203-224.
- Claessens, S., Ghosh, S.R & Mihet, R. (2013), 'Macro-prudential policies to mitigate financial system vulnerabilities', *Journal of International Money and Finance*, 39(1), 153-185.
- Committee on Global Financial System (2012), 'Operationalizing the selection and application of macroprudential instruments', *CGFS Papers* (48), 1-68, retrieved on February 25th 2021 from <<https://www.bis.org/publ/cgfs48.pdf>>.
- International Monetary Fund (2013), 'Key Aspects of Macroprudential Policy', *IMF working paper*, retrieved on February 25th 2021 from <<https://www.imf.org/external/np/pp/eng/2013/061013b.pdf>>.
- Gao, W., Miller, T.J. & Taboada, A.G. (2018), 'International Evidence on the Impact of Macroprudential Policies on Bank Risk Taking and Systemic Risk', retrieved on February 21st 2021 from <https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3207722>.
- Le, T.H. (2021), 'Systemic risk in ASEAN-6: a new empirical investigation', *International Journal of Emerging Markets*, retrieved on February 21st 2021 from <<https://doi.org/10.1108/IJOEM-05-2020-0567>>.
- Matutes, C. & Vives, X. (2000), 'Imperfect competition, risk taking, and regulation in banking', *European Economic Review*, 44(1), 1-34.
- Meuleman, E. & Vander Vennet, R. (2020), 'Macroprudential policy and bank systemic risk', *Journal of Financial Stability*, 47(1), 100724.
- Phạm Thị Hoàng Anh, Nguyễn Phi Lâm, Phan Hữu Việt, Nguyễn Thị Thùy Vinh, Nguyễn Thanh Nhân & Nguyễn Hồng Ngọc (2019), 'Hiệu lực cơ chế truyền dẫn chính sách giám sát an toàn vĩ mô tại Việt Nam', Đề tài NCKH do Quỹ Nafosted tài trợ, mã số 502.99-2016.01, 2016.
- Smith, M.B.D., De Nicoló, M.G. & Boyd, J.H. (2003), 'Crisis in competitive versus monopolistic banking systems', *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(3), 487-506;
- Vallascas, F. & Keasey, K. (2012), 'Bank resilience to systemic shocks and the stability of banking systems: Small is beautiful', *Journal of International Money and Finance*, 31(6), 745-1776.

ĐẦU TƯ TRỰC TIẾP NƯỚC NGOÀI VÀ TĂNG TRƯỞNG NGÀNH NÔNG NGHIỆP VIỆT NAM

Nguyễn Thị Mỹ Nguyệt
Trường Đại học Thương mại
Email: mynguyet@tmu.edu.vn
Nguyễn Hoàng Việt
Trường Đại học Thương mại
Email: nhviet@tmu.edu.vn

Ngày nhận: 26/3/2021
Ngày nhận bản sửa: 16/4/2021
Ngày duyệt đăng: 05/6/2021

Tóm tắt:

Đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) là nguồn vốn đầu tư quan trọng đối với tăng trưởng kinh tế của Việt Nam trong đó có ngành nông nghiệp. Bài viết này tập trung phân tích tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài trong lĩnh vực nông nghiệp đến tăng trưởng của ngành nông nghiệp và rút ra một số hàm ý giải pháp trong việc tập trung thu hút nguồn vốn FDI góp phần thúc đẩy tăng trưởng cho lĩnh vực nông nghiệp trong thời gian tới. Nghiên cứu sử dụng bộ dữ liệu FDI và tăng trưởng ngành nông nghiệp Việt Nam trong giai đoạn 2001-2019 được trích rút từ niên giám thống kê, Cục đầu tư nước ngoài và Ngân hàng thế giới để thực hiện phân tích bình phương tối thiểu OLS. Kết quả cho thấy, FDI là dòng vốn có tác động tích cực đối với tăng trưởng ngành nông nghiệp Việt Nam trong những năm vừa qua.

Từ khóa: FDI, FDI nông nghiệp, tăng trưởng nông nghiệp, tăng trưởng nông nghiệp Việt Nam.

Mã JEL: Q18, O13

Foreign direct investment and agricultural sector growth in Vietnam

Abstract:

Foreign direct investment (FDI) has always been an important source of Vietnamese economic growth and agricultural sector. This study focuses on the relationship between the agriculture sector's FDI and its growth and proposes implications for promoting the role of this source of investment in agricultural growth in the future. The 2001-2019 time series data from General Statistics Office, Foreign Investment Agency of Vietnam and World Bank database were analyzed using ordinary least squares. The results show that FDI has a positive impact on the agricultural sector growth in Vietnam.

Keywords: Foreign direct investment, foreign direct investment in agricultural sector, agricultural sector growth, agricultural sector growth in Vietnam

JEL codes: Q18, O13

1. Đặt vấn đề

Cho đến nay khu vực FDI ngày càng thể hiện được vai trò quan trọng và đóng góp đáng kể cho sự phát triển kinh tế - xã hội của Việt Nam. Theo dữ liệu thống kê của Cục đầu tư nước ngoài (2019), FDI hiện đóng góp khoảng 20% GDP và là nguồn vốn bổ sung quan trọng cho vốn đầu tư phát triển các ngành kinh tế của cả nước. FDI cũng được đánh giá là một trong những động lực quan trọng thúc đẩy tăng trưởng ngành nông nghiệp Việt Nam. FDI trong lĩnh vực nông nghiệp đã có những tác động tích cực, tạo nguồn vốn, kỹ thuật cho phát triển nông nghiệp, nông thôn. FDI trong nông nghiệp giúp nền nông nghiệp Việt Nam đẩy mạnh xuất khẩu, cải thiện năng suất, chất lượng, hiệu quả và tính cạnh tranh của các sản phẩm nông nghiệp. FDI trong nông nghiệp luôn được coi là các lĩnh vực được khuyến khích và đặc biệt khuyến khích đầu tư. Nếu được phát huy tốt, FDI trong nông nghiệp cùng với các nguồn đầu tư trong nước khác có thể góp phần

chuyển dịch cơ cấu trong nội bộ ngành nông nghiệp theo hướng sản xuất lớn, thúc đẩy sự phát triển các tiểu ngành có lợi thế so sánh, tạo việc làm và chuyển dịch cơ cấu lao động nông thôn, đồng thời thông qua đó góp phần thay đổi bộ mặt nông thôn Việt Nam.

Tuy dòng vốn FDI vào Việt Nam và các ngành khác trong vùng đang có xu hướng gia tăng mạnh thì FDI vào nông nghiệp không có sự tăng trưởng trong khoảng thời gian khá dài, vốn đầu tư vào nông nghiệp rất hạn chế thể hiện ở kết quả thu hút nguồn vốn FDI vào lĩnh vực này chỉ đạt 1,7% tổng số dự án và 1% tổng số vốn FDI vào Việt Nam (Cục đầu tư nước ngoài, 2019). Mức tăng trưởng nông nghiệp Việt Nam những năm qua có xu hướng giảm từ mức 3,13% giai đoạn 2011-2015 xuống 2,71% trong giai đoạn 2016 – 2019. Trong khi nông nghiệp là ngành có đóng góp quan trọng đối với nền kinh tế Việt Nam với 46% lao động toàn xã hội và tạo ra khoảng 17% GDP Việt Nam (Tổng cục Thống kê, 2019). Điều này đi ngược với xu hướng FDI vào các ngành khác của cả nước và đi ngược với dòng vốn FDI đầu tư cho nông nghiệp của thế giới.

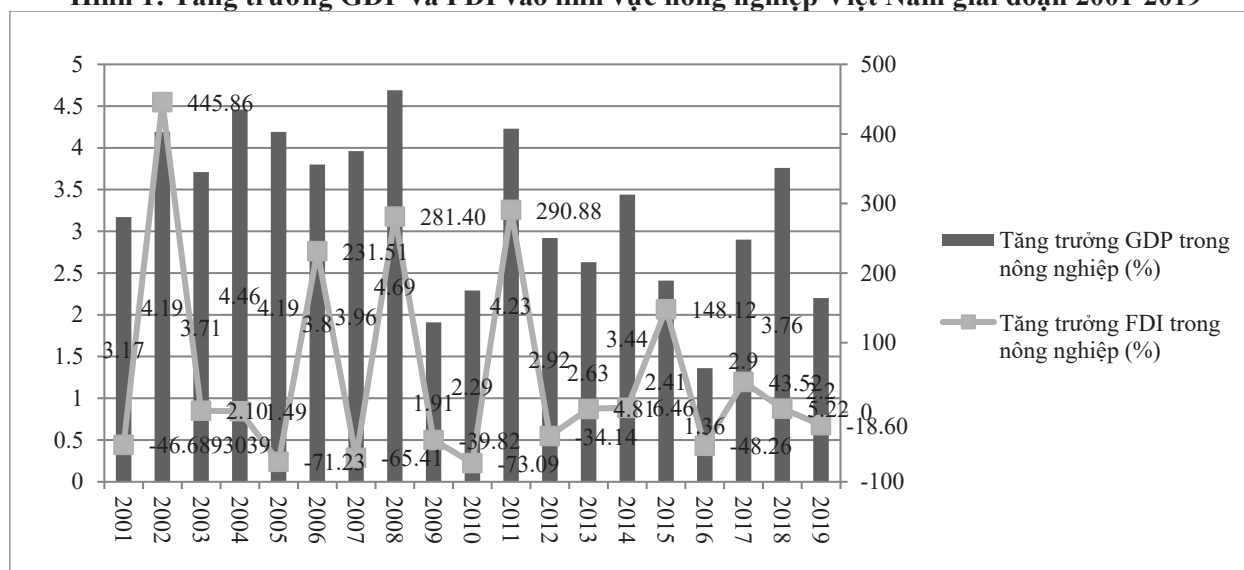
Trên cơ sở nghiên cứu và đánh giá thực trạng thu hút FDI trong ngành nông nghiệp và xem xét tác động của FDI trong ngành nông nghiệp đối với tăng trưởng của ngành nông nghiệp hiện nay là vấn đề cần thiết để khẳng định vai trò của nguồn vốn này trong phát triển nông nghiệp trong nước, đồng thời để xác định các đòn bẩy chính sách có thể được thiết kế nhằm tối đa hóa cả dòng vốn đầu tư vào và thu được vốn FDI vào lĩnh vực nông nghiệp Việt Nam.

2. Tình hình FDI và tăng trưởng ngành nông nghiệp Việt Nam

2.1. Tăng trưởng lĩnh vực nông nghiệp Việt Nam

Trong những năm vừa qua, ngành nông nghiệp Việt Nam đã duy trì tăng trưởng và đang chuyển mạnh theo hướng sản xuất hàng hóa với quy mô, năng suất và chất lượng ngày càng cao. Chất lượng tăng trưởng ngày càng được cải thiện, tỷ lệ giá trị gia tăng trong tổng giá trị sản xuất ngành nông nghiệp tăng lên từ 57% năm 2010 đến gần 80% năm 2018 (Bộ Nông nghiệp và phát triển nông thôn, 2019). Cụ thể, tốc độ tăng trưởng GDP toàn ngành nông nghiệp giai đoạn 2001-2019 đạt 3,27%/ năm trong đó giai đoạn 2001-2010 ở mức 3,63%/ năm và giảm xuống 2,87% giai đoạn 2011-2020. Kết quả tăng trưởng ngành nông nghiệp vượt qua kế hoạch mục tiêu giai đoạn 2016-2020 mà ngành nông nghiệp đề ra, nhưng không đạt mục tiêu tăng 3,6%-4%/ năm do Chính phủ đề ra. Mặt khác, tốc độ tăng trưởng nông nghiệp Việt Nam không duy trì được sự ổn định trong những năm qua, chỉ số tăng trưởng không theo chu kỳ, có sự sụt giảm nghiêm trọng trong một số năm như 2016 (1,36%). Nguyên nhân chính là do các khó khăn về kinh tế trong nước cũng như quốc tế, mặt khác ngành nông nghiệp của nước ta còn những hạn chế nội tại của nền sản xuất nhỏ, trình độ thấp

Hình 1: Tăng trưởng GDP và FDI vào lĩnh vực nông nghiệp Việt Nam giai đoạn 2001-2019



Nguồn: Tổng hợp từ niên giám thống kê giai đoạn 2001-2019.

chịu ảnh hưởng mạnh mẽ của thời tiết, dịch bệnh.

2.2. Tình hình thu hút FDI vào ngành nông nghiệp

Về quy mô và số lượng dự án

Tính theo số dự án còn hiệu lực đến thời điểm 31/12/2020, ngành nông nghiệp đứng thứ 10 cả về tổng số

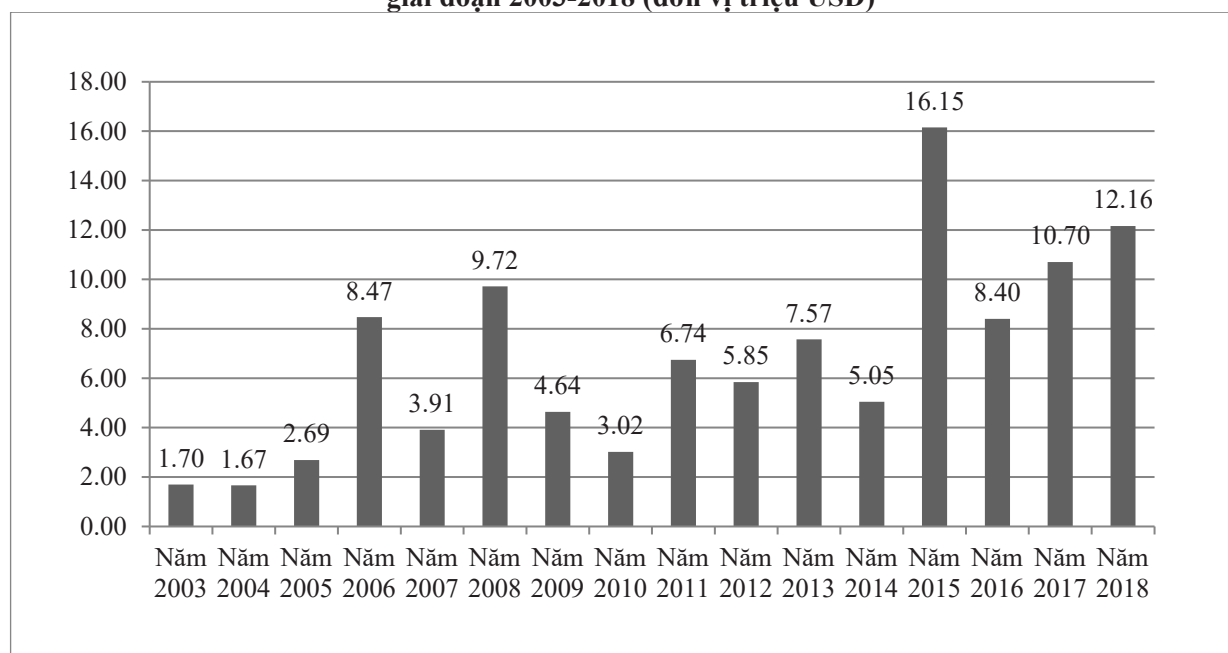
Bảng 1: Tổng số dự án và quy mô vốn đầu tư FDI vào lĩnh vực nông nghiệp Việt Nam năm 2019

TT	Ngành	Số dự án	Tổng vốn đăng ký (triệu USD)	Tỷ trọng
1	Công nghiệp chế biến, chế tạo	14.463	214.610,4	63,18%
2	Bán buôn, bán lẻ; sửa chữa ô tô, mô tô, xe máy, xe có động cơ khác	4.572	8.154,9	2,40%
3	Hoạt động chuyên môn, khoa học và công nghệ	3.238	3.447,8	1,02%
4	Thông tin và truyền thông	2.149	3.875,4	1,14%
5	Xây dựng	1.696	10.406,0	3,06%
6	Hoạt động kinh doanh bất động sản	871	58.439,0	17,21%
7	Dịch vụ lưu trú và ăn uống	842	11.990,2	3,53%
8	Vận tải, kho bãi	828	5.091,7	1,50%
9	Giáo dục và đào tạo	526	4.376,2	1,29%
10	Nông nghiệp, lâm nghiệp và thủy sản	499	3.518,1	1,04%
11	Khác	1127	15746,1	4,63%
Tổng số		30.811	339.655,8	100%

Nguồn: Tổng cục thống kê (2019).

vốn đăng ký và số lượng dự án với 3,52 tỷ USD chiếm 1,04% tổng vốn đăng ký và 499 dự án chiếm 1,16% tổng số dự án FDI trong toàn nền kinh tế. So với các ngành khác, số vốn và dự án vào lĩnh vực nông nghiệp vẫn còn chiếm cơ cấu nhỏ so với tổng đầu tư FDI của toàn khu vực. Hai ngành công nghiệp chế biến, chế tạo và kinh doanh bất động sản là ngành thu hút trên 80% lượng vốn. Nguyên nhân chính là do thu hút dòng vốn FDI vào nông nghiệp phụ thuộc vào nhiều yếu tố, chủ yếu là do đặc thù của ngành nông nghiệp cần có

Hình 2: Vốn FDI bình quân dự án vào lĩnh vực nông nghiệp Việt Nam giai đoạn 2003-2018 (đơn vị triệu USD)



Nguồn: Cục Đầu tư nước ngoài (2019).

diện tích đất đai lớn, chịu những rủi ro về thời tiết, thời gian hoàn vốn lâu, lợi nhuận thu được thường thấp hơn những ngành khác, do đó khó thu hút được vốn đầu tư vào lĩnh vực này.

Về tổng vốn và vốn bình quân trên dự án FDI vào lĩnh vực nông nghiệp Việt Nam

Tổng vốn FDI vào nông nghiệp Việt Nam giai đoạn 2001-2019 có không có sự ổn định giữa các năm. Trong đó, ngành chứng kiến dòng vốn đổ vào ngành cao nhất năm 2015 với xấp xỉ 258 triệu USD cao gần hơn 8 lần so với năm thấp nhất 2001 với 41,4 triệu USD. Năm 2008 cũng ghi nhận là năm có bước đột phá trong thu hút đầu tư FDI trong nông nghiệp khi Việt Nam đón dòng vốn trị giá 223,5 triệu USD vào ngành mặc dù đang ở năm đầu tiên của khủng hoảng kinh tế (Hình 1). Về vốn bình quân trên dự án FDI vào nông nghiệp Việt Nam có sự thay đổi liên tục trong giai đoạn 2003-2015 và duy trì mức độ ổn định trong ba năm gần đây. Cụ thể mức vốn bình quân mỗi dự án vào nông nghiệp đạt 12,17 triệu USD/dự án, cao hơn so với trung bình trung của cả khu vực FDI khoảng 7,2 triệu USD/ dự án. Điều này thể hiện sự những nỗ lực tăng trưởng quy mô trên dự án FDI trong lĩnh vực này đang đạt được kết quả khả quan (Hình 2).

Về cơ cấu đầu tư FDI vào lĩnh vực nông nghiệp theo hình thức và đối tác đầu tư

Về hình thức đầu tư, các dự án đầu tư FDI vào lĩnh vực nông nghiệp Việt Nam chủ yếu theo ba hình thức chính gồm: (i) 100% vốn đầu tư nước ngoài; (ii) Liên doanh và (iii) hợp đồng hợp tác kinh doanh. Trong đó chiếm ưu thế vẫn là hình thức 100% vốn đầu tư nước ngoài với xấp xỉ 80%, hai hình thức còn lại chiếm 20% tuy nhiên vẫn cao hơn so với khu vực FDI của cả nước. Mặt khác, ngành nông nghiệp Việt Nam chưa thu hút được nhiều dự án đến từ các quốc gia có thế mạnh về công nghệ. Cụ thể, 9/15 quốc gia có dự án đầu tư vào nông nghiệp Việt Nam đến từ châu Á như Đài Loan, Thái Lan, Hồng Kong, Nhật Bản... với số lượng dự án chiếm hơn 60% tổng dự án đầu tư trong lĩnh vực này. Trong khi các quốc gia phát triển như Hoa Kỳ, EU, Úc, Newzealand...

3. Tổng quan về FDI và tăng trưởng lĩnh vực nông nghiệp

Đầu tư trực tiếp nước ngoài đã trở thành một xu hướng nổi bật trong nền kinh tế thế giới, nguồn vốn FDI là nguồn bổ sung quan trọng cho đầu tư phát triển, góp phần khai thác và nâng cao hiệu quả sử dụng các nguồn lực trong nước, tạo thế và lực mới cho việc phát triển nền kinh tế. Theo tổ chức Thương mại thế giới WTO (2008), đầu tư trực tiếp nước ngoài xảy ra khi một nhà đầu tư từ một nước (nước chủ đầu tư) có được một tài sản ở một nước khác (nước thu hút đầu tư) cùng với quyền quản lý tài sản đó. Phương diện quản lý là thứ để phân biệt FDI với các công cụ tài chính khác. Trong phần lớn trường hợp, cả nhà đầu tư lẫn tài sản mà người đó quản lý ở nước ngoài là các cơ sở kinh doanh. Trong những trường hợp đó, nhà đầu tư thường hay được gọi là “công ty mẹ” và các tài sản được gọi là “công ty con” hay “chi nhánh công ty”. Liên hợp quốc UNCTAD (2012) đã định nghĩa FDI là khoản đầu tư dài hạn, phản ánh sự quan tâm và kiểm soát lâu dài của một công ty trong một nền kinh tế đối với công ty con ở một nền kinh tế khác thông qua việc thành lập tổ chức kinh tế, đầu tư góp vốn, mua cổ phần, phần vốn góp của tổ chức kinh tế đủ lớn để giành quyền điều hành đối với tổ chức kinh tế đó; hoặc đầu tư theo hình thức hợp đồng hay thực hiện dự án. FDI đóng một vai trò quan trọng trong việc thúc đẩy tăng trưởng kinh tế, chuyển giao công nghệ, tạo việc làm, bổ sung vốn đầu tư trong nước, tăng cạnh tranh trong nước, tăng lương, nâng cao năng lực của người dân ở các nước đang phát triển.

Nông nghiệp là ngành sản xuất vật chất cơ bản của xã hội, sử dụng đất để trồng trọt và chăn nuôi, khai thác cây trồng và vật nuôi làm tư liệu và nguyên liệu lao động chủ yếu để tạo ra lương thực, thực phẩm và một số nguyên liệu cho nông nghiệp. Nông nghiệp là một ngành lớn, bao gồm nhiều chuyên ngành: trồng trọt, chăn nuôi, sơ chế nông sản; theo nghĩa rộng còn bao gồm cả lâm nghiệp và thủy sản (FAO, 2012). Đây là lĩnh vực phụ thuộc nhiều vào các yếu tố như cơ sở hạ tầng, tích tụ đất đai, nguồn nhân lực, nguồn cung cấp nguyên liệu, quy mô sản xuất nhỏ, manh mún... FDI vào nông nghiệp là dòng vốn bằng tiền hoặc các nguồn lực cần thiết của các nhà đầu tư nước ngoài vào lĩnh vực nông nghiệp nhằm tạo ra những tác động tích cực, tạo nguồn vốn, kỹ thuật cho phát triển nông nghiệp, nông thôn. Đây cũng là yếu tố góp phần quan trọng thúc đẩy tăng trưởng nông nghiệp hay nói cách khác là tăng năng suất nông nghiệp hoặc sản lượng nông nghiệp. Từ đó tăng cường đóng góp giá trị từ ngành nông nghiệp đối với tăng trưởng GDP trong nước.

Trên thực tế, nguồn vốn FDI đóng vai trò quan trọng trong thúc đẩy tăng trưởng và phát triển nền kinh tế nói chung và một số ngành sản xuất nói riêng. Đã có nhiều nghiên cứu thực nghiệm xem xét mối quan hệ giữa FDI và tăng trưởng kinh tế, tuy nhiên các nghiên cứu thực nghiệm về tác động của FDI đối với tăng trưởng ngành nông nghiệp ở các quốc gia trên thế giới và Việt Nam còn khá thiếu vắng. Amani & cộng sự (2003) và Alfaro (2003) đã chứng minh vai trò quan trọng của FDI trong việc tăng năng suất và tăng trưởng nông nghiệp, có liên quan trực tiếp đến cải thiện điều kiện sống của người nghèo, bằng cách thu hẹp khoảng cách đầu tư và công nghệ mà người nghèo phải đối mặt. Các nghiên cứu này nhấn mạnh tại các nước thu nhập thấp, diện tích đất canh tác bình quân đầu người giảm, chi phí sản xuất cao, và dân số tăng nhanh đe dọa sự phát triển của ngành nông nghiệp. Vì thế dòng vốn FDI vào lĩnh vực nông nghiệp của các nước này, đặc biệt là các nước phụ thuộc vào nông nghiệp là cần thiết để có được các đầu vào nông nghiệp cần thiết để tăng năng suất, đạt được tăng trưởng bền vững và xóa đói giảm nghèo. Các nghiên cứu thực nghiệm tập trung vào tác động của FDI đối với nông nghiệp đã chỉ ra rằng FDI có thể góp phần thu hẹp khoảng cách đầu tư vào các nước đang phát triển nông nghiệp. Hầu hết các nghiên cứu này đều chỉ ra rằng FDI có tác động tích cực đến sự phát triển của năng suất nông nghiệp ở nước chủ nhà. Adamassie & Matambalya (2002) đã xem xét sự tác động của FDI đến công nghệ, đất đai, việc làm và chính sách tín dụng trong lĩnh vực nông nghiệp ở Tanzania và chỉ ra mối quan hệ tích cực giữa hai yếu tố này, cụ thể khi dòng vốn FDI tăng lên một đơn vị sẽ giúp cho nông nghiệp tăng trưởng mười ba đơn vị. Adugna (2010) đã thực hiện nghiên cứu về tác động của FDI đối với tăng trưởng nông nghiệp ở Ethiopia thông qua bộ dữ liệu chuỗi thời gian 17 năm và nhận thấy tăng trưởng lĩnh vực nông nghiệp của quốc gia này được thể hiện thông qua khả năng cung cấp tín dụng, nông nghiệp, xuất khẩu sẽ tăng lên 0,2% khi FDI vào lĩnh vực này tăng lên một đơn vị. Tuy nhiên, nghiên cứu này cũng cho rằng sản xuất nông nghiệp cũng bị ảnh hưởng nhiều bởi các yếu tố khác như bất ổn chính trị và kinh tế. Oleyede (2014) nhận thấy rằng tồn tại một mối quan hệ tích cực giữa FDI và năng suất ngành nông nghiệp cả trong ngắn hạn và dài hạn thông qua kích thích đa dạng hóa thu nhập trong nước, trong đó lần lượt thúc đẩy ngành nông nghiệp. Tương tự, FAO (2014) tuyên bố rằng trong khi FDI không thể được kỳ vọng trở thành nguồn vốn chính, nó có thể có khả năng tạo ra nhiều loại lợi ích khác nhau cho ngành nông nghiệp của quốc gia nhận đầu tư như tạo việc làm, chuyển giao công nghệ và tiếp cận tốt hơn với vốn và thị trường. FDI vào nông nghiệp có thể nâng cao hiệu quả sản xuất nông nghiệp của một quốc gia bằng cách phát triển đầu tư vào thủy lợi và cơ sở hạ tầng nông nghiệp khác. Các nghiên cứu khác cho thấy rằng FDI có thể giúp tăng đất nông nghiệp và năng suất lao động thông qua đào tạo và giáo dục nông dân, tiếp cận tốt hơn với đầu vào của nông trại, áp dụng kỹ thuật canh tác tốt hơn và công nghệ nông nghiệp cải tiến để nâng cao mùa vụ sản lượng (Almfraji & Almsafir, 2014; Görgen & cộng sự, 2009). FDI vào phát triển cơ sở hạ tầng có thể giúp cải thiện diện tích đất canh tác biên, từ đó dẫn đến việc sử dụng hiệu quả nguồn tài nguyên đất đai (Yiyong & cộng sự, 2015). Ngoài ra, FDI tăng cường khả năng tiếp cận của nông dân với thị trường trong nước và quốc tế thông qua cơ sở hạ tầng lưu trữ, vận chuyển và thông tin liên lạc được cải thiện. Hơn nữa, nước chủ nhà có thể được hưởng lợi nhiều hơn là kết quả của sự lan tỏa của công nghệ và kiến thức từ nước ngoài các quốc gia đầu tư.

Tuy nhiên, tác động tiêu cực của FDI đối với nông nghiệp cũng được chỉ ra ở một số nghiên cứu khác như hoạt động chuyển giao công nghệ và bí quyết quản lý, giới thiệu các quy trình và đào tạo nhân viên liên quan đến FDI có xu hướng liên quan đến nguồn nhân lực trong lĩnh vực kinh doanh bất động sản hơn là lĩnh vực nông nghiệp. Theo Rakotoarisoa (2011), FDI vào nông nghiệp có thể gây ra những khó khăn cho chuỗi cung ứng thực phẩm đồng thời làm giảm thu nhập của các nhà cung cấp và nhà phân phối thực phẩm. Đặc biệt, Alfaro (2003) và Adewumi (2006) cho thấy FDI vào nông nghiệp có xu hướng tác động tiêu cực bởi nó đóng góp vào GDP nhưng không tăng phúc lợi cho người dân nước sở tại do các khoản đầu tư trong nông nghiệp luôn cần một thời gian dài để đạt được điểm hòa vốn cũng như sinh lợi nhuận. Mặt khác, một số dự án FDI trong nông nghiệp hướng đến mục tiêu lợi nhuận thường tận dụng lợi thế chi phí lao động thấp nhưng lại phải đối phó với tình trạng chi phí vận chuyển tăng và gián đoạn do hạ tầng dịch vụ logistics yếu kém. Đây là những yếu tố góp phần làm cho dòng vốn FDI vào nông nghiệp thấp, do đó góp phần nhỏ vào tăng trưởng kinh tế và xóa đói giảm nghèo. Akande & Biam (2011) đã kết luận không tồn tại mối quan hệ nhân

quả giữa đầu tư trực tiếp nước ngoài vào nông nghiệp và sản lượng nông nghiệp (được coi là tăng trưởng) ở Nigeria. Djokoto (2011) cũng thực hiện một phân tích nhân quả của tăng trưởng nông nghiệp và FDI vào nông nghiệp tại Ghana và kết luận rằng tăng trưởng nông nghiệp đòi hỏi các yếu tố kích thích khác ngoài FDI và FDI không góp phần tạo ra tăng trưởng trong lĩnh vực này.

Việc xem xét ảnh hưởng của nguồn vốn FDI và tăng trưởng trong lĩnh vực nông nghiệp thường được đặt trong bối cảnh sự ảnh hưởng của các yếu tố kinh tế khác. Akinmulegun (2018) đã nhấn mạnh tăng trưởng ngành nông nghiệp chịu sự ảnh hưởng của toàn cầu hóa (do dòng vốn FDI vào ngành), mức độ mở cửa thị trường, tỷ giá hối đoái và chỉ số giá tiêu dùng. Mức độ mở cửa thị trường được thể hiện thông qua giá trị xuất nhập khẩu và tỷ giá tạo cơ hội cho các doanh nghiệp trong nước tiếp cận với công nghệ, kỹ năng quản lý hiện đại từ nước ngoài từ đó thúc đẩy tăng trưởng ngành nông nghiệp (Adugna, 2010; Yiyong & cộng sự, 2015). Ngoài ra, một số nghiên cứu cũng khẳng định các yếu tố như tăng trưởng lao động trong khu vực nông thôn cũng đóng vai trò thúc đẩy tăng trưởng nông nghiệp, nó góp phần mở rộng thị trường nội địa, khuyến khích cạnh tranh để tạo ra sự tiến bộ và đổi mới công nghệ trong ngành nông nghiệp (Rakotoarisoa, 2011; Hoàng Xuân Diễm & Đỗ Thị Thu Thủy, 2019).

4. Phương pháp nghiên cứu

Để đánh giá tác động của dòng vốn FDI vào nông nghiệp đến tăng trưởng của ngành, nghiên cứu sử dụng phương pháp bình phương nhỏ nhất thông thường (OLS). Đây là phương pháp ước lượng đơn giản và được sử dụng rộng rãi trong nghiên cứu theo mô hình chuỗi thời gian. Các bước nghiên cứu được tiến hành cụ thể như sau:

Thứ nhất, kiểm tra các thuộc tính của chuỗi dữ liệu phân tích thông qua đánh giá tính dừng, hiện tượng đa cộng tuyến của dữ liệu nghiên cứu. Các kỹ thuật được sử dụng bao gồm (1) thống kê mô tả các biến nghiên cứu; (2) phân tích ma trận hệ số tương quan và (3) kiểm định mức độ phù hợp mô hình.

Thứ hai, áp dụng phương pháp thống kê OLS được sử dụng để đánh mức độ ảnh hưởng của dòng vốn FDI vào lĩnh vực nông nghiệp đến tăng trưởng nông nghiệp Việt Nam cùng với các biến khác như lãi suất, tỷ giá, xuất khẩu nông sản, lao động ngành nông nghiệp. Đồng thời phân tích các lỗi của mô hình như tự

Bảng 2: Giải thích các biến trong mô hình nghiên cứu

Mã hóa	Tên biến	Giải thích	Kỳ vọng tác động lên biến phụ thuộc	Nguồn dữ liệu
AGt	Tăng trưởng ngành nông nghiệp	Tốc độ tăng trưởng GDP trong lĩnh vực nông nghiệp hàng năm (%)		Tổng cục thống kê
FDI	Nguồn vốn FDI vào ngành nông nghiệp	Tốc độ tăng trưởng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài vào lĩnh vực nông nghiệp hàng năm (%)	+	Cục đầu tư nước ngoài
EXA	Mức độ mở cửa thị trường nông nghiệp	Tốc độ tăng trưởng giá trị xuất khẩu hàng nông sản hàng năm (%)	+	Tổng cục thống kê
LABA	Lao động trong ngành nông nghiệp	Tốc độ tăng trưởng lao động trong lĩnh vực nông nghiệp hàng năm (%)	+	Tổng cục thống kê
EXR	Tỷ giá hối đoái trong nước	Tỷ lệ thay đổi tỷ hối đoái thực trong nước hàng năm (%)	+	Ngân hàng thế giới
CRE	Lãi suất cho vay	Lãi suất cho vay bình quân năm (5)	-	Ngân hàng thế giới
β_{0-6}		Tham số ước lượng		
μ		Sai số		

Nguồn: Tác giả tổng hợp.

tương quan, đa cộng tuyến và phương sai thay đổi.

Thứ ba, từ các kết quả nghiên cứu thu được, tiến hành phân tích và thảo luận, từ đó rút ra các kết luận và một vài hàm ý chính sách.

Khung phân tích tác động của yếu tố FDI đến tăng trưởng ngành nông nghiệp dựa trên việc xem xét tất cả các yếu tố có ý nghĩa và đóng góp giá trị cho tăng trưởng GDP trong ngành nông nghiệp. Dựa trên các nghiên cứu thực nghiệm đã được tổng quan bao gồm Akinmulegun (2018), Adugna (2010), Yiyong & cộng sự (2015), tăng trưởng ngành nông nghiệp Việt Nam được xác định bởi các yếu tố như dòng vốn FDI vào ngành, giá trị xuất khẩu nông sản, lao động hoạt động trong ngành, tỷ giá hối đoái và lãi suất. Nghiên cứu sử dụng bộ dữ liệu thứ cấp dưới dạng chuỗi thời gian hàng năm được thu thập và tổng hợp từ Tổng cục thống kê, Ngân hàng thế giới và Cục đầu tư nước ngoài. Trong đó, kỳ vọng đánh giá được mức độ tác động FDI vào tăng trưởng lĩnh vực nông nghiệp tại Việt Nam, nghiên cứu xem xét mức độ đóng góp của yếu tố này như một yếu tố bổ sung vào tốc độ tăng trưởng của lĩnh vực nông nghiệp. Trong đó biến phụ thuộc tăng

Bảng 3: Kết quả thống kê mô tả các biến trong mô hình

	AG	FDIA	EXA	CRE	LABA	EXR
Trung bình	3,4400	2,1003	7,4383	12,2500	-0,1029	1,5200
Lớn nhất	4,6900	445,8599	32,32201	21,6000	2,5039	10,1900
Nhỏ nhất	1,3600	-73,0855	-8,0663	4,5000	-7,7787	0,5100
Sai số chuẩn	0,9512	149,5955	11,8140	4,1631	2,7678	2,7339
Số quan sát	19	19	19	19	19	19

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu.

tăng trưởng ngành nông nghiệp và các biến độc lập nguồn vốn FDI, tình hình xuất khẩu nông sản, lao động trong ngành nông nghiệp, tỷ giá hối đoái và lãi suất là các biến độc lập được kỳ vọng có mối quan hệ tương quan. Trong đó, phương trình hồi quy ước lượng như sau:

Bảng 4: Kết quả phân tích tương quan

	AG	FDIA	EXA	CRE	LABA	EXR
AG	1					
FDIA	0,47249	1				
EXA	0,63448	0,22448	1			
CRE	0,40764	0,26973	0,64031	1		
LABA	0,51046	0,18044	0,36996	0,516931	1	
EXR	-0,09144	0,21625	0,29244	0,18027	0,18518	1

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu.

$$AG = f(FDIA, EXA, LABA, EXR, CRE)$$

Mô hình được sử dụng trong phân tích được đưa về dạng cụ thể như sau:

$$AG_t = \beta_0 + \beta_1 FDIA + \beta_2 EXA + \beta_3 LABA + \beta_4 EXR + \beta_5 CRE + \mu$$

5. Kết quả nghiên cứu

Kết quả thống kê mô tả (Bảng 3) cho thấy, tăng trưởng GDP nông nghiệp tại Việt Nam trong giai đoạn 2001-2019 đạt 3,44%, trong đó tỷ lệ này cao nhất vào năm 2008 (4,69%) gấp xấp xỉ 3.5 lần so với năm 2016 (1,36%). Tốc độ tăng trưởng vốn FDI vào lĩnh vực nông nghiệp của nước ta trong giai đoạn này đạt mức cao nhất 445,85% vào năm 2002 và mức thấp nhất -73,08% năm 2010.

Bảng 5: Kết quả phân tích hồi quy

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3,874268	0,565071	6,856247	0,0000
FDIA	0,002594	0,000913	2,841553	0,0139
EXA	0,055763	0,014675	3,799843	0,0022
CRE	-0,063898	0,044506	-1,435725	0,1747
LABA	0,137593	0,054971	2,503008	0,0264
EXR	-0,141242	0,050376	-2,803745	0,0149
R-squared	0,759696		Prob(F-statistic)	0,001078
Adjusted R-squared	0,667271		Durbin-Watson stat	1,750959
F-statistic	8,219628			

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu.

Kết quả phân tích tương quan nhằm kiểm tra hiện tượng đa cộng tuyến (Bảng 4) chỉ ra hệ số tương quan giữa các biến đưa vào phân tích trong mô hình cao nhất 0,64031 và đều nhỏ hơn 0,7. Trong đó tồn tại sự tương quan ngược chiều giữa tăng trưởng GDP trong nông nghiệp với tỷ giá hối đoái trong nước.

Nghiên cứu tiến hành phân tích hồi quy theo phương pháp OLS giữa biến phụ thuộc là GDP vào lĩnh vực nông nghiệp và các biến độc lập bao gồm: FDI vào nông nghiệp (FDIA), xuất khẩu sản phẩm nông nghiệp (EXA), lãi suất (CRE), lao động trong lĩnh vực nông nghiệp (LABA) và tỷ giá hối đoái giữa VNĐ/ USD (EXR). Kết quả phân tích hồi quy cho thấy với hệ số R bình phương hiệu chỉnh ở mức 0.6672 có nghĩa là có khoảng 66,72% phương sai tăng trưởng nông nghiệp Việt Nam được giải thích bởi 5 biến độc lập nêu trên, còn lại là các yếu tố khác.

Trong đó, hệ số hồi quy của yếu tố FDI trong nông nghiệp (FDIA) là 0,02259 cho thấy sự tăng lên của một đơn vị FDI đóng góp cho tăng trưởng nông nghiệp 0,02259 đơn vị ở mức ý nghĩa 5%. Điều này thể hiện

Bảng 6: Kết quả kiểm định Breusch-Godfrey, White

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1,425982	Prob. F(2,12)	0,2782
Obs*R-squared	3,648495	Prob. Chi-Square(2)	0,1613

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu.

Bảng 7: Kết quả kiểm định White

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1,177160	Prob. F(14,4)	0,4828
Obs*R-squared	15,28911	Prob. Chi-Square(14)	0,3587
Scaled explained SS	13,65461	Prob. Chi-Square(14)	0,4757

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu.

Bảng 8: Kết quả kiểm định Breusch-Pagan-Godfrey

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0,236666	Prob. F(4,14)	0,9130
Obs*R-squared	1,203385	Prob. Chi-Square(4)	0,8775
Scaled explained SS	1,074736	Prob. Chi-Square(4)	0,8983

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu.

FDI có đóng góp nhưng không đáng kể đối với tăng trưởng nông nghiệp. Kết quả tương tự với kết quả của Kareem & cộng sự (2013), Ajuwoni & Ogwumike (2013). Yếu tố giá trị xuất khẩu nông sản có ảnh hưởng tích cực đến tăng trưởng nông nghiệp (hệ số hồi quy 0,0557 và p đạt $0,002 < 0,05$). Kết quả này có ý nghĩa là giá trị xuất khẩu nông sản tăng lên một đơn vị sẽ làm cho nông nghiệp tăng trưởng 0,0557 đơn vị. Yếu tố lao động trong ngành nông nghiệp có ảnh hưởng tích cực đến tăng trưởng của lĩnh vực này được thể hiện thông qua hệ số hồi quy 0,1375 (p đạt 0,026). Điều này cho thấy lao động trong lĩnh vực nông nghiệp tăng lên một đơn vị đóng góp cho tăng trưởng nông nghiệp 0,1375 đơn vị. Kết quả phân tích hồi quy cũng cho thấy yếu tố lãi suất (CRE) có mức ý nghĩa $> 0,05$, điều này thể hiện mức độ ảnh hưởng của yếu tố này với tăng trưởng nông nghiệp Việt Nam giai đoạn 2001 – 2019 không có ý nghĩa thống kê. Yếu tố tỷ giá hối đoái được xác định là có tác động tiêu cực đến tăng trưởng nông nghiệp, khi yếu tố này tăng lên một đơn vị sẽ làm tăng trưởng nông nghiệp giảm 0,1412 đơn vị.

Hệ số Durbin Watson của mô hình hồi quy (Bảng 6) đạt 1,75 cho thấy không tồn tại hiện tượng tự tương quan trong mô hình. Mặt khác, kết quả kiểm định tự tương quan Breusch-Godfrey cũng cho thấy giá trị F là 1,4259 và giá trị p đạt 0,1613, điều này kết luận mô hình không tồn tại hiện tượng tự tương quan.

Kiểm định Breusch-Pagan-Godfrey đối với phương sai thay đổi cho thấy không có phương sai thay đổi trong mô hình. Giá trị của thống kê F là 0,2366 và giá trị p là 0,8983 lớn hơn mức ý nghĩa 0,05, do đó bác bỏ giả thiết về độ đồng biến ở mức độ tin cậy 95%. Kiểm định White cho mô hình cho thấy thống kê F là 1,4259 và giá trị p là 0,1613 cũng lớn hơn mức ý nghĩa 0,05. Điều này chấp nhận giả định về sự đồng biến trong mô hình và kết luận rằng có phương sai thay đổi.

6. Kết luận và hàm ý chính sách

Nghiên cứu này chủ yếu phân tích tác động của nguồn vốn FDI đối với tăng trưởng nông nghiệp tại Việt Nam trong giai đoạn 2001-2019, đồng thời mô tả xu hướng tăng trưởng của nguồn vốn này trong ngành nông nghiệp trong bối cảnh của các biến số kinh tế vĩ mô khác như tỷ giá hối đoái, lãi suất. Kết quả nghiên cứu cho thấy 66,72% sự thay đổi trong tăng trưởng nông nghiệp có thể được giải thích bởi giá trị FDI vào ngành này và các yếu tố kinh tế vĩ mô khác. Cụ thể, có tồn tại mối quan hệ tác động nhân quả giữa hai yếu tố nhưng không đáng kể, điều này nhấn mạnh tăng trưởng ngành nông nghiệp trong những năm qua được đóng góp bởi một phần nhỏ từ dòng vốn FDI vào ngành, trong khi đó các yếu tố tăng trưởng lao động, tăng trưởng xuất khẩu hàng nông sản đóng góp quan trọng hơn trong tăng trưởng ngành nông nghiệp trong giai đoạn phân tích. Có thể thấy, dòng vốn FDI vào lĩnh vực nông nghiệp chưa thúc đẩy tăng trưởng bền vững cho lĩnh vực này trong giai đoạn 2001-2019. Do đó, để thúc đẩy sự phát triển của ngành nông nghiệp đòi hỏi các nhà quản lý và hoạch định chính sách phải có các giải pháp đồng bộ bao gồm:

Thứ nhất, Chính phủ nên gia tăng các chính sách nhằm khuyến khích và tăng cường thu hút nguồn vốn FDI vào lĩnh vực nông nghiệp nhằm tăng cường vốn đầu tư, đổi mới năng lực công nghệ, tăng quy mô và cải thiện năng suất trong lĩnh vực nông nghiệp Việt Nam. Cần có những chủ trương đúng đắn trong thúc đẩy các hoạt động đầu tư mới, liên doanh hoặc hợp tác giữa các nhà đầu tư trong và ngoài nước trong phát triển nông nghiệp.

Thứ hai, cần tạo dựng các chính sách thương mại xuất khẩu nông sản và thúc đẩy xuất khẩu trong đó chính sách phát triển thị trường đã trở thành vấn đề trọng yếu của nông nghiệp Việt Nam hiện nay. Tăng năng suất, chất lượng phải đi đôi với việc hoạch định cơ cấu thị trường để từng bước xác lập vị thế của từng ngành hàng nông sản Việt Nam trên thị trường toàn cầu và ưu tiên các nguồn lực phát triển.

Thứ ba, để hoàn thành sứ mệnh phát triển nông nghiệp, nông dân Việt Nam, cần cụ thể hóa những yêu cầu của thị trường nông sản thế giới thành những chuẩn mực để nhanh chóng phát triển nông nghiệp nước nhà thành nền nông nghiệp thông minh - công nghệ cao, tập trung phát triển nguồn nhân lực ngành nông nghiệp đủ về số lượng và đảm bảo về chất lượng, hướng tới nông dân có kỹ năng chuyên nghiệp hiệu quả.

