

**Mục lục**

Biến đổi khí hậu, quản trị công và bất bình đẳng thu nhập ở Việt Nam: Bằng chứng thực nghiệm cấp tỉnh từ mô hình ARDL	<i>Huỳnh Công Minh, Hoàng Hồng Hiệp</i>	2
Vai trò trung gian của cường độ năng lượng trong tác động của FDI tới lượng phát thải CO <sub>2</sub> tại các quốc gia đang phát triển trên thế giới	<i>Đinh Thị Thanh Bình</i>	12
Tác động của sự bất định về chính sách kinh tế toàn cầu và rủi ro địa chính trị đến tỷ giá USD/VND: Tiếp cận bằng hồi quy phân vị	<i>Trần Thị Tuấn Anh, Ngô Thị Tường Nam</i>	22
Rủi ro chính sách thương mại của Mỹ và đầu tư hàng tồn kho của doanh nghiệp sản xuất Việt Nam	<i>Võ Xuân Hồng, Lê Quang Minh, Nguyễn Vũ Minh Trang</i>	32
Gánh nặng thuế, tham nhũng và dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài: Bằng chứng thực nghiệm tại các quốc gia ASEAN	<i>Hồ Thị Lam, Nguyễn Đặng Thùy Linh</i>	42
Đo lường trình độ dân trí tài chính của sinh viên Việt Nam	<i>Phan Hữu Nghị, Bùi Nhật Quang, Đào Hải Nam</i>	53
Vai trò của vốn xã hội đến năng suất nhân tố tổng hợp của doanh nghiệp tư nhân vừa và nhỏ ở Việt Nam	<i>Vũ Thị Phương Liên, Mai Ngọc Anh, Nguyễn Thanh Thủy, Trần Thị Trà My</i>	63
Nhận thức của nông dân về chuyển đổi số trong lĩnh vực nông nghiệp: Trường hợp nghiên cứu tại tỉnh Thái Bình	<i>Lê Thị Thu Hương</i>	73
Tác động của sở hữu tập trung đến rủi ro tín dụng – Vai trò trung gian của sở hữu nhà nước: Trường hợp tại các ngân hàng thương mại Việt Nam	<i>Phạm Thị Kiều Khanh, Lê Thanh Tâm, Phạm Thị Bích Duyên</i>	83
Tác động của kiểm soát tham nhũng đến FDI: Bằng chứng từ một số nước Châu Á	<i>Nguyễn Phúc Hiền, Tô Thùy Linh</i>	93

---

# BIẾN ĐỔI KHÍ HẬU, QUẢN TRỊ CÔNG VÀ BẤT BÌNH ĐẲNG THU NHẬP Ở VIỆT NAM: BẰNG CHỨNG THỰC NGHIỆM CẤP TỈNH TỪ MÔ HÌNH ARDL

Huỳnh Công Minh

Trường Đại học Quốc tế Miền Đông

Email: minh.huynh@eiu.edu.vn

Hoàng Hồng Hiệp

Viện Khoa học Xã hội Vùng Trung Bộ, TP. Đà Nẵng, Việt Nam

Email: hoanghonghiep@gmail.com

Mã bài: JED -1784

Ngày nhận: 28/05/2024

Ngày nhận bản sửa: 15/08/2024

Ngày duyệt đăng: 24/09/2024

DOI: 10.33301/JED.VI.1784

## Tóm tắt:

Bài báo nghiên cứu tác động của biến đổi khí hậu và quản trị công đối với bất bình đẳng thu nhập tại 63 tỉnh thành của Việt Nam trong giai đoạn 2006-2021 thông qua mô hình phân phối trễ tự hồi quy (Autoregressive Distributed Lag, ARDL). Kết quả nghiên cứu cho thấy biến đổi khí hậu làm tăng bất bình đẳng thu nhập, trong khi quản trị công làm giảm bất bình đẳng thu nhập tại Việt Nam trong cả ngắn hạn và dài hạn. Cụ thể, tác động của biến đổi khí hậu đến bất bình đẳng thu nhập trong ngắn hạn mạnh hơn so với trong dài hạn. Ngược lại, ảnh hưởng của quản trị công trong việc cải thiện tình trạng bất bình đẳng thu nhập về lâu dài có ý nghĩa hơn so với ngắn hạn. Đặc biệt, quản trị công tốt có thể làm giảm tác động bất lợi của biến đổi khí hậu lên phân phối thu nhập.

**Từ khóa:** Biến đổi khí hậu, quản trị công, bất bình đẳng thu nhập, Việt Nam, ARDL

**Mã JEL:** E02, E24, H83, Q53.

## Climate change, governance quality and income inequality in Vietnam: Empirical evidence of provincial levels from ARDL approach

### Abstract:

The paper investigates the impact of climate change and governance quality on income inequality across 63 provinces of Vietnam in the period 2006-2021 by using the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) approach. The results illustrate that climate change worsens income inequality while governance quality lessens it in the short and long term. Specifically, the impact of climate change on income inequality is more pronounced in the short run compared to the long run. Conversely, the influence of governance quality in ameliorating income inequality is more significant in the long run than in the short run. Remarkably, good governance quality can reduce the adverse impact of climate change on income distribution.

**Keywords:** Climate change, governance quality, income inequality, Vietnam, ARDL

**JEL Codes:** E02, E24, H83, Q53.

---

## 1. Giới thiệu

Biến đổi khí hậu đặt ra những thách thức lớn đối với phát triển kinh tế xã hội toàn cầu, đòi hỏi phải xem xét nghiêm ngặt các tác động đa chiều của nó, đặc biệt là bất bình đẳng thu nhập, phản ánh sự chênh lệch trong khả năng tiếp cận tài nguyên, cơ hội và phục hồi trước các cú sốc môi trường (Diffenbaugh & Burke, 2019). Đồng thời, cải thiện chất lượng quản trị công trở thành ưu tiên của nhiều quốc gia bởi vì các cơ chế quản trị hiệu quả đóng vai trò quan trọng trong việc định hình các phản ứng chính sách và phân bổ nguồn lực (Huynh & Hoang, 2024). Do đó, hiểu mối quan hệ giữa biến đổi khí hậu, chất lượng quản trị và bất bình đẳng thu nhập là chìa khóa để đưa ra các phản ứng chính sách hiệu quả và thúc đẩy phát triển bền vững.

Theo chỉ số hòa bình toàn cầu của Viện Kinh tế và hòa bình (Institute for Economics & Peace, 2019), Việt Nam là một trong 9 quốc gia đối mặt với nguy cơ cao nhất từ biến đổi khí hậu. Mặc dù là một quốc gia đang phát triển nhanh ở Đông Nam Á, Việt Nam vẫn dễ bị tổn thương trước tác động của biến đổi khí hậu do vị trí địa lý và sự phụ thuộc vào nông nghiệp. Đồng thời, Việt Nam đang nỗ lực nâng cao tính minh bạch, trách nhiệm giải trình và hiệu quả trong quản trị công. Bất bình đẳng thu nhập giữa thành thị và nông thôn, cùng với sự chênh lệch giữa các vùng cũng là một thách thức lớn trong quá trình phát triển.

Trong bối cảnh đó, nghiên cứu này đi sâu vào mối quan hệ giữa biến đổi khí hậu, chất lượng quản trị công và bất bình đẳng thu nhập cấp tỉnh ở Việt Nam. Sử dụng mô hình phân phối trễ tự hồi quy (ARDL), nhóm nghiên cứu phân tích tác động của biến đổi khí hậu và chất lượng quản trị công đối với phân phối thu nhập trong giai đoạn 2006-2021 trên 63 tỉnh thành của Việt Nam, cả trong ngắn hạn và dài hạn.

Nghiên cứu này tập trung vào hai luận điểm chính. Thứ nhất, biến đổi khí hậu làm gia tăng bất bình đẳng thu nhập ở Việt Nam do các tác động bất lợi chủ yếu ảnh hưởng đến các nhóm dân cư dễ bị tổn thương. Thứ hai, chất lượng quản trị có vai trò quan trọng trong việc giảm thiểu bất bình đẳng thu nhập, vì các cơ chế quản trị hiệu quả có thể tăng cường khả năng phục hồi, thúc đẩy phản ứng thích ứng và phân phối nguồn lực công bằng.

Nghiên cứu này đóng góp cho tài liệu hiện có cả về lý thuyết và thực tiễn. Về lý thuyết, nhóm tác giả phát triển khung lý thuyết tích hợp từ kinh tế môi trường, kinh tế học thể chế và kinh tế phát triển để giải quyết những vấn đề đương đại phức tạp. Về thực tiễn, các phát hiện cung cấp bằng chứng thực nghiệm hỗ trợ việc xây dựng chính sách và ra quyết định, đồng thời đưa ra những hiểu biết quan trọng về các chiến lược thúc đẩy phát triển bền vững và toàn diện trước thách thức của biến đổi khí hậu.

## 2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu

### 2.1. Cơ sở lý thuyết

Trong kinh tế học hiện đại, việc kết hợp các lý thuyết mở ra cách tiếp cận tổng hợp để giải quyết các vấn đề phức tạp. Các lý thuyết truyền thống cho rằng sự phân phối thu nhập chủ yếu phụ thuộc vào phân bổ nguồn lực và sự không hoàn hảo của thị trường, nhưng bị chỉ trích vì thiếu sự chú trọng đến yếu tố xã hội và thể chế. Lý thuyết Hậu Keynes lấp đầy khoảng trống này bằng cách nhấn mạnh vai trò của xã hội, chính trị và thị trường trong bất bình đẳng thu nhập. Kinh tế học thể chế giải thích phân phối thu nhập qua các tổ chức xã hội, và cải thiện chất lượng thể chế giúp thúc đẩy công bằng thu nhập bằng cách bảo vệ người yếu thế thông qua hệ thống tư pháp độc lập (North, 1991; Chong & Gradstein, 2007). Trong kinh tế môi trường, biến đổi khí hậu làm trầm trọng thêm bất bình đẳng thu nhập, do tăng tính dễ tổn thương của các cộng đồng bị thiệt thòi và giảm khả năng thích ứng của họ (Islam & Winkel, 2017; Huynh & Hoang, 2024). Kinh tế môi trường cũng nhấn mạnh rằng thể chế tốt có thể giảm thiểu lượng khí thải và nâng cao chất lượng môi trường bằng cách thực thi hiệu quả các quy định về môi trường (Huynh & Ho, 2020; Huynh & cộng sự, 2023).

### 2.2. Tổng quan nghiên cứu

#### 2.2.1. Tác động của biến đổi khí hậu lên bất bình đẳng thu nhập

Islam & Winkel (2017) đã đề xuất khung phân tích về tác động của biến đổi khí hậu đối với bất bình đẳng thu nhập trong một quốc gia, đặc biệt là trong ngắn hạn. Họ nhấn mạnh ba kênh chính: (i) làm tăng rủi ro tiếp xúc của các nhóm yếu thế với các hiểm họa khí hậu; (ii) làm trầm trọng thêm sự nhạy cảm và dễ bị tổn thương của họ; và (iii) làm giảm khả năng ứng phó với những thiệt hại do biến đổi khí hậu gây ra. Trong ngắn hạn, những tác động này rõ rệt hơn do những tác động tức thời của các sự kiện liên quan đến khí hậu, ảnh hưởng không cân xứng đến người nghèo. Palagi & cộng sự (2022) minh họa thêm rằng lượng mưa thất thường, một biến số khí hậu ngắn hạn, làm trầm trọng thêm bất bình đẳng thu nhập ở các nền kinh tế phụ

---

thuộc vào nông nghiệp, đặc biệt là ở châu Phi. Trương tự, Paglialunga & cộng sự (2022) nhận thấy rằng nhiệt độ tăng và lượng mưa thất thường làm trầm trọng thêm đáng kể bất bình đẳng thu nhập, đặc biệt là ở các vùng nông thôn nơi nông nghiệp là sinh kế chính. Những tác động ngắn hạn này bắt nguồn từ sự gián đoạn tức thời trong năng suất nông nghiệp và sự bất ổn kinh tế.

Về lâu dài, tác động của biến đổi khí hậu đối với bất bình đẳng thu nhập vẫn nghiêm trọng nhưng có xu hướng ổn định khi xã hội thích nghi với các điều kiện môi trường thay đổi. Alam & cộng sự (2017) chứng minh rằng trong khi biến đổi khí hậu ảnh hưởng tiêu cực đến năng suất nông nghiệp, lợi nhuận và bình đẳng thu nhập, các chiến lược thích ứng dài hạn có thể giảm thiểu một số tác động này. Tuy nhiên, khả năng thích ứng hạn chế của người nghèo, đặc biệt là trong nông nghiệp, tiếp tục duy trì nếu không có biện pháp thích ứng và can thiệp chính sách (Mertz & cộng sự, 2009; Molua, 2009). Các hậu quả kinh tế dài hạn của biến đổi khí hậu, chẳng hạn như tăng trưởng kinh tế giảm và biến động thu nhập tăng, càng cản trở các chính sách phân phối có thể giảm thiểu bất bình đẳng (Fankhauser & Tol, 2005; Akram, 2012; Letta & Tol, 2019; Hoang & Huynh, 2020). Do đó, trong khi các tác động ngắn hạn của biến đổi khí hậu đối với bất bình đẳng thu nhập rõ rệt hơn, thì các tác động dài hạn vẫn tồn tại do những thách thức về cấu trúc và năng lực thích ứng hạn chế của người nghèo nếu không có biện pháp thích ứng và can thiệp chính sách.

### *2.2.2. Tác động của quản trị công lên bất bình đẳng thu nhập*

Chất lượng quản trị đã được ghi nhận là nhân tố quan trọng cho sự phát triển kinh tế của một quốc gia trong nhiều thập kỷ qua (North, 1991; Acemoglu & cộng sự, 2005). Trong ngắn hạn, chất lượng quản trị tốt hơn có thể làm giảm bất bình đẳng thu nhập thông qua việc làm giảm chi phí giao dịch, giảm thông tin bất cân xứng, cải thiện hiệu quả thị trường và tăng cường phân bổ nguồn lực (Park, 2012; Leonard & cộng sự, 2013; Hoffman & cộng sự, 2016). Trong ngắn hạn, quản trị tốt hơn có thể mang lại sự hỗ trợ kịp thời thông qua phân bổ nguồn lực hiệu quả và các biện pháp bảo vệ, do đó làm giảm tình trạng dễ bị tổn thương của người nghèo.

Tuy nhiên, tác động lâu dài của quản trị đối với bất bình đẳng thu nhập là đáng kể hơn. Theo thời gian, quản trị tốt bền vững dẫn đến phân phối thu nhập bình đẳng hơn bằng cách cho phép các chính sách tái phân phối và đảm bảo rằng ngành tư pháp bảo vệ người nghèo (Chong & Gradstein, 2007). Mặt khác, các thể chế yếu kém làm trầm trọng thêm bất bình đẳng thu nhập, nhưng tác động này có thể được giảm thiểu khi chính phủ áp dụng các chính sách tái phân phối dài hạn (Carmignani, 2009). Những lợi ích lâu dài của chất lượng quản trị cũng được thể hiện rõ trong nghiên cứu của Ferrara & Nisticò (2019), theo đó, tác động của chất lượng quản trị đối với bất bình đẳng phúc lợi khu vực thay đổi theo chi tiêu công và sự lan tỏa không gian. Hơn nữa, Gradstein & cộng sự (2001) cho rằng tác động lâu dài của nền dân chủ đối với bất bình đẳng chịu ảnh hưởng của hệ thống chính trị và hệ tư tưởng, trong đó hệ thống nghị viện và một số bối cảnh văn hóa nhất định có sự giảm bất bình đẳng đáng kể hơn.

### *2.2.3. Vai trò của chất lượng quản trị công trong việc giảm thiểu tác động của biến đổi khí hậu đến bất bình đẳng thu nhập*

Các nghiên cứu trước đây đã tập trung vào các yếu tố riêng lẻ như biến đổi khí hậu hoặc chất lượng quản trị nhưng chưa khám phá đầy đủ mối liên hệ giữa chúng trong việc làm trầm trọng thêm hoặc giảm thiểu bất bình đẳng thu nhập. Chúng tôi lập luận rằng việc cải thiện chất lượng quản trị công không chỉ làm giảm bất bình đẳng thu nhập mà còn giảm bớt tác động bất lợi của biến đổi khí hậu đối với bất bình đẳng thu nhập vì chất lượng quản trị công tốt hơn có thể làm giảm biến đổi khí hậu theo những cách trực tiếp và gián tiếp.

Một mặt, chất lượng quản trị công tốt có thể trực tiếp thúc đẩy chất lượng môi trường vì chất lượng quản trị với “các quy tắc chính thức và những ràng buộc không chính thức” có thể định hình các hoạt động của con người vốn là tác nhân của biến đổi khí hậu. Quản trị công tốt hơn có thể giảm lượng khí thải CO<sub>2</sub> và nâng cao chất lượng môi trường (Goel & cộng sự, 2013; Ali & cộng sự, 2019; Huynh và Ho, 2020).

Mặt khác, chất lượng quản trị công có tác động gián tiếp đến việc giảm biến đổi khí hậu qua hai kênh chính. Thứ nhất, quốc gia có quản trị tốt hơn thu hút đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) xanh, khuyến khích đổi mới công nghệ sạch, từ đó giảm ô nhiễm không khí (Cheung & Ping, 2004). Huynh & Hoang (2019) chỉ ra rằng chất lượng quản trị có thể hàn gắn mâu thuẫn giữa giả thuyết “Nơi ẩn giấu ô nhiễm” và giả thuyết “Hào quang ô nhiễm”. Ban đầu, FDI có thể tăng ô nhiễm, nhưng khi quản trị được cải thiện đến một giá trị tới hạn, FDI sẽ giúp giảm ô nhiễm không khí. Thứ hai, Huynh & Ho (2020) phát hiện rằng quản trị tốt làm

giảm quy mô nền kinh tế ngầm, nơi các doanh nghiệp trốn tránh quy định môi trường, dẫn đến giảm ô nhiễm.

### 3. Mô hình nghiên cứu và dữ liệu

#### 3.1. Mô hình nghiên cứu

Dựa vào cơ sở lý thuyết và các nghiên cứu trước, các tác giả đề xuất mô hình nghiên cứu tác động của biến đổi khí hậu (CC), chất lượng quản trị công (PAPI), và sự tương tác của chúng (CC\*PAPI) lên bất bình đẳng thu nhập (GINI) như sau:

$$GINI_{it} = a_0 + a_1 CC_{it} + a_2 PAPI_{it} + a_3 CC_{it} * PAPI_{it} + X'_{it} \alpha_j + u_{it} \quad (1)$$

Trong đó:  $a_1, a_2, a_3$ , và  $\alpha_j$  là các hệ số hồi quy tương ứng,  $u$  là phần dư của mô hình.  $GINI_{it}, CC_{it}$  và  $PAPI_{it}$  là bất bình đẳng thu nhập, biến đổi khí hậu, và chất lượng quản trị công tương ứng của tỉnh  $i$  tại năm  $t$ .  $CC*PAPI$  là biến tương tác giữa biến đổi khí hậu và chất lượng quản trị công. Để giải quyết sự tương quan của hai biến  $CC$  và  $PAPI$ , nhóm tác giả đã kiểm tra đa cộng tuyến giữa hai biến này thông qua hệ số phóng đại phương sai (VIF) ở mức cho phép để đưa hai biến này vào mô hình.

$X$  là vector các biến kiểm soát trong mô hình, bao gồm các nhân tố khác ảnh hưởng đến bất bình đẳng thu nhập được chứng minh từ các nghiên cứu trước như GDP bình quân đầu người (Frazer, 2006; Le & Nguyen, 2019), giáo dục (Gregorio & Lee, 2002; Yang & Qiu, 2016), và thất nghiệp (Cysne, 2009; Sheng, 2011).

Theo Pesaran & cộng sự (1999), dữ liệu bảng không đồng nhất và động có thể được tích hợp vào cách tiếp cận ARDL (p,q) dựa vào mô hình hiệu chỉnh sai số (error correction model), với  $p$  là độ trễ của biến phụ thuộc và  $q$  là như độ trễ của các biến độc lập. Do đó, mô hình ARDL dữ liệu bảng để xem xét mối quan hệ trong dài hạn giữa biến đổi khí hậu, chất lượng quản trị công và bất bình đẳng thu nhập được nhóm tác giả đề xuất như sau:

$$\Delta GINI_{i,t} = \sum_{j=1}^{p-1} \beta_j^i \Delta GINI_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \rho_j^i \Delta Z_{i,t-j} + \delta^i [GINI_{i,t-1} - \{\theta_0^i + \theta_1^i Z_{i,t-1}\}] + \mu_{i,t} \quad (2)$$

Trong đó:

$\Delta$  là sai phân bậc 1 của các biến tương ứng.

$Z$  là vector của các biến độc lập trong mô hình, bao gồm biến đổi khí hậu (CC), chất lượng quản trị công (PAPI), biến tương tác (CC\*PAPI), và các biến kiểm soát.

$\beta$  và  $\rho$  là các hệ số hồi quy động tương ứng trong ngắn hạn của các biến độ trễ (bao gồm biến phụ thuộc và các biến độc lập).

$\theta$  là vector các hệ số hồi quy trong dài hạn.

$\delta$  là hệ số của tốc độ điều chỉnh đến trạng thái cân bằng trong dài hạn.

$i$  và  $t$  là tỉnh thành và năm;  $\mu$  là sai số.

Toàn bộ thuật toán trong dấu ngoặc vuông đại diện cho hồi quy trong dài hạn, phái sinh từ:

$$GINI_{i,t} = \theta_0^i + \theta_1^i Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{với } \varepsilon_{i,t} \sim I(0) \quad (3)$$

Biến phụ thuộc GINI (chỉ số Gini) là bất bình đẳng thu nhập, với thang điểm từ 0 đến 100. Điểm 0 biểu thị sự bình đẳng tuyệt đối về thu nhập, trong đó mọi người đều có thu nhập như nhau; trong khi điểm 100 biểu thị sự bất bình đẳng hoàn toàn về thu nhập, với một người sở hữu tất cả thu nhập và những người khác không có. Các tác giả tính toán chỉ số này bằng cách sử dụng dữ liệu về tỷ trọng thu nhập của 5 nhóm từ thu nhập thấp nhất đến thu nhập cao nhất.

*Các biến độc lập bao gồm:*

CC (Climate Change) là biến đổi khí hậu, được đo bằng số người chết do bão lũ. Ở cấp độ xuyên quốc gia, biến đổi khí hậu có thể được đo bằng nhiệt độ và lượng mưa. Tuy nhiên, sự khác biệt về nhiệt độ và lượng mưa giữa các tỉnh là không rõ rệt nên nhóm tác giả sử dụng số người chết do bão lũ làm biến đại diện cho biến đổi khí hậu.

PAPI (Chỉ số PAPI) là chất lượng quản trị công, được đo bằng chỉ số hiệu quả quản trị và hành chính công cấp tỉnh tại Việt Nam, bao gồm 6 thành tố: Tham gia của người dân ở cấp cơ sở, Công khai và minh bạch, Trách nhiệm giải trình với người dân, Kiểm soát tham nhũng trong khu vực công, Thủ tục hành chính công,



và Cung ứng dịch vụ công.

*Các biến kiểm soát (Z), được lựa chọn dựa vào các nghiên cứu trước, bao gồm:*

GrDPP (Gross Domestic Products per Capita) là tổng sản phẩm quốc nội bình quân đầu người cấp tỉnh (ngàn đồng).

EDU (Education) là giáo dục, được đo bằng tỷ lệ học sinh tốt nghiệp trung học phổ thông trong tổng số thí sinh (%).

U\_RATE (Unemployment Rate) là tỷ lệ thất nghiệp (%).

### 3.2. Dữ liệu

Số liệu các biến trong mô hình thực nghiệm được thu thập cho 63 tỉnh thành của Việt Nam trong giai đoạn 2006-2021. Dữ liệu về số số người chết do bão lũ được thu thập từ Tổng cục Phòng chống thiên tai Việt Nam (Vietnam Disaster Management Authority, VDMA)<sup>1</sup>. Chỉ số PAPI được thu thập từ Chỉ số hiệu quả quản trị và hành chính công cấp tỉnh tại Việt Nam<sup>2</sup>. Số liệu tính toán chỉ số GINI và các biến kiểm soát trong mô hình được thu thập từ Tổng cục Thống kê Việt Nam (Vietnam General Statistics Office, VGSO)<sup>3</sup>. Bảng 1 trình bày định nghĩa và thống kê mô tả của tất cả các biến. Tuy nhiên, có sự khác biệt về số lượng quan sát giữa các biến do dữ liệu bị thiếu trong một số năm. Để giải quyết vấn đề dữ liệu bị khuyết, chúng tôi dùng phương pháp tính toán nhiều lần (multiple-imputation - MI) với lệnh “mi” trong Stata. Phương pháp này phân tích từng tập dữ liệu riêng biệt và sau đó gộp các kết quả lại để cung cấp các ước lượng khắc phục dữ liệu bị thiếu, giúp cải thiện độ tin cậy của các suy luận thống kê và duy trì tính hợp lệ của các kết quả (Royston, 2004; White & cộng sự, 2011).

**Bảng 1: Định nghĩa và thống kê mô tả các biến**

Biến	Định nghĩa và đo lường	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất	Số quan sát
GINI	Hệ số GINI	35,811	42,783	18,787	51,90	630
CC	Số người chết do bão và lũ	4,078	7,234	0	55	454
PAPI	Chất lượng quản trị cấp tỉnh (0-7)	6,063	0,259	5,265	6,770	455
GrDPP	GrDP bình quân đầu người cấp tỉnh (ngàn đồng)	33307	15696	6804	89196	604
EDU	Tỷ lệ học sinh tốt nghiệp THPT trong tổng số thí sinh (%)	89,615	10,964	38,570	100	604
U_RATE	Tỷ lệ thất nghiệp (%)	2,431	1,469	0,08	9,41	452

### 4. Phương pháp nghiên cứu

Tác giả sử dụng mô hình ARDL dành cho dữ liệu bảng vì các lý do sau. Thứ nhất, cách tiếp cận này cho phép nghiên cứu mối quan hệ ngắn hạn và dài hạn (short-term and long-term) giữa các biến. Thứ hai, phương pháp này thích hợp cho dữ liệu dừng ở các cấp độ gốc và sai phân (mixed stationarity) và có các mối quan hệ đồng liên kết (cointegration). Thứ ba, mô hình ARDL có thể xử lý tính không đồng nhất (heterogeneity) giữa các chủ thể. Thứ tư, mô hình ARDL giải quyết vấn đề nội sinh (endogeneity) bằng cách đưa các giá trị độ trễ của biến phụ thuộc và các biến ngoại sinh làm biến hồi quy. Thứ năm, cách tiếp cận này cung cấp tính linh hoạt trong đặc tả mô hình (flexible model specifications), cho phép các nhà nghiên cứu đưa vào nhiều biến giải thích, độ dài độ trễ và các kết hợp liên quan khác được điều chỉnh cho phù hợp với câu hỏi nghiên cứu cụ thể và đặc điểm dữ liệu (Pesaran & Smith, 1995; Pesaran & cộng sự, 1999).

Nhóm nghiên cứu tiến hành thủ tục ước lượng mô hình ARDL dữ liệu bảng theo các bước sau. Bước 1: Kiểm định tính dừng/ nghiệm đơn vị (Stationarity/ Unit root test). Bước 2: Kiểm định mối quan hệ đồng liên kết trong dài hạn (Co-integration). Bước 3: Lựa chọn độ trễ tối ưu (Optimal lags). Bước 4: Kiểm định Hausman (1978) để lựa chọn phương pháp ước lượng thích hợp giữa pooled mean group (PMG), mean group (MG), và dynamic fixed effects (DFE). Bước 5: Ước lượng các hệ số dài hạn của mô hình ARDL với độ trễ đã xác định. Bước 6: Ước lượng tác động ngắn hạn thông qua mô hình hiệu chỉnh sai số ECM (Error Correction Model).

### 5. Kết quả nghiên cứu

Đầu tiên, các tác giả kiểm tra sự phụ thuộc chéo (cross-sectional dependency, CD) bằng cách sử dụng

kiểm định Pesaran (Pesaran, 2004). Do dấu hiệu không tồn tại của CD trong kết quả kiểm định, các tác giả tiến hành thực hiện phân tích nghiệm đơn vị dữ liệu bảng thế hệ thứ nhất (first-generation panel unit root) bằng cách sử dụng kiểm định IPS theo đề xuất của Im & cộng sự (2003). Kết quả cho thấy các biến trong mô hình dừng ở các cấp độ gốc và sai phân bậc nhất, nên việc sử dụng mô hình ARDL là phù hợp.

Do dữ liệu không tồn tại CD, tác giả sử dụng kiểm định Kao (1999) để kiểm tra đồng liên kết với giả thuyết  $H_0$  là không tồn tại đồng liên kết. Kết quả kiểm định Kao được trình bày trong Bảng 2 cho thấy tồn tại mối đồng liên kết giữa các biến chính trong mô hình.

**Bảng 2: Kiểm định đồng liên kết Kao**

Kao Test	Statistic	P-value
Modified Dickey-Fuller t	-19,348	0,000
Dickey-Fuller t	-12,836	0,000
Augmented Dickey-Fuller t	-5,438	0,000
Unadjusted modified Dickey-Fuller t	-25,167	0,000
Unadjusted Dickey-Fuller t	-17,675	0,000

Sau khi sử dụng phương pháp vòng lặp theo đề xuất của Kripfganz & Schneider (2023) để tìm ra độ trễ tối ưu cho các biến trong mô hình, các tác giả sử dụng lần lượt các phương pháp ước lượng PMG, MG, và DFE để ước lượng mô hình ARDL (2) trong dài hạn. Kế đến, tác giả ước lượng tác động ngắn hạn thông qua mô hình hiệu chỉnh sai số ECM. Sau đó, tác giả dùng kiểm định Hausman (1978) để lựa chọn phương pháp ước lượng thích hợp giữa PMG, MG, và DFE. Kết quả cho thấy PMG là phương pháp tốt nhất để ước lượng đạt được tính nhất quán và hiệu quả. Do vậy, các phát hiện chủ yếu sẽ dựa vào phương pháp PMG. Hệ số hiệu chỉnh sai số (ECT) âm và có mức ý nghĩa thống kê 1% cho thấy sự tồn tại của cơ chế hiệu chỉnh sai số trong dài hạn. Giá trị -0,385 của ECT hàm ý rằng độ lệch khỏi trạng thái cân bằng dài hạn sau một cú sốc ngắn hạn được điều chỉnh khoảng 38,5% tại cuối mỗi thời kỳ. Nói cách khác, tồn tại một sự hội tụ hướng tới trạng thái cân bằng dài hạn. Kết quả ước lượng được trình bày trong Bảng 3.

Dựa trên các kết quả ước lượng trong Bảng 3, các tác giả tổng kết một số phát hiện như sau:

*Thứ nhất*, biến đổi khí hậu có tác động làm tăng bất bình đẳng thu nhập trong cả ngắn và dài hạn với mức ý nghĩa thống kê 1%. Kết quả này phù hợp với nghiên cứu của Huynh & Hoang (2024) cho bối cảnh các nước châu Á trong ngắn hạn. Tuy nhiên, ngoài việc nghiên cứu cho dài hạn, kết quả nghiên cứu này còn cho thấy tác động của biến đổi khí hậu đến bất bình đẳng thu nhập trong ngắn hạn mạnh hơn so với dài hạn. Điều này cho thấy những tác động tức thời của biến đổi khí hậu, chẳng hạn như các hiện tượng thời tiết cực đoan hoặc gián đoạn năng suất nông nghiệp, có ảnh hưởng rõ rệt hơn đến phân phối thu nhập trong khung thời gian tương đối ngắn hạn (Paglialunga & cộng sự, 2022; Palagi & cộng sự, 2022). Ngược lại, những tác động lâu dài của biến đổi khí hậu có thể được giảm bớt bằng các biện pháp thích ứng, thay đổi cơ cấu kinh tế và can thiệp chính sách (Hertel & Lobell, 2014; Burke & cộng sự, 2015). Vì thế, theo thời gian, các khu vực có thể phát triển các chiến lược phục hồi, thực hiện các chính sách giảm thiểu rủi ro khí hậu và điều chỉnh hệ thống kinh tế xã hội của mình, từ đó giảm mức độ ảnh hưởng đến bất bình đẳng thu nhập.

*Thứ hai*, chất lượng quản trị công có tác động làm giảm bất bình đẳng thu nhập ở mức ý nghĩa thống kê 5% trong cả ngắn và dài hạn. Phát hiện này tương đồng với nghiên cứu của Huynh & Nguyen (2024) cho ngắn hạn. Tuy nhiên, ngoài việc tiến hành nghiên cứu tác động dài hạn, nghiên cứu này còn phát hiện thêm một điểm thú vị: ảnh hưởng của quản trị công trong việc cải thiện tình trạng bất bình đẳng thu nhập về lâu dài có ý nghĩa hơn so với ngắn hạn. Điều này có thể được lý giải rằng, trong dài hạn, chất lượng quản trị công tốt có thể tạo điều kiện cho những chuyển đổi cơ cấu trong nền kinh tế (Acemoglu & cộng sự, 2005), dẫn đến sự phân bổ nguồn lực và cơ hội công bằng hơn (Gupta & cộng sự, 2002), thiết lập các khuôn khổ chính sách ổn định và xây dựng lòng tin của công chúng (Chong & Gradstein, 2007), góp phần chung vào việc giảm thiểu chênh lệch thu nhập một cách bền vững theo thời gian.

*Thứ ba*, quản trị công tốt có thể làm giảm tác động bất lợi của biến đổi khí hậu lên phân phối thu nhập với mức ý nghĩa thống kê 1-5%. Tác động điều tiết này có thể thông qua việc hỗ trợ ứng phó hiệu quả với thiên tai (Béné & cộng sự, 2014), phát triển cơ sở hạ tầng có khả năng phục hồi (Hallegatte & cộng sự, 2016), xây

dụng chính sách công bằng và chiến lược giảm thiểu rủi ro dài hạn ưu tiên nhu cầu của những nhóm dân cư dễ bị tổn thương (Eakin & cộng sự, 2014).

*Thứ tư*, thu nhập bình quân đầu người, phát triển giáo dục, và tạo việc làm là những nhân tố có thể làm giảm bất bình đẳng thu nhập ở 63 tỉnh thành của Việt Nam, khẳng định kết quả của các nghiên cứu trước (Gregorio & Lee, 2002; Frazer, 2006; Cysne, 2009; Sheng, 2011; Yang & Qiu, 2016; Le & Nguyen, 2019).

**Bảng 3: Kết quả ước lượng mô hình ARDL (1,0,0,0,0,0)**

Biến phụ thuộc: $\Delta GINI$			
Biến độc lập	Phương pháp ước lượng		
	PMG	MG	DFE
<u>Dài hạn</u>			
$\Delta GINI_{t-1}$	0,517** (2,33)	0,486** (2,21)	0,734* (1,93)
CC	0,031*** (3,18)	0,054* (2,01)	0,058** (2,19)
PAPI	-0,026** (2,37)	-0,035** (2,32)	-0,043 (1,67)
CC*PAPI	-0,004*** (4,55)	-0,006** (2,24)	-0,003* (1,85)
GrDPP	-1,8e-06*** (4,57)	-1,2e-06* (1,88)	-1,5e-06** (2,27)
EDU	-0,001*** (5,69)	-0,001** (2,35)	-0,003** (2,31)
U_RATE	0,002* (2,02)	0,001 (1,56)	0,001* (1,89)
<u>Ngắn hạn (ECM)</u>			
$\Delta GINI_{t-1}$	0,652** (2,24)	0,578* (1,86)	0,693** (2,28)
CC	0,028*** (3,42)	0,039* (1,95)	0,041** (2,27)
PAPI	-0,044** (2,36)	-0,057* (1,95)	-0,062 (1,55)
CC*PAPI	-0,036** (2,29)	-0,022* (1,93)	-0,041* (2,03)
GrDPP	-2,5e-06*** (3,72)	-2,3e-06* (1,98)	-2,1e-06 (1,45)
EDU	-0,007** (2,34)	-0,005** (2,35)	-0,004* (2,01)
U_RATE	0,001* (2,05)	0,003 (1,42)	0,002* (1,97)
ECT <sub>t-1</sub>	-0,385*** (3,35)	-0,417* (1,98)	-0,359* (1,84)
Hằng số	1,207**	2,193*	1,586**
Số quan sát	415	415	415
Hausman		0,67 <sup>(i)</sup> (0,378)	0,88 <sup>(ii)</sup> (0,522)

*Chú thích: Trị tuyệt đối thống kê T được ghi trong ngoặc. \*\*\*, \*\* và \* tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 1%, 5% và 10%. <sup>(i)</sup>Theo giả thuyết  $H_0$ , PMG là ước lượng hiệu quả hơn MG. <sup>(ii)</sup> PMG là ước lượng hiệu quả hơn DFE theo giả thuyết  $H_0$ .*

## 6. Kết luận và hàm ý chính sách

Nghiên cứu này làm sáng tỏ mối quan hệ phức tạp giữa biến đổi khí hậu, chất lượng quản trị công và bất bình đẳng thu nhập ở 63 tỉnh thành của Việt Nam trong giai đoạn 2006-2021. Kết quả nghiên cứu từ mô hình ARDL dành cho dữ liệu bảng cho thấy biến đổi khí hậu làm trầm trọng thêm tình trạng bất bình đẳng thu nhập, với tác động rõ rệt hơn trong ngắn hạn. Ngược lại, ảnh hưởng của quản trị công trong việc cải thiện tình trạng bất bình đẳng thu nhập về lâu dài có ý nghĩa hơn so với ngắn hạn, chứng tỏ tầm quan trọng



---

của những nỗ lực bền vững nhằm nâng cao hiệu quả quản trị. Đáng chú ý, việc phát hiện ra rằng chất lượng quản trị tốt có thể làm giảm tác động bất lợi của biến đổi khí hậu đến phân phối thu nhập nhân mạnh tầm quan trọng của việc đầu tư vào cải cách quản trị để xây dựng khả năng phục hồi và thúc đẩy việc phân phối thu nhập công bằng.

Những phát hiện của nghiên cứu này nhấn mạnh tầm quan trọng của việc áp dụng các phương pháp tiếp cận tổng thể và chủ động nhằm giải quyết các mối tương tác phức tạp giữa biến đổi khí hậu, chất lượng quản trị và bất bình đẳng thu nhập ở Việt Nam. Bằng cách ưu tiên cải cách quản trị, tích hợp các chiến lược thích ứng với khí hậu và thúc đẩy các chính sách phát triển toàn diện, các nhà hoạch định chính sách có thể thúc đẩy khả năng phục hồi, giảm thiểu tình trạng dễ bị tổn thương và thúc đẩy phân bổ các kết quả kinh tế xã hội công bằng hơn cho tất cả các thành phần trong xã hội, hướng tới một tương lai phát triển bền vững và công bằng.

#### **Ghi chú:**

<sup>1</sup> Xem tại: <http://ccdpc.gov.vn/default.aspx>

<sup>2</sup> <https://papi.org.vn>

<sup>3</sup> <https://www.gso.gov.vn/>

**Lời thừa nhận/Cảm ơn:** Nghiên cứu này được tài trợ bởi Quỹ Phát triển Khoa học và Công nghệ Quốc gia (NAFOSTED) trong đề tài mã số 502.01-2021.48

#### **Tài liệu tham khảo**

- Acemoglu, D., Johnson, S., & Robinson, J. (2005), 'Institutions as a fundamental cause of long-run growth', *Handbook of Economic Growth 1*, 385-472.
- Akram, N. (2012), 'Is climate change hindering economic growth of Asian economies?', *Asia-Pacific Development Journal*, 19(2), 1-18.
- Alam, M. M., Taufique, K. M. R., & Sayal, A. (2017), 'Do climate changes lead to income inequality? Empirical study on the farming community in Malaysia', *International Journal of Environment and Sustainable Development*, 16(1), 43-59.
- Ali, H. S., Zeqiraj, V., Lin, W. L., & Law, S. Y. (2019), 'Does quality institutions promote environmental quality?', *Environmental Science and Pollution Research* 26, 10446–10456.
- Béné, C., Wood, R. G., Newsham, A., & Davies, M. (2014), 'Resilience, poverty, and development', *Journal of International Development*, 26(5), 598-623.
- Burke, M., Hsiang, S. M., & Miguel, E. (2015), 'Global non-linear effect of temperature on economic production', *Nature*, 527(7577), 235-239.
- Carmignani, F. (2009), 'The distributive effects of institutional quality when government stability is endogenous', *European Journal of Political Economy* 5(4), 409-421.
- Cheung, K., & Ping, L. (2004), 'Spillover Effects of FDI on Innovation in China: Evidence from the Provincial Data', *China Economic Review*, 15 (1), 25–44.
- Chong, A., & Gradstein, M. (2007), 'Inequality and Institutions', *Review of Economics and Statistics*, 89 (3), 454–465.
- Cysne, R. P. (2009), 'On the positive correlation between income inequality and unemployment', *The Review of Economics and Statistics*, 91(1), 218-226.
- Diffenbaugh, N. S., & Burke, M. (2019), 'Global warming has increased global economic inequality', *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 116(20), 9808–9813.

- 
- Eakin, H., Lemos, M. C., & Nelson, D. R. (2014), 'Differentiating capacities as a means to sustainable climate change adaptation', *Global Environmental Change*, 27, 1-8.
- Fankhauser, S., & Tol, R. S. (2005), 'On climate change and economic growth', *Resource and Energy Economics*, 27(1), 1-17.
- Ferrara, A. R., & Nisticò, R. (2019), 'Does Institutional Quality Matter for Multidimensional Well-Being Inequalities? Insights from Italy', *Social Indicators Research*, 145, 1063–1105.
- Frazier, G. (2006), 'Inequality and Development across and within Countries', *World Development*, 34 (9), 1459–1481.
- Goel, R., Herrala, R., & Mazhar, U. (2013), 'Institutional Quality and Environmental Pollution: MENA Countries versus the Rest of the World', *Economic Systems*, 37 (4), 508–521.
- Gradstein, M., Milanovic, B., & Ying, Y. (2001), 'Democracy And Income Inequality: An Empirical Analysis', Policy, Research working papers, No. WPS 2561. Washington, DC: World Bank.
- Gregorio, J., & Lee, J. (2002), 'Education and Income Inequality: New Evidence From Cross-Country Data', *Review of Income and Wealth* 48 (3), 395-416.
- Gupta, S., Davoodi, H., & Alonso-Terme, R. (2002), 'Does corruption affect income inequality and poverty?', *Economics of Governance*, 3(1), 23-45.
- Hallegatte, S., Bangalore, M., Bonzanigo, L., Fay, M., Kane, T., Narloch, U., ... & Vogt-Schilb, A. (2016), *Shock waves: Managing the impacts of climate change on poverty*, World Bank Publications.
- Hausman, J. (1978), 'Specification Tests in Econometrics', *Econometrica*, 46, 1251-1271.
- Hertel, T. W., & Lobell, D. B. (2014), 'Agricultural adaptation to climate change in rich and poor countries: Current modeling practice and potential for empirical contributions', *Energy Economics*, 46, 562-575.
- Hoang, H.H., & Huynh, C.M. (2020), 'Climate Change, Economic Growth and Growth Determinants: Insights from Vietnam's Coastal South Central Region', *Journal of Asian and African Studies*, 56(3), 693-704.
- Hoffman, R. C., Munemo, J., & Watson, S. (2016), 'International Franchise Expansion: The Role of Institutions and Transaction Costs', *Journal of International Management*, 22 (2), 101-114.
- Huynh, C. M., & Ho, T.X. (2020), 'Institutional Quality, Shadow Economy and Air Pollution: Empirical Insights from Developing Countries', *The Empirical Economics Letters*, 19 (1), 75-82.
- Huynh, C. M., & Hoang, H. H. (2019), 'Foreign direct investment and air pollution in Asian countries: does institutional quality matter?', *Applied Economics Letters* 26(17), 1388–1392.
- Huynh, C.M., & Hoang, H.H. (2024), 'Climate change and income inequality in Asia: how does institutional quality matter?', *Journal of the Asia Pacific Economy*, 1-25. <https://doi.org/10.1080/13547860.2024.2315700>
- Huynh, C.M., Le, Q.N., & Lam, T.H.T. (2023), 'Is air pollution a government failure or a market failure? Global evidence from a multi-dimensional analysis', *Energy Policy*, 173, 113384.
- Im, K. S., M. H. Pesaran, & Y. Shin. (2003), 'Testing for unit roots in heterogeneous panels', *Journal of Econometrics*, 115, 53–74.
- Institute for Economics & Peace (2019), *Global Peace Index 2019: Measuring Peace in a Complex World*, Sydney, <http://visionofhumanity.org/reports>.
- Islam, N. & Winkel, J. (2017), 'Climate Change and Social Inequality', DESA Working Paper No. 152, Department of Economic & Social Affairs, 1-30.
- Kao, C. (1999), 'Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data', *Journal of Econometrics*, 90, 1–44.
- Kripfganz, S., & Schneider, D. (2023), 'ARDL: Estimating autoregressive distributed lag and equilibrium correction models', *The Stata Journal*, 23(4), 983-1019.
- Le, Q. H., & Nguyen, H. N. (2019), 'The impact of income inequality on economic growth in Vietnam: An empirical analysis', *Asian Economic and Financial Review*, 9(5), 617–629.
- Leonard, D. K., Bloom, G., Hanson, K., & O'Farrell, J. (2013), 'Institutional Solutions to the Asymmetric Information Problem in Health and Development Services for the Poor', *World Development*, 48, 71–87.
- Letta, M., & Tol, R. S. (2019), 'Weather, Climate and Total Factor Productivity', *Environmental and Resource*

---

*Economics*, 73(1), 283-305.

- Mertz, O., Halsnæs, K., Olesen, J., & Rasmussen, K. (2009), 'Adaptation to climate change in developing countries', *Environmental Management*, 43(5), 743-752.
- Molua, E. L. (2009), 'An empirical assessment of the impact of climate change on smallholder agriculture in Cameroon', *Global and Planetary Change*, 67(3), 205-208.
- North, D. (1991), 'Institutions', *Journal of Economic Perspectives*, 5 (1), 97-112.
- Paglialunga, E., Coveri, A., & Zanfei, A. (2022), 'Climate change and within-country inequality: New evidence from a global perspective', *World Development*, 159, 106030.
- Palagi, E., Coronese, M., Lamperti, F., & Roventini, A. (2022), 'Climate change and the nonlinear impact of precipitation anomalies on income inequality', *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 119(43), e2203595119.
- Park, J. (2012), 'Corruption, soundness of the banking sector, and economic growth: A crosscountry study', *Journal of International Money and Finance*, 31 (5), 907-929.
- Pesaran, M. H., & Smith, R. (1995), 'Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels', *Journal of Econometrics*, 68(1), 79-113.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999), 'Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels', *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621-63.
- Pesaran, M.H. (2004), *General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels*, Cambridge Working Papers in Economics 0435, Faculty of Economics, University of Cambridge.
- Royston, P. (2004), 'Multiple imputation of missing values', *Stata Journal*, 4(3), 227-241.
- Sheng, Y. (2011), *Unemployment and Income Inequality: A Puzzling Finding from the US in 1941-2010*, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2020744>, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2020744>.
- White, I. R., Royston, P., & Wood, A. M. (2011), 'Multiple imputation using chained equations: Issues and guidance for practice', *Statistics in Medicine*, 30(4), 377-399.
- Yang, J., & Qiu, M. (2016), 'The impact of education on income inequality and intergenerational mobility', *China Economic Review*, 37, 110-125.

---

# VAI TRÒ TRUNG GIAN CỦA CƯỜNG ĐỘ NĂNG LƯỢNG TRONG TÁC ĐỘNG CỦA FDI TỚI LƯỢNG PHÁT THẢI CO<sub>2</sub> TẠI CÁC QUỐC GIA ĐANG PHÁT TRIỂN TRÊN THẾ GIỚI

Đinh Thị Thanh Bình  
Trường Đại học Ngoại thương  
Email: binhdt@ftu.edu.vn

Mã bài: JED -1717  
Ngày nhận bài: 08/04/2024  
Ngày nhận bài sửa: 11/07/2024  
Ngày duyệt đăng: 10/10/2024  
DOI: 10.33301/JED.VI.1717

## Tóm tắt

Vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài có vai trò quan trọng trong việc tiếp nhận công nghệ tiên tiến giúp tăng trưởng kinh tế và bảo vệ môi trường. Bài viết này tìm hiểu cơ chế mới mà vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài tác động tới lượng phát thải khí carbon thông qua cường độ năng lượng tại các quốc gia đang phát triển trên thế giới trong giai đoạn từ 2000-2020. Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài tăng làm tăng lượng phát thải khí carbon ở các nước đang phát triển. Tuy nhiên hiệu ứng trung gian của cường độ năng lượng sẽ làm giảm tác động của vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài đến lượng phát thải khí carbon thông qua sự dịch chuyển công nghệ. Dựa trên kết quả nghiên cứu, bài viết đề xuất một số hàm ý chính sách để giúp các quốc gia đang phát triển thu hút vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài và bảo vệ môi trường.

**Từ khóa:** Cường độ năng lượng, Đầu tư trực tiếp nước ngoài, Phát thải carbon.

**Mã JEL:** O33, O44, Q56, Q48, E22

## The mediating role of energy intensity in the impact of foreign direct investment on CO<sub>2</sub> emissions in selected developed countries

### Abstract

Foreign direct investment is one of the major contributors to acquiring advanced foreign technology to achieve economic growth and environmental protection. This study examines the new aspect of the foreign direct investment mechanism affecting carbon dioxide emission through the energy intensity of developing countries in the world from 2000 to 2020. Research results show that the increase in foreign direct investment will increase carbon dioxide emissions in developing countries. However, the intermediate effect of energy intensity will reduce the impact of foreign direct investment on carbon dioxide emission through technology transfer. Based on the research results, some policy implications were also discussed to help developing countries attract foreign direct investment and protect the environment.

**Keywords:** Carbon emissions, Energy intensity, Foreign direct investment.

**JEL Codes:** O33, O44, Q56, Q48, E22

---

## 1. Đặt vấn đề

Đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) luôn là động lực quan trọng thúc đẩy tăng trưởng kinh tế và tiến bộ công nghệ đối với các nền kinh tế mới nổi (Hao & Liu, 2015; Tuan & cộng sự, 2009; Hong, 2014). FDI góp phần vào tăng trưởng kinh tế của các nước đang phát triển không chỉ bằng nguồn vốn mà còn giúp các nước này tăng năng suất thông qua chuyển giao công nghệ sản xuất tiên tiến (Hermes & Lensink, 2003; Batten & Vo, 2009; Reiter & Steensma, 2010; Fernandes & Paunov, 2012; Lee, 2013). Tuy nhiên, FDI cũng có thể làm gia tăng lượng phát thải CO<sub>2</sub> và làm suy thoái môi trường. FDI kích thích tăng trưởng kinh tế bằng cách tăng năng suất, dẫn đến tiêu thụ năng lượng cao hơn. Lượng phát thải CO<sub>2</sub> nhiều hơn do sử dụng năng lượng cao hơn dẫn đến ô nhiễm môi trường (Jensen, 1996; Acharyya, 2009; Lau & cộng sự, 2014).

Mặc dù đã có nhiều nghiên cứu về tác động của FDI đến ô nhiễm môi trường của các quốc gia trên thế giới, nhưng kết quả nghiên cứu còn nhiều mâu thuẫn và cơ chế tác động của FDI đến lượng khí thải carbon chưa được xác định rõ ràng. Thông thường, các nghiên cứu đánh giá tác động trực tiếp của FDI tới phát thải CO<sub>2</sub> (Ren & cộng sự, 2014; Wang & cộng sự, 2021; Chen & cộng sự, 2022). Tuy nhiên, FDI cũng có thể có tác động gián tiếp đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> thông qua tác động của nó đến các kênh khác, ví dụ, cường độ năng lượng mà được hiểu là lượng năng lượng cần thiết để tạo ra một đơn vị sản phẩm (World Bank, 2022). Theo tìm hiểu của nhóm tác giả, nghiên cứu về lĩnh vực này còn rất khan hiếm. Tính đến nay, chỉ có một bài viết của tác giả Wang & cộng sự (2021) nghiên cứu về tác động của FDI đến lượng khí thải CO<sub>2</sub> thông qua cường độ năng lượng của 30 tỉnh thành tại Trung Quốc. Chính vì vậy, việc thực hiện nghiên cứu về vai trò trung gian của cường độ năng lượng trong tác động của FDI tới lượng phát thải CO<sub>2</sub> tại các quốc gia đang phát triển là rất cần thiết.

Bài nghiên cứu có cấu trúc như sau: Phần 2 là tổng quan nghiên cứu, phần 3 trình bày cơ sở lý thuyết và giả thuyết nghiên cứu, phần 4 đề cập đến mô hình nghiên cứu và nguồn dữ liệu, phần 5 phân tích và thảo luận kết quả nghiên cứu, và Phần 6 dành cho kết luận và đề xuất hàm ý chính sách.

## 2. Tổng quan nghiên cứu

### 2.1. FDI có tác động làm tăng lượng khí thải CO<sub>2</sub> thông qua sự dịch chuyển công nghệ lạc hậu

Theo thuyết Thiên đường ô nhiễm (The Pollution Haven Hypothesis - PHH) được đề xuất bởi Copeland & Taylor (1994), FDI dưới hình thức chuyển dịch công nghệ lạc hậu là nguyên nhân chính dẫn đến suy thoái môi trường ở các quốc gia nhận đầu tư. Nghiên cứu của Copeland & Taylor (1994) và Ren & cộng sự (2014) cũng chỉ ra rằng khi các nước tư bản chuyển giao các ngành công nghiệp gây ô nhiễm nặng, họ cũng đồng thời chuyển giao một lượng lớn các công nghệ sản xuất lạc hậu sang các nước đang phát triển. Về phía các nước đang phát triển, theo nghiên cứu của Jensen (1996), Pao & Tsai (2011) và Zhu & cộng sự (2016), các quốc gia này vì muốn thu hút nguồn vốn FDI có xu hướng nới lỏng các quy định về môi trường đối với các doanh nghiệp nước ngoài hoặc không kiểm định chặt chẽ chất lượng của các công nghệ được tiếp nhận dẫn tới việc nhập khẩu một loạt các công nghệ lạc hậu từ các quốc gia phát triển.

Như vậy, việc tiếp nhận công nghệ lạc hậu từ việc thu hút FDI có thể làm tăng lượng phát thải CO<sub>2</sub>, gây suy thoái môi trường ở các nước đang phát triển. Đặc biệt các công nghệ lạc hậu còn tiêu tốn nhiều nguyên liệu làm tăng mức tiêu hao năng lượng để sản xuất ra một đơn vị sản phẩm, dẫn tới cường độ năng lượng tăng.

### 2.2. FDI có tác động làm giảm lượng phát thải CO<sub>2</sub> thông qua sự dịch chuyển công nghệ tiên tiến

Các nhà nghiên cứu cũng chỉ ra những ảnh hưởng tích cực của FDI tới môi trường. Thuyết Vòng hào quang ô nhiễm (The Halo Hypothesis) được đề xuất bởi Güvercin (2019) cho rằng việc dịch chuyển các ngành công nghiệp nặng sẽ đồng thời chuyển giao một lượng lớn các công nghệ sạch và tiên tiến thông qua dòng vốn FDI vào nước sở tại. Dòng vốn FDI có thể giúp các doanh nghiệp tại nước sở tại tiếp nhận các công nghệ hiện đại, đổi mới kỹ thuật sản xuất và phát triển công nghệ xanh làm giảm phát thải khí CO<sub>2</sub> (Zarsky, 1999; Zhu & cộng sự, 2016; Wang & cộng sự, 2021). Bên cạnh đó, Frutos-Bencze & cộng sự (2017) cũng nhấn mạnh rằng các công nghệ mới do FDI cung cấp đã cải thiện hiệu quả sản xuất cho các nước đang phát triển, kích thích sản xuất sạch hoặc xanh, từ đó giảm lượng khí thải SO<sub>2</sub>, NO<sub>x</sub> và CO<sub>2</sub>.

Như vậy, FDI có thể giúp cải thiện chất lượng môi trường đối với các quốc gia có lượng phát thải cao, đặc biệt các quốc gia đang phát triển, thông qua hiệu ứng lan toả công nghệ. Việc tiếp nhận công nghệ tiên tiến



giúp các quốc gia đang phát triển giảm mức năng lượng đầu vào trên mỗi đơn vị sản phẩm trong quá trình sản xuất (Shrivastava, 1995). Việc cải thiện hiệu quả sử dụng năng lượng như vậy sẽ giúp giảm cường độ năng lượng, từ đó, góp phần làm giảm lượng phát thải CO<sub>2</sub> và cải thiện chất lượng môi trường tại các nước đang phát triển (Mahmood & Ahmad, 2018; Akram & cộng sự, 2020). Nghiên cứu của Wang & cộng sự (2021) tại 30 tỉnh thành của Trung Quốc đã chỉ ra rằng FDI có thể gián tiếp làm giảm lượng phát thải CO<sub>2</sub> bằng cách làm giảm cường độ năng lượng trong sản xuất. Các tác giả cho rằng việc chuyển giao công nghệ tiên tiến của các doanh nghiệp nước ngoài đã làm giảm mức tiêu thụ năng lượng để sản xuất ra một đơn vị sản phẩm, do đó hạn chế lượng phát thải CO<sub>2</sub> ra ngoài môi trường.

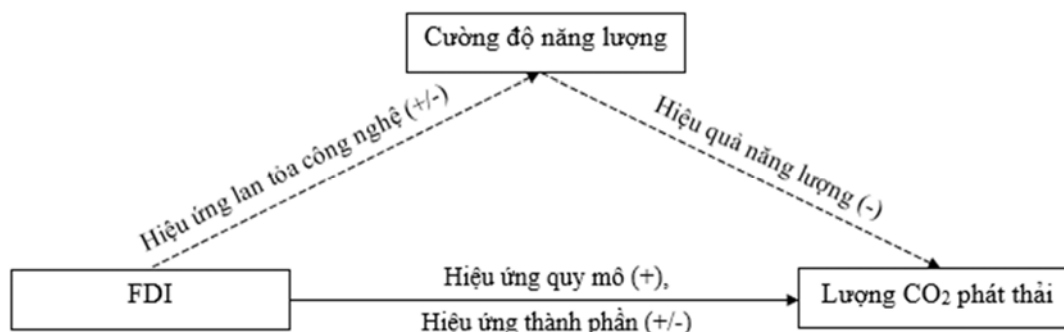
Từ tổng quan nghiên cứu, nhóm tác giả rút ra một số nhận định sau: Thứ nhất, mặc dù đã có nhiều nghiên cứu về ảnh hưởng trực tiếp của FDI đến lượng phát thải CO<sub>2</sub>, nhưng nghiên cứu về vai trò trung gian của cường độ năng lượng trong tác động của FDI đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> còn rất khan hiếm. Thứ hai, kết quả nghiên cứu về chiều tác động và cơ chế tác động của FDI đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> còn nhiều mâu thuẫn và chưa rõ ràng.

### 3. Cơ sở lý thuyết và giả thuyết nghiên cứu

#### 3.1. Cơ chế tác động trực tiếp của FDI đến lượng phát thải CO<sub>2</sub>

Dunning (1981) cho rằng đầu tư trực tiếp nước ngoài thường gắn liền với hoạt động của các công ty đa quốc gia đã có những ưu thế về vốn, nhân lực và công nghệ. Do đó, các nước đang phát triển có nhiều chính sách để thu hút FDI nhằm khai thác được những lợi thế của các công ty này. Tuy nhiên, dòng vốn FDI cũng có ảnh hưởng đến lượng khí CO<sub>2</sub> thải ra môi trường. Theo Wang & cộng sự (2021), có hai cơ chế tác động của FDI tới lượng phát thải CO<sub>2</sub>, đó là cơ chế trực tiếp và cơ chế gián tiếp.

**Hình 1: Cơ chế FDI tác động tới lượng phát thải carbon**



Nguồn: Wang & cộng sự (2021)

Hình 1 cho thấy cơ chế trực tiếp trong tác động trực tiếp của FDI tới lượng phát thải CO<sub>2</sub> đến từ hai hiệu ứng chính: (1) Hiệu ứng quy mô làm FDI có tác động cùng chiều đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> bởi vì việc tiếp nhận FDI giúp các quốc gia mở rộng quy mô sản xuất. Điều này dẫn tới sự gia tăng sử dụng năng lượng hoá thạch và lượng phát thải CO<sub>2</sub> tới môi trường (Jensen, 1996; Pao & Tsai, 2011; Zarsky, 1999; Zhu & cộng sự, 2016); (2) Hiệu ứng thành phần làm FDI có thể tác động cùng chiều hoặc ngược chiều đến lượng phát thải CO<sub>2</sub>. Tác động ngược chiều xảy ra khi có sự chuyển dịch cơ cấu kinh tế trong việc tăng thu hút dòng vốn FDI vào các ngành ít gây ô nhiễm như ngành dịch vụ, ngành công nghiệp sản xuất sử dụng công nghệ tiên tiến Liobikienė & cộng sự (2019). Tác động cùng chiều xảy ra khi các nước nhận đầu tư, đặc biệt là các nước đang phát triển, để thu hút được nhiều FDI đã không có những qui định chặt chẽ về môi trường đối với các doanh nghiệp FDI. Điều này có thể dẫn đến sự chuyển giao công nghệ sản xuất lạc hậu, gây ô nhiễm môi trường của các doanh nghiệp FDI (Copeland & Taylor, 1994).

Những lý luận trên gợi ý giả thuyết nghiên cứu sau:

*Giả thuyết 1: FDI có tác động trực tiếp đến lượng phát thải CO<sub>2</sub>.*

### 3.2. Cơ chế tác động gián tiếp của FDI đến lượng phát thải CO<sub>2</sub>

Cơ chế gián tiếp cho thấy vai trò trung gian của cường độ năng lượng trong tác động của FDI tới lượng phát thải CO<sub>2</sub>. Hình 1 cho thấy cơ chế này bao gồm hai quy trình như sau:

Tại quy trình thứ nhất, FDI có tác động cùng chiều hoặc ngược chiều tới cường độ năng lượng thông qua hiệu ứng lan tỏa công nghệ. Tác động ngược chiều xảy ra khi các doanh nghiệp đầu tư FDI thực hiện chuyển giao công nghệ tiên tiến cho doanh nghiệp tại các nước đang phát triển nhằm cải tiến kỹ thuật, nâng cao năng suất lao động ở các doanh nghiệp này, từ đó dẫn tới việc sử dụng sử dụng tiết kiệm năng lượng, giảm lượng phát thải CO<sub>2</sub> (Javorcik, 2004). Về tác động cùng chiều, hiệu ứng lan tỏa công nghệ dưới hình thức chuyển dịch công nghệ lạc hậu là nguyên nhân chính dẫn đến suy thoái môi trường ở các quốc gia nhận đầu tư, đặc biệt là các quốc gia phát triển vì công nghệ lạc hậu sẽ làm tiêu tốn nhiều năng lượng trong sản xuất, gia tăng lượng phát thải CO<sub>2</sub> (Copeland & Taylor, 1994).

Tại quy trình thứ hai, cường độ năng lượng có ảnh hưởng đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> thông qua tác động ngược chiều của hiệu quả năng lượng. Cụ thể, Akram & cộng sự (2020) và Wang & cộng sự (2021) chỉ ra rằng khi công nghệ sản xuất tiên tiến được sử dụng trong sản xuất sẽ làm giảm cường độ năng lượng để sản xuất ra một đơn vị sản phẩm, hay nói cách khác làm gia tăng hiệu quả sử dụng năng lượng, giúp hạn chế lượng phát thải CO<sub>2</sub> thải ra ngoài môi trường.