Phụ lục: Dữ liệu nghiên cứu

Năm	Tăng trưởng GDP trong nông nghiệp (%)	Giá trị FDI vào nông nghiệp (triệu USD)	Tăng trưởng FDI trong nông nghiệp (%)	Tỷ lệ lạm phát (%)	Lao động trong nông nghiệp (người)	Tốc độ tăng trưởng lao động trong nông nghiệp (%)	Hệ số tự do kinh tế (đơn vị phần trăm)	Lãi suất (%)	Tốc độ tăng trưởng tỷ giá hối đoái (%)	Giá trị xuất khẩu nông sản (triệu USD)	Tốc độ tăng trưởng xuất khẩu nông sản (%)
2001	3,17	31,4	-46,68	0,8	24.481.000	-0.08	44,3	4,5	3,93	4.413,7	4,78
2002	4,19	171,4	445,85	4	24.455.800	-0.10	45,6	10,7	3,77	4.716,1	6,85
2003	3,71	175	2,10	3	24.443.400	-0.05	46,2	11,2	1,51	5.066,9	7,43
2004	4,46	117,6	1,48	9,5	24.430.700	-0.05	46,1	14,5	1,52	5.975,5	17,93
2005	4,19	51,1	-71,22	8,4	24.257.100	-0.71	48,1	15,2	0,71	7.451,4	24,69
2006	3,8	169,4	231,50	6,6	23.563.200	-2.86	50,5	15,8	0,85	9.008	20,89
2007	3,96	58,6	-65,40	12,63	23.931.500	1.56	49,8	15,6	0,7	1.1204,6	24,38
2008	4,69	223,5	281,39	22,97	24.303.400	1.55	50,4	21,6	1,23	1.4218,4	26,89
2009	1,91	134,5	-39,82	6,88	24.605.900	1.24	51	13,5	4,68	1.3071,5	-8,06
2010	2,29	36,2	-73,08	11,75	23.890.300	-2.90	49,8	15,8	9,07	1.6460,3	25,92
2011	4,23	141,5	290,88	18,13	24.488.500	2.50	51,6	18,5	10,19	2.1780,6	32,32
2012	2,92	33,19	-34,14	6,81	24.560.400	0.29	51,3	18,25	1,55	2.2915,6	5,21
2013	2,63	97,67	4,80	6,04	24.569.900	0.03	51	12,25	0,51	2.2651,8	-1,15
2014	3,44	73,98	6,46	4,09	24.484.300	-0.34	50,8	10,25	1,03	2.4990,9	10,32
2015	2,41	258	148,12	0,6	23.135.700	-5.50	51,7	10,15	2,51	2.3676,1	-5,26
2016	1,36	133,5	-48,25	4,74	22.184.300	-4.11	54	10,15	1,15	2.4513,9	3,53
2017	2,9	191,6	43,52	3,53	21.458.700	-3.27	52,4	10,1	2,01	2.7953,3	14,03
2018	3,76	180,6	5,21	3,54	20.419.800	-4.84	53,1	8,91	1,04	2.9174,7	4,36
2019	2,2	104,1	-18,60	2,79	18.831.400	-7.77	55,3	8,5	2,03	2.9680,2	1,73

Nguồn: Tác giả tổng hợp từ Tổng cục Thống kê, Cục đầu tư nước ngoài và World Bank.

Tài liệu tham khảo

- Adamassie, A., & Matambalya, F. (2002), 'Technical efficiency of small and medium scale enterprises: Evidence from a survey of enterprises in Tanzania', *Eastern Africa Social Sciences Research Review*, 18, 1-30.
- Adeyemi, S. (2006), 'The Impact of Foreign Direct Investment on Growth in Developing Countries: An African Experience', *Jönköping International Business School*, Jönköping University, Jönköping, 8(1), 43-51.
- Adugna, T. (2010), 'Structures, Opportunities and Impacts of Foreign Direct Investment in Agricultural Sector in Ethiopia', Thesis doctoral, Ethiopia Civil Service University.
- Ajuwoni, O., & Ogwumike, F. O. (2013), 'Uncertainty and foreign direct investment in Nigeria', *Mediterranean Journal of Social Science*, 4(1), 155-165.
- Akande, O. R., & Biam, C. K. (2011), 'Causal Relations between FDI in Agriculture and Agricultural output in Nigeria', *African Journal of Agricultural Research*, 1693-1699.
- Akinmulegun, S.O. (2018), 'Globalization and agricultural productivity paradigm: The Nigeria perspective', *Archives of Business Research*, 6(1), 94-104.
- Alfaro, L. (2003), 'Foreign Direct Investment and Growth: Does the Sector Matter?', Working Paper, Harvard Business School, Harvard.
- Almfraji, M.A. & Almsafir, M.K. (2014), 'Foreign Direct Investment and Economic Growth Literature Review from 1994 to 2012', *Procedia-Social and Behavioural Sciences*, 129, 206-213.
- Amani, K., Nyange, D.A, Kweka, J.P., & Leyaro. V., (2003), *Trade Policies and Agricultural Trade in the SADC Region: Challenges and Implications*, Report for Food, Agriculture Natural Resources Policy Network. Bank of

Tanzania. Economic Bulletin, Various Issues.

Bộ Nông nghiệp và phát triển nông thôn (2019), *Báo cáo thực trạng thu hút đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) vào lĩnh vực nông nghiệp, nông thôn*.

Cục Đầu tư nước ngoài (2018), *Báo cáo tình hình đầu tư trực tiếp nước ngoài*.

Cục Đầu tư nước ngoài (2019), *Báo cáo tình hình đầu tư trực tiếp nước ngoài*.

Djokoto, J. G. (2011), 'Inward Foreign Direct Investment flows, Growth and Agriculture in Ghana, A Granger causal Analysis', *International Journal of Economics and Finance*, 3(6), 188-197.

FAO (2012), *Trends and Impacts of Foreign Investment in Developing Country Agriculture: Evidence from Case Studies*, Food and Agriculture Organization of the United Nations, Rome, Italy.

FAO (2014), *Impact of Foreign Agricultural Investment on Developing Countries: Evidence from Case Studies*, FAO Commodity and Trade Policy Research Working Paper No. 47.

Görgen, M., Rudloff, B., Simons, J., Üllenberg, A., Väh, S. & Wimmer, L. (2009), 'Foreign Direct Investment in Land in Developing Countries', doctoral dissertation, Deutsche Gesellschaft Technische Zusammenarbeit Germany.

Hoàng Xuân Diễm & Đỗ Thị Thu Thủy (2019), *Investment in Agriculture in Recent Times: The Case of Vietnam*, JETRO.

Kareem, R., Bakare, H., Raheem, K., Ologunla, S., Alawode, O., & Ademoyewa, G. (2013), 'Analysis of Factors Influencing Agricultural Output in Nigeria: Macro-economics Perspectives', *American Journal of Business, Economics and Management*, 1, 9-15.

Oleyede, B.B. (2014), 'Impact of Foreign Direct Investment on Agricultural Development in Nigeria, (1981-2012)', *Kuwait Chapter of Arabian Journal of Business and Management Review*, 3, 14-24.

Rakotoarisoa, M.A. (2011), *A Contribution to the Analysis of the Effects of Foreign Agricultural Investment on the Food Sector and Trade in Sub-Saharan Africa*, Food and Agriculture Organization of the United Nations, Rome, Italy.

Tổng cục Thống kê (2019), *Niên giám thống kê các năm 2019*, NXB Thống kê.

UNCTAD (2012), *Foreign Direct Investment and Development*, UNCTAD series on Issues in International Investment Agreements. Geneva: UNCTAD.

World Trade Organisation (2008), *Trade and Foreign Direct Investment*, Press Release, Press 57, available from https://www.wto.org/english/news_e/pres96_e/pr057_e.htm

Yiyong, C., Gunasekera, D. & Newth, D. (2015), 'Effects of Foreign Direct Investment in African Agriculture', *China Agricultural Economic Review*, 7, 167-184.

TÁC ĐỘNG CỦA HIỆP ĐỊNH ĐỐI TÁC TOÀN DIỆN VÀ TIẾN BỘ XUYỀN THÁI BÌNH DƯƠNG ĐẾN CHUYỂN DỊCH DÒNG VỐN ĐẦU TƯ TRỰC TIẾP NƯỚC NGOÀI VÀO VIỆT NAM

Hà Văn Sự

Trường Đại học Thương mại

Email: hvsdhtm@gmail.com

Nguyễn Thu Thủy

Trường Đại học Thương mại

Email: nttdhtm@yahoo.com

Ngày nhận: 04/3/2021

Ngày nhận bản sửa: 14/4/2021

Ngày duyệt đăng: 10/5/2021

Tóm tắt:

Với những nỗ lực gia nhập một số Hiệp định thương mại tự do thế hệ mới, trong đó đặc biệt phải nói đến là Hiệp định Đối tác Toàn diện và Tiến bộ xuyên Thái Bình Dương (CPTPP) được kỳ vọng sẽ tạo ra làn sóng hội nhập mạnh mẽ đối với Việt Nam trong thời gian tới. Làn sóng này có thể tác động mạnh mẽ không chỉ đến hoạt động xuất, nhập khẩu mà cả đến khả năng thu hút đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) vào Việt Nam. Bài viết đã lựa chọn và sử dụng mô hình kinh tế lượng (Mô hình Knowledge – Capital mở rộng) để dự báo những tác động của Hiệp định CPTPP đến sự chuyển dịch của dòng vốn đầu tư FDI vào Việt Nam, qua đó đề xuất một số khuyến nghị chính sách nhằm thu hút và sử dụng có hiệu quả dòng vốn FDI ở Việt Nam thời gian tới.

Từ khóa: Hiệp định đối tác toàn diện và tiến bộ xuyên Thái Bình Dương, Đầu tư trực tiếp nước ngoài, Hiệp định thương mại tự do.

Mã JEL: F23, M16

Impact of The Comprehensive and Progressive Agreement for Trans-Pacific Partnership on foreign direct investment flows: The case of Vietnam

Abstract:

Accession of free trade agreements can be considered as a milestone marking Vietnam's first step towards integration. The country is now trying to negotiate a number of free trade agreements called "new generation FTAs", in particular, The Comprehensive and Progressive Agreement for Trans-Pacific Partnership (CPTPP), which is expected to constitute the second step for Vietnam towards stronger integration. This integration can have a strong impact not only on import and export activities but also on the ability to attract foreign direct investment (FDI) in Vietnam. This study employs the econometric model to forecast the impact of the CPTPP on the movement of FDI inflows to Vietnam, thereby propose a number of policy recommendations to attract and effectively use FDI inflows in Vietnam in the coming time.

Keywords: The Comprehensive and Progressive Agreement for Trans-Pacific Partnership (CPTPP), foreign direct investment, free trade agreement (FTA).

JEL Codes: F23, M16

1. Giới thiệu

Ngày 8/3/2018, Hiệp định Đối tác toàn diện và tiến bộ xuyên Thái Bình Dương (CPTPP) với 11 quốc gia thành viên đã được ký kết tại Chile. Các thành viên tham gia Hiệp định CPTPP đang chiếm 13,5% GDP toàn cầu và bao trùm thị trường gần 500 triệu dân với tổng kim ngạch trên 10.000 tỷ USD. Dù không có quy mô và mức độ cam kết mở cửa thị trường bằng Hiệp định Đối tác xuyên Thái Bình Dương (TPP) cũ,

song CPTPP cũng đã trở thành một Hiệp định toàn diện, bao trùm nhiều lĩnh vực rộng lớn (gồm cả các vấn đề mở cửa thị trường hàng hóa và dịch vụ, đầu tư và các vấn đề phi thương mại khác). Về bản chất, đây là Hiệp định cao hơn, tiến bộ hơn so với các hiệp định thương mại tự do (FTA) từ trước tới nay và được xem là hiệp định khuôn mẫu của thế kỷ 21.

Thực thi các cam kết CPTPP nói chung và cam kết về đầu tư trong Hiệp định này nói riêng, xét trong bối cảnh quan hệ quốc tế hiện tại và xu hướng vận động của dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) trên thế giới sẽ đưa đến cơ hội thuận lợi cho các thành viên CPTPP thu hút FDI từ các quốc gia, khu vực trong và ngoài CPTPP. Những tác động có thể có của CPTPP đối với việc thu hút FDI của các quốc gia thành viên, trong đó có Việt Nam sẽ đến từ hai khía cạnh: Một là trực tiếp từ các cam kết CPTPP về đầu tư, và hai là từ các triển vọng cộng hưởng mà CPTPP mang lại cho nền kinh tế. Bởi vậy, ngoài lợi ích khá rõ về mở cửa thị trường hàng hóa qua xóa bỏ hàng rào thuế quan và phi thuế quan, CPTPP khi đi vào thực thi cũng được kỳ vọng sẽ tạo ra sự thay đổi đáng kể về dòng vốn đầu tư trên thế giới vào các quốc gia thành viên của CPTPP.

Bài viết này lựa chọn và sử dụng mô hình kinh tế lượng (áp dụng mô hình Knowledge – Capital mở rộng) để nghiên cứu tác động của Hiệp định CPTPP đến sự chuyển dịch của dòng vốn đầu tư FDI vào Việt Nam, qua đó đề xuất những định hướng chính sách nhằm thu hút và sử dụng có hiệu quả dòng vốn FDI ở Việt Nam, đặc biệt là hướng tới ưu tiên thu hút dòng vốn FDI thể hệ mới phục vụ cho mục tiêu thực hiện thành công sự nghiệp nghiệp công nghiệp hóa – hiện đại hóa và phát triển nền kinh tế bền vững.

2. Tổng quan nghiên cứu

Một số mô hình phổ biến đã được sử dụng để nghiên cứu tác động của các hiệp định thương mại tự do (FTAs) đối với sự dịch chuyển dòng vốn FDI vào các nước tham gia hiệp định, mà điển hình có thể kể đến:

- *Mô hình Cân bằng tổng thể*: Các mô hình cân bằng tổng thể (CGE), mô hình dự án phân tích thương mại (GTAP) là công cụ được sử dụng khá rộng rãi để đánh giá tác động của hội nhập kinh tế (Kitwattanachai, 2008). Đặc điểm nổi bật của các mô hình CGE, GTAP là thường được sử dụng để phân tích các tác động của FTAs tiềm năng hoặc FTAs mới được thiết lập (mới có hiệu lực thi hành). Tuy nhiên, điểm hạn chế của dạng mô hình này là yêu cầu bộ dữ liệu lớn, bao gồm tất cả các lĩnh vực trong nền kinh tế. Bên cạnh đó, tính cập nhật của các tham số kỹ thuật của các mô hình cân bằng tổng thể có thể không được đảm bảo. Hai hạn chế này khiến cho sai số của mô hình có thể lớn hơn so với các mô hình kinh tế lượng khác.

- *Mô hình Gravity mở rộng*: Với mô hình Gravity, FDI được xác định là biến phụ thuộc vào GDP của hai quốc gia và khoảng cách địa lý giữa chúng. Để ứng dụng cho việc đánh giá tác động của các FTA đối với dòng vốn FDI, dựa trên điều kiện thực tế, các biến số quan trọng khác (ngoài biến quy mô và khoảng cách) đã được đưa vào mô hình như một sự cải tiến, mở rộng nhằm giải thích tốt hơn sự dịch chuyển của dòng vốn FDI vào các quốc gia khi tham gia các FTA. Việc đưa thêm biến độ mở thương mại (Trade Openness) vào mô hình Gravity nhằm xem xét ảnh hưởng của các FTA đến dòng vốn FDI vào các quốc gia có tham gia các hiệp định trước đó cũng đã được nhiều nhà nghiên cứu thực hiện như Brainard (1993), Blomstrom & Kokko (1997), Stone & Jeon (1999), Lada & Tchorek (2008),... Các kết quả nghiên cứu thực nghiệm đã khẳng định tác động tích cực của độ mở thương mại đối với dòng vốn FDI.

- *Mô hình Knowledge – Capital mở rộng*: Carr & cộng sự (2001) đã đề xuất một mô hình thực nghiệm dựa trên lý thuyết mô hình Knowledge - Capital để đánh giá tác động của các yếu tố đến dòng vốn FDI vào một quốc gia, trong đó dòng vốn FDI phụ thuộc vào quy mô thị trường, chi phí thương mại, chi phí đầu tư và vốn kỹ năng: $FDI = f(GDP, Trade\ cost, Investment\ costs, Skilled\ labor)$. Egger & Pfaffermayr (2004) mở rộng kết quả nghiên cứu của Carr & cộng sự (2001) với việc đưa thêm vào mô hình các biến giả FTA. Các kết quả nghiên cứu cho thấy, quy mô thị trường (quy mô nền kinh tế), các rào cản đầu tư và chi phí thương mại có ảnh hưởng đáng kể đối với dòng vốn FDI.

Ngoài ra, nhiều mô hình thực nghiệm khác cũng đã được thực hiện để mô phỏng tác động của các FTA tới dòng vốn FDI trên cơ sở ước lượng các phương trình trong đó FDI phụ thuộc vào các yếu tố đại diện cho tác động của các FTA. Quỹ tiền tệ quốc tế (2004) đã xây dựng mô hình đánh giá tác động của các RTA (regional trade agreements) đến dòng vốn FDI tại 71 quốc gia đang phát triển trong giai đoạn 1980-1999, theo đó các biến số quan trọng được đưa vào mô hình gồm: Quy mô thị trường/nền kinh tế (GDP); Hiệu ứng tích tụ thông qua lượng vốn FDI trong quá khứ; Độ mở thương mại (Trade Openness); Chi phí lao động (Labor cost); Môi trường đầu tư và một số biến kiểm soát khác. Kết quả nghiên cứu cho thấy cả quy mô thị trường, độ mở thương mại, sự thay đổi trong môi trường đầu tư đều có ảnh hưởng đáng kể đến dòng vốn

FDI tại các quốc gia nghiên cứu. Các kết quả ước lượng của Demirhan & Masca (2008), Iamsiraroj (2016) tiếp tục khẳng định tác động của độ mở thương mại đến dòng vốn FDI.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Lựa chọn mô hình nghiên cứu

Trên cơ sở các mô hình nghiên cứu đã được thực hiện, bài viết kế thừa dạng *Mô hình Knowledge – Capital mở rộng* để đánh giá tác động của các FTA đến dòng vốn FDI. Cụ thể:

- **Biến phụ thuộc** là lượng vốn FDI vào Việt Nam.

- **Các biến giải thích** được đề xuất gồm:

- + *Quy mô thị trường/nền kinh tế và tiềm năng tăng trưởng của nó*: Như đã chỉ ra trong tổng quan các mô hình định lượng, hầu hết các kết quả phân tích định lượng đều tìm thấy tác động tích cực và có ý nghĩa của quy mô thị trường trong nước và tăng trưởng dự kiến của nó đối với nguồn vốn FDI mà một quốc gia nhận được. *Biến số đại diện là GDP và/hoặc tốc độ tăng GDP*. Trong ngữ cảnh của Việt Nam, tốc độ tăng trưởng kinh tế khá cao và tương đối ổn định so với nhiều quốc gia đang phát triển khác cho thấy tiềm năng phát triển của đất nước, được xem là một trong những yếu tố hấp dẫn dòng vốn FDI vào Việt Nam. Việc tham gia các FTA, trong đó có CPTPP có thể có tác động tích cực đối với tăng trưởng kinh tế Việt Nam. Vì vậy, có cơ sở vững chắc để lựa chọn biến số GDP và/hoặc tốc độ tăng GDP để đưa vào mô hình.

- + *Độ mở thương mại*: Tương tự như biến GDP/tốc độ tăng GDP, độ mở thương mại là một trong những biến số quan trọng trong hầu hết các mô hình kinh tế lượng đánh giá tác động của các FTA đến dòng vốn FDI vào một quốc gia. Bản chất của các FTA là các thỏa thuận về thương mại giữa các quốc gia đối tác, với lập luận trong nhiều nghiên cứu thực nghiệm, độ mở thương mại phản ánh mức độ ảnh hưởng của các rào cản thương mại trong các FTA. Độ mở thương mại càng lớn phản ánh các rào cản thương mại càng thấp. Với Việt Nam, thực tế cho thấy, có tới 70% kim ngạch xuất nhập khẩu là từ khu vực FDI. Vì vậy, bài viết đưa biến giải thích độ mở thương mại vào mô hình định lượng với kỳ vọng rào cản thương mại thấp hơn khi tham gia các FTA sẽ là yếu tố gia tăng hấp dẫn đối với dòng vốn FDI vào Việt Nam. Ở đây độ mở thương mại được đo lường bằng tỷ lệ xuất nhập khẩu/GDP.

- + *Môi trường đầu tư*: CPTPP không chỉ có các thỏa thuận về thương mại mà còn có nhiều nội dung về môi trường đầu tư. Vì vậy, nhóm tác giả đề xuất đưa biến số về môi trường đầu tư là một biến giải thích trong mô hình đánh giá tác động của CPTPP đến dòng vốn FDI vào Việt Nam. Jaumotte (2004) cũng đã sử dụng biến này trong mô hình đánh giá tác động của các FTA đến dòng vốn FDI vào các nước đang phát triển. Trong nghiên cứu này, *biến số đại diện* cho môi trường đầu tư là *Chỉ số hạn chế đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDIR)*. Việc sử dụng chỉ số FDIR để phản ánh các quy định pháp lý về đầu tư trực tiếp nước ngoài trong các FTA gần đây được nhiều nghiên cứu áp dụng. Dadkhah và Ciuriak (2017) đã xem xét chỉ số FDIR ở các nước OECD và gợi ý sử dụng chỉ số này để đánh giá tác động của FTA lên dòng vốn FDI. Trong thời gian qua chỉ số FDIR của Việt Nam đã có nhiều cải thiện, với việc đáp ứng các yêu cầu về hoàn thiện thể chế, môi trường đầu tư kinh doanh trong CPTPP, dự kiến chỉ số FDIR của Việt Nam sẽ có sự cải thiện vượt bậc.

- + *Chi phí lao động*: Một phần của FDI ở các nước đang phát triển được thúc đẩy bởi chi phí lao động rẻ. Chi phí lao động được sử dụng trong mô hình nghiên cứu là biến số đại diện cho chi phí đầu tư. Việc đưa biến số chi phí lao động vào mô hình dựa trên cơ sở các đề xuất trong hầu hết các mô hình Knowledge - capital, ngoài ra một số nghiên cứu khác cũng đã sử dụng biến số này làm một biến giải thích trong mô hình đánh giá tác động của FTA tới dòng vốn FDI. Trên thực tế, chi phí lao động thấp là một trong những lợi thế của Việt Nam trong thu hút vốn FDI. Mặc dù lợi thế này đang giảm dần trong bối cảnh Cách mạng công nghiệp 4.0 đang diễn ra trên diện rộng, song vẫn cần xem xét tác động của nó.

- + *Lượng vốn FDI thực tế trong giai đoạn trước*: Đề xuất này dựa trên việc tham khảo các nghiên cứu định lượng như Jaumotte (2004), Thangavelu và Findlay (2011) (trong mô hình Gravity mở rộng), và một số nghiên cứu khác do có sự liên hệ giữa lượng vốn FDI thực tế trong giai đoạn trước với khả năng thu hút vốn FDI trong tương lai thông qua hiệu ứng tích tụ. Với Việt Nam, trong những năm gần đây, có khá nhiều dự án FDI tiếp tục đầu tư mở rộng, đầu tư tăng thêm (tỷ lệ vốn đầu tư tăng thêm chiếm khoảng 20-25% tổng vốn FDI hàng năm), vì vậy, việc đưa biến biến trễ của FDI vào mô hình nghiên cứu được xem là phù hợp.

Như vậy, mô hình đề xuất đánh giá tác động của CPTPP đối với sự dịch chuyển dòng vốn FDI vào Việt Nam sẽ có dạng:

$$FDI = f(GDP_{vn}, \text{Độ mở thương mại}, FDIR, \text{Chi phí lao động}, FDI_{t-i}) \quad (1)$$

Trong đó:

Độ mở thương mại được đo lường bằng tỷ lệ tổng kim ngạch xuất nhập khẩu/GDP, ký hiệu là “Open”;

FDIR: thể hiện mức độ hạn chế FDI trong khung khổ pháp luật của Việt Nam, chỉ số này nhận giá trị từ 0 đến 1 trong đó 0 là không hạn chế, 1 là hoàn toàn hạn chế.

Chi phí lao động sử dụng trong mô hình là chi phí tiền công cho người lao động, ký hiệu là “Wage”;

FDI_{t-i} : là biến trễ i thời kì của biến FDI.

Theo đó, mô hình (1) được viết lại thành (2):

$$FDI = f(GDP_{vn}, \text{Open}, FDIR, \text{Wage}, FDI_{t-i})$$

+ Mô hình đánh giá tác động của việc tham gia Hiệp định CPTPP đối với sự dịch chuyển dòng vốn FDI vào Việt Nam được thiết kế dựa trên nền tảng các mô hình Knowledge – capital mở rộng, Gravity mở rộng và kết quả nghiên cứu thực nghiệm các mô hình kinh tế lượng khác.

+ Khác với các nghiên cứu tham khảo (đánh giá tác động của các FTA đã có hiệu lực thi hành và thời gian để bộc lộ tác động lên dòng vốn FDI vào các quốc gia tham gia), việc đánh giá tác động của CPTPP là đánh giá tác động tiềm năng (do CPTPP mới có hiệu lực từ tháng 1/2019 đối với Việt Nam). Vì vậy, mô hình đề xuất sẽ dự báo khả năng chuyển dịch FDI vào Việt Nam khi CPTPP có hiệu lực thi hành so với phương án cơ sở là giả định Việt Nam không tham gia CPTPP.

+ Các ước lượng dưới dạng logarit.

3.2. Dữ liệu sử dụng

Bộ số liệu sử dụng trong mô hình được thu thập từ các nguồn:

- Các chỉ tiêu của Việt Nam được thu thập trong giai đoạn 1995-2016 từ Tổng cục Thống kê (GSO). Các biến được quy đổi theo giá trị USD.

- Các số liệu của các quốc gia khác được thu thập từ cơ sở dữ liệu của Ngân hàng thế giới (WB), trong đó, các khái niệm các chỉ tiêu theo quốc gia được sử dụng đồng nhất với khái niệm của Tổng cục Thống kê.

- Thuế quan (%): Thuế quan trong mô hình là mức thuế được áp dụng, trung bình đơn giản (không có trọng số của mức áp dụng) có hiệu lực đối với tất cả các sản phẩm thuộc diện chịu thuế tính cho tất cả hàng hoá kinh doanh. Chỉ tiêu này được Ngân hàng Thế giới tính toán thông qua việc sử dụng Hệ thống giải pháp hội nhập thương mại thế giới (WITS) bằng dữ liệu của Hệ thống thông tin và phân tích hoạt động và phát triển thương mại của Tổ chức Liên hợp quốc (TRAITS) và cơ sở dữ liệu Hội nhập (IDB) và tiến trình hợp nhất thuế quan (CTS) của WTO.

- Chi phí tiền công: được xác định là thu nhập bình quân của người lao động, khai thác từ cơ sở dữ liệu ILOSTAT.

- Chỉ số hạn chế đầu tư FDI - FDIR: do OECD tính toán, đo lường, được lấy từ kho dữ liệu của OECD.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Kết quả thực nghiệm

Như đã giới thiệu, mô hình đánh giá tác động của Hiệp định CPTPP đến sự chuyển dịch dòng vốn FDI vào Việt Nam sẽ mô phỏng các tác động tiềm năng của việc tham gia Hiệp định, có nghĩa là mô hình sẽ được sử dụng để dự báo các tác động. Vì vậy, trong quá trình thực hiện ước lượng, bài viết sẽ loại bỏ dần các biến số không có ý nghĩa thống kê trong mô hình (đảm bảo các yêu cầu chặt chẽ đối với một mô hình dự báo). Theo đó, với kết quả thực nghiệm, mô hình cuối cùng đã loại bỏ biến FDIR (do không có ý nghĩa thống kê trong các ước lượng).

Việc không có ý nghĩa thống kê trong các ước lượng đối với biến FDIR có thể giải thích là do: (i) trong nhiều năm qua sự thay đổi về giá trị của biến số FDIR của Việt Nam là khá nhỏ và quá trình thay đổi rất chậm phản ánh các điều kiện pháp lý của Việt Nam đối với đầu tư trực tiếp nước ngoài mặc dù có sự cải thiện nhất định nhưng chưa thực sự rõ rệt; và (ii) Việt Nam đã và đang có nhiều điều kiện thuận lợi trong thu hút FDI - các yếu tố thuận lợi này có thể mạnh hơn, dẫn đến hiệu ứng lấn át các hạn chế về môi trường đầu tư. Điều này khiến cho chỉ số FDIR trong mô hình đề xuất không thể hiện được sức ảnh hưởng đối với dòng vốn FDI vào Việt Nam trong những năm qua. Do đó, để đảm bảo các yêu cầu của dự báo, nghiên cứu

này đã loại bỏ biến FDIR, mặc dù FDIR được kỳ vọng là biến số quan trọng thể hiện ảnh hưởng của CPTPP đối với đầu tư FDI khi Việt Nam đáp ứng với các yêu cầu về hoàn thiện thể chế, môi trường đầu tư trong CPTPP. Điều này gợi ý khả năng tiếp tục xem xét ảnh hưởng của CPTPP với các quy định về đầu tư có thể được thực hiện sau khi Hiệp định được thực thi và có kết quả nhất định trong thực tế.

R-squared = 0.703 cho thấy, các biến lựa chọn có thể giải thích được hơn 70% biến động của dòng vốn FDI vào Việt Nam.

Kết quả hồi quy cho thấy độ mở thương mại có tác động tích cực tới dòng vốn FDI vào Việt Nam (độ

Bảng 1: Kết quả ước lượng mô hình (2)

	Biến phụ thuộc: DLog(FDI)
Log(GDP _{vn(-1)})	-0,039499 (-2,09)**
Log(Open)	0,227548 (2,55)**
DLog(Wage)	-0,708257 (-1,66)*
Log(FDI ₍₋₁₎)	-0,232702 (2,44)**
Dum_07_08	0,420761 (4,45)***
R-squared	0,703116
Adj.R-squared	0,628895

Ghi chú: *, **, *** thể hiện mức độ ý nghĩa thống kê của kiểm định hệ số $\beta=0$ với mức ý nghĩa tương ứng 10%, 5% và 1%; , (.): giá trị T-value.

mở thương mại tăng 1% có thể khiến dòng vốn FDI vào Việt Nam tăng 0,23%). Điều này đưa đến kỳ vọng dòng vốn FDI sẽ có sự dịch chuyển mạnh khi CPTPP có hiệu lực khiến rào cản thương mại giữa Việt Nam với các nước đối tác giảm thấp.

- Với việc loại bỏ biến FDIR khỏi mô hình, biến Open lúc này trở thành biến rất quan trọng trực tiếp truyền dẫn tác động của CPTPP đối với dòng vốn FDI vào Việt Nam. Để dự báo tác động của CPTPP đối với sự dịch chuyển dòng vốn FDI vào Việt Nam thời gian tới, bài viết tiếp tục thực hiện các ước lượng đối với xuất khẩu, nhập khẩu, qua đó dự báo độ mở thương mại dưới ảnh hưởng của CPTPP.

Các mô hình đề xuất để ước lượng xuất khẩu, nhập khẩu như sau:

$$EX = f(\text{Tariffs}, \text{GDP}_{\text{cptpp}}, \text{GDP}_{\text{orther}}, \text{Inf}_{\text{vnm}}, \text{Exc}_{\text{rate}}) \quad (3)$$

$$IM = f(\text{Tariffs}, \text{GDP}_{\text{vnm}}, \text{Inf}_{\text{vnm}}, \text{Exc}_{\text{rate}}) \quad (4)$$

Trong đó:

EX	Kim ngạch xuất khẩu của Việt Nam
IM	Kim ngạch nhập khẩu của Việt Nam
Tariffs	Các mức thuế suất áp dụng
GDP _{cptpp}	GDP các nước thành viên CPTPP
GDP _{orther}	GDP các nước ngoài khối CPTPP
GDP _{vnm}	GDP Việt Nam

Inf_{vnm}	Lạm phát của Việt Nam, đo lường bằng chỉ số CPI
EXC_{rate}	Tỷ giá hối đoái USD/VND

Các ước lượng dưới dạng Logarit.

Giá trị R^2 trong cả 2 ước lượng xuất khẩu và nhập khẩu là khá cao. Hệ số R^2 ở hàm xuất khẩu là 89,8% và ở hàm nhập khẩu là 96,5%; R^2 điều chỉnh tương ứng là 89,7% và 85,8%. Điều này cho thấy rằng các biến được lựa chọn trong hàm xuất nhập khẩu là hợp lý khi giải thích được trên 80% biến động của luồng xuất khẩu hàng hóa của Việt Nam.

Bảng 2: Kết quả hồi quy của mô hình (3)

	Biến phụ thuộc: Log(EX)
Tariffs	-0,053557 (-4,90)***
$\text{Log}(\text{GDP}_{\text{cptpp}})$	6,465606 (17,06)***
$\text{Log}(Inf_{vnm}(-1))$	1,147818 (4,99)***
EXC_{rate}	5,84 (5,03)***
C	-61,65526 (16,10)***
R-squared	0,898228
Adj.R-squared	0,897683

Bảng 3: Kết quả hồi quy của mô hình (4)

	Biến phụ thuộc: Log(IM)
Tariffs	-0,272089 (-19,05)***
$\text{Dlog}(\text{GDP}_{vnm})$	13,92740 (1,94)**
$\text{Dlog}(EXC_{rate})$	-3,639129 (2,16)**
C	5,995648 (14,09)***
R-squared	0,865434
Adj.R-squared	0,858027

Ghi chú: *, **, *** thể hiện mức độ ý nghĩa thống kê của kiểm định hệ số $\beta=0$ với mức ý nghĩa tương ứng 10%, 5% và 1%; , (.): giá trị T-value.

Như vậy, lúc này các rào cản thương mại trong CPTPP được lựa chọn đưa vào mô hình là các rào cản về thuế quan. Đến đây, để đánh giá tác động của CPTPP đến FDI trong thời gian tới, bài viết đã dựa trên việc cắt giảm thuế quan làm tham chiếu xây dựng 2 kịch bản mô phỏng:

- Kịch bản thứ nhất (kịch bản cơ sở) trong đó giả định nền kinh tế diễn biến trong điều kiện không có các thay đổi về thuế quan như trong Hiệp định CPTPP.
- Kịch bản thứ hai (kịch bản tác động khi CPTPP có hiệu lực đối với Việt Nam) - là kịch bản nền kinh tế

diễn biến phản ứng với các điều kiện mới về thuế quan khi CPTPP có hiệu lực đối với Việt Nam từ tháng 1/2019.

4.2. Kết quả mô phỏng đánh giá tác động của CPTPP đối với sự dịch chuyển dòng vốn FDI

4.2.1. Kịch bản thứ nhất (kịch bản cơ sở)

Đây là kịch bản giả định nền kinh tế diễn biến trong điều kiện không có các thay đổi về thuế quan như trong CPTPP. Trong điều kiện phát triển bình thường, nền kinh tế không có khủng hoảng, các biến ngoại sinh được giả định đến năm 2035 như sau:

- Căn cứ mục tiêu kế hoạch phát triển kinh tế - xã hội giai đoạn 2016-2020 và đánh giá của Báo cáo Việt Nam 2035, dự kiến tăng trưởng GDP của Việt Nam trung bình như sau: giai đoạn 2016-2020, tăng trưởng GDP trung bình 6,6%/năm; giai đoạn 2021-2025: tăng trưởng GDP trung bình 6,08%/năm; giai đoạn 2026-2030 là 5,16%/năm; giai đoạn 2031-2035 là 4,92%/năm.

- Tăng trưởng của các nước CPTPP: 1,8% (là giá trị tăng trưởng trung bình giai đoạn 1995 -2017 của các nước CPTPP).

- Tăng trưởng của các nước ngoài CPTPP: 3,2% (là giá trị tăng trưởng trung bình giai đoạn 1995 -2016 của các nước ngoài CPTPP).

- Chỉ số giá tiêu dùng (CPI) của Việt Nam trung bình khoảng 4%/năm.

- Diễn biến tỷ giá USD/VND giai đoạn 1995 - 2017, loại trừ những năm khủng hoảng tỷ giá biến động mạnh (thời kỳ 1998 và 2009-2011), cho thấy tỷ giá USD/VND duy trì ổn định, biến động phổ biến trong khoảng 1% -3%, căn cứ vào định hướng chính sách điều hành tỷ giá USD/VND hiện nay theo tỷ giá trung tâm, điều hành linh hoạt, bám sát diễn biến thị trường, đảm bảo ổn định kinh tế vĩ mô; bên cạnh đó với nguồn lực dự trữ ngoại hối khả quan như hiện nay, giả định đồng USD/VND biến động trong khoảng 1% -2% trong kỳ dự báo.

- Thu nhập của người lao động trong khu vực đầu tư nước ngoài tiếp tục gia tăng và được xác định bằng hàm xu thế.

- Thuế quan: tiếp tục giảm theo xu thế của giai đoạn 2008-2017 cho đến năm 2035.

Ngoài ra, các yếu tố tác động đến dòng vốn FDI được xét đến gồm: *Các điều kiện hỗ trợ:* (i) Nền kinh tế vĩ mô tương đối ổn định, định hướng điều hành chính sách kinh tế vĩ mô hướng tới thúc đẩy tăng trưởng kinh tế tiềm năng dài hạn là cơ sở quan trọng để thu hút vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài. (ii) Môi trường kinh doanh ngày càng được cải thiện, đặc biệt là những đổi mới về Luật đầu tư 2014 đã tạo điều kiện thuận lợi cho các nhà đầu tư nước ngoài. (iii) Kinh tế Việt Nam ngày càng hội nhập sâu rộng, nhiều hiệp định thương mại quan trọng đã được ký kết thời gian qua và chuẩn bị có hiệu lực là yếu tố tác động tốt tới kinh tế và thu hút đầu tư của Việt Nam. Bên cạnh đó, vẫn tồn tại *các yếu tố hạn chế*, bao gồm cả khách quan và chủ quan tác động tới khối lượng và chất lượng dòng vốn FDI tại Việt Nam: Cuộc cách mạng công nghiệp 4.0, các doanh nghiệp hướng tới nâng cao công nghệ tự động hoá trong sản xuất, giảm lao động, nâng cao năng suất trong khi chất lượng lao động của Việt Nam chưa hoàn toàn đáp ứng yêu cầu, lợi thế về lao động giá rẻ không còn là ưu thế của Việt Nam trong thu hút vốn FDI. Môi trường đầu tư và năng lực cạnh tranh của Việt Nam mặc dù đã được cải thiện, nhưng chưa đáp ứng được nhu cầu của các nhà đầu tư nước ngoài: thủ tục hành chính rườm rà, hạ tầng chưa được cải thiện nhiều và công nghiệp phụ trợ yếu kém, nhiều chính sách vẫn đang trong quá trình hoàn thiện, trong khi yêu cầu về chất lượng các dự án FDI ngày càng cao (về công nghệ, giá trị gia tăng cao, đạt tiêu chuẩn về môi trường,...) khiến các nhà đầu tư vẫn dè dặt về môi trường hoạt động lâu dài, sức hấp dẫn của môi trường đầu tư giảm sút.

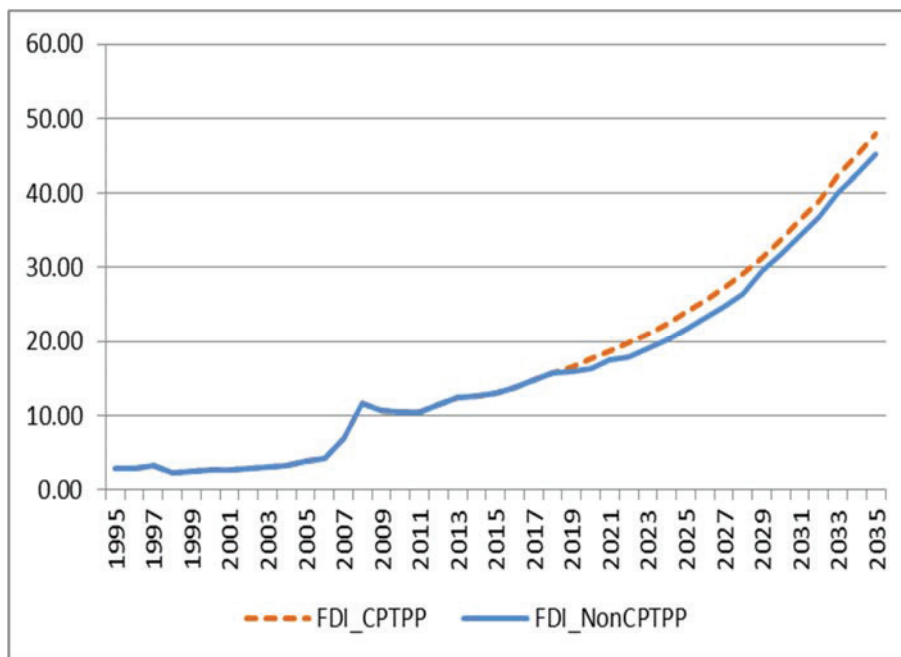
4.2.2. Kịch bản thứ hai (kịch bản tác động khi tham gia CPTPP)

Điểm khác biệt giữa kịch bản 2 và kịch bản 1 nằm ở các giả định về thuế quan. Khi CPTPP chính thức có hiệu lực, thuế quan sẽ được điều chỉnh theo lộ trình được cam kết, cụ thể 65,8% số dòng thuế có thuế suất 0% ngay khi Hiệp định có hiệu lực; 86,5% số dòng thuế có thuế suất 0% vào năm thứ 4 kể từ khi Hiệp định có hiệu lực; 97,8% số dòng thuế có thuế suất 0% vào năm thứ 11 kể từ khi Hiệp định có hiệu lực; và các mặt hàng còn lại cam kết xóa bỏ thuế nhập khẩu với lộ trình xóa bỏ thuế tối đa vào năm thứ 16 hoặc theo hạn ngạch thuế quan. Nghiên cứu áp dụng các giả định và kết quả tính toán mức thuế quan của Việt Nam và các nước đối tác thành viên CPTPP từ các nghiên cứu đã có của Peter A. Petri, Michael G. Plummer (2016) và báo cáo của World Bank (2018) để điều chỉnh mức thuế quan áp dụng khi thực hiện cam kết CPTPP.

Với giả định lộ trình cắt giảm thuế quan diễn ra như cam kết trong hiệp định CPTPP, kết quả đánh giá định lượng tác động của CPTPP cho thấy, CPTPP có tác động tích cực đến dòng vốn FDI vào Việt Nam, khiến dòng vốn này tăng nhanh hơn so với giả định Việt Nam không tham gia CPTPP (Hình 1).

Trong đó, CPTPP có thể làm tốc độ tăng FDI vào Việt Nam cao hơn từ 2%-2,4%/năm so với kịch bản cơ sở. Tuy nhiên, mức độ tác động có sự thay đổi theo thời gian. Trong giai đoạn 2019-2025, dòng vốn FDI có xu hướng tăng nhanh hơn so với giai đoạn sau đó 2026-2035. Điều này cho thấy, CPTPP có tác động nhanh

Hình 1. FDI vào Việt Nam theo hai kịch bản

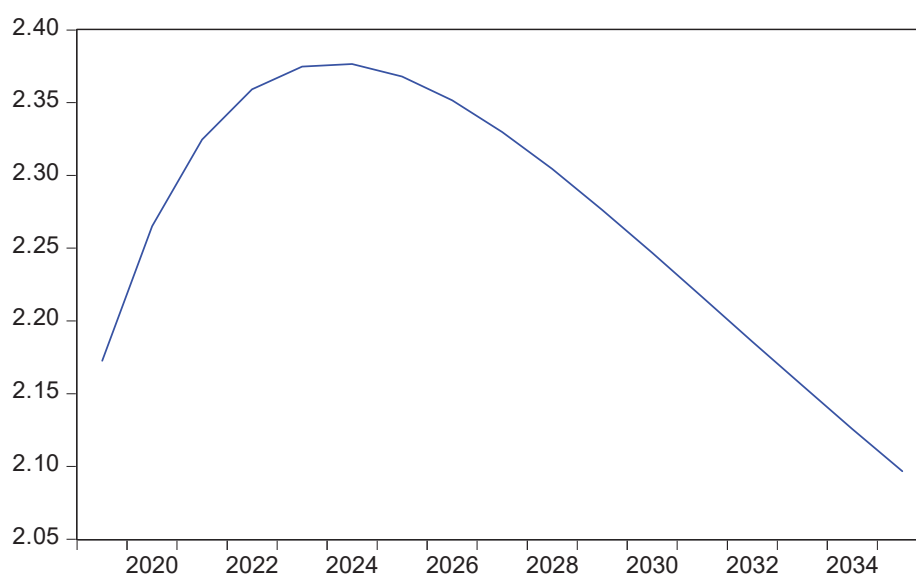


Đơn vị: Tỷ USD

Nguồn: Tính toán mô phỏng của nhóm nghiên cứu.

Hình 2. Kết quả mô phỏng tác động CPTPP đến tốc độ tăng vốn FDI vào Việt Nam

FDI_CPTPP_PLUS



Đơn vị: điểm % tăng so với kịch bản cơ sở

Nguồn: Tính toán mô phỏng của nhóm nghiên cứu.

và mạnh hơn trong khoảng 6 năm đầu (2019-2025) (với độ dốc đường tác động lớn hơn) khi Hiệp định chính thức bắt đầu có hiệu lực đối với Việt Nam, sau đó tác động giảm dần ở các năm tiếp theo (đường tác độ đi xuống với độ dốc nhỏ hơn) (Xem hình 2).

5. Kết luận và khuyến nghị chính sách

Với kết quả thu được qua việc sử dụng mô hình định lượng trên, một số kết luận rút ra như sau:

Thứ nhất, kết quả định lượng đo lường tác động của việc tham gia Hiệp định CPTPP cho thấy, CPTPP có ảnh hưởng tích cực đến khả năng thu hút FDI, với dòng vốn FDI vào Việt Nam tăng nhanh hơn so với giả định không tham gia Hiệp định. Kết quả này đồng nhất với kết luận của nhiều cứu đánh giá tác động của các FTA đối với dòng vốn FDI vào một quốc gia. Tuy nhiên, Hiệp định CPTPP có tác động mạnh mẽ nhất trong khoảng 6 năm đầu khi Hiệp định chính thức có hiệu lực với Việt Nam, với khả năng làm tăng tốc độ thu hút vốn FDI (so với kịch bản cơ sở) cao nhất (2,4%) vào khoảng năm 2024-2025, sau đó giảm dần mức độ ảnh hưởng.

Dòng vốn FDI vào Việt Nam có phần chững lại từ sau năm 2026 có thể lý giải từ thực tế là do vẫn tồn tại những yếu tố tiêu cực (bao gồm cả khách quan và chủ quan) tác động tới khối lượng và chất lượng dòng vốn FDI tại Việt Nam ở giai đoạn này. Cụ thể, i) Do tác động của cuộc cách mạng công nghiệp 4.0, các doanh nghiệp hướng tới nâng cao công nghệ tự động hoá trong sản xuất, giảm lao động, nâng cao năng suất trong khi chất lượng lao động của Việt Nam chưa hoàn toàn đáp ứng yêu cầu, lợi thế về lao động giá rẻ không còn là ưu thế của Việt Nam trong thu hút vốn FDI. ii) Môi trường đầu tư và năng lực cạnh tranh của Việt Nam mặc dù đã được cải thiện, nhưng chưa đáp ứng được nhu cầu của các nhà đầu tư nước ngoài: Thủ tục hành chính rườm rà, hạ tầng chưa được cải thiện nhiều và công nghiệp phụ trợ yếu kém, nhiều chính sách vẫn đang trong quá trình hoàn thiện, trong khi yêu cầu về chất lượng các dự án FDI ngày càng cao (về công nghệ, giá trị gia tăng cao, đạt tiêu chuẩn về môi trường...).