Từ những cơ sở lý thuyết nêu trên, nhóm tác giả đề xuất giả thuyết sau:

*Giả thuyết 2: Cường độ năng lượng có vai trò trung gian trong tác động của FDI đến lượng phát thải CO<sub>2</sub>.*

### 4. Mô hình nghiên cứu và nguồn dữ liệu

Để nghiên cứu tác động của FDI đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> và vai trò trung gian của cường độ năng lượng, bài viết sử dụng mô hình STIRPAT để xác định các yếu tố ảnh hưởng tới lượng phát thải CO<sub>2</sub>. Mô hình STIRPAT do Dietz & Rosa (1997) đề xuất có dạng cơ bản như sau:

$$I_{it} = aP_{it}^b \cdot A_{it}^c \cdot T_{it}^d \cdot e_{it}$$

Trong đó, I là yếu tố thể hiện sự ô nhiễm môi trường, ví dụ lượng phát thải CO<sub>2</sub>; P là quy mô dân số của một quốc gia, A thể hiện sự phát triển của một quốc gia; T thể hiện trình độ công nghệ của một quốc gia;  $e_{it}$  là yếu tố ngẫu nhiên; a là hằng số; b, c, d lần lượt là tham số của P, A và T; i, t đại diện cho các quốc gia và năm tương ứng. Phương trình trên có thể được viết dưới dạng logarit như sau:

$$\ln I_{it} = a + b \ln P_{it} + c \ln A_{it} + d \ln T_{it} + e_{it}$$

Dựa trên mô hình STIRPAT, bài viết xây dựng 3 mô hình nghiên cứu như sau:

#### 4.1. Mô hình 1: Đánh giá tác động trực tiếp của FDI tới lượng phát thải CO<sub>2</sub>

$$\ln CE_{it} = \beta_0 + \beta_1 FDI_{it} + \beta_2 \ln CE_{it-1} + \beta_3 \ln PGDP_{it} + \beta_4 (PGDP_{it}^2) + \beta_5 \ln POP_{it} + \beta_6 \ln RD_{it} + a_i + e_{it}$$

Trong đó, biến phụ thuộc  $\ln CE_{it}$  là logarit lượng phát thải CO<sub>2</sub> ( $\ln CE_{it}$ ). Biến giải thích bao gồm: biến  $\ln FDI_{it}$  là logarit lượng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (USD) (Wang & cộng sự, 2021); biến  $\ln PGDP_{it}$  là logarit GDP bình quân đầu người thể hiện sự phát triển của một quốc gia (USD); biến  $\ln PGDP_{it}^2$  thể hiện mối quan hệ phi tuyến tính giữa tăng trưởng kinh tế và lượng phát thải CO<sub>2</sub> theo lý thuyết đường cong Kuznet (Diao & cộng sự, 2009); biến  $\ln POP_{it}$  là logarit dân số của một quốc gia (người) (Hanif & Gago-de-Santos, 2017); biến  $\ln RD_{it}$  là logarit tỷ lệ đầu tư cho nghiên cứu và phát triển R&D thể hiện trình độ công nghệ của một quốc gia (%) (Shafiei & Salim, 2014); và biến  $\ln CE_{it-1}$  là số hạng trễ bậc nhất của lượng phát thải CO<sub>2</sub>, thể hiện sự phụ thuộc của lượng phát thải CO<sub>2</sub> của năm t vào lượng phát thải CO<sub>2</sub> của năm t-1 (Shao & cộng sự, 2013);  $a_i$  đại diện cho các yếu tố không quan sát được và không đổi theo thời gian được đưa vào mô hình nhằm loại bỏ sự thiên lệch trong ước lượng và giảm thiểu sai số do các biến không quan sát được, giúp tăng cường tính đáng tin cậy của kết quả ước lượng (Baltagi, 2008).

Theo Baron & Kenny (1986), một biến số được gọi là biến trung gian nếu có một biến ảnh hưởng tới một biến khác thông qua nó. Chính vì vậy, giả thuyết 2 sẽ được kiểm định thông qua Mô hình 2 và Mô hình 3 như sau:

#### 4.2. Mô hình 2: Đánh giá tác động của FDI đến cường độ năng lượng

$$\ln EI_{it} = \beta_0 \ln FDI_{it} + \beta_1 EI_{it-1} + \beta_2 EI_{it-2} + \beta_3 \ln PGDP_{it} + \beta_4 (PGDP_{it}^2) + \beta_5 \ln POP_{it} + \beta_6 \ln RD_{it} + a_i + e_{it}$$

Trong đó  $\ln EI_{it}$  là logarit cường độ năng lượng ( $\ln EI_{it}$ ) được đo bằng MJ/\$ (Wang & cộng sự, 2021)  $\ln EI_{it-1}$  lần lượt là số hạng trễ bậc nhất và bậc hai của cường độ năng lượng, được đưa vào mô hình để kiểm định hiệu ứng quán tính của cường độ năng lượng (Shrivastava, 1995; Wang & cộng sự, 2021);  $\ln FDI_{it}$  tác động tới cường độ năng lượng thông qua việc chuyển giao công nghệ cho quá trình sản xuất (Elliott & cộng sự, 2013);  $\ln PGDP_{it}$  và  $\ln PGDP_{it}^2$  được đưa vào mô hình để xem xét mối quan hệ phi tuyến tính giữa tăng trưởng kinh tế và cường độ năng lượng (Deichmann & cộng sự, 2019, Zhang & cộng sự, 2016);  $\ln POP_{it}$  có thể ảnh hưởng đến cường độ năng lượng thông qua nhu cầu sử dụng năng lượng của mỗi người dân (Rahman, 2020);  $\ln RD_{it}$  là yếu tố quan trọng quyết định tiến bộ công nghệ, ảnh hưởng tới cường độ năng lượng thông qua tác động đến hiệu quả sử dụng năng lượng trong quá trình sản xuất (Dong & cộng sự, 2019).

### 4.3. Mô hình 3: Đánh giá tác động của cường độ năng lượng tới lượng phát thải CO<sub>2</sub>

$$\ln CE_{it} = \beta_0 \ln EI_{it} + \beta_1 FDI_{it} + \beta_2 \ln CE_{it-1} + \beta_3 PGDP_{it} + \beta_4 (PGDP_{it})^2 + \beta_5 \ln POP_{it} + \beta_6 \ln RD_{it} + a_i + e_{it}$$

Thang đo và đơn vị đo của các biến số như trong Mô hình 1. Nếu hệ số hồi quy của biến số đầu tư trực tiếp nước ngoài ( $\ln FDI_{it}$ ) trong Mô hình 2 và hệ số của biến số cường độ năng lượng ( $\ln EI_{it}$ ) trong Mô hình 3 có ý nghĩa thống kê, điều này nghĩa là cường độ năng lượng có vai trò trung gian trong quá trình tác động của FDI tới lượng phát thải CO<sub>2</sub>.

Bài nghiên cứu sử dụng dữ liệu mảng của 44 quốc gia đang phát triển trên thế giới trong giai đoạn 2000-2020 từ cơ sở dữ liệu của Ngân hàng thế giới. Việc lựa chọn các quốc gia đang phát triển để nghiên cứu dựa trên sự đầy đủ của dữ liệu cho tất cả các biến số trong giai đoạn nghiên cứu.

## 5. Phân tích và thảo luận kết quả nghiên cứu

### 5.1. Các kiểm định và xác định mô hình ước lượng

Để lựa chọn mô hình ước lượng phù hợp, bài viết thực hiện các kiểm định sau: Kiểm định nhân tố phóng đại phương sai (VIF) cho vấn đề đa cộng tuyến, kiểm định Breusch-Pagan cho vấn đề tự tương quan, kiểm định Wooldridge cho vấn đề phương sai sai số thay đổi, kiểm định Durbin Wu Hausman cho vấn đề nội sinh. Kết quả kiểm định cho thấy Mô hình 1 và Mô hình 3 có các vấn đề đa cộng tuyến, phương sai sai số thay đổi, tự tương quan và vấn đề nội sinh; Mô hình 2 có các vấn đề đa cộng tuyến, phương sai sai số thay đổi và tự tương quan (Xem chi tiết các kiểm định ở Phụ lục).

Để khắc phục tất cả những vấn đề trên, bài viết áp dụng phương pháp ước lượng mô men tổng quát hệ thống S-GMM, được đề xuất bởi Arellano & Bond (1991), Arellano & Bover (1995) và được mở rộng bởi Blundell & Bond (1998). Theo Roodman (2009), mô hình S-GMM có thể xử lý vấn đề nội sinh bằng cách sử dụng bất kỳ độ trễ có sẵn nào của các biến nội sinh làm công cụ, và vấn đề nội sinh là khuyết tật mà các mô hình ước lượng khác như POLS, FE hay RE không xử lý được.

### 5.2. Thảo luận kết quả nghiên cứu

**Bảng 1: Kết quả ước lượng**

Biến số	Mô hình 1	Mô hình 2	Mô hình 3
	Biến phụ thuộc: $\ln CE$	Biến phụ thuộc: $\ln EI$	Biến phụ thuộc: $\ln CE$
$\ln EI$	-	-	0,3052****
$\ln FDI$	0,0695****	-0,0332*	0,0381***
$\ln CE_{t-1}$	0,2879**	-	0,0151*
$\ln PGDP$	0,6043*	-0,1197	0,6333
$\ln PGDP^2$	-0,0304	0,0042	-0,0287
$\ln POP$	0,4581**	-0,2087	0,9920
$\ln RD$	-0,2900***	-0,1151	-0,3172****

\* $p < 0,1$ ; \*\* $p < 0,05$ ; \*\*\* $p < 0,01$ ; \*\*\*\* $p < 0,001$

Kết quả nghiên cứu ở Mô hình 1 (Bảng 1) cho thấy lượng vốn FDI có ảnh hưởng trực tiếp và cùng chiều đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> do hệ số hồi quy của biến số  $\ln FDI$  có giá trị dương và có ý nghĩa thống kê. Nghĩa là, việc các nước đang phát triển thu hút được thêm nhiều vốn FDI cũng làm gia tăng lượng phát thải CO<sub>2</sub>

---

ra môi trường. Kết quả này nhất quán với kết quả nghiên cứu của Pao & Tsai, (2011), Zakarya & cộng sự (2015), Al-Mulali & Sab (2012), Behera & Dash (2017).

Kết quả nghiên cứu ở Mô hình 2 cho thấy hệ số hồi quy của biến lnFDI có giá trị âm và có ý nghĩa thống kê. Nghĩa là, nguồn vốn FDI tăng sẽ làm giảm cường độ năng lượng ở các nước đang phát triển, hay nói cách khác lượng tiêu thụ năng lượng để sản xuất thêm một đơn vị sản phẩm giảm. Kết luận tương tự được chỉ ra trong nghiên cứu của Hübler & Keller (2010) và Elliott & cộng sự (2013). Ở Mô hình 3, hệ số hồi quy của biến lnEI có giá trị dương và có ý nghĩa thống kê hàm ý rằng cường độ năng lượng có ảnh hưởng ý nghĩa thống kê cùng chiều đến lượng phát thải CO<sub>2</sub>. Điều này cho thấy cường độ năng lượng thấp hay việc sử dụng năng lượng hiệu quả sẽ dẫn tới giảm lượng phát thải khí CO<sub>2</sub>. Kết quả này tương thích với những phát hiện trong nghiên cứu của Wang & cộng sự (2021) và Danish & cộng sự (2020).

Kết quả nghiên cứu ở Mô hình 2 và Mô hình 3 khẳng định vai trò trung gian của cường độ năng lượng, làm giảm mức độ ảnh hưởng cùng chiều của FDI tới lượng phát thải khí CO<sub>2</sub>, FDI làm giảm cường độ năng lượng hay làm tăng hiệu quả sử dụng năng lượng và điều này gián tiếp làm giảm lượng phát thải CO<sub>2</sub> do FDI mang lại. Bên cạnh đó, hệ số hồi quy của biến lnFDI ở Mô hình 1 lớn hơn rất nhiều hệ số hồi quy của biến lnFDI ở Mô hình 3, ngụ ý rằng khi thêm biến cường độ năng lượng (LnEI) vào Mô hình 3, tác động làm tăng lượng phát thải CO<sub>2</sub> của FDI đã giảm xuống gần một nửa so với mức ảnh hưởng trực tiếp.

Kết quả ước lượng ủng hộ giả thuyết 1 và giả thuyết 2 của bài nghiên cứu. Ảnh hưởng trực tiếp cùng chiều của FDI đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> có thể đến từ hiệu ứng quy mô của FDI (Mô hình 1). Cụ thể, theo ESCAP (2020), mặc dù các quốc gia đang phát triển chứng kiến sự gia tăng FDI vào các lĩnh vực xanh, song cơ cấu vốn FDI vào ngành sản xuất có lượng tiêu thụ năng lượng hóa thạch tại các quốc gia này vẫn luôn chiếm khoảng 2/3 tổng vốn FDI trong giai đoạn 2010-2019. Do vậy, việc mở rộng quy mô sản xuất nhờ dòng vốn FDI cũng làm tăng lượng phát thải CO<sub>2</sub> ra môi trường.

Ở Mô hình 2, tác động làm giảm cường độ năng lượng của FDI cho thấy lượng vốn FDI vào các nước đang phát triển có xu hướng đi cùng với sự chuyển giao công nghệ hiện đại, tiết kiệm năng lượng trong sản xuất. Dữ liệu thực tế cho thấy dòng vốn FDI ở các nước đang phát triển trong giai đoạn 2015-2019 được phân bổ nhiều hơn gấp ba lần vào các lĩnh vực sản xuất xanh, lĩnh vực sản xuất sử dụng năng lượng tái tạo so với giai đoạn 2010-2014 (ESCAP, 2020). Ở Mô hình số 3, ảnh hưởng cùng chiều làm giảm lượng phát thải khí CO<sub>2</sub> của cường độ năng lượng đến từ việc nâng cao hiệu quả sử dụng năng lượng do áp dụng công nghệ tiên tiến của các doanh nghiệp FDI. Trong nghiên cứu của Amuakwa-Mensah & Adom (2017) với các quốc gia đang phát triển khu vực Châu Phi cận Sahara và nghiên cứu của Mirza & cộng sự (2022) với 30 quốc gia đang phát triển trên thế giới, các tác giả chỉ ra rằng hiệu quả sử dụng năng lượng được nâng cao là nguyên nhân chính giúp giảm phát thải tại các quốc gia đang phát triển. Các quốc gia đang phát triển với khả năng hấp thụ tốt kỹ thuật sản xuất tiên tiến, công nghệ xanh chuyển giao từ các quốc gia phát triển như Trung Quốc, Nga và Brazil đã cải thiện được khả năng sản xuất và giảm mức độ tiêu thụ năng lượng trên mỗi đơn vị sản phẩm đầu ra, dẫn tới giảm lượng phát thải khí CO<sub>2</sub>.

Xét đến các biến kiểm soát, kết quả ước lượng của biến lnRD ở Mô hình 1 và Mô hình 2 cho thấy việc gia tăng tỷ lệ chi tiêu cho R&D sẽ làm giảm lượng phát thải CO<sub>2</sub>. Phát hiện này ủng hộ kết quả nghiên cứu của Li & Wang (2017), Artha & cộng sự (2021), (Bosetti & cộng sự, 2008) và Lee & cộng sự (2021). Các nghiên cứu này đã chỉ ra việc đầu tư hơn cho hoạt động R&D giúp nâng cao năng suất và giảm năng lượng tiêu thụ trên mỗi đơn vị sản phẩm, từ đó giảm phát thải khí CO<sub>2</sub>.

## 6. Kết luận và hàm ý chính sách

Bài nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng từ 44 quốc gia đang phát triển trên thế giới trong giai đoạn từ năm 2000 đến năm 2020 để đánh giá vai trò của cường độ năng lượng trong tác động của FDI tới lượng phát CO<sub>2</sub>. Kết quả nghiên cứu cho thấy cường độ năng lượng có thể làm giảm tác động của FDI đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> so với cơ chế tác động trực tiếp thông qua hiệu quả năng lượng.

Từ kết quả nghiên cứu, bài viết đề xuất một số hàm ý chính sách nhằm giúp các quốc gia đang phát triển có thể đẩy mạnh thu hút vốn FDI và giảm lượng phát thải CO<sub>2</sub>. Thứ nhất, các quốc gia đang phát triển nên có các chính sách thu hút nhiều hơn nữa nguồn vốn FDI với cam kết sử dụng công nghệ tiên tiến từ nhà đầu. Thứ hai, các nước đang phát triển cần chú ý hơn nữa đến các tiêu chuẩn tiếp cận môi trường trong nước của

các nhà đầu tư nước ngoài và chuyển từ mở rộng quy mô đầu tư nước ngoài đến nâng cao chất lượng của đầu tư nước ngoài. Thứ ba, các nước đang phát triển có thể sử dụng công cụ thuế như giảm thuế thu nhập cho các doanh nghiệp nước ngoài sử dụng công nghệ tiên tiến trong sản xuất. Thứ tư, kết quả nghiên cứu cũng cho thấy hoạt động R&D có tác động ngược chiều với lượng phát thải CO<sub>2</sub>, chứng tỏ rằng việc đầu tư cho nghiên cứu công nghệ mới của các quốc gia đang phát triển rất quan trọng. Các chính phủ nên đầu tư vào việc hướng dẫn và thúc đẩy các doanh nghiệp trong nước học hỏi các doanh nghiệp nước ngoài trong thực hiện nghiên cứu và phát triển công nghệ xanh, năng lượng mới và năng lượng tái tạo, giảm dần và chấm dứt việc tiêu thụ năng lượng hóa thạch càng sớm càng tốt.

#### Phụ lục 1. Các kiểm định của Mô hình 1

Biến số/ Tên kiểm định	Biến phụ thuộc: lnCE
lnEI	-
lnFDI	0,0695****
lnCEt-1	0,2879**
lnPGDP	0,6043*
lnPGDP2	-0,0304
lnPOP	0,4581**
lnRD	-0,2900****
VIF	48,38
<b>Breusch-Pagan</b>	
<b>Chi2(1)</b>	108,58
<b>Wooldridge</b>	
<b>F(1, 43)</b>	125,238
<b>Durbin Wu Hausman</b>	
<b>Durbin (score)</b>	4,54785
<b>Wu-Hausman</b>	
<b>F(1,789)</b>	4,52804

#### Phụ lục 2. Các kiểm định của Mô hình 2

Biến số/ Tên các kiểm định	Biến phụ thuộc: lnEI
lnEI	-
lnFDI	-0,0332*
lnCEt-1	-
lnPGDP	-0,1197
lnPGDP2	0,0042
lnPOP	-0,2087
lnRD	-0,1151
VIF	58,52
<b>Breusch-Pagan</b>	
<b>Chi2(1)</b>	8,61
<b>Wooldridge</b>	
<b>F(1, 43)</b>	144,727
<b>Durbin Wu Hausman</b>	
<b>Durbin (score)</b>	0,538796
<b>Wu-Hausman</b>	
<b>F(1,752)</b>	,532801



---

**Phụ lục 3. Các kiểm định của Mô hình 3**

Biên số/ Tên các kiểm định	Biên phụ thuộc: lnCE
lnEI	0,3052****
lnFDI	0,0381***
lnCEt-1	0,0151*
lnPGDP	0,6333
lnPGDP2	-0,0287
lnPOP	0,9920
lnRD	-0,3172****
VIF	50,48
<b>Breusch-Pagan</b>	
<b>Chi2(1)</b>	105,37
<b>Wooldridge</b>	
<b>F(1, 43)</b>	85,027
<b>Durbin Wu Hausman</b>	
<b>Durbin (score)</b>	4,74536
<b>Wu-Hausman</b>	
<b>F(1,788)</b>	4,71988

**Tài liệu tham khảo**

- Acharyya, J. (2009), 'FDI, growth and the environment: Evidence from India on CO2 emission during the last two decades', *Journal of Economic Development*, 34(1), 43-58.
- Akram, R., Chen, F., Khalid, F., Ye, Z. & Majeed, M.T. (2020), 'Heterogeneous effects of energy efficiency and renewable energy on carbon emissions: Evidence from developing countries', *Journal of Cleaner Production*, 247. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2019.119122>.
- Al-Mulali, U. & Sab, C.N.B.C. (2012), 'The impact of energy consumption and CO2 emission on the economic growth and financial development in the Sub-Saharan African countries', *Energy*, 39(1), 180-186.
- Amuakwa-Mensah, F. & Adom. P.K. (2017), 'Quality of institution and the FEG (forest, energy intensity, and globalization)-environment relationships in sub-Saharan Africa', *Environmental Science and Pollution Research*, 24, 17455-17473.
- Arellano, M. & Bond, S. (1991), 'Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations', *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
- Arellano, M. & Bover, O. (1995), 'Another look at the instrumental variable estimation of error-components models', *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51.
- Artha, B., Bahri, B., Khairi, A. & Fernando, F. (2021), 'The effect of R&D expenditure on CO2 emissions in Austria', *Journal of Business and Management Review*, 2(6), 394-400.
- Baltagi, B.H. (2008), 'Forecasting with panel data', *Journal of Forecasting*, 27(2), 153-173.
- Batten, J.A. & Vo, X.V. (2009), 'An analysis of the relationship between foreign direct investment and economic growth', *Applied Economics*, 41(13), 1621-1641.
- Baron, R.M. & Kenny, D.A. (1986), 'The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations', *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1173-1182. DOI: 10.1037//0022-3514.51.6.1173.
- Behera, S.R. & Dash, D.P. (2017), 'The effect of urbanization, energy consumption, and foreign direct investment on the carbon dioxide emission in the SSEA (South and Southeast Asian) region', *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 70, 96-106.
- Blundell, R. & Bond, S. (1998), 'Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models', *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.
- Bosetti, V., Carraro, C., Massetti, E. & Tavoni, M. (2008), 'International energy R&D spillovers and the economics of greenhouse gas atmospheric stabilization', *Energy Economics*, 30(6), 2912-2929.
- Chen, J., Tan, H. & Ma, Y. (2022), 'Distinguishing the complex effects of foreign direct investment on environmental

- 
- pollution: Evidence from China', *The Energy Journal*, 43(4).
- Copeland, B.R., Taylor, M.S. (1994), 'North-South trade and the environment', *The Quarterly Journal of Economics*, 109, 755-787.
- Danish, Ulucak, R. & Khan, S. U. D. (2020), 'Relationship between energy intensity and CO2 emissions: does economic policy matter?', *Sustainable Development*, 28(5), 1457-1464.
- Deichmann, U., Reuter, A., Vollmer, S. & Zhang, F. (2019), 'The relationship between energy intensity and economic growth: New evidence from a multi-country multi-sectorial dataset', *World Development*, 124. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2019.104664>.
- Diao, X.D., Zeng, S.X., Tam, C.M. & Tam, V.W. (2009), 'EKC analysis for studying economic growth and environmental quality: a case study in China', *Journal of Cleaner Production*, 17(5), 541-548.
- Dietz, T. & Rosa, E.A. (1997), 'Effects of population and affluence on CO2 emissions', *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 94(1), 175-179.
- Dong, Y., Shao, S. & Zhang, Y. (2019), 'Does FDI have energy-saving spillover effect in China? A perspective of energy-biased technical change', *Journal of Cleaner Production*, 234, 436-450.
- Dunning, J. (1981), *International Production and Multinational Enterprises*, Allen and Unwin, London.
- Elliott, R. J., Sun, P. & Chen, S. (2013), 'Energy intensity and foreign direct investment: A Chinese city-level study', *Energy Economics*, 40, 484-494.
- ESCAP (2020), *Foreign direct investment trends and outlook in Asia and the Pacific 2020/2021*, Economic and Social Commission for Asia and the Pacific.
- Fernandes, A. M. & Paunov, C. (2012), 'Foreign direct investment in services and manufacturing productivity: Evidence for Chile', *Journal of Development Economics*, 97(2), 305-321.
- Frutos-Bencze, D., Bukkavesa, K. & Kulvanich, N. (2017), 'Impact of FDI and trade on environmental quality in the CAFTA-DR region', *Applied Economics Letters*, 24(19), 1393-1398.
- Güvercin, D. (2019), 'The benefits and costs of foreign direct investment for sustainability in emerging market economies', In *Handbook of Research on Economic and Political Implications of Green Trading and Energy Use*, 39-59, IGI Global.
- Hanif, I. & Gago-de-Santos, P. (2017), 'The importance of population control and macroeconomic stability to reducing environmental degradation: An empirical test of the environmental Kuznets curve for developing countries', *Environmental Development*, 23, 1-9.
- Hao, Y. & Liu, Y.M. (2015), 'Has the development of FDI and foreign trade contributed to China's CO2 emissions? An empirical study with provincial panel data', *Natural Hazards*, 76, 1079-1091.
- Hermes, N. & Lensink, R. (2003), 'Foreign direct investment, financial development and economic growth', *The Journal of Development Studies*, 40(1), 142-163.
- Hong, L. (2014), 'Does and how does FDI promote the economic growth? Evidence from dynamic panel data of prefecture city in China', *Ieri Procedia*, 6, 57-62.
- Hübler, M. & Keller, A. (2010), 'Energy savings via FDI? Empirical evidence from developing countries', *Environment and Development Economics*, 15(1), 59-80.
- Javorcik, B. S. (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.
- Jensen, V.M. (1996), *Trade and environment: the pollution haven hypothesis and the industrial flight hypothesis; some perspectives on theory and empirics*, University of Oslo, Centre for Development and the Environment.
- Lau, L.S., Choong, C.K. & Eng, Y.K. (2014), 'Investigation of the environmental Kuznets curve for carbon emissions in Malaysia: do foreign direct investment and trade matter?', *Energy Policy*, 68, 490-497.
- Lee, J.W. (2013), 'The contribution of foreign direct investment to clean energy use, carbon emissions and economic growth', *Energy Policy*, 55, 483-489.
- Lee, H.S., Moseykin, Y.N. & Chernikov, S.U. (2021), 'Sustainable relationship between FDI, R&D, and CO2 emissions in emerging markets: an empirical analysis of BRICS countries', *Russian Journal of Economics*, 7(4), 297-312.
- Li, M. & Wang, Q. (2017), 'Will technology advances alleviate climate change? Dual effects of technology change on aggregate carbon dioxide emissions', *Energy for Sustainable Development*, 41, 61-68.

- 
- Liobikienė, G. & Butkus, M. (2019), 'Scale, composition, and technique effects through which the economic growth, foreign direct investment, urbanization, and trade affect greenhouse gas emissions', *Renewable Energy*, 132, 1310-1322.
- Mahmood, T. & Ahmad, E. (2018), 'The relationship of energy intensity with economic growth: Evidence for European economies', *Energy Strategy Reviews*, 20, 90-98.
- Mirza, F.M., Sinha, A., Khan, J.R., Kalugina, O.A. & Zafar, M.W. (2022), 'Impact of energy efficiency on CO2 Emissions: Empirical evidence from developing countries', *Gondwana Research*, 106, 64-77.
- Pao, H.T. & Tsai, C.M. (2011), 'Modeling and forecasting the CO2 emissions, energy consumption, and economic growth in Brazil', *Energy*, 36(5), 2450-2458.
- Rahman, M.M. (2020), 'Exploring the effects of economic growth, population density and international trade on energy consumption and environmental quality in India', *International Journal of Energy Sector Management*, 14(6), 1177-1203.
- Reiter, S.L. & Steensma, H.K. (2010), 'Human development and foreign direct investment in developing countries: the influence of FDI policy and corruption', *World Development*, 38(12), 1678-1691.
- Ren, S., Yuan, B., Ma, X. & Chen, X. (2014), 'International trade, FDI (foreign direct investment) and embodied CO2 emissions: A case study of China's industrial sectors', *China Economic Review*, 28, 123-134.
- Roodman, D. (2009), 'How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata', *The Stata Journal*, 9(1), 86-136.
- Shafiei, S. & Salim, R.A. (2014), 'Non-renewable and renewable energy consumption and CO2 emissions in OECD countries: a comparative analysis', *Energy Policy*, 66, 547-556.
- Shao, S., Fan, M.T. & Yang, L.L. (2013), 'How does resource industry dependence affect the efficiency of economic development?—A test of the conditional resource curse hypothesis and explanation', *Manage World*, 2, 32-63.
- Shrivastava, P. (1995), 'Environmental technologies and competitive advantage', *Strategic Management Journal*, 16(S1), 183-200.
- Tuan, C., Nguyen, L.F. & Zhao, B. (2009), 'China's post-economic reform growth: The role of FDI and productivity progress', *Journal of Asian Economics*, 20(3), 280-293.
- Wang, Y., Liao, M., Xu, L. & Malik, A. (2021), 'The impact of foreign direct investment on China's carbon emissions through energy intensity and emissions trading system', *Energy Economics*, 97, 105212.
- World Bank (2022), *Metadata Glossary*, last retrieved on 22th January 2024, from <[https://databank.worldbank.org/metadataglossary/sustainable-energy-for-all/series/6.1\\_PRIMARY.ENERGY.INTENSITY](https://databank.worldbank.org/metadataglossary/sustainable-energy-for-all/series/6.1_PRIMARY.ENERGY.INTENSITY)>.
- Zakarya, G.Y., Mostefa, B.E., Abbas, S.M. & Seghir, G.M. (2015), 'Factors affecting CO2 emissions in the BRICS countries: a panel data analysis', *Procedia Economics and Finance*, 26, 114-125.
- Zarsky, L. (1999), 'Havens, halos and spaghetti: untangling the evidence about foreign direct investment and the environment', *Foreign Direct Investment and the Environment*, 13(8), 47-74.
- Zhang, D., Cao, H. & Wei, Y.M. (2016), 'Identifying the determinants of energy intensity in China: a Bayesian averaging approach', *Applied Energy*, 168, 672-682.
- Zhu, H., Duan, L., Guo, Y., & Yu, K. (2016), 'The effects of FDI, economic growth and energy consumption on carbon emissions in ASEAN-5: evidence from panel quantile regression', *Economic Modelling*, 58, 237-248.

# TÁC ĐỘNG CỦA SỰ BẤT ĐỊNH VỀ CHÍNH SÁCH KINH TẾ TOÀN CẦU VÀ RỦI RO ĐỊA CHÍNH TRỊ ĐẾN TỶ GIÁ USD/VND: TIẾP CẬN BẰNG HỒI QUY PHÂN VỊ

Trần Thị Tuấn Anh

Trường Kinh tế, Luật và Quản lý nhà nước, Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh

Email: anhttt@ueh.edu.vn

Ngô Thị Tường Nam

Trường Công nghệ và Thiết kế, Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh

Email: tuongnam@ueh.edu.vn

Mã bài: JED-1625

Ngày nhận bài: 28/02/2024

Ngày nhận bài sửa: 29/06/2024

Ngày duyệt đăng: 19/09/2024

DOI: 10.33301/JED.VI.1625

## Tóm tắt

Bài viết sử dụng số liệu hàng tháng của tỷ giá USD/VND; chỉ số bất định chính sách kinh tế toàn cầu GEPU và chỉ số rủi ro địa chính trị GPR trong giai đoạn từ 1997 đến 2023 để xem xét mối liên hệ giữa các đại lượng này. Kết quả hồi cho thấy có sự tác động GEPU và GPR đến tỷ giá USD/VND. Sự tác động của GEPU đến tỷ giá USD/VND xảy ra ở tất cả các phân vị của tỷ giá nhưng tác động của chỉ số GPR ở Việt Nam đến tỷ giá USD/VND chỉ tìm thấy ở những phân vị cao từ 0,6 đến 0,9. Tỷ giá USD/VND có thể làm tài sản phòng hộ rủi ro trong điều kiện bất định chính sách kinh tế toàn cầu khi thị trường suy giảm và thị trường bình thường; nhưng không thể làm tài sản phòng hộ rủi ro khi thị trường đi lên. Vì vậy, các nhà đầu tư có thể dự đoán sự thay đổi của tỷ giá USD/VND dựa trên chỉ số GEPU và GPR, từ đó sử dụng tỷ giá này như một tài sản phòng hộ rủi ro.

**Từ khóa:** Chỉ số bất định chính sách kinh tế toàn cầu, chỉ số rủi ro địa chính trị, hồi quy phân vị, tài sản phòng hộ rủi ro, tài sản trú ẩn an toàn, tỷ giá USD/VND.

**Mã JEL:** C21, F31, G11

## The impact of the global economic policy uncertainty and geopolitical risk on USD/VND exchange rate: A quantile regression approach

### Abstract

This paper employs monthly data from the USD/VND exchange rate, the Global Economic Policy Uncertainty Index (GEPU), and the Global Political Risk Index (GPR) covering the period from 1997 to 2023 to examine the interrelationships among these variables. The regression results indicate that both GEPU and GPR significantly influence the USD/VND exchange rate. The impact of GEPU on the USD/VND exchange rate occurs across all quantiles of the exchange rate; however, the influence of the GPR within Vietnam on the USD/VND rate is only observed at the higher quantiles, ranging from 0.6 to 0.9. The USD/VND exchange rate may serve as a hedging asset under global economic policy uncertainty during market downturns and normal conditions; however, it does not function as a hedge in rising markets. Consequently, investors can forecast changes in the USD/VND exchange rate based on GEPU and GPR indices, thereby utilizing this exchange rate as a risk-hedging asset.

**Keywords:** Global Economic Policy Uncertainty index, Geopolitical Risk index, quantile regression, risk-hedging asset, safe haven asset, USD/VND exchange rate.

**JEL Codes:** C21, F31, G11

---

## 1. Giới thiệu

Nghiên cứu của Baker & cộng sự (2016) đã chỉ ra rằng sự bất định trong chính sách kinh tế tác động đến tăng trưởng kinh tế của các quốc gia, làm giảm đầu tư và qua đó giảm lượng việc làm trong nhiều lĩnh vực trong đó có cả thị trường tài chính. Để có thể đánh giá được tác động của sự bất định trong chính sách kinh tế, trong thời gian gần đây chỉ số EPU (economic policy uncertainty) được sử dụng như là một đại diện cho sự bất định về kinh tế. Chỉ số này được Baker & cộng sự (2016) phát triển dựa trên ý tưởng tính toán số tần suất xuất hiện của các cụm từ thể hiện sự bất định chính sách kinh tế ở các bài báo trong nước. Chỉ số EPU được tính toán ở hai cấp độ: (1) theo từng quốc gia và (2) ở cấp độ toàn cầu. Ở cấp độ quốc gia, thông tin trên trang chủ của chỉ số EPU cho biết, bên cạnh mức độ đưa tin của báo chí thể hiện sự bất định, chỉ số EPU ở một số quốc gia còn bao gồm số điều khoản về mã số thuế liên bang sắp hết hạn và sự bất đồng giữa các nhà dự báo kinh tế về các biến số kinh tế vĩ mô liên quan đến chính sách. Ở cấp độ toàn cầu, theo Baker & cộng sự (2016), chỉ số GEPU là mức trung bình có trọng số theo GDP của các chỉ số EPU của 21 quốc gia: Úc, Brazil, Canada, Chile, Trung Quốc, Colombia, Pháp, Đức, Hy Lạp, Ấn Độ, Ireland, Ý, Nhật Bản, Mexico, Hà Lan, Nga, Hàn Quốc, Tây Ban Nha, Thụy Điển, Vương quốc Anh và Hoa Kỳ.

Ngoài sự bất định trong chính sách kinh tế, các rủi ro địa chính trị cũng tác động đến nền kinh tế. Caldara & Iacoviello (2022) định nghĩa rủi ro địa chính trị là các mối đe dọa từ các sự kiện bất lợi liên quan đến chiến tranh, khủng bố và bất kỳ căng thẳng nào giữa các quốc gia và chủ thể chính trị. Caldara & Iacoviello (2022) đã xây dựng chỉ số rủi ro địa chính trị GPR (Geopolitical Risk) tương tự như của Baker & cộng sự (2016) nhưng dựa trên các bài báo liên quan đến các vấn đề bất lợi chính trị bằng cách tính tỷ lệ các bài viết thảo luận về các căng thẳng chính trị và các mối đe dọa liên quan như “khủng bố”, “xung đột quân sự”, “căng thẳng chính trị”, “bất hòa cộng đồng” trên các tờ báo hàng đầu.

Sự gia tăng về tính bất định trong chính sách kinh tế toàn cầu và rủi ro địa chính trị đã thúc đẩy các nhà đầu tư luôn tìm kiếm các tài sản phòng hộ rủi ro hoặc trú ẩn an toàn. Từ trước đến nay một số tài sản như vàng (Baur & Lucey, 2010), ngoại tệ (Campbell & cộng sự, 2010), dầu hoặc tiền điện tử (Tarchella & cộng sự, 2024) được dùng làm tài sản phòng ngừa rủi ro cho các tài sản khác trong danh mục đầu tư. Tuy nhiên, các bất ổn gần đây do dịch Covid, khủng bố hay chiến tranh Nga- Ukraina, chiến sự ở dải Gaza... đã dẫn đến việc ngày càng nhiều các nghiên cứu quan tâm đến việc đánh giá lại vai trò phòng hộ rủi ro của một số tài sản trước các bất định về chính sách kinh tế và rủi ro địa chính trị. Như đã đề cập, ngoại tệ là một trong các tài sản truyền thống có thể đóng vai trò phòng ngừa rủi ro, do đó việc xem xét vai trò của ngoại tệ thông qua tỷ giá hối đoái trước các bất định về chính sách kinh tế và rủi ro địa chính trị là cần thiết cho các quốc gia trên thế giới, trong đó có Việt Nam. Trong số các tiền tệ mạnh trên thế giới, USD có vai trò rất quan trọng trong nền kinh tế và thị trường tài chính của Việt Nam, ảnh hưởng đến nhiều khía cạnh của hoạt động kinh tế và tài chính. Chính vì vậy, bài viết này sẽ sử dụng tỷ giá USD/VND để đại diện cho thị trường tiền tệ và xem xét sự tác động của bất định chính sách kinh tế toàn cầu cũng như rủi ro địa chính trị đến mức tỷ giá này.

Để thực hiện mục tiêu nghiên cứu nêu trên, phần còn lại của bài viết được tổ chức như sau: Mục 2 trình bày tổng quan các nghiên cứu trước đây có liên quan; Mục 3 giới thiệu về dữ liệu và phương pháp nghiên cứu; Mục 4 thể hiện kết quả nghiên cứu và các thảo luận; Mục 5 kết luận và các hàm ý chính sách.

## 2. Tổng quan nghiên cứu

Thực tiễn có rất nhiều nghiên cứu lý thuyết và thực nghiệm đã cho thấy rằng bất định trong chính sách kinh tế và rủi ro địa chính trị đều tác động đến nền kinh tế của các quốc gia và đến thị trường tài chính toàn cầu. Nghiên cứu của Balcilar & cộng sự (2016), Raza & cộng sự (2018) cho thấy chỉ số EPU có tác động đến vàng. Nghiên cứu của Baur & Smales (2018), Das & cộng sự (2019) cũng chỉ ra tác động tương tự của rủi ro địa chính trị, đo lường bằng chỉ số GPR, cũng tác động mạnh mẽ đến tài sản vàng. Ngoài ra, Bitcoin cũng bị tác động bởi EPU (Das và Kannadhasan, 2018; Wu & cộng sự, 2019) và rủi ro địa chính trị (Aysan & cộng sự, 2019). Các nghiên cứu của (Christou & cộng sự, 2017; Guo & cộng sự, 2018) cho thấy EPU tác động đến lợi nhuận trên thị trường chứng khoán. Không những thế, một số nghiên cứu khác lại chỉ ra thị trường chứng khoán còn bị tác động bởi GPR (Antonakakis & cộng sự, 2017; Balcilar & cộng sự, 2018).

Đối với tỷ giá hối đoái, có thể chỉ ra một vài nghiên cứu như của Krol (2014), của Kisswani & Elian (2021) và gần đây là của Kamal & cộng sự (2022). Krol (2014) nghiên cứu tác động của bất ổn về chính sách kinh tế và kinh tế nói chung đối với sự biến động tỷ giá hối đoái của mười nền kinh tế công nghiệp và mới



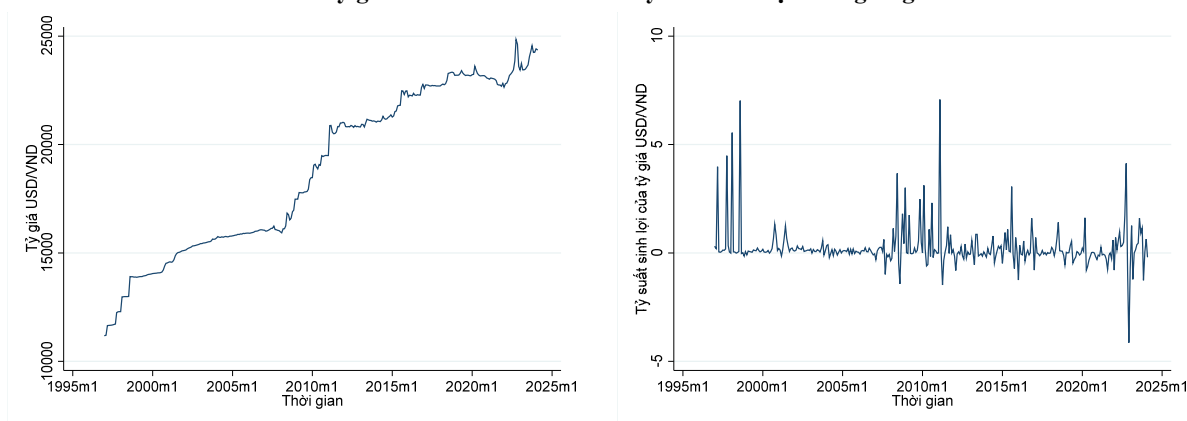
nổi kể từ năm 1990, kết quả cho thấy rằng trong thời kỳ kinh tế khó khăn, cả EPU trong nước và EPU của Hoa Kỳ đều làm tăng biến động tỷ giá hối đoái của các quốc gia có mức độ hội nhập cao hơn, còn đối với các nền kinh tế mới nổi kém hội nhập, chỉ có sự bất ổn về chính sách kinh tế của nước sở tại mới làm tăng biến động tỷ giá hối đoái. Kisswani & Elian (2021) áp dụng mô hình độ trễ phân phối tự hồi quy phi tuyến tính (NARDL) cho thấy EPU và GPR gây ra tác động bất đối xứng và đối xứng dài hạn và ngắn hạn đối với tỷ giá hối đoái của Anh, Canada, Nhật Bản, Hàn Quốc và Trung Quốc tính theo đồng USD. Kamal & cộng sự (2022) cho thấy ở thời kỳ hậu COVID-19, đồng tiền EURO có thể dùng để phòng hộ rủi ro trước EPU và GPR trong điều kiện thị trường tăng giá; trong khi đồng Bảng Anh, đồng Euro, và đồng Yên Nhật thể hiện các đặc tính trú ẩn an toàn ở mức phân vị 99% của EPU của Hoa Kỳ.

Gần đây còn có một số nghiên cứu khác xem xét vai trò phòng hộ rủi ro của một tài sản nào đó trước các chỉ số EPU và GPR. Tuy nhiên, trong nước chưa có nghiên cứu nào về vai trò phòng hộ của tỷ giá hối đoái trước các bất định về chính sách kinh tế và rủi ro địa chính trị. Bài viết này đã đóng góp đầu tiên cho hướng nghiên cứu này ở Việt Nam. Bài viết dựa trên hướng tiếp cận của Kamal & cộng sự (2022) để kiểm tra các vai trò phòng hộ rủi ro của tỷ giá USD/VND theo các phân vị khác nhau.

### 3. Dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

#### 3.1. Dữ liệu

**Hình 1: Biểu đồ tỷ giá hối đoái USD/VND và tỷ suất sinh lợi tương ứng**

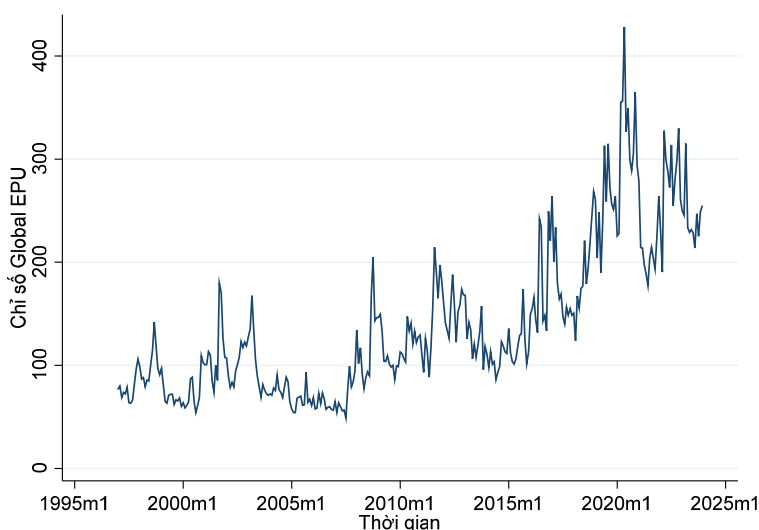


(a) Tỷ giá hối đoái USD/VND

(b) Tỷ suất sinh lợi của tỷ giá USD/VND

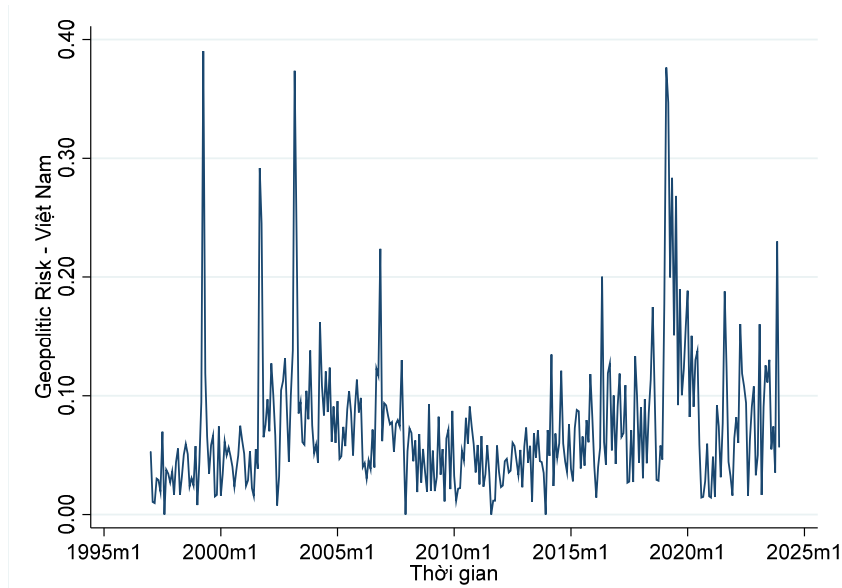
Nguồn: Tác giả vẽ đồ thị theo số liệu thu thập được từ Investing.com

**Hình 2: Chỉ số Global EPU**



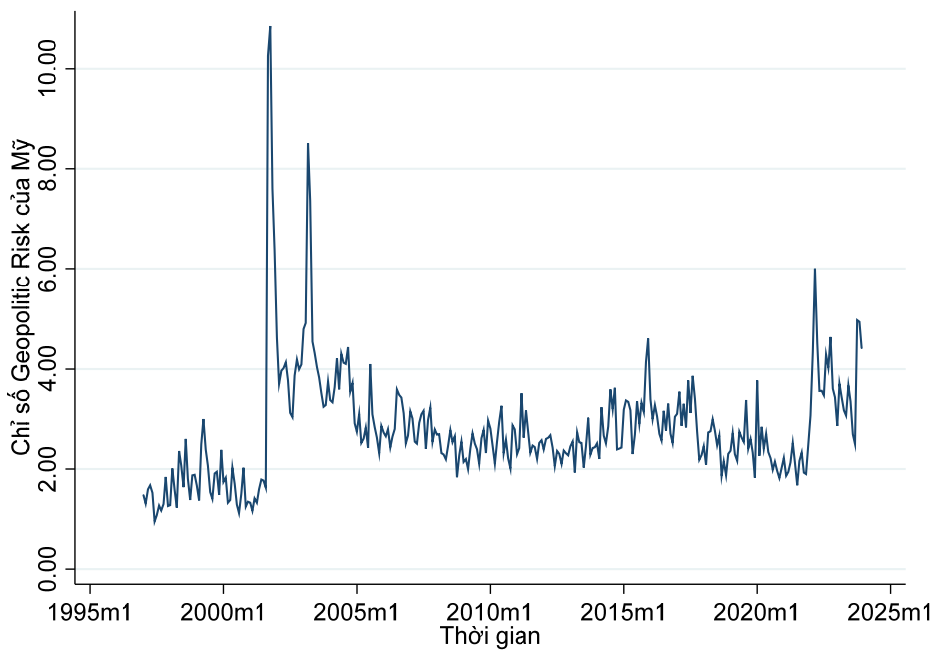
Nguồn: Tác giả vẽ đồ thị theo số liệu thu thập được từ www.policyuncertainty.com

**Hình 3: Chỉ số Geopolitic Risk của Việt Nam**



Nguồn: Tác giả vẽ đồ thị theo số liệu thu thập được từ [www.matteoiacoviello.com/gpr.htm](http://www.matteoiacoviello.com/gpr.htm)

**Hình 4: Chỉ số Geopolitic Risk của Mỹ**



Nguồn: Tác giả vẽ đồ thị theo số liệu thu thập được từ [www.matteoiacoviello.com/gpr.htm](http://www.matteoiacoviello.com/gpr.htm)

Bài viết sử dụng dữ liệu hàng tháng về tỷ giá hối đoái USD/VND được thu thập từ trang web investing.com. Khung thời gian của mẫu dữ liệu là từ tháng 01 năm 1997 đến tháng 12 năm 2023. Dữ liệu về chỉ số bất định chính sách kinh tế toàn cầu (GEPU) được thu thập từ trang web <https://www.policyuncertainty.com/> theo nghiên cứu của Baker & cộng sự (2016). Chỉ số rủi ro địa chính trị được sử dụng từ công bố của Caldara & Iacoviello (2022) tại trang web <https://www.matteoiacoviello.com/>.

Hình 1 biểu diễn đường tỷ giá hối đoái USD/VND (Hình 1a) và tỷ suất sinh lợi (Hình 1b) từ tỷ giá hối đoái này. Hình 2, 3 và 4 biểu diễn tương ứng các chỉ số GEPU, chỉ số rủi ro địa chính trị của Việt Nam và chỉ số rủi ro địa chính trị của Mỹ trong giai đoạn dữ liệu được thu thập trong mẫu.

### 3.2. Phương pháp nghiên cứu

Hoa Kỳ là đối tác thương mại lớn của Việt Nam. Sự biến động của tỷ giá USD/VND ảnh hưởng đến giá cả hàng hóa xuất nhập khẩu, từ đó tác động đến nền kinh tế của Việt Nam. Nghiên cứu sự tác động của sự bất định trong chính sách kinh tế toàn cầu và rủi ro địa chính trị đến tỷ giá hối đoái USD/VND là cần thiết để đảm bảo sự ổn định và phát triển bền vững của nền kinh tế Việt Nam. Để xác định sự tác động của sự bất định trong chính sách kinh tế toàn cầu và rủi ro địa chính trị đến tỷ giá hối đoái USD/VND, bài viết thực hiện hồi quy bội và hồi quy phân vị giữa biến phụ thuộc là tỷ giá hối đoái và các biến độc lập lần lượt là chỉ số GEPU và chỉ số Geopolitical Risk dựa trên nghiên cứu của Kamal & cộng sự (2022).

Phương trình tương ứng với chỉ số GEPU sẽ là:

$$\begin{aligned} ER_t &= \beta_0 + \beta_1 GEPU_t + u_t \\ ER_t &= \beta_0 + \beta_1 GEPU_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (1)$$

Phương trình tương ứng với chỉ số rủi ro địa chính trị của Việt Nam:

$$\begin{aligned} ER_t &= \beta_0 + \beta_1 GR\_VN_t + u_t \\ ER_t &= \beta_0 + \beta_1 GR\_VN_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (2)$$

Phương trình tương ứng với chỉ số rủi ro địa chính trị của Mỹ:

$$\begin{aligned} ER_t &= \beta_0 + \beta_1 GR\_US_t + u_t \\ ER_t &= \beta_0 + \beta_1 GR\_US_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (3)$$

Trong đó:

$ER_t$ : tỷ giá hối đoái USD/VND;  $GEPU_t$  là chỉ số bất định trong chính sách kinh tế toàn cầu;  $GR\_VN_t$  và  $GR\_US_t$  lần lượt là chỉ số rủi ro địa chính trị lần lượt của Việt Nam và của Mỹ.

Đối với từng chỉ số, phương trình hồi quy được thực hiện lần lượt theo số liệu ở kỳ t và kỳ t-1. Các thảo luận được thực hiện theo kết quả hồi quy ở kỳ t; các kết quả ở kỳ t-1 được thực hiện để đảm bảo tính ổn định của kết quả. Bên cạnh việc hồi quy các mô hình (1); (2); (3) bằng phương pháp bình phương nhỏ nhất OLS với thống kê kiểm định Newey - West; bài viết này còn thực hiện hồi quy phân vị với thống kê kiểm định bằng bootstrap để xem xét chi tiết tác động của sự bất định trong chính sách kinh tế và rủi ro địa chính trị đến tỷ giá hối đoái ở các phân vị khác nhau. Các phân vị được thực hiện hồi quy bao gồm 0,1 – 0,2 – 0,3 – 0,4 – 0,5 – 0,6 – 0,7 – 0,8 – 0,9.

Ngoài ra, để kiểm tra các vai trò phòng hộ rủi ro của tỷ giá USD/VND tại các phân vị khác nhau của tỷ giá theo các biến động mạnh của chỉ số bất định chính sách và rủi ro địa chính trị, dựa trên nghiên cứu của Kamal & cộng sự (2022), bài viết này cũng chọn mô hình hồi quy phân vị được thực hiện theo phương trình:

$$Q_\tau(\text{Return\_}ER_t | X_{it}) = a_{0(\tau)} + b_{0(\tau)}ER_{it} + b_{1(\tau)}ER_{it} \times D_{iQ_{0,1}} + b_{2(\tau)}ER_{it} \times D_{iQ_{0,05}} + b_3ER_{it} \times D_{iQ_{0,01}} + u_{it} \quad (3)$$

Trong mô hình (2)  $Q_\tau(\text{Return\_}ER_t | X_{it})$  là phân vị có điều kiện của tỷ suất sinh lợi của tỷ giá USD/VND theo các biến độc lập đại diện bằng ký hiệu X. Và các biến giả  $D_{iQ_{0,1}}, D_{iQ_{0,05}}, D_{iQ_{0,01}}$  được định nghĩa là biến giả tương ứng với biến động mạnh (phân vị 90% của GEPU), rất mạnh (phân vị 95% của GEPU) và cực mạnh (phân vị 99% của GEPU) của thị trường. Các biến giả này nhận giá trị 1 khi chỉ số GEPU tại thời điểm t đạt cao hơn mức phân vị tương ứng mà biến giả đó đại diện. Hệ số  $b_{0(\tau)}$  thể hiện vai trò phòng hộ rủi ro của tỷ giá đối với biến động về chính sách kinh tế và rủi ro địa chính trị nhưng chỉ xét riêng tại phân vị  $\tau$  của tỷ giá. Dấu và ý nghĩa thống kê của các tổng tương ứng  $\sum_{j=0}^3 b_{j(\tau)}, \sum_{j=0}^2 b_{j(\tau)}, \sum_{j=0}^1 b_{j(\tau)}$  sẽ cho biết liệu tỷ giá USD/VND có là tài sản trú ẩn an toàn cho những trường hợp chính sách kinh tế thế giới biến động mạnh. Theo Baur & Lucey (2010), nếu các tổng này không có ý nghĩa thống kê thì tỷ giá USD/VND sẽ đóng vai trò tài sản trú ẩn an toàn yếu khi chính sách kinh tế bất định và nếu các tổng này có ý nghĩa thống kê và mang dấu âm, tỷ giá USD/VND sẽ là tài sản trú ẩn an toàn mạnh.

## 4. Kết quả và thảo luận

### 4.1. Thống kê mô tả dữ liệu

Bảng 1 trình bày các chỉ tiêu thống kê mô tả cơ bản của các chuỗi thời gian sử dụng trong bài viết. Trong giai đoạn từ tháng 1 năm 1997 đến tháng 12 năm 2023, tỷ giá USD/VND thấp nhất là 11182,5 của giai đoạn đầu – năm 1997 và tỷ giá đạt mức cao nhất là 24840VND cho 1 USD trong những tháng cuối năm 2023. Mức sinh lợi trung bình hàng tháng trong chuỗi tỷ giá USD/VND trong giai đoạn này là 0,245% và mức cao nhất là 7,08%. Chỉ số (GEPU) trong khoảng thời gian 27 năm này cũng có những thay đổi rất nhiều. Chỉ số GPR ở Việt Nam và ở Mỹ cũng có những khác biệt rất lớn về giá trị. Những biến động trong chính sách kinh tế, trong rủi ro địa chính trị của từng nước có thể ảnh hưởng đến tỷ giá. Do vậy, bài viết cũng tập trung phân tích sự tác động của bất ổn kinh tế và rủi ro địa chính trị của hai quốc gia đến tỷ giá giữa hai loại tiền tệ USD và VND.

**Bảng 1: Thống kê mô tả dữ liệu**

Tên biến	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất	Kiểm định ADF
Tỷ giá USD/VND	324	18760,450	3769,262	11182,500	24840,000	-1,575
Logarit của tỷ giá USD/VND	324	9,818	0,209	9,322	10,120	-2,810*
Tỷ suất sinh lợi USD/VND	324	0,245	0,967	-4,140	7,080	-17,501***
Chỉ số GEPU	324	139,798	74,352	48,951	428,153	-3,431***
Geopolitic Risk - Việt Nam	324	0,073	0,058	0,000	0,390	-10,830***
Geopolitic Risk -Mỹ	324	2,800	1,159	0,953	10,854	-6,402***

Nguồn: Tác giả tính toán từ số liệu thu thập được

Kết quả kiểm định tính dừng ở Bảng 1 cho thấy chuỗi tỷ giá không phải là chuỗi dừng nên để tránh các kết quả hồi quy giả mạo, bài viết sử dụng logarit của tỷ giá hối đoái USD/VND để đảm bảo tính tin cậy của các kết quả kiểm định thống kê. Thông tin mô tả chuỗi logarit của tỷ giá cũng được liệt kê trong Bảng 1.

**Bảng 2: Ma trận hệ số tương quan giữa các biến trong mô hình**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Logarit tỷ giá USD/VND	1,00						
GEPU <sub>t</sub>	0,74	1,00					
GEPU <sub>t-1</sub>	0,73	0,92	1,00				
Geopolitic Risk - Việt Nam <sub>t</sub>	0,14	0,21	0,19	1,00			
Geopolitic Risk - Việt Nam <sub>t-1</sub>	0,14	0,21	0,21	0,46	1,00		
Geopolitic Risk -US <sub>t</sub>	0,12	0,11	0,09	0,44	0,35	1,00	
Geopolitic Risk -US <sub>t-1</sub>	0,12	0,09	0,11	0,29	0,45	0,77	1,00

Nguồn: Tác giả tính toán từ số liệu thu thập được

### 4.2. Kết quả nghiên cứu

Kết quả hồi quy theo mô hình (1), (2) và (3) được trình bày ở Bảng 3 để cho thấy sự tác động của chỉ số bất định chính sách kinh tế và rủi ro địa chính trị đến tỷ giá USD/VND. Kết quả của mô hình (1) ở Bảng 3 cho thấy chỉ số GEPU có tác động đến tỷ giá USD/VND ở mức ý nghĩa 1%, sự tác động này có ý nghĩa thống kê ở cả hai trường hợp khi hồi quy với GEPU ở kỳ t và kỳ t-1. Hệ số hồi quy mang dấu dương cho thấy khi độ bất định trong chính sách kinh tế toàn cầu càng gia tăng thì tỷ giá USD/VND càng tăng, nghĩa là VND càng trở nên mất giá. Kết quả này cũng tương đồng với các nghiên cứu trước của Chang & cộng sự (2022) hay Nkrumah-Boadu (2022), khi cho thấy rằng đồng tiền của các nước đang phát triển sẽ thường bị mất giá khi nền kinh tế thế giới bất ổn. Có một số lý do có thể giải thích cho hiện tượng này. Một là, trong thời gian bất ổn kinh tế, các nhà đầu tư thường tìm kiếm nơi trú ẩn an toàn cho vốn của họ; và vì thế thường dẫn đến việc rút vốn khỏi các thị trường đang phát triển và chuyển sang đồng tiền an toàn như đô la Mỹ hoặc euro, làm giảm giá trị của đồng tiền của các nước đang phát triển. Hai là, trong điều kiện bất ổn, các nhà đầu tư nước ngoài thường trì hoãn hoặc hủy bỏ các dự án đầu tư trực tiếp vào các nền kinh tế đang phát triển. Sự thoái vốn này dẫn đến sự giảm cung tiền ngoại tệ, dẫn đến tăng giá đồng ngoại tệ và giảm giá tương ứng của

nền kinh tế. Ba là, khi nền kinh tế thế giới có nhiều biến động, xu hướng phá giá đồng tiền để khuyến khích xuất khẩu cũng là một trong những nguyên nhân dẫn đến tình trạng trên.

Bên cạnh tác động của sự bất định trong chính sách kinh tế toàn cầu, rủi ro chính trị nói chung và rủi ro địa chính trị nói riêng cũng có tác động đến tỷ giá hối đoái. Trong mô hình (2) ở Bảng 3 cũng cho thấy chỉ số rủi ro địa chính trị của Việt Nam cũng tác động đến tỷ giá USD/VND với chiều tác động cũng giống với GEPU, nghĩa là chỉ số địa chính trị càng tăng thì tỷ giá USD cũng sẽ gia tăng theo. Tuy nhiên, kết quả thực nghiệm cho thấy rằng, chỉ có rủi ro địa chính trị ở Việt Nam tác động đến tỷ giá USD/VND, nhưng rủi ro địa chính trị ở Mỹ không có tác động đến tỷ giá này. Kết quả này bổ sung vào tổng quan nghiên cứu thực nghiệm về vai trò của chỉ số GEPU đối với các nước mới nổi; bởi vì sự tác động của rủi ro địa chính trị đến các thị trường chứng khoán đã được nghiên cứu nhiều, như Christou & cộng sự (2017), Dakhlaoui & Aloui, (2016), Das & Kumar (2018), Guo & cộng sự (2018), Ko & Lee, (2015); nhưng chưa có nghiên cứu nào thực hiện với chuỗi tỷ giá hối đoái của các nước mới nổi như Việt Nam.

**Bảng 3: Kết quả hồi quy bằng OLS**

	Mô hình (1)		Mô hình (2)		Mô hình (3)	
GEPU <sub>t</sub>	0,00207*** [14,92]					
GEPU <sub>t-1</sub>			0,00205*** [14,67]			
Geopolitic Risk <sub>t</sub> - Việt Nam			0,515* [1,89]			
Geopolitic Risk <sub>t-1</sub> - Việt Nam					0,504* [1,86]	
Geopolitic Risk <sub>t</sub> - Mỹ					0,0225 [1,19]	
Geopolitic Risk <sub>t-1</sub> - Mỹ					0,0208 [1,12]	
Hệ số chặn	9,529*** [400,40]	9,534*** [401,29]	9,781*** [376,37]	9,783*** [378,69]	9,755*** [174,29]	9,762*** [177,83]
Số quan sát	324	323	324	323	324	323

\*\*\*, \*\*, \* tương ứng với mức ý nghĩa thống kê 1%, 5% và 10%  
Giá trị thống kê t theo Newey -West được đặt trong dấu []

Để khảo sát chi tiết hơn sự tác động của chỉ số GEPU và chỉ số GPR đến tỷ giá USD/VND, các mô hình (1), (2) và (3) được ước lượng bằng hồi quy phân vị với các phân vị trải đều từ 0,1 đến 0,9. Theo kết quả ở Bảng 4, chỉ số GEPU tác động dương đến tỷ giá có ý nghĩa thống kê mạnh ở tất cả các phân vị. tương tự như khi xét hệ số hồi quy của biến GEPU kỳ t-1. Sự tác động khác nhau của GEPU đến tỷ giá ở những phân vị khác nhau cũng đã tìm thấy trong nghiên cứu của Chen & cộng sự (2020) ở Trung Quốc; hay Guo & cộng sự (2018). Đối với chỉ số địa chính trị ở Việt Nam, mặc dù theo Bảng 3 cho thấy có sự tác động của rủi ro địa chính trị Việt Nam đến tỷ giá USD/VND, nhưng sự tác động này không giống nhau ở tất cả các phân vị. Ở những phân vị thấp từ 0,1 đến 0,5; hệ số của Chỉ số GPR ở cả kỳ t và kỳ t-1 đều không có ý nghĩa thống kê, mà bằng chứng tác động của chỉ số GPR ở Việt Nam đến tỷ giá USD/VND chỉ tìm thấy ở những phân vị cao từ 0,6 đến 0,9. Đây là những phân vị ứng với trường hợp đồng tiền Việt Nam trở nên rất yếu so với USD. Kết quả này là một bằng chứng cho thấy rằng, khi đồng nội tệ VND càng mất giá, thì tác động của rủi ro địa chính trị đến sự mất giá này càng rõ rệt. Kết quả hồi quy phân vị của chỉ số GPR này cũng có được sự nhất quán khi xem xét ở cả kỳ t và kỳ t-1.

Một kết quả thú vị khác đó là, theo kết quả hồi quy OLS ở Bảng 3, chỉ số này không có tác động đến tỷ giá USD/VND khi xét hàm hồi quy trung bình của mô hình (3). Tuy nhiên, sự tác động này vẫn xảy ra ở những phân vị cao, cụ thể là phân vị 0,7 và phân vị 0,9; và hệ số hồi quy ở các phân vị này mang dấu dương. Kết quả này hàm ý rằng, khi đồng tiền Việt Nam đang suy yếu, tức là tỷ giá USD/VND ở mức cao, thì rủi ro địa chính trị ở Mỹ cũng tác động làm tăng tỷ giá này, tức là làm đồng tiền Việt Nam càng trở nên yếu hơn. Sự tác động của chỉ số rủi ro địa chính trị ở Mỹ đến tỷ giá giữa VND và USD không xảy ra khi tỷ giá này ở những phân vị thấp và trung bình.