Thứ hai, với mô hình đánh giá ảnh hưởng của CPTPP trong nghiên cứu cho thấy, tác động dẫn truyền của CPTPP phần lớn từ lợi thế thương mại (như đã nêu trong kết luận lựa chọn mô hình). Cụ thể là từ việc giảm thuế quan, do đó có thể nói mức tăng nhanh hơn (từ 2-2,4%/năm) của dòng FDI vào Việt Nam chủ yếu là từ các nhà đầu tư nước ngoài khai thác các lợi thế thương mại giữa Việt Nam và các đối tác CPTPP (về thị trường và thuế quan).

Thứ ba, việc loại bỏ biến FDIR - chỉ số hạn chế đầu tư trực tiếp nước ngoài (do không có ý nghĩa thống kê trong các ước lượng) khiến cho mô hình không thể hiện được sự ảnh hưởng của các thay đổi về môi trường đầu tư đối với dòng vốn FDI (sự thay đổi được kỳ vọng là khá lớn) khi Việt Nam phải đáp ứng các yêu cầu hoàn thiện thể chế, môi trường đầu tư trong CPTPP. Đây là một điểm hạn chế của mô hình. Với các điều kiện tốt hơn về môi trường đầu tư trong CPTPP, dòng vốn FDI vào Việt Nam có thể sẽ lớn hơn. Điều này gợi ý khả năng xem xét ảnh hưởng của CPTPP với các quy định về đầu tư cần được thực hiện sau khi hiệp định thực thi và có kết quả nhất định trong thực tế nhằm kiểm chứng, khẳng định lại các phân tích, đánh giá của nghiên cứu.

Ngoài ra, kết quả đánh giá còn có một số hạn chế như: do sự phức tạp của dự báo nên một số giả định ngoại sinh đã được giữ cố định, như nhau trong cả 2 kịch bản, trong đó có giả định đối tốc độ tăng trưởng GDP giai đoạn 2019-2035. Điều này vô hình trung đã loại bỏ các tác động của việc tham gia CPTPP đối với nền kinh tế Việt Nam theo các kênh khác, qua đó tác động đến dòng vốn FDI (nhiều nghiên cứu, đánh giá cho rằng, nền kinh tế Việt Nam được hưởng lợi từ việc tham gia hiệp định với tốc độ tăng GDP lớn hơn so với việc không tham gia CPTPP). Tuy nhiên, điều này có thể chỉ ảnh hưởng về độ lớn của tác động, không ảnh hưởng đến xu hướng tác động như đã chỉ ra trong nghiên cứu.

Như vậy, sau hơn 30 năm với chủ trương “mở cửa” nền kinh tế, Việt Nam đã thu hút được đáng kể dòng vốn đầu tư FDI, tạo lập các hạ tầng cơ sở quan trọng cho tăng trưởng và phát triển kinh tế - xã hội, hỗ trợ hàng triệu việc làm. Tuy nhiên, theo nghiên cứu của Ha (2019) thì thu hút và quản lý FDI của Việt Nam đến nay cũng đã bộc lộ nhiều hạn chế cần khắc phục. Cụ thể: i) Các dự án công nghệ cao và mang lại nhiều giá trị gia tăng mới chỉ chiếm một tỷ lệ nhỏ trong đầu tư FDI và chưa thu hút được công nghệ nguồn; ii) Chưa đạt được đột phá trong xúc tiến và sử dụng FDI, thậm chí khi so sánh với các quốc gia ASEAN khác; iii) Hiệu ứng lan toả từ khu vực FDI sang các doanh nghiệp trong nước vẫn còn hạn chế; iv) Do chuẩn bị và lập kế hoạch chưa đầy đủ, khu vực FDI có thể có hiệu ứng “chèn lấn” đối với doanh nghiệp trong nước. Từ những kết quả nghiên cứu đã nói ở trên và từ thực trạng đầu tư FDI vào Việt Nam hiện nay, nhóm nghiên cứu đưa

ra một số khuyến nghị về chính sách thu hút dòng vốn FDI vào Việt Nam thời gian tới như sau:

Một là, chuyển mạnh thu hút đầu tư nước ngoài từ chạy theo số lượng sang chọn lọc các dự án có chất lượng, công nghệ cao, thân thiện với môi trường và phù hợp với định hướng tái cấu trúc nền kinh tế của từng vùng, từng ngành và quốc gia đầu tư.

Hai là, chú trọng thu hút các dự án quy mô lớn, sản phẩm cạnh tranh cao, tham gia vào chuỗi giá trị toàn cầu của các MNCs; ưu tiên dự án công nghiệp phụ trợ, công nghệ cao, dịch vụ hiện đại.

Ba là, quy hoạch thu hút vốn hoặc FDI theo ngành, lĩnh vực, đối tác phù hợp với lợi thế của từng vùng để phát huy hiệu quả đầu tư của từng địa phương, từng vùng và phù hợp với tổng thể lợi ích quốc gia.

Bốn là, chuyển dần thu hút vốn hoặc FDI với lợi thế nhân công giá rẻ sang cạnh tranh bằng nguồn lực chất lượng cao.

Năm là, tiếp tục nghiên cứu, chọn lọc tiếp nhận dòng vốn đầu tư FDI có giá trị gia tăng thấp nhằm khai thác những nguồn lực hiện tại, đặc biệt là lực lượng lao động đang ở trình độ thấp chiếm tỷ lệ cao.

Sáu là, khai thác tối đa các khía cạnh cơ hội đến từ các cam kết của các FTA thế mới, trong đó có Hiệp định CPTPP. Đặc biệt, ưu tiên các dự án đầu tư đến từ các quốc gia phát triển, có công nghệ nguồn (như: Mỹ, EU, Nhật Bản...), có tiềm năng cung cấp nguồn vốn FDI quy mô lớn, đáp ứng phù hợp với nhu cầu chiến lược thu hút đầu tư của Việt Nam.

Tài liệu tham khảo

- Blomstrom, A. & Kokko, A. (1997), *How foreign investment affects host countries*, Policy Research Working Paper No. 1745, World Bank.
- Brainard, S.L. (1993), *A Simple Theory of Multinational Corporations and Trade with a Trade-Off Between Proximity and Concentration*, NBER Working paper No. 4269, National Bureau of Economic Research.
- Carr, D.L., Markusen, J.R. & Maskus, K.E. (2001), 'Estimating the knowledge-capital model of the multinational enterprise', *The American Economic Review*, 91(3), 693-708.
- Dadkhah, A. & Ciuriak, D. (2017), 'Evaluating the Impact of FTAs on FDI: A Text-Based Approach', Paper prepared for the conference "Is a Multilateral Investment Treaty Needed?", World Trade Institute, Bern, 19 June 2017.
- Demirhan, E. & Masca, M. (2008), 'Determinants of foreign direct investment flows to developing countries: a cross-sectional analysis', *Prague Economic Papers*, Prague University of Economics and Business, 2008(4), 356-369.
- Egger, P. & Pfaffermayr, M. (2004), 'The impact of bilateral investment treaties on foreign direct investment', *Journal of Comparative Economics*, 32(4), 788-804.
- Jaumotte, F. (2004), *Foreign Direct Investment and Regional Trade Agreements: The Market Size Effect Revisited*, IMF Working paper, WP/04/206.
- Ha, V.S. (2019), 'Nghiên cứu sự chuyển dịch vốn đầu tư vào Việt Nam từ các nước tham gia Hiệp định đối tác kinh tế xuyên Thái Bình Dương (TPP)', Đề tài khoa học cấp Bộ, Mã số B2017-TMA11.
- Iamsiraroj, S. (2016), 'The foreign direct investment-economic growth nexus', *International Review of Economics & Finance*, 42(C), 116-133.
- Kitwiwattanachai, A. (2008), 'Quantitative impacts of alternative East Asia free trade areas: a CGE assessment', PhD thesis, University of Nottingham.
- Lada, K. & Tchorek, G. (2008), *Przepływy bezpośrednich inwestycji zagranicznych a utworzenie strefy euro*, retrieved on March 14th, 2021, from <www.nbpnews.pl/r/nbpnews/Pliki_PDF/NBP/Publikacje/analizyczne/LadaP.pdf>.
- Stone, S.F. & Jeon, B.N. (1999), 'Gravity-model specification for foreign direct investment: A case of the Asia-Pacific economies', *Journal of Business and Economic Studies*, 5, 33-42.
- Thangavelu, S.M. & Findlay, C. (2011), 'The Impact of Free Trade Agreements on Foreign Direct Investment in the Asia-Pacific Region', in "ASEAN+1 FTAs and Global Value Chains in East Asia - ERIA Research Project Report 2010-29", Jakarta: ERIA, 112-131.

TÁC ĐỘNG CỦA CÔNG NGHỆ ĐẾN CHUYỂN DỊCH CƠ CẤU LAO ĐỘNG TRONG CÁC DOANH NGHIỆP NGÀNH CÔNG NGHIỆP CHẾ BIẾN CHẾ TẠO VIỆT NAM

Vũ Thành Hưởng

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: huongvt@neu.edu.vn

Lê Phương Thảo

Trường Đại học Thủy lợi

Email: thaolp@tlu.edu.vn

Ngày nhận: 25/01/2021

Ngày nhận bản sửa: 02/4/2021

Ngày duyệt đăng: 15/5/2021

Tóm tắt:

Nghiên cứu này nhằm chỉ ra tác động của công nghệ đến chuyển dịch cơ cấu lao động ngành công nghiệp chế biến chế tạo Việt Nam giai đoạn 2012-2018. Bộ dữ liệu bảng được tích hợp từ bộ dữ liệu điều tra doanh nghiệp hàng năm và bộ dữ liệu sử dụng công nghệ của doanh nghiệp của Tổng cục Thống kê được sử dụng. Do tính động của chuyển dịch cơ cấu lao động hiện tại có thể bị ảnh hưởng bởi chuyển dịch cơ cấu lao động trong quá khứ, nghiên cứu đã chỉ định mô hình hồi quy với phương pháp ước lượng GMM để đánh giá tác động của yếu tố công nghệ đến chuyển dịch cơ cấu lao động. Chỉ số Lilien được sử dụng để đo lường chuyển dịch cơ cấu lao động. Kết quả cho thấy yếu tố công nghệ bao gồm giá trị mua công nghệ, hoạt động nghiên cứu và phát triển (R&D) có ảnh hưởng tích cực đến chuyển dịch cơ cấu lao động. Bên cạnh đó, nghiên cứu cũng chỉ ra việc mua công nghệ từ đâu sẽ có những tác động trái chiều tới quá trình chuyển dịch cơ cấu lao động. Hơn nữa, nghiên cứu chỉ ra tác động của yếu tố công nghệ đến chuyển dịch ở các nhóm doanh nghiệp sử dụng công nghệ thấp hoặc công nghệ cao là khác nhau.

Từ khóa: Mua công nghệ, hoạt động R&D, chỉ số Lilien, chuyển dịch cơ cấu lao động

Mã JEL: M10, L64, O15

Impact of technology on structural change of labor in manufacturing industry of Vietnam

Abstract:

This study aims at pointing out the impact of technology on structural change of labor in manufacturing industry of Vietnam. Empirical analysis is implemented by using a panel dataset carefully integrated from the annual enterprise census data from 2012 to 2018 and the enterprise statistic of technology data from 2012 to 2018 of the Vietnam General Statistics Office. The paper tested the endogeneity in the model, overcame the defects of the model and selected the fixed effect model to assess the impact of external technology acquisition, research and development activities, absorb ability of technology and the role of FDI firms with the above technology problems on labor transformation. Lilien index is used to measure the level of structural change of labor in manufacturing Industry of Vietnam. The results show that technology factors including purchasing technology and R&D activities had a positive effect on Lilien index. In addition, this study shows where the purchase of technology has an opposite effect on the labor transformation and this impact is different among firms employing high and low technology.

Keywords: Acquisition technology, Lilien index, R&D activities, structural change of labor, technology

JEL Codes: M10, L64, O15

1. Giới thiệu

Cuộc cách mạng khoa học công nghệ hiện đại diễn ra trong bối cảnh toàn cầu hóa và hội nhập quốc tế đã và đang tạo ra cơ hội thuận lợi cho các nước đang phát triển có thể rút ngắn khoảng cách về kinh tế so với các nước phát triển. Vì vậy, trong bối cảnh hiện nay của Việt Nam, mô hình tăng trưởng chủ yếu dựa vào gia tăng vốn đầu tư, sử dụng nguồn lao động giá rẻ và nguồn tài nguyên thiên nhiên không tái tạo đã không còn phù hợp. Việt Nam cần phải tìm kiếm mô hình tăng trưởng mới tất yếu dựa vào khoa học công nghệ, nguồn nhân lực chất lượng cao và phát triển tri thức. Trong đó, yếu tố công nghệ sử dụng trong quá trình sản xuất sẽ tác động tới năng suất lao động, từ đó kéo theo sự dịch chuyển lao động từ khu vực này tới khu vực khác.

Về công nghệ, các lựa chọn khác nhau có thể được phân loại theo mức độ quan trọng và mức độ ảnh hưởng của các khoản đầu tư công nghệ vào doanh nghiệp. Các doanh nghiệp có thể tiếp cận công nghệ không chỉ từ các nguồn nội bộ thông qua các hoạt động R&D mà còn từ các nguồn bên ngoài thông qua chuyển giao công nghệ, các thỏa thuận cấp phép kỹ thuật hoặc nhập khẩu tư liệu sản xuất (Tambunan, 2009). Tuy nhiên, các doanh nghiệp không thể đủ khả năng để phát triển hoặc tạo ra tất cả các công nghệ chiến lược cần thiết thông qua các hoạt động R&D nội bộ do rủi ro cao, chi phí cao và thời gian hạn chế (Cho & Yu, 2000; Whangthomkum & cộng sự, 2006). Trong khi đó, mua công nghệ bên ngoài là mua công nghệ của các doanh nghiệp trong nước, các trường đại học hoặc các doanh nghiệp nước ngoài. Điều này không chỉ giúp các doanh nghiệp tránh phải chịu các chi phí và rủi ro liên quan đến phát triển trong nước (Jones & Jain, 2002), mà còn giải quyết các yêu cầu của khách hàng về các dịch vụ kịp thời và tốt hơn, nhằm nâng cao tính phức tạp của sản phẩm và duy trì lợi thế cạnh tranh trong điều kiện cạnh tranh gia tăng áp lực hơn nữa (Jagoda & cộng sự, 2010).

Trên thực tế, nhiều công ty lựa chọn mua lại công nghệ bên ngoài để cập nhật và mở rộng cơ sở kiến thức công nghệ, chọn một chiến lược mua công nghệ chính để đảm bảo rằng chi phí có thể tồn tại và phát triển. Tuy nhiên, câu hỏi đặt ra là các doanh nghiệp có khả năng vừa mua công nghệ bên ngoài vừa triển khai các hoạt động R&D hay không?

Với các vấn đề nêu trên, việc nghiên cứu tác động của công nghệ đến chuyển dịch cơ cấu lao động (CDCCLĐ) là thật sự cần thiết, đặc biệt đối với ngành công nghiệp chế biến chế tạo (CNCBCT) Việt Nam là ngành thu hút được nhiều lao động nhất với lợi thế nhân công giá rẻ. Tuy nhiên, do quá trình ứng dụng công nghệ vào trong sản xuất sẽ làm cho ngành này có thể quay trở lại với các nước phát triển. Kết quả là sự biến động khó lường trong lực lượng lao động của ngành. Vì vậy, nghiên cứu này sẽ phân tích vai trò của công nghệ đối với quá trình chuyển dịch cơ cấu lao động trong ngành công nghiệp chế biến chế tạo của Việt Nam.

2. Tổng quan nghiên cứu

2.1. *Mối quan hệ giữa công nghệ với hiệu quả doanh nghiệp*

Nghiên cứu về công nghệ và vai trò của nó tác động đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp đã được đề cập rất nhiều.

Một số nghiên cứu cho rằng công nghệ có tác động tích cực đến hoạt động của doanh nghiệp. Ví dụ nghiên cứu của Zahra (1996) chỉ ra việc mua công nghệ bên ngoài có liên quan tích cực tới hiệu quả của doanh nghiệp. Ngoài ra, nghiên cứu của Jae-Seung Han & Sang-Yong Tom Lee (2012) điều tra tác động tích cực của mua công nghệ bên ngoài đối với giá trị thị trường của các công ty.

Ngược lại, có những nghiên cứu lại cho rằng việc mua công nghệ bên ngoài có tác động tiêu cực đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Cụ thể, nghiên cứu của Jones & cộng sự (2001) đưa ra kết quả mua công nghệ có tác động tiêu cực đến phát triển sản phẩm, thị trường và tài chính của doanh nghiệp, nhưng các nguồn lực trong nội bộ doanh nghiệp có tác động bổ sung cho hoạt động mua công nghệ, từ đó tăng hiệu suất sản phẩm của doanh nghiệp.

Nghiên cứu của Ki H.Kang & cộng sự (2015) lại cho rằng mua công nghệ có mối quan hệ hình chữ U ngược với hiệu suất đổi mới công nghệ và điều đó không bổ sung cho hoạt động R&D nội bộ. Trong khi đó, nghiên cứu của Williamson (1985) chỉ ra vai trò của mua công nghệ bên ngoài tới hoạt động đổi mới và hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp cho dù có thể là tác động tích cực hay tiêu cực, và việc mua công nghệ đó cũng có thể là tác động bổ sung hoặc thay thế cho hoạt động R&D nội bộ doanh nghiệp.

Như vậy, phần này cho thấy các yếu tố cấu thành công nghệ, bao gồm việc mua công nghệ bên ngoài hoặc các sản phẩm từ hoạt động R&D. Hơn nữa, mua công nghệ và hoạt động R&D có thể có tác động bổ sung

hoặc thay thế cho nhau, từ đó làm tăng hoặc giảm hiệu quả tác động của công nghệ tới kết quả hoạt động của doanh nghiệp.

2.2. Vai trò của công nghệ tới chuyển dịch cơ cấu lao động theo ngành

Nghiên cứu cụ thể về vai trò của công nghệ tới xu hướng chuyển dịch cơ cấu lao động theo ngành cũng có nhiều nhà khoa học quan tâm.

Tiếp cận dưới khía cạnh cầu, nhiều công trình nghiên cứu cho rằng chính yếu tố khoa học công nghệ đã tác động trực tiếp tới nhu cầu lao động, kéo theo sự dịch chuyển lao động giữa các ngành của nền kinh tế. Nghiên cứu của Fabricant (1942) cho thấy: chuyển dịch cơ cấu lao động là một trong những nguyên nhân dẫn tới thay đổi cơ cấu và thay đổi năng suất lao động của ngành cũng như tổng thể nền kinh tế. Điều này được lý giải là do sự xuất hiện của các ngành, lĩnh vực mới hay cải tiến và đổi mới công nghệ của doanh nghiệp sẽ tạo việc làm mới và hấp thụ một phần lao động bị giảm đi trong các ngành, lĩnh vực cũ. Fourastie (1949) cho rằng chính tiến bộ công nghệ tác động trực tiếp tới yêu cầu về người lao động và thu nhập thực tế bình quân đầu người. (tham khảo Kruger, J., 2008). Các ngành có tốc độ tăng năng suất và tiến bộ công nghệ cao sẽ thu hút nhiều lao động hơn các ngành có công nghệ và tốc độ tăng năng suất thấp.

Ngoài ra, nghiên cứu của Charles & cộng sự (2013) và Jaimovich & Siu (2012) bổ sung thêm rằng tiến bộ công nghệ đã làm sụt giảm liên tục các công việc trong ngành sản xuất và dẫn tới một số ngành biến mất khỏi thị trường lao động.

Ở Việt Nam, gần đây có một số nghiên cứu điển hình với mục tiêu đánh giá các yếu tố tác động đến chuyển dịch cơ cấu lao động như nghiên cứu của Vu Thi Thu Huong (2017) và Phí Thị Hằng (2014). Tác giả đầu tiên đã sử dụng bộ dữ liệu điều tra doanh nghiệp để ước lượng mô hình đánh giá các yếu tố tác động đến chuyển dịch cơ cấu lao động trong nội ngành ngành công nghiệp chế biến chế tạo, tuy nhiên, chưa đánh giá tới vai trò của yếu tố công nghệ. Nghiên cứu thứ hai chỉ dựa vào phân tích nghiên cứu tổng quan và thực trạng trên địa bàn nghiên cứu từ đó chỉ ra các yếu tố tác động đến xu hướng chuyển dịch cơ cấu lao động bao gồm: tốc độ tăng trưởng kinh tế, sự dịch chuyển cơ cấu kinh tế, năng suất lao động, trình độ chuyên môn kỹ thuật, yếu tố dân số và yếu tố hội nhập quốc tế.

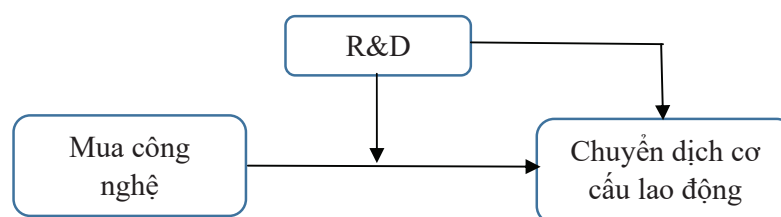
Hầu hết các nghiên cứu đều chỉ ra tác động của yếu tố công nghệ sẽ làm dịch chuyển lao động theo hướng từ ngành nông nghiệp sang công nghiệp và dịch vụ; chuyển dịch từ ngành nông nghiệp, công nghiệp sang ngành dịch vụ ở giai đoạn phát triển cao hơn hay từ ngành công nghệ thấp sang công nghệ cao. Tuy nhiên, cơ chế dẫn tới quá trình chuyển dịch này lại được tiếp cận không giống nhau. Cụ thể, yếu tố công nghệ có thể làm xuất hiện các ngành lĩnh vực mới hay công nghệ giúp mở rộng quy mô sản xuất làm tăng nhu cầu lao động sẽ dẫn tới xu hướng chuyển dịch lao động sang các ngành này. Mặc dù có rất nhiều nghiên cứu, nhưng kiến thức về tác động của công nghệ đối với chuyển dịch cơ cấu lao động vẫn còn khan hiếm.

Khác với các nghiên cứu trước, khi sử dụng yếu tố công nghệ, nghiên cứu sẽ tập trung vào nhiều khía cạnh của công nghệ như tiếp thu công nghệ bên ngoài hoặc công nghệ thu được từ hoạt động R&D nội bộ. Nếu quyết định theo phương án đầu tiên, doanh nghiệp nên mua công nghệ ở đâu (trong nước hay nước ngoài, trường đại học, viện, trung tâm nghiên cứu)? Những vấn đề này khác nhau đối với từng quốc gia và đối với từng thời kỳ phát triển. Do đó, cần có những nghiên cứu sâu hơn về tác động của công nghệ đến sự chuyển dịch cơ cấu lao động ở Việt Nam.

3. Khung lý thuyết và phương pháp nghiên cứu

3.1. Khung lý thuyết

Hình 1: Khung lý thuyết



Nguồn: Tổng hợp của tác giả.

Nghiên cứu này đánh giá vai trò của công nghệ đối với chuyển dịch cơ cấu lao động trong ngành công nghiệp chế biến chế tạo Việt Nam với khung lý thuyết như sau như trong Hình 1.

Mô hình trên cho thấy chuyển dịch cơ cấu lao động bị ảnh hưởng bởi việc mua công nghệ và hoạt động nghiên cứu phát triển R&D của doanh nghiệp. Hơn nữa, biến R&D là một biến kiểm soát trong mối quan hệ giữa biến mua công nghệ và chuyển dịch cơ cấu lao động.

Các phần tiếp theo trình bày lý thuyết về công nghệ, các nhân tố ảnh hưởng đến khả năng hấp thụ công nghệ của doanh nghiệp và các phương pháp đo lường công nghệ và chuyển dịch cơ cấu lao động.

3.1.1. Lý thuyết về công nghệ và các nhân tố ảnh hưởng đến khả năng hấp thụ công nghệ của doanh nghiệp

Đổi mới công nghệ từ lâu đã nhận được sự quan tâm của nhiều nhà kinh tế với các hướng tiếp cận khác nhau.

Các nghiên cứu đã chỉ ra các yếu tố tác động đến khả năng tiếp nhận công nghệ của doanh nghiệp như những ưu đãi về kinh tế khi áp dụng công nghệ mới, quy mô doanh nghiệp, hoạt động R&D, thị phần và cấu trúc của thị trường, loại hình sở hữu của doanh nghiệp (Griliches, 1957). Ngoài ra, có một số yếu tố làm cản trở khả năng tiếp cận công nghệ mới của doanh nghiệp như khó khăn về hoạt động tài chính hoặc rào cản nhập khẩu.

Bên cạnh đó, Watanabe & cộng sự (2001) cho rằng đánh giá tác động của yếu tố công nghệ có thể bị ảnh hưởng bởi hai nhân tố: (i) khả năng hấp thụ (absorption capacity) thể hiện khả năng một doanh nghiệp hấp thụ công nghệ từ doanh nghiệp khác và (ii) khả năng đồng hóa (assimilation capacity) thể hiện khả năng doanh nghiệp có thể hiểu và sử dụng được công nghệ đã hấp thụ từ doanh nghiệp khác. Các nhân tố này thường bị ảnh hưởng bởi trình độ giáo dục, sự đổi mới của vùng, sự phát triển kinh tế và thị trường tài chính, chất lượng nguồn nhân lực và khoảng cách công nghệ (Cohen & Levinthal, 1989). Đây là lý do tại sao nhóm các biến tương tác giữa công nghệ và khả năng hấp thụ công nghệ được lựa chọn đưa vào trong mô hình nghiên cứu.

Ngoài ra, tác động của yếu tố công nghệ cũng có thể bị ảnh hưởng bởi hoạt động R&D của doanh nghiệp. Nghiên cứu của Ki H. Kang & cộng sự (2015) chỉ ra rằng hoạt động R&D nội bộ có tác động tiêu cực đến việc tiếp thu công nghệ bên ngoài của doanh nghiệp. Ngược lại, Kuen – Hung Tsai & Jiann – Chuan Wang (2005) kết luận rằng tác động tích cực của yếu tố công nghệ tăng theo mức độ nỗ lực R&D của doanh nghiệp. Cùng quan điểm, nghiên cứu của Ceccagnoli & Higgins (2008) cho rằng việc mua công nghệ từ bên ngoài là chiến lược bổ sung cho các công ty nhằm nâng cao hiệu quả của hoạt động R&D của doanh nghiệp.

3.1.2. Đo lường thay đổi công nghệ và chuyển dịch cơ cấu lao động

Đo lường thay đổi công nghệ

Tổng hợp từ các nghiên cứu cho thấy thay đổi công nghệ có thể hiểu theo hai cách tiếp cận khác nhau. Thứ nhất, nhiều nghiên cứu cho rằng thay đổi công nghệ là khả năng để có thể sản xuất được nhiều sản phẩm hơn với cùng một lượng đầu vào như nhau. Loại công nghệ theo cách này được đo lường bằng năng suất các nhân tố tổng hợp TFP – yếu tố mà không thể giải thích bằng những thay đổi về số lượng và chất lượng đầu vào. Thứ hai, công nghệ có thể được hiểu là các máy móc, trang thiết bị phục vụ cho quá trình sản xuất. Để đo lường loại công nghệ này, nghiên cứu đưa ra biến mua công nghệ và hoạt động R&D của doanh nghiệp. Theo Capon & Glazer (1987), mua công nghệ của doanh nghiệp là toàn bộ giá trị mua công nghệ từ các doanh nghiệp khác. Vì vậy, tổng chi tiêu của việc mua công nghệ được định nghĩa là cầu công nghệ hay mua công nghệ trong nghiên cứu này. Hơn nữa, các doanh nghiệp có thể mua công nghệ từ doanh nghiệp khác, các trung tâm nghiên cứu và các trường đại học.

Trong nghiên cứu này, tác giả tập trung vào phương pháp đo lường thứ hai để tránh những hạn chế của phương pháp đo lường TFP.

Chỉ số đo lường chuyển dịch cơ cấu lao động – Chỉ số Lilien

Chỉ số Lilien đo lường độ lệch chuẩn tương đối của tăng trưởng việc làm trong khu vực so với tăng trưởng chung trong khu vực. Tuy nhiên, nghiên cứu này tập trung vào sự thay đổi cơ cấu lao động giữa các phân ngành trong ngành công nghiệp chế biến chế tạo của Việt Nam, do đó, chỉ số Lilien thể hiện mức độ thay đổi từ tăng trưởng việc làm của các phân ngành sang lĩnh vực công nghiệp chế tạo.

3.2. Phương pháp nghiên cứu

3.2.1. Mô hình chuyển dịch cơ cấu lao động với số liệu mảng động

Thông thường đối với mô hình hồi quy dữ liệu mảng, các nghiên cứu tiến hành thử nghiệm Hausman để xác định mô hình hồi quy là mô hình ảnh hưởng cố định hoặc mô hình giải thích và có tồn tại sai số ngẫu nhiên hay không, từ đó tác giả chọn sử dụng mô hình ảnh hưởng cố định hoặc mô hình ảnh hưởng ngẫu nhiên. Tuy nhiên, các mô hình này chưa thể hiện được ý tưởng khi cho rằng chuyển dịch cơ cấu lao động hiện tại có thể bị ảnh hưởng bởi chuyển dịch cơ cấu lao động trong quá khứ. Mô hình hóa được ý tưởng này có ý nghĩa rất quan trọng trong việc hoạch định chính sách vì một quyết định chính sách liên quan đến chuyển dịch cơ cấu lao động ở thời kỳ này có thể sẽ ảnh hưởng đến chuyển dịch cơ cấu lao động ở thời kỳ sau. Vấn đề đặt ra là mức độ ảnh hưởng đó là bao nhiêu? Điều này chỉ có thể được trả lời thông qua mô hình dữ liệu mảng động.

Vì vậy, nghiên cứu đề xuất mô hình như sau:

$$Y_{it} = \delta Y_{i,t-1} + (\alpha + u_i) + X'_{it}\beta + v_{it} \quad (1)$$

Trong đó, δ là một vô hướng và $Y_{i,t-1}$ là biến trễ của biến số đo lường chuyển dịch cơ cấu lao động nội ngành.

3.2.2. Mô hình nghiên cứu

Dựa trên nghiên cứu của Van Reenen, J. (1977) với mục đích lý giải vai trò của yếu tố công nghệ đến cầu lao động, nghiên cứu chỉ ra rằng cần phải đưa biến trễ của biến thay đổi lao động hay chuyển dịch cơ cấu lao động vào trong mô hình do sự thay đổi về chi phí điều chỉnh trong thay đổi rỗng của việc làm. Ngoài ra, sự thay đổi yếu tố công nghệ là một quá trình động và có ảnh hưởng lâu dài. Tức là, số lượng các bằng sáng chế trong quá khứ của doanh nghiệp được sử dụng như là một công cụ cho những đổi mới hiện tại. Theo quan điểm này, hoạt động cấp bằng sáng chế trong quá khứ không nên là yếu tố quyết định đến việc làm ở hiện tại mà sẽ có ảnh hưởng đến khả năng đổi mới công nghệ hiện tại. Cuối cùng là do sự tồn tại của vấn đề nội sinh do biến phụ thuộc trễ tương quan với sai số ngẫu nhiên.

Bên cạnh đó, phần khung lý thuyết cũng cho thấy tác động của yếu tố công nghệ có thể bị ảnh hưởng bởi các nhân tố như khả năng hấp thụ công nghệ và khả năng đồng hóa.

Vì vậy, mô hình cụ thể để đánh giá tác động của yếu tố công nghệ đến chuyển dịch cơ cấu lao động ngành công nghiệp chế biến chế tạo Việt Nam được đề xuất như sau:

$$LI_{it} = \delta LI_{i,t-1} + \alpha_0 + \alpha_1 muaCN_{it} + \alpha_2 tongsche_{it} + \alpha_3 dactrung_{it} + \alpha_4 congngheshapthu_{it} + \alpha_5 RD_hoptac_{it} + \alpha_6 kiemsot_{it} + c_{it} + u_{it} \quad (2)$$

Trong đó:

i chỉ doanh nghiệp thứ i trong khu vực j tại thời điểm t

$c_{it} + u_{it}$ sai số đo lường – được giả định là có phân phối độc lập. Để khắc phục sự sai lệch khi hồi quy dữ liệu chéo, tác giả sử dụng phương pháp hồi quy dữ liệu mảng.

Các biến biểu thị yếu tố công nghệ bao gồm biến mua CN – giá trị mua công nghệ của các doanh nghiệp; biến tongsche đo lường số lượng bằng sáng chế của doanh nghiệp.

Các biến tương tác thể hiện khả năng hấp thụ công nghệ của doanh nghiệp gồm: biến *nuocptr* (nhập khẩu công nghệ từ các nước phát triển); biến thể hiện việc mua công nghệ ở trong nước gồm mua của doanh nghiệp nhà nước (*DNNV*), doanh nghiệp FDI (*DNFDI*) và doanh nghiệp cổ phần (*DNcphan*).

Ngoài ra, các biến về mua loại công nghệ như thế nào: *CNsxtt* – công nghệ tiên tiến và *CNtttt* – công nghệ truyền thông tiên tiến.

Bên cạnh đó, các biến tương tác về tình trạng khó khăn của doanh nghiệp: *kkld* – khó khăn lao động và *kktchinh* – khó khăn về tài chính.

Các biến đặc trưng cho doanh nghiệp và tỉnh như *LC* – thu nhập bình quân lao động; *vcn* – tỉ lệ lao động qua đào tạo; và chỉ số *PCI* – chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh.

Mô hình (2) có sự hiện diện của biến phụ thuộc trễ làm nảy sinh vấn đề nội sinh. Để xử lý, nghiên cứu sử dụng ước lượng GMM hệ thống (SGMM).

3.3. Dữ liệu

Mô hình thực nghiệm được thực hiện dựa trên bộ dữ liệu điều tra doanh nghiệp hàng năm bởi GSO và bộ dữ liệu điều tra sử dụng công nghệ trong sản xuất của các doanh nghiệp ngành công nghiệp chế biến chế tạo

Việt Nam giai đoạn 2012-2018 và được điều chỉnh lạm phát.

Bên cạnh đó, dựa vào bảng phân loại công nghệ từ UNSTATS, UN của OECD nghiên cứu đã phân các ngành trong ngành công nghiệp chế biến chế tạo thành 2 nhóm: nhóm ngành sử dụng công nghệ cao (ngành 23, 26 đến 36) và ngành sử dụng công nghệ thấp (ngành từ 15 đến 22).

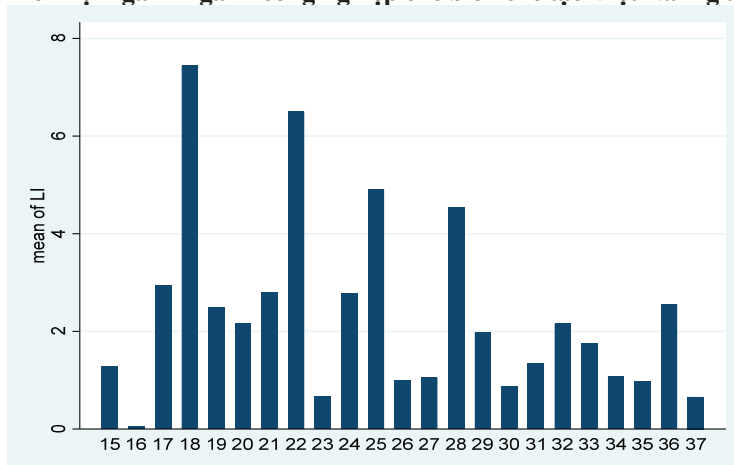
Cụ thể, nghiên cứu sử dụng bộ dữ liệu mảng bao gồm 2.667 doanh nghiệp trong khoảng thời gian 7 năm từ 2012-2018 (với 9.415 quan sát).

Ngoài ra, nghiên cứu còn sử dụng một số dữ liệu cấp tỉnh như bộ chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh PCI, biến vonen là tỉ lệ lao động đã qua đào tạo trong giai đoạn từ 2012-2018 nhằm đánh giá các chỉ số PCI của tỉnh cũng như sự phát triển giáo dục của tỉnh ảnh hưởng đến chuyển dịch cơ cấu lao động như nào

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Chuyển dịch cơ cấu lao động trong ngành công nghiệp chế biến chế tạo Việt Nam

Hình 2: Chỉ số Lilien nội ngành ngành công nghiệp chế biến chế tạo Việt Nam giai đoạn 2012-2018



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

Số liệu thống kê cho thấy mức độ chuyển dịch cơ cấu lao động nội ngành ngành công nghiệp chế biến chế tạo là rất khác nhau. Cụ thể, phân ngành May mặc (ngành 18) và phân ngành Xuất bản (ngành 22) có sự chuyển đổi nội ngành lớn nhất với chỉ số Lilien lần lượt là 7,5 và 6,48 trong giai đoạn 2012-2018.

Trong khi đó, mức độ chuyển dịch cơ cấu lao động trong phân ngành sản xuất thuốc lá (khu vực 16) và phân ngành sản xuất than cốc, sản phẩm dầu mỏ tinh chế và nhiên liệu hạt nhân (khu vực 23) là thấp nhất với chỉ số Lilien lần lượt là 0,2 và 0,66 trong giai đoạn nghiên cứu.

4.2. Kết quả và thảo luận

Kết quả ước lượng được thể hiện trong Bảng 2 với mô hình (2a) với mẫu là toàn bộ doanh nghiệp ngành công nghiệp chế biến chế tạo; mô hình (2b) với mẫu là các doanh nghiệp công nghệ công nghệ cao; và mô hình (2c) với mẫu là các doanh nghiệp thấp.

Kết quả kiểm định sự phù hợp của mô hình từ Bảng 1, và 2 như sau: sự hiện diện của tương quan bậc nhất được chấp nhận trong khi tự tương quan bậc hai thì không. Bên cạnh đó, sự hợp lý của các công cụ sử dụng được kiểm định bởi Hansen-J với giá trị p-value ở các mô hình luôn lớn hơn 10%. Vì vậy, các mô hình ước lượng được trình bày trong Bảng 1 và 2 là hợp lệ.

Kết quả ước lượng từ mô hình GMM hệ thống (SGMM) cho thấy đa phần hệ số ước lượng của các biến phù hợp với kỳ vọng và có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1% và 5%. Cụ thể như sau:

- Biến trễ của hệ số LI

Kết quả ước lượng cho thấy chuyển dịch cơ cấu lao động ở thời kỳ trước sẽ tiếp tục thúc đẩy chuyển dịch cơ cấu lao động ở thời kỳ sau, điều này được thể hiện thông qua hệ số của biến trễ của biến phụ thuộc LI là dương và có mức ý nghĩa thống kê cao, trừ kết quả của mô hình (2b).

- Yếu tố công nghệ của doanh nghiệp

Bảng 1: Kết quả hồi quy tác động của công nghệ đến chuyển dịch cơ cấu lao động

Tên biến	Ngành CNCBCT	Ngành CNCBCT sử dụng công nghệ cao	Ngành CNCBCT sử dụng công nghệ thấp
	Mô hình 2a	Mô hình 2b	Mô hình 2c
Biến trễ của LI			
L.LI	0.572*** (0.199)	0.236 (0.233)	0.272** (0.113)
1. Các biến công nghệ			
muaCN	0.456* (0.276)	1.200*** (0.418)	-0.430** (0.199)
tongsche	-0.0200 (0.0188)	-0.220 (0.843)	0.00274 (0.0126)
2. Các biến đặc trưng của doanh nghiệp			
LC	-0.0246 (0.0299)	0.142*** (0.0519)	0.0147 (0.0245)
voncn	0.525*** (0.0411)	0.342*** (0.103)	0.473*** (0.0396)
PCI	-0.233*** (0.0598)	-0.126 (0.119)	-0.231*** (0.0432)
Hằng số	4.771 (3.854)	11.50** (5.325)	4.060 (2.541)
GMM	YES	YES	YES
Số công cụ	84		
AR1 (p-value)	0.000	0.000	0.000
AR1 (p-value)	0.445	0.195	0.434
Hansen-J test (p-value)	0.976	0.735	0.627

Ghi chú: ***, ** và * thể hiện hệ số hồi quy có ý nghĩa lần lượt ở mức 1%, 5% và 10%

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

Bảng 2: Kết quả hồi quy tác động của các biến tương tác công nghệ đến chuyển dịch cơ cấu lao động

Tên biến	Ngành CNCBCT	Ngành CNCBCT sử dụng công nghệ cao	Ngành CNCBCT sử dụng công nghệ thấp
	Mô hình 2a	Mô hình 2b	Mô hình 2c
1. Nhóm biến tương tác giữa công nghệ và khả năng hấp thụ công nghệ			
Nhóm 1			
muaCN_ptr	0.215* (0.119)	-0.151 (0.133)	0.120* (0.0721)
muaCN_DNNN	0.319 (0.574)	-0.467 (0.810)	0.754** (0.357)
muaCN_cphan	-0.558** (0.236)	-0.676** (0.290)	0.161 (0.181)
muaCN_DNFDI	0.916** (0.463)	0.0102 (0.201)	0.673** (0.301)
Nhóm 2			
muaCN_CNsxsttt	-0.804** (0.338)	-0.00839 (0.354)	-0.356* (0.190)
muaCN_CNtttt	-0.837 (0.517)	-1.543*** (0.456)	-0.445 (0.310)
2. Biến tương tác giữa muaCN và biến kiểm soát RD			
muaCN_RD	0.214* (0.122)	-0.0746 (0.124)	0.0903 (0.0771)
3. Nhóm biến tương tác giữa công nghệ và các biến kiểm soát			
muaCN_FDI	-0.194 (0.272)	-0.412 (0.326)	0.511** (0.214)
sche_FDI	0.0892** (0.0453)	0.280 (0.830)	0.138 (0.980)

Ghi chú: ***, ** và * thể hiện hệ số hồi quy có ý nghĩa lần lượt ở mức 1%, 5% và 10%

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

Hệ số của biến mua công nghệ (muaCN) đều có ý nghĩa thống kê ở cả 3 mô hình nhưng hệ số ở mô hình (2a) và (2b) có tác động dương trong khi mô hình (2c) lại mang dấu âm. Có sự khác biệt rõ ràng về tác động của mua công nghệ đến chuyển dịch cơ cấu lao động ngành công nghiệp chế biến chế tạo ở nhóm doanh nghiệp công nghệ cao và doanh nghiệp công nghệ thấp, với sự thúc đẩy chuyển dịch ở nhóm công nghệ cao và ngược lại ở nhóm công nghệ thấp. Điều này hoàn toàn phù hợp với lý thuyết về chuyển dịch cơ cấu lao động của Fourastie (1949) khi cho rằng công nghệ tác động sẽ thu hút lao động vào ngành công nghệ cao hơn là công nghệ thấp.

Ngược lại, biến số lượng bằng sáng chế (tongsche) – thể hiện hoạt động nghiên cứu phát triển R&D của doanh nghiệp lại có hệ số ước lượng âm trong hai mô hình (2a và 2b). Điều này hoàn toàn hợp lý khi thực tế cho thấy hoạt động R&D tại các doanh nghiệp ngành công nghiệp chế biến chế tạo Việt Nam chưa phát triển. Số lượng bằng sáng chế là rất thấp, tỉ lệ thực hiện hoạt động R&D chỉ chiếm khoảng 50%, khả năng chuyển giao công nghệ từ các hoạt động R&D cũng rất thấp (chỉ khoảng 1%).

- Nhóm biến thể hiện khả năng hấp thụ công nghệ

Nhóm biến hấp thụ đầu tiên là nhóm biến số với các biến tương tác là biến giả để thể hiện việc mua công nghệ từ đâu bao gồm mua từ các nước phát triển (muaCN_ptr), mua trong nước và mua của các loại hình doanh nghiệp là doanh nghiệp nhà nước (muaCN_DNNN), doanh nghiệp cổ phần (muaCN_cphan) và doanh nghiệp FDI (muaCN_FDI). Từ kết quả ước lượng cho thấy, việc mua công nghệ từ các doanh nghiệp FDI và từ các nước phát triển có tác động thúc đẩy chuyển dịch cơ cấu lao động nội ngành, trong khi, mua từ các doanh nghiệp cổ phần trong nước lại kìm hãm quá trình chuyển dịch cơ cấu lao động. Thực tế, trong khi các nước phát triển liên tục đổi mới công nghệ, đẩy mạnh hoạt động R&D và có nhu cầu chuyển giao công nghệ cũ hơn, các nước đang phát triển với mục tiêu “đi tắt đón đầu” về công nghệ, sử dụng lại công nghệ của các nước phát triển. Kết quả là cung công nghệ của nước phát triển đáp ứng được cầu công nghệ của các nước đang phát triển trong đó có Việt Nam. Ngược lại, số liệu thống kê cho thấy công nghệ của các doanh nghiệp cổ phần và tư nhân trong nước chỉ đáp ứng được một phần rất nhỏ đối với nhu cầu công nghệ của các doanh nghiệp khác, chỉ khoảng 1,5% số doanh nghiệp quan tâm đến nhu cầu công nghệ của doanh nghiệp khác, vì vậy, mua công nghệ từ các doanh nghiệp này không thúc đẩy quá trình chuyển dịch.

Nhóm biến hấp thụ thứ hai là nhóm biến với các biến tương tác là biến giả thể hiện loại công nghệ mà doanh nghiệp mua, bao gồm công nghệ sản xuất tiên tiến (muaCN_CNsttt) và công nghệ truyền thông tiên tiến (muaCN_CNtttt). Hệ số ước lượng của các biến ở cả 3 mô hình đều nhận giá trị âm, tức là, các công nghệ doanh nghiệp mua càng hiện đại thì sẽ không thúc đẩy chuyển dịch cơ cấu lao động. Điều này có thể lý giải là do trình độ lao động của Việt Nam còn thấp cần có thời gian để học tập, hiểu và có khả năng sử dụng được loại công nghệ này. Vì vậy, kết quả sẽ làm cho quá trình thay đổi cơ cấu lao động nội ngành diễn ra chậm hơn.

Biến muaCN_RD có hệ số dương, thể hiện hoạt động RD bổ sung cho việc mua công nghệ của doanh nghiệp làm tăng hiệu quả sử dụng công nghệ từ đó có tác động tích cực đến chuyển dịch lao động nội ngành. Kết quả này khẳng định thêm phát hiện của Nguyễn Khắc Minh & cộng sự (2018) khi cho rằng “các phát minh sáng chế về công nghệ của các doanh nghiệp thuộc ngành công nghiệp chế biến chế tạo Việt Nam là bổ sung cho cầu công nghệ của doanh nghiệp”.

- Nhóm biến kiểm soát của loại hình doanh nghiệp FDI

Kết quả ước lượng cho thấy việc mua công nghệ hay hoạt động R&D nếu được thực hiện bởi các doanh nghiệp FDI sẽ thúc đẩy quá trình chuyển dịch cơ cấu lao động nội ngành ngành công nghiệp chế biến chế tạo, trong đó tác động của mua công nghệ lớn hơn nhiều so với tác động của hoạt động R&D. Điều này cho thấy vai trò ngày càng quan trọng của các doanh nghiệp FDI với tăng trưởng kinh tế nói chung và chuyển dịch cơ cấu lao động nói riêng của Việt Nam.