**Bảng 4: Kết quả hồi quy phân vị theo các biến GEPU và Geopolitic Risk**

Phân vị	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
GEPU <sub>t</sub>	0,00206*** [10,71]	0,00208*** [14,79]	0,00214*** [11,96]	0,00206*** [16,18]	0,00212*** [17,60]	0,00220*** [25,35]	0,00198*** [6,84]	0,00119*** [3,62]	0,00106*** [8,42]
GEPU <sub>t-1</sub>	0,00203*** [9,99]	0,00205*** [19,32]	0,00210*** [12,54]	0,00206*** [18,47]	0,00210*** [19,07]	0,00224*** [23,18]	0,00199*** [7,91]	0,00126*** [3,07]	0,00105*** [9,27]
Geopolitic Risk <sub>t</sub> - Việt Nam	0,307 [0,83]	0,46 [1,06]	0,114 [0,26]	-0,01 [-0,01]	0,65 [1,14]	0,472*** [2,61]	0,607*** [4,64]	0,226* [1,79]	0,0863 [0,96]
Geopolitic Risk <sub>t-1</sub> - Việt Nam	0,307 [0,78]	0,40 [0,94]	0,104 [0,29]	-0,01 [-0,02]	0,67 [1,34]	0,460*** [2,90]	0,608*** [4,48]	0,243** [2,54]	0,115 [1,47]
Geopolitic Risk <sub>t</sub> - US	0,0182 [1,09]	0,0214* [1,77]	-0,00427 [-0,18]	-0,00842 [-0,20]	0,0417 [0,68]	0,025 [0,84]	0,04 [1,53]	0,00101 [0,07]	0,0159*** [2,77]
Geopolitic Risk <sub>t-1</sub> - US	0,0181 [1,23]	0,021 [1,60]	-0,00432 [-0,18]	-0,00835 [-0,18]	-0,0185 [-0,31]	0,0261 [1,13]	0,0399** [1,99]	0,00241 [0,22]	0,0114*** [2,65]

\*\*\*, \*\*, \* tương ứng với mức ý nghĩa thống kê 1%, 5% và 10%  
Giá trị thống kê t theo bootstrap được đặt trong dấu []

Đối với các nhà đầu tư và những nhà kinh doanh ngoại hối, những đồng ngoại tệ mạnh như USD cũng là một trong những kênh tài sản phòng hộ rủi ro và trú ẩn an toàn khi có biến động kinh tế và chính trị xảy ra. Kết quả hồi quy ở Bảng 5 được thực hiện theo mô hình (4) sẽ cho thấy vai trò trú ẩn an toàn của tỷ giá đối với những biến động mạnh trong chỉ số bất ổn kinh tế toàn cầu. Khác với các mô hình (1); (2) và (3), để xác định vai trò là tài sản phòng hộ rủi ro hay tài sản trú ẩn an toàn thì biến phụ thuộc trong mô hình (4) là tỷ suất sinh lợi tính trên tỷ giá USD/VND chứ không phải là biến logarit của tỷ giá. Do vậy, ở những phân vị thấp của tỷ suất sinh lợi, cụ thể là những phân vị 0,1; 0,2 và 0,3; Kamal & cộng sự (2022) gọi những phân vị này là trạng thái thị trường đi xuống (Bearish market); những phân vị cao như 0,7; 0,8 và 0,9 thì được gọi là trạng thái thị trường đi lên (Bullish market); những phân vị giữa được xem là trạng thái thị trường bình thường (Normal market). Theo đó, tỷ giá USD/VND có thể làm tài sản phòng hộ rủi ro trong điều kiện bất định chính sách kinh tế toàn cầu trong điều kiện thị trường suy giảm và thị trường bình thường; nhưng không thể làm tài sản phòng hộ rủi ro khi thị trường đi lên – nghĩa là thị trường ngoại hối USD/VND đang ở mức tỷ suất sinh lợi cao, cụ thể là mức phân vị 0,8 và 0,9.

**Bảng 5: Kết quả hồi quy phân vị kiểm định tính chất trú ẩn an toàn của tỷ giá theo GEPU**

Biến độc lập	Bearish market			Normal market			Bullish market		
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
GEPU <sub>t</sub>	-0,00204 [-1,59]	-0,00108** [-2,23]	-0,000909*** [-4,87]	-0,000638*** [-2,63]	-0,000377 [-1,38]	-0,000168 [-0,38]	0,00059 [0,69]	0,00220* [1,92]	0,00378** [2,06]
D(GEPU, q90)*GEPU <sub>t</sub>	-0,00119 [-0,21]	-0,000353 [-0,11]	-0,00046 [-0,35]	0,000132 [0,25]	0,0000558 [0,12]	-0,000178 [-0,26]	0,0000194 [0,02]	-0,000608 [-0,40]	-0,00156 [-0,73]
D(GEPU, q95)*GEPU <sub>t</sub>	0,000463 [0,08]	-0,000296 [-0,09]	0,0000453 [0,03]	-0,000219 [-0,26]	-0,0000513 [-0,07]	-0,0000215 [-0,02]	0,0000473 [0,03]	-0,0000704 [-0,02]	0,00141 [0,26]
D(GEPU, q99)*GEPU <sub>t</sub>	0,000344 [0,28]	-0,000717 [-0,65]	-0,000121 [-1,28]	-0,000988 [-1,02]	-0,00136 [-1,53]	-0,00141 [-1,22]	-0,00149 [-1,07]	-0,00222 [-0,76]	-0,005 [-0,97]
Hệ số chặn	0,0611 [0,55]	0,07 [1,23]	0,102*** [4,62]	0,104*** [4,20]	0,114*** [4,34]	0,130*** [2,85]	0,134* [1,70]	0,0829 [0,83]	0,33 [1,31]
b1+b2+b3+b4	-0,002*** [-3,60]	-0,002*** [-4,04]	-0,002*** [-4,19]	-0,001*** [-2,710]	-0,0017*** [-2,83]	-0,0017*** [-2,69]	-0,0008 [-1,30]	-0,0006 [-1,09]	-0,001 [-1,45]
b1+b2+b3	-0,002** [-2,56]	-0,001* [-1,80]	-0,001* [-1,79]	-0,0007 [-1,19]	-0,0003 [-0,45]	-0,0003 [-0,26]	0,0006 [0,35]	0,001 [0,48]	0,003 [0,69]
b1+b2	-0,003 [-0,55]	-0,001 [-0,51]	-0,001** [-2,01]	-0,0005 [-0,83]	-0,0003 [-0,59]	-0,0003 [-0,44]	0,0006 [0,60]	0,001 [1,14]	0,002 [1,08]

\*\*\*, \*\*, \* tương ứng với mức ý nghĩa thống kê 1%, 5% và 10%  
Giá trị thống kê t theo bootstrap được đặt trong dấu []

Khi xét về tính chất trú ẩn an toàn khi chính sách kinh tế thế giới bất định ở mức độ mạnh, người ta xem xét ý nghĩa thống kê của b1+b2+b3+b4, b1+b2+b3 và b1+b2, tương ứng với những trường hợp GEPU tăng cao ở mức cực mạnh (99%), rất mạnh (95%) và mạnh (90%). Kết quả hồi quy cho thấy tỷ giá USD/VND có thể là tài sản trú ẩn an toàn mạnh cho trường hợp GEPU biến động cực mạnh khi điều kiện thị trường ngoại hối đi xuống hoặc bình thường. Và tỷ giá USD/VND có thể là tài sản trú ẩn an toàn yếu khi thị trường ngoại hối đang tăng trưởng và sinh lợi cao.

Tương tự, khi GEPU biến động ở mức mạnh, thì tỷ giá USD/VND là tài sản trú ẩn an toàn mạnh nếu thị trường ở trạng thái bearish và tỷ giá USD/VND là tài sản trú ẩn an toàn yếu nếu thị trường ở trạng thái bình thường và bullish. Còn trong trường hợp GEPU biến động mạnh nhưng không quá mức, thì tỷ giá USD/VND chỉ đóng vai trò phòng hộ rủi ro yếu; thể hiện qua việc hệ số b1+b2 không có ý nghĩa thống kê ở hầu

---

hết các phân vị. Mặc dù chưa có nghiên cứu nào xét tác động của GEPU và GPR đến tỷ giá hối đoái đồng USD trên thị trường ngoại hối các nước mới nổi như Việt Nam, nhưng khi xem xét các thị trường tài chính khác, thikết quả của bài nghiên cứu này tương đồng với nghiên cứu của Raza & cộng sự (2018) và Chen & cộng sự (2020) khi các nghiên cứu này cũng phát hiện hiệu ứng bất đối xứng này trong tác động của GEPU và GPR ở thị trường vàng, dầu thô và chứng khoán Mỹ. Tương tự, Kannadhasan & Das (2020) cũng cho thấy sự phản ứng không đối xứng của các thị trường chứng khoán mới nổi ở châu Á trước sự bất định chính sách kinh tế và rủi ro địa chính trị. Các tác động này khác nhau tùy theo phân vị về mức độ lợi nhuận của thị trường chứng khoán.

## 5. Kết luận và hàm ý chính sách

Bài viết sử dụng số liệu hàng tháng của tỷ giá USD/VND; chỉ số bất định chính sách kinh tế toàn cầu GEPU và chỉ số rủi ro địa chính trị trong giai đoạn từ 1997 đến 2023 để xem xét mối liên hệ giữa các đại lượng này. Kết quả hồi cho thấy sự tác động của chỉ số bất định chính sách kinh tế và rủi ro địa chính trị đến tỷ giá USD/VND. Cụ thể là khi độ bất định trong chính sách kinh tế toàn cầu càng gia tăng thì đồng tiền trong nước càng trở nên suy yếu. Kết quả nghiên cứu cũng cho thấy rằng chỉ số rủi ro địa chính trị của Việt Nam cũng tác động đến tỷ giá USD/VND với chiều tác động cũng giống với GEPU, nghĩa là chỉ số địa chính trị càng tăng thì tỷ giá USD cũng sẽ gia tăng theo. Tuy nhiên, kết quả thực nghiệm cho thấy rằng, chỉ có rủi ro địa chính trị ở Việt Nam tác động đến tỷ giá USD/VND, nhưng rủi ro địa chính trị ở Mỹ không có tác động đến tỷ giá này.

Kết quả khảo sát chi tiết hơn sự tác động của chỉ số GEPU và chỉ số rủi ro địa chính trị đến tỷ giá USD bằng hồi quy phân vị cũng cho thấy chỉ số GEPU tác động dương đến tỷ giá và có ý nghĩa thống kê mạnh ở tất cả các phân vị của tỷ giá USD/VND. Đối với chỉ số địa chính trị ở Việt Nam, sự tác động của yếu tố này đến tỷ giá USD/VND không giống nhau ở tất cả các phân vị. Bằng chứng tác động của chỉ số GPR ở Việt Nam đến tỷ giá USD/VND chỉ tìm thấy ở những phân vị cao từ 0,6 đến 0,9 tương ứng với trường hợp đồng tiền Việt Nam trở nên rất yếu so với USD. Một kết quả thú vị khác là chỉ số rủi ro địa chính trị của Mỹ cũng có sự tác động cùng chiều đến tỷ giá USD/VND ở những phân vị cao; hàm ý rằng, khi đồng tiền Việt Nam đang suy yếu, tức là tỷ giá USD/VND ở mức cao, thì rủi ro địa chính trị ở Mỹ cũng tác động làm tăng tỷ giá này.

Kết quả nghiên cứu của bài viết cũng chỉ ra rằng, tỷ giá USD/VND có thể làm tài sản phòng hộ rủi ro trong điều kiện bất định chính sách kinh tế toàn cầu trong điều kiện thị trường suy giảm và thị trường bình thường; nhưng không thể làm tài sản phòng hộ rủi ro khi thị trường đi lên. Với kết quả nghiên cứu này, dựa trên những thông tin biến động của chính sách kinh tế toàn cầu cũng như rủi ro địa chính trị sẽ giúp các nhà đầu tư dự đoán sự thay đổi của tỷ giá và sử dụng tỷ giá USD/VND như một tài sản phòng hộ rủi ro. Việc mua hay bán đồng ngoại tệ USD sẽ linh hoạt tùy theo điều kiện thị trường, hoặc bản thân các nhà đầu tư cũng có thể sử dụng những công cụ chứng khoán phái sinh để phòng hộ những rủi ro tỷ giá. Trước khi quyết định sử dụng tỷ giá USD/VND làm tài sản phòng hộ rủi ro, nhà đầu tư cần đánh giá kỹ lưỡng rủi ro và lợi ích của việc này, cũng như hiểu rõ các chi phí và điều kiện liên quan.

Bên cạnh những kết quả đã đạt được, bài viết còn có thể mở rộng nghiên cứu cho các chuỗi tỷ giá hối đoái của VND với nhiều loại tiền tệ quan trọng khác như đồng Nhân dân tệ của Trung Quốc, đồng Bảng Anh hoặc đồng Yên Nhật. Từ đó, phân tích toàn diện hơn tác động của chỉ số bất định chính sách kinh tế toàn cầu và chỉ số rủi ro địa chính trị đến thị trường ngoại hối của Việt Nam. Đồng thời, cũng có thể sử dụng nhiều công cụ định lượng nâng cao như mô hình GARCH đa biến, mô hình chuyển trạng thái Markov, mô hình với điểm gãy cấu trúc... để làm rõ hơn nữa các tác động này.

## Tài liệu tham khảo

- Antonakakis, N., Gupta, R., Kollias, C., & Papadamou, S. (2017), 'Geopolitical risks and the oil-stock nexus over 1899–2016', *Finance Research Letters*, 23, 165-173. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2017.07.017>.
- Aysan, A. F., Demir, E., Gozgor, G., & Lau, C. K. M. (2019), 'Effects of the geopolitical risks on Bitcoin returns and volatility', *Research in International Business and Finance*, 47, 511-518. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2018.09.011>.

- 
- Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016), 'Measuring economic policy uncertainty', *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593-1636. DOI: <https://doi.org/10.1093/qje/qjw024>.
- Balcilar, M., Bonato, M., Demirel, R., & Gupta, R. (2018), 'Geopolitical risks and stock market dynamics of the BRICS', *Economic Systems*, 42(2), 295-306. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2017.05.008>.
- Balcilar, M., Gupta, R., & Pierdzioch, C. (2016), 'Does uncertainty move the gold price? New evidence from a nonparametric causality-in-quantiles test', *Resources Policy*, 49, 74-80. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2016.04.004>.
- Baur, D. G., & Smales, L. A. (2018), *Gold and geopolitical risk*. DOI: <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3109136>.
- Baur, D. G., & Lucey, B. M. (2010), 'Is gold a hedge or a safe haven? An analysis of stocks, bonds and gold', *Financial Review*, 45(2), 217-229. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6288.2010.00244.x>.
- Chang, B. H., Derindag, O. F., Hacıevliyagil, N., & Canakci, M. (2022), 'Exchange rate response to economic policy uncertainty: evidence beyond asymmetry', *Humanities and Social Sciences Communications*, 9(1), 1-14. DOI: 10.1057/s41599-022-01372-5.
- Caldara, D., & Iacoviello, M. (2022), 'Measuring geopolitical risk', *American Economic Review*, 112(4), 1194-1225. DOI: 10.1257/aer.20191823.
- Campbell, J. Y., Serfaty-De Medeiros, K., & Viceira, L. M. (2010), 'Global currency hedging', *The Journal of Finance*, 65(1), 87-121. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01524.x>.
- Chen, L., Du, Z., & Hu, Z. (2020), 'Impact of economic policy uncertainty on exchange rate volatility of China', *Finance Research Letters*, 32, 101266. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.08.014>.
- Christou, C., Cunado, J., Gupta, R., & Hassapis, C. (2017), 'Economic policy uncertainty and stock market returns in PacificRim countries: Evidence based on a Bayesian panel VAR model', *Journal of Multinational Financial Management*, 40, 92-102. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.mulfin.2017.03.001>.
- Das, D., & Kannadhasan, M. (2018), 'Do global factors impact bitcoin prices? Evidence from wavelet approach', *Journal of Economic Research*, 23(3), 227-264.
- Das, D., Kannadhasan, M., & Bhowmik, P. (2019), 'Geopolitical risk and precious metals', *Journal of Economic Research*, 24(1), 49-66. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2020.105823>.
- Guo, P., Zhu, H., & You, W. (2018), 'Asymmetric dependence between economic policy uncertainty and stock market returns in G7 and BRIC: A quantile regression approach', *Finance Research Letters*, 25, 251-258. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2017.11.001>.
- Kamal, J. B., Wohar, M., & Kamal, K. B. (2022), 'Do gold, oil, equities, and currencies hedge economic policy uncertainty and geopolitical risks during covid crisis?', *Resources Policy*, 78, 102920. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.102920>.
- Kannadhasan, M., & Das, D. (2020), 'Do Asian emerging stock markets react to international economic policy uncertainty and geopolitical risk alike? A quantile regression approach', *Finance Research Letters*, 34, 101276. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.08.024>.
- Kisswani, K. M., & Elian, M. I. (2021), 'Analyzing the (a) symmetric impacts of oil price, economic policy uncertainty, and global geopolitical risk on exchange rate', *The Journal of Economic Asymmetries*, 24. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jeca.2021.e00204>.
- Krol, R. (2014), 'Economic policy uncertainty and exchange rate volatility', *International Finance*, 17(2), 241-256. DOI: 10.1111/infi.12049.
- Nkrumah-Boadu, B. (2022), 'Stock Returns, Exchange Rates, and Uncertainties in West Africa', Doctoral dissertation, University of Cape Coast.
- Raza, S. A., Shah, N., & Shahbaz, M. (2018), 'Does economic policy uncertainty influence gold prices? Evidence from a nonparametric causality-in-quantiles approach', *Resources Policy*, 57, 61-68. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2018.01.007>.
- Tarchella, S., Khalfaoui, R., & Hammoudeh, S. (2024), 'The safe haven, hedging, and diversification properties of oil, gold, and cryptocurrency for the G7 equity markets: Evidence from the pre-and post-COVID-19 periods', *Research in International Business and Finance*, 67, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2023.102125>.
- Wu, S., Tong, M., Yang, Z., & Derbali, A. (2019), 'Does gold or Bitcoin hedge economic policy uncertainty?', *Finance Research Letters*, 31, 171-178. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.04.001>.
-

---

# RỦI RO CHÍNH SÁCH THƯƠNG MẠI CỦA MỸ VÀ ĐẦU TƯ HÀNG TỒN KHO CỦA DOANH NGHIỆP SẢN XUẤT VIỆT NAM

**Võ Xuân Hồng**

*Trường Đại học Quốc tế - Đại học Quốc gia Thành phố Hồ Chí Minh*  
*Email: vxhong@hcmiu.edu.vn*

**Lê Quang Minh**

*Viện Đào tạo Quốc tế, Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh*  
*Email: minh.le@isb.edu.vn*

**Nguyễn Vũ Minh Trang**

*Đại học Julius Maximilians Würzburg, CHLB Đức*  
*Email: trang.nguyen@stud-mail.uni-wuerzburg.de*

Mã bài: JED-1563

Ngày nhận: 06/01/2024

Ngày nhận bản sửa: 30/06/2024

Ngày duyệt đăng: 22/07/2024

DOI: 10.33301/JED.VI.1563

## **Tóm tắt:**

*Sử dụng phương pháp bình phương tối thiểu thông thường với tác động cố định và cụm theo doanh nghiệp cho số liệu từ 269 doanh nghiệp sản xuất trên sàn chứng khoán Hà Nội và Thành phố Hồ Chí Minh giai đoạn 2011-2020, bài báo tìm thấy tác động của rủi ro chính sách thương mại Mỹ đến đầu tư hàng tồn kho. Kết quả nghiên cứu cho thấy: (1) rủi ro chính sách thương mại của Mỹ giúp thúc đẩy đầu tư hàng tồn kho và (2) tác động thông qua ba kênh (phụ thuộc tài chính bên ngoài, mức độ cạnh tranh, và khó khăn tài chính). Với kết quả trên, bài báo hàm ý rủi ro chính sách thương mại mở ra cơ hội cho các doanh nghiệp trong nước nếu Chính phủ chủ động hỗ trợ vốn để doanh nghiệp kịp thời khai thác các cơ hội đến từ rủi ro chính sách thương mại.*

**Từ khoá:** Rủi ro chính sách thương mại, hàng tồn kho, Việt Nam.

**Mã JEL:** G31, G32, G38

## **U.S. trade policy uncertainty and inventory investment of Vietnamese manufacturing firms**

### **Abstract:**

*Using the firm fixed effect regression models and clustering by firms for data from 269 firms listed on Hanoi and Hochiminh city stock exchanges during 2011-2020, authors find that higher levels of US TPU are associated with increased inventory investment. This relationship is amplified under three transmission channels: external finance dependence, market competition, and financial constraints. The result also suggests that TPU may bring in inventory investment opportunities and financial support to the investment, which should be a fostering policy.*

**.Keywords:** Trade policy uncertainty, inventory, Vietnam.

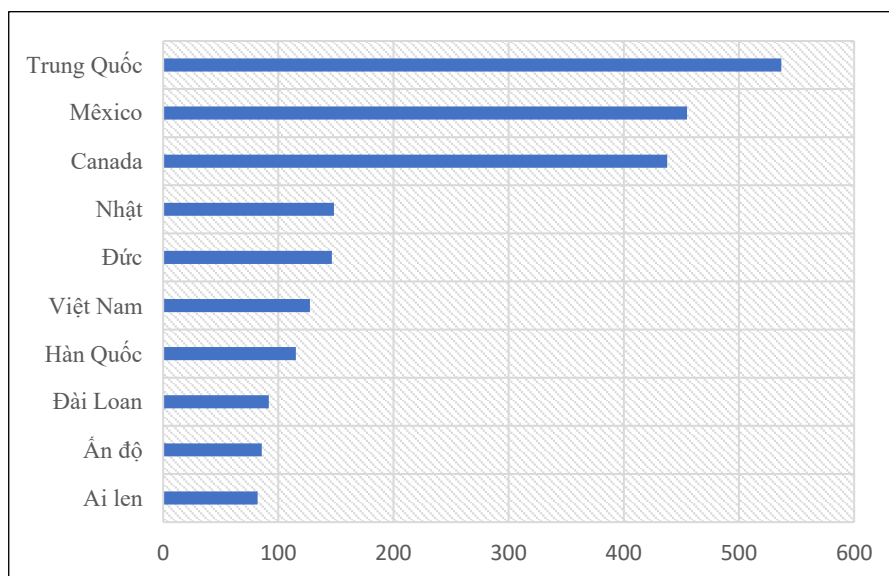
**JEL Codes:** G31, G32, G38.

## 1. Đặt vấn đề

Rủi ro chính sách thương mại (TPU) đề cập đến sự biến động và khó dự báo về chính sách thương mại của một quốc gia liên quan đến chính sách thuế quan, thỏa thuận thương mại, và cả yếu tố địa chính trị. Qua thời gian, TPU dần trở thành rủi ro ngày càng lớn kể từ năm 2016, cùng với sự trung cầu Brexit tại Anh, các chính sách thương mại thay đổi nhanh chóng ngay sau Tổng Thống Mỹ Donald Trump thắng cử và chiến tranh thương mại Mỹ-Trung (Handley & Limão, 2022). Do chính sách thương mại của các nước lớn thay đổi nhanh chóng, việc xem xét rủi ro chính sách thương mại ảnh hưởng thế nào đến hoạt động của doanh nghiệp nói chung và đầu tư hàng tồn kho nói riêng trở nên cấp thiết (Crowley & cộng sự, 2018; Handley & Limão, 2022).

Có hai nguyên nhân khiến chúng tôi chọn tác động của rủi ro chính sách thương mại Mỹ. Thứ nhất, Mỹ là nền kinh tế lớn và chính sách thương mại của Mỹ biến động khá nhiều nhằm theo đuổi mục tiêu nước Mỹ trên hết (“America First”). Sự thay đổi chính sách thương mại này tạo ra thêm nhiều rào cản cho hàng nhập khẩu đến từ các nước xuất khẩu và được kỳ vọng sẽ tác động đến hoạt động đầu tư hàng tồn kho của doanh nghiệp. Thứ hai, Mỹ là thị trường xuất khẩu quan trọng nhất của Việt Nam. Theo Tổng Cục Thống kê, Việt Nam xuất khẩu sang Mỹ đạt 109,39 tỷ USD, vượt xa Trung Quốc (57,7 tỷ USD), Hàn Quốc (24,29 tỷ USD) và Nhật Bản (24,23 tỷ USD) trong năm 2022. Theo Thống kê của Statista năm 2022, Việt Nam là một trong 6 nước xuất khẩu nhiều nhất vào Mỹ (xem Hình 1).

**Hình 1: Mười đối tác thương mại lớn nhất của Mỹ (tính theo kim ngạch xuất khẩu vào Mỹ) năm 2022**



Nguồn: Statista

Mục tiêu nghiên cứu của bài báo này nhằm trả lời hai câu hỏi: (1) Rủi ro chính sách thương mại của Mỹ có ảnh hưởng đến đầu tư hàng tồn kho các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam không?; và (2) Nếu có, thông qua cơ chế nào. Bài nghiên cứu có hai điểm mới: (i) Mỹ là đối tác thương mại lớn của Việt Nam. Nghiên cứu tác động của chính sách thương mại Mỹ đến hoạt động của doanh nghiệp Việt Nam sẽ giúp các doanh nghiệp chủ động hơn và các nhà hoạch định chính sách đưa ra các quyết sách đúng đắn hơn khi rủi ro chính sách thương mại Mỹ tăng cao. Theo chúng tôi biết, có rất ít nghiên cứu về vấn đề này; (ii) Các nghiên cứu trước đây chú trọng xem xét mối quan hệ của rủi ro chính sách thương mại của một nước đến hoạt động đầu tư của các doanh nghiệp tại nước đó. Cụ thể, Caldara & cộng sự (2020) tập trung vào ảnh hưởng của rủi ro chính sách thương mại của Mỹ lên đầu tư hàng tồn kho cho các doanh nghiệp tại Mỹ, hay Li & cộng sự (2023) xem xét ảnh hưởng của rủi ro chính sách thương mại của Trung Quốc lên hoạt động đầu tư tài chính của các doanh nghiệp trong lĩnh vực năng lượng tại Trung Quốc. Handley & Limão (2022) nghiên cứu rủi ro chính



---

sách tại Cộng đồng kinh tế châu Âu tác động đến thương mại và đầu tư của các doanh nghiệp châu Âu. Bài nghiên cứu của chúng tôi mở rộng tổng quan nghiên cứu về tác động của TPU của một nước (trong bài này là TPU của Mỹ) lên đầu tư hàng tồn kho của doanh nghiệp tại các nước khác (trong bài này là của Việt Nam).

Sử dụng số liệu của 269 doanh nghiệp niêm yết thuộc lĩnh vực sản xuất trên hai sàn chứng khoán Hà Nội và Thành phố Hồ Chí Minh trong giai đoạn 2011-2020, chúng tôi nhận thấy rủi ro chính sách thương mại của Mỹ thúc đẩy các doanh nghiệp gia tăng đầu tư hàng tồn kho.<sup>1</sup> Kết quả không thay đổi khi chúng tôi thay thế biến rủi ro chính sách thương mại của Mỹ bằng bốn biến đại diện, bao gồm chỉ số biến động thị trường cổ phiếu do chính sách thương mại của Mỹ, rủi ro chính sách thương mại của Trung Quốc, Hàn Quốc, và Nhật Bản. Sự tác động trên diễn ra trên ba kênh chính: sự phụ thuộc vào nguồn vốn bên ngoài, mức độ cạnh tranh, và khó khăn về tài chính.

## **2. Tổng quan nghiên cứu và giả thuyết nghiên cứu**

### **2.1. Tác động của của rủi ro chính sách thương mại:**

Có ít nhất hai lý thuyết nền giải thích mối tương quan giữa rủi ro chính sách thương mại và đầu tư tại doanh nghiệp.

Thứ nhất, lý thuyết quyền chọn thực (real option) cho rằng doanh nghiệp sở hữu cơ hội đầu tư giống như việc đang sở hữu một quyền chọn. Khi rủi ro chính sách thương mại gia tăng, doanh nghiệp có thể tạm hoãn hoặc thay đổi quy mô đầu tư dựa trên lợi ích của việc tạm hoãn hoặc lợi ích của việc thay đổi quy mô đầu tư hàng tồn kho. Dưới góc nhìn quyền chọn thực, rủi ro chính sách thương mại có thể gia tăng các rào cản thương mại và doanh nghiệp phản ứng trước rủi ro này bằng cách tạm hoãn đầu tư hoặc giảm hàng tồn kho để tránh lãng phí vốn lưu động. Ngược lại, rủi ro chính sách thương mại có thể làm gia tăng đầu tư hàng tồn kho nếu việc đầu tư này hướng đến xây dựng một bộ đệm (buffer) nhằm hạn chế tác động tiêu cực của việc gián đoạn chuỗi cung ứng.

Thứ hai, lý thuyết bất cân xứng trên thị trường tài chính cho rằng ngân hàng thường có xu hướng tăng lãi suất và siết chặt điều kiện cho vay (để giảm thiểu rủi ro vỡ nợ). Nếu doanh nghiệp phụ thuộc nhiều vào vốn vay sẽ có xu hướng giảm đầu tư hàng tồn kho để đảm bảo có đủ nguồn chi trả lãi vay gia tăng cũng như hoàn trả vốn gốc cho các khoản vay trước đây. Lập luận này nhận được sự ủng hộ từ các nghiên cứu của Phan & cộng sự (2019) và Wang & cộng sự (2021). Ngược lại, các doanh nghiệp có thanh khoản dồi dào và vẫn tiếp cận được nguồn vốn vay sẽ vẫn có thể đầu tư hàng tồn kho, xem đây là cơ hội để đảm bảo cung cấp hàng hóa cho thị trường ngay cả khi rủi ro chính sách thương mại gia tăng.

Trong ngắn hạn, Handley & cộng sự (2020) cho rằng sự gia tăng của TPU khiến doanh nghiệp giảm sự đa dạng hóa trong việc sử dụng các nguyên phụ liệu. Để giảm khoản chi phí chìm (sunk cost) và tránh rủi ro khi tìm cách sử dụng các nguyên liệu mới, các doanh nghiệp sẽ tiếp tục gia tăng sử dụng các nguyên phụ liệu đã dùng. Alessandria & cộng sự (2022) cho rằng việc ký kết đơn hàng và vận chuyển thường được gia tăng thực hiện trước khi các chính sách thương mại mới đi vào thực hiện, các doanh nghiệp thường gia tăng đầu tư tài sản ngắn hạn để chuẩn bị sản xuất hàng xuất khẩu một cách nhanh chóng. Ngoài ra, Kim (2020) cho rằng trong giai đoạn bất ổn gia tăng, doanh nghiệp thường cân nhắc gia tăng tỷ trọng hàng tồn kho cao hơn tài sản dài hạn, nhằm gia tăng lợi nhuận biên trên tổng chi phí do chi phí hàng tồn kho thường thấp hơn chi phí đầu tư tài sản cố định. Từ đây, chúng tôi đề xuất giả thuyết 1 như sau:

*Giả thuyết 1:* Rủi ro chính sách thương mại của Mỹ có tác động cùng chiều đến đầu tư hàng tồn kho của các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam.

### **2.2. Kênh tác động của rủi ro chính sách thương mại**

#### **2.2.1. Sự phụ thuộc vào tài trợ bên ngoài**

Doanh nghiệp có thể nhận được tài trợ vốn thông qua hai cách. Thứ nhất, phát hành cổ phần để tài trợ các dự án mới. Thông thường, việc huy động vốn cổ phần nhằm phục vụ các dự án có tính đổi mới mạnh mẽ (và cũng nhiều rủi ro) qua các vòng gọi vốn cổ phần tư nhân (private equity) và gọi vốn đầu tư mạo hiểm (venture capital). Thứ hai, doanh nghiệp có thể vay nợ từ các định chế tài chính. Để đạt được tài trợ vốn vay, doanh nghiệp thường phải chứng minh tính khả thi của dự án đầu tư. Các dự án có tính khả thi cao thường là các loại dự án ít đổi mới nhưng chứng minh được khả năng thu hồi vốn (Hsu & cộng sự, 2014). Ngoài ra,

---

việc đi vay thường đi kèm với chi phí vốn cao hơn nên doanh nghiệp có xu thế giảm đầu tư hàng tồn kho khi phụ thuộc vào các nguồn vay từ các tổ chức tín dụng. Chúng tôi xây dựng giả thuyết thứ hai như sau:

*Giả thuyết 2:* Doanh nghiệp ít phụ thuộc vào vốn vay hoặc có chi phí vay vốn thấp hơn sẽ đầu tư nhiều hơn vào hàng tồn kho khi rủi ro chính sách thương mại tăng lên.

### 2.2.2. Mức độ cạnh tranh

Hàng tồn kho đóng vai trò quan trọng nhằm bảo vệ vị thế của doanh nghiệp trước những bất ổn của thị trường. Không đủ hàng tồn kho có thể dẫn đến tổn thất doanh thu và dòng tiền tiềm tàng cho doanh nghiệp khi nhu cầu thị trường tăng nhanh. Tuy nhiên, khi mức độ cạnh tranh tăng lên, doanh nghiệp lại có xu thế giữ tiền và các khoản tương đương tiền nhiều hơn hàng tồn kho vì cạnh tranh làm gia tăng rủi ro dòng tiền và ảnh hưởng trực tiếp đến khả năng trả nợ. Bên cạnh đó, mức độ cạnh tranh làm gia tăng chi phí nợ vay, do đó, doanh nghiệp ưu tiên tìm nguồn vốn tài trợ từ cổ đông hơn là vay nợ bên ngoài (Jones & Tuzel, 2013). Chúng tôi xây dựng giả thuyết thứ ba như sau:

*Giả thuyết 3:* Doanh nghiệp gia tăng hàng tồn kho trong thị trường ít cạnh tranh khi rủi ro chính sách thương mại gia tăng.