Số liệu thống kê cho thấy, số lượng vốn đầu tư mua công nghệ của các doanh nghiệp FDI ngành công nghiệp chế biến chế tạo liên tục tăng qua các năm (với tốc độ tăng trung bình là 36,5%/năm), đặc biệt năm 2018 giá trị mua công nghệ của các doanh nghiệp FDI tăng hơn 40% so với năm 2017. Bên cạnh đó, số lượng bằng sáng chế mặc dù chiếm tỉ lệ chưa cao nhưng bắt đầu có sự tăng lên nhanh chóng từ năm 2016.

Đặc biệt, trong mô hình (2c) – xét tác động của công nghệ đến chuyển dịch cơ cấu lao động của các doanh nghiệp công nghệ thấp hầu hết là những doanh nghiệp trong ngành dệt may, da giày, thực phẩm, hệ số ước

lượng của biến mua CN_FDI mang dấu dương và có ý nghĩa thống kê cao. Trong giai đoạn từ 2012-2015, lượng vốn đầu tư cho công nghệ của các doanh nghiệp FDI tăng trung bình là 22,5%/năm nhưng năm 2016 giá trị này tăng rất nhanh (hơn 2,5 lần) so với 2015 và tiếp tục tăng đều ở giai đoạn sau.

Điều này cho thấy mục tiêu của các doanh nghiệp FDI vẫn là tập trung vào các ngành công nghệ thấp tận dụng nguồn lực lao động của Việt Nam, từ đó tăng hiệu quả kinh doanh và vẫn tạo động lực thúc đẩy chuyển dịch cơ cấu lao động trong nhóm ngành này.

- Nhóm biến đặc trưng của doanh nghiệp

Hệ số của biến LC – thu nhập bình quân của lao động, có hệ số mang dấu dương và có ý nghĩa thống kê trong mô hình (2b). Điều này cho thấy việc thu nhập tăng lên là lực hút để lao động chuyển dịch đến các ngành mang lại thu nhập cao hơn cho người lao động và trong trường hợp này sẽ thúc đẩy chuyển dịch cơ cấu lao động đối với nhóm các doanh nghiệp công nghệ cao.

Ngoài ra, hệ số của biến voncn thể hiện trình độ của người lao động theo tính mang dấu dương cho thấy, địa phương nào có môi trường giáo dục tốt hơn với tỉ lệ đào tạo nghề cao thì sẽ thúc đẩy lao động chuyển dịch.

Hệ số của biến PCI mang dấu âm cho thấy các chính sách hiện nay của tỉnh chưa nhằm tới mục tiêu thúc đẩy chuyển dịch cơ cấu lao động ngành công nghiệp chế biến chế tạo Việt Nam.

5. Kết luận

Các kết quả ước lượng ở trên cho thấy, mua công nghệ bên ngoài có tác động tích cực đến chuyển dịch cơ cấu lao động nội ngành. Ngược lại, hoạt động R&D của doanh nghiệp ít được thực hiện ở các doanh nghiệp ngành công nghiệp chế biến chế tạo.

Hơn nữa, nghiên cứu cũng chỉ ra, tác động của mua công nghệ đến chuyển dịch cơ cấu lao động nội ngành bị ảnh hưởng bởi các yếu tố về khả năng hấp thụ công nghệ của doanh nghiệp. Các doanh nghiệp Việt Nam nếu mua máy móc công nghệ bao gồm công nghệ sản xuất và công nghệ truyền thông tiên tiến, hiện đại thì sẽ kích thích quá trình chuyển dịch cơ cấu lao động nội ngành, trong khi nếu mua của các doanh nghiệp tư nhân trong nước thì sẽ có kết quả ngược lại.

Trong nghiên cứu này, một phát hiện nữa được chỉ ra đó là việc mua công nghệ bổ sung cho hoạt động RD của doanh nghiệp sẽ thúc đẩy quá trình CDLD nội ngành. Ngoài ra, nghiên cứu cũng cho thấy hiệu quả mang lại từ việc mua công nghệ và hoạt động R&D của các doanh nghiệp FDI.

Để khắc phục những vấn đề này, đầu tiên chính phủ phải xây dựng hệ thống giáo dục đào tạo tạo ra nguồn đầu ra là những người lao động có trình độ đáp ứng với nhu cầu lao động của doanh nghiệp. Đồng thời, các doanh nghiệp phải có những chính sách khuyến khích và tạo điều kiện cho người lao động được nâng cao trình độ tay nghề trong quá trình làm việc. Thứ hai, việc lựa chọn mua công nghệ nào cho doanh nghiệp cũng cần phải được cân nhắc cho phù hợp với điều kiện cụ thể của từng doanh nghiệp. Cuối cùng, chính phủ cần phải có những chính sách để khuyến khích các doanh nghiệp FDI tận dụng nguồn vốn dồi dào của mình để thúc đẩy hoạt động R&D, từ đó có tác động tốt tới hiệu quả doanh nghiệp nói chung và thúc đẩy hoạt động chuyển dịch cơ cấu lao động nói riêng.

Tài liệu tham khảo

- Capon, N. & Glazer, R. (1987), 'Marketing and technology: a strategic coalignment', *The Journal of Marketing*, 51, 1-14.
- Ceccagnoli, M. & M. J. Higgins (2008), 'Enhancing research productivity through the market for technology', Unpublished working paper, College of Management, Georgia Insitue of Technology.
- Charles, K.K, Hurst, E & Notowidigdo, M.J (2013), 'Manufacturing decline, housing booms, and non-employment: Technical report', *NBER Working Paper*, No.18949, from National Bureau of Economic Research.
- Cho, Dae-Hyun & Yu, Pyung-II. (2000), 'Influential factors in the choice of technology acquisition mode: An empirical analysis of small and medium size firms in the Korean telecommunication industry', *Technovation*, 20, 691-704.
- Cohen, W.M., & Levinthal, D.A. (1989), 'Innovation and learning: The two faces of R&D', *The Economic Journal*, 99, 569-596.
- Fabricant (1942), *Employment in Manufacturing 1899-1939: An Analysis of Its Relation to the Volume of Production*,

NBER Books from National Bureau of Economic Research, Inc.

Fourastié, J. (1949), *Le Grand Espoir du XXème siècle*, Paris: PUF.

Griliches, Z. (1957), 'Hybrid Corn: An exploration in the economics of technical change', *Econometrica*, 48, 501-522.

Jae-Seung Han & Sang-Yong Tom Lee (2012), 'The impact of technology transfer contract on a firm's market value in Korea', *Springer Science Business Media*, LLC2012, 651-674.

Jagoda, K. B., Maheshwari, B., & Lonseth, R. (2010), 'Key issues in managing technology transfer projects: Experiences from a Canadian SME', *Management Decision*, 48 (3), 366-382.

Jaimovich, N., & Siu, H.E., (2012), 'The trend is the cycle: job polarization and jobless recoveries', Technical Report, NBER Working Paper, No. 18334, National Bureau of Economic Research.

Jones, G.K., Lanctot Jr., A., Teegen, H.J., (2001), 'Determinants and performance impacts of external technology acquisition', *Journal of Business Venturing*, 16 (3), 255-283.

Jones, M. & Jain, R. (2002), 'Technology transfer for SMEs: challenges and barriers', *International Journal of Technology Transfer and Commercialization*, 1 (1/2), 146-162.

Ki H. Kang, Gil S. Jo & Jina Kang (2015), 'External technology acquisition: a double-edged sword', *Asian Journal of Technology Innovation*, 23(1), 35-52.

Kruger, J. (2008), 'Productivity and Structural Change: A Review of the Literature', *Journal of Economic Surveys*, 22 (2), 330-363.

Kuen – Hung Tsai & Jiann – Chuan Wang (2005), 'External technology acquisition and firm performance: A longitudinal study', *Journal of Business Venturing*, 23 (2008), 91-112.

Nguyễn Khắc Minh & cộng sự (2018), 'Vai trò của nghiên cứu phát triển của doanh nghiệp đối với cầu công nghệ nước ngoài: nhân chứng từ các doanh nghiệp ngành chế tác Việt Nam', Tuyển tập Hội nghị Khoa học thường niên năm 2018, Đại học Thủy Lợi.

Phí Thị Hằng (2014), 'Chuyển dịch cơ cấu lao động theo ngành của tỉnh Thái Bình trong giai đoạn hiện nay', Luận án tiến sĩ, Học viện chính trị quốc gia Hồ Chí Minh.

Tambunan, T. (2009), 'Promoting innovation through transfer of technology', *Asia Pacific Tech Monitor*, 26 (4), 30-36.

Van Reenen, John (1997), 'Employment and Technological Innovation: Evidence from U.K. Manufacturing Firms', *Journal of Labor Economics*, 15(2), 255-284.

Vu Thi Thu Huong (2017), *The structural change of labor in Vietnam: Factors affecting and their role for economic growth*, PhD thesis, National Economic University.

Watanabe, C., Bing, Z. & Asgari, B. (2001), 'Global Technology Spillover and its impact on Industry's R&D Strategies', *Technovation*, 21(5), 281-291.

Whangthomkum, N., Igel, B., & Speece, M. (2006), 'An empirical study of the relationship between absorptive capacity and technology transfer effectiveness', *International Journal of Technology Transfer and Commercialisation*, 5, 31-55.

Williamson, O.E. (1985), *The Economic Institutions of Capitalism*, New York: Free Press.

Zahra, S.A. (1996), 'Technology strategy and new venture performance: a study of corporate-sponsored and independent biotechnology ventures', *Journal of Business Venturing*, 11(4), 289-321.

TÁC ĐỘNG CỦA HỆ THỐNG THUẾ ĐIỆN TỬ ĐẾN TUÂN THỦ THUẾ CỦA DOANH NGHIỆP VIỆT NAM

Đỗ Thị Hải Hà

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

Email: hadh@neu.edu.vn

Mạc Thị Hải Yến

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

Email: yenmh@neu.edu.vn

Ngày nhận: 22/3/2021

Ngày nhận bản sửa: 12/5/2021

Ngày duyệt đăng: 15/5/2021

Tóm tắt:

Nghiên cứu này nhằm đánh giá tác động của hệ thống thuế điện tử đối với tuân thủ thuế của các doanh nghiệp Việt Nam. Nghiên cứu dựa trên phương pháp định lượng và được tiến hành với mẫu gồm 435 doanh nghiệp. Kết quả ước lượng mô hình hồi quy cho thấy hệ thống thuế điện tử có tác động tích cực với mức độ đáng kể tới tuân thủ thuế của các doanh nghiệp. Trên cơ sở đó, nghiên cứu đề xuất một số khuyến nghị để cải thiện hệ thống thuế điện tử nhằm củng cố và nâng cao tính tuân thủ thuế của doanh nghiệp nói riêng và người nộp thuế nói chung.

Từ khóa: Cơ quan thuế, doanh nghiệp, hệ thống thuế điện tử, thuế điện tử, tuân thủ thuế.

Mã JEL: H20

The impact of e-tax system on tax compliance of Vietnamese enterprises

Abstract:

This paper aims to assess the impact of electronic tax system on tax compliance of Vietnamese enterprises. The research employs the quantitative method with a sample of 435 enterprises. The results indicate that the electronic tax system has a significant positive impact on the tax compliance of enterprises. On that basis, the study proposes some recommendations to both improve the electronic tax system and reinforce the tax compliance of enterprises in particular and taxpayers in general.

Key words: Tax authorities, enterprises, electronic tax systems, electronic tax, tax compliance.

JEL code: H20

1. Giới thiệu

Thuế được coi là nguồn thu chủ yếu của ngân sách nhà nước, là công cụ quan trọng để nhà nước điều tiết nền kinh tế vĩ mô, thúc đẩy đầu tư, kiềm chế lạm phát, bảo hộ nền sản xuất trong nước, hướng dẫn sản xuất và tiêu dùng, phân phối lại của cải, thu nhập trong xã hội. Thuế là một khoản nộp ngân sách nhà nước bắt buộc của tổ chức, hộ gia đình, hộ kinh doanh, cá nhân theo quy định của các luật thuế (Quốc hội, 2019).

Hệ thống thuế ở Việt Nam cũng như các nước trên thế giới được coi là một yếu tố quan trọng trong quản lý tài chính quốc gia nói riêng và quản lý nền kinh tế nói chung. Trong quá trình đổi mới và phát triển nền kinh tế, hệ thống pháp luật về thuế ngày càng đóng vai trò trọng yếu, tác động tích cực đến quá trình chuyển dịch cơ cấu kinh tế, cải thiện môi trường kinh doanh, nâng cao năng lực cạnh tranh quốc gia, hỗ trợ doanh nghiệp phát triển, đảm bảo nguồn tài chính cho hoạt động có hiệu quả của bộ máy nhà nước và xã hội.

Nhìn chung, hệ thống thuế của Việt Nam đã và đang được hoàn thiện, có nhiều cải cách phù hợp với bối cảnh toàn cầu hóa. Trong thời gian qua, Tổng cục Thuế đã đẩy mạnh ứng dụng công nghệ thông tin trong cải cách quản lý thuế. Theo đó, hệ thống thuế điện tử đã được thiết lập và đưa vào hoạt động thông qua việc triển

khai đăng kí, kê khai, lập hóa đơn và hoàn thuế điện tử. Đến nay, hệ thống thuế điện tử đã được áp dụng tại 63/63 tỉnh, thành phố và 100% cục thuế. Số doanh nghiệp sử dụng hệ thống thuế điện tử đạt 99,93%. Hơn nữa, tất cả các cục thuế đã triển khai dịch vụ nộp thuế điện tử thông qua việc liên kết với hơn 50 ngân hàng thương mại (VCCI, 2019). Tính đến hết năm 2018, cả nước có 685.578 doanh nghiệp đăng ký dịch vụ nộp thuế điện tử, đạt hơn 98%. Số doanh nghiệp hoàn thành đăng ký dịch vụ với ngân hàng là 672.609 doanh nghiệp (tương đương 96%), với số tiền nộp ngân sách đạt trên 557,697 tỷ VND, tương đương 2.940.678 giao dịch nộp thuế điện tử (VCCI, 2019). Tổng cục Thuế cũng đã triển khai ứng dụng hoàn thuế điện tử trên cả nước; xây dựng và triển khai thí điểm hệ thống hóa đơn điện tử. Năm 2019, Tổng cục Thuế tiếp tục rà soát, sửa đổi bổ sung thể chế, chính sách nhằm đơn giản hóa thủ tục hành chính (VCCI, 2019).

Hệ thống thuế điện tử đã mang lại lợi ích đáng kể cho doanh nghiệp và là công cụ hành chính hiện đại của cơ quan thuế. Tuy nhiên, hệ thống thuế điện tử có thực sự hiệu quả hay ngược lại, tạo kẽ hở để tránh thuế, trốn thuế làm thất thu ngân sách nhà nước. Theo VCCI (2019), tỷ lệ doanh nghiệp bị xử phạt sau thanh tra, kiểm tra thuế trên cả nước là 70%. Điều này chứng tỏ mức độ tuân thủ của các doanh nghiệp chưa thực sự cao, cần khắc phục tình trạng này. Trong khi đó, số lượng doanh nghiệp thành lập mới ngày một gia tăng qua các năm, riêng năm 2019 ghi nhận thêm 138.139 doanh nghiệp mới thành lập (Tổng cục Thống kê, 2020). Đây là tín hiệu đáng mừng cho nền kinh tế đồng thời cũng là thách thức đối với cơ quan thuế trong việc quản lý thuế hiệu quả, đảm bảo thu ngân sách nhà nước.

Vì vậy, không chỉ Việt Nam mà một số nước phát triển cũng như các nước trong khu vực đã nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến việc tuân thủ thuế nhằm tìm ra các yếu tố tác động hoặc tác động mạnh đến việc tuân thủ của người nộp thuế. Từ đó, đề xuất các giải pháp quản lý thuế hiệu quả, đồng thời thay đổi hành vi tuân thủ thuế theo hướng tích cực và tự nguyện. Ở Việt Nam, hầu hết các nhà nghiên cứu tập trung vào phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến hành vi tuân thủ thuế, tuy nhiên các nghiên cứu về tác động của hệ thống thuế điện tử đến tuân thủ thuế chưa nhiều. Do đó, nghiên cứu này nhằm đánh giá tác động của hệ thống thuế điện tử tới tuân thủ thuế của các doanh nghiệp Việt Nam. Đồng thời, nghiên cứu đề xuất các khuyến nghị để cải thiện hệ thống thuế điện tử nhằm củng cố và nâng cao tính tuân thủ thuế của doanh nghiệp.

2. Tổng quan nghiên cứu

2.1. Hệ thống thuế điện tử

Hệ thống thuế điện tử là một nền tảng trực tuyến cho phép người nộp thuế truy cập các dịch vụ thuế thông qua internet (Wasao, 2014). Các dịch vụ thuế điện tử bao gồm: đăng ký, khai thuế, nộp thuế và hoàn thuế. Hệ thống thuế điện tử đầu tiên xuất hiện ở Hoa Kỳ là dịch vụ hoàn thuế điện tử (Muturi & Kiarie, 2015). Theo Maisiba & Atambo (2016), hệ thống thuế điện tử giúp cho người nộp thuế tiếp cận với các dịch vụ thuế nhanh hơn, từ đó cải thiện mức độ tuân thủ thuế của họ. Haryani & cộng sự (2015) cũng cho rằng một hệ thống thuế điện tử dễ sử dụng, an toàn, tin cậy, thân thiện với người dùng và cung cấp phương thức thanh toán dễ dàng sẽ thúc đẩy việc tuân thủ thuế tự nguyện. Ngày nay, hệ thống thuế điện tử được áp dụng rộng rãi tại hầu hết các quốc gia, thậm chí ở cả một số nước châu Phi như Uganda, Nigeria, Rwanda và Kenya. Xu hướng quản lý thuế nói chung đang thay đổi song song với sự phát triển của khoa học công nghệ. Vì vậy, hệ thống thuế điện tử được coi là một phương thức hiện đại giúp cơ quan thuế tương tác với người nộp thuế hiệu quả hơn (Muturi & Kiarie, 2015).

Hệ thống thuế điện tử là một bước tiến mới trong quản lý thuế bởi nó cho phép người nộp thuế khai và nộp đúng hạn. Nkundabanyanga & cộng sự (2017) chỉ ra rằng một số quốc gia đang phát triển với cơ chế thu thuế truyền thống đang phải đối mặt với tình trạng không tuân thủ thuế của một bộ phận người nộp thuế. Các nguyên nhân dẫn đến không tuân thủ thuế, bao gồm: thiếu trách nhiệm giải trình, sự kém hiệu quả của chính phủ và hệ thống thuế không minh bạch. Theo đó, người nộp thuế có xu hướng tuân thủ thuế tự nguyện khi hệ thống thuế minh bạch và chính phủ sử dụng tiền thuế đúng mục đích. Ibrahim & cộng sự (2015) cũng đồng tình rằng người nộp thuế sẽ trả thuế nếu họ tin tưởng vào chính phủ. Theo Nkundabanyanga & cộng sự (2017), người nộp thuế sẽ tuân thủ khi họ nhận thấy chính phủ cung cấp cho người dân một số dịch vụ công tương ứng với số thuế họ nộp. Do các dịch vụ công có đặc tính vô hình, vì vậy, Bananuka & cộng sự (2018) gợi ý rằng một số hoạt động hay cơ sở vật chất được tạo ra sẽ là câu trả lời thuyết phục cho trách nhiệm giải trình của chính phủ. Khi người nộp thuế tin rằng chính phủ đối xử bình đẳng với tất cả công dân, họ sẽ tự nguyện tuân thủ theo luật thuế (Nkundabanyanga & cộng sự, 2017). Tiếp cận từ góc độ quản lý thuế, Đặng Ngọc Hậu (2016) cũng nhấn mạnh rằng minh bạch - “quản lý thuế một cách rõ ràng, công khai đảm bảo

quyền và lợi ích hợp pháp của các cá nhân và tổ chức trong việc tiếp cận thông tin và giám sát hoạt động quản lý của cơ quan thuế” là yếu tố vô cùng quan trọng. Nghiên cứu này chỉ ra minh bạch có tác động thuận chiều tới sự tuân thủ của người nộp thuế.

Vì vậy, một hệ thống thuế điện tử với các thông tin, thủ tục hành chính thuế rõ ràng; các chính sách ưu đãi được tuyên truyền rộng rãi; các quy định xử phạt nghiêm minh, công bằng; các hoạt động thanh, kiểm tra được tiến hành công khai, thường xuyên... sẽ góp phần cải thiện mức độ tuân thủ thuế của người nộp thuế.

2.2. *Tuân thủ thuế*

Tuân thủ thuế được hiểu là “sự sẵn sàng của người nộp thuế để hành động phù hợp với cả “tinh thần” và “văn bản” của luật thuế và quản lý thuế mà không cần áp dụng các biện pháp cưỡng chế” (James & Alley, 2002). Theo Marti (2010), tuân thủ thuế nghĩa là tuân thủ tất cả các nghĩa vụ về thuế theo quy định của pháp luật một cách sẵn sàng và đầy đủ. Singh (2003) cho rằng tuân thủ thuế là kê khai trung thực tất cả các khoản thu nhập chịu thuế và thanh toán đầy đủ mức thuế tương ứng. Tuân thủ thuế đã được nghiên cứu bởi rất nhiều học giả trên thế giới. Một trong những nhà nghiên cứu tiên phong về trốn thuế và tuân thủ thuế là Allingham & Sandmo (1972), Srinivasan (1973). Lý thuyết về trốn thuế do các học giả này vận dụng và phát triển được coi là nghiên cứu đầu tiên về trốn thuế sử dụng phương pháp định lượng. Allingham & Sandmo (1972) cho rằng người nộp thuế luôn tìm cách tối đa hóa lợi ích cá nhân, vì vậy họ sẽ cân nhắc giữa chi phí tuân thủ và lợi ích khi trốn thuế. Quyết định tuân thủ của người nộp thuế phụ thuộc vào bốn yếu tố: thu nhập thực tế, thuế suất, xác suất thanh tra/kiểm tra và hình phạt khi vi phạm thuế. Theo sau đó, một loạt các nghiên cứu thực nghiệm đã khẳng định và ủng hộ kết luận rằng hình phạt và khả năng bị thanh tra, kiểm tra thuế sẽ hạn chế hành vi không tuân thủ thuế (Baldry, 1986; Webley, 1991).

Tuân thủ thuế đã được nghiên cứu và phân loại bởi rất nhiều học giả với những cách tiếp cận khác nhau. Theo Brown & Mazur (2003), tuân thủ thuế được chia thành: tuân thủ kê khai, tuân thủ thanh toán và tuân thủ báo cáo. Theo OECD, có hai loại tuân thủ thuế là tuân thủ thủ tục hành chính và tuân thủ kỹ thuật. Theo Kirchler & cộng sự (2008), tuân thủ thuế bao gồm: tuân thủ tự nguyện và tuân thủ bắt buộc.

Nghiên cứu về các yếu tố ảnh hưởng đến tuân thủ thuế cũng rất đa dạng với nhiều góc độ, nhiều khía cạnh khác nhau. Dù là quốc gia hay nền kinh tế nào thì các cơ quan quản lý thuế đều quan tâm đến việc các cá nhân và tổ chức thực hiện đầy đủ, nghiêm túc nghĩa vụ về thuế. Tuy nhiên, tuân thủ thuế có thể là kết quả của các động cơ khác nhau. Theo đó, có thể chia các yếu tố ảnh hưởng đến tuân thủ thuế thành hai nhóm: *nhóm yếu tố kinh tế và nhóm yếu tố xã hội*.

Từ quan điểm kinh tế, các lý thuyết coi người nộp thuế là những người có lý trí, họ đặc biệt quan tâm đến chi phí và lợi ích cũng như các kết quả/ hậu quả có thể xảy ra khi tuân thủ thuế (Loo, 2006; Hasseldine, 1993). Các *yếu tố kinh tế* bao gồm: thuế suất, khả năng bị thanh tra, kiểm tra thuế, xử phạt, chi phí tuân thủ thuế. Theo Schneider & Klinglmaier (2004); Jackson & cộng sự (1988); Mason & Calvin (1984), mức thuế suất càng cao thì khả năng trốn thuế càng cao. Khả năng bị thanh tra, kiểm tra thuế cũng là một yếu tố tác động mạnh mẽ đến việc tuân thủ thuế, điều này đã được chứng minh trong nhiều nghiên cứu như Alm & cộng sự (1992b); Andreoni & cộng sự (1998); Dubin & cộng sự (1990). Theo Swistak (2016); Grasmick & Scott (1982); Friedland (1982), xử phạt thuế là một trong những công cụ ngăn chặn hành vi trốn thuế một cách hiệu quả. Ngược lại, các yếu tố xã hội tác động đến tuân thủ thuế bao gồm: các tiêu chuẩn đạo đức, đạo đức về thuế và danh tiếng. Nghiên cứu của Torgler (2002) đã chứng minh rằng đạo đức về thuế là “sự tồn tại của một động cơ nội tại để trả thuế”. Bên cạnh đó, Andreoni & cộng sự (1998) và Kim (2003) đã chỉ ra rằng người nộp thuế lo sợ bị xã hội kỳ thị hoặc làm tổn hại danh tiếng nếu họ bị cáo buộc là người gian lận thuế.

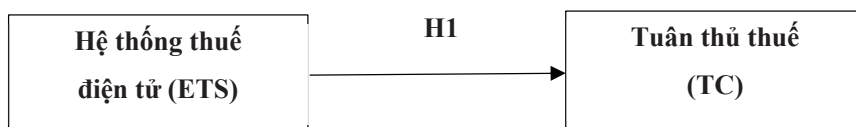
Tiếp cận theo góc độ *tâm lý và hành vi*, một số học giả như Elffers & cộng sự (1987); Murphy (2004); Tan (1998) cho rằng con người là yếu tố mấu chốt tác động đến quyết định tuân thủ thuế. Trong đó, Torgler là một trong những tác giả đáng chú ý nghiên cứu về các yếu tố ảnh hưởng đến tuân thủ thuế từ góc độ tâm lý và hành vi (Torgler, 2002). Những nghiên cứu này chỉ ra rằng các tiêu chuẩn đạo đức có ảnh hưởng tích cực đến tuân thủ thuế và hành vi tuân thủ thuế sẽ khác nhau ở các nền văn hóa hay quốc gia khác nhau.

Từ tổng quan các nghiên cứu về hệ thống thuế điện tử và tuân thủ thuế có thể rút ra: (1) hệ thống thuế điện tử có tác động đến hành vi tuân thủ thuế của người nộp thuế; (2) hệ thống thuế điện tử liên quan đến một số yếu tố kinh tế tác động đến tuân thủ thuế. Đây là cơ sở để tác giả đề xuất mô hình và giả thuyết nghiên cứu trong phần nội dung tiếp theo.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu và giả thuyết nghiên cứu

Hình 1: Mô hình nghiên cứu



Căn cứ vào tổng quan nghiên cứu, tác giả đề xuất kiểm định *giả thuyết nghiên cứu H1*: Hệ thống thuế điện tử có tác động tích cực đến tuân thủ thuế của các doanh nghiệp Việt Nam. Đồng thời, đề xuất mô hình nghiên cứu như sau:

$$TC_i = C + \beta.ETS_i + \dots z_i + u_i$$

TC: Tuân thủ thuế

ETS: Hệ thống thuế điện tử

z_i : Các biến kiểm soát (quy mô, số thuế phải nộp, loại hình, địa bàn hoạt động)

u_i : Sai số ngẫu nhiên

3.2. Phát triển thang đo biến số

Đối tượng của nghiên cứu là các doanh nghiệp Việt Nam. Bảng hỏi khảo sát được thiết kế gồm 03 phần: (1) giới thiệu đề tài và mục đích nghiên cứu; (2) câu hỏi về ngành nghề, loại hình, quy mô, thủ tục hành chính thuế điện tử doanh nghiệp đã/đang áp dụng; (3) câu hỏi về tác động của hệ thống thuế điện tử đến tuân thủ thuế của doanh nghiệp.

Bảng hỏi được thiết kế dựa trên năm mức đánh giá của thang đo Likert, năm mức đánh giá bao gồm “hoàn toàn đồng ý”, “đồng ý”, “bình thường”, “không đồng ý” và “hoàn toàn không đồng ý”.

Biến “Tuân thủ thuế” (TC) được kế thừa từ nghiên cứu của Marti (2010) và được đo lường bằng 11 biến quan sát theo thang điểm 1 đến 5, từ hoàn toàn không đồng ý đến hoàn toàn đồng ý.

Biến “Hệ thống thuế điện tử” (ETS) được kế thừa từ nghiên cứu của Bayer & Cowell (2016), Manhire (2014), Kogler & cộng sự (2016), Asnawi (2013) và Đặng Ngọc Hậu (2016) và được đo lường bằng 9 biến quan sát theo thang điểm 1 đến 5, từ hoàn toàn không đồng ý đến hoàn toàn đồng ý.

Để thu thập dữ liệu cho nghiên cứu, bảng hỏi khảo sát được phát triển trên cơ sở các chỉ số đo lường các khái niệm trong mô hình nghiên cứu. Nghiên cứu đã tiến hành phỏng vấn một số chuyên gia để kiểm tra các khái niệm về các biến số và nội hàm của các thang đo trước khi thiết kế bảng hỏi. Các thang đo kế thừa từ nghiên cứu nước ngoài được chuyển ngữ sang tiếng Việt thông qua quá trình dịch ngược xuôi để đảm bảo giữ nguyên ý nghĩa. Sau đó, bảng hỏi khảo sát được thử nghiệm với một mẫu nhỏ để đảm bảo các câu hỏi rõ ràng, dễ hiểu về nội dung và ngắn gọn, xúc tích về hình thức trước khi khảo sát chính thức với mẫu lớn. Thông tin chi tiết về các biến số và thang đo được trình bày tại Bảng 1.

3.3. Nguồn dữ liệu và mẫu nghiên cứu

Về thu thập dữ liệu, phiếu điều tra được gửi đến lãnh đạo hoặc kế toán thuế của doanh nghiệp theo ba phương pháp: (1) điều tra và phỏng vấn trực tiếp đối với doanh nghiệp trên địa bàn Hà Nội; (2) gửi phiếu qua mail, thư tín tới doanh nghiệp; (3) gửi trực tiếp tới cơ quan thuế các cấp để lấy ý kiến đối với các doanh nghiệp ngoài địa bàn Hà Nội.

Về mẫu nghiên cứu, nghiên cứu áp dụng phương pháp chọn mẫu thuận tiện. Từ ba phương pháp thu thập dữ liệu nêu trên, nghiên cứu thu về 435 phiếu (tương đương 435 doanh nghiệp) từ nhiều tỉnh, thành phố trên cả nước và chiếm đa số là miền Bắc. Chi tiết về mẫu nghiên cứu được tổng hợp trong Bảng 2.

3.4. Phương pháp phân tích dữ liệu

Dữ liệu sau khi thu thập sẽ được kiểm tra, làm sạch, mã hóa và nhập liệu; tiếp đến, dữ liệu được xử lý bằng phần mềm SPSS 22. Nghiên cứu sử dụng công cụ kiểm định độ tin cậy Cronbach's Alpha để đo lường độ tin cậy của các thang đo biến số; công cụ phân tích nhân tố khám phá EFA để xem xét sự hội tụ và phân

Bảng 1: Thang đo biến số

Kí hiệu biến	Mô tả	Nguồn
"Hệ thống thuế điện tử" (ETS)		
ETS 1	Thủ tục hành chính về thuế điện tử được cơ quan thuế niêm yết công khai đầy đủ tại trụ sở cơ quan thuế và website của ngành thuế.	Đặng Ngọc Hậu (2016)
ETS 2	Các thông tin về thủ tục hành chính về thuế điện tử rõ ràng đầy đủ, đơn giản, dễ hiểu.	
ETS 3	Các chính sách ưu đãi về thuế điện tử được cơ quan thuế tuyên truyền hỗ trợ đến doanh nghiệp chúng tôi kịp thời.	
ETS 4	Khi có thay đổi về chính sách thuế điện tử, cơ quan thuế tổ chức tập huấn, hỗ trợ, đối thoại và trả lời vướng mắc cho doanh nghiệp chúng tôi kịp thời.	
ETS 5	Các quy định xử phạt, tính tiền chậm nộp được cơ quan thuế tuyên truyền, phổ biến hướng dẫn kịp thời đến doanh nghiệp chúng tôi	
ETS 6	Việc tiếp cận thông tin, tài liệu quy định về thuế điện tử của cơ quan thuế rất dễ dàng và thuận tiện.	
ETS 7	Khi có chính sách mới hoặc sửa đổi/ bổ sung về thuế điện tử, cơ quan thuế đều tổ chức lấy ý kiến của doanh nghiệp chúng tôi	
ETS 8	Hoạt động kiểm tra, thanh tra được cơ quan thuế thực hiện định kỳ đối với doanh nghiệp chúng tôi	Manhire (2014), Kogler & cộng sự (2016), Asnawi (2013)
ETS 9	Hoạt động kiểm tra, thanh tra của cơ quan thuế phát hiện kịp thời các sai phạm khi doanh nghiệp vi phạm về thuế	
ETS 10	Các hình thức xử phạt và mức xử phạt hiện nay đủ sức răn đe đối với doanh nghiệp vi phạm về thuế	Bayer & Cowell (2016)
"Tuân thủ thuế" (TC)		
TC 1	Doanh nghiệp chúng tôi khai báo tất cả các loại thuế khi thực hiện khai hồ sơ thuế	Marti (2010)
TC 2	Doanh nghiệp chúng tôi khai báo tất cả các khoản thu nhập với cơ quan thuế để tính thuế	
TC 3	Doanh nghiệp chúng tôi ưu tiên nộp các khoản thuế phí cho cơ quan thuế trước so với các loại phí khác	
TC 4	Doanh nghiệp chúng tôi luôn khai hồ sơ thuế đúng hạn cho cơ quan thuế	
TC 5	Sau khi khai hồ sơ thuế, doanh nghiệp chúng tôi sẽ tiến hành thủ tục nộp thuế	
TC 6	Doanh nghiệp chúng tôi thường nộp thuế vào ngày đến hạn sau khi hoàn tất tờ khai thuế	
TC 7	Doanh nghiệp chúng tôi luôn thực hiện nộp thuế đúng hạn	
TC 8	Doanh nghiệp chúng tôi luôn nộp hồ sơ thuế trên hệ thống điện tử và đồng thời cả hồ sơ (bản cứng) cho cơ quan thuế	
TC 9	Doanh nghiệp chúng tôi nộp đúng mức thuế được ấn định bởi cơ quan thuế	
TC 10	Khi đến hạn nộp Báo cáo quyết toán thuế, nếu Báo cáo tài chính của doanh nghiệp chúng tôi chưa được kiểm toán, chúng tôi vẫn tiến hành nộp. Sau đó, doanh nghiệp chúng tôi sẽ nộp bổ sung Báo cáo tài chính được kiểm toán trong thời hạn quy định.	
TC 11	Doanh nghiệp chúng tôi được miễn/ giảm thuế theo quy định cụ thể trong luật thuế	

Nguồn: Tổng hợp của tác giả.

Bảng 2: Bảng tổng hợp về doanh nghiệp đã khảo sát

Lĩnh vực hoạt động của doanh nghiệp	Số lượng	Tỷ lệ (%)	Loại hình doanh nghiệp	Số lượng	Tỷ lệ (%)
Xây dựng, vận tải, kho bãi	142	32,6	Trách nhiệm hữu hạn	176	40,5
Du lịch, khách sạn	43	9,9	Công ty cổ phần	154	35,4
Sản xuất, chế biến thực phẩm	32	7,4	Doanh nghiệp tư nhân	47	10,8
Thông tin, truyền thông, viễn thông	21	4,8	Doanh nghiệp nhà nước	38	8,7
Khoa học công nghệ	16	3,7	Doanh nghiệp nước ngoài	2	0,5
Tài chính, ngân hàng, bảo hiểm	48	11,0	Doanh nghiệp liên doanh	1	0,2
Dược, y tế, hóa mỹ phẩm	23	5,3	Hợp tác xã, tổ hợp tác	5	1,1
Dệt may, da giày	28	6,4	Khác	12	2,8
Sản xuất chế biến nông lâm thủy sản	20	4,6			
Công nghiệp khai khoáng, chế biến, chế tạo	17	3,9			
Giáo dục, đào tạo	21	4,8			
Bất động sản	23	5,3			
Khác	1	0,3			

Nguồn: Tổng hợp từ kết quả khảo sát.

biệt của các nhóm biến, đồng thời loại bỏ đi những biến rác trước khi phân tích hồi quy. Cuối cùng, phân tích hồi quy được sử dụng để kiểm định giả thuyết về tác động của của các biến độc lập đến biến phụ thuộc và ước lượng mô hình.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Kết quả phân tích độ tin cậy Cronbach's Alpha

Kết quả phân tích độ tin cậy Cronbach's Alpha của các thang đo lần đầu sau khi loại các biến quan sát TC8 và TC11 sẽ tăng. Bảng 3 cung cấp kết quả phân tích độ tin cậy Cronbach's Alpha của các thang đo sau

Bảng 3: Kết quả hệ số Cronbach's Alpha của các thang đo trong nghiên cứu

Biến quan sát	Trung bình thang đo nếu loại biến	Phương sai thang đo nếu loại biến	Hệ số tương quan biến tổng	Cronbach's Alpha nếu loại biến
Hệ thống thuế điện tử (ETS): Cronbach's Alpha = 0,948				
ETS 1	33,195	47,508	,739	,944
ETS 2	33,262	46,609	,786	,942
ETS 3	33,411	46,404	,791	,942
ETS 4	33,483	46,126	,806	,941
ETS 5	33,391	46,418	,818	,941
ETS 6	33,370	46,165	,818	,941
ETS 7	33,614	45,943	,719	,946
ETS 8	33,326	46,400	,793	,942
ETS 9	33,320	46,748	,812	,941
ETS 10	33,248	46,984	,740	,944
Tuân thủ thuế (TC): Cronbach's Alpha = 0,934				
TC1	31,239	32,717	,727	,928
TC2	31,234	32,304	,811	,923
TC3	31,269	32,635	,749	,927
TC4	31,191	32,777	,778	,925
TC5	31,163	32,188	,809	,923
TC6	31,285	32,877	,723	,928
TC7	31,230	32,270	,805	,923
TC9	31,276	32,196	,726	,928
TC10	31,345	32,623	,667	,932

khi đã loại 2 biến quan sát TC8 và TC11.

4.2. Kết quả phân tích nhân tố khám phá EFA

Bảng 4: Kiểm định KMO và Bartlett's với biến Hệ thống thuế điện tử

Giá trị Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) đo lường mức độ mẫu.		,938
Kiểm định Barlett	Ước lượng Chi-bình phương	3619,742
	df	45
	Sig.	,000

Nguồn: Kết quả phân tích của nhóm tác giả.

Bảng 5: Ma trận xoay nhân tố

	Component
	1
ETS 1	,790
ETS 2	,830
ETS 3	,836
ETS 4	,848
ETS 5	,857
ETS 6	,857
ETS 7	,772
ETS 8	,836
ETS 9	,851
ETS 10	,793

Nguồn: Kết quả phân tích của nhóm tác giả.

Bảng 6: Kiểm định KMO và Bartlett's với biến Tuân thủ thuế

Giá trị Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) đo lường mức độ mẫu.		,927
Kiểm định Barlett	Ước lượng Chi-bình phương	2789,503
	df	36
	Sig.	,000

Nguồn: Kết quả phân tích của nhóm tác giả.

Bảng 7: Ma trận xoay nhân tố

	Component
	1
TC 1	,787
TC 2	,859
TC 3	,806
TC 4	,833
TC 5	,860
TC 6	,784
TC 7	,856
TC 9	,784
TC 10	,731

Nguồn: Kết quả phân tích của nhóm tác giả.

Mô hình nghiên cứu ban đầu bao gồm hai nhân tố và 21 biến quan sát. Sau khi kiểm định độ tin cậy của các thang đo bằng Cronbach's Alpha đã loại đi hai biến quan sát TC8 và TC11. Nghiên cứu tiếp tục sử dụng phương pháp phân tích nhân tố khám phá (EFA) đối với 19 biến quan sát còn lại với kiểm định KMO và Bartlett (Bartlett's Test) để đo lường mức độ tương thích của mẫu.

Kết quả phân tích EFA với biến hệ thống thuế điện tử (ETS): sau khi thực hiện phân tích nhân tố với 10 quan sát của biến Hệ thống thuế điện tử nhận được giá trị KMO = 0,938 và kiểm định Barlett có Sig. = 0,000 < 0,05 cho thấy việc thực hiện phân tích nhân tố EFA là phù hợp (Bảng 4).

Kết quả phân tích EFA với biến tuân thủ thuế (TC): sau khi thực hiện phân tích nhân tố với 10 quan sát của biến Hệ thống thuế điện tử nhận được giá trị KMO = 0,927 và kiểm định Barlett có Sig. = 0,000 < 0,05 cho thấy việc thực hiện phân tích nhân tố EFA là phù hợp.

4.3. Kết quả phân tích hồi quy

Mô hình gồm một biến độc lập ETS được đo lường bởi 10 biến quan sát; một biến phụ thuộc TC được đo lường bởi 9 biến quan sát và các biến kiểm soát liên quan đến: (1) quy mô; (2) số thuế phải nộp trung bình hàng năm; (3) loại hình; (4) địa bàn hoạt động. Trong đó, các biến quan sát được mô tả ở Bảng 1.

Thực hiện phân tích hồi quy tuyến tính trên phần mềm SPSS 22, ta có kết quả các mô hình hồi quy ước lượng như trình bày tại Bảng 8.

Từ kết quả ước lượng các mô hình, có thể thấy hệ số hồi quy ước lượng của biến ETS tới biến TC là tương đối ổn định (chênh lệch không nhiều), thuận chiều và đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1% (***). Điều này có

Bảng 8: Kết quả hồi quy các mô hình

Biến độc lập	MH1	MH2	MH3	MH4	MH5
Constant	2.532e ⁻¹⁷	-.107	-.098	-.145	-.136
ETS	0.717***	0.712***	0.713***	.715***	0.715***
Quy mô doanh nghiệp		0.013	0.019	.001	0.008
Số thuế phải nộp		0.024	0.032	.023	0.031
Doanh nghiệp cổ phần			-0.131*		-0.147*
Doanh nghiệp Nhà nước			-0.025		-0.053
Hà Nội				.184**	0.195***
Miền Trung				.106	0.097
R_Square	0.514	0.516	.520	.514	.528

Ghi chú: “*”, “***”, “****” là có ý nghĩa thống kê ở mức 10%, 5% và 1%.

Nguồn: Kết quả phân tích của nhóm tác giả.

nghĩa là hệ thống thuế điện tử với thủ tục/quy trình đơn giản, đầy đủ, công khai; các thông tin dễ tiếp cận và chính sách thuế được tuyên truyền rộng rãi và kịp thời đến doanh nghiệp; hoạt động kiểm tra/thanh tra được tiến hành thường xuyên và công bằng; các hình thức xử phạt và mức xử phạt đủ sức răn đe sẽ làm tăng tuân thủ thuế của các doanh nghiệp. Vì vậy, giả thuyết H1 đặt ra được ủng hộ.

Ở mức ý nghĩa thống kê 10% (*), biến “Doanh nghiệp cổ phần” có tác động ngược chiều đến biến TC. Điều này có thể được lý giải bởi các cổ đông đa số quan tâm đến cổ tức hơn là tuân thủ nghĩa vụ về thuế của doanh nghiệp. Hơn nữa, trách nhiệm của các cổ đông đối với các nghĩa vụ của doanh nghiệp (trong đó có nghĩa vụ về thuế) chỉ hạn chế trong phạm vi số vốn họ đầu tư. Do đó, nó sẽ gây ảnh hưởng đến tuân thủ thuế của doanh nghiệp.

Trong khi đó, hệ số hồi quy ước lượng của các biến “Quy mô doanh nghiệp”, “Số thuế phải nộp”, “Doanh nghiệp Nhà nước” và “miền Trung” không có ý nghĩa thống kê trong các mô hình. Hay nói cách khác, dù là với quy mô nào, số thuế phải nộp trung bình hàng năm ra sao... thì doanh nghiệp vẫn phải tuân thủ thuế vì đây là nghĩa vụ bắt buộc theo pháp luật quy định.

5. Kết luận và Khuyến nghị

Nghiên cứu đã dựa trên phương pháp định lượng để chứng minh mối quan hệ tác động thuận chiều giữa hệ thống thuế điện tử và tuân thủ thuế của các doanh nghiệp Việt Nam. Cụ thể, khi hệ thống thuế điện tử tăng một đơn vị sẽ làm cho tuân thủ thuế tăng lên 0,7 đơn vị, còn lại là do các yếu tố khác. Từ đó, nghiên cứu đề xuất một số khuyến nghị chính sách nhằm mục đích vừa hoàn thiện hệ thống thuế điện tử và vừa nâng cao mức độ tuân thủ thuế của các doanh nghiệp như sau:

Thứ nhất, tiếp tục đẩy mạnh cải cách thủ tục hành chính thuế và tăng cường ứng dụng công nghệ hiện đại trong quản lý thuế đồng thời đảm bảo tính công khai, rõ ràng, minh bạch, dễ thực hiện trong các hoạt động đăng ký, kê khai, nộp và hoàn thuế. Tiếp nhận, xử lý và giải đáp kịp thời các khiếu nại, kiến nghị, vướng mắc của người nộp thuế. Song song với đó, thiết lập các dịch vụ hỗ trợ tích hợp với công nghệ, có tính kết nối và tự động hóa cao nhằm giúp doanh nghiệp dễ dàng tiếp cận và thực hiện các thủ tục hành chính thuế.

Thứ hai, đẩy mạnh công tác tuyên truyền, giáo dục về ý thức chấp hành pháp luật về thuế. Cơ quan thuế có thể áp dụng công nghệ thông tin và xem đó như một giải pháp hữu hiệu để nâng cao hiệu quả tuyên truyền. Ví dụ, gửi các thông báo về chính sách thuế/nghĩa vụ thuế tới các đối tượng liên quan thông qua tài khoản email, zalo hoặc qua tin nhắn SMS. Ngoài ra, có thể đưa các nội dung pháp luật về thuế, nghĩa vụ về thuế của công dân vào chương trình đào tạo tại các trường học, các cơ sở đào tạo... nhằm hình thành nhận thức về thuế, từ đó định hướng hành vi tuân thủ thuế trong tương lai.

Thứ ba, tăng cường thanh tra, kiểm tra thuế đặc biệt chú trọng với thuế điện tử. Hoạt động thanh tra, kiểm tra cần được tích hợp với công nghệ thông tin để đảm bảo các khâu, các bước được tiến hành nhanh chóng, tiện lợi và hiệu quả không chỉ với cán bộ thuế mà còn đối với người nộp thuế. Việc ứng dụng công nghệ một mặt sẽ hạn chế áp lực cho người nộp thuế, hạn chế những phát sinh tiêu cực có thể xảy ra trong quá trình thanh tra, kiểm tra. Mặt khác, sẽ góp phần đồng bộ hệ thống thuế điện tử để tiến tới điện tử hóa ở tất cả các khâu trong quá trình quản lý thuế. Ngoài ra, cần tiến hành triển khai giám sát công tác thanh tra, kiểm tra thông qua nhật ký điện tử. Cuối cùng, chú trọng và đẩy mạnh đào tạo về chuyên môn/nghệp vụ cũng như thái độ làm việc chuyên nghiệp cho đội ngũ cán bộ thanh tra, kiểm tra thuế.