### 2.2.3. Khó khăn tài chính (financial constraints)

Doanh nghiệp khó khăn về tài chính khó tiếp cận vốn vay hơn khi rủi ro chính sách gia tăng vì ngân hàng quản lý rủi ro và xem xét mức độ tín nhiệm trước khi quyết định cho vay (Wang & cộng sự, 2014). Do vậy, doanh nghiệp nào khó khăn về tài chính thường giảm mạnh đầu tư hàng tồn kho khi rủi ro chính sách gia tăng (Carpenter & cộng sự, 1998). Ngược lại, nếu doanh nghiệp không bị khó khăn về tài chính vẫn có thể vay thêm tiền để đầu tư hàng tồn kho. Do vậy, chúng tôi đề xuất giả thuyết thứ tư như sau:

*Giả thuyết 4:* Doanh nghiệp ít bị khó khăn về tài chính sẽ đầu tư hàng tồn kho nhiều hơn doanh nghiệp khó khăn về tài chính khi rủi ro chính sách tăng lên.

## 3. Phương pháp nghiên cứu và mô tả dữ liệu

### 3.1. Phương pháp nghiên cứu

Để nghiên cứu ảnh hưởng rủi ro chính sách thương mại (TPU) của Mỹ lên hoạt động đầu tư hàng tồn kho của các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam, chúng tôi sử dụng phương pháp bình phương tối thiểu thông thường với tác động cố định theo doanh nghiệp để kiểm soát cho các đặc tính của doanh nghiệp ảnh hưởng qua thời gian. Do bài viết dùng biến rủi ro chính sách thương mại là giống nhau cho các doanh nghiệp trong mỗi năm tài chính, chúng tôi không dùng tác động cố định theo năm. Ngoài ra, chúng tôi áp dụng cụm theo doanh nghiệp để kiểm soát phương sai thay đổi. Biến phụ thuộc đầu tư hàng tồn kho (được tính bằng sự thay đổi trong hàng tồn kho chia cho tổng tài sản dựa trên phương pháp LIFO (last in, first out)) của doanh nghiệp  $i$  vào năm  $t$  ( $INV_{i,t}$ ) được xác định dựa trên các biến độc lập sau:

$$INV_{i,t} = \alpha_1 * USTPU_t + \alpha_2 * ILLQ_{i,t-1} + \alpha_3 * CF_{i,t-1} + \alpha_4 * Q_{i,t-1} + \alpha_5 * TA_{i,t-1} + \alpha_6 * VOL_{i,t-1} + \alpha_7 * RET2_{i,t-1} + \alpha_8 * \Delta Sales_{i,t-1} + \alpha_9 * GDP\ growth_{t-1} + \alpha_{10} * Election_{t-1} + \alpha_{11} * time\ trend + firm\ FE + \varepsilon_{i,t}$$

$USTPU_t$  là giá trị logarit tự nhiên của chỉ số TPU trung bình tại Mỹ trong năm  $t$ . Vì đầu tư hàng tồn kho là đầu tư ngắn hạn (Wu & Lai, 2022), chúng tôi theo mô hình của Lu & cộng sự (2023) dùng TPU tại cùng thời điểm với đầu tư hàng tồn kho ( $USTPU_t$ ). Mô hình nghiên cứu sử dụng các biến kiểm soát tại mức doanh nghiệp từ Amihud & Levi (2023) và ở mức vĩ mô từ Gulen & Ion (2016)<sup>2</sup> như: (1) biến thanh khoản ( $ILLQ_{i,t-1}$ ) vì thanh khoản có tác động trực tiếp lên đầu tư hàng tồn kho; (2) biến dòng tiền ( $CF_{i,t-1}$ ) vì doanh nghiệp có dòng tiền dương có xu thế sử dụng nguồn tiền nội bộ để đầu tư hàng tồn kho; (3) Tobin's Q ( $Q_{i,t-1}$ ) vì chỉ số này được chứng minh là có tác động mạnh đến hoạt động đầu tư của doanh nghiệp; (4) tổng tài sản ( $TA_{i,t-1}$ ) vì tăng trưởng đầu tư hàng tồn kho được chứng minh có tương quan âm với quy mô doanh nghiệp; (5) rủi ro ( $VOL_{i,t-1}$ ) vì đầu tư hàng tồn kho có thể thay đổi khi rủi ro tăng lên; (6) lợi nhuận cổ phiếu trong quá khứ ( $RET2_{i,t-1}$ ) vì lợi nhuận cổ phiếu có thể dự báo triển vọng của doanh nghiệp và hàng tồn kho có thể thay đổi cùng triển vọng của doanh nghiệp; (7) sự thay đổi trong doanh thu ( $\Delta Sales_{i,t-1}$ ) vì hàng tồn kho sẽ được sử dụng nhiều hơn khi doanh thu tăng lên; (8) tăng trưởng GDP ( $GDP\ growth_{t-1}$ ) và election ( $Election_{t-1}$ ) vì hàng tồn kho có thể thay đổi khi môi trường vĩ mô và chính sách thay đổi; (9) biến xu thế thời gian ( $time\ trend$ ) cho giai đoạn 2011-2020.

**Bảng 1: Chi tiết cách tính toán các biến**

<b>Phần A. Biến phụ thuộc</b>		
<b>Biến</b>	<b>Định nghĩa</b>	<b>Nguồn</b>
INV	Thay đổi trong hàng tồn kho chia cho tổng tài sản.	Worldscope
<b>Phần B. Biến độc lập chính</b>		
<b>Biến</b>	<b>Định nghĩa</b>	<b>Nguồn</b>
USTPU	Logarit tự nhiên của giá trị trung bình rủi ro chính sách thương mại của Caldara & cộng sự (2020) các tháng trong năm tài chính.	Caldara & cộng sự (2020)
<b>Phần C. Biến kiểm soát</b>		
<b>Biến</b>	<b>Định nghĩa</b>	<b>Nguồn</b>
ILLQ	Tỷ số trung bình giữa lợi nhuận cổ phiếu và giá trị giao dịch cổ phiếu i trong năm t-1 tính theo Amihud (2002)	Datastream
CF	[Thu nhập ròng + khấu hao]/Tổng tài sản	Worldscope
Q	$= \frac{\text{Giá trị vốn hóa của cổ phiếu} + \text{Tổng tài sản} - \text{Giá trị sổ sách cổ phiếu}}{\text{Tổng tài sản}}$	Worldscope
TA	Logarit tự nhiên của tổng tài sản	Worldscope
RET2	Lợi nhuận tích lũy trong 2 năm	Datastream
VOL	Độ lệch chuẩn lợi nhuận của cổ phiếu trong năm t-1	Datastream
$\Delta$ Sales	Tỷ số giữa sự thay đổi doanh thu và tổng tài sản	Worldscope
GDP growth	Tăng trưởng GDP	Ngân hàng Thế giới
Election	Có giá trị 1 nếu là năm bầu cử, 0 nếu ngược lại	Database of Political Institutions 2020

### 3.2. Thống kê mô tả

Chúng tôi thu thập dữ liệu tài chính từ Worldscope và dữ liệu thị trường từ Datastream (thông qua Refinitiv Eikon), dữ liệu về rủi ro chính sách chính phủ từ trang web <https://www.policyuncertainty.com>, dữ liệu bầu cử từ Database of Political Institutions 2020 và dữ liệu vĩ mô từ Ngân hàng Thế giới. Mẫu cuối cùng của chúng tôi bao gồm 269 doanh nghiệp sản xuất trên hai sàn chứng khoán Hà Nội và Thành phố Hồ Chí Minh trong giai đoạn 2011-2020. Bảng 2 trình bày thống kê mô tả các biến sử dụng. Đầu tư hàng tồn kho có giá trị trung bình 0,019 với độ lệch chuẩn 9,5%. USTPU có giá trị trung bình 4,858 và độ lệch chuẩn 1,042. Giá trị trung bình của biến dòng tiền là 0,105, Q là 0,489, thanh khoản là 0,011, rủi ro là 0,059, lợi nhuận trong quá khứ 2 năm là 0,446, quy mô doanh nghiệp là 27,089, thay đổi trong doanh thu là 0,092, tăng trưởng GDP là 6,635%, biến bầu cử là 0,194.

**Bảng 2: Thống kê mô tả**

	<b>Số quan sát</b>	<b>Trung bình</b>	<b>Độ lệch chuẩn</b>	<b>p25</b>	<b>Trung vị</b>	<b>p75</b>
INV	2.070	0,019	0,095	-0,026	0,008	0,055
USTPU	2.070	4,858	1,042	3,801	4,995	5,438
CF	2.070	0,105	0,084	0,052	0,090	0,142
Q	2.070	0,489	0,202	0,330	0,509	0,647
ILLQ	2.070	0,011	0,024	0	0,002	0,010
VOL	2.070	0,059	0,024	0,042	0,055	0,072
RET2	2.070	0,446	1,155	-0,249	0,150	0,807
TA	2.070	27,089	1,519	25,973	27,064	28,171
$\Delta$ Sales	2.070	0,092	0,337	-0,065	0,064	0,224
Election	2.070	0,194	0,395	0	0	0
GDP growth (%)	2.070	6,635	0,631	6,413	6,690	6,987

*Chú thích: Bảng 2 trình bày thống kê mô tả các biến sử dụng trong mô hình. INV là đầu tư hàng tồn kho, USTPU là rủi ro chính sách thương mại của Mỹ, CF là dòng tiền, Q là chỉ số Tobin's Q, VOL là rủi ro, RET2 là lợi nhuận trong hai năm liền trước, TA là quy mô doanh nghiệp,  $\Delta$ Sales là sự thay đổi trong doanh thu, Election là biến bầu cử, và GDP growth là tăng trưởng GDP. Cách tính toán các biến được trình bày trong Bảng 1.*

## 4. Kết quả và thảo luận

### 4.1. Ảnh hưởng của rủi ro chính sách thương mại lên đầu tư hàng tồn kho

Kết quả hồi quy cơ sở được trình bày tại cột 1 của Bảng 3. Biến phụ thuộc là đầu tư hàng tồn kho ( $USTPU_t$ ), được tính bằng sự thay đổi trong hàng tồn kho chia cho tổng tài sản. Hệ số góc của biến  $USTPU_t$  có giá trị 0,014 và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%.<sup>3</sup> Kết quả này thể hiện rủi ro chính sách thương mại của Mỹ có ảnh hưởng đến đầu tư hàng tồn kho của doanh nghiệp niêm yết Việt Nam. Để diễn đạt ý nghĩa kinh tế, chúng tôi theo Gulen & Ion (2016) chia các biến trong cột (1) cho độ lệch chuẩn của chính các biến, hệ số hồi quy của  $USTPU_t$  là 0,156. Điều này có nghĩa là khi  $USTPU_t$  tăng 100%, doanh nghiệp niêm yết Việt Nam có xu hướng tăng đầu tư hàng tồn kho thêm 78%, được tính bằng hệ số góc (0,156) nhân với độ lệch chuẩn của đầu tư hàng tồn kho (0,095) và chia cho trung bình đầu tư hàng tồn kho (0,019).<sup>4</sup>

**Bảng 3: Kết quả hồi quy**

	Hồi quy cơ sở	Kiểm định tính bền vững			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$USTPU_t$	0,014*** (0,004)				
TradePolicy EMV <sub>t</sub>		0,009*** (0,003)			
JapanTPU <sub>t</sub>			0,015** (0,007)		
ChinaTPU <sub>t</sub>				0,010** (0,004)	
KoreaTPU <sub>t</sub>					0,015*** (0,006)
CF <sub>i,t-1</sub>	0,123** (0,049)	0,120** (0,049)	0,116** (0,050)	0,122** (0,049)	0,121** (0,049)
Q <sub>i,t-1</sub>	-0,082*** (0,028)	-0,083*** (0,028)	-0,085*** (0,029)	-0,082*** (0,028)	-0,084*** (0,028)
ILLQ <sub>i,t-1</sub>	-0,159 (0,143)	-0,148 (0,143)	-0,175 (0,142)	-0,173 (0,144)	-0,171 (0,142)
VOL <sub>i,t-1</sub>	-0,052 (0,117)	-0,054 (0,117)	-0,038 (0,117)	-0,050 (0,117)	-0,052 (0,117)
RET2 <sub>i,t-1</sub>	0,007*** (0,002)	0,007*** (0,002)	0,007*** (0,002)	0,007*** (0,002)	0,007*** (0,002)
TA <sub>i,t-1</sub>	-0,028*** (0,008)	-0,028*** (0,008)	-0,028*** (0,008)	-0,028*** (0,008)	-0,028*** (0,008)
ΔSales <sub>i,t-1</sub>	0,077*** (0,013)	0,077*** (0,013)	0,078*** (0,013)	0,078*** (0,013)	0,078*** (0,013)
Election <sub>t-1</sub>	0,001 (0,005)	0,002 (0,005)	-0,002 (0,005)	-0,006 (0,005)	-0,002 (0,005)
GDP growth <sub>t-1</sub>	-0,016** (0,006)	-0,013** (0,006)	-0,010* (0,006)	-0,010* (0,006)	-0,014** (0,006)
Time trend	0,000 (0,002)	0,001 (0,002)	0,002 (0,002)	0,001 (0,002)	0,003* (0,002)
Hàng số	0,839*** (0,203)	0,869*** (0,205)	0,769*** (0,203)	0,814*** (0,202)	0,807*** (0,202)
Số quan sát	2.070	2.070	2.070	2.070	2.070
Thông kê F	11,11	11,09	11,07	10,74	10,58
R <sup>2</sup> hiệu chỉnh	0,13	0,13	0,13	0,13	0,13

Chú thích: Các số trong dấu ngoặc đơn là sai số chuẩn. \*, \*\*, và \*\*\* thể hiện mức ý nghĩa tương ứng 10%, 5%, và 1%.

Bài viết có tính toán đến tính bền vững khi sử dụng rủi ro chính sách thương mại của Nhật, Trung Quốc, Hàn Quốc và chỉ số Trade Policy EMV để thay thế TPU của Mỹ trong Bảng 3. Kết quả cho thấy tác động của các biến thay thế rủi ro chính sách thương mại có tác động cùng chiều lên đầu tư hàng tồn kho. Đầu tiên, chúng tôi sử dụng chỉ số biến động thị trường cổ phiếu (Equity Market Volatility, EMV) do chính sách thương mại thay cho  $USTPU_t$ , vì chỉ số EMV do chính sách thương mại (*TradePolicy EMV*) đo lường tỷ trọng các bài báo nói về sự biến động của giá cổ phiếu liên quan đến các vấn đề thương mại như chính sách thuế, tiền tệ, cải cách thị trường, và lợi ích quốc gia (Baker & cộng sự, 2019). Hệ số góc của biến *TradePolicy EMV<sub>t-1</sub>* ở Bảng 3 có giá trị 0,009 và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Tiếp theo, chúng tôi sử dụng chỉ

---

số rủi ro chính sách của 3 nước mà Việt Nam có tỷ trọng thương mại lớn (bao gồm Nhật Bản, Trung Quốc, Hàn Quốc) làm biến đại diện cho USTPU. Kết quả hồi quy tại cột 3, 4, và 5 của Bảng 3 cho thấy các hệ số góc đều có độ tin cậy ở mức 5% hoặc 1% và có giá trị lần lượt là 0,015, 0,010, 0,015 cho Nhật Bản, Trung Quốc và Hàn Quốc.

Kết quả của bài nghiên cứu cho thấy rủi ro chính sách thương mại làm gia tăng tỷ lệ đầu tư hàng tồn kho trên tổng tài sản. Kết quả này khớp với các nghiên cứu của Caglayan & cộng sự (2012), Zhao & Chen (2022) nhấn mạnh tầm quan trọng của hàng tồn kho với vai trò là nệm đỡ cho các cú sốc đến từ chính sách thương mại làm đứt gãy chuỗi cung ứng. Ngoài ra, hàng tồn kho được xem là công cụ đầu tư linh động và dễ thực hiện hơn đầu tư tài sản cố định, để các doanh nghiệp chuẩn bị cho các biến động từ thị trường nước ngoài. Như vậy, bằng cách sử dụng biến rủi ro chính sách của Mỹ và các biến đại diện, chúng tôi nhận thấy có đủ độ tin cậy để khẳng định giả thuyết 1: rủi ro chính sách thương mại của Mỹ có tương quan đồng biến đến đầu tư hàng tồn kho của các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam.

Trong các biến kiểm soát, biến dòng tiền ( $CF_{i,t-1}$ ), biến thay đổi trong doanh thu ( $\Delta Sales_{i,t-1}$ ), và biến lợi nhuận tích lũy của cổ phiếu trong 2 năm gần nhất ( $RET2_{i,t-1}$ ) có hệ số góc dương và ý nghĩa thống kê tại mức 5% hay 1% (cột 1 đến 5 tại Bảng 3). Kết quả này cho thấy việc dòng tiền, doanh thu và lợi nhuận tích lũy của cổ phiếu tăng lên thúc đẩy doanh nghiệp đầu tư thêm hàng tồn kho. Ngược lại, các biến Tobin's Q ( $Q_{i,t-1}$ ) và quy mô doanh nghiệp ( $TA_{i,t-1}$ ) có hệ số góc âm và có ý nghĩa thống kê tại mức 1% (cột 1 đến 5 tại Bảng 3). Kết quả này hàm ý công ty có thị giá trên chi phí thay thế vốn càng lớn (Tobin's Q cao) và có quy mô càng lớn thì tỷ lệ đầu tư vào hàng tồn kho trên tổng tài sản càng thấp.

#### 4.2. Kênh truyền dẫn ảnh hưởng của rủi ro chính sách thương mại lên đầu tư hàng tồn kho

Kênh truyền dẫn đầu tiên là sự phụ thuộc vào tài trợ bên ngoài. Căn cứ vào trung vị của (1) tỷ số giữa vốn vay ngân hàng trên tổng nợ, (2) tỷ số giữa chi phí vốn vay và giá trị trung bình của vốn vay ngắn hạn và dài hạn (Pittman & Fortin, 2004), chúng tôi chia doanh nghiệp thành hai nhóm để kiểm định giả thuyết thứ hai xem xét các doanh nghiệp ít phụ thuộc vào vốn vay hoặc có chi phí vay vốn thấp hơn liệu có đầu tư nhiều hơn vào hàng tồn kho khi TPU tăng lên. Kết quả hồi quy ở Bảng 4 cho thấy nhóm doanh nghiệp ít phụ thuộc vào vốn vay hoặc có chi phí vay vốn thấp hơn có hệ số góc của biến USTPU là dương và có ý nghĩa thống kê tại mức 1% và 5% (cột 1 và 3, Bảng 4). Trong khi nhóm doanh nghiệp phụ thuộc nhiều vào vốn vay hoặc có chi phí vay vốn cao hơn thì hệ số góc của biến USTPU không có ý nghĩa thống kê. Kết quả này cho thấy doanh nghiệp có mức độ phụ thuộc tài chính bên ngoài thấp hơn vẫn tiếp tục đầu tư hàng tồn kho khi rủi ro chính sách thương mại của Mỹ tăng lên. Kết luận này phù hợp với nghiên cứu của Xu (2020) cho rằng doanh nghiệp có mức độ phụ thuộc tài chính bên ngoài cao sẽ có xu thế đầu tư cẩn trọng để tránh chi phí lãi suất cao khi rủi ro chính sách gia tăng. Tóm lại, bài báo cho thấy sự phụ thuộc về tài chính bên ngoài đóng vai trò là kênh truyền dẫn cho sự tác động của rủi ro chính sách thương mại Mỹ đến hoạt động đầu tư hàng tồn kho tại Việt Nam.

Kênh truyền dẫn thứ hai chúng tôi muốn kiểm chứng là mức độ cạnh tranh thị trường có đóng vai trò xúc tác cho ảnh hưởng của rủi ro chính sách thương mại Mỹ đến hoạt động đầu tư hàng tồn kho của doanh nghiệp Việt Nam hay không (giả thuyết thứ ba). Chúng tôi sử dụng Herfindahl-Hirschman Index (HHI), là chỉ số đo lường mức độ tập trung của thị trường (market concentration) được tính bằng tổng bình phương thị phần tất cả các công ty trong ngành. Bên cạnh đó, chúng tôi còn sử dụng chỉ số HHI của 4 công ty lớn nhất trong ngành (HHI4) để đo lường mức độ tập trung của thị trường. HHI và HHI4 có giá trị lớn nhất là 10.000 khi trong ngành chỉ có một doanh nghiệp, thể hiện thị trường độc quyền. HHI và HHI4 càng thấp thể hiện có nhiều doanh nghiệp trong ngành và không doanh nghiệp nào có thị phần đủ lớn để chi phối. Chúng tôi chia thành 2 nhóm dựa vào giá trị trung vị của HHI và HHI4. Cột 5 đến cột 8 tại Bảng 4 trình bày mối tương quan giữa đầu tư hàng tồn kho và rủi ro chính sách thương mại Mỹ theo hai nhóm doanh nghiệp trên. Cột 6 và 8 có hệ số góc của biến USTPU dương và có ý nghĩa thống kê 1%, thể hiện doanh nghiệp gia tăng hàng tồn kho khi TPU gia tăng trong thị trường ít cạnh tranh. Ngược lại, cột 5 và 7 có hệ số góc của biến USTPU không có ý nghĩa thống kê, hàm ý không đủ bằng chứng để kết luận về mối tương quan giữa USTPU và đầu tư hàng tồn kho. Việc nhóm doanh nghiệp tại những ngành có mức độ tập trung cao (mức độ cạnh tranh thấp) có xu hướng đầu tư hàng tồn kho tăng lên, một mặt khẳng định rủi ro chính sách thương mại có ảnh hưởng đến đầu tư hàng tồn kho, mặt khác cũng khẳng định giả thuyết thứ ba về vai trò của thị trường tập trung, làm gia



**Bảng 4: Phụ thuộc tài chính bên ngoài và mức độ cạnh tranh**

	Phụ thuộc tài chính bên ngoài				Mức độ cạnh tranh			
	Tỷ lệ vay ngân hàng		Chi phí sử dụng vốn vay		HHI		HHI4	
	Thấp (1)	Cao (2)	Thấp (3)	Cao (4)	Thấp (5)	Cao (6)	Thấp (7)	Cao (8)
USTPU	0.019*** (0.006)	0.008 (0.006)	0.016** (0.007)	0.004 (0.008)	0.007 (0.005)	0.023*** (0.007)	0.009 (0.006)	0.023*** (0.007)
Biến kiểm soát	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có
Số quan sát	1.069	1.001	850	850	1.041	1.029	1.059	1.011
Thông kê F	4,05	7,03	6,41	3,24	4,37	7,80	4,01	7,43
R <sup>2</sup> hiệu chỉnh	0,11	0,14	0,15	0,10	0,12	0,13	0,12	0,13

*Chú thích: Các số trong dấu ngoặc đơn là sai số chuẩn. \*, \*\*, và \*\*\* thể hiện mức ý nghĩa tương ứng 10%, 5%, và 1%.*

**Bảng 5: Khó khăn tài chính**

	EBITDA/Tổng tài sản		KZ		Tài sản lưu động / nợ ngắn hạn		z-score	
	Thấp (1)	Cao (2)	Thấp (3)	Cao (4)	Thấp (5)	Cao (6)	Thấp (7)	Cao (8)
	USTPU	0.006 (0.007)	0.020** (0.008)	0.015** (0.007)	0.009 (0.006)	0.011 (0.007)	0.019*** (0.006)	0.009 (0.006)
Biến kiểm soát	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có
Số quan sát	911	910	939	939	1.035	1.035	1.020	1.019
Thông kê F	5,01	4,22	3,35	6,56	6,73	4,64	5,41	5,76
R <sup>2</sup> hiệu chỉnh	0,16	0,12	0,07	0,23	0,13	0,11	0,18	0,11

*Chú thích: Các số trong dấu ngoặc đơn là sai số chuẩn. \*, \*\*, và \*\*\* thể hiện mức ý nghĩa tương ứng 10%, 5%, và 1%.*

tăng tác động của rủi ro chính sách lên hoạt động đầu tư hàng tồn kho cho các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam.

Kênh truyền dẫn thứ ba là khó khăn tài chính (financial constraints). Bài báo sử dụng bốn tiêu chí để đo lường khó khăn tài chính, bao gồm tỷ số EBITDA/Tổng tài sản, chỉ số KZ (Kaplan & Zingales, 1997), tài sản lưu động/nợ ngắn hạn, và Z-score (Altman, 1968). Tỷ số EBITDA/tổng tài sản, tài sản lưu động/nợ ngắn hạn, và Z-score càng cao thể hiện doanh nghiệp càng ít khó khăn về tài chính. Ngược lại, KZ-Index càng cao thể hiện doanh nghiệp có thể gặp khó khăn tài chính càng nhiều. Chúng tôi chia doanh nghiệp thành hai nhóm dựa vào trung vị của bốn tiêu chí trên. Bảng 5 trình bày mối tương quan giữa USTPU và hàng tồn kho dựa trên mức độ khó khăn về tài chính. Cột 2, 3, 6 và 8 thể hiện hệ số góc của biến USTPU là dương và có ý nghĩa thống kê tại mức 5% hay 1%, cho thấy doanh nghiệp ít khó khăn về tài chính tiếp tục đầu tư hàng tồn kho khi rủi ro chính sách thương mại của Mỹ tăng lên. Cột 1, 4, 5 và 7 thể hiện hệ số góc của biến USTPU không có ý nghĩa thống kê, hàm ý mức độ khó khăn về tài chính là một kênh truyền dẫn tác động của rủi ro chính sách thương mại của Mỹ lên đầu tư hàng tồn kho tại Việt Nam.

Kết quả nghiên cứu cho thấy các doanh nghiệp niêm yết có xu hướng gia tăng hàng tồn kho khi rủi ro chính sách thương mại gia tăng. Tác giả cho rằng xu thế gia tăng hàng tồn kho xuất phát từ đặc thù

---

Việt Nam là một quốc gia gia công, trong đó hàng xuất khẩu phần lớn dựa vào các nguyên phụ liệu nhập khẩu. Do vậy, doanh nghiệp Việt Nam gia tăng hàng tồn kho nhằm duy trì hoạt động sản xuất được liên tục, hạn chế các tổn thất có thể có đến từ sự đứt gãy chuỗi cung ứng. Ngoài ra, việc gia tăng hàng tồn kho có thể giúp doanh nghiệp Việt Nam hạn chế rủi ro về sự tăng giá nguyên phụ liệu. Sau cùng, thời gian giao nhận hàng hóa có thể kéo dài hơn khi rủi ro chính sách thương mại gia tăng do phát sinh các rào cản kỹ thuật như kiểm dịch, kiểm tra thông quan, vận tải có thể tốn nhiều thời gian và chi phí hơn. Do vậy, chủ động nguồn nguyên phụ liệu là giải pháp đầu tiên các doanh nghiệp Việt Nam hướng đến nhằm hạn chế các rủi ro có thể xảy ra khi rủi ro chính sách thương mại tăng lên.

## 5. Kết luận

Rủi ro chính sách thương mại Mỹ có tương quan thuận chiều với đầu tư hàng tồn kho tại Việt Nam và tác động này diễn ra trên ba kênh, bao gồm sự phụ thuộc tài chính bên ngoài, mức độ cạnh tranh, và khó khăn về tài chính. Dựa trên kết quả nghiên cứu, tác giả bài báo hàm ý Chính phủ trong ngắn hạn có thể hỗ trợ doanh nghiệp đang phụ thuộc tài chính bên ngoài và khó khăn về tài chính. Cụ thể, Chính phủ chỉ đạo Ngân hàng nhà nước và các ngân hàng thương mại chủ động xây dựng gói tín dụng dành riêng cho đầu tư nguyên phụ liệu với lãi suất ưu đãi và điều kiện tiếp cận dễ dàng nhằm khai thác tốt hơn cơ hội từ rủi ro chính sách thương mại.

Bài viết còn một số hạn chế như kết quả nghiên cứu mới dừng lại ở mức toàn bộ các ngành sản xuất, chưa đi vào nghiên cứu tác động của TPU lên từng ngành sản xuất. Hạn chế này có thể mở ra các hướng nghiên cứu trong tương lai. Ngoài ra, xem xét các loại rủi ro chính sách khác đến đầu tư nói chung và đầu tư hàng tồn kho nói riêng cũng có thể là một hướng nghiên cứu trong tương lai.

## Chú thích:

1. Bài viết tập trung vào doanh nghiệp sản xuất vì ba nguyên nhân: (1) đa số hàng xuất khẩu sang Mỹ xuất phát từ doanh nghiệp sản xuất; (2) các doanh nghiệp phi sản xuất (tài chính, chứng khoán, bảo hiểm, du lịch) có các loại hình tồn kho khác biệt so với doanh nghiệp sản xuất; (3) các nghiên cứu trước đây về đầu tư hàng tồn kho cũng chủ yếu tập trung vào doanh nghiệp sản xuất.

2. Để tránh vấn đề nội sinh, các biến kiểm soát đều lấy lùi 1 kỳ. Kết quả không thay đổi nếu chúng tôi lấy các biến kiểm soát cùng kỳ.

3. Bài viết sử dụng số liệu đến hết năm 2020 để tránh tác động của đại dịch Covid-19 và giãn cách xã hội tại Việt Nam. Khi bài viết mở rộng dữ liệu đến năm 2023, hệ số góc của biến  $USTPU_t$  là 0,016.

4. Kết quả tương tự nếu chúng tôi không dùng logarit của  $USTPU$  hay dùng giá trị trung vị thay vì giá trị trung bình của 12 tháng của năm tài chính. Kết quả của các kiểm định như sau: (1) hệ số tương quan giữa các biến nhỏ hơn 0.8 và giá trị trung bình VIF là 1.68 và VIF thành phần đều nhỏ hơn 4; (2) Wooldridge test dùng cho kiểm tra tự tương quan đối với dữ liệu bảng cho ra  $F=1.003$  và  $p=0.3175$ ; (3) delta của Oster (2019) cho mô hình trong cột 1, Bảng 3 với  $R_{max}=1,3 \cdot R^2$  là -2.14483. Như vậy, kết quả của các kiểm định về đa cộng tuyến, tự tương quan và vấn đề thiếu biến (omitted variables) nằm trong phạm vi cho phép. Ngoài ra, chúng tôi còn kiểm tra phương sai thay đổi khi chưa có cụm theo doanh nghiệp thì  $\chi^2=71.74$  và  $p=0$  và như vậy, việc dùng cụm theo doanh nghiệp giúp giảm vấn đề phương sai thay đổi là cần thiết.

## Tài liệu tham khảo

Alessandria, G. A., Khan, S. Y., & Khederlarian, A. (2022), *Taking stock of trade policy uncertainty: Evidence from China's pre-WTO accession* (NBER Working Paper).

Altman, E. I. (1968), 'Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy', *The Journal of Finance*, 23(4), 589–609.

Amihud, Y. (2002), 'Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects', *Journal of Financial Markets*,

---

5(1), 31–56.

- Amihud, Y., & Levi, S. (2023), 'The effect of stock liquidity on the firm's investment and production', *Review of Financial Studies*, 36(3), 1094–1147.
- Baker, S. R., Bloom, N., Davis, S. J., & Kost, K. (2019), *Policy news and stock market volatility* (NBER Working Paper).
- Caglayan, M., Maioli, S., & Mateut, S. (2012), 'Inventories, sales uncertainty, and financial strength', *Journal of Banking and Finance*, 36(9), 2512–2521.
- Caldara, D., Iacoviello, M., Molligo, P., Prestipino, A., & Raffo, A. (2020), 'The economic effects of trade policy uncertainty', *Journal of Monetary Economics*, 109, 38–59.
- Carpenter, R. E., Fazzari, S. M., & Petersen, B. C. (1998), 'Financing constraints and inventory investment: A comparative study with high-frequency panel data', *Review of Economics and Statistics*, 80(4), 513–519.
- Crowley, M., Meng, N., & Song, H. (2018), 'Tariff scares: Trade policy uncertainty and foreign market entry by Chinese firms', *Journal of International Economics*, 114, 96–115.
- Gulen, H., & Ion, M. (2016), 'Policy uncertainty and corporate investment', *Review of Financial Studies*, 29(3), 523–564.
- Handley, K., & Limao, N. (2022), 'Trade policy uncertainty', *Annual Review of Economics*, 14, 363–395.
- Handley, K., Limão, N., Ludema, R. D., & Yu, Z. (2020), *Firm input choice under trade policy uncertainty* (NBER Working Paper).
- Hsu, P. H., Tian, X., & Xu, Y. (2014), 'Financial development and innovation: Cross-country evidence', *Journal of Financial Economics*, 112(1), 116–135.
- Jones, C. S., & Tuzel, S. (2013), 'Inventory investment and the cost of capital', *Journal of Financial Economics*, 107(3), 557–579.
- Kaplan, S. N., & Zingales, L. (1997), 'Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints?', *Quarterly Journal of Economics*, 112(1), 169–213.
- Kim, K. (2020), 'Inventory, fixed capital, and the cross-section of corporate investment', *Journal of Corporate Finance*, 60(October 2019), 101528.
- Li, M., Lin, Q., Lan, F., Zhan, Z., & He, Z. (2023), 'Trade policy uncertainty and financial investment: Evidence from Chinese energy firms', *Energy Economics*, 117, 106424.
- Lu, C., Routledge, J., Chan, K. C., & Li, T. (2023), 'Policy uncertainty and inventory behavior: Evidence from the US manufacturing sector', *Economics and Politics*, 35(3), 919–948.
- Oster, E. (2019), 'Unobservable selection and coefficient stability: Theory and evidence', *Journal of Business & Economic Statistics*, 37, 187–204.
- Phan, H. V., Nguyen, N. H., Nguyen, H. T., & Hegde, S. (2019), 'Policy uncertainty and firm cash holdings', *Journal of Business Research*, 95, 71–82.
- Pittman, J. A., & Fortin, S. (2004), 'Auditor choice and the cost of debt capital for newly public firms', *Journal of Accounting and Economics*, 37(1), 113–136.
- Wang, H., Shen, H., Tang, X., Wu, Z., & Ma, S. (2021), 'Trade policy uncertainty and firm risk taking', *Economic Analysis and Policy*, 70, 351–364.
- Wang, Y., Chen, C. R., & Huang, Y. S. (2014), 'Economic policy uncertainty and corporate investment: Evidence from China', *Pacific-Basin Finance Journal*, 26, 227–243.
- Wu, Q., & Lai, G. (2022), 'The effects of stock-based incentives on inventory management', *Management Science*, 68(7), 5068–5086.
- Xu, Z. (2020), 'Economic policy uncertainty, cost of capital, and corporate innovation', *Journal of Banking and Finance*, 111, 105698.
- Zhao, X., & Chen, X. (2022), 'Inventory management with trade policy uncertainty', *China and World Economy*, 30(5), 128–153.

---

# GÁNH NẶNG THUẾ, THAM NHŨNG VÀ DÒNG VỐN ĐẦU TƯ TRỰC TIẾP NƯỚC NGOÀI: BẰNG CHỨNG THỰC NGHIỆM TẠI CÁC QUỐC GIA ASEAN

Hồ Thị Lam

Trường Đại học Tài chính – Marketing

E-mail: holam@ufm.edu.vn

Nguyễn Đặng Thùy Linh

Cục Thuế Tỉnh Long An

E-mail: nguyendangthuylinh97@gmail.com

Mã bài báo: JED-1549

Ngày nhận: 28/12/2023

Ngày nhận bản sửa: 10/04/2024

Ngày duyệt đăng: 09/05/2024

Mã DOI: 10.33301/JED.V1.1549

## Tóm tắt:

Nghiên cứu này nhằm đánh giá tác động của gánh nặng thuế và tham nhũng đến việc thu hút dòng vốn FDI của 6 quốc gia thuộc ASEAN giai đoạn 2002-2022 bằng ước lượng PMG và kiểm định nhân quả Granger. Kết quả cho thấy gánh nặng thuế làm giảm dòng vốn vào FDI ở các quốc gia ASEAN. Một phát hiện thú vị của chúng tôi là kiểm soát tham nhũng tác động phi tuyến hình chữ “U” đến dòng vốn FDI, có nghĩa, trong ngắn hạn kiểm soát tham nhũng làm giảm dòng vốn vào FDI dưới tác động kiểm soát các hoạt động bôi trơn theo giả thuyết “bôi trơn bánh xe” (Méon & Weill, 2010; Kato & Sato, 2015), song lại là nhân tố cải thiện việc thu hút FDI trong dài hạn do nâng cao tính minh bạch và hiệu quả trong sử dụng vốn. Ngoài ra, chúng tôi thấy được tác động nhân quả một chiều từ gánh nặng thuế đến thu hút FDI và tác động nhân quả hai chiều giữa chỉ số nhận thức tham nhũng với dòng vốn FDI trong dài hạn.

**Từ khóa:** ASEAN, tham nhũng, dòng vốn FDI, PMG, gánh nặng thuế.

**Mã JEL:** C33, D73, F23.

## The tax burden, corruption, and foreign direct investment inflows: Empirical evidence in ASEAN countries

### Abstract:

This study aims to assess the impact of tax burden and corruption on attracting foreign direct investment (FDI) inflows of six ASEAN countries during the period from 2002 to 2022 by employing Pooled Mean Group (PMG) estimation and Granger causality test. The results reveal that the tax burden reduces FDI inflows in ASEAN countries. An interesting finding is that corruption control has a “U”-shaped nonlinear impact on attracting FDI inflows. This means, in the short term, corruption control reduces FDI inflows under the control lubricating activities following the “greasing the wheels” hypothesis (Méon & Weill, 2010; Kato & Sato, 2015), but in the long term, it is a factor that improves FDI attraction due to improved transparency and efficiency in capital use. In addition, our findings show a one-way causal relationship between tax burden and FDI, and a two-way causal relationship between the corruption perception index and FDI inflows.

**Keywords:** ASEAN, corruption, FDI inflows, PMG, tax burden.

**JEL codes:** C33, D73, F23.

---

## 1. Giới thiệu

Trong thập kỷ gần đây, nền kinh tế toàn cầu đã chứng kiến sự gia tăng đáng kể trong dòng vốn đầu tư trực tiếp từ nước ngoài (FDI), đặc biệt là trong Khu vực Hiệp hội các quốc gia Đông Nam Á (ASEAN) – một trong những khu vực phát triển nhanh nhất trên toàn cầu. Dòng vốn FDI được coi là nguồn lực ngoại nhập bổ sung vốn, công nghệ, khả năng quản lý, kinh doanh và tham gia vào chuỗi cung ứng toàn cầu, góp phần thúc đẩy tăng trưởng và hội nhập kinh tế quốc tế (Borensztein & cộng sự, 1998). Nó đã trở thành một thành phần quan trọng trong phát triển nền kinh tế và thúc đẩy sự tích hợp kinh tế toàn cầu (De Mello, 1999; Morisset & Neso, 2002). Chính vì thế, các nước đang phát triển luôn tạo điều kiện để thu hút dòng vốn FDI. Trong giai đoạn 2020-2022, tổng dòng vốn FDI vào ASEAN-6 (bao gồm Indonesia, Malaysia, Philippines, Singapore, Thái Lan và Việt Nam) tăng 45% lên trung bình khoảng 185 tỷ USD, với FDI ròng tăng gấp đôi lên 105 tỷ USD.

Tuy nhiên, mức thuế cao và vấn đề tham nhũng đã trở thành những yếu tố cản trở tiềm năng phát triển của FDI trong khu vực ASEAN (Castro & Nunes, 2013; Đặng Văn Cường, 2018). Sự không chắc chắn và khả năng biến động của chính sách thuế cùng với những thách thức liên quan đến tham nhũng không chỉ tăng chi phí đầu tư mà còn tạo ra những rủi ro và không chắc chắn trong quy trình kinh doanh (Devereux & Freeman, 1995). Điều này đặt ra câu hỏi về cách các quốc gia ASEAN có thể tối ưu hóa hệ thống thuế và giảm tham nhũng để tăng cường sức hấp dẫn và duy trì sự ổn định trong việc thu hút và giữ chân dòng vốn FDI. Tuy nhiên, một số nghiên cứu cũng chỉ ra rằng, không phải lúc nào gánh nặng thuế và tham nhũng cũng cản trở thu hút đầu tư vào nền kinh tế, ngược lại, tham nhũng được ví như “chất bôi trơn” để kích thích đầu tư và tăng trưởng (Méon & Weill, 2010; Kato & Sato, 2015; Hasan & cộng sự, 2017; Ho & Nguyen, 2023) và thuế được xem như một thước đo minh bạch của nền kinh tế cũng như cho thấy mức độ tiêu dùng và thu nhập của nước sở tại giúp thu hút các nhà đầu tư quốc tế (Nguyễn Văn Thuận & cộng sự, 2021).

Bài nghiên cứu này được thực hiện nhằm mục tiêu đánh giá tác động của gánh nặng thuế và tham nhũng đến dòng vốn FDI ở các quốc gia ASEAN. Trong khi các nghiên cứu trước chỉ xem xét tác động tuyến tính, nghiên cứu của chúng tôi phân biệt tác động của gánh nặng thuế và tham nhũng đến thu hút vốn FDI trong ngắn hạn và dài hạn từ đó cung cấp cái nhìn toàn diện về tác động của các yếu tố nhằm đưa ra các hàm ý chính sách hữu ích cho các quốc gia nghiên cứu. Nghiên cứu sử dụng phương pháp phân phối trễ tự hồi quy (ARDL) trên dữ liệu bảng với kỹ thuật hồi quy nhóm trung bình gộp (PMG) cung cấp hệ số ước lượng trong cả ngắn hạn và dài hạn. Để phục vụ mục đích so sánh, phương pháp ước lượng FMOLS cũng được sử dụng trong nghiên cứu này. Bên cạnh đó, chúng tôi sử dụng phương pháp của Dumitrescu & Hurlin (2012) để kiểm tra quan hệ nhân quả Granger nhằm xem xét chiều hướng tác động giữa các biến nghiên cứu.

## 2. Tổng quan nghiên cứu

### 2.1. Cơ sở lý thuyết

#### *Gánh nặng thuế và FDI*

Một trong những lý thuyết quan trọng về hành vi của dòng vốn FDI là Lý thuyết chiết trung của Dunning (1977). Theo lý thuyết này, một doanh nghiệp sẽ thực hiện hoạt động đầu tư ở nước ngoài khi hội đủ cả ba lợi thế: i) lợi thế về sở hữu (Ownership -O), ii) lợi thế về vị trí (Location -L), iii) lợi thế về nội bộ hóa (Internalization -I). Trong đó, lợi thế vị trí tạo ra từ vị trí địa lý, tài nguyên thiên nhiên dồi dào, quy mô thị trường lớn, chi phí các yếu tố của quá trình sản xuất thấp, môi trường kinh doanh thân thiện. Lợi thế vị trí giải thích tại sao một quốc gia lại thu hút đầu tư hơn các quốc gia khác. Khi lựa chọn vị trí để đầu tư, các doanh nghiệp nước ngoài không chỉ cân nhắc ở vị trí địa lý và tài nguyên thiên nhiên mà xem xét các yếu tố khác bao gồm văn hóa, luật pháp, chính trị, thể chế, môi trường và cơ cấu thị trường. Trong đó, chính sách của Chính phủ đóng vai trò quan trọng trong quyết định đầu tư của họ bởi vì thuế quan, hạn ngạch, trợ cấp, và các rào cản phi thuế quan, mức độ tham nhũng ảnh hưởng đến lợi nhuận mà họ kiếm được.

Như vậy, một quốc gia có gánh nặng thuế cao có thể làm giảm động lực đầu tư của các doanh nghiệp nước ngoài vì làm giảm lợi nhuận thu được của họ. Tuy nhiên, ở chiều ngược lại, gánh nặng thuế cao cũng có thể phản ánh mức tiêu dùng hay thu nhập cao của người dân ở nước sở tại, điều này lại thu hút các doanh nghiệp nước ngoài đầu tư khai thác tiềm năng thị trường.

#### *Tham nhũng và FDI*



---

Theo lý thuyết chiết trung, những quốc gia có mức độ tham nhũng cao có khả năng làm giảm mức độ hấp dẫn đối với các doanh nghiệp nước ngoài. Tham nhũng được xem là một loại “thuế” đầu tư đối với các nhà đầu tư nước ngoài. Điều này sẽ làm giảm động lực đầu tư của họ tại các quốc gia đó bởi vì: Thứ nhất, các nhà đầu tư nhận thấy, tham nhũng càng cao đồng nghĩa một phần tiền thu được từ các khoản đầu tư của họ có thể bị các quan chức của nước sở tại thụ hưởng, nên mức độ rủi ro và sự không chắc chắn cho khoản đầu tư sẽ rất cao (Mauro, 1995). Ngoài ra, các khoản thanh toán phí cho tham nhũng thường được thực hiện trước khi các giấy phép cần thiết phục vụ cho đầu tư được phát hành. Điều này dẫn đến tổng chi phí đầu tư tăng cao và lợi nhuận của việc đầu tư giảm. Thứ hai, một quốc gia có mức độ tham nhũng cao thể hiện hệ thống pháp lý của quốc gia này còn yếu kém và chưa hoàn chỉnh, đặc biệt là các quốc gia đang phát triển (Phan Anh Tú, 2013). Đây là cơ hội để các hoạt động trao đổi hoặc mua bán “ngầm” sẽ diễn ra rất nhiều. Kết quả làm giảm động lực của cá nhân, tổ chức và các nhà đầu tư nước ngoài tham gia vào hoạt động sản xuất, dẫn đến giảm giá trị tăng thêm (value added) hoặc giá trị tăng thêm của hoạt động đầu tư không cao. Thứ ba, một nước có tham nhũng cao cũng có nghĩa là sự can thiệp của chính phủ vào hoạt động kinh tế thông qua các quy định, chính sách áp đặt lên hoạt động đầu tư sẽ tăng. Điều này hàm ý rằng sự tự do hóa hoạt động kinh tế cho các nhà đầu tư sẽ giảm. Khi tự do hóa giảm làm cho hoạt động đầu tư ít có nhiều cơ hội để lựa chọn phương án kinh doanh tối ưu nhất, nên động lực đầu tư sẽ giảm (Tanzi, 1998; Van Rijckeghem & Weder, 2001; Akçay, 2001).

Ngược lại, giả thuyết “bôi trơn” lại cho rằng một quốc gia có mức độ tham nhũng cao sẽ đóng vai trò như một chất bôi trơn các hoạt động kinh tế. Trong điều kiện tham nhũng, các hoạt động đầu tư diễn ra nhanh hơn, giảm thiểu các tình trạng trì trệ, trì hoãn do đó thu hút các nhà đầu tư nước ngoài với dòng vốn FDI. Hơn nữa, một quốc gia tham nhũng cũng phản ánh tình trạng chất lượng thể chế yếu kém và các quy định pháp lý lỏng lẻo của quốc gia sở tại, đến lượt nó, khuyến khích các nhà đầu tư nước ngoài đầu tư nhiều hơn với các dòng vốn bản, lạc hậu mà vốn dĩ không được chấp nhận ở các quốc gia có môi trường pháp lý chặt chẽ (Méon & Weill, 2010; Kato & Sato, 2015; Ho & Nguyen, 2023).

## **2.2. Các nghiên cứu thực nghiệm có liên quan**

### **2.2.1. Tác động của gánh nặng thuế đến dòng vốn FDI**

Các nghiên cứu hiện có tập trung vào gánh nặng thuế như những yếu tố quyết định dòng vốn FDI, cho rằng nó ảnh hưởng lớn đến quyết định đầu tư của các nước sở tại. Một số nghiên cứu thực nghiệm đã chỉ ra thể chế kém sẽ cản trở FDI vào các nước đang phát triển tiếp nhận (Demekas & cộng sự, 2007; Anwar & Iwasaki, 2022; Zhang & Kim, 2022; Jemiluy & Jeke, 2023). Nguyễn Văn Thuận & cộng sự (2021) chỉ ra rằng thuế thu nhập và thuế tiêu dùng có tác động tích cực đến FDI, tuy nhiên tổng số thu thuế tác động tiêu cực do các nước sử dụng nhiều chính sách ưu đãi để làm công cụ cạnh tranh với các nước khác. Bayar & cộng sự (2018) phân tích mối quan hệ giữa dòng vốn FDI, tăng trưởng kinh tế và tổng thu thuế ở 33 quốc gia OECD trong giai đoạn 1995-2014, cho thấy mối quan hệ gắn kết giữa dòng vốn FDI, tăng trưởng kinh tế và tổng thu thuế. Hơn nữa, có mối quan hệ nhân quả một chiều từ dòng vốn FDI đến tổng thu và mối quan hệ nhân quả hai giữa tăng trưởng kinh tế và dòng vốn FDI. Nguyễn Thị Kim Chi & Lê Trung Đạo (2021) cũng cho kết quả tồn tại một mối quan hệ đồng tích hợp trong dài hạn giữa thuế và FDI. Mặt khác, Đặng Văn Cường (2018) nghiên cứu tác động của gánh nặng thuế và tham nhũng đến FDI tại các nước ASEAN đã chỉ ra rằng gánh nặng thuế gần như không (hoặc tác động yếu) đến dòng vốn FDI, cho thấy gánh nặng thuế không phải là rào cản thu hút dòng vốn FDI. Ngược lại, tham nhũng có tác động cùng chiều đến dòng vốn FDI.

### **2.2.2. Tác động của tham nhũng đến dòng vốn FDI**

Trong những năm gần đây, tham nhũng là vấn đề phức tạp và đặc biệt quan trọng trong xã hội và kinh tế nền tảng trên khắp thế giới. Từ năm 1995, Tổ chức Minh bạch Quốc tế đã công bố một chỉ số nhận thức tham nhũng (Corruption perceptions index - CPI) hàng năm xếp hạng các quốc gia trên thế giới theo “mức độ tham nhũng mà được nhận thức tồn tại trong các giới công chức và chính trị gia”. Chỉ số này dựa trên 13 nguồn dữ liệu độc lập và sử dụng thang điểm từ 0 đến 100, trong đó 0 có mức độ tham nhũng cao và 100 là rất trong sạch.

Houston (2007) thấy rằng tham nhũng có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế ở các quốc gia có sự

bảo vệ về mặt pháp lý kém và ngược lại. Có bằng chứng ủng hộ giả thuyết “bôi trơn bánh xe” và cho rằng tham nhũng thúc đẩy tăng trưởng kinh tế (Méon & Weill, 2010; Kato & Sato, 2015). Lý thuyết này cho rằng tham nhũng giúp cải thiện hiệu quả kinh tế và làm giảm các hành vi tiêu cực bởi bộ máy chính trị. Vì vậy, tham nhũng giúp các công ty nước ngoài tránh được tình trạng “bệnh thể chế” tại các nước đang phát triển. Mặt khác, Swaleheen & Stansel (2007) cũng có kết luận rằng tham nhũng thúc đẩy và tăng cường tăng trưởng kinh tế ở các nước tự do kinh tế cao, trong khi nó cản trở tăng trưởng kinh tế ở các nước có tự do kinh tế thấp. Tham nhũng tạo ra sự thiếu hiệu quả trong thị trường và trong việc phân bổ nguồn lực, làm tăng chi phí sản xuất và quản lý (Robertson & Watson, 2004).

Các nghiên cứu phát triển mối quan hệ giữa tham nhũng và dòng vốn FDI đã trở nên nổi bật trong những năm gần đây. Hasan & cộng sự (2017) đã sử dụng bộ chỉ số nhận thức tham nhũng của Trung Quốc và Ấn Độ cho kết luận rằng tham nhũng có tác động tích cực thu hút dòng vốn FDI ở Trung Quốc và ngược lại ở Ấn Độ. Cung & Nhung (2020) đã sử dụng phương pháp thực nghiệm trên bộ dữ liệu chuỗi thời gian thứ cấp trong giai đoạn 1999-2018 để xác định tác động của chỉ số tự do kinh tế và chỉ số nhận thức tham nhũng đối với đầu tư trực tiếp nước ngoài vào Việt Nam bằng cách sử dụng phương pháp tuyến tính cho thấy mối quan hệ giữa chỉ số nhận thức tham nhũng và đầu tư trực tiếp nước ngoài là dấu hiệu tích cực ở mức 1%. Çanakcı (2021) thông qua mô hình ARDL, cho thấy mối quan hệ giữa chỉ số nhận thức tham nhũng và đầu tư trực tiếp nước ngoài là tích cực trong dài hạn với mức tăng 1% làm tăng FDI lên 7% mức đáng kể.

Một số nghiên cứu cũng tìm thấy tác động tiêu cực giữa mức độ tham nhũng và dòng vốn FDI, khi chất lượng thể chế kém sẽ cản trở việc thu hút dòng vốn FDI vào các nước tiếp nhận (Asiedu, 2006; Buchanan & cộng sự, 2012; Anwar & Iwasaki, 2022; Qureshi & cộng sự, 2021). Theo đó, tham nhũng làm giảm hiệu quả hoạt động, ảnh hưởng và bóp méo chính sách công, làm chậm quá trình truyền dẫn thông tin, tác động làm giảm nguồn vốn đầu tư nước ngoài mà quốc gia nhận được và gia tăng tình trạng nghèo nàn lạc hậu. Gutierrez (2015) nghiên cứu vai trò của tham nhũng trong việc thu hút FDI thông qua phân tích thực nghiệm bằng cách khai thác cơ sở dữ liệu trong đó có hai thước đo thay thế về môi trường kinh doanh: Chỉ số nhận thức tham nhũng (CPI) và Chỉ số tự do kinh tế (EFI). Kết quả cho thấy mức độ tham nhũng cao ở Argentina không ảnh hưởng tiêu cực đến FDI vào nước này vì FDI chủ yếu tập trung vào việc khai thác tài nguyên thiên nhiên.

### 3. Mô hình và phương pháp nghiên cứu

#### 3.1. Mô hình nghiên cứu

Để thực hiện mục tiêu nghiên cứu, chúng tôi dựa trên mô hình phân phối trễ tự hồi quy ARDL (Autoregressive Distributed Lag) trên dữ liệu bảng được đề xuất bởi Pesaran & cộng sự (1996) và phát triển bởi Pesaran & cộng sự (2001). Nhằm kiểm tra các mối quan hệ ngắn hạn và dài hạn của gánh nặng thuế và tham nhũng đến dòng vốn FDI, nghiên cứu sử dụng mô hình ARDL dạng bảng như sau:

$$FDI_{it} = f(TAX_{it}, CPI_{it}, X_{it}) \quad (1)$$

Trong đó:

$i = 1, 2, 3, \dots, n$  và  $t = 1, 2, 3, \dots, t$  ( $i$  và  $t$  lần lượt là số quốc gia và khoảng thời gian quan sát trong mô hình);

**FDI** là tỷ lệ dòng vốn vào FDI trên GDP của các quốc gia.

**TAX** là biến gánh nặng thuế, đo lường bởi tổng thu thuế trên GDP của các quốc gia.

**CPI** là biến tham nhũng, đo lường bởi chỉ số nhận thức tham nhũng (CPI) của các quốc gia, được chuẩn hóa theo thang từ 1-100 với 0 là rất tham nhũng và 100 là rất trong sạch.

**X** là vector các biến kiểm soát vĩ mô như: GDP bình quân đầu người (GDP\_PER), tỷ giá hối đoái thực (RER), độ mở thương mại (TO), cơ sở hạ tầng (INFR) và lực lượng lao động (LB) (dựa theo các nghiên cứu trước đây, như Uwubanmwun & Ajao, 2012; Lodhi & cộng sự, 2013; Castro & Nunes, 2013; Pradhan & cộng sự, 2018).

Lý do các biến kiểm soát này được sử dụng là vì có hai động cơ mà các doanh nghiệp đa quốc gia quyết định FDI của mình là tiếp cận thị trường và theo đuổi lợi nhuận (hoặc chi phí thấp), do đó tác giả xem xét các biến quy mô thị trường phản ánh qua GDP bình quân đầu người, lực lượng lao động, cơ sở hạ tầng và

độ mở nền kinh tế. Ngoài ra, sự bất ổn định trong nền kinh tế vĩ mô được xem là không khuyến khích đầu tư trực tiếp nước ngoài, do đó tác giả sử dụng biến tỷ giá hối đoái để đại diện cho sự ổn định kinh tế vĩ mô.

### 3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu được sử dụng trong bài nghiên cứu này thu thập từ các nguồn như Ngân hàng Thế giới (WB), Tổ chức Hợp tác và Phát triển Kinh tế (OECD) và Tổ chức Minh bạch Quốc tế (TI) tạo thành bảng dữ liệu cân bằng cho 6 quốc gia ASEAN: Indonesia, Malaysia, Philippines, Singapore, Thái Lan và Việt Nam trong giai đoạn từ năm 2002-2022. Do hạn chế về tài liệu và khả năng thu thập dữ liệu, thông tin dữ liệu từ các quốc gia như Đông Timor, Campuchia, Lào và Myanmar không thể được bao gồm trong nghiên cứu này.

**Bảng 1: Đo lường các biến và nguồn dữ liệu**

Ký hiệu	Tên biến	Đo lường	Đơn vị tính	Nguồn
FDI	Dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài	Tỷ lệ dòng vốn FDI vào/GDP	%	WB
TAX	Gánh nặng thuế	Tổng thu thuế/GDP	%	OECD
CPI	Tham nhũng	Chỉ số nhận thức tham nhũng		TI
GDP	Quy mô thị trường	GDP bình quân đầu người	USD/người	WB
RER	Tỷ giá	Tỷ giá hối đoái thực	LCU/USD	WB
TO	Độ mở nền kinh tế	(Xuất khẩu + Nhập khẩu)/GDP	%	WB
INFR	Cơ sở hạ tầng	Số thuê bao điện thoại trên 100 dân		WB
LB	Lực lượng lao động	% trên tổng dân số từ 15 tuổi trở lên	%	WB

Nguồn: Tổng hợp của nhóm nghiên cứu.

### 3.3. Phương pháp nghiên cứu

#### 3.3.1. Kiểm định sự phụ thuộc chéo

Pesaran (2004) cho rằng trong dữ liệu bảng, cần kiểm tra sự phụ thuộc chéo và độ dốc do các đơn vị bảng sẽ có đặc điểm riêng không đồng nhất và có thể làm cho hệ số hồi quy khác nhau theo từng đơn vị chéo. Trong bài nghiên cứu này, chúng tôi sử dụng phương pháp nhân tử Lagrange Multiplier (LM) với kiểm định Breusch-Pagan, Pesaran scaled, Bias-corrected scaled và CD test của Pesaran (2004) với giả thuyết  $H_0$  không có sự phụ thuộc chéo.

#### 3.3.2. Kiểm định tính dừng

Kiểm định tính dừng là bước quan trọng trong mô hình hồi quy đảm bảo mô hình không gặp vấn đề hồi quy giả. Các phương pháp kiểm định được đề xuất như: LLC của Levin, Lin & Chu (2002), IPS của Im, Pesaran & Shin (2003), PP của Phillips-Perron (Fisher-PP) và ADF của Dickey & Fuller (1979). Chúng tôi lựa chọn kiểm định CIPS được đề xuất bởi Pesaran (2007) cho phép thực hiện khi có sự tồn tại phụ thuộc chéo và không đồng nhất giữa các thực thể với nhau, do đó kết quả thu được từ phương pháp này phù hợp và đáng tin cậy hơn với giả thuyết  $H_0$  các biến không dừng ở bậc gốc nhưng dừng ở bậc 1.

#### 3.3.3. Kiểm định đồng liên kết

Nghiên cứu này áp dụng kiểm định đồng liên kết cho dữ liệu bảng được đề xuất bởi Westerlund (2007). Kết quả cho thấy các biến trong mô hình nghiên cứu có đồng liên kết. Bên cạnh đó, nghiên cứu còn tiến hành kiểm định dựa trên các phương pháp khác như: Kao (1999) và Pedroni (2004) cũng cho kết quả tương tự với giả thuyết  $H_0$  là không có quan hệ đồng liên kết trong một bảng có phương sai sai số thay đổi.

#### 3.3.4. Hồi quy mô hình nghiên cứu

Ước lượng ARDL trên dữ liệu bảng có 3 kỹ thuật ước tính là nhóm trung bình (MG), nhóm trung bình gộp (PMG), hiệu ứng cố định động hai chiều (DFE), trong đó kỹ thuật PMG được xem là có nhiều ưu điểm vượt trội (Pesaran & Smith, 1995; Pesaran & cộng sự, 1999). Chúng tôi sử dụng phương pháp hồi quy PMG. Công cụ ước tính này cho phép các hệ số chặn, hệ số ngắn hạn và phương sai sai số khác nhau giữa các quốc gia, nhưng hạn chế các hệ số dài hạn phải giống nhau (Pesaran & cộng sự, 1999). Để phục vụ mục đích so sánh và khẳng định kết quả ước lượng, chúng tôi đồng thời ước lượng mô hình hồi quy với phương pháp FMOLS và kiểm định nhân quả Granger trên dữ liệu bảng.

Chúng tôi triển khai mô hình được chỉ định bởi Pesaran & cộng sự (1999), giả định một là độ trễ tối ưu ARDL ( $p_1, p_2, p_3, \dots, p_n$ ) thành mô hình liên kết đồng tích hợp mối quan hệ ngắn hạn và dài hạn trong đó kỹ thuật PMG tổng quát được mô tả như sau:

$$\Delta Y_{it} = \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \delta_j X_{i,t-j} + \varphi^i [Y_{i,t-1} - \{\beta_0^i + \beta_1^i X_{i,t-1}\}] + \varepsilon_{it}$$

Với, Y là biến phụ thuộc FDI; X là vector các biến độc lập và biến kiểm soát bao gồm TAX, CPI, GDP, RER, TO, INFR, LB;  $\gamma_j$  và  $\delta_j$  là hệ số ước lượng ngắn hạn;  $\beta_0$  và  $\beta_1$  là hệ số ước lượng dài hạn;  $\varphi$  là tốc độ điều chỉnh về cân bằng dài hạn;  $\varepsilon = \lambda_1 + \lambda_t + v_{it}$  là sai số của mô hình. Độ trễ tối ưu của mô hình được lựa chọn dựa trên tiêu chí AIC.

#### 4. Kết quả thực nghiệm

##### 4.1. Thống kê mô tả

Số liệu thống kê của mô hình được thể hiện chi tiết ở Bảng 2, cho thấy dòng vốn FDI vào các nước ASEAN giai đoạn 2002-2022 đạt mức trung bình khoảng 5,86%/GDP có xu hướng chảy mạnh vào các nước Singapore, Malaysia và Việt Nam do lợi thế cạnh tranh về chi phí, tăng trưởng kinh tế ổn định và tài nguyên phong phú. Indonesia là quốc gia ít thu hút dòng vốn FDI trung bình khoảng 1,67%/GDP. Bên cạnh đó, nguồn thu thuế TAX có giá trị trung bình là 14,66%/GDP, trong đó Việt Nam là nước có tỷ lệ tổng thu thuế hàng năm lớn nhất.

Chỉ số nhận thức tham nhũng (CPI) ở các quốc gia nghiên cứu đạt trung bình khoảng 21,04 điểm, trong đó Singapore là nước kiểm soát tốt tham nhũng nhất khoảng 48,85 điểm nhờ áp dụng biện pháp “4 không với tham nhũng”: dám – thể – cần – được.

**Bảng 2: Thống kê mô tả các biến**

Biến	Trung bình	Trung vị	Lớn nhất	Nhỏ nhất	Độ lệch chuẩn
FDI	5,8653	3,1318	32,6911	-0,9886	7,5184
TAX	14,6632	13,6772	22,4634	9,47	2,9547
CPI	26,0492	31	87	1,9	24,8399
GDP	12252,62	3958,388	67359,79	1309,43	18129,02
RER	5009,476	42,0553	25494,03	1,1866	7599,146
TO	151,1505	130,1379	437,3267	32,9721	105,010
INFR	107,0036	123,823	181,767	2,3590	46,416
LB	67,3207	66,725	77,2	54,75	5,1774

Nguồn: Tính toán của nhóm nghiên cứu.

##### 4.2. Kết quả thực nghiệm

**Bảng 3: Kết quả kiểm định sự phụ thuộc chéo**

Biến	Breusch-Pagan LM	Pesaran scaled LM	Bias-corrected scaled LM	Pesaran CD
FDI	16,3675***	0,2497***	0,0997***	0,8545***
TAX	58,3375***	7,9123***	7,7623***	0,0956***
CPI	309,6620***	53,7977***	53,6477***	17,5968***
LGDP	303,7061***	52,7103***	52,5603***	17,4264***
RER	175,1122***	29,2324***	29,0824***	12,3844***
TO	108,9525***	17,1533***	17,0033***	4,9115***
LINFR	275,3557***	47,5342***	47,3842***	16,5875***
LB	113,5898***	17,9999***	17,8499***	0,8328***

Nguồn: Tính toán của nhóm nghiên cứu.

Trước khi tiến hành các kiểm định và ước lượng mô hình, ngoại trừ các biến có đơn vị % và điểm chỉ số, các biến còn lại được lấy logarit tự nhiên để đảm bảo tính ổn định của dữ liệu bao gồm logarit của quy mô thị trường (LGDP) và logarit của cơ sở hạ tầng (LINFR). Sau đó, chúng tôi lần lượt tiến hành kiểm định sự phụ thuộc chéo, kiểm định tính dừng, kiểm định đồng liên kết và ước lượng ARDL. Kết quả kiểm định sự

phụ thuộc chéo ở Bảng 3 cho thấy các biến trong mô hình nghiên cứu đều có sự phụ thuộc chéo với mức ý nghĩa 1%. Kết quả này làm cơ sở để chúng tôi tiến hành kiểm định tính dừng, kết quả được trình bày ở Bảng 4. Các biến FDI, TAX, CPI, LGDP, RER dừng ở biến gốc I(0) với mức ý nghĩa 1%. Riêng TO, LINFR, LB dừng ở sai phân bậc 1 I(1) với mức ý nghĩa 1%. Không có biến nào dừng ở sai phân bậc 2, thoả mãn điều kiện của ước lượng ARDL (Pesaran & cộng sự, 1999; Hamuda & cộng sự, 2013).