Thứ tư, điều chỉnh hình thức xử phạt cũng như mức xử phạt đối với các vi phạm về thuế. Theo đó, cơ quan thuế cần phân nhóm các hình thức xử phạt với các lỗi vi phạm tương ứng nhằm mục tiêu đối tượng vi phạm có khả năng chấp nhận hình phạt cao và tránh làm thất thu cho ngân sách nhà nước. Về mức xử phạt, cơ quan thuế có thể xem xét đưa vào thêm những “khuyến khích” nếu đối tượng vi phạm chấp hành tốt mức phạt trong thời hạn ngắn hoặc tự giác chấp hành mức phạt theo đúng thực tế thay vì trốn tránh hay cố tình gian lận.

Thứ năm, tập trung xây dựng và hoàn thiện hệ thống chính sách thuế, rà soát các văn bản quy phạm pháp luật thuế để kịp thời xử lý hoặc kiến nghị xử lý nếu có vướng mắc, bất cập. Xây dựng hệ thống phân cấp cơ quan thuế với nhiệm vụ, quyền hạn thực thi pháp luật thuế theo hướng hiện đại, hiệu quả nhằm đảm bảo cơ quan thuế có đủ năng lực quản lý thuế với phạm vi trong nước và quốc tế.

Tài liệu tham khảo

- Allingham, M.G. & Sandmo, A. (1972), 'Income tax evasion: A theoretical analysis', *Journal of Public Economics*, 1, 323-338, DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/0047-2727\(72\)90010-2](http://dx.doi.org/10.1016/0047-2727(72)90010-2).
- Andreoni, J., Brian, E. & Feinstein, J. (1998), 'Tax compliance', *Journal of Economic Literature*, 36(2), 818-860.
- Asnawi, M. (2013), 'The impact of audit rate, perceived probability of audit on tax compliance decision', *Journal of Indonesian Economy and Business*, 28(2), 292-307.
- Baldry, J.C. (1986), 'Tax evasion is not a gamble: A report on two experiments', *Journal Economics Letters*, 22(4), 333-335.
- Bananuka, J., Nkundabanyanga, K.S., Nalukenge, I. & Kaawaase, T. (2018), 'Internal audit function, audit committee effectiveness and accountability in the Ugandan statutory corporations', *Journal of Financial Reporting and Accounting*, 12(2), 138-157.
- Bayer, R. & Cowell, Frank. (2016), 'Tax compliance by firms and audit policy', *Research in Economics*, 70(1), 38-52.
- Brown, R.E. & Mazur, M.J. (2003), 'IRS's comprehensive approach to compliance measurement', *National Tax Journal*, 56(3), 689-700.
- Đặng Ngọc Hậu (2016), *Nghiên cứu mức độ hài lòng của doanh nghiệp về việc thực hiện các giá trị tuyên ngôn ngành thuế của cơ quan thuế ảnh hưởng tới sự tuân thủ thuế của doanh nghiệp*, Hà Nội.
- Dubin, J.A., Graetz, M.J. & Louis, L.W. (1990), "The effect of audit rates on the federal individual income tax, 1977-1986", *National Tax Journal*, 43(4), 395-409.
- Elffers, H., Russell, H.W. & Dick, J.H. (1987), 'The consequences of different strategies for measuring tax evasion behavior', *Journal of Economic Psychology*, 8(3), 311-337.
- Friedland, N. (1982), 'A note on tax evasion as a function of the quality of information about the magnitude and credibility of threatened fines: Some preliminary research', *Journal of Applied Social Psychology*, 12(1), 54-59.
- Grasmick, H.G. & Scott, W.J. (1982), 'Tax evasion and mechanisms of social control: A comparison with grand and petty theft', *Journal of Economic Psychology*, 2(3), 213-230.
- Haryani, S., Motwani, B. & Matharu, S. (2015), 'Profession as the determinant on the adoption of e-taxation', *Review of Professional Management*, 13(2), 15-23.
- Hasseldine, J. (1993), 'International: How Do Revenue Audits Affect Taxpayer Compliance?', *Journal Bulletin for International Fiscal Documentation*, 47, 424-424.
- Ibrahim, M., Musah, A. & Abdul-Hanan, A. (2015), 'Beyond enforcement: what drives tax morale in Ghana', *Humanomics*, 31(4), 399-414.
- Jackson, B.R., Milliron, V.C. & Daniel R.T. (1988), 'Tax practitioners and the government', *Journal Tax Notes*, 41(3), 333-341.
- James, S. & Alley, C. (2002), 'Tax compliance, self-assessment and tax administration', *Journal of Finance and Management in Public Services*, 2(2), 27-42.
- Kim, Y. (2003), 'Income distribution and equilibrium multiplicity in a stigma-based model of tax evasion', *Journal of Public Economics*, 87(7), 1591-1616.
- Kirchler, E., Erik, H. & Ingrid, W. (2008), 'Enforced versus voluntary tax compliance: The "slippery slope" framework', *Journal of Economic Psychology*, 29(2), 210-225.
- Kogler, C., Mittone, L. & Kirchler, E. (2016), 'Delayed feedback on tax audits affects compliance and fairness perceptions', *Journal of Economic Behavior and Organization*, 124, 81-87.
- Loo, E.C. (2006), 'Tax knowledge, tax structure and compliance: A report on a quasi-experiment', *New Zealand Journal of Taxation Law and Policy*, 12(2), 117-140.
- Maisiba, J.G. & Atambo, W. (2016), 'Effects of electronic tax system on the revenue collection efficiency of Kenya Revenue Authority', *Imperial Journal of Interdisciplinary Research*, 2(4), 815-827.
- Manhire, J. (2014), 'Toward a Perspective-Dependent Theory of Audit Probability for Tax Compliance Models', *Virginia Tax Review*, 33(4), 629-653.
- Marti, O.L. (2010), 'Taxpayers' attitudes and tax compliance behavior in Kenya', *African Journal of Business and*

Management, 1(1), 112-122.

Mason, R. & Calvin, L.D. (1984), 'Public confidence and admitted tax evasion', *National Tax Journal*, 37(4), 489-496.

Murphy, K. (2004), 'The role of trust in nurturing compliance: A study of accused tax avoiders', *Journal Law and Human Behavior*, 28(2), 187-209.

Muturi, H.M. & Kiarie, N. (2015), 'Effects of online tax system on tax compliance among small taxpayers in Meru county, Kenya', *International Journal of Economics, Commerce and Management*, 3(12), 280-297.

Nkundabanyanga, S.K., Mvura, P., Nyamuyonjo, D., Opiso, J. & Nakabuye, Z. (2017), 'Tax compliance in a developing country: understanding taxpayers' compliance decision by their perceptions', *Journal of Economic Studies*, 44(6), 931-957.

Quốc hội (2019), Luật Quản lý thuế, số 38/2019/QH14, ban hành ngày 13 tháng 6 năm 2019.

Schneider & Klinglmaier (2004), 'Shadow Economies around the World: What Do We Know?', *CESifo Working Paper*, 1167, 1-58.

Singh, V. (2003), *Tax Compliance and Ethical Decision-Making: A Malaysian Perspective*, Pearson Malaysia.

Srinivasan, T.N. (1973), 'Tax evasion: A model', *Journal of Public Economics*, 2(4), 339-346.

Swistak, A. (2016), 'Tax penalties in SME tax compliance', *Journal Financial Theory and Practice*, 40(1), 129-147.

Tan, L.M (1998), 'Taxpayers perceptions of the fairness of the tax system – A preliminary study', *New Zealand Journal of Taxation Law and Policy*, 4, 59-71.

Tổng cục Thống kê (2020), *Sách trắng doanh nghiệp Việt Nam 2020*, Hà Nội.

Torgler, B. (2002), 'Speaking to theorists and searching for facts: Tax morale and tax compliance in experiments', *Journal of Economic Surveys*, 16(5), 657-683.

VCCI (2019), *Đánh giá cải cách thủ tục hành chính thuế - Mức độ hài lòng của doanh nghiệp năm 2019*, Hà Nội.

Wasao, D. (2014), 'The effect of online tax system on tax compliance among small taxpayers in east of Nairobi tax district', Master dissertation, University of Nairobi, Kenya.

Webley, P. (1991), *Tax evasion: An experimental approach*, Cambridge University Press, UK.

ƯỚC TÍNH TÁC ĐỘNG CỦA CÁC YẾU TỐ LÊN THỜI GIAN SỐNG SÓT CỦA KHOẢN VAY CỦA KHÁCH HÀNG CÁ NHÂN TẠI NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI BẰNG MÔ HÌNH LAPLACE

Đoàn Trọng Tuyển

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân
Email: doantrongtuyen@neu.edu.vn

Nguyễn Thị Minh

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân
Email: minhnttkt@neu.edu.vn

Bùi Quốc Hoàn

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân
Email: buiquochoan@neu.edu.vn

Ngày nhận: 01/5/2021

Ngày nhận bản sửa: 13/5/2021

Ngày duyệt đăng: 15/5/2021

Tóm tắt:

Việc ước lượng và dự báo thời điểm mà khoản vay bị vỡ nợ là bài toán quan trọng trong việc quản trị rủi ro của ngân hàng. Người ta thường sử dụng các mô hình Cox PH hay AFT để nghiên cứu bài toán này. Tuy nhiên, các mô hình này dựa trên giả định là tác động của các biến giải thích lên toàn bộ thời gian sống sót của khoản vay là đồng nhất và giả thiết này là không đúng trong nhiều trường hợp. Trong bài viết này, chúng tôi sử dụng mô hình Laplace được đề xuất bởi Bottai & Zhang (2010), là mô hình hồi quy phân vị trong phân tích sống sót. Kết quả hồi quy theo phân vị cho thấy tác động của nhiều biến giải thích như tuổi tác, học vấn, tài sản hay vị trí việc làm lên thời gian sống sót của khoản vay là khác nhau theo thời gian và trên các phân vị. Ngoài ra, chỉ số tài chính được đo bằng tỷ số giữa giá trị của khoản vay trên tổng thu nhập là đồng nhất theo thời gian và trên các phân vị.

Từ khóa: Hồi quy phân vị, hồi quy Laplace, mô hình Cox, mô hình AFT, phân tích sống sót.

Mã JEL: B16, C21, G32

Estimating the impact of factors on the survival time of individual customers' loans at commercial banks with Laplace model

Abstract:

Estimating and forecasting the loan's default time are important for a bank's risk management. Traditionally, the Cox PH and AFT models are often used to study this issue. However, these models are based on the assumption that the impacts of explanatory variables are the same over the lifetime of the loan, which may not be satisfied in many situations. In this paper, we employ the Laplace model, a quantile regression model designed especially for survival analysis, proposed by Bottai & Zhang (2010). The results show that impacts of customer's age, education, asset value, job position on loan's survival time are different over time and over quantiles. And that, financial index, measured as loan's value to income, has the same impact over time and over quantiles.

Keywords: Quantile regression, laplace regression, Cox model, AFT model, survival analysis.

JEL Codes: B16, C21, G32.

1. Giới thiệu

Tính toán và dự báo khả năng vỡ nợ của các khoản vay là một bài toán quan trọng trong quản trị rủi ro tại các ngân hàng thương mại. Việc tính toán hoặc dự báo thiếu chính xác có thể dẫn đến việc sử dụng nguồn vốn một cách kém hiệu quả, như dành quá nhiều tiền cho việc phòng ngừa rủi ro, hoặc nghiêm trọng hơn, có thể dẫn đến phá sản nếu nguồn tiền dành cho việc này là quá thiếu. Vì vậy việc tính toán một cách chính xác khả năng vỡ nợ của các khoản vay là hết sức cần thiết và đã được nhiều nhà nghiên cứu cũng như các nhà hoạch định chính sách quan tâm. Có hai phương pháp tiếp cận chính trong bài toán này: Phương pháp thứ nhất là tính toán khả năng vỡ nợ hay không vỡ nợ của một khoản vay trong một thời kỳ cụ thể nào đó, chẳng hạn một năm hay một quý. Các mô hình được sử dụng cho cách tiếp cận này có thể kể đến mô hình logit – probit, hay các phương pháp học máy như máy vector hỗ trợ (SVM) hay mạng nơron nhân tạo, trong khi phương pháp học máy sử dụng các thuật toán và khả năng tính toán của máy tính thì các mô hình logit – probit dựa vào dạng hàm hồi quy để phân loại khách hàng thành nhóm “tốt” và “xấu”. Phương pháp tiếp cận gần đây hơn, còn gọi là phân tích sống sót, trong đó mối quan tâm là thời điểm mà khoản vay bị vỡ nợ. Ưu điểm của phương pháp này là tính được được xác suất để khoản vay có thể tồn tại được đến thời điểm nào đó, từ đó có thể dự đoán được thời điểm mà khoản vay bị vỡ nợ, điều này là khác biệt hoàn toàn với việc đánh giá xác suất khoản vay bị vỡ nợ trong một khoảng thời gian như ở cách tiếp cận đầu tiên.

Tuy nhiên, việc sử dụng các mô hình trong phân tích sống sót cũng gặp phải một số hạn chế, hạn chế lớn nhất là các biến giải thích được giả định thỏa mãn điều kiện thứ tự nguy cơ vỡ nợ của khoản vay không đổi theo thời gian, điều này trong thực tế nhiều khi là không đúng vì với cùng một biến giải thích có thể tác động lên các thời điểm của khoản vay theo những cách khác nhau. Do đó, để có thể dự báo được chính xác khả năng vỡ nợ của khách hàng thì việc đánh giá tác động của các biến giải thích lên khả năng trả nợ khoản vay của khách hàng tại mỗi thời điểm là rất cần thiết. Vì vậy trong bài viết này chúng tôi sẽ sử dụng mô hình Laplace, là mô hình hồi quy phân vị trong phân tích sống sót, để nghiên cứu các tác động khác nhau của các biến giải thích lên thời gian sống sót của khoản vay. Bài viết được sắp xếp như sau, mục 2 tiếp theo là tổng quan mạch nghiên cứu thời gian sống sót của khoản vay, mục 3 là mô hình và kết quả, mục 4 là kết luận và khuyến nghị.

2. Tổng quan nghiên cứu

Trong phân tích sống sót, yếu tố được quan tâm là thời gian sống sót T của đối tượng, hàm sống sót được định nghĩa là xác suất để đối tượng không xảy ra sự kiện đến thời điểm t , nghĩa là $S(t) = Pr(T > t)$, giá trị xác suất này phụ thuộc vào biến giải thích $X = (X_1, X_2, \dots, X_p)$ nên có thể viết là $S(t, X)$. Trong các bài toán xác định khả năng vỡ nợ và thời gian sống sót của khoản vay của khách hàng bằng phân tích sống sót, thời gian sống sót của khoản vay được xác định là thời gian từ khi khoản vay được giải ngân tới khi khoản vay kết thúc hoặc khoản vay bị vỡ nợ. Khoản vay được xác định là vỡ nợ nếu quá hạn 90 ngày mà khách hàng không thể trả được lãi và gốc theo quy định, khi khoản vay bị vỡ nợ thì khoản vay được xác định là xảy ra sự kiện, trong các trường hợp còn lại khoản vay không bị xảy ra sự kiện.

Một trong những mô hình phân tích sống sót được sử dụng phổ biến là mô hình AFT (Accelerated Failure Time Model), được đề xuất bởi Miller (1976). Trong mô hình AFT, hàm $S(t, X)$ được biểu diễn dưới dạng $S(t, X) = S_0(t \cdot e^{-\beta'X})$, trong đó thời gian sống sót T tuân theo một quy luật phân phối nào đó, $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p)$ và $X = (X_1, X_2, \dots, X_p)$ tương ứng là ma trận cột các tham số và ma trận cột các biến giải thích, t là ma trận chuyển vị của t và S_0 là hàm sống sót cơ sở - là hàm sống sót khi tất cả các biến giải thích bị triệt tiêu. Narain (1992) là một trong những người đầu tiên sử dụng mô hình AFT để nghiên cứu bài toán phân tích sống sót cho khách hàng cá nhân. Dữ liệu được tác giả phân tích gồm 1.242 quan sát là các khoản vay trong 24 tháng từ giữa năm 1986 tới giữa năm 1988 của một ngân hàng ở Vương quốc Anh. Tác giả sử dụng mô hình AFT dạng phân phối mũ với 7 biến giải thích là: tình trạng hôn nhân, phần trăm khoản vay trên tổng thu nhập, số điện thoại cố định, tình trạng cư trú, thời gian ở nơi hiện tại, thời gian quan hệ với ngân hàng và thời gian làm việc ở công việc hiện tại. Kết quả là mô hình AFT có khả năng phân loại tốt khách hàng “tốt” và “xấu” trong các khoảng thời gian khác nhau (18, 21, 24 tháng), do đó quyết định cấp tín dụng là tốt hơn nếu điểm tín dụng được hỗ trợ bởi thời gian sống sót của khoản vay. Hạn chế của nghiên cứu này là mẫu nhỏ, điều này có thể dẫn đến giả định về phân phối của thời gian sống sót của khoản vay dễ được

chấp nhận. Các mô hình AFT phức tạp hơn cũng được Banasik & cộng sự (1999) sử dụng để đánh giá xác suất vỡ nợ và xác suất trả nợ sớm của các khoản vay cá nhân trong các khoảng thời gian khác nhau (từ 0 – 12 tháng và từ 12 – 24 tháng). Tuy nhiên kết quả của các mô hình dự báo cho năm thứ 2 cho thấy hiệu suất dự báo còn thấp, nguyên nhân là do giả thiết của mô hình là rủi ro vỡ nợ hoặc trả nợ sớm không thay đổi trong các khoảng thời gian khác nhau, vì vậy với khoảng thời gian dài hơn thì dự báo có thể không còn chính xác.

Một hạn chế của các mô hình AFT là phải có giả thiết thời gian sống sót của khoản vay tuân theo một phân phối nào đó. Mô hình được đề xuất bởi Cox (1972, 1975) là một bổ sung cho những hạn chế của mô hình AFT vì nó không cần giả thiết nào về phân phối của thời gian sống sót. Trong đó, Cox đã mô hình hóa mối quan hệ giữa biến giải thích và nguy cơ xảy ra sự kiện dưới dạng $h(t, X) = h_0(t) \cdot e^{\beta'X}$, với $h_0(t) = h(t, 0)$ là hàm nguy cơ cơ sở, trong đó hàm nguy cơ cơ sở chỉ phụ thuộc vào thời gian t mà không phụ thuộc vào các biến giải thích X và các biến giải thích X cũng không phụ thuộc thời gian t . Vì các biến giải thích X làm tăng hay giảm nguy cơ theo bội $e^{\beta'X}$ của hàm nguy cơ cơ sở nên đây còn được gọi là mô hình Cox PH (Cox Proportional Hazard Model).

Stepanova & Thomas (2002) đã sử dụng mô hình Cox PH để giải quyết bài toán tính xác suất vỡ nợ đối với các khách hàng cá nhân. Trong nghiên cứu này, dữ liệu thực nghiệm gồm 50.000 quan sát từ một tổ chức tài chính lớn ở Vương quốc Anh cùng với thông tin trả nợ đến 36 tháng, tác giả sử dụng tới 16 biến giải thích liên quan đến các đặc điểm nhân khẩu học và tình hình tài chính của cá nhân vay vốn như tuổi của khách hàng, lượng tiền vay, ngày mở tài khoản, ngày đóng tài khoản, số năm ở địa chỉ hiện tại, số năm làm việc ở lĩnh vực chuyên môn hiện tại, giới tính của khách hàng, số trẻ em phụ thuộc, tần suất trả nợ, có số điện thoại cố định, phí bảo hiểm, kiểu khoản vay (đơn lẻ hoặc liên kết), tình trạng hôn nhân, thời hạn của khoản vay, sở hữu bất động sản, mục đích của khoản vay. Tác giả đề xuất quy trình xử lý dữ liệu cho phân tích sống sót và xây dựng các mô hình dự báo vỡ nợ và dự báo trả nợ sớm. Kết quả cho thấy hiệu suất dự báo của mô hình là cạnh tranh được với mô hình logistic, tuy nhiên hiệu suất của mô hình dự báo trả nợ sớm và dự báo vỡ nợ trong năm thứ 2 vẫn còn thấp – điều này giống như đối với nghiên cứu trước của Banasik & cộng sự (1999).

Bellotti & Crook (2009) sử dụng mô hình Cox PH để ước tính xác suất vỡ nợ nhưng với mô hình cho phép các biến giải thích phụ thuộc thời gian. Dữ liệu phân tích gồm 100.000 quan sát là các tài khoản thẻ tín dụng cá nhân được mở từ năm 1997 đến giữa năm 2005. Bên cạnh các biến giải thích truyền thống như thu nhập, tuổi, tình trạng nhà ở và công việc cùng với điểm tín dụng tại thời điểm nộp đơn, tác giả còn bổ sung thêm biến giải thích là các biến kinh tế vĩ mô phụ thuộc thời gian như tỷ lệ lãi suất, tỷ lệ thất nghiệp, chỉ số giá nhà... đây là các biến thay đổi theo thời gian và không dễ để đưa vào tập các biến giải thích trong các mô hình logistic và trong mô hình Cox PH truyền thống. Kết quả cho thấy việc bổ sung các biến giải thích kinh tế vĩ mô giúp cải thiện hiệu suất dự báo của các mô hình, các biến kinh tế vĩ mô đều có tác động có ý nghĩa thống kê đến thời gian sống sót của khoản vay như tỷ lệ thất nghiệp, lãi suất,... trong đó, tỷ lệ lãi suất là biến kinh tế vĩ mô quan trọng nhất trong việc ước tính xác suất vỡ nợ. Tuy nhiên, bài viết cũng chỉ ra rằng mặc dù có sự hoàn thiện về mô hình với việc bổ sung thêm biến giải thích và sự cải thiện về hiệu suất dự báo là có ý nghĩa thống kê nhưng cũng cho thấy hiệu quả còn khiêm tốn. Điều này cho thấy, kể cả khi đã bổ sung thêm các biến giải thích là biến kinh tế vĩ mô và sử dụng mô hình Cox PH mở rộng thì khả năng dự báo chính xác thời điểm vỡ nợ vẫn là một bài toán cần lời giải tối ưu hơn nữa.

Như vậy, ta thấy rằng các mô hình trong phân tích sống sót có thể được sử dụng trong các bài toán dự đoán thời điểm vỡ nợ của khách hàng, nhưng hiệu quả chưa cao khi dự đoán ở các khoảng thời gian dài. Điều này có thể là do các mô hình Cox PH và AFT được xây dựng dựa trên giả định là tác động của các biến giải thích lên thời gian sống sót là đồng nhất tại mọi thời điểm của của khoản vay, việc áp đặt giả định này lên thời gian sống sót của khoản vay có thể không đúng trong nhiều trường hợp. Để tách biệt các tác động khác nhau của các biến giải thích lên thời gian của khoản vay thì người ta sử dụng hồi quy phân vị trong phân tích sống sót. Một số thuật toán hồi quy phân vị trong phân tích sống sót đã được phát triển, đầu tiên phải kể đến Powell (1986), trong đó tác giả xét trường hợp thời điểm cuối cùng của các quan sát không xảy ra sự kiện là cố định. Tuy nhiên, trong thực tế thời gian kết thúc các quan sát không xảy ra sự kiện có thể là ngẫu nhiên, Portnoy (2003) đã đề xuất thuật toán để ước lượng các hệ số của mô hình hồi quy phân vị trong trường hợp này. Tương tự, Peng & Huang (2008) đề xuất một thuật toán khác so với Portnoy (2003),

theo Koenker (2008) thì thuật toán của Peng & Huang (2008) đơn giản hơn trong khi hiệu suất của các thuật toán này là tương đồng với nhau. Với các mô hình hồi quy phân vị trong phân tích sống sót hiện có, hồi quy Laplace cho tốc độ tính toán là nhanh nhất và phù hợp nhất với trường hợp các thời điểm cuối cùng của các quan sát không xảy ra sự kiện là ngẫu nhiên.

Mô hình hồi quy Laplace trong phân tích sống sót được đề xuất bởi Bottai & Zhang (2010). Hồi quy Laplace cho phép ước tính phân vị có điều kiện của thời gian sống sót theo các biến giải thích dưới dạng $Q_\tau(T|X) = \beta_0(\tau) + \beta_1(\tau).X_1 + \beta_2(\tau).X_2 + \dots + \beta_p(\tau).X_p$, với $\tau \in (0; 1)$ là giá trị xác suất cố định cho trước thể hiện phân vị τ , $Q_\tau(T|X) = \inf \{t: Pr(T \leq t|X) \geq \tau\}$ là phân vị τ của thời gian sống sót T với điều kiện X . Giả thiết của mô hình này là thời gian sống sót T tuân theo phân phối Laplace không đối xứng, mặc dù kèm theo điều kiện này nhưng theo Bellavia & cộng sự (2016) thì hiệu suất dự báo của mô hình không bị ảnh hưởng với các dữ liệu có phân phối khác nhau. Mô hình trên có hình thức tương tự như mô hình hồi quy phân vị thông thường được đề xuất bởi Koenker & Baset (1978), nhưng phương pháp ước lượng là hoàn toàn khác biệt do sự khác biệt về bản chất của dữ liệu. Với mô hình Laplace, dữ liệu ghi nhận trạng thái của mỗi quan sát là có xảy ra sự kiện hay không, nếu bỏ qua trạng thái về sự kiện của các quan sát thì các ước lượng trong hồi quy phân vị sẽ không còn chính xác.

Trên thế giới đã có nghiên cứu sử dụng hồi quy phân vị trong lĩnh vực quản trị rủi ro trong ngân hàng, chẳng hạn Miller (2014) khi nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng đến thời gian của khoản vay tín dụng của khách hàng cá nhân của Mỹ, tác giả sử dụng mô hình hồi quy phân vị trong phân tích sống sót, dữ liệu nghiên cứu gồm 17.000 quan sát là khoản vay từ trang web cho vay ngang hàng Prosper.com từ tháng 2/2007 đến tháng 11/2009, trong đó tác giả so sánh mô hình hồi quy phân vị trong phân tích sống sót với mô hình Cox PH truyền thống trong việc đánh giá tác động của các biến giải thích lên thời gian sống sót của khoản vay. Bài viết chỉ ra tác động không đồng nhất của các biến giải thích truyền thống lên thời gian tồn tại của các khoản vay vỡ nợ sớm và muộn. Các yếu tố có tác động không đồng nhất là điểm tín dụng, quá khứ vỡ nợ và số lượng báo cáo thẩm tra tín dụng – những yếu tố này là không thể ghi nhận được bởi mô hình tỷ lệ nguy cơ Cox PH truyền thống. Gần đây, một số nghiên cứu khác đáng chú ý trong lĩnh vực kinh tế và quản trị rủi ro gần đây có sử dụng hồi quy phân vị trong phân tích sống sót là của Di & Hanke (2012), Berlemann & Luik (2014), Loonat (2015), Cajias & cộng sự (2020). Đây là các ứng dụng đa dạng trong nhiều lĩnh vực, từ lĩnh vực ngân hàng tài chính, sự lựa chọn của khách hàng cá nhân, khách hàng doanh nghiệp đến thị trường bất động sản. Các nghiên cứu này đều có kết quả thể hiện ưu điểm vượt trội của hồi quy phân vị trong phân tích sống sót so với các mô hình phân tích sống sót truyền thống khác.

Ở Việt Nam, đã có một số nghiên cứu về thời điểm vỡ nợ của khách hàng cá nhân bằng các mô hình trong phân tích sống sót. Chẳng hạn bài viết của Đoàn Trọng Tuyển & Nguyễn Thị Minh (2020), trong đó các tác giả đã sử dụng mô hình Cox PH và mô hình Cox PH mở rộng để dự báo vỡ nợ của các khoản vay cá nhân trong các khoảng thời gian khác nhau, nghiên cứu được thực hiện trên tập dữ liệu gồm 55.500 quan sát là khách hàng cá nhân có nguồn thu nhập chính từ lương trong khoảng thời gian từ tháng 1/2014 đến tháng 6/2018. Các biến giải thích được sử dụng trong các mô hình là tuổi của khách hàng, thời gian làm việc, vị trí công việc, học vấn, sở hữu bất động sản – nhà ở, hình thức trả lương và tỷ lệ giữa số tiền vay trên tổng thu nhập. Kết quả chính của bài viết cho thấy mô hình Cox PH mở rộng có hiệu suất dự báo tốt hơn mô hình Cox PH thông thường, trong đó các tác động của các biến giải thích lên thời gian sống sót của khoản vay (là thời gian từ khi khoản vay được giải ngân tới khi được xác định là vỡ nợ hay kết thúc khoản vay) đều có ý nghĩa thống kê, bài viết chỉ ra thời điểm khoản vay có khả năng vỡ nợ cao nhất là tháng thứ 16. Tuy nhiên, cũng giống như các công bố khác sử dụng phân tích sống sót bằng mô hình Cox PH hay mô hình AFT, bài viết cũng cho thấy hiệu suất dự báo không cao ở các mô hình với thời gian của khoản vay dài hơn, đặc biệt là trong khoảng 0 – 36 tháng. Vì vậy trong bài viết này, chúng tôi sẽ sử dụng mô hình Laplace, mà theo hiểu biết của chúng tôi thì đây là một phương pháp hầu như chưa được sử dụng ở Việt Nam trong lĩnh vực quản trị rủi ro, để đánh giá các tác động của các biến giải thích cũng như ước tính thời gian sống sót của các khoản vay cá nhân trên các phân vị khác nhau – điều mà mô hình Cox PH hay các mô hình AFT không thể giải quyết được, với dự tính các biến giải thích quan trọng sẽ có tác động khác nhau lên thời gian sống sót của khoản vay, chúng tôi hi vọng sẽ dự đoán chính xác hơn về thời gian sống sót của khoản vay.

Bảng 1. Thống kê mô tả các biến liên tục cùng các phân vị không điều kiện tương ứng

Tổng số khoản vay: 53.981 Số khoản vay bị vỡ nợ: 5.911 Tỷ lệ số khoản vay bị vỡ nợ trong thời gian nghiên cứu: 10,95%					
Tên biến số	Mô tả biến số	10%	25%	50%	75%
<i>Surv</i>	Thời gian sống sót của khoản vay	7	11	19	28
<i>Loan_per_Income</i>	Tỷ lệ tổng số tiền phải trả trên tổng thu nhập	0,3107	0,4186	0,5046	0,5889

Nguồn: Nghiên cứu của nhóm tác giả.

3. Mô hình và kết quả phân tích

3.1. Số liệu và các biến số

Dữ liệu thứ cấp từ một ngân hàng thương mại cổ phần, với 53.981 quan sát là các khách hàng cá nhân có nguồn thu nhập chính từ lương, dữ liệu được lấy một lần duy nhất khi khách hàng làm thủ tục xin cấp vốn và đã được chấp thuận cho vay. Dữ liệu bao gồm các thông tin về nhân khẩu học, tình hình tài chính và lịch sử trả nợ hàng tháng từ khi khoản vay được giải ngân, khoảng thời gian lấy dữ liệu bắt đầu từ 01/01/2014 đến 01/06/2018, khoảng thời gian nghiên cứu là 54 tháng. Việc phân biến thành các nhóm được thực hiện theo thuật toán được đề xuất bởi Stepanova & Thomas (2002).

Dưới đây là các biến số được sử dụng trong mô hình:

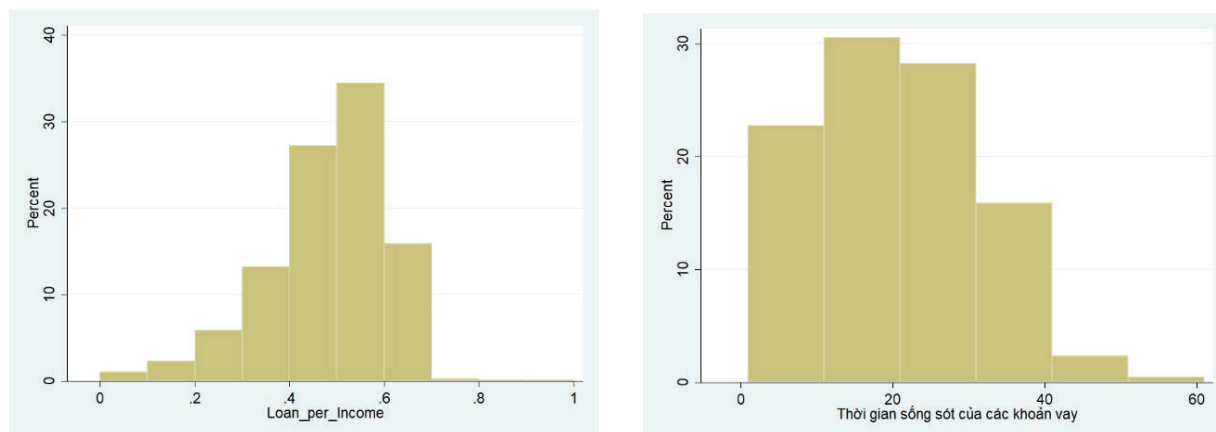
- *Age* là tuổi của khách hàng, đơn vị tính là năm. Tuổi của khách hàng thường được cho là có tương quan với năng lực quản lý tài chính cũng như sở thích rủi ro, nên được cho là có mối liên hệ với khả năng vỡ nợ. Dự kiến về giá trị của hệ số biến tuổi là: Ở mức tuổi càng cao thì giá trị càng lớn do khi tuổi càng cao thì người ta thường có nhiều kinh nghiệm trong công việc, có sự chín chắn trong các quyết định kinh doanh và không có nhiều sự mạo hiểm trong các quyết định, đặc biệt là liên quan tới tài chính.
- *Working_time* là thời gian làm việc tại lĩnh vực chuyên môn hiện tại, đơn vị tính là năm. Thông thường, thời gian làm việc càng nhiều thì kinh nghiệm càng được tích lũy nhiều, điều này thường dẫn đến lương được trả cho công việc càng cao, do đó chúng tôi kỳ vọng thời gian làm việc càng lâu thì thời gian sống sót của khoản vay càng nhiều, nghĩa là chúng tôi kỳ vọng nhóm có thời gian làm việc lâu năm sẽ có hệ số lớn hơn so với nhóm có thời gian làm việc ít hơn.
- *Position* là vị trí công việc của khách hàng. Vì lương, thưởng của người lao động là khác nhau tùy thuộc vào vị trí công việc cũng như trách nhiệm của cá nhân đối với công việc, nên kỳ vọng về giá trị hệ số của nhóm lao động được đào tạo nghề hoặc công nhân là thấp nhất, nhóm có vị trí quản lý, chuyên viên có hệ số cao nhất.
- *Educ* là học vấn của khách hàng. Vì học vấn là thước đo trình độ của người lao động, nên chúng tôi kỳ vọng hệ số của các nhóm này tăng dần từ nhóm có trình độ học vấn thấp đến nhóm có trình độ học vấn cao.
- *Land* là tình trạng sở hữu bất động sản, nhà ở. Thông thường, việc sở hữu nhà thứ hai trở lên sẽ cho một nguồn thu nhập ổn định hàng tháng và cũng thể hiện khách hàng có tiềm lực tài chính vững mạnh, do đó hệ số của nhóm này được kỳ vọng có giá trị lớn nhất.
- *Wage* là hình thức trả lương. Do sự tiện lợi cũng như sàng lọc trước đó về khả năng trả nợ mà nhóm khách hàng được trả lương qua chính ngân hàng cho vay được kỳ vọng sẽ có hệ số lớn nhất.
- *Loan_per_Income* là tỷ lệ giữa tổng số tiền phải trả (gốc + lãi) tại tất cả các tổ chức tín dụng trên tổng thu nhập sau thuế, bao gồm cả khoản vay đang xem xét, dữ liệu của biến này nằm trong khoảng , đây là biến liên tục. Giá trị biến số này càng lớn thì khoản vay càng lớn (so với tổng thu nhập sau thuế), nên hệ số của biến này được kỳ vọng là số âm.

Bảng 2. Thống kê mô tả các biến giải thích dạng nhóm

Tên biến số		Mô tả biến số	Số lượng
Age	1	Nhóm tuổi từ [18, 23)	1.446
	2	Nhóm tuổi từ [23, 28)	11.467
	3	Nhóm tuổi từ [28, 33)	14.902
	4	Nhóm tuổi từ [33, 48)	21.830
	5	Nhóm tuổi từ [48, 69)	4.336
Working_time	1	Khoảng [0, 3)	7.419
	2	Khoảng [3, 6)	16.106
	3	Khoảng [6, 9)	10.003
	4	Khoảng [9, 15)	11.201
	5	Khoảng [15, 43)	9.252
Position	1	Lao động được đào tạo nghề hoặc công nhân	11.972
	2	Chuyên viên, nhân viên thất nghiệp hoặc đã nghỉ hưu	32.052
	3	Quản lý, chuyên viên	9.957
Educ	1	Dưới trung cấp	8.607
	2	Trung cấp	12.843
	3	Cao đẳng	8.212
	4	Đại học hoặc trên đại học	24.319
Land	1	Ở nhà thuê	7.892
	2	Ở nhờ	19.927
	3	Có 1 nhà	24.268
	4	Có 2 nhà trở lên	1.894
Wage	1	Được trả lương qua các ngân hàng khác	36.888
	2	Được trả lương bằng tiền mặt	9.465
	3	Được trả lương qua chính ngân hàng cho vay	7.628

Nguồn: Nghiên cứu của nhóm tác giả.

Hình 1. Biểu đồ phân bố Histogram của các biến tỷ lệ giữa tổng số tiền phải trả trên tổng thu nhập sau thuế và thời gian sống sót của các khoản vay (tính theo tháng)



Nguồn: Nghiên cứu của nhóm tác giả.

Bảng 1, Bảng 2 và Hình 1 mô tả cơ bản về các biến trong dữ liệu phân tích và mối liên hệ giữa các biến giải thích với thời gian sống sót của khoản vay.

Mô hình Laplace cho phép ước tính thời gian sống sót của mỗi khoản vay trên các phân vị trong khoảng dưới dạng

$$Q_{\tau}(T|X) = \beta_0(\tau) + \beta_1(\tau).Age + \beta_2(\tau).Working_time + \beta_3(\tau).Position + \beta_4(\tau).Educ + \beta_5(\tau).Land + \beta_6(\tau).Wage + \beta_7(\tau).Loan_per_Income, \text{ với } \tau \in (0;1) \quad (1)$$

Trong đó $Q_{\tau}(T|X)$ là phân vị τ của thời gian sống sót T với điều kiện X , $\beta_i(\tau)$ là hệ số của biến giải thích thứ i trong phân vị τ , thể hiện tác động của biến giải thích thứ i lên phân vị τ của thời gian sống sót của khoản vay.

Bảng 3. Kết quả ước lượng của mô hình hồi quy Laplace

Các hệ số hồi quy		$\tau = 0,1$ [1]	$\tau = 0,25$ [2]	$\tau = 0,5$ [3]	$\tau = 0,75$ [4]
Hệ số chặn $\beta_0(\tau)$		10,10** (0,97)	16,62** (105)	25,99** (0,94)	31,96** (0,89)
<i>Loan_per_Income</i>		-9,56** (1,54)	-11,99** (1,47)	-10,06** (1,30)	-9,39** (1,24)
<i>Age</i>	2	1,87** (0,57)	4,20** (0,73)	4,43** (0,70)	4,01** (0,67)
	3	0,94 (0,60)	2,64** (0,77)	3,08** (0,73)	2,74** (0,69)
	4	0,25 (0,63)	1,89** (0,81)	2,59** (0,76)	2,37** (0,71)
	5	2,08* (1,02)	4,12** (1,14)	4,90** (1,04)	4,93** (1,00)
<i>Working_time</i>	2	1,38** (0,41)	2,49** (0,50)	2,36** (0,46)	2,49** (0,43)
	3	2,48** (0,50)	5,07** (0,64)	4,60** (0,56)	4,52** (0,52)
	4	3,13** (0,58)	4,90** (0,67)	4,68** (0,60)	4,64** (0,55)
	5	3,99** (0,74)	5,73** (0,80)	5,39** (0,70)	5,14** (0,66)
<i>Position</i>	2	3,64** (0,37)	6,42** (0,51)	6,29** (0,42)	5,94** (0,39)
	3	6,20** (0,74)	10,99** (0,76)	11,24** (0,59)	10,78** (0,57)
<i>Educ</i>	2	2,43** (0,37)	3,53** (0,51)	3,35** (0,46)	3,37** (0,43)
	3	1,87** (0,5)	4,02** (0,66)	3,70** (0,53)	3,67** (0,50)
	4	9,52** (0,54)	11,09** (0,59)	10,36** (0,52)	10,53** (0,51)
<i>Land</i>	2	1,91** (0,37)	2,50** (0,48)	2,84** (0,44)	2,77** (0,41)
	3	4,60** (0,47)	6,22** (0,56)	6,10** (0,49)	5,97** (0,47)
	4	8,95** (1,73)	9,64** (1,62)	10,61** (1,68)	10,81** (1,57)
<i>Wage</i>	2	4,31** (0,56)	4,45** (0,5)	4,16** (0,46)	4,08** (0,46)
	3	13,27** (0,72)	15,68** (0,68)	15,36** (0,66)	15,28** (0,68)

Ghi chú: Số trong dấu ngoặc đơn là sai số chuẩn; các ký hiệu * và ** tương ứng biểu thị các mức ý nghĩa 10% và 5%.

Nguồn: Nghiên cứu của nhóm tác giả.

3.2. Kết quả ước lượng

Bảng 3 trình bày kết quả ước lượng mô hình hồi quy Laplace từ phương trình (1) cho các phân vị $\tau = 0,1$, $\tau = 0,25$, $\tau = 0,5$ và $\tau = 0,75$. Các hệ số của các biến đều có ý nghĩa thống kê. Từ định nghĩa của $Q_{\tau}(T|X)$, ta có thể chuyển từ việc tính thời gian sống sót sang nguy cơ vỡ nợ với mức xác suất cụ thể theo phân vị τ , ví dụ nếu $Q_{\tau=0,1}(T|X) = 34$ thì điều này có nghĩa là thời gian sống sót của khoản vay tương ứng với các biến giải thích X là 34 tháng ở phân vị 10%, hay khách hàng này có 10% khả năng bị vỡ nợ ở tháng thứ 34 của khoản vay, hoặc có thể hiểu là xác suất để khoản vay vẫn chưa bị vỡ nợ ở tháng thứ 34 là 90%.

Cột [1], [2], [3] và [4] lần lượt là các hệ số ước lượng tương ứng với các phân vị $\tau = 0,1, \tau = 0,25, \tau = 0,5, \tau = 0,75$. Chẳng hạn giá trị -9,56 trên dòng 3, cột [1] là số âm, điều này có nghĩa là khi giá trị của *Loan_per_Income* càng lớn thì thời gian sống sót của khoản vay càng ngắn lại. Cụ thể hơn, từ phương trình hồi quy

(1) ở trên, nếu tỷ lệ giữa giá trị khoản vay trên tổng thu nhập là α thì thời gian sống sót của khoản vay được trừ bớt đi 9.56α vì

$$Q_{\tau}(T|X) = \beta_0(\tau) + \beta_1(\tau).Age + \beta_2(\tau).Working_time + \beta_3(\tau).Position + \beta_4(\tau).Educ + \beta_5(\tau).Land + \beta_6(\tau).Wage - 9.56.\alpha \text{ với } \tau = 0,1$$

Từ cột [1] (là hệ số hồi quy cho phân vị) cho thấy: Hệ số của biến Age với nhóm tuổi trong khoảng [48,69) là cao nhất và bằng 2,08. Nghĩa là, thời gian sống sót của các khoản vay của nhóm khách hàng có tuổi trong khoảng [48,69) dài hơn so với nhóm có tuổi trong khoảng [18,23) (nhóm cơ sở) là 2,08 tháng, đồng thời nhóm tuổi trong khoảng [18,23) là nhóm tuổi có thời gian sống sót của khoản vay là ngắn nhất (với hệ số hồi quy bằng) so với các nhóm tuổi khác. Hệ số của biến Educ cho biết thời gian sống sót của khoản vay của khách hàng có trình độ từ đại học trở lên cao hơn nhóm có trình độ dưới trung cấp là 9,52 tháng, nhưng điều thú vị ở đây là ở chỗ nhóm có trình độ cao đẳng lại có thời gian sống sót của khoản vay lại ngắn hơn nhóm có trình độ trung cấp.

Các hệ số của các biến giải thích liên quan đến tình hình tài chính và công việc của khách hàng như *Land, Position, Working_time* đều phù hợp với kỳ vọng ban đầu – nghĩa là chúng đều có hệ số hồi quy tăng dần theo khả năng tài chính (thể hiện bằng tình trạng sở hữu bất động sản), vị trí công việc, kinh nghiệm làm việc (thể hiện bằng thời gian làm việc) của các cá nhân vay vốn, những khách hàng được trả lương qua chính ngân hàng đang vay vốn sẽ có thời gian sống sót của khoản vay dài hơn nhóm khách hàng được trả lương qua ngân hàng khác tới 13,27 tháng. Kết quả này cũng đồng nhất với kết quả trong Silva & cộng sự (2020), trong đó tác giả khẳng định nguy cơ vỡ nợ của khoản vay tăng theo giá trị của khoản vay, thời gian vay và tuổi của khách hàng, nhưng giảm nếu khách hàng có nhiều thẻ tín dụng hay nhận lương từ cùng một ngân hàng cho vay.

So sánh kết quả giữa các phân vị cho thấy: Có sự tương đồng về xu hướng biến thiên của các biến giải thích giữa các phân vị, cụ thể là các biến *Working_time, Position, Land* và *Wage* có các hệ số với xu thế chung là tăng. Tuy nhiên, xu thế của biến Age là không đơn điệu theo nhóm tuổi, nhóm ít tuổi nhất (nhóm cơ sở) có thời gian sống sót của khoản vay thấp nhất, sau đó nhóm tuổi [23,28) có hệ số lại cao hơn so với hai nhóm tiếp theo là nhóm tuổi [28,33) và nhóm tuổi [33,48). Điều này có nghĩa là nhóm tuổi [23,28) có thời gian sống sót của khoản vay dài hơn so với các nhóm [28,33) và [33,48), nhóm tuổi già nhất có hệ số cao nhất – nghĩa là có thời gian sống sót của khoản vay dài nhất, sự biến thiên ở đây giống hình ảnh hàm bậc 3 và đúng cho các phân vị. Với biến *Loan_per_Income* thì không có xu thế chung cho các phân vị, hệ số của biến trên phân vị của nhóm có trình độ trung cấp lại cao hơn nhóm có trình độ cao đẳng, nhưng ở các phân vị cao hơn thì điều này lại không còn đúng nữa, điều này có nghĩa là đối với các khoản vay vỡ nợ sớm thì tác động lên thời gian sống sót của khoản vay của nhóm có trình độ cao đẳng là thấp hơn so với nhóm có trình độ trung cấp, còn với các khoản vay có thời gian sống sót dài hơn thì điều này là ngược lại.

Kết quả kiểm định (Xem Bảng 4 phần Phụ lục) cũng cho thấy, đa số các biến đều có sự khác biệt giữa các hệ số của các phân vị $\tau = 0,1$ và $\tau=0,5$. Tuy nhiên hệ số của biến *Loan_per_Income* lại không khác biệt giữa các phân vị này.

4. Kết luận và khuyến nghị

Từ kết quả phân tích ở trên, có thể rút ra một số kết luận và khuyến nghị như sau:

Thứ nhất, về tác động của tuổi của khách hàng đến thời gian sống sót của khoản vay. Kết quả cho thấy các nhóm khách hàng rất trẻ ([18; 23)) hoặc trung trung tuổi ([33; 48)) có nguy cơ vỡ nợ cao hơn so với nhóm khách hàng còn lại. Do đó, khi đưa ra các quyết định tín dụng cũng như tính toán phòng ngừa rủi ro, ngân hàng nên tính đến yếu tố này. Chẳng hạn với các khách hàng có nhiều rủi ro này thì cần có thêm các biện pháp để hạn chế rủi ro.

Thứ hai, về học vấn của khách hàng, ở phân vị thấp của thời gian sống sót của khoản vay, tác động của học vấn cao đẳng lại ít hơn học vấn trung cấp, nhưng ở các phân vị cao hơn thì điều này không còn đúng nữa. Điều này ngụ ý rằng, với các khoản vay bị vỡ nợ sớm thì tác động của học vấn trung cấp lại tích cực hơn so với học vấn cao đẳng, có thể có nhiều lao động có trình độ cao đẳng đang làm công việc trái ngành, dẫn đến thu nhập thấp hơn người có trình độ trung cấp.

Thứ ba, nhóm khách hàng được trả lương qua cùng một ngân hàng đang vay có thời gian sống sót của khoản vay cao hơn nhiều so với những nhóm khách hàng được trả lương qua ngân hàng khác hoặc được trả lương bằng tiền mặt. Dựa vào kết quả này, các ngân hàng nên lưu ý các chương trình khuyến mại dành cho nhóm khách hàng thân thiết và tạo ra cộng đồng nhiều khách hàng thân thiết, do nhóm khách hàng này có độ an toàn cao khi vay vốn, điều này đem lại lợi nhuận lớn cho ngân hàng.

Thứ tư, một chỉ số quan trọng đối với sự kiện vỡ nợ là chỉ số tài chính, được đo bằng tỷ lệ giữa số tiền phải trả trên tổng thu nhập sau thuế, là có tác động như nhau đối với các nhóm có thời điểm vỡ nợ khác nhau. Điều này có thể ngụ ý rằng chỉ số tài chính này không thực sự là yếu tố gây nên sự khác nhau về khoảng thời gian sống sót của khoản vay.

Phụ lục: Kiểm định đối với các hệ số hồi quy

Bảng 4. Kiểm định về sự khác nhau của các hệ số hồi quy giữa các phân vị 10%, 50%

$H0: \beta_i(10) = \beta_i(50)$		p-value	$H0: \beta_i(10) = \beta_i(50)$		p-value
Age	2	0,0045	Educ	2	0,1151
	3	0,0233		3	0,0123
	4	0,0178		4	0,2666
	5	0,0534	Land	2	0,1044
Working_time	2	0,1113		3	0,0279
	3	0,0049		4	0,4910
	4	0,0626	Wage	2	0,8411
	5	0,1736		3	0,0335
Position	2	0,0000	Loan_per_Income		0,8068
	3	0,0000			

Nguồn: Nghiên cứu của nhóm tác giả.

Tài liệu tham khảo

- Bellavia, A., Bottai, M. & Orsini, N. (2016), 'Evaluating Additive Interaction Using Survival Percentiles', *Epidemiology*, 27(3), 360 – 364.
- Bellotti, T. & Crook, J. (2009), 'Credit scoring with macroeconomic variables using survival analysis', *The Journal of the Operational Research Society*, 60(12), 1699–1707.
- Bottai, M. & Zhang, J. (2010), 'Laplace regression with censored data', *Biometrical Journal*, 52(4), 487–503.
- Banasik, J., Crook, J. & Thomas, L. (1999), 'Not if but when will borrowers default', *The Journal of the Operational Research Society*, 50(12), 1185–1190.
- Berleemann, M. & Luik, M. (2014), 'Institutional reform and depositors' portfolio choice: Evidence from censored quantile regressions', *CESifo Working Paper No. 4782 - Category 7: Monetary Policy and International Finance*.
- Cajias, M., Freudenreich, P. & Freudenreich, A. (2020), 'Exploring the determinants of real estate liquidity from an alternative perspective: Censored quantile regression in real estate research', *Journal of Business Economics*, 90, 1057–1086.
- Cox, D.R. (1972), 'Regression models and life-tables (with discussion)', *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 74, 187–220.
- Cox, D.R. (1975), 'Partial likelihood', *Biometrika*, 62(2), 269–276.
- Đoàn Trọng Tuyên & Nguyễn Thị Minh (2020), 'Mô hình Cox và Cox mở rộng trong ước tính xác suất vỡ nợ đối với các khoản vay cá nhân', *Hội thảo khoa học công cụ toán – thống kê trong nghiên cứu kinh tế - tài chính*, 89–104.

-
- Di, H. & Hanke, S.A. (2012), 'Why do small businesses take on high levels of external loans? A censored quantile regression analysis', *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*, 16(Special Issue), 17–25.
- Koenker, R. & Bassett, G.W. (1978), 'Regression quantiles', *Econometrica*, 46(1), 33–50.
- Koenker, R. (2008), 'Censored quantile regression redux', *Journal of Statistical Software*, 27(6), 1–25.
- Miller, R. (1976), 'Least squares regression with censored data', *Biometrika*, 63(3), 449–464.
- Miller, S. (2014), *Risk Factors for Consumer Loan Default: A Censored Quantile Regression Analysis*, Working paper, University of Illinois.
- Narain, B. (1992), 'Survival analysis and the credit granting decision', in Thomas, L.C., Crook, J.N. & Edelman, D.B., *Credit Scoring and Credit Control*, Clarendon Press: Oxford, 109–121.
- Peng, L. & Huang, Y. (2008), 'Survival analysis with quantile regression models', *Journal of the American Statistical Association*, 103, 637–649.
- Portnoy, S. (2003), 'Censored regression quantiles', *Journal of the American Statistical Association*, 98(464), 1001–1012.
- Powell, J. (1986), 'Censored regression quantiles', *Journal of Econometrics*, 32, 143–155.
- Silva, E.C., Lopes, I.C, Correia, A. & Faria, S. (2020), 'A logistic regression model for consumer default risk', *Journal of Applied Statistics*, 47, 2879–2894.
- Stepanova, M. & Thomas, L. (2002). 'Survival analysis methods for personal loan data' *Operations Research Quarterly*, 50(2), 277–289.
- Loonat, Z. (2015), 'Quantile regression methods for censored survival data', Master of Science Dissertation, University of Johannesburg, South Africa.

SỰ KHÁC BIỆT GIỮA CÁC NHÓM NGƯỜI TIÊU DÙNG VIỆT NAM VỀ HÀNH VI TIÊU DÙNG BỀN VỮNG

Hồ Huy Tựu

Trường Đại học Nha Trang

Email: tuuhh@ntu.edu.vn

Ngày nhận: 12/11/2020

Ngày nhận bản sửa: 14/12/2020

Ngày duyệt đăng: 05/5/2021

Tóm tắt

Nghiên cứu này khám phá sự khác biệt về các hành vi tiêu dùng bền vững (tiêu dùng tiết kiệm, hành vi tốt cho sức khỏe và tuân thủ quy định môi trường) giữa các nhóm người tiêu dùng Việt Nam theo các đặc điểm nhân khẩu. Bên cạnh thu nhập, giới tính, tình trạng hôn nhân, học vấn được nhiều nghiên cứu quan tâm, nghiên cứu này bao gồm thêm các đặc điểm nghề nghiệp, cấu trúc gia đình, tôn giáo và nơi cư trú. Kết quả nghiên cứu cho thấy sự khác biệt đáng kể về các hành vi tiêu dùng bền vững giữa các nhóm. Từ đó, các hàm ý chính sách được đề nghị phù hợp với từng đặc điểm nhân khẩu của các nhóm người tiêu dùng khác nhau.

Từ khóa: Các nhóm người tiêu dùng, đặc điểm nhân khẩu, hành vi tiêu dùng bền vững.

Mã JEL: D1, E21, P46.

The differences between Vietnamese consumer groups in terms of sustainable consumption behaviors

Abstract:

This study explores the differences in terms of sustainable consumption behaviors (economic consumption, good health behavior, and compliance with environmental regulations) between demographics-based consumer groups. In addition to income, gender, marital status, and education much explored by previous studies, this study still includes new characteristics such as occupation, family structure, religion, and residential sites. The results illustrates significant differences in sustainable consumption behaviors across groups. Based on the findings, some policy implications are suggested for each consumer group.

Keywords: Consumer groups, demographic characteristics, sustainable consumption behaviors.

JEL Codes: D1, E21, P46.

1. Giới thiệu

Tiêu dùng bền vững là cách thức sử dụng sản phẩm có hiệu quả, tiết kiệm tài nguyên, giảm thiểu gây ô nhiễm môi trường, không ảnh hưởng đến cuộc sống của thế hệ sau (Brundtland, 1987). Các hành vi như tiêu dùng các thực phẩm tốt cho sức khỏe, tiết kiệm điện nước, không hút thuốc lá, không uống rượu bia, các hoạt động nâng cao tuổi thọ, mua sản phẩm thân thiện môi trường... đã nhận được sự quan tâm của hầu hết các phương tiện truyền thông trong nước. Tuy nhiên, trong khi một bộ phận người tiêu dùng quan tâm hưởng ứng, một bộ phận khác vẫn còn thờ ơ do thói quen tiêu dùng bị chi phối bởi phong tục, tập quán, văn hóa và khả năng kinh tế (Nguyễn Thế Đồng, 2013). Chi tiêu cho các mặt hàng xa xỉ, thực phẩm không rõ nguồn gốc, các loại đồ uống có cồn, nước ngọt, thuốc lá, thức ăn nhanh, hay sự lạm dụng của ngon vật lạ đã gây tác động không nhỏ đến sự bền vững của môi trường, sức khỏe cộng đồng và chi phí xã hội (Nguyễn Thế Đồng, 2013). Vì vậy nhận diện người tiêu dùng liên quan đến tiêu dùng bền vững là quan trọng để có các

chính sách phù hợp, tuy nhiên các thông tin khoa học liên quan là khá hạn chế.

Ở nước ta, chủ đề tiêu dùng bền vững đã thu hút sự quan tâm khá mạnh mẽ từ giới học thuật (ví dụ, Hồ Huy Tựu & cộng sự, 2018; Cái Trinh Minh Quốc & cộng sự, 2020), nhưng hầu hết các nghiên cứu này tập trung kiểm định các biến số ảnh hưởng đến ý định mua hoặc hành vi mua đối với một sản phẩm cụ thể (ví dụ, điện, sản phẩm nuôi sinh thái, cá,...), và rất hiếm nghiên cứu khám phá sự khác biệt giữa các nhóm người tiêu dùng về các hành vi tiêu dùng bền vững. Các nghiên cứu trên thế giới cho thấy rằng các biến nhân khẩu học như tuổi, giới tính, học vấn, cấu trúc gia đình, sắc tộc... góp phần đáng kể vào việc giải thích sự khác biệt về các hành vi tiêu dùng bền vững (D'Souza & cộng sự, 2007; Gan & cộng sự, 2008; Memery & cộng sự, 2005). Vì vậy, nghiên cứu này khám phá sự khác biệt về các hành vi tiêu dùng bền vững giữa các nhóm người tiêu dùng Việt Nam theo các đặc điểm nhân khẩu. Đặc biệt, nghiên cứu này bao gồm thêm nghề nghiệp, kết cấu gia đình và nơi cư trú, là các đặc điểm chưa có nghiên cứu nào đề cập đến. Hiểu được sự khác biệt giữa các nhóm tiêu dùng khác nhau là quan trọng để đưa ra các chính sách phù hợp nhằm thay đổi hành vi hướng đến tiêu dùng bền vững (Gwozdz & cộng sự, 2020).

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Hành vi tiêu dùng bền vững

Mục đích của tiêu dùng bền vững là cải thiện, nâng cao chất lượng cuộc sống của cả người tiêu dùng thế hệ hiện nay và thế hệ mai sau, đồng thời giảm thiểu tác động tới môi trường (Brundtland, 1987). Tiêu dùng bền vững bao gồm nhiều hành động độc lập với nhau (Gilg & cộng sự, 2005). Trong nghiên cứu này, hành vi tiêu dùng bền vững là các hành động tìm kiếm, mua, sử dụng các sản phẩm, dịch vụ của cá nhân, nhóm người tiêu dùng với mục đích giảm thiểu các chất thải gây ô nhiễm môi trường, bảo đảm an toàn cho sức khỏe bản thân và cộng đồng (Nguyễn Hữu Thụ, 2014).

Cụ thể hơn, hành vi tiêu dùng bền vững được cấu trúc gồm 03 thành phần. Thứ nhất, *tiêu dùng tiết kiệm* liên quan đến việc lựa chọn các sản phẩm hoặc cách thức sử dụng tốn ít nhiên liệu, năng lượng, điện nước, các tài nguyên khác, sử dụng lại bao bì... (Hồ Huy Tựu & cộng sự, 2018). Thứ hai, *tiêu dùng tốt cho sức khỏe* bao gồm việc chọn mua các sản phẩm hữu cơ, có dán nhãn sinh thái, ăn nhiều rau củ, trái cây và tiết giảm các thành phần không có lợi cho sức khỏe như đường, chất béo... (Verain & cộng sự, 2015). Cuối cùng, *hành vi tuân thủ quy định môi trường* thể hiện việc thực hiện các hướng dẫn về phân loại rác thải, giữ gìn vệ sinh môi trường khu dân cư, không tiêu dùng các loại sản phẩm bị cấm,... (Bowen & Panagiotopoulos, 2018; Hồ Huy Tựu & cộng sự, 2018).

2.2. Các đặc điểm nhân khẩu học

Theo lý thuyết Marketing, các tiêu chí phân nhóm thị trường là đa dạng, nhưng phổ biến và cơ bản nhất là các đặc điểm nhân khẩu học như tuổi, giới tính, nghề nghiệp, thu nhập, tình trạng hôn nhân... (Memery & cộng sự, 2005).

Tuổi là biến phổ biến nhất trong các nghiên cứu về phân nhóm người tiêu dùng liên quan đến tiêu dùng bền vững ở phương Tây (D'Souza & cộng sự, 2007; Jain & Kaur, 2006). Ví dụ, các nhà nghiên cứu nhận thấy rằng trong khi những người tiêu dùng trẻ tuổi thể hiện mức độ quan tâm cao, những người tiêu dùng lớn tuổi lại thể hiện sự quan tâm không rõ đối với các sản phẩm thân thiện môi trường (Arttachariya, 2012; D'Souza & cộng sự, 2007; Gan & cộng sự, 2008). Các kết quả thiếu nhất quán này là đáng để kiểm định lại trong bối cảnh một nước Châu Á.

Về giới tính, Tikka & cộng sự (2000) cho thấy có sự khác biệt đáng kể giữa nam và nữ về các hành vi tiêu dùng bền vững. Phụ nữ thường mua sản phẩm dán nhãn sinh thái nhiều hơn nam giới vì họ tin rằng chúng tốt hơn cho môi trường và sức khỏe (Gil & cộng sự, 2000). Quy mô số khách hàng nữ chọn mua các sản phẩm này cũng thường cao hơn nam giới (Gil & cộng sự, 2000; Jain & Kaur, 2006). Tuy nhiên, Balderjahn (1998) nhận thấy nam giới lo lắng và nhận thức các vấn đề về môi trường nhiều hơn nữ giới và sẵn sàng chi trả nhiều hơn cho các sản phẩm giảm ô nhiễm môi trường. Sự khác nhau trong quan niệm về vai trò của người phụ nữ trong gia đình giữa các nước phương Tây và phương Đông làm cho việc khám phá sự khác biệt giữa nam và nữ liên quan đến tiêu dùng bền vững trong bối cảnh văn hóa Á Đông mang lại ý nghĩa thiết thực.

Các nghiên cứu trước cũng khẳng định có mối quan hệ giữa thu nhập và hành vi tiêu dùng bền vững.

Ví dụ, hầu hết người tiêu dùng sẵn sàng chi trả cho các sản phẩm thân thiện môi trường, sản phẩm hữu cơ thường có thu nhập trung bình cao (Bloom & Sevilla, 2004; Roitner-Schobesberger & cộng sự, 2008). Tuy nhiên, Laroache & cộng sự (2001) không ủng hộ quan điểm này. Nhóm học giả này cho rằng người có thu nhập cao thường gia tăng tiêu dùng, nhưng họ không hẳn tăng chi tiêu nhiều hơn cho các sản phẩm thân thiện môi trường so với người có thu nhập thấp. Tương tự, Junaedi (2012) thấy rằng những người có thu nhập thấp thì hầu như không chi tiêu cho các sản phẩm thân thiện với môi trường. Gan & cộng sự (2008) cho rằng thu nhập không ảnh hưởng đến quyết định tiêu dùng các sản phẩm thân thiện với môi trường. Các kết quả trái ngược nhau là đáng để xem xét sự khác biệt về thu nhập có quan hệ ra sao với mức độ tiêu dùng bền vững của người Việt Nam.

Tiếp đến, học vấn cũng là một yếu tố được chú ý liên quan đến các hành vi tiêu dùng bền vững. Người có học vấn cao thường ứng xử thân thiện với môi trường tốt hơn người có học vấn thấp (Hockett & cộng sự, 2004). Tuy nhiên, cũng có quan điểm ngược lại. Ví dụ, Gil & cộng sự (2000) cho thấy rằng người tiêu dùng thực phẩm hữu cơ có học vấn thấp hơn so với người tiêu dùng thực phẩm phi hữu cơ. Vì vậy, sẽ khó để dự đoán liệu người tiêu dùng Việt Nam với trình độ học vấn khác nhau, mức độ tiêu dùng bền vững của họ khác biệt như thế nào. Điều này đưa đến một kiểm định mức độ tiêu dùng bền vững liên quan đến đặc điểm học vấn là cần thiết.

Các nghiên cứu về xã hội học kết luận rằng yếu tố gia đình là đặc biệt quan trọng liên quan đến các vấn đề về sức khỏe. Ví dụ, tình trạng hôn nhân có ảnh hưởng đến hành vi chăm sóc gia đình và lựa chọn thực phẩm tốt cho sức khỏe (Exelson, 1986). Tuy nhiên, cấu trúc các gia đình phương Tây thường ít phức tạp với một đến hai thế hệ. Vì vậy, nghiên cứu này muốn khám phá liệu có sự khác biệt về các hành vi tiêu dùng bền vững giữa các hộ gia đình Việt Nam, vốn thường có cấu trúc nhiều thế hệ và phức tạp hơn so với các hộ gia đình ở các nước phương Tây.

Nghiên cứu tôn giáo liên quan đến tiêu dùng bền vững đã được quan tâm khá sớm. Ví dụ, Giáo hội Tây Úc, trong Tuyên ngôn năm 1988 về quốc gia đã đề cập đến sự phát triển bền vững. Nhiều nhà môi trường học tin rằng niềm tin tôn giáo có mối liên hệ chặt chẽ đến sự hiểu biết khoa học, đạo đức và chăm sóc các hệ sinh thái (Kinsley, 1995). Một số nghiên cứu cho thấy mối liên hệ giữa sự quan tâm bảo vệ môi trường với tín ngưỡng tôn giáo (Eckberg & Blocker, 1996). Sự khác nhau giữa các tôn giáo liên quan đến thực hiện hành vi tiêu dùng bền vững đã được khám phá, tuy nhiên, rất ít chứng cứ được cung cấp (Chatters, 2000). Vì vậy, việc bao gồm tôn giáo để hiểu sự khác biệt về các hành vi tiêu dùng bền vững của người Việt Nam là quan trọng.

Tóm lại, bên cạnh việc khám phá sự khác biệt giữa những nhóm người tiêu dùng theo các biến nhân khẩu chủ yếu (tuổi, giới tính, học vấn, thu nhập, hôn nhân), nghiên cứu này còn mở rộng thêm các đặc điểm nghề nghiệp, cấu trúc gia đình, tôn giáo và nơi cư trú, và đặc biệt, liên kết các các nhóm này với 03 loại hành vi tiêu dùng bền vững để hiểu đầy đủ hơn về sự khác biệt trong tiêu dùng bền vững giữa các nhóm người tiêu dùng Việt Nam khác nhau.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mẫu nghiên cứu

Mẫu gồm 700 người tiêu dùng được thu thập thông qua phỏng vấn trực tiếp hoặc gián tiếp bằng cách gửi bảng câu hỏi và thu lại từ các cá nhân đại diện các hộ gia đình. Phương pháp lấy mẫu theo hạn ngạch được sử dụng, trong đó: Hà Nội – 160 người bao gồm du khách từ Hà Nội đến Nha Trang và thu thập qua mạng xã hội, Tuy Hòa – phỏng vấn trực tiếp 120 người, Nha Trang – phỏng vấn trực tiếp 130 người, thành phố Hồ Chí Minh – 160 người bao gồm du khách từ thành phố Hồ Chí Minh đến Nha Trang và thu thập qua mạng xã hội, Cần Thơ – phỏng vấn trực tiếp 130 người).

3.2. Đo lường

Nghiên cứu này thừa kế đo lường các loại hành vi tiêu dùng bền vững từ các nghiên cứu đã có, với 03 thành phần gồm hành vi tốt cho sức khỏe (Verain & cộng sự, 2015), tuân thủ quy định môi trường và hành vi tiết kiệm (Hồ Huy Tựu & cộng sự, 2018), theo khung thời gian một năm gồm 7 mức độ từ 1 = Rất ít đến 7 = Rất thường xuyên... (xem Bảng 1). Bảng câu hỏi đã được tư vấn bởi 02 giảng viên ngoại ngữ để kiểm tra

việc dịch thuật các mục hỏi tiếng Anh, sau đó được điều chỉnh dựa vào phỏng vấn định tính cá nhân (gồm 05 sinh viên và 05 người nội trợ) để đảm bảo hiểu được và hiểu nhất quán. Các đo lường cũng vượt qua kiểm định thử với mẫu 50 sinh viên.

3.3. Công cụ phân tích

Để nhận diện sự khác biệt giữa các nhóm người tiêu dùng về các hành vi tiêu dùng bền vững, phân tích nhân tố khám phá EFA, phân tích nhân tố khẳng định CFA, phân tích độ tin cậy, phân tích so sánh nhóm t-test, ANOVA một nhân tố được sử dụng.

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Đánh giá thang đo

Bảng 1: Phân tích EFA “Hành vi tiêu dùng bền vững”

Các hành vi tiêu dùng bền vững	Nhân tố		
	Tiêu dùng tiết kiệm	Tốt sức khỏe	Tuân thủ quy định
Sử dụng tiết kiệm các vật tư văn phòng	0,79		
Sử dụng nước tiết kiệm	0,79		
Đi xe máy, ô tô theo cách tiết kiệm nhiên liệu	0,77		
Sử dụng các trang thiết bị tiết kiệm năng lượng	0,77		
Tiết kiệm điện trong nhà và cơ quan công tác	0,72		
Sử dụng lại bao bì	0,71		
Giảm sử dụng các sản phẩm nhiều hóa chất	0,68		
Sử dụng bao bì thân thiện môi trường	0,64		
Mua sắm tiêu dùng vừa đủ cho nhu cầu tiêu dùng	0,60		
Ăn nhiều món ăn tốt cho sức khỏe		0,89	
Giảm ăn các thức ăn nhanh, món ăn đường phố		0,81	
Giảm ăn các món ăn nhiều chất béo		0,79	
Tăng cường sử dụng các sản phẩm được sản xuất sinh thái		0,78	
Né tránh tiêu dùng thực phẩm lạ, không rõ nguồn gốc		0,74	
Tăng cường sử dụng các sản phẩm được sản xuất sạch		0,73	
Né tránh các món ăn nhiều đường		0,73	
Tăng cường ăn rau, củ, quả		0,69	
Tuân thủ các quy định giữ gìn vệ sinh môi trường			0,82
Giữ gìn môi trường xanh, sạch, đẹp nơi khu phố			0,82
Đổ rác đúng nơi quy định			0,80
Hạn chế tiêu dùng món ăn chế biến từ động vật hoang dã			0,61
Cronbach's alpha	0,90	0,92	0,90

Kết quả EFA cho thấy thang đo hành vi tiêu dùng bền vững phù hợp với dữ liệu ($KMO = 0,94 > 0,50$; tổng phương sai trích là $64,36\% > 50,00\%$) với 03 nhân tố được rút ra như dự định gồm: Tiêu dùng tiết kiệm (TDTK – 9 mục hỏi), bảo vệ sức khỏe (BVSK – 8 mục hỏi) và tuân thủ quy định môi trường (TTQĐ – 4 mục hỏi). Tiếp đến, kết quả CFA cho thấy mô hình phù hợp với dữ liệu ($\chi^2/df = 3,80$; GFI , CFI và $TLI > 0,90$; $RMSEA < 0,08$), các trọng số nhân tố đều cao hơn 0,70 ($p < 0,001$; $t > 15,0$), các giá trị độ tin cậy tổng hợp ($CR > 0,80$) và phương sai trích đều khá cao ($EV > 0,55$). Ngoài ra, hệ số tương quan giữa 03 thành phần này, dù khá cao ($r = 0,57 - 0,76$), nhưng đều nhỏ hơn 1,0 (giá trị khác biệt $\chi^2 > 5,0$; $df = 1,0$; $p < 0,01$). Như vậy, cả 03 thành phần đều đạt độ tin cậy, giá trị hội tụ, phân biệt và đơn hướng (Anderson & Gierbing, 1988).

4.2. Lập hồ sơ các nhóm

Trong tổng số 700 người tiêu dùng được khảo sát, nữ chiếm gần 49,0%, nam chiếm hơn 51,0%. Kết quả cho thấy chỉ có hành vi tiêu dùng tốt cho sức khỏe là có sự khác biệt giữa nam và nữ. Người tiêu dùng nữ giới có hành vi bảo vệ sức khỏe cao hơn so với người tiêu dùng là nam giới. Kết quả này là khá phù hợp với các nghiên cứu trước đây, nhấn mạnh người tiêu dùng nữ có mối quan tâm lo lắng về môi trường và sức

Bảng 2: Hồ sơ phân nhóm theo giới tính

Giới tính		Hành vi tiêu dùng bền vững						
		Tiết kiệm tiêu dùng			Tốt sức khỏe		Tuân thủ quy định	
	Tần số (Người)	Tỷ lệ (%)	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Trung bình	Độ lệch chuẩn
Nữ	341	48,71	5,23	0,82	5,09	1,01	5,80	0,95
Nam	359	51,29	5,22	0,98	4,85	1,17	5,72	0,98
Mức ý nghĩa			0,92		0,00		0,24	

khỏe nhiều hơn so với nam giới (Gil & cộng sự, 2000; Tikka & cộng sự, 2000). Tuy nhiên, kết quả không có sự khác biệt giữa hai nhóm về hành vi tiết kiệm và tuân thủ quy định môi trường. Điều này có thể do thu nhập của những người tham gia khảo sát không cao, vì vậy tiết kiệm có thể là mối quan tâm chung của tất cả. Bên cạnh đó, các hành vi tuân thủ quy định môi trường chủ yếu liên quan đến sinh hoạt trong hộ gia đình và nơi cư trú. Vì vậy, trong mỗi khu phố mọi người thường có cách xử lý khá tương đồng nhau, không phân biệt là nam hay nữ.

Bảng 3: Hồ sơ phân nhóm theo tuổi

Nhóm tuổi		Hành vi tiêu dùng bền vững						
		Tiết kiệm tiêu dùng			Tốt sức khỏe		Tuân thủ quy định	
	Tần số (Người)	Tỷ lệ (%)	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Trung bình	Độ lệch chuẩn
Dưới 35 tuổi	402	57,43	5,28	0,94	4,97	1,11	5,68	0,98
Từ 35 tuổi	298	42,57	5,16	0,86	4,97	1,09	5,86	0,94
Mức ý nghĩa			0,10		0,98		0,01	

Độ tuổi được phân thành hai nhóm. Nhóm người tiêu dùng dưới 35 tuổi chiếm 57,43%, từ 35 tuổi trở lên chiếm 42,57%. Kết quả cho thấy hành vi tuân thủ quy định môi trường có sự khác biệt giữa hai nhóm tuổi, trong đó, nhóm người lớn tuổi thể hiện sự vượt trội hơn. Kết quả này có sự khác biệt so với các nghiên cứu cho rằng những người tiêu dùng lớn tuổi thể hiện mức độ quan tâm không rõ, hoặc những người trẻ tuổi quan tâm nhiều hơn đến các sản phẩm thân thiện môi trường so với người lớn tuổi (D'Souza & cộng sự, 2007; Gan & cộng sự, 2008). Kết quả nghiên cứu nhấn mạnh vai trò của nhóm người lớn tuổi trong việc nhận thức và tuân thủ quy định môi trường. Tuy nhiên, cả hai nhóm tuổi đều có sự tương đồng về hành vi tiết kiệm và hành vi tốt cho sức khỏe. Một lần nữa, mức thu nhập không cao có thể giải thích cho sự tương đồng về hành vi tiết kiệm, trong khi tiêu dùng tốt cho sức khỏe có thể thu hút sự quan tâm cao của dân chúng khi các thông tin về thực phẩm giả, thực phẩm kém chất lượng, không rõ nguồn gốc... luôn được các phương tiện thông tin đưa tin hàng ngày.

Học vấn được phân chia thành hai nhóm. Nhóm người tiêu dùng có học vấn từ cao đẳng trở xuống chiếm 56,86%, trình độ đại học và sau đại học chiếm 43,14%. Kết quả cho thấy không có sự khác biệt theo trình độ học vấn về các hành vi tiêu dùng bền vững, mà khác so với các nghiên cứu trước đây (Hockett & cộng sự, 2004). Sự không khác biệt này có thể xuất phát từ mức độ nhận thức về vấn đề môi trường và sức khỏe có

Bảng 4: Hồ sơ phân nhóm theo học vấn

Học vấn		Hành vi tiêu dùng bền vững						
		Tiết kiệm tiêu dùng			Tốt sức khỏe		Tuân thủ quy định	
	Tần số (Người)	Tỷ lệ (%)	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Trung bình	Độ lệch chuẩn
Dưới đại học	398	56,86	5,21	0,93	4,93	1,11	5,71	0,97
Đại học, sau đại học	302	43,14	5,26	0,88	5,01	1,09	5,82	0,96
Mức ý nghĩa			0,47		0,36		0,14	

Bảng 5: Hồ sơ phân nhóm theo thu nhập

Thu nhập	Hành vi tiêu dùng bền vững							
			Tiết kiệm tiêu dùng		Tốt sức khỏe		Tuân thủ quy định	
	<i>Tần số</i> <i>(Người)</i>	<i>Tỷ lệ</i> <i>(%)</i>	<i>Trung bình</i>	<i>Độ lệch chuẩn</i>	<i>Trung bình</i>	<i>Độ lệch chuẩn</i>	<i>Trung bình</i>	<i>Độ lệch chuẩn</i>
Dưới 11 triệu	468	66,86	5,26	0,91	5,05	1,01	5,67	0,99
Từ 11 triệu	232	33,14	5,17	0,90	4,81	1,25	5,94	0,89
Mức ý nghĩa			0,26		0,01		0,00	

thể là khá tương đồng nhau giữa các nhóm học vấn do các thông tin này hiện nay tràn ngập trên các mạng xã hội và ai cũng có thể tiếp cận được dễ dàng mà không đòi hỏi phải có nhiều kiến thức để nắm bắt.

Thu nhập được chia thành hai nhóm. Nhóm người tiêu dùng thu nhập thấp (dưới 11 triệu đồng/tháng) chiếm 66,86%, thu nhập cao (từ 11 triệu đồng/tháng) chiếm 33,14%. Kết quả cho thấy không có sự khác biệt giữa nhóm thu nhập dưới 11 triệu và nhóm thu nhập từ 11 triệu về hành vi tiết kiệm, có lẽ mức từ 11 triệu, đối với hầu hết người Việt Nam, vẫn chỉ đủ sống, nên tiết kiệm vẫn là ưu tiên của đa số. Tuy nhiên, trong khi nhóm thu nhập dưới 11 triệu thực hiện hành vi tiêu dùng tốt cho sức khỏe thường xuyên hơn, nhóm thu nhập từ 11 triệu tuân thủ các quy định môi trường tốt hơn. Kết quả này là khác biệt so với các nghiên cứu trước, mà thường chỉ nhấn mạnh đến đối tượng có thu nhập cao (Bloom & Sevilla, 2004; Junaedi, 2012; Roitner-Schobesberger & cộng sự, 2008). Có lẽ, đối với nhóm thu nhập dưới 11 triệu, giữ gìn sức khỏe để không phải tăng chi phí y tế là ưu tiên lựa chọn, trong khi nhóm thu nhập từ 11 triệu (được gọi là người có thu nhập cao tại Việt Nam), ý thức bảo vệ hình ảnh và đẳng cấp xã hội, làm cho họ tuân thủ quy định môi trường tốt hơn.

Tôn giáo được phân chia thành hai nhóm. Nhóm có tôn giáo (Phật giáo, Công giáo, Tin lành, Hồi giáo, Cao đài...) chiếm 21,00%, không theo tôn giáo nào chiếm 79,00%. Kết quả cho thấy chỉ có sự khác biệt giữa nhóm có tôn giáo và không theo tôn giáo về hành vi tiêu dùng tốt cho sức khỏe. Người có tôn giáo có hành vi bảo vệ sức khỏe tốt hơn so với người không có tôn giáo, là phù hợp với các thảo luận đã có (Eckberg & Blocker, 1996; Chatters, 2000). Với tính đa dạng của các tôn giáo ở Việt Nam, các niềm tin về sức khỏe cần được chú trọng để thúc đẩy các nhận thức và hành vi tiêu dùng bền vững. Các hành vi còn lại không có sự

Bảng 6: Hồ sơ phân nhóm theo tôn giáo

Tôn giáo	Hành vi tiêu dùng bền vững							
			Tiết kiệm tiêu dùng		Tốt sức khỏe		Tuân thủ quy định	
	<i>Tần số</i> <i>(Người)</i>	<i>Tỷ lệ</i> <i>(%)</i>	<i>Trung bình</i>	<i>Độ lệch chuẩn</i>	<i>Trung bình</i>	<i>Độ lệch chuẩn</i>	<i>Trung bình</i>	<i>Độ lệch chuẩn</i>
Có	147	21,00	5,27	0,86	5,13	1,08	5,88	0,97
Không	553	79,00	5,22	0,92	4,92	1,10	5,73	0,96
Mức ý nghĩa			0,53		0,04		0,09	

Bảng 7: Hồ sơ phân nhóm theo cấu trúc gia đình

Cấu trúc gia đình	Hành vi tiêu dùng bền vững							
			Tiết kiệm tiêu dùng		Tốt sức khỏe		Tuân thủ quy định	
	<i>Tần số</i> <i>(Người)</i>	<i>Tỷ lệ</i> <i>(%)</i>	<i>Trung bình</i>	<i>Độ lệch chuẩn</i>	<i>Trung bình</i>	<i>Độ lệch chuẩn</i>	<i>Trung bình</i>	<i>Độ lệch chuẩn</i>
Độc thân	260	37,14	5,25	0,97	4,85	1,15	5,64	0,92
Mới lập gia đình	91	13,00	5,11	0,87	4,85	1,10	5,58	0,98
Có con nhỏ	255	36,43	5,28	0,89	5,11	1,07	5,90	0,98
Người già	29	4,14	5,18	0,75	4,98	1,05	5,79	1,04
Nhiều thế hệ	65	9,29	5,12	0,86	5,03	1,01	5,87	0,95
Trung bình			5,23	0,91	4,97	1,10	5,76	0,96
Mức ý nghĩa			0,50		0,07		0,01	

khác biệt có thể có các lý do tương tự như giữa 02 nhóm nam và nữ.

Cấu trúc gia đình gồm 5 nhóm. Nhóm độc thân chiếm 37,14%, mới lập gia đình 13,00%, có gia đình và con nhỏ là 36,43%, gia đình người cao tuổi không sống với con cháu 4,14%, và nhóm gia đình nhiều thế hệ 9,29%. Kết quả cho thấy không có sự khác biệt giữa các nhóm về hành vi tiết kiệm tiêu dùng (có thể do mức thu nhập không cao như đã nêu trên), nhưng có sự khác biệt về hành vi bảo vệ sức khỏe và tuân thủ quy định môi trường. Nhóm có gia đình và con nhỏ có hành vi bảo vệ sức khỏe và tuân thủ quy định môi trường tốt hơn các nhóm còn lại. Kết quả này vì vậy ủng hộ quan điểm có mối quan hệ giữa cấu trúc gia đình đối với hành vi bảo vệ sức khỏe, bao gồm việc mua các thực phẩm tốt cho sức khỏe (Exelson, 1986). Nghiên cứu này nhấn mạnh người có con nhỏ cũng như gia đình nhiều thế hệ, có lẽ vì chăm sóc người già và trẻ con đặt trách nhiệm cao hơn lên người nội trợ trong việc mua sắm các sản phẩm tốt cho sức khỏe và thân thiện với môi trường.

Bảng 8: Hồ sơ phân nhóm theo nơi sống

Nơi sống	Hành vi tiêu dùng bền vững							
			Tiết kiệm tiêu dùng		Tốt sức khỏe		Tuân thủ quy định	
	Tần số (Người)	Tỷ lệ (%)	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Trung bình	Độ lệch chuẩn
Ngoại thành	113	16,14	5,33	1,02	5,15	1,09	5,74	1,02
Nội thành	587	83,86	5,21	0,88	4,93	1,10	5,76	0,95
Mức ý nghĩa			0,24		0,05		0,88	

Nhóm người sống ở ngoại thành chiếm 16,14%, ở nội thành chiếm 83,86%. Kết quả cho thấy không có sự khác biệt giữa người tiêu dùng ngoại thành và nội thành về hành vi tiết kiệm tiêu dùng, tuân thủ quy định môi trường với lý do tương tự như trường hợp phân nhóm theo giới tính và tôn giáo, nhưng có sự khác biệt về hành vi bảo vệ sức khỏe. Người tiêu dùng ở ngoại thành có hành vi bảo vệ sức khỏe cao hơn so với người tiêu dùng sống ở nội thành. Tính chất khám phá của nghiên cứu này nhấn mạnh đến đối tượng người tiêu dùng sống ở ngoại thành có xu hướng xích gần hơn đối với các chủ đề bền vững là khá lý thú, có lẽ bản thân họ khi lựa chọn địa điểm cư trú đã xem trọng đến việc thụ hưởng một môi trường trong sạch, ít mối nguy hơn đối với sức khỏe của họ của các vùng ngoại ô.

Bảng 9: Hồ sơ phân nhóm theo nghề nghiệp

Nghề nghiệp	Hành vi tiêu dùng bền vững							
			Tiết kiệm tiêu dùng		Tốt sức khỏe		Tuân thủ quy định	
	Tần số (Người)	Tỷ lệ (%)	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Trung bình	Độ lệch chuẩn
Đi học	80	11,43	5,63	0,97	5,08	1,15	5,81	0,92
Công nhân	56	8,00	4,93	0,87	4,58	1,10	5,25	0,98
Nhân viên	427	61,00	5,17	0,89	4,86	1,07	5,76	0,98
Cán bộ viên chức	71	10,14	5,60	0,75	5,56	1,05	6,12	1,04
Kinh doanh	25	3,57	4,89	0,86	5,32	1,01	5,46	0,95
Khác	41	5,14	5,08	0,91	5,09	1,10	5,83	0,96
Trung bình			5,23		4,97		5,76	
Mức ý nghĩa			0,00		0,00		0,00	

Nghề nghiệp được chia thành 6 nhóm. Nhóm đang đi học (11,43%), nhân viên văn phòng (61,00%), cán bộ, viên chức (10,14%), kinh doanh (3,57%), và còn lại các nhóm nghề khác. Kết quả cho thấy có sự khác biệt giữa các nhóm đối với cả 03 nhóm hành vi. Cụ thể, nhóm đang đi học, cán bộ, viên chức có hành vi tiết kiệm, tuân thủ quy định môi trường và hành vi tốt sức khỏe nhìn chung là cao hơn các nhóm còn lại. Mặc dù, nghề nghiệp ít được quan tâm trong các nghiên cứu trước đây, nhưng sự khác biệt về hành vi tiêu dùng bền vững theo nghề nghiệp nên được chú trọng. Kết quả nghiên cứu dường như ủng hộ cho những nhóm nghề nghiệp đòi hỏi có kiến thức và học vấn cao (ví dụ: học sinh, sinh viên, học viên, cán bộ, viên chức, nhân viên

văn phòng, kinh doanh) có khuynh hướng ủng hộ các vấn đề tiêu dùng bền vững cao hơn các đối tượng khác.

5. Kết luận và đề xuất

5.1. Kết luận

Nghiên cứu này khám phá sự khác biệt về các hành vi tiêu dùng bền vững giữa các nhóm người tiêu dùng Việt Nam. Bên cạnh việc lần đầu khám phá sự khác biệt theo các biến nhân khẩu truyền thống (tuổi, giới tính, thu nhập, học vấn, hôn nhân gia đình), nghiên cứu còn bao gồm các đặc điểm nơi sinh sống, cấu trúc gia đình, tôn giáo và nghề nghiệp và tìm thấy sự khác biệt về mức độ tiêu dùng bền vững giữa các nhóm theo hầu hết các đặc điểm. Các phát hiện là ý nghĩa đối với các chính sách thúc đẩy hành vi tiêu dùng bền vững của người Việt Nam

5.2. Các hàm ý ứng dụng

Nhóm nữ có hành vi bảo vệ sức khỏe cao hơn so với nhóm nam. Vì vậy thông điệp sức khỏe hướng đến đối tượng nữ có thể hiệu quả hơn. Văn hóa Việt Nam đặt lên vai người phụ nữ trách nhiệm lớn hơn nam giới trong việc chăm sóc sức khỏe gia đình, chẳng hạn thông qua bữa ăn hàng ngày hoặc chăm sóc sức khỏe gia đình. Sức lo âu của người phụ nữ có thể là một yếu tố trung gian quan trọng để thúc đẩy các hành vi tốt cho sức khỏe sang nam giới và thế hệ con cháu.

Tiếp đến, nhóm lớn tuổi có hành vi tuân thủ quy định môi trường cao hơn nhóm trẻ tuổi. Đối với người lớn tuổi, sự từng trải, và cũng có thể họ có nhiều thời gian rảnh rỗi hơn do nghỉ hưu, hoặc tuổi già đối diện với nhiều vấn đề sức khỏe, và sự tiếc nuối môi trường ít bị tàn phá trong quá khứ, làm gia tăng nhận thức và tuân thủ thực hiện các quy định. Các thông điệp mang tính nhận thức là quan trọng đối với nhóm lớn tuổi. Người lớn tuổi, như ông bà trong gia đình nhiều thế hệ (9,29% trong mẫu), có thể là kênh quan trọng thúc đẩy hành vi tiêu dùng bền vững đối với con cháu.

Nhóm thu nhập trung bình hoặc thấp có hành vi bảo vệ sức khỏe và tuân thủ quy định môi trường tốt hơn so với nhóm thu nhập cao. Tính tiết kiệm, lo lắng về chi phí y tế hoặc cố gắng phân bổ chi phí từ nguồn thu nhập thấp buộc nhóm người này phải có lựa chọn toan tính, trong khi nhóm thu nhập cao có khả năng tiêu dùng những sản phẩm tốn kém như máy lạnh, ô tô và tiêu dùng ít phải so đo, khả năng chăm sóc sức khỏe cũng dễ dàng hơn so với nhóm có thu nhập thấp. Vì vậy, các thông điệp truyền thông tiêu dùng bền vững hướng đến nhóm thu nhập cao thường khó thuyết phục hơn đối với nhóm thu nhập thấp. Giải pháp có thể là khuyến khích gia tăng trách nhiệm cộng đồng cao hơn đối với nhóm thu nhập cao bằng các hình ảnh giàu cảm xúc trong cuộc sống của người nghèo, hoặc vận động sự chung tay của họ nhiều hơn đối với các chương trình cộng đồng.

Người có tôn giáo có hành vi bảo vệ sức khỏe cao hơn so với người không có tôn giáo là phù hợp với các giáo lý hướng đến sự an lành, bình an, khỏe mạnh của hầu hết tôn giáo. Đây là những giá trị tôn giáo tốt đẹp có nhiều ý nghĩa đối với cộng đồng. Các thông điệp truyền thông không nhất thiết phải tập trung vào nhóm tôn giáo nào, mà nên chắc lọc các giá trị tôn giáo mang tính thân thiện môi trường sống, hướng đến duy trì sức khỏe vật chất và tinh thần. Điều này không những làm gia tăng sự chấp nhận, sự phấn khích của người có tôn giáo, mà có tính lan truyền chung cho những người không có tôn giáo vì tính chất chân lý của các nội dung các thông điệp, đôi khi không thể nhìn ra bản chất tôn giáo đằng sau các thông điệp đó trong cuộc sống đời thường.

Người có con nhỏ có hành vi bảo vệ sức khỏe, tuân thủ quy định môi trường cao hơn các nhóm còn lại là phù hợp với trách nhiệm làm cha mẹ. Cấu trúc gia đình này là quan trọng, và có thể nhận định rằng nhóm có con nhỏ dễ hấp thụ các quan điểm tiêu dùng bền vững hơn vì họ có trách nhiệm trực tiếp trong việc chăm sóc con cái và ước muốn một môi trường sống tốt đẹp cho thế hệ tương lai.

Người ngoại thành có hành vi bảo vệ sức khỏe cao hơn so với người nội thành. Sự khác biệt này có thể xuất phát ngay từ sở thích ban đầu của người ngoại thành, gần gũi nhiều với thiên nhiên hơn so với người nội thành. Cũng có thể rằng họ là những người trực tiếp sản xuất nên các sản phẩm, nông sản, và vì vậy có ý thức rõ hơn về vệ sinh an toàn vệ sinh thực phẩm. Các thông điệp nâng cao sức khỏe có thể phù hợp với đối tượng này. Quan trọng hơn, bản thân nhóm này cũng cần nhận các thông điệp phù hợp để gia tăng ý thức sản xuất các sản phẩm tốt cho sức khỏe, hoặc thông điệp tạo nên sự khoan khoái trong tâm hồn vì sự góp phần

cải thiện sức khỏe cộng đồng của họ.

Cuối cùng, người có nghề nghiệp khác nhau có sự khác nhau về các hành vi tiết kiệm tiêu dùng, bảo vệ sức khỏe và tuân thủ quy định môi trường. Vì vậy, các chiến lược truyền thông tiêu dùng bền vững cần có sự khác biệt và thích nghi đối với từng nhóm nghề nghiệp. Cũng để ý rằng nhóm làm việc trong văn phòng có mức độ tiêu dùng bền vững cao hơn so với các nhóm khác, vì vậy, truyền thông tiêu dùng bền vững tập trung vào nhóm này có cơ hội thành công và sức lan tỏa mạnh hơn các nhóm khác.