**Bảng 4: Kiểm định tính dừng**

Tên biến	Biến gốc	Sai phân bậc 1	Kết luận
FDI	-3,201***	-4,877***	I(0)
TAX	-2,109***	-4,842***	I(0)
CPI	-2,020***	-4,711***	I(0)
LGDP	-1,940***	-4,151***	I(0)
RER	-2,057***	-3,703***	I(0)
TO	-1,434	-3,837***	I(1)
LINFR	-1,024	-3,902***	I(1)
LB	-1,280	-3,397***	I(1)

Ghi chú: \*, \*\*, \*\*\* tương ứng với mức ý nghĩa 10%, 5%, 1%.

Nguồn: Tính toán của nhóm nghiên cứu.

Kết quả các kiểm định đồng liên kết được trình bày trong Bảng 5, thông qua các kiểm định Kao, Pedroni và Westerlund đều cho thấy mối quan hệ đồng liên kết mạnh mẽ của các biến.

**Bảng 5: Kiểm định đồng liên kết**

Kiểm định	t-statistic
<b>Kao</b>	
Modified Dickey–Fuller	-10,1594***
Dickey–Fuller	-6,7526***
Augmented Dickey–Fuller	-4,7937***
Unadjusted modified Dickey–Fuller	-10,2063***
Unadjusted Dickey–Fuller	-6,7568***
<b>Pedroni</b>	
Modified Phillips–Perron	2,7553***
Phillips–Perron	-8,8795***
Augmented Dickey–Fuller	-7,0881***
<b>Westerlund</b>	
Variance ratio	-1,5627*

Ghi chú: \*, \*\*, \*\*\* tương ứng với mức ý nghĩa 10%, 5%, 1%.

Nguồn: Tính toán của nhóm nghiên cứu.

Tiếp theo chúng tôi ước lượng mô hình nghiên cứu với phương pháp PMG để nhận diện tác động trong ngắn hạn và dài hạn của gánh nặng thuế và tham nhũng đến dòng vốn FDI ở các quốc gia ASEAN. Đồng thời chúng tôi tiến hành ước lượng mô hình với phương pháp FMOLS cho mục đích so sánh và khẳng định tính bền vững của ước lượng. Kết quả được trình bày ở Bảng 6.

Hệ số tự điều chỉnh về trạng thái cân bằng ECM = -0,4857 có ý nghĩa thống kê ở mức 5% (Bảng 6), cho thấy tốc độ hiệu chỉnh để trở về cân bằng trong dài hạn khá nhanh. Giá trị ECM âm và có ý nghĩa thống kê cho thấy biến dòng vốn FDI có khả năng tự điều chỉnh về trạng thái cân bằng trong dài hạn, điều này chứng minh khả năng phục hồi trong ngắn hạn từ sự biến động của các biến vĩ mô như thu nhập bình quân đầu người, tỷ giá, độ mở thương mại,...

Về tác động của các biến quan tâm, trong dài hạn, gánh nặng thuế có hệ số tác động âm ở cả 2 phương pháp ước lượng PMG và FMOLS, cụ thể là -0,6768 và -0,3915 với mức ý nghĩa 1%. Nói cách khác, gánh nặng thuế có tác động tiêu cực đến thu hút dòng vốn FDI trong dài hạn. Kết quả này tương đồng với phát



hiện trong nghiên cứu của Bayar & Ozturk (2018), Nguyễn Thị Kim Chi & Lê Trung Đạo (2021), Nguyễn Văn Thuận & cộng sự (2021). Phát hiện này phù hợp với lý thuyết chiết trung, bởi gánh nặng thuế gia tăng làm giảm lợi nhuận thu được của các doanh nghiệp nước ngoài khi đầu tư, do đó, làm giảm sự hấp dẫn của quốc gia sở tại với dòng vốn FDI. Bởi vì những tác động tiêu cực của gánh nặng thuế, Chính Phủ ở các nước sở tại phải thực hiện các chính sách ưu đãi thuế bằng cách liên tục cắt giảm các mức thuế suất để thu hút đầu tư nước ngoài dẫn đến làm giảm số thu thuế ở nhiều quốc gia gây ra những hậu quả tiêu cực về hiệu quả và công bằng thuế (Devereux & cộng sự, 2020).

**Bảng 6: Kết quả kiểm định PMG và FMOLS**

Biến	PMG		FMOLS	
	Hệ số	t-statistic	Hệ số	t-statistic
<i>Mối quan hệ dài hạn</i>				
TAX	-0,6768***	-11,39	-0,3915***	-6,83
CPI	0,0532***	9,08	0,0878***	15,84
LGDP	-1,5034	17,80	0,0304	0,13
RER	-0,0043	-1,55	0,0658***	3,78
TO	0,0905***	17,81	0,0579***	31,89
LINFR	-4,2810***	-19,12	-1,1137***	-5,48
LB	0,5114***	10,03	0,0725**	2,13
Adj-R <sup>2</sup>			0,8149	
<i>Mối quan hệ ngắn hạn</i>				
FDI(-1)	-0,0480	-0,6		
TAX(-1)	0,8174	1,32		
CPI(-1)	-0,0374*	-1,76		
LGDP(-1)	-9,4559	-1,21		
RER(1)	4,4757	0,89		
TO(-1)	-0,0251	-0,82		
LINFR(-1)	-0,4527	-0,32		
LB(-1)	-0,9252	-0,98		
ECM(-1)	-0,4857**	-1,99		
Hằng số	-69,99*	-1,93		
Số quan sát	114			
Log Likelihood	98,6666			

*Ghi chú: \*, \*\*, \*\*\* tương ứng với mức ý nghĩa 10%, 5%, 1%. LGDP là logarit tự nhiên của GDP bình quân đầu người, LINFR là logarit tự nhiên của cơ sở hạ tầng.*

*Nguồn: Tính toán của nhóm nghiên cứu.*

Kết quả nghiên cứu của chúng tôi chỉ ra rằng trong dài hạn, chỉ số nhận thức tham nhũng có tác động tích cực đến thu hút vốn FDI ở các quốc gia ASEAN ở mức ý nghĩa 1%, nhưng trong ngắn hạn, tác động này là tiêu cực với mức ý nghĩa 10%. Sự đổi chiều dấu từ âm sang dương cho thấy mối quan hệ giữa mức độ kiểm soát tham nhũng và dòng vốn FDI có dạng hình chữ “U”. Điều này thể hiện rằng trong giai đoạn ngắn hạn, kiểm soát tham nhũng ảnh hưởng tiêu cực đối với thu hút FDI do kiểm soát các hoạt động “bôi trơn”, nhưng trong dài hạn, sự hiểu biết và thích ứng của nhà đầu tư với môi trường kinh doanh và các hoạt động kiểm soát của Chính phủ, cũng như tính minh bạch và hiệu quả trong sử dụng vốn gia tăng trong môi trường tham nhũng thấp có thể làm giảm tác động tiêu cực và tăng cường sự hấp dẫn nhà đầu tư nước ngoài trong mở rộng dòng vốn FDI tại các quốc gia sở tại. Khi nền kinh tế trở nên phát triển vấn đề về ổn định chính trị, kiểm soát tốt tham nhũng, mở rộng quan hệ hợp tác, nền kinh tế mở cửa cùng hội nhập với các quốc gia khác ngày càng được mở rộng sẽ thu hút càng nhiều dòng vốn FDI và ngược lại (Gutierrez, 2015; Anwar & Iwasaki, 2022).

Để khẳng định lại kết quả nghiên cứu, chúng tôi tiến hành xem xét mối quan hệ nhân quả giữa các biến được quan tâm chính. Kết quả kiểm định nhân quả Granger ở Bảng 7 cho thấy rằng có bằng chứng về tác động nhân quả hai chiều giữa FDI và CPI, trong khi chỉ tồn tại tác động nhân quả một chiều từ TAX đến FDI ở mức ý nghĩa đáng kể 1%. Điều này một lần nữa khẳng định khi các quốc gia kiểm soát được mức độ tham nhũng và có chính sách thuế phù hợp là điều kiện để hấp dẫn các nhà đầu tư và thu hút dòng vốn FDI vào trong nước.

---

## 5. Kết luận

Bằng việc sử dụng bộ dữ liệu bảng, nghiên cứu này phân tích tác động của gánh nặng thuế và tham nhũng đến dòng vốn FDI tại các quốc gia ASEAN trong giai đoạn 2002-2022 thông qua phương pháp tiếp cận ARDL, kỹ thuật hồi quy PMG kết hợp FMOLS và kiểm định nhân quả Granger. Kết quả thực nghiệm cho thấy kiểm soát tham nhũng có tác động hai chiều đến FDI cả trong ngắn hạn và dài hạn tạo thành hình chữ “U”, ngược lại gánh nặng thuế có tác động tiêu cực một chiều trong dài hạn đến dòng vốn FDI tại các quốc gia ASEAN. Bài nghiên cứu còn chỉ ra rằng trong dài hạn độ mở thương mại, tỷ giá hối đoái thực và lực lượng lao động có tác động tích cực, ngược lại cơ sở hạ tầng có tác động tiêu cực thu hút dòng vốn FDI.

Kết quả này ngụ ý rằng, Chính phủ và các tổ chức quản lý ở các quốc gia ASEAN nên xem xét và thực hiện các chiến lược quản lý tham nhũng nhằm tối ưu hóa lợi ích ngắn hạn và duy trì sự ổn định trong dài hạn. Điều này bao gồm việc thiết lập các biện pháp kiểm soát thích hợp và tăng cường tính minh bạch trong hệ thống quản lý. Ngoài ra, cần xem xét và điều chỉnh chính sách thuế để tạo điều kiện thuận lợi hơn cho các nhà đầu tư. Điều này có thể bao gồm giảm thuế, ưu đãi và tối ưu hóa hệ thống thuế để tăng cường sức hấp dẫn của quốc gia trong mắt các nhà đầu tư.

### Tài liệu tham khảo:

- Akçay, S. (2001), ‘Is corruption an obstacle for foreign investors in developing countries? A cross-country evidence’, *Yapi Kredi Economic Review*, 12(2), 27-34.
- Anwar, A. & Iwasaki, I. (2022), ‘Institutions and FDI from BRICS countries: a meta-analytic review’, *Empirical Economics*, 63(1), 417-468.
- Asiedu, E. (2006), ‘Foreign direct investment in Africa: The role of natural resources, market size, government policy, institutions and political instability’, *World economy*, 29(1), 63-77.
- Bayar, Y., Odabas, H., Sasmaz, M.U. & Ozturk, O.F. (2018), ‘Corruption and shadow economy in transition economies of European Union countries: a panel cointegration and causality analysis’, *Economic research-Ekonomska istraživanja*, 31(1), 1940-1952.
- Bayar, Y. & Ozturk, O.F. (2018), ‘Impact of foreign direct investment inflows on tax revenues in OECD countries: A panel cointegration and causality analysis’, *Theoretical and Applied Economics*, 25(1), 31-40.
- Borensztein, E., De Gregorio, J. & Lee, J.W. (1998), ‘How does foreign direct investment affect economic growth?’, *Journal of international Economics*, 45(1), 115-135.
- Buchanan, B.G., Quan, V.L. & Rishi, M. (2012), ‘Foreign direct investment and institutional quality: some empirical evidence’, *International Review of Financial Analysis*, 21, 81-89.
- Çanakcı, M. (2021), ‘How do EFI and CPI impact foreign direct investment (FDI) inflows in selected emerging markets?’, *Journal of Economic Cooperation and Development*, 42(2), 199-216.
- Castro, C. & Nunes, P. (2013), ‘Does corruption inhibit foreign direct investment?’, *Revista de Ciencia Política*, 51(1), 61-83.
- Cung, N.H. & Nhung, N.T.H. (2020), ‘Impact of economic freedom and corruption perceptions index (CPI) on foreign direct investment (FDI) in Vietnam’, *European Scientific Journal*, 16(10), 25-37.
- De Mello Jr, L.R. (1999), ‘Foreign direct investment-led growth: evidence from time series and panel data’, *Oxford economic papers*, 51(1), 133-151.
- Demekas, D.G., Horváth, B., Ribakova, E. & Wu, Y. (2007), ‘Foreign direct investment in European transition economies: The role of policies’, *Journal of comparative economics*, 35(2), 369-386.
- Devereux, M.P., Auerbach, A.J., Keen, M., Oosterhuis, P., Vella, J. & Schön, W. (2020), *Taxing profit in a global economy*, Oxford University Press.
- Devereux, M.P. & Freeman, H. (1995), ‘The impact of tax on foreign direct investment: empirical evidence and the implications for tax integration schemes’, *International tax and public finance*, 2, 85-106.

- 
- Dickey, D.A. & Fuller, W.A. (1979), 'Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root', *Journal of the American Statistical Association*, 47, 427-431.
- Dumitrescu, E.I. & Hurlin, C. (2012), 'Testing for granger non-causality in heterogeneous panels', *Economic Modelling*, 29, 1450-1460.
- Dunning, J.H. (1977), 'Trade, location of economic activity and the MNE: A search for an eclectic approach', in *The International Allocation of Economic Activity*, Ohlin, B., Hesselborn, P.O. & Wijkman, P.M. (Eds.), MacMillan, London, 395-418.
- Đặng Văn Cường (2018), 'Tác động của gánh nặng thuế và tham nhũng đến FDI tại các quốc gia ASEAN', *Tạp chí Công nghệ ngân hàng*, 142&143, 47-58.
- Gutierrez, P.K. (2015), 'The effect of corruption on FDI in Argentina: Has corruption acted as a negative determinant discouraging FDI?', Bachelor's Thesis, Universitat Autònoma de Barcelona, 1-29.
- Hamuda, A.M., Šulíková, V., Gazda, V. & Horváth, D. (2013), 'ARDL investment model of Tunisia', *Theoretical & Applied Economics*, 20(2), 57-68.
- Hasan, M., Rahman, M.N. & Iqbal, B.A. (2017), 'Corruption and FDI inflows: evidence from India and China', *Mediterranean Journal of Social Sciences*, 8(4), 173-182.
- Ho, T.L. & Nguyen, T.M.L. (2023), 'Nonlinear effects of corruption control on growth: A threshold model', *Montenegrin Journal of Economics*, 19(2), 119-128.
- Houston, D.A. (2007), 'Can corruption ever improve an economy', *Cato J.*, 27, p.325.
- Im, K.S., Pesaran, M.H. & Shin, Y. (2003), 'Testing for unit roots in heterogeneous panels', *Journal of Econometrics*, 115, 53-74.
- Jemiluyi, O.O. & Jeke, L. (2023), 'Foreign direct investment and tax revenue mobilization in South Africa: an ARDL bound testing approach', *Development Studies Research*, 10(1), 2197156.
- Kao, C. (1999), 'Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data', *Journal of Econometrics*, 90, 1-44.
- Kato, A. & Sato, T. (2015), 'Greasing the wheels? The effect of corruption in regulated manufacturing sectors of India', *Canadian Journal of Development Studies*, 36(4), 459-483.
- Levin, A., Lin, C.F. & Chu, C.S.J. (2002), 'Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties', *Journal of econometrics*, 108, 1-24.
- Lodhi, R.N., Siddiqui, M.A. & Habiba, U. (2013), 'Empirical investigation of the factors affecting foreign direct investment in Pakistan: ARDL approach', *World Applied Sciences Journal*, 22(9), 1318-1325.
- Mauro, P. (1995), 'Corruption and growth', *Quarterly Journal of Economics*, 110(3), 681-712.
- Méon, P.G. & Weill, L. (2010), 'Is corruption an efficient grease?', *World development*, 38(3), 244-259.
- Morisset, J.P. & Neso, O.L. (2002), 'Administrative barriers to foreign investment in developing countries', *Policy Research Working Paper Series 2848*, The World Bank.
- Nguyễn Thị Kim Chi & Lê Trung Đạo (2021), 'Mối quan hệ nhân quả giữa thuế và đầu tư trực tiếp nước ngoài: Nghiên cứu thực nghiệm tại các quốc gia đang phát triển', *Tạp chí Nghiên cứu Tài chính - Marketing*, 4, 15-25.
- Nguyễn Văn Thuận, Trần Xuân Hằng, Nguyễn Minh Hằng & Nguyễn Thị Kim Chi (2020), 'Tác động của thuế đến tăng trưởng kinh tế tại các nước đang phát triển khu vực châu Á', *Tạp chí Nghiên cứu Tài chính - Marketing*, 60, 31-45.
- Pedroni, P. (2004), 'Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis', *Econometric Theory*, 20(3), 597-625.
- Pesaran, M.H. (2004), 'General diagnostic tests for cross section dependence in panels', *CESifo Working Paper Series No.1229*, CESifo.
- Pesaran, M.H. (2007), 'A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence', *Journal of Applied Econometrics*, 22, 265-312.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.J. (1996), *Testing for the 'Existence of a Long-Run Relationship'*, University of Cambridge, Cambridge.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.P. (1999), 'Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels',

---

*Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621-634.

- Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.J. (2001), 'Bounds testing approaches to the analysis of level relationships', *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Pesaran, M.H. & Smith, R. (1995), 'Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels', *Journal of Econometrics*, 68(1), 79-113.
- Phan Anh Tú (2013), 'Tham nhũng định nghĩa và phân loại', *Tạp chí Khoa học Trường Đại học Cần Thơ*, 25, 1-7.
- Pradhan, R.P., Arvin, M.B., Hall, J.H. & Bennett, S.E. (2018), 'Mobile telephony, economic growth, financial development, foreign direct investment, and imports of ICT goods: the case of the G-20 countries', *Economia e Politica Industriale*, 45, 279-310.
- Qureshi, F., Qureshi, S., Vo, X.V. & Junejo, I. (2021), 'Revisiting the nexus among foreign direct investment, corruption and growth in developing and developed markets', *Borsa Istanbul Review*, 21(1), 80-91.
- Robertson, C.J. & Watson, A. (2004), 'Corruption and change: The impact of foreign direct investment', *Strategic Management Journal*, 25(4), 385-396.
- Swaleheen, M. & Stansel, D. (2007), 'Economic freedom, corruption, and growth', *The Cato Journal*, 27, 343-358.
- Tanzi, V. (1998), 'Corruption around the world: causes, consequences, scope and cures', *IMF Staff Papers*, 45(4), 559-594.
- Uwubanmwun, A.E. & Ajao, M.G. (2012), 'The determinants and impacts of foreign direct investment in Nigeria', *International Journal of Business and Management*, 7(24), p.67.
- Van Rijckeghem, C. & Weder, B. (2001), 'Bureaucratic corruption and the rate of temptation: Do wages in the civil service affect corruption, and by how much?', *Journal of Development Economics*, 65(2), 307-31.
- Westerlund, J. (2007), 'Testing for error correction in panel data', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69, 709-748.
- Zhang, H. & Kim, H. (2022), 'Institutional quality and FDI location: A threshold model', *Economic modelling*, 114, 105942.

---

# ĐO LƯỜNG TRÌNH ĐỘ DÂN TRÍ TÀI CHÍNH CỦA SINH VIÊN VIỆT NAM

**Phan Hữu Nghị**

*Trường Đại học Kinh tế Quốc dân*

*Email: nghiph@neu.edu.vn*

**Bùi Nhật Quang**

*Trường Đại học Kinh tế Quốc dân*

*Email: buinhatquang03@gmail.com*

**Đào Hải Nam**

*Trường Đại học Kinh tế Quốc dân*

*Email: namhaidao321@gmail.com*

Mã bài: JED-1810

Ngày nhận bài: 14/07/2024

Ngày nhận bài sửa: 17/09/2024

Ngày duyệt đăng: 05/10/2024

DOI: 10.33301/JED.VI.1810

## **Tóm tắt**

Vai trò của dân trí tài chính trong bối cảnh hội nhập và phát triển kinh tế đang ngày một được đánh giá cao ở cả các nền kinh tế phát triển và đang phát triển, chiếu theo yêu cầu của sự phổ biến mà đầy phức tạp của các sản phẩm tài chính hiện nay. Trên cơ sở lý thuyết từ các nghiên cứu trước, nghiên cứu này đề xuất một khái niệm thống nhất cho dân trí tài chính - một khái niệm đa chiều với ba nội hàm là thái độ tài chính, hành vi tài chính và kiến thức tài chính. Nghiên cứu sử dụng phương pháp bảng hỏi để thu thập dữ liệu sơ cấp, có cỡ mẫu là 584 sinh viên đang học tập tại các trường đại học của Việt Nam và phân tích bằng phương pháp mô hình cấu trúc tuyến tính. Kết quả thu được cho thấy cả ba nội hàm này đều có mối liên hệ với dân trí tài chính, trong đó hành vi tài chính thể hiện sự tương quan lớn nhất, theo sau bởi thái độ tài chính và cuối cùng là kiến thức tài chính.

**Từ khóa:** Dân trí tài chính, hành vi tài chính, kiến thức tài chính, thái độ tài chính.

**Mã JEL:** G41, G53, I31.

## **Defining and measuring financial literacy of Vietnamese young adults**

### **Abstract**

The role of financial literacy in the context of integration, globalization and economic development has garnered growing appreciation in both developed and developing economies to meet the requirements of the prevalence yet sophistication of current financial products. This study, thus, proposed a composite definition for financial literacy as a multidimensional concept with three components - namely financial attitude, financial behavior, and financial knowledge - before developing a measurement scale based on theoretical synthesis from previous studies. The study used the questionnaire method to collect primary data, with a sample size of 584 students from Vietnamese universities and colleges. The reflectiveness of financial literacy through the said components is confirmed through the use of Structural Equation Modeling analysis via AMOS. The results show that all three assumed components exhibit statistically significant correlations with financial literacy, whereas financial behavior displays the highest correlation, followed by financial attitude and, lastly, financial knowledge.

**Keywords:** Financial attitude, financial behavior, financial knowledge, financial literacy.

**JEL Codes:** G41, G53, I31.



---

## 1. Giới thiệu

Với sự phát triển của hệ thống tài chính toàn cầu, các sản phẩm tài chính ngày càng phổ biến, đa dạng và phức tạp. Điều này đòi hỏi người sử dụng cần phải có một lượng kiến thức nhất định để có thể sử dụng hiệu quả và tránh các vấn đề tiêu cực phát sinh khi dùng các sản phẩm tài chính này. Nói cách khác, việc hiểu khái niệm tài chính và nhận biết các công cụ tài chính đóng vai trò rất cần thiết cho các cá nhân trong việc đưa ra các quyết định tài chính. Theo OECD (2022), đánh giá mức độ hiểu biết về tài chính của người dân là một thành phần quan trọng trong một chiến lược quốc gia thành công về giáo dục tài chính. Nghiên cứu đã chỉ ra rằng, sở hữu một trình độ dân trí tài chính thấp kéo theo các vấn đề như gặp khó khăn trong việc quản lý các khoản nợ và đầu tư (Lusardi & Tufano, 2009), giảm khả năng tham gia vào thị trường chứng khoán (Van Rooij & cộng sự, 2011), không lập kế hoạch hưu trí (Lusardi & Mitchell, 2011) và khó tích lũy cũng như quản lý tài sản của mình (Hilgert & cộng sự, 2003). Ngoài ra, dân trí tài chính còn là yếu tố thiết yếu trong việc quản lý dòng tiền và giúp quyết định hành vi tín dụng, thế chấp và thanh toán hoá đơn (Potrich & cộng sự, 2016). Từ đó có thể khẳng định dân trí tài chính có vai trò to lớn không chỉ đối với các cá nhân mà còn tổng thể nền kinh tế và việc nghiên cứu về dân trí tài chính là cần thiết cho bất kỳ quốc gia nào trên thế giới, thể hiện qua việc các Nguyên tắc Cấp cao về Chiến lược Quốc gia về Dân trí Tài chính của Tổ chức Hợp tác và Phát triển Kinh tế (OECD) được thông qua tại hội nghị G20 (OECD, 2017). Đặc biệt, cần tập trung vào đối tượng là người trẻ do những thách thức về mặt tài chính với thanh niên nằm ở một mức độ nghiêm trọng hơn bởi sự thiếu hụt về cả mặt vật chất lẫn tinh thần để tự khắc phục hậu quả nảy sinh từ những quyết định tài chính sai lầm (Lusardi & cộng sự, 2010). Cũng theo Lusardi & cộng sự (2010), nghiên cứu về dân trí tài chính ở người trẻ có tầm quan trọng đặc biệt đối với các nhà hoạch định chính sách. Đánh giá kịp thời về dân trí tài chính của thanh niên có thể hỗ trợ việc thiết kế các chương trình giáo dục tài chính hiệu quả nhằm vào thanh niên cũng như các nhà làm luật để bảo vệ những người tiêu dùng trẻ tuổi.

Lĩnh vực nghiên cứu về dân trí tài chính của giới trẻ Việt Nam sở hữu số lượng chưa nhiều và cũng chưa thực sự sâu sắc. Hơn hết, hiện nay vẫn chưa có sự thống nhất về khái niệm và các nội hàm của dân trí tài chính. Một số nghiên cứu coi dân trí tài chính gồm duy nhất một nội hàm trong khi có các nghiên cứu khác coi dân trí tài chính gồm ba hoặc bốn hoặc năm nội hàm. Điều này gây khó khăn cho việc xây dựng một thang đo chính xác để đo lường dân trí tài chính và dẫn đến một khoảng trống lớn trong lĩnh vực nghiên cứu này. Nhận thấy khoảng trống này, nhóm nghiên cứu thực hiện nghiên cứu này nhằm đưa ra một khái niệm thống nhất cho dân trí tài chính và xây dựng một thang đo dựa trên tổng hợp lý thuyết từ các nghiên cứu trong và ngoài nước trước đây. Dữ liệu sơ cấp về các yếu tố đo lường trình độ dân trí tài chính của giới trẻ Việt Nam được thu thập trong vòng 3 tháng (từ tháng 9 năm 2023 đến tháng 12 năm 2023). Đối tượng là sinh viên đang theo học tại các trường đại học không giới hạn trên toàn bộ lãnh thổ địa lý của nước Việt Nam, được tiếp cận thông qua bảng hỏi tự giám sát được phân phát trực tuyến với số lượng câu trả lời hiệu quả là 584.

Kết cấu của nghiên cứu được chia làm năm phần. Sau phần giới thiệu về tính cấp thiết của nghiên cứu là tổng quan nghiên cứu về dân trí tài chính cùng các yếu tố nội hàm; tiếp theo là khái quát phương pháp nghiên cứu và tổng hợp kết quả cũng như đối chiếu, phân biện với các nghiên cứu đi trước; cuối cùng nhóm nghiên cứu rút ra kết luận và một vài hàm ý chính sách.

## 2. Cơ sở lý thuyết và giả thuyết nghiên cứu

### 2.1. Dân trí tài chính

Cụm từ “Dân trí tài chính” được chuyển ngữ từ thuật ngữ gốc “Financial literacy”, trong đó “literacy” dùng để chỉ khả năng biết đọc và viết của con người (Zarcadoolas & cộng sự, 2006). Về nghĩa rộng, khả năng này bao gồm cả sự hiểu biết (kiến thức về từ ngữ, ký hiệu và toán học cơ bản) lẫn sử dụng (đọc, hiểu, tính toán) các kiến thức này để phục vụ cho cuộc sống của mỗi cá nhân. Cách chuyển ngữ “Dân trí tài chính” đã được các chuyên gia trong nước về lĩnh vực tài chính cá nhân công nhận bởi thuật ngữ “dân trí” đã bao hàm khái niệm người dân và khái niệm trí tuệ cũng như khả năng sử dụng trí tuệ (Khúc Thế Anh, 2020).

Tại thời điểm nghiên cứu, vẫn chưa có một sự thống nhất về khái niệm chính xác cũng như nội hàm của dân trí tài chính. Theo Huston (2010), phần lớn các bài nghiên cứu cho tới thời điểm đó không khẳng định một khái niệm cụ thể cho dân trí tài chính. Kể từ những năm 1990, giới học thuật đã tiếp cận dân trí tài chính dưới dạng một khái niệm đơn chiều hoặc là sự kết hợp giữa các yếu tố kinh tế-xã hội, cụ thể là nhận thức tài

---

chính, hành vi tài chính, kiến thức tài chính, thái độ tài chính, v.v. Nghiên cứu đầu tiên về dân trí tài chính được công bố bởi Noctor & cộng sự vào năm 1992, trong đó khái niệm này được định nghĩa là khả năng đưa ra những phán quyết và quyết định hiệu quả liên quan đến sử dụng và quản lý tiền. Thay vì tập trung vào khía cạnh ứng dụng, Bowen (2002) đã đề xuất dân trí tài chính nên được coi là khả năng hiểu được những thuật ngữ và khái niệm tài chính cần thiết cho cuộc sống thường ngày. Tương tự, Bumcrot & cộng sự (2013) coi dân trí tài chính đơn giản là nắm bắt được các khái niệm tài chính cơ bản; trong khi Kadoya & Khan (2020) đi sâu vào những khái niệm đó cụ thể là lãi suất, lạm phát, rủi ro và đa dạng hóa. Như vậy, các nhà nghiên cứu này tập trung vào mặt “kiến thức” và “hiểu biết” của dân trí tài chính, mặc dù cách hiểu như vậy có thể phát sinh vấn đề trong quá trình thiết kế nghiên cứu vì bản chất dân trí tài chính và kiến thức tài chính là khác nhau (Potrich & cộng sự, 2016).

Cách khái niệm này của dân trí tài chính không đề cập đến khía cạnh mục tiêu lâu dài của dân trí tài chính mà chỉ tập trung vào kiến thức hoặc hành vi (quyết định hiệu quả) trong ngắn hạn của đối tượng. Tuy nhiên, khái niệm dân trí tài chính nên được tiếp cận dưới một góc nhìn đa chiều (Huston, 2010; Nguyen & cộng sự, 2017). Các khái niệm dân trí tài chính đa chiều không chỉ có sự mở rộng hơn so với một chiều ở việc đã bao gồm nhiều nội hàm khác nhau của dân trí tài chính như kiến thức, thái độ, kỹ năng, độ tự tin, v.v. mà còn đề cập đến mục tiêu mà việc nâng cao dân trí tài chính hướng đến. Cụ thể, mục tiêu đó là việc ra được quyết định tài chính hiệu quả (Hastings & cộng sự, 2013). Mục tiêu này có thể đạt được thông qua việc kết hợp kiến thức và hiểu biết của bản thân về các khái niệm tài chính cơ bản để hình thành những hành vi tài chính tích cực hoặc kết hợp với kỹ năng tài chính thể hiện qua khả năng tính toán (Hastings & cộng sự, 2013).

Việc bao hàm ba nội hàm này của dân trí tài chính cũng được rất nhiều nghiên cứu ủng hộ (Potrich & cộng sự, 2016; OECD, 2022). Ngoài ra, các nghiên cứu nhóm này cũng đề cập đến một khái niệm kết quả chung là “thỏa mãn tài chính” (financial well-being) - sự hài lòng với mức sống hiện tại của bản thân và tự do về tài chính - không phụ thuộc vào một cá nhân khác (Brüggen & cộng sự, 2017). Mở rộng hơn, Miller & cộng sự (2009) cũng đề cập đến mục tiêu thỏa mãn tài chính nhưng đã bao quát thêm cả độ tự tin cũng là một cấu thành của dân trí tài chính. Cụ thể, dân trí tài chính theo đó là sự kết hợp hiểu biết về sản phẩm tài chính với độ tự tin của người tiêu dùng khi chấp nhận rủi ro và tận dụng cơ hội để đưa ra quyết định hiệu quả để cải thiện mức độ thỏa mãn về tài chính. Ngoài ra, dân trí tài chính còn được coi là một phần của vốn con người theo khía cạnh tài chính (Huston, 2010). Việc nâng cao dân trí tài chính thông qua các chương trình giáo dục được kỳ vọng sẽ giúp phát triển nguồn nhân lực, góp phần nâng cao chất lượng và năng suất của lực lượng lao động nói riêng và nền kinh tế nói chung.

Từ các cách định nghĩa trên, nhóm nghiên cứu đề xuất một khái niệm tổng hợp cho “dân trí tài chính”: Dân trí tài chính là một tổ hợp kiến thức tài chính, thái độ tài chính và hành vi tài chính giúp con người đưa ra được những quyết định hợp lý để hướng tới mục tiêu thỏa mãn về tài chính. Thông qua đánh giá kiến thức về các khái niệm tài chính, thái độ với đồng tiền