5.3. Hạn chế và hướng nghiên cứu tương lai

Kết quả trình bày ở đây dựa trên dữ liệu chéo, mẫu chưa mang tính đại diện cao, các đo lường là tự báo cáo, do đó tính nghiêm ngặt về bản chất nhân quả chưa được đáp ứng đầy đủ. Các nghiên cứu tương lai nên kiểm định lại các kết luận từ nghiên cứu này với thiết kế nghiên cứu tốt hơn. Nghiên cứu này tiếp cận các hành vi tiêu dùng bền vững tổng quát, vì vậy, nghiên cứu cho một sản phẩm hoặc một hành vi cụ thể có thể hữu ích để hiểu rõ hơn cho từng lĩnh vực.

Tài liệu tham khảo

- Anderson, J.C. & Gerbing, D.W. (1988), 'Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach', *Psychological Bulletin*, 103(3), 411-423.
- Arttachariya, P. (2012), 'Environmentalism and green purchasing behavior: A study on the graduate students in Bangkok, Thailand', *BU Academic Review*, 11(2), 12-25.
- Balderjahn, I. (1988), 'Personality variables and environmental attitudes as predictors of ecologically responsible consumption patterns', *Journal of Business Research*, 17(1), 51-56.
- Bloom, D. & Sevilla, J. (2004), 'Willingness to pay for environmental quality: Testable empirical implications of the growth and environment literature: Comment, contributions to economic', *Analysis & Policy*, 3(1), 1-15.
- Bowen, F. & Panagiotopoulos, P. (2018), *Information based regulation: New roles for regulators in shaping regulatory compliance*, UK Government, London.
- Brundtland, G.H. (1987), 'Our common future - call for action', *Environmental Conservation*, 14(4), 291-294.
- Cải Trinh Minh Quốc, Hoàng Trọng Hùng, Phạm Lê Hoàng Linh & Lê Việt Đan Hà (2020), 'Các yếu tố ảnh hưởng đến ý định và hành vi sử dụng túi thân thiện với môi trường của người tiêu dùng tại các siêu thị trên địa bàn thành phố Huế', *Tạp chí Khoa học Đại học Huế: Kinh tế và Phát triển*, 129(5A), 5-21.
- Chatters, L.M. (2000), 'Religion and health: Public health research and practice', *Annual Review of Public Health*, 21, 335-367.
- D'Souza, C., Taghian, M., Lamb, P. & Peretiatko, R. (2007), 'Green decisions: Demographics and consumer understanding of environmental labels', *International Journal of Consumer Studies*, 31(4), 371-376.
- Eckberg, D.L. & Blocker, T.J. (1996), 'Christianity, environmentalism, and the theoretical problem of fundamentalism', *Journal for the Scientific Study of Religion*, 35(4), 343-355.
- Exelson, M.L. (1986), 'The impact of culture on food-related behavior', *Annual Review of Nutrition*, 6, 345-363.
- Gan, C., Wee, H.Y., Ozanne, L. & Kao, T.H. (2008), 'Consumers' purchasing behavior towards green products in New Zealand', *Innovative Marketing*, 1, 93-102.
- Gil, A.G., Wagner, E.F. & Vega, W.A. (2000), 'Acculturation, familism, and alcohol use among Latino adolescent males: Longitudinal relations', *Journal of Community Psychology*, 28(4), 443-458.
- Gilg, A., Barr, S. & Ford, N. (2005), 'Green consumption or sustainable lifestyles? Identifying the sustainable consumer', *Futures*, 37(6), 481-504.
- Gwozd, W., Reisch, L.A., Thøgersen, J. (2020), 'Behaviour change for sustainable consumption', *Journal of Consumer Policy*, 43, 249-253.
- Hockett, K.S., McClafferty, J.A. & McMullin, S.L. (2004), *Environmental concern, resource stewardship, and*

-
- recreational participation: a review of the literature (CMI-HDD-04-01)*, Blacksburg (VA): Conservation Management Institute, College of Natural Resources, Virginia Polytechnic Institute and State University
- Hồ Huy Tựu, Nguyễn Văn Ngọc & Đỗ Phương Linh (2018), 'Các nhân tố ảnh hưởng đến hành vi tiêu dùng xanh của người dân Nha Trang', *Tạp chí Kinh tế Đối ngoại*, 103, 1-19.
- Jain, S.K. & Kaur, G. (2004), 'Green marketing: An attitudinal and behavioural analysis of Indian consumers', *Global Business Review*, 5(2), 187-205.
- Junaedi, S. (2012), 'The role of income level in green consumer behavior: Multigroup structural equation model analysis', presentation at *International Conference on Business and Management*, Phuket – Thailand, 372-382.
- Kinsley, D.R. (1995), *Ecology and Religion: Ecological Spirituality in Cross-Cultural Perspective*, Pearson College Division.
- Laroche, M., Bergeron, J. & Barbaro-Forleo, G. (2001), 'Targeting consumers who are willing to pay more for environmentally friendly products', *Journal of Consumer Marketing*, 18(6), 503-520.
- Memery, J., Megicks, P. & Williams, J. (2005), 'Ethical and social responsibility issues in grocery shopping: A preliminary typology', *Qualitative Market Research: An International Journal*, 8, 399-412.
- Nguyễn Hữu Thụ (2014), 'Hành vi tiêu dùng xanh của người Hà Nội', *Kỷ yếu Hội thảo tâm lý học và an toàn con người*, Hội Tâm lý học xã hội Việt Nam, Hà Nội, 1-14.
- Nguyễn Thế Đồng (2013), 'Sản xuất và tiêu thụ bền vững ở Việt Nam – Thực trạng và giải pháp', *Môi trường*, 2, 15-18.
- Roitner-Schobesberger, B., Darnhofer, I., Somsook, S. & Vogl, C.R. (2008), 'Consumer perceptions of organic foods in Bangkok, Thailand', *Food Policy*, 33(2), 112-121.
- Tikka, P., Kuitunen, M. & Tynys, S. (2000), 'Effects of educational background on students' attitudes, activity levels, and knowledge concerning the environment', *Journal of Environmental Education*, 31, 12-19.
- Verain, M.C.D., Dagevos, H. & Antonides, G. (2015), 'Sustainable food consumption: Product choice or curtailment', *Appetite*, 91, 375-384.

VAI TRÒ CỦA TRÌNH ĐỘ HỌC VẤN VÀ GIỚI TÍNH CỦA CHỦ HỘ TRONG CẦU ĐẠI HỌC CỦA CÁC HỘ GIA ĐÌNH

Trương Nhật Hoa

Trường Đại học Thăng Long
Email: Truongnhathoa@gmail.com

Nguyễn Khắc Minh

Trường Đại học Thăng Long
Email: khacminh@gmail.com

Phùng Mai Lan

Trường Đại học Thủy Lợi
Email: lanpm@tlu.edu.vn

Ngày nhận: 01/02/2021

Ngày nhận bản sửa: 20/4/2021

Ngày duyệt đăng: 15/5/2021

Tóm tắt:

Nghiên cứu trình bày một phân tích kinh tế vi mô về cầu đại học của các hộ gia đình sau khi con/em họ tốt nghiệp phổ thông. Sử dụng dữ liệu điều tra hộ gia đình 2018 của Tổng cục Thống kê Việt Nam, nghiên cứu ước lượng 3 mô hình logit (toàn mẫu, mẫu các hộ nghèo và mẫu các hộ thu nhập trên trung bình), được xem như một trường hợp đặc biệt của mô hình tổng quát về cực đại lợi ích để giải quyết vấn đề lựa chọn giáo dục đại học. Kết quả đã chỉ ra những phát hiện hết sức thú vị: (i) khoản chi tiêu dự tính trước cho giáo dục tương lai càng lớn hay trình độ học vấn của chủ hộ càng cao thì xác suất cầu vào đại học cho con/em càng lớn; (ii) trình độ học vấn của chủ hộ càng cao thì khoảng cách ra quyết định cầu đại học giữa của chủ hộ là nam và nữ càng giảm; (iii) với hộ nghèo, chủ hộ (dù nam hay nữ) có trình độ học vấn cao thì xác suất ra quyết định cầu đại học hầu như không có sự khác biệt.

Từ khoá: Cầu đại học, trình độ học vấn, giới tính, chủ hộ, mô hình logit.

Mã JEL: D12.

Roles of education level and gender of heads of households in household university demand

Abstract:

The study presents a microeconomic analysis of households' demand for higher education after their children graduate from high school. Using the household survey data of 2018 of the Vietnam-ese General Statistics Office, the study estimated three logit models (full sample, sample of poor households and sample of above-average income households), considered as a special kind of utility maximization generalized model in order to address the problem of university education options. The results show interesting findings that (i) the greater the anticipated expenditure on future education or the higher the education level of the household head is, the higher the probability of going to university of their children is; (ii) the higher the educational level of the household head is, the less the gap in making a decision of demand for higher education between male and female head of household is; (iii) for the poor, if the head of the household (whether male or female) reaches a high education, there is almost no difference in the probability of making a decision of higher education demand.

Keywords: Demand for higher education, education level, gender, household, logit model.

JEL Code: D12.

1. Giới thiệu

Trong các nghiên cứu về cầu của hộ gia đình cho giáo dục, các yếu tố xã hội và kinh tế có vai trò quan trọng trong việc xác định cầu giáo dục. Các khía cạnh như trình độ học vấn của cha mẹ, vị trí địa lý của nơi cư trú, quy mô gia đình, nghề nghiệp của chủ hộ, đặc trưng của hộ là những yếu tố giúp giải thích các giá trị khác nhau của các khoản đầu tư cho giáo dục. Không giống như các khoản chi tiêu dùng khác, chi tiêu cho giáo dục thường là khoản được dự trù trước để đầu tư cho thế hệ sau. Vì vậy, chi tiêu bao nhiêu và chi tiêu như thế nào phụ thuộc vào ngân sách của từng hộ gia đình và xu hướng để dành của cải cho thế hệ sau. Nghiên cứu này chỉ ra các yếu tố quyết định đến cầu giáo dục đại học ở các tầng lớp cư dân Việt Nam (phân theo giàu, nghèo) bằng cách nghiên cứu cầu đại học của các hộ gia đình, qua đó thể hiện các lựa chọn khi chủ hộ cố gắng tạo ra các cơ hội giáo dục cho con/em họ. Trên cơ sở số liệu điều tra hộ gia đình (VHLSS) năm 2018, nghiên cứu phân tích các yếu tố xã hội và kinh tế, đặc biệt là giới tính và học vấn của chủ hộ ảnh hưởng đến xác suất cầu đại học của các hộ gia đình phân theo giàu nghèo.

Nghiên cứu này khác với các nghiên cứu trước ở chỗ nghiên cứu không chỉ dừng lại ở tính xác suất để chủ hộ quyết định cho con/em đi học hay chỉ tính ảnh hưởng biên của biến giải thích từ giá trị trung bình của các biến số, mà nghiên cứu còn tính được xác suất và phân tích các trường hợp có thể xảy ra trên thực tế với một số biến giả trong các tình huống khác nhau và từ đó đã phát hiện ra những kết luận thú vị.

Cấu trúc của nghiên cứu gồm: Phần 2 là tổng quan một số nghiên cứu về cầu giáo dục liên quan đến vai trò của trình độ học vấn và giới tính chủ hộ. Phần 3 là cơ sở lý thuyết. Phần 4 là phương pháp nghiên cứu. Phần 5 là kết quả nghiên cứu và thảo luận. Cuối cùng là kết luận.

2. Tổng quan nghiên cứu

Đã có rất nhiều nghiên cứu xem xét các yếu tố đến kinh tế, xã hội ảnh hưởng cầu đại học, trong đó có nhiều nghiên cứu đề cập đến vai trò của bằng cấp và giới tính đến chi tiêu của hộ cho giáo dục. Một trong các nghiên cứu thuộc dạng này là của Glewwe & Patrinos (1999), nghiên cứu đã phát hiện ra rằng trình độ học vấn của cha mẹ có tác động đến việc cho con/em họ đến trường học, trong đó ảnh hưởng của trình độ học vấn của người mẹ mạnh hơn người cha. Họ cũng kết luận rằng trình độ học vấn của cha, mẹ và thu nhập hộ gia đình không có sự khác nhau giữa thành thị, nông thôn và các vùng kinh tế của Việt Nam. Donkoh & Amikuzuno (2011) đã sử dụng mô hình logit và phát hiện ra chủ hộ là nam có xác suất phát sinh chi tiêu giáo dục thấp hơn khi chủ hộ là nữ, và học vấn của chủ hộ có mối quan hệ dương đến mức chi tiêu này. Andreou (2012) nghiên cứu chi tiêu hộ gia đình cho giáo dục ở Cộng hoà Síp và đã phát hiện ra rằng học vấn của chủ hộ có tác động dương đến chi tiêu giáo dục, chủ hộ có cấp học càng cao thì chi tiêu giáo dục càng lớn.

Hoàng Thanh Nghị (2020) cho rằng bằng cấp học của chủ hộ có vai trò quan trọng trong quyết định đến chi tiêu cho giáo dục của hộ gia đình và nhìn chung bằng cấp càng cao thì chi tiêu cho giáo dục càng tăng. Trương Nhật Hoa & Nguyễn Khắc Minh (2019) trong nghiên cứu cầu giáo dục đại học bằng mô hình Heckman đã kiểm tra giả thuyết rằng chủ hộ có trình độ giáo dục càng cao thì càng quyết định cho con/em họ vào đại học và tăng chi tiêu cho học đại học. Nhìn chung, các nghiên cứu trong và ngoài nước đều khẳng định rằng trình độ học vấn của chủ hộ càng cao thì khả năng chi tiêu của hộ cho giáo dục càng nhiều và chủ hộ là nữ có xu hướng chi nhiều hơn cho giáo dục.

Tuy nhiên, chưa có nghiên cứu nào nghiên cứu một cách tách biệt trong cầu đại học của các hộ phân theo giàu nghèo của xã hội. Các kết quả hầu như không quan tâm đến các khoản tích lũy có thể có cho cầu đại học. Những vấn đề như khoản dự trữ dài hạn có ảnh hưởng như thế nào đến quyết định cầu vào đại học cũng như sự khác biệt giữa các quyết định của chủ hộ là nam/nữ như thế nào khi học vấn của chủ hộ càng cao và đặc biệt ở các giai tầng xã hội khác nhau. Nghiên cứu này lấp đầy khoảng trống đó bằng phân tích đặc thù trong mô hình logit.

3. Cơ sở lý thuyết

Nghiên cứu các yếu tố quyết định chi tiêu cho giáo dục theo cấp học, người ta thường sử dụng hàm cầu giáo dục của gia đình có nguồn gốc từ hàm lợi ích gia đình. Beneito & cộng sự (2001) nghiên cứu tại Tây Ban Nha với giả định mỗi một đơn vị hộ gia đình có tồn tại một người ra quyết định về số tiền chi tiêu, và cũng giả định người ra quyết định có hàm lợi ích phụ thuộc vào các yếu tố như đặc trưng của người ra quyết định, của hộ cũng như của môi trường xã hội liên quan và rút ra hàm cầu thực nghiệm dạng Tobit từ giải bài toán cực đại lợi ích. Dancer & Rammohan (2007) đã giả sử mỗi hộ gia đình có một hàm lợi ích với chỉ số

lợi ích được giả định phụ thuộc vào đặc trưng của các hộ gia đình và đi đến mô hình logit đa thức. Jimenez & Velasco (2000) đã giả thiết rằng mỗi các nhân có một hàm lợi ích để đo lợi ích thu được nếu chọn bậc học đại học 3 năm hay 4 năm và đi đến mô hình logit trong thực nghiệm. Truong & Nguyen (2019) đã mô hình hóa quyết định của các hộ gia đình trong việc ra quyết định cho con/em vào đại học từ bài toán cực đại lợi ích. Họ đã xây dựng hàm cầu giáo dục đại học dưới dạng mô hình Heckman và ước lượng bằng thủ tục Heckman hai bước.

Để nghiên cứu các yếu tố quyết định chi tiêu cho giáo dục đại học, ta giả sử đơn vị gia đình là các cá nhân hoặc nhóm cá nhân người tiêu dùng và trong mỗi đơn vị gia đình, hộ gia đình, có tồn tại một ‘người ra quyết định’, gọi là chủ hộ. Người ra quyết định của gia đình i có một hàm lợi ích, ký hiệu là $U_i(X)$, trong đó X là véc tơ n chiều gồm các biến biểu thị các yếu tố kinh tế và xã hội có tác động đến việc xác định cầu giáo dục đại học (chi tiết ở phần dưới). Nghiên cứu này giả thiết rằng hộ gia đình cần phải chọn chỉ một trong 2 phương án: phương án 1 là cho con/em đi học đại học mà lợi ích thu được ký hiệu là $U_i^1(X)$, và phương án 2 là thôi không tiếp tục đi đại học mà có thể đi làm ngay hoặc học nghề để kiếm tiền với lợi ích thu được là $U_i^0(X)$. Từ đó, lựa chọn phương án tốt nhất là so sánh giữa lợi ích cho đi học đại học và lợi ích không đi đại học. Nếu một hộ gia đình i quyết định cho con/em mình đi học đại học, điều này nói lên lợi ích của hộ thu được từ việc cho con đi học đại học ($U_i^1(X)$) lớn hơn lợi ích không cho con đi học đại học ($U_i^0(X)$), nghĩa là: $U_i^1(X) > U_i^0(X)$. Một cách tổng quát, ta ký hiệu lợi ích từ phương án j ($j = 1$: học đại học; $j = 0$: không đi học đại học) mà hộ i thu được là $U_i^j(X)$. Ta giả thiết lợi ích $U_i^j(X)$ gồm hai phần: một số hạng hệ thống, phụ thuộc vào một véc tơ X và một thành phần ngẫu nhiên η_{ij} :

$$U_i^j(X) = \bar{U}_i^j(X) + \eta_{ij} \quad (1)$$

Nhưng mức lợi ích U_i^j không thể quan sát. Từ số liệu điều tra, ta chỉ quan sát được là quyết định z_i , lấy giá trị 1 nếu chủ hộ quyết định cho con/em đi học đại học và 0 nếu chủ hộ không quyết định cho con/em đi học đại học. Giả sử chủ hộ là người hợp lý sẽ lựa chọn phương án cho lợi ích lớn nhất, thì ta có:

$$\Pr [z_i = 1|X] = \Pr [U_i^1(X) > U_i^0(X)] \quad (2)$$

$$\Pr [z_i = 0|X] = \Pr [U_i^0(X) > U_i^1(X)]$$

McFadden (1974) đã chỉ ra rằng trong trường hợp này xác suất để chủ hộ i chọn phương án 1 là:

$$P(z_i = 1 | X) = \frac{e^{\sum_{j=1}^n X_{ij}\beta_j}}{1 + e^{\sum_{j=1}^n X_{ij}\beta_j}} \quad (3)$$

Đây là dạng rút gọn đối với mô hình logit, trong đó X_i là véc tơ các biến giải thích đối với cá nhân i chứa các biến giải thích (và trong đó có một hằng số) và nghiên cứu giả thiết rằng các η không được quan sát có phân phối xác suất logistic.

Các mô hình trong thực nghiệm sẽ áp dụng (3) và ước lượng mô hình logit bằng phương pháp hợp lý cực đại gồm 3 mô hình là mô hình cho toàn mẫu (Model 1), mô hình cho mẫu các hộ nghèo (Model 2) và mô hình cho mẫu hộ có thu nhập trung bình trở lên (Model 3). Đạo hàm riêng của p_i theo X_k được sử dụng để tính ảnh hưởng biên của biến giải thích X_k trong mô hình logit:

$$\frac{\partial p_i}{\partial X_k} = \frac{\exp(X_i \hat{\beta})}{(1 + \exp(X_i \hat{\beta}))} \hat{\beta}_k = p_i(1 - p_i) \hat{\beta}_k \quad (4)$$

Nghiên cứu sẽ tập trung vào phân tích quyết định cầu đại học dựa trên giới, trình độ học vấn và dự trữ để đầu tư cho tương lai (được xấp xỉ bằng biến số tiết kiệm (*so_tk*)) của chủ hộ, ta phân rã véc tơ các biến độc lập X_i thành 3 thành phần X_{1i} , X_{2i} và X_{3i} sao cho: $X_i = X_{1i} \cup X_{2i} \cup X_{3i}$. Trong đó, X_{1i} biến biểu thị giới tính chủ hộ; biến X_{2i} biểu thị học vấn của chủ hộ thông qua số năm đi học, và X_{3i} biểu thị là véc tơ các biến còn lại. Ta giả định về trạng thái của chủ hộ là nữ/nam, có số tiết kiệm hay không và trình độ học vấn nhất định với điều kiện các biến khác ở giá trị trung bình mẫu để tính xác suất để chủ hộ quyết định cho con/em họ học

đại học ($z=1$).

Thí dụ tại $X_{1i}=0$, $X_{2i}=0$ và $X_{3i}=X_{3i}=\bar{X}_{3i}$ thì:

$$P(z_i=1|X)=\frac{e^{\sum_{j \in J} X_{ij}\beta_j}}{1+e^{\sum_{j \in J} X_{ij}\beta_j}} \text{ trong đó } J=\{n/2\} \quad (5)$$

4. Phương pháp nghiên cứu

Bộ số liệu VHLSS năm 2018 có 45839 quan sát với tất cả các chỉ tiêu cần thiết cho nghiên cứu gồm các đặc trưng của chủ hộ như tuổi, giới tính, trình độ học vấn, nghề nghiệp của chủ hộ cũng như đặc trưng của hộ như quy mô hộ, số người đang học, số người không có bằng cấp... tài sản dài hạn có thể tài trợ cho giáo dục và chi phí học đại học... Tuy nhiên, vì nghiên cứu này chỉ xem xét xác suất quyết định cho con/em của hộ đi học đại học hay không nên để tránh lựa chọn chệch, nghiên cứu chỉ chọn ra mẫu gồm 9971 quan sát là các hộ gia đình có con tốt nghiệp phổ thông trung học. Ngoài ra, theo khuyến cáo của các nghiên cứu sử dụng bộ số liệu VHLSS thì nên lấy tổng chi tiêu thay cho tổng thu nhập sẽ chính xác hơn khi xác định tiêu chí hộ giàu/ngèo. Vì thế, nghiên cứu lấy tổng chi tiêu làm một biến xấp xỉ cho tổng thu nhập. Nghiên cứu phân biến này thành 5 phân vị mà trong đó phân vị thứ nhất gồm 20% người có thu nhập thấp nhất, phân vị thứ 5 gồm 20% những người có thu nhập cao nhất.

Ứng dụng mô hình logit, nghiên cứu xây dựng 03 mô hình: Mô hình 1 (Model 1) chạy cho toàn bộ các hộ có con tốt nghiệp phổ thông trung học. Mô hình thứ 2 (Model 2) chạy trên tập số liệu thuộc vào 2 phân vị có thu nhập thấp, nghĩa là 40% hộ có thu nhập thấp. Mô hình thứ 3 (Model 3) chạy trên tập số liệu của 3 phân vị còn lại tức là 60% hộ có thu nhập từ trung bình trở lên.

Biến phụ thuộc của mô hình được lấy từ chỉ tiêu số con học đại học. Nghiên cứu đã tạo ra biến $z=1$ nếu có con vào đại học và bằng 0 nếu ngược lại. Trên thực tế, có nhiều biến giải thích có thể đưa vào mô hình, nhưng có thể gặp phải vấn đề đa cộng tính. Vì vậy, nghiên cứu đã cố gắng chọn những biến đại diện hoặc gộp các chỉ tiêu mà không làm mất ý nghĩa khi phân tích. Sau quá trình lựa chọn biến, nghiên cứu gộp thành 4 nhóm:

Nhóm thứ 1 gồm các biến đặc trưng cho chủ hộ và hộ: giới tính của chủ hộ (*sex*) là biến giả nhận giá trị 1 nếu chủ hộ là nam và bằng 0 nếu ngược lại. Biến tuổi chủ hộ (*tuoi_chuho*) là tuổi được tính đến năm điều tra. Biến trình độ học vấn của chủ hộ (*bcap_ch*) lấy giá trị từ 0 đến 10 biểu thị số năm đi học của chủ hộ, nếu *bcap_ch* = 10 nghĩa là chủ hộ có số năm đi học ít nhất 10 năm. Biến quy mô của hộ biểu thị số thành viên của hộ (*sotvien*). Biến này được đưa vào để kiểm tra độ mạnh yếu của giả thiết bổ sung và thay thế theo nghĩa là nếu quy mô lớn sẽ tiêu tốn nhiều, do đó làm giảm chi tiêu dành cho đại học; nhưng quy mô lớn có thể có nhiều người kiếm được tiền hơn, do đó sẽ có nhiều nguồn tài trợ cho quyết định cho con/em đi học đại học. Kỳ vọng về dấu của biến này tùy thuộc vào ảnh hưởng nào mạnh hơn, khi ảnh hưởng kiếm được nhiều tiền để trang trải vượt ảnh hưởng của đông người, tiêu tốn nhiều tiền thì ảnh hưởng này sẽ dương.

Một biến khác đưa vào đặc trưng hộ gia đình là số thành viên không bằng cấp (*stvkbcap*) để xem xét truyền thống của các gia đình đã có con tốt nghiệp phổ thông mà không cho con đi học (không có bằng cấp) có ảnh hưởng đến xác suất ra quyết định hiện tại không. Biến số thành viên gia đình không có bằng cấp cũng là một cách khác để xấp xỉ cho “năng lực” cá nhân của học sinh. Điều này có thể do các thành viên gia đình không có điều kiện hoặc năng lực tiếp cận trình độ đại học. Việc chọn biến này là do trong số liệu không thể tìm thấy biến xấp xỉ cho năng lực của học sinh, buộc nghiên cứu phải tìm biến thay thế với kỳ vọng dấu này sẽ ngược chiều với biến cầu giáo dục đại học.

Nhóm thứ 2 gồm các biến về nghề nghiệp và thu nhập. Nghiên cứu đã gộp biến nghề nghiệp (biến giả) và tiền lương theo nghề thành biến tiền lương trung bình của người làm công ăn lương thành biến lương (*lcluongtb*). Gộp biến tự làm sản xuất kinh doanh trong lĩnh vực nông lâm thủy sản (biến giả) và biến tiền lương trung bình của những người làm nghề này thành biến *tuluongtb*, và gộp biến kinh doanh trong lĩnh vực dịch vụ (biến giả và biến tiền lương trung bình của người làm nghề này) thành biến *kdluongtb*.

Nhóm thứ 3 gồm các biến về nguồn tài trợ được dự trữ từ trước. Theo truyền thống, người Việt Nam đánh giá rất cao việc giáo dục, để đầu tư cho con/em thì họ phải chuẩn bị, để lấy làm biến xấp xỉ cho khoản dự

trừ từ trước, nghiên cứu sử dụng số liệu hiện có trong bộ số liệu VHLSS là số tiết kiệm (*so_tk*) và tài khoản ngân hàng (*tk_nh*) là nguồn đảm bảo cho tài trợ cho học tập của thành viên của gia đình với kỳ vọng đầu của biến này sẽ dương. Tuy nhiên biến *tk_nh* có thể chưa phải là phổ biến đối với các hộ nghèo.

Nhóm thứ 4 gồm các biến đại diện cho chi phí học tập gồm chi học phí cho đại học dân lập (*chi-dh_dl*), chi học phí cho đại học công lập (*chi-dh_cl*) và tổng chi các khoản ngoài học phí (*tongchi_kh_dh*).

5. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

5.1. Ảnh hưởng các nhân tố tới cầu đại học của hộ gia đình theo phân tầng xã hội

Bảng 1: Các nhân tố xác định cầu đại học của cả nước theo phân tầng xã hội

Các biến	Model 1		Model 2		Model 3	
	Hệ số	Odds	Hệ số	Odds	Hệ số	Odds
Đặc trưng của chủ hộ và hộ						
Sex	-0,309** (-3,08)	0,734*** (-3,08)	-0,571** (-2,80)	0,565*** (-2,8)	-0,203 (-1,71)	0,816* (-1,71)
tuoi_chuho	0,0411*** (8,76)	1,042*** (8,76)	0,0473*** (4,36)	1,048*** (4,36)	0,0390*** (7,3)	1,040*** (7,3)
bcap_ch	0,874*** (7,99)	2,396*** (7,99)	1,064*** (4,52)	2,899*** (4,52)	0,813*** (6,53)	2,255*** (6,53)
sotvien	0,552*** (16,8)	1,737*** (16,8)	0,624*** (7,45)	1,867*** (7,45)	0,543*** (15,02)	1,720*** (15,02)
sodanghoc	-0,779*** (-10,24)	0,459*** (-10,24)	-0,583** (-3,15)	0,558*** (-3,15)	-0,806*** (-9,56)	0,446*** (-9,56)
stvkbcap	-1,075*** (-3,57)	0,341*** (-3,57)	-1,16 (-1,51)	0,314 (-1,51)	-1,059** (-3,22)	0,347*** (-3,22)
Nghề nghiệp của chủ hộ và thu nhập						
lcluongtb	-0,0000002 (-0,06)	1,000 (-0,06)	0,0000009 (0,16)	1,000 (0,16)	-0,0000007 (-0,25)	1,000 (-0,25)
tuluongtb	0,0000007 (1,88)	1,000* (1,88)	0,000006 (0,67)	1,000 (0,67)	0,000007 (1,8)	1,000* (1,8)
kdluongtb	0,00002*** (4,39)	1,000*** (4,39)	0,00002 (1,37)	1,000 (1,37)	0,00002*** (4,33)	1,000*** (4,33)
Nguồn tài trợ ngoài lương						
tk_nh	0,628*** (6,55)	1,874*** (6,55)	0,31 (1,47)	1,364 (1,47)	0,708*** (6,54)	2,029*** (6,54)
so_tk	0,403*** (3,76)	1,496*** (3,76)	0,631** (2,74)	1,879*** (2,74)	0,349** (2,87)	1,418*** (2,87)
Chi phí học đại học						
chi_dh_cl	0,00001** (2,73)	1,000*** (2,73)	0,00004 (1,38)	1,000 (1,38)	0,00001** (2,72)	1,000*** (2,72)
chi_dh_dl	0,000002 (0,43)	1,000 (0,43)	-0,00005 (-0,55)	1,000 (-0,55)	0,000003 (0,62)	1,000 (0,62)
tongchi_kh_dh	0,00001 (1,07)	1,000 (1,07)	-0,00004 (-0,24)	1,000 (-0,24)	0,000014 (1,21)	1,000 (1,21)
Hằng số, số quan sát và các kiểm định thống kê						
_cons	-8,245*** (-20,50)	0,000*** (-20,5)	-9,275*** (-9,87)	0,00009*** (-9,87)	-8,066*** (-17,82)	0,000*** (-17,82)
N	6982		1252		5730	
LR chi2(15)	744,07		161,49		590,48	
Prob>chi2	0,000		0,000		0,000	
Pseudo R ²	0,170		0,183		0,17	
Hosmer-	103,01		111,02		90,71	
Lemeshow chi2						
Prob>chi2	0,345		0,174		0,687	

Giá trị thống kê kiểm định z trong ngoặc (); *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Nguồn: Ước lượng từ số liệu điều tra hộ (VHLSS) của Tổng cục Thống kê (GSO) năm 2018.

Kết quả kiểm định cho thấy chỉ số phóng đại phương sai (VIF) thấp (dưới 3), nên mô hình không có đa cộng tính. Kết quả ước lượng mô hình Logit bằng phương pháp hợp lý cực đại của các mô hình được cho ở Bảng 1.

Bảng 1 trình bày kết quả ước lượng được của mô hình logit và tỷ số odds $\left(\frac{p}{1-p}\right)$ của cả 3 mô hình. Cấu trúc của Bảng 1 gồm cột đầu tiên ghi tên biến, 6 cột tiếp theo là kết quả ước lượng của 3 mô hình (gồm 3 mô hình và 3 tỷ số odds tương ứng). Trong đó, mô hình 1 (*Model 1*) là mô hình logit cho toàn mẫu, mô hình 2 (*Model 2*) là mô hình logit cho các hộ có thu nhập thấp và trung bình thấp và mô hình 3 (*Model 3*) là mô hình logit cho các hộ có thu nhập trung bình trở lên.

Các kết quả của 2 kiểm định chỉ định cho cả 3 mô hình: *Model 1*, *Model 2* và *Model 3*. Kiểm định thứ nhất là kiểm định giả thiết H_0 rằng tất cả các hệ số của các biến của mô hình đều bằng không bằng tỷ số hợp lý. Kết quả cho thấy giá trị của thống kê $\chi^2_{(25)}$ lần lượt là 744,07; 161,49 và 540,48 với xác suất bác bỏ rất nhỏ như vậy giả thiết này bị bác bỏ ở cả 3 mô hình. Kiểm định thứ hai là kiểm định sự phù hợp hồi quy Hosmer-Lemeshow. Kết quả kiểm định cho thấy giá trị $\chi^2_{(98)} = 103,01; 111,02; 90,71$ với xác suất bác bỏ là tương ứng là 0,345; 0,174; 0,687, như vậy chỉ định mô hình logit trong cả 3 trường hợp không bị bác bỏ.

Các kết quả ước lượng của mô hình logit và odds cho phép phân tích ảnh hưởng của các biến giải thích lên xác suất chọn vào đại học được chứa trong Bảng 1. Nhìn chung, các hệ số ước lượng được của cả 3 mô hình là có ý nghĩa thống kê. Hệ số ước lượng của nhóm biến giải thích thứ nhất về đặc trưng của chủ hộ và hộ đều có ý nghĩa thống kê trừ biến *sex* trong mô hình 3 (*Model 3*) nhưng có dấu khác nhau. Cụ thể, biến *sex* mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê cao có thể hiểu là với các điều kiện khác như nhau thì chủ hộ là nữ sẽ ủng hộ tốt hơn chủ hộ là nam trong quyết định cho con/em họ vào đại học. Tác động của việc chủ hộ là nam hay nữ có ảnh hưởng như thế nào đến xác suất cho con vào đại học thể hiện ở tỷ số odds. Cụ thể, xác suất để cho con vào đại học của chủ hộ là nam chỉ bằng 73,4% so với khả năng không cho con vào đại học. Đặc biệt, tỷ số odds cao dần từ 0,565 đến 0,816 tương ứng trong mô hình 2 và 3. Kết luận này giống kết luận của Glewwe & Patrinos (1999), Qian & Smyth (2011). Biến tuổi chủ hộ (*tuoi-chuho*) có dấu dương và ý nghĩa thống kê cao, điều này cho thấy biến này có ảnh hưởng dương đến xác suất chủ hộ ủng hộ cho con/em họ vào đại học.

Các biến bằng cấp chủ hộ (*bcap_ch*) dương và có ý nghĩa thống kê cao điều này cho thấy biến bằng cấp chủ hộ có ảnh hưởng dương đến xác suất cầu đại học. Tỷ số odds trong cả 3 mô hình 1, 2 và 3 lần lượt là 2,4; 2,9 và 2,3 nói lên rằng với các điều kiện khác giữ nguyên thì người có bằng cấp có khả năng cho con vào đại học gấp 2,3 đến 2,9 lần so với không cho con vào đại học. Kết quả này cũng phù hợp với kết quả nghiên cứu của Andreou (2012) hay Hoàng Thanh Nghị (2020) cho rằng học vấn của chủ hộ có tác động dương đến chi tiêu giáo dục, chủ hộ có cấp học càng cao thì chi tiêu giáo dục càng lớn.

Biến số thành viên trong hộ (*sotvien*) mang dấu dương và có ý nghĩa thống kê cao, điều này phản ánh thực tế là trong các gia đình Việt Nam việc càng nhiều người càng có khả năng tạo ra thu nhập nhiều hơn so với chi tiêu do đó ủng hộ cho chủ hộ trong việc ra quyết định cho con/em vào đại học. Điều này chứng tỏ ảnh hưởng tạo ra thu nhập nhiều của các thành viên gia đình khi số người tăng lên trội hơn ảnh hưởng chi tiêu do tăng thêm người. Trong trường hợp khi số con đi học đông, nghĩa là chi tiêu đi học nhiều nhưng chưa tạo ra tiền phù hợp với ý nghĩa thống kê cao và dấu âm của biến số đang học (*sodanghoc*), nghĩa là chi tiêu càng nhiều càng làm giảm khả năng cho con vào đại học. Biến cuối cùng trong nhóm này là biến số thành viên gia đình không có bằng cấp (*stvkbcap*) - biến này được lấy làm xấp xỉ cho truyền thống gia đình mà có rào cản cho các thành viên khác học đại học, do số liệu VHLSS không có biến xấp xỉ cho truyền thống hiếu học của gia đình. Biến này có dấu âm và có ý nghĩa thống kê cao nghĩa là biến này có ảnh hưởng làm giảm xác suất cho con và đại học, như kỳ vọng mong đợi. Điều này có thể là gia đình không có “hứng thú hoặc không có điều kiện” cho con/em vào đại học vì họ đã có công việc khác hứng thú hơn hoặc các thành viên gia đình không có năng lực tiếp cận trình độ đại học.

Đối với nhóm biến giải thích thứ 2, chỉ có biến kinh doanh dịch vụ có lương là có ý nghĩa thống kê cao, tức là có ảnh hưởng dương đến xác suất lựa chọn cho con vào đại học. Nhìn vào tỷ số odds của biến này trong cả 3 mô hình đều có giá trị là 1, nghĩa là xác suất để cho hộ quyết định cho con vào đại học cũng bằng xác suất để hộ không cho con vào đại học với cùng điều kiện trong véc tơ X.

Trong nhóm biến giải thích thứ 3 thì cả 2 biến (*tk_nh* và *so_tk*) đều mang dấu dương và có ý nghĩa thống kê cao trong cả 2 mô hình trừ biến *tk_nh* mô hình thứ 2. Điều này hợp lý vì mô hình thứ 2 là mô hình mà các

quan sát dành cho khu vực các hộ nghèo nên có thể tài khoản ngân hàng không phải là phổ biến. Tuy nhiên, biến có sổ tiết kiệm tỏ ra có vai trò quan trọng đối với cả 3 mô hình vì tỷ số odds trong các mô hình 1, 2 và 3 tương ứng là 1,496; 1,879 và 1,418 nghĩa là người có sổ tiết kiệm có xác suất cho con/em đi học gấp từ 1,5 lần đến gần 2 lần so với xác suất không cho con/em vào đại học với cùng điều kiện.

Nhóm cuối cùng về chi học phí đại học công lập dương và có ý nghĩa thống kê trong cả 3 mô hình, nghĩa là chi học phí cho các đại học công lập với mẫu năm 2018 vẫn có tác động khuyến khích các hộ gia đình cho con vào đại học. Tuy nhiên, các biến chi học phí đại học dân lập/tư thục (*chi_dh_dl*) và chi khác (*tongchi_kh_dh*) không có ý nghĩa thống kê. Điều này gợi ý cho ta suy nghĩ chi phí vào đại học, đặc biệt đại học công lập trong năm 2018 vẫn là chi phí “khuyến khích” học tập.

5.2. Ảnh hưởng của trình độ học vấn và giới của chủ hộ đến xác suất cho con/em vào đại học

Trong mục này nghiên cứu xem xét ảnh hưởng của trình độ học vấn giới và có tài sản để dành của chủ hộ đến xác suất cho con/em vào đại học trong khi các yếu tố khác giữ nguyên ở mức trung bình mẫu.

Bảng 2: Phân tích vai trò của học vấn, giới và tiền tiết kiệm của chủ hộ đến xác suất cho con/em vào đại học

Sex		Trình độ học vấn của chủ hộ						So_thk
		0	2	4	6	8	10	
Model 1	0	0,013*** (4,21)	0,070*** (11,34)	0,302*** (6,06)	0,713*** (7,82)	0,934*** (23,09)	0,988*** (94,38)	0
	1	0,010*** (4,24)	0,052*** (15,32)	0,241*** (5,98)	0,646*** (6,51)	0,913*** (17,63)	0,984*** (70,35)	0
	0	0,019*** (3,87)	0,101*** (8,95)	0,393*** (6,9)	0,788*** (10,7)	0,955*** (34,17)	0,992*** (142,02)	1
	1	0,014*** (3,88)	0,076*** (10,21)	0,322*** (6,61)	0,732*** (8,69)	0,940*** (25,9)	0,989*** (105,72)	1
Model 2	0	0,011* (1,95)	0,089*** (6,4)	0,450*** (3,78)	0,873*** (8,41)	0,983*** (41,95)	0,998*** (260,35)	0
	1	0,007* (1,91)	0,052*** (6,09)	0,316*** (3,08)	0,795*** (5,26)	0,970*** (24,13)	0,996*** (147,85)	0
	0	0,021* (1,8)	0,155*** (4,85)	0,606*** (5,08)	0,928*** (14,99)	0,991*** (78,92)	0,999*** (492,83)	1
	1	0,012* (1,77)	0,094*** (4,69)	0,465*** (3,91)	0,880*** (9,03)	0,984*** (45,18)	0,998*** (279,89)	1
Model 3	0	0,013*** (3,7)	0,063*** (9,28)	0,255*** (4,89)	0,635*** (5,35)	0,898*** (13,01)	0,978*** (45,8)	0
	1	0,011*** (3,76)	0,052*** (13,94)	0,218*** (5,09)	0,586*** (4,89)	0,878*** (11,07)	0,973*** (38,06)	0
	0	0,018*** (3,39)	0,087*** (7,48)	0,326*** (5,36)	0,711*** (6,85)	0,926*** (18,09)	0,985*** (65,17)	1
	1	0,015*** (3,42)	0,072*** (8,97)	0,283*** (5,47)	0,668*** (6,15)	0,911*** (15,3)	0,981*** (54,08)	1

Giá trị thống kê kiểm định z trong ngoặc (); *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Nguồn: Ước lượng từ số liệu điều tra hộ của GSO năm 2018.

Các ký hiệu ở Bảng 2 được giải thích như sau: cột bên trái ngoài cùng của bảng để phân tách bảng thành 3 phần tương ứng với 3 mô hình Model 1, Model 2 và Model 3. Nội dung của Bảng 2 được cấu trúc dưới dạng ma trận. Hàng đầu của bảng chỉ học vấn của chủ hộ tương ứng với số năm học là 0, 2, 4, 6, 8 và 10. Cột thứ 2 bên trái tính từ ngoài vào ghi giới tính của chủ hộ. Cột cuối cùng của bảng ghi biến số tiết kiệm (*so_thk*).

Mỗi một ô ở phần đầu của Bảng 2 là xác suất để cho con/em vào đại học nếu chủ hộ là nữ, không có sổ tiết kiệm, với số năm đi học bằng là 0, 2, 4, 6, 8 hoặc 10 và các biến khác lấy ở giá trị trung bình mẫu.

Từ kết quả ước lượng ở phần 1 của Bảng 2 rút ra một số nhận xét như sau: (i) Cùng các điều kiện khác như nhau thì xác suất để chủ hộ là nữ cho con/em vào đại học luôn cao hơn xác suất để chủ hộ là nam, thí

dự xác suất ở ô (1.2) là 0,07 trong khi đó xác suất ở ô (2.2) chỉ có 0,052. Nếu so sánh giá trị của mỗi ô hàng 1 (hoặc 2) với giá trị của ô tương ứng ở hàng 3 (hoặc 4) có thể thấy (ii) Cùng các điều kiện khác nhau thì xác suất để chủ hộ có số tiết kiệm cho con/em vào đại học luôn cao hơn xác suất khi chủ hộ không có số tiết kiệm, thí dụ xác suất ở ô (1.1) là 0,013 trong khi đó giá trị xác suất ở ô (3.1) là 0,019. Nếu xét giá trị xác suất của các ô theo trình độ học vấn, khi trình độ học vấn càng cao, dù chủ hộ là nam hay nữ có số tiết kiệm hay không với điều kiện các biến khác nhận giá trị ở trung bình mẫu thì xác suất để chủ hộ quyết định cho con/em vào đại học càng cao. Thí dụ, khi số năm đi học bằng không thì dù chủ hộ là nam hay nữ có số tiết kiệm hay không thì xác suất cho con đi học đại học không vượt quá 0,019, trong các điều kiện đó mà chủ hộ có số năm đi học là 4 thì xác suất cho con đi học đại học không ít hơn 0,241. Ở phần 2 và 3 của bảng cũng chỉ ra nhận xét tương tự.

Bảng 3: Khác biệt xác suất theo học vấn, giới và tiền tiết kiệm của chủ hộ đến xác suất cho con/em vào đại học

của chi phí đến xác suất cho con/chi vào đại học								
Model 1				Model 2		Model 3		Sex
p0/p1				p0/p1				
<i>bcap_ch=0</i>	P0	0,013		0,0114		0,01304		0
	P1	0,0095	1,3684	0,0065	1,7538	0,01066	1,2233	1
	P0	0,0193		0,0213		0,0183		0
	P1	0,0142	1,3592	0,0122	1,7459	0,01505	1,2159	1
<i>bcap_ch=10</i>	P0	0,9879		0,9979		0,9782		0
	P1	0,9836	1,0044	0,9963	1,0016	0,9735	1,0048	1
	P0	0,9919		0,9989		0,9846		0
	P1	0,989	1,0029	0,998	1,0009	0,9811	1,0036	1

Nguồn: Ước lượng từ số liệu điều tra của GSO.

Tuy nhiên, kết quả ước lượng ở 3 mô hình trình bày trong Bảng 3 cho thấy: (i) Xác suất ra quyết định cho con/em vào đại học của nữ chủ hộ cao hơn nam chủ hộ rất nhiều khi trình độ học vấn thấp. Chẳng hạn tỷ lệ xác suất ra quyết định cho con/em vào đại học của nữ chủ hộ so với nam chủ hộ khi số năm đi học bằng 0 của các Model 1, 2 và 3 tương ứng là 1,368; 1,7538 và 1,223. (ii) Khoảng cách của xác suất ra quyết định cho con/em vào đại học của nữ chủ hộ và nam chủ hộ bị thu hẹp đáng kể khi trình độ học vấn của chủ hộ cao và đặt biệt ở các hộ nghèo thì sự khác biệt này hầu như không đáng kể. Thí dụ tỷ lệ xác suất ra quyết định cho con/em vào đại học của nữ chủ hộ so với nam chủ hộ khi số năm đi học bằng 10 trong mô hình 1, 2 và mô hình 3 tương ứng là 1,0048; 1,0016 và 1,0048.

6. Kết luận

Nghiên cứu xuất phát từ giả thiết chủ hộ có hàm lợi ích khi lựa chọn cho con/em họ vào đại học hay không, bằng so sánh lợi ích thu được khi lựa chọn phương án cho con/em đi học hay không, và đi đến mô hình logit biểu thị xác suất cho con/em đi học đại học là hàm của các biến biểu thị đặc trưng của chủ hộ và hộ, nguồn tài trợ ngoài lương, học phí và các khoản chi vào đại học. Mô hình này được sử dụng trong nghiên cứu thực nghiệm để giải thích hành vi lựa chọn giữa cầu đại học hoặc không dựa trên các đặc trưng của chủ hộ và hộ gia đình, nghề nghiệp, nguồn tài trợ và chi phí học đại học, nhưng tập trung vào khía cạnh quan trọng là trình độ học vấn và giới tính của chủ hộ.

Các kết luận chung của nghiên cứu phù hợp với các kết luận rút ra từ các nghiên cứu trước, chẳng hạn kết luận về vai trò của nữ chủ hộ thì Glewwe & Patrinos (1999), Qian & Smyth (2011) đều cho thấy nữ chủ hộ thường quyết định chi tiêu của hộ cho giáo dục cao hơn nam chủ hộ. Trong nghiên cứu này, thông qua tính tỷ số odds đã cho thấy xác suất để cho con vào đại học của chủ hộ là nam chỉ bằng 73,4% so với khả năng không cho con vào đại học. Kết luận không dừng ở các ước lượng điểm đó mà cho biết cụ thể cả xu hướng thay đổi của xác suất đó. Đặc biệt nghiên cứu đã chỉ ra rằng nữ chủ hộ có xác suất quyết định cho con/em vào đại học cao hơn nhiều so với chủ hộ là nam khi học vấn thấp và đặc biệt đối với các hộ nghèo, nhưng sự cách biệt này sẽ rất nhỏ chỉ là 0,2% khi chủ hộ có năm đi học từ 10 năm trở lên.

Các kết luận rút ra có ý nghĩa giúp cho các nhà hoạch định chính sách không chỉ về giáo dục, mà cả định hướng nghề nghiệp cho thanh niên là muốn thúc đẩy cầu đại học thì cùng với các nhân tố kể trên thì trình độ học vấn của chủ hộ cần đặc biệt quan tâm.

Tài liệu tham khảo

- Andreou, S.N. (2012), 'Analysis of household expenditure on education in Cyprus', *Cyprus Economic Policy Review*, 6(2), 17-38.
- Beneito, P., Ferri, J., Luisa, M. & Uriel, E. (2001), 'Determinants of the demand for education in Spain', *Applied Economics*, 33(12), 1541-1551.
- Dancer, D. & Rammohan, A. (2007), 'Determinants of schooling in Egypt: The role of gender and rural/urban residence', *Oxford Development Studies*, 35(2), 171-195.
- Donkoh, S. & Amikuzuno, J. (2011), 'The determinants of household education expenditure in Ghana', *Education Research Reviews*, 6(8), 570-579.
- Glewwe, P. & Patrinos, H.A. (1999), 'The role of the private sector in education in Vietnam: Evidence from the Vietnam living standards survey', *World Development*, 27(5), 887-902.
- Hoàng Thanh Nghị (2020), 'Các mô hình phân tích chi tiêu giáo dục của các hộ gia đình Việt Nam', Luận án tiến sĩ Kinh tế, Đại học Kinh tế Quốc dân.
- Jimenez, J.D.D. & Velasco, S.M. (2000), 'Modeling educational choices. A binomial logit model applied to the demand for Higher Education', *Higher Education*, 40, 293-311.
- McFadden, D. (1974), 'Conditional logit analysis of qualitative choice behavior', in *Frontiers in Econometrics*, Zarembka, P. (Ed.), New York: Academic Press, 105-142.
- Qian, J.X. & Smyth, R. (2011), 'Educational expenditure in urban China: income effects, family characteristics and the demand for domestic and overseas education', *Applied Economics*, 43(24), 3379-3394.
- Truong, N.H. & Nguyen, K.M. (2019), 'The determinants of the demand for higher education in Vietnam', *Communication on Stochastic Analysis*, 12(5), 151-168.
- Trương Nhật Hoa & Nguyễn Khắc Minh (2019), 'Xác định cầu giáo dục đại học ở Việt Nam: tiếp cận bằng mô hình lựa chọn Heckman', *Nghiên cứu Kinh tế*, 7(494), 21-31.

TÁC ĐỘNG CỦA CHUYỂN DỊCH CƠ CẤU LAO ĐỘNG ĐẾN NĂNG SUẤT LAO ĐỘNG TỈNH HÀ GIANG: CÁCH TIẾP CẬN TỪ PHƯƠNG PHÁP CHUYỂN DỊCH TỶ TRỌNG

Đinh Hồng Linh

Trường Đại học Kinh tế và Quản trị Kinh doanh – Đại học Thái Nguyên

Email: dhlh23@gmail.com

Nguyễn Thị Thanh Huyền

Trường Đại học Kinh tế và Quản trị Kinh doanh – Đại học Thái Nguyên

Email: ntthuyen@tueba.edu.vn

Nguyễn Thị Lan Anh

Trường Đại học Kinh tế và Quản trị Kinh doanh – Đại học Thái Nguyên

Email: lananhkth@gmail.com

Ngày nhận: 29/4/2021

Ngày nhận bản sửa: 10/5/2021

Ngày duyệt đăng: 15/5/2021

Tóm tắt:

Nghiên cứu này nhằm phân tích đặc điểm năng suất lao động và lượng hóa tác động của chuyển dịch cơ cấu lao động đến tăng trưởng năng suất lao động tỉnh Hà Giang trong giai đoạn 2015-2019. Sử dụng phương pháp phân tích chuyển dịch tỷ trọng, kết quả nghiên cứu cho thấy tăng trưởng năng suất lao động tỉnh Hà Giang là do hiệu ứng dịch chuyển tỉnh và tăng năng suất lao động nội ngành, khiến lao động dịch chuyển sang các ngành công nghiệp - xây dựng và dịch vụ có năng suất lao động cao hơn. Trong khi đó, hiệu ứng dịch chuyển động có tác động ngược chiều, phản ánh sự thay đổi tỷ trọng lao động chưa tương xứng với mức gia tăng năng suất lao động của tỉnh. Dựa trên kết quả nghiên cứu, một số kiến nghị đã được đề xuất nhằm cải thiện chất lượng tăng năng suất lao động của tỉnh Hà Giang.

Từ khóa: Tăng trưởng kinh tế, tỉnh Hà Giang, lao động, năng suất lao động, phân tích chuyển dịch tỷ trọng.

Mã JEL: C02, E24, J24.

Impact of labor structural changes on productivity in Ha Giang: A shift-share analysis approach

Abstract:

This study aims to investigate the characteristics of labor productivity and quantify the impacts of labor structure changes on productivity growth in Ha Giang province over the period 2015-2019. Using shift-share analysis, the results show that labor productivity growth in Ha Giang was the result of the static-shift and within-growth effect, causing more labor resource movement toward higher productivity industries such as industry and construction, service sectors. Meanwhile, the negative impact of dynamic-shift effect reveals that the change in the employment share was not commensurate with the increase in labor productivity of the province. Based on the findings, some recommendations are proposed for improving the quality of labor productivity growth in Ha Giang.

Keywords: Economic growth, Ha Giang, labor, productivity, shift-share analysis.

JEL Codes: C02, E24, J24.

1. Đặt vấn đề

Năng suất lao động là một trong những chủ đề luôn thu hút được sự quan tâm của các chuyên gia kinh tế và nhà hoạch định chính sách trong lĩnh vực tăng trưởng và phát triển. Kuznet (1979) cho rằng một nền kinh tế không thể đạt được tốc độ tăng trưởng cao nếu tỷ trọng các ngành kinh tế không có sự dịch chuyển một cách tương xứng. Sự dịch chuyển này chính là yếu tố quan trọng thúc đẩy tăng trưởng kinh tế và cải thiện năng suất lao động (Maddison, 1987). Với giả định có sự dư thừa lao động ở những khu vực có năng suất thấp (như nông nghiệp), Maddison (1987) lập luận rằng năng suất lao động sẽ tăng nếu có sự chuyển dịch lao động sang ngành có năng suất cao hơn (như công nghiệp), từ đó thúc đẩy tăng trưởng kinh tế.

Năng suất lao động được tính bằng tỷ lệ tương quan giữa sản lượng đầu ra so với đầu vào, trong đó giá trị đo lường đầu vào và đầu ra phụ thuộc từng đối tượng nghiên cứu. Trong phạm vi nền kinh tế, năng suất lao động được đo lường thông qua giá trị tổng sản phẩm quốc nội (GDP) (không bao gồm thuế và trợ cấp sản phẩm) bình quân đầu người lao động. Chịu tác động bởi nhiều yếu tố, ví dụ như vốn, mức độ thành thạo và trình độ của người lao động (Arvanitis, 2005), ứng dụng sáng chế khoa học, Internet (Kurt & Kurt, 2015), năng suất lao động không chỉ phản ánh hiệu quả sử dụng lao động mà còn thể hiện mức độ cạnh tranh của nền kinh tế. Tuy nhiên, năng suất lao động cũng bị tác động mạnh mẽ bởi quá trình chuyển dịch cơ cấu kinh tế. Khi kinh tế phát triển ở giai đoạn càng thấp thì chuyển dịch cơ cấu kinh tế sẽ có vai trò càng lớn đối với tăng năng suất lao động. Tại Việt Nam, dù năng suất lao động đã thu hút được sự quan tâm của các nhà hoạch định chính sách cả ở cấp trung ương và địa phương, nhưng nhiều nghiên cứu đều cho thấy năng suất lao động còn chưa thực sự đáp ứng kỳ vọng. Cụ thể, Nguyễn Quốc Tế & Nguyễn Thị Đông (2013) đã chỉ ra rằng năng suất lao động ở Việt Nam tăng lên chủ yếu nhờ vào chuyển dịch cơ cấu lao động từ khu vực nông nghiệp có năng suất thấp chuyển sang khu vực công nghiệp và dịch vụ với năng suất cao hơn. Trong khi đó, Nguyễn Đức Thành (2018) sử dụng phương pháp phân tích chuyển dịch cơ cấu phân rã tăng trưởng năng suất lao động và chỉ ra rằng tăng trưởng năng suất lao động ở Việt Nam đang chuyển dần từ phụ thuộc vào cường độ vốn sang phụ thuộc vào năng suất yếu tố tổng hợp (TFP). Đây là các chỉ tiêu quan trọng phản ánh năng suất của nền kinh tế. Tuy nhiên, dù tăng trưởng của Việt Nam vẫn còn chưa đạt mức tiềm năng nhưng thu nhập bình quân đầu người còn rất thấp (Vũ Minh Khương, 2016). Chính vì vậy, đẩy mạnh chuyển dịch cơ cấu kinh tế và nâng cao năng suất lao động vẫn là điều kiện cần để thúc đẩy tăng trưởng kinh tế không chỉ trên phạm vi tổng thể quốc gia mà cả ở cấp độ địa phương.

Là một tỉnh vùng cao biên giới phía Bắc Việt Nam, Hà Giang có vị trí địa chính trị quan trọng với nhiều tiềm năng và lợi thế để phát triển du lịch, kinh tế biên mậu, thúc đẩy tăng trưởng và phát triển kinh tế toàn tỉnh. Mặc dù vậy, kinh tế Hà Giang chỉ đang ở giai đoạn từng bước ra khỏi tình trạng kém phát triển¹. Để thu hẹp khoảng cách phát triển so với các tỉnh thành trong cả nước, Hà Giang cũng xác định nâng cao năng suất lao động là một trong những mục tiêu hàng đầu, đặc biệt trong bối cảnh hội nhập kinh tế quốc tế. Trước thực tế đó, nghiên cứu này nhằm phân tích thực trạng năng suất lao động của tỉnh Hà Giang trong thời gian qua, đồng thời đánh giá vai trò của chuyển dịch cơ cấu kinh tế đến năng suất lao động của tỉnh. Kết quả nghiên cứu là căn cứ quan trọng để tỉnh đề xuất các chính sách sử dụng nguồn nhân lực một cách hiệu quả, thực hiện mục tiêu tăng năng suất lao động và chuyển dịch cơ cấu kinh tế, nhằm đảm bảo mục tiêu tăng trưởng trong dài hạn.

Nghiên cứu này được kết cấu thành năm phần: sau phần đặt vấn đề và tổng quan các công trình nghiên cứu về năng suất lao động và chuyển dịch cơ cấu kinh tế, phần phương pháp nghiên cứu sẽ giải thích chi tiết phương pháp phân tích chuyển dịch tỷ trọng nhằm đánh giá các yếu tố tác động đến năng suất lao động. Phần kết quả nghiên cứu cung cấp thông tin tổng quát về năng suất lao động của tỉnh Hà Giang và phân tích tác động của các yếu tố đến năng suất lao động của tỉnh bằng phương pháp phân tích chuyển dịch tỷ trọng. Phần cuối cùng là kết luận và gợi mở chính sách.

2. Tổng quan tài liệu nghiên cứu

Những nghiên cứu gần đây về tăng trưởng kinh tế có xu hướng tập trung giải thích động lực hoặc yếu tố cản trở đến sự tăng trưởng kinh tế, trong đó nghiên cứu tác động của chuyển dịch cơ cấu lao động đến tăng trưởng năng suất lao động được nhiều học giả quan tâm. Kế thừa từ nghiên cứu tiên phong của Fabricant (1942) khi đánh giá mức độ đóng góp của dịch chuyển ngành đến tăng trưởng, gần đây có nhiều nghiên cứu tiêu biểu có thể kể tới như Timmer & Szirmai (2000), Havlik (2005), Timmer & de Vries (2009). Điểm chung của các nghiên cứu này là đã phát triển phương pháp phân tích tỷ trọng để khắc phục những nhược điểm cố hữu khi phân tích tỷ trọng theo cách truyền thống. Đó là sử dụng giá mờ để đánh giá tầm quan trọng của dịch chuyển cơ cấu trong tăng trưởng khi phân tích chuyển dịch tỷ trọng, và có tính đến sự khác biệt về năng suất lao động giữa các ngành kinh tế (Timmer & de Vries, 2009).

De Vries & cộng sự (2015) đã phân tách các yếu tố ảnh hưởng đến tốc độ tăng năng suất lao động ở một số ngành kinh tế tại 11 quốc gia châu Phi khu vực cận Sahara trong giai đoạn 1960-2010. Kết quả nghiên cứu đã chỉ ra sự thay đổi mạnh mẽ trong việc tái phân bổ các nguồn lao động trong nền kinh tế của các quốc gia này từ những năm 1990, đặc biệt là sự tăng trưởng trong ngành dịch vụ, là do tác động của cải cách chính sách kinh tế định hướng thị trường và gia tăng thu nhập của người dân. Bên cạnh đó, sự dịch chuyển lao động ra khỏi ngành nông nghiệp đã thúc đẩy ngành dịch vụ mở rộng quy mô và tăng năng suất lao động. Tuy nhiên, năng suất lao động cận biên của ngành dịch vụ thấp đã khiến hiệu ứng dịch chuyển động mang giá trị âm. Timmer & Szirmai (2000) chỉ ra kết quả tương tự khi nghiên cứu các ngành công nghiệp sản xuất ở các quốc gia châu Á. McMillan & cộng sự (2014) cũng cho thấy sự dịch chuyển cấu trúc lao động gây tác động tiêu cực đến sự gia tăng năng suất lao động ở châu Mỹ La-tinh giai đoạn 1990-2005 và châu Á giai đoạn 1990-2000.

Với mục đích đánh giá tác động của dịch chuyển lao động từ ngành có năng suất thấp sang ngành có năng suất cao đến tăng trưởng kinh tế, nghiên cứu gần đây của Diao & cộng sự (2019) cũng khẳng định có sự khác biệt rất lớn về xu hướng dịch chuyển ở mỗi quốc gia. Trong khi, động lực tăng trưởng ở một số nền kinh tế khu vực Đông Á (như Hàn Quốc, Đài Loan, Trung Quốc) chủ yếu dựa vào quá trình công nghiệp hóa thì sự tăng trưởng ở châu Mỹ La-tinh lại nhờ tăng năng suất lao động nội ngành, đồng thời dịch chuyển cấu trúc lao động có tác động tiêu cực lên tăng trưởng, ngoại trừ ngành nông nghiệp. Điều đó có nghĩa là ở khu vực này, lao động đã dịch chuyển từ ngành có năng suất cao sang ngành có năng suất thấp. Ngược lại, Châu Phi lại tăng trưởng dựa vào sự chuyển dịch cấu trúc lao động, đặc biệt là ở một số quốc gia như Ethiopia, Malawi, Senegal, và Tanzania.

Ngược lại với kết quả tìm được của những nghiên cứu trên, nhiều nghiên cứu lại chứng minh tác động tích cực của dịch chuyển cấu trúc lao động đến năng suất lao động nói riêng và tăng trưởng kinh tế nói chung. Van Ark & Timmer (2003) chỉ ra rằng ở các nước có thu nhập thấp, sự tái phân bổ nguồn lực phát triển trong ngành nông nghiệp có xu hướng dịch chuyển sang ngành có nguồn lực tăng trưởng mạnh hơn. Trong khi đó, ở các nước phát triển thì sự dịch chuyển này lại hướng tới ngành dịch vụ, như tài chính, để đạt được sự tăng trưởng về năng suất lao động xã hội. Fan & cộng sự (2003) cũng chứng minh được vai trò quan trọng của dịch chuyển cơ cấu từ ngành có năng suất lao động thấp sang ngành có năng suất lao động cao đối với tăng trưởng kinh tế của Trung Quốc.

Đo lường dịch chuyển cấu trúc thông qua phương pháp dịch chuyển cấu trúc hiệu quả (Effective Structural Change - ESC), Vu (2017) đã nhấn mạnh tính hiệu quả trong dịch chuyển cơ cấu lao động giữa các ngành kinh tế của 19 nền kinh tế khu vực châu Á trong 43 năm từ 1970 đến 2012. Kết quả nghiên cứu đã chứng minh tác động tích cực của dịch chuyển cấu trúc lao động hiệu quả đối với tăng năng suất lao động, năng suất yếu tố tổng hợp, thu nhập bình quân đầu người và lương.

Như vậy, có thể nhận thấy tác động của dịch chuyển cấu trúc lao động là rất khác nhau, có thể tác động tích cực, hoặc tiêu cực, tùy mẫu nghiên cứu và mức độ phát triển của nền kinh tế. Đây cũng chính là khoảng trống để nghiên cứu này đánh giá và so sánh mức độ ảnh hưởng của các thành tố tới tăng trưởng kinh tế nói chung và năng suất lao động nói riêng ở cấp độ địa phương Việt Nam.

3. Phương pháp nghiên cứu

Để phân tích mức độ ảnh hưởng của các bộ phận cấu thành tới năng suất lao động, nghiên cứu sử dụng phương pháp phân tích chuyên dịch tỷ trọng. Phương pháp này được đề xuất bởi Fabricant (1942) và đã được nhiều nghiên cứu sau này áp dụng và phát triển như Timmer & Szirmai (2000), Havlik (2005), Timmer & de Vries (2009). Theo đó, năng suất lao động - đo lường bằng tỷ lệ giữa tổng sản phẩm trên địa bàn với tổng số lao động đang làm việc trên địa bàn - được phân tách thành các hiệu ứng do tăng năng suất nội ngành và hiệu ứng do thay đổi cấu trúc. Cụ thể như sau:

Trong đó, phản ánh năng suất lao động của ngành i trong năm t ; GRDP là tổng sản phẩm trên địa bàn tỉnh năm t , EMP là số lao động đang làm việc trong năm t ; phản ánh tỷ trọng lao động đang làm việc trong ngành i so với tổng số lao động đang làm việc trong năm t . n là số ngành kinh tế được đưa vào phân tích. Sử dụng phương trình (1) để tính toán sai phân của năng suất lao động tổng hợp tại năm gốc 0 so với năm t , thực hiện biến đổi toán học ta có:

Về trái của phương trình (3) thể hiện tốc độ năng suất lao động. Về phải của phương trình phản ánh ba bộ phận cấu thành, tương ứng với thứ tự gồm: (i) hiệu ứng tăng năng suất lao động nội ngành (within-growth effect), (ii) hiệu ứng dịch chuyển tĩnh (static-shift effect) và (iii) hiệu ứng dịch chuyển động (dynamic-shift effect).

Cụ thể, hiệu ứng tăng năng suất lao động nội ngành phản ánh năng suất lao động được cải thiện trong nội bộ ngành kinh tế với giả định không có sự thay đổi về quy mô lao động đang làm việc tại ngành đó và sự

$$LP^t = \frac{GRDP^t}{EMP^t} = \sum_{i=1}^n \frac{GRDP^t * EMP_i^t}{EMP_i^t * EMP^t} = \sum_{i=1}^n LP_i^t * S_i^t \quad (1)$$

dịch chuyển cơ cấu lao động trong kỳ nghiên cứu. Thành phần này có thể được coi là nhân tố năng suất tổng hợp TFP bởi vì bên cạnh yếu tố chuyển dịch cơ cấu ngành, hiệu ứng tăng năng suất lao động còn là kết quả của quá trình ứng dụng tiến bộ công nghệ, cải tiến hiệu quả kỹ thuật thông qua cải tiến phương pháp quản trị, đào tạo, nâng cao chất lượng, tay nghề của người lao động (Nguyễn Thị Lan Hương, 2007). Tất cả ảnh hưởng của các yếu tố này đều được tính gộp trong hiệu ứng tăng năng suất lao động nội ngành.

$$LP^t - LP^0 = \sum_{i=1}^n (LP_i^t - LP_i^0) * S_i^0 + \sum_{i=1}^n LP_i^0 * (S_i^t - S_i^0) + \sum_{i=1}^n (LP_i^t - LP_i^0) * (S_i^t - S_i^0) \quad (2)$$

Chia cả hai vế của phương trình (2) cho LP^0 , ta có:

$$\begin{aligned} \frac{LP^t - LP^0}{LP^0} &= \frac{\sum_{i=1}^n (LP_i^t - LP_i^0) * S_i^0}{LP^0} + \frac{\sum_{i=1}^n LP_i^0 * (S_i^t - S_i^0)}{LP^0} \\ &+ \frac{\sum_{i=1}^n (LP_i^t - LP_i^0) * (S_i^t - S_i^0)}{LP^0} \end{aligned} \quad (3)$$

Hiệu ứng dịch chuyển tĩnh được tính bằng tổng mức chênh lệch tỷ trọng lao động của mỗi ngành trong kỳ nghiên cứu, sử dụng trọng số là giá trị năng suất lao động của ngành trong năm cơ sở. Hiệu ứng dịch chuyển tĩnh phản ánh mức tăng năng suất lao động do chuyển dịch lao động từ ngành có năng suất thấp sang những ngành có năng suất cao hơn. Trong trường hợp này, hiệu ứng nhận giá trị dương. Ngược lại, sự dịch chuyển lao động từ ngành có năng suất cao sang ngành có năng suất thấp sẽ khiến hiệu ứng dịch chuyển tĩnh nhận giá trị âm.

Thành phần cuối cùng là hiệu ứng dịch chuyển động. Hiệu ứng này được tính bằng tổng các tương tác giữa thay đổi năng suất lao động với thay đổi tỷ trọng lao động trong mỗi ngành kinh tế, sử dụng trọng số là giá trị năng suất lao động của ngành trong năm cơ sở. Nếu một ngành đồng thời có sự gia tăng về năng suất lao động và tỷ trọng lao động thì hiệu ứng dịch chuyển động sẽ tác động tích cực đến tổng năng suất lao động. Ngược lại, hiệu ứng này gây tác động tiêu cực khi ngành đó có tốc độ tăng năng suất lao động cao nhưng không duy trì được quy mô lao động như cũ. Trong trường hợp này, hiệu ứng dịch chuyển động sẽ được sử dụng để đánh giá giả thuyết của Baumol (1967) về “gánh nặng cơ cấu” khi tái phân bổ lực lượng lao động theo ngành trong nền kinh tế (Havlik, 2005). Cụ thể, giả thuyết được xây dựng nhằm dự báo mức độ dịch chuyển lao động từ ngành có tốc độ tăng năng suất lao động cao sang ngành có tốc độ tăng năng suất lao động thấp hơn.

Về số liệu phân tích, nghiên cứu sử dụng số liệu thứ cấp do Cục Thống kê tỉnh Hà Giang công bố qua các năm. Số liệu thứ cấp này liên quan chủ yếu đến tình hình kinh tế (tổng sản phẩm trên địa bàn) và số lao động từ 15 tuổi trở lên đang làm việc phân theo ngành kinh tế của tỉnh Hà Giang trong giai đoạn 2015-2019. Nghiên cứu cũng sử dụng số liệu GDP và số lao động phân theo ngành kinh tế của Việt Nam từ cơ sở dữ liệu của Tổng cục Thống kê là cơ sở so sánh về năng suất lao động.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thực trạng năng suất lao động của tỉnh Hà Giang

Năng suất lao động tỉnh Hà Giang trong giai đoạn 2015-2019 được thể hiện trong Bảng 1. Kết quả cho thấy năng suất lao động có xu hướng tăng dần về giá trị, từ 30,99 triệu đồng năm 2015 lên 42,96 triệu đồng năm 2019. Nếu tính theo giá so sánh 2010, giá trị năng suất lao động vẫn theo xu hướng tăng nhẹ, từ 20,6 triệu đồng năm 2015 lên 24,95 triệu đồng năm 2019, tuy nhiên tốc độ tăng không đồng đều. Mặc dù năng

suất có tăng tính theo cả giá hiện hành và giá so sánh, nhưng năng suất lao động của Hà Giang thấp hơn rất nhiều so với mức năng suất lao động trung bình chung của cả nước, chỉ bằng một phần nhỏ nếu so sánh tương ứng từng năm. Trong cả giai đoạn 2015-2019, tốc độ tăng năng suất lao động bình quân hàng năm chỉ đạt 5,33%/năm, thấp hơn nhiều so với mức tăng 6,08%/năm năng suất lao động toàn xã hội bình quân cả nước.

Khi phân tích năng suất lao động theo các ngành kinh tế, kết quả nghiên cứu cho thấy năng suất lao động trong các lĩnh vực sản xuất nông - lâm - thủy sản, công nghiệp - xây dựng, và dịch vụ của tỉnh Hà Giang có sự biến động trong giai đoạn 2015-2019 (Hình 1). Trong đó, khu vực công nghiệp - xây dựng có năng suất lao động ở mức cao nhất, nhưng có sự tăng giảm liên tục, từ 147,6 triệu đồng/người năm 2015 tăng lên 157,8

Bảng 1: Năng suất lao động của Hà Giang so với mức trung bình của cả nước

Năm	Năng suất lao động (Triệu đồng/người, giá hiện hành)		Năng suất lao động (Triệu đồng/người, giá so sánh 2010)		Tốc độ tăng Năng suất lao động (%)	
	Hà Giang	Cả nước	Hà Giang	Cả nước	Hà Giang	Cả nước
2015	30,99	71,03	20,60	47,94	6,98	6,09
2016	33,08	75,93	21,11	50,68	2,46	5,72
2017	36,55	83,89	22,65	53,80	7,28	6,15
2018	39,13	91,92	23,31	57,07	2,95	6,07
2019	42,96	99,50	24,95	60,69	7,01	6,35
Bình quân 2015-2019	-	-	-	-	5,33	6,08

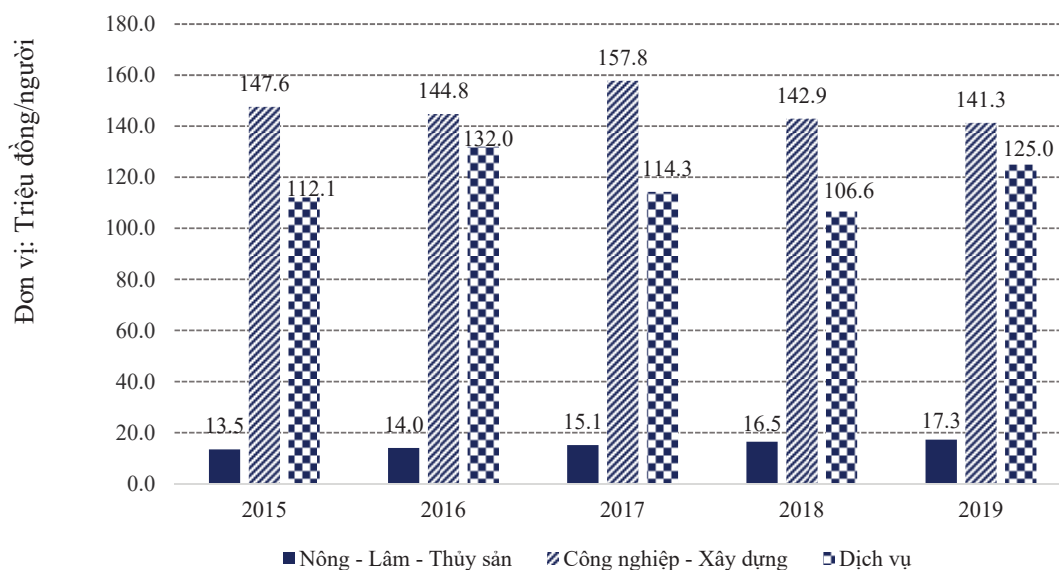
Ghi chú: Năng suất lao động = GRDP (không bao gồm Thuế trừ trợ cấp sản phẩm)/Số lao động đang làm việc. 2019: Số liệu sơ bộ

Nguồn: Tính toán của tác giả từ số liệu công bố bởi Cục Thống kê tỉnh Hà Giang (2020) và Tổng cục Thống kê (2020).

triệu đồng/người năm 2017, rồi dần giảm xuống còn 141,3 triệu đồng/người năm 2019.

Ở khu vực dịch vụ, năng suất lao động có thấp hơn, nhưng không thể hiện rõ xu hướng, từ 112,1 triệu đồng/người năm 2015 tăng lên 132,0 triệu đồng/người năm 2016, theo đà giảm mạnh trong hai năm tiếp theo và dần hồi phục lên 125 triệu đồng/người năm 2019. Đối với lĩnh vực nông - lâm - thủy sản, mặc dù năng suất lao động theo xu hướng tăng đều, từ 13,5 triệu đồng/người năm 2015 lên 17,3 triệu đồng/người năm

Hình 1: Năng suất lao động theo khu vực kinh tế tỉnh Hà Giang theo giá hiện hành



Ghi chú: (i) Năng suất lao động = GRDP (không bao gồm Thuế trừ trợ cấp sản phẩm)/Số lao động đang làm việc theo khu vực kinh tế; (ii) Năm 2019: Số liệu sơ bộ.

Nguồn: Tính toán của tác giả từ số liệu công bố bởi Cục Thống kê tỉnh Hà Giang năm (2020).

2019. Tuy nhiên, năng suất này hiện đang ở mức rất thấp và chỉ bằng một phần nhỏ so với năng suất trong lĩnh vực dịch vụ, kém xa so với năng suất trong lĩnh vực công nghiệp - xây dựng. Một trong những nguyên nhân khiến năng suất lao động thấp là do tỷ trọng lao động đang làm việc trong lĩnh vực nông - lâm - thủy sản rất cao, chiếm tới trên 80% tổng số lao động toàn tỉnh. Hơn nữa, xuất phát điểm của Hà Giang là địa bàn có nhiều xã miền núi thuộc diện khó khăn, tỷ lệ lao động qua đào tạo còn ở mức trung bình, địa hình và giao thông đi lại phức tạp, do vậy gây ảnh hưởng đến sự tăng năng suất lao động xã hội trên toàn tỉnh. Bên cạnh đó, năng suất lao động trong nông nghiệp thấp so với ngành công nghiệp - xây dựng và dịch vụ cũng phản ánh sự khác biệt về bản chất của mỗi ngành sản xuất vật chất, chênh lệch cơ hội thu hút đầu tư và mức độ

Bảng 2: Đóng góp của các yếu tố vào tăng năng suất lao động tỉnh Hà Giang

Đơn vị: %

Năm	2015	2016	2017	2018	2019	Trung bình 2015-2019
Điểm phần trăm						
Tốc độ tăng năng suất lao động	6,98	2,46	7,28	2,95	7,01	5,33
Tăng năng suất lao động nội ngành	2,93	4,12	-3,56	-5,75	5,93	0,74
Hiệu ứng dịch chuyển tĩnh	4,29	-1,07	13,27	9,99	1,62	5,62
Hiệu ứng dịch chuyển động	-0,25	-0,59	-2,43	-1,29	-0,54	-1,02
Tỷ trọng (%)						
Tốc độ tăng năng suất lao động	100	100	100	100	100	100
Tăng năng suất lao động nội ngành	42,0	167,9	-48,9	-194,9	84,7	10,2
Hiệu ứng dịch chuyển tĩnh	61,5	-43,7	182,3	338,8	23,1	112,4
Hiệu ứng dịch chuyển động	-3,5	-24,2	-33,4	-43,9	-7,8	-22,6

Nguồn: Tính toán của tác giả từ số liệu công bố bởi Cục Thống kê tỉnh Hà Giang (2020).

áp dụng tiến bộ kỹ thuật trong mỗi ngành.

4.2. Phân tích tác động của các yếu tố đến năng suất lao động của tỉnh Hà Giang

Kết quả phân tích mức độ tác động của các thành tố tới năng suất lao động tỉnh Hà Giang bằng phương pháp phân tích chuyển dịch tỷ trọng được thể hiện trong Bảng 2.

Kết quả tính toán cho thấy các yếu tố đóng góp vào tăng năng suất lao động của tỉnh Hà Giang có sự biến động rất khác nhau. Trung bình giai đoạn 2015-2019, yếu tố tăng năng suất lao động nội ngành làm năng suất lao động của tỉnh tăng 0,74 điểm phần trăm, tương ứng với mức đóng góp 10,2% tốc độ tăng năng suất lao động toàn tỉnh, trong khi yếu tố hiệu ứng dịch chuyển tĩnh làm tăng tới 5,62 điểm phần trăm, tương ứng với mức đóng góp 112,4%. Như vậy, quá trình ứng dụng tiến bộ công nghệ, cải tiến hiệu quả kỹ thuật nhằm tăng năng suất lao động của tỉnh Hà Giang mặc dù có sự chuyển biến nhưng vẫn còn rất chậm. Trong khi đó, sự dịch chuyển lao động từ ngành có năng suất thấp và hiện đang dư thừa quá nhiều lao động (nông - lâm - thủy sản) sang ngành có năng suất cao hơn (công nghiệp và xây dựng, dịch vụ) diễn ra rất mạnh mẽ. Đặc biệt hiệu ứng dịch chuyển này đóng góp tới xấp xỉ 339% tốc độ tăng năng suất lao động của tỉnh Hà Giang riêng năm 2018, khi số lượng lao động trong ngành công nghiệp chế biến, chế tạo và ngành xây dựng tăng đột biến.

Hiệu ứng dịch chuyển động gây ra tác động tiêu cực đến năng suất lao động của tỉnh Hà Giang trong cả giai đoạn 2015-2019 với giá trị -1,02 điểm phần trăm, tương ứng với tỷ lệ đóng góp -22,6%. Tác động ngược chiều này phản ánh sự thay đổi tỷ trọng lao động không tương xứng với sự gia tăng năng suất lao động trong các ngành kinh tế và cũng khẳng định giả thuyết gánh nặng cơ cấu trong quá trình tái phân bổ lực lượng lao động theo ngành. Khi tính theo giá so sánh 2010, trong khi năng suất lao động ngành nông - lâm - thủy sản theo xu hướng tăng dần thì năng suất lao động của hai nhóm ngành công nghiệp - xây dựng và dịch vụ lại biến động và có sự sụt giảm mạnh từ năm 2017. Nguyên nhân được giải thích bởi quá trình thực hiện các biện pháp hiện đại hóa nông nghiệp của tỉnh Hà Giang như ứng dụng tiến bộ khoa học công nghệ vào sản xuất nông nghiệp, đặc biệt là các sản phẩm nông nghiệp có thể mạnh xuất khẩu như chè, đã góp phần dần dần giải phóng lực lượng lao động, tạo nên sự chuyển dịch lao động từ ngành này sang các ngành có năng suất cao hơn. Đối với ngành công nghiệp - xây dựng, do có sự dịch chuyển lao động sang cùng với việc sử dụng nhiều lao động hơn so với vốn đầu tư để tạo giá trị gia tăng nên tốc độ tăng năng suất lao động không nhanh. Đây cũng chính là biểu hiện của gánh nặng cơ cấu mà một số nghiên cứu về xu hướng dịch chuyển tỷ

trọng cơ cấu ngành kinh tế trên phạm vi toàn quốc chỉ ra (như Nguyễn Quốc Tế & Nguyễn Thị Đông, 2013). Chỉ khi có sự thay đổi tích cực về tốc độ tăng năng suất lao động trong các ngành này, thì sẽ không còn gánh nặng cơ cấu và hiệu ứng dịch chuyển động sẽ mang giá trị dương. Kết quả này cũng tương đồng với kết quả của các nghiên cứu trước đây như De Vries & cộng sự (2015), McMillan & Rodrik (2011) khi phân tách tác động của hiệu ứng dịch chuyển động đối với năng suất lao động của một số quốc gia đang phát triển.

5. Kết luận và đề xuất giải pháp

Để thực hiện mục tiêu tăng trưởng và phát triển kinh tế theo hướng bền vững, thúc đẩy tăng trưởng năng suất lao động là một trong những thước đo quan trọng. Không chỉ giúp địa phương nhìn nhận và đánh giá hiệu quả phát triển kinh tế tổng thể, năng suất lao động còn là tiêu chí so sánh mức độ chuyển dịch cơ cấu lao động giữa các ngành trong nền kinh tế. Nghiên cứu này đã phân tích đặc điểm năng suất lao động tỉnh Hà Giang xét về tổng thể và từng ngành kinh tế. Nghiên cứu cũng sử dụng phương pháp phân tích chuyển dịch tỷ trọng để đánh giá mức độ ảnh hưởng của các bộ phận cấu thành tới tốc độ tăng năng suất lao động tỉnh Hà Giang trong 5 năm từ 2015 đến 2019.

Kết quả nghiên cứu đã chỉ ra xu hướng tăng dần về năng suất lao động của toàn tỉnh, nhưng giá trị và tốc độ tăng năng suất vẫn còn khá thấp. Nếu phân tích từng lĩnh vực kinh tế thì thấy có sự khác biệt rõ rệt về năng suất lao động của mỗi ngành. Cụ thể, năng suất lao động trong lĩnh vực nông – lâm – thủy sản rất thấp, trong khi năng suất lao động của lĩnh vực công nghiệp - xây dựng và dịch vụ cao hơn, tuy nhiên sự biến động tăng giảm không thể hiện rõ xu thế. Điều này phản ánh tác động của chính sách chuyển dịch cơ cấu lao động và các định hướng chuyển dịch cơ cấu kinh tế đến tăng năng suất lao động của tỉnh Hà Giang còn chưa rõ nét trong giai đoạn 2015-2019.

Sử dụng phương pháp phân tích chuyển dịch tỷ trọng cho thấy tăng trưởng năng suất lao động tỉnh Hà Giang là do sự dịch chuyển lao động từ lĩnh vực có năng suất thấp sang lĩnh vực có năng suất cao hơn. Chính sự dịch chuyển này cũng là hệ quả của việc dịch chuyển cơ cấu ngành kinh tế một cách cơ học. Trong bối cảnh nền kinh tế trong nước và thế giới chịu tác động của nhiều yếu tố, để nâng cao năng suất lao động và thực hiện mục tiêu xây dựng cơ cấu kinh tế hiệu quả và bền vững trên địa bàn tỉnh Hà Giang, chúng tôi đề xuất một số định hướng chính sách như sau:

Tỉnh cần rà soát, đánh giá lại kế hoạch phát triển tổng thể kinh tế xã hội, trong đó nên tập trung vào việc điều chỉnh lao động từ khu vực có hiệu quả kinh tế thấp sang lĩnh vực có năng suất lao động cao hơn. Lưu ý sự chuyển dịch lao động từ khu vực nông nghiệp sang các lĩnh vực công nghiệp và dịch vụ theo hướng bền vững nhằm gia tăng năng suất lao động nhờ sự tái phân bổ các nhân tố giữa các ngành trong nền kinh tế thông qua hiệu ứng nội ngành và hiệu ứng dịch chuyển tỉnh. Phần lớn tăng trưởng năng suất lao động của tỉnh là dựa trên sự tăng trưởng của khu vực dịch vụ và công nghiệp trong khi đó khu vực nông nghiệp đóng góp thấp hơn mặc dù chiếm tỷ trọng cao hơn.

Đối với Hà Giang, lĩnh vực quan trọng vẫn là nông nghiệp cần được ưu tiên phát triển hàng đầu, lại có năng suất lao động chưa cao. Vì vậy cần đầu tư vào khoa học công nghệ phục vụ sản xuất nông nghiệp để gia tăng năng suất lao động của khu vực này. Cần có biện pháp khuyến khích đối với những phát minh, sáng chế mang lại hiệu quả kinh tế và gia tăng năng suất lao động trong lĩnh vực nông nghiệp và phát triển nông thôn. Tỉnh có thể chọn các giải pháp phù hợp để tập trung phát triển nông nghiệp nông thôn dưới nhiều hình thức, trong đó chú trọng vai trò của các hợp tác xã nhằm mang lại hiệu quả kinh tế tập thể, thu hút nhiều người dân cùng tham gia phát triển sản xuất, góp phần ổn định đời sống và phát triển kinh tế xã hội của địa phương.

Nghiên cứu đưa ra một bằng chứng thực nghiệm để các lãnh đạo tỉnh có thể tham khảo và đưa ra các quyết định chính sách nhằm chuyển đổi và tái cấu trúc nền kinh tế của tỉnh trong dài hạn, nhằm gia tăng năng suất lao động theo cả chiều rộng và chiều sâu nhờ cả hiệu ứng nội ngành (tăng cường năng lực công nghệ) và hiệu ứng dịch chuyển (mở rộng các yếu tố sản xuất). Tuy vậy, nghiên cứu mới chỉ thực hiện tính toán và phân tích số liệu trong giai đoạn 5 năm gần đây ở ba khu vực chính của nền kinh tế. Đây là một gợi mở cho các nghiên cứu tiếp theo trong việc phân tích năng suất lao động theo từng nhóm ngành nhỏ hơn hoặc theo các khu vực kinh tế để mang lại những góc nhìn cụ thể hơn về chất lượng tăng trưởng năng suất lao động của địa phương so với các vùng khác có điều kiện tương đồng. Bên cạnh đó, áp dụng phương pháp phân tích chuyển dịch tỷ trọng cũng có nhược điểm nhất định. Phương pháp này không lý giải được giả định vì sao tăng năng suất lao động nội ngành lại độc lập với dịch chuyển cấu trúc lao động. Chính vì vậy, việc áp dụng phương pháp dịch chuyển cấu trúc hiệu quả (Effective structural change - ESC) do Vu (2017) đề xuất kết hợp với sử dụng dữ liệu cấp tỉnh của Việt Nam là gợi mở khá phù hợp với những nghiên cứu kế tiếp.

Ghi chú:

Báo cáo số 521/BC-UBND ngày 04 tháng 11 năm 2020 của Ủy ban Nhân dân tỉnh Hà Giang về kết quả thực hiện Nghị quyết số 23/NQ-HĐND ngày 21 tháng 7 năm 2016 của Hội đồng Nhân dân tỉnh về kế hoạch phát triển kinh tế - xã hội 5 năm giai đoạn 2016-2020.

Tài liệu tham khảo

- Arvanitis, S. (2005), 'Models of labor flexibility at firm level: Are there any implications for performance and innovation? Evidence for the Swiss economy', *Industrial and Corporate Change*, 14(6), 993-1016.
- Baumol, W.J. (1967), 'Macroeconomics of unbalanced growth: The anatomy of urban crisis', *The American Economic Review*, 57(3), 415-426.
- Cục Thống kê tỉnh Hà Giang (2020), *Niên giám thống kê tỉnh Hà Giang 2019*, Nhà xuất bản Thống kê, Hà Nội.
- De Vries, G., Timmer, M. & de Vries, K. (2015), 'Structural transformation in Africa: Static gains, dynamic losses', *The Journal of Development Studies*, 51(6), 674-688.
- Diao, X., McMillan, M. & Rodrik, D. (2019), 'The recent growth boom in developing economies: A Structural-change perspective', in *The Palgrave Handbook of Development Economics*, Nissanke, M. & Ocampo, J. (Eds.), Palgrave Macmillan, Cham.
- Fabricant, S. (1942), *Employment in manufacturing, 1899-1939: An analysis of its relation to the volume of production*, National Bureau of Economic Research, Inc., New York.
- Fan, S., Zhang, X. & Robinson, S. (2003), 'Structural change and economic growth in China', *Review of Development Economics*, 7(3), 360-377.
- Havlik, P. (2005), 'Structural change, productivity and employment in the New EU member states', *WIIW Research Reports No. 313*, The Vienna Institute for International Economic Studies, Vienna.
- Kurt, S. & Kurt, U. (2015), 'Innovation and labor productivity in BRICS countries: Panel causality and co-integration', *Procedia – Social and Behavioral Sciences*, 195, 1295-1302.
- Kuznet, S. (1979), 'Growth and structural shift', in *Economic Growth and Structural Change in Taiwan. The Postwar Experience of the Republic of China*, Galeson, W. (Ed.), Cornell University Press, London, 15-131.
- Maddison, A. (1987), 'Growth and slowdown in advanced capitalist economies: Techniques of Quantitative Assessment', *Journal of Economic Literature*, 25, 649-698.
- McMillan, M.S. & Rodrik, D. (2011), 'Globalization, structural change and productivity growth', *NBER Working Paper No. w17143*, National Bureau of Economic Research, New York.
- McMillan, M.S., Rodrik, D. & Verduzco-Gallo, I. (2014), 'Globalization, structural change, and productivity growth, with an update on Africa', *World Development*, 63, 11-32.
- Nguyễn Đức Thành (2018), 'Tăng trưởng năng suất lao động của Việt Nam đang chuyển dần từ phụ thuộc vào cường độ vốn sang TFP', *Tạp chí Khoa học và Công nghệ Việt Nam*, 10, 8-10.
- Nguyễn Quốc Tế & Nguyễn Thị Đông (2013), 'Đo lường tăng năng suất lao động ở Việt Nam bằng phương pháp phân tích tỉ trọng chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế', *Tạp chí Phát triển Kinh tế*, 273, 17-25.
- Nguyễn Thị Lan Hương (2007), 'Phân tích tác động của chuyển dịch cơ cấu ngành kinh tế tới tăng trưởng kinh tế ở Việt Nam', *Nghiên cứu Kinh tế*, 353, 3-11.
- Timmer, M.P. & de Vries, G.J. (2009), 'Structural change and growth accelerations in Asia and Latin America: A new sectoral data set', *Cliometrica*, 3, 165-190.
- Timmer, M.P. & Szirmai, A. (2000), 'Productivity growth in Asian manufacturing: The structural bonus hypothesis examined', *Structural Change and Economic Dynamics*, 11, 371-392.
- Tổng cục Thống kê Việt Nam (2020), *Niên giám thống kê Việt Nam 2019*, Nhà xuất bản Thống kê, Hà Nội.
- Van Ark, B. & Timmer, M. (2003), 'Asia's productivity performance and potential: The contribution of sectors and structural change', presentation at the *RIETI-KEIO Conference on Japanese Economy: Leading East Asia in the 21st Century*, Tokyo, May 30th.
- Vũ Minh Khương (2016), 'Việt Nam và bài toán năng suất trong nỗ lực đẩy mạnh công cuộc phát triển kinh tế', *Tạp chí Khoa học, Đại học Quốc gia Hà Nội*, 32 (18), 190-201.
- Vu, K.M. (2017), 'Structural change and economic growth: Empirical evidence and policy insights from Asian economies', *Structural Change and Economic Dynamics*, 41, 64-77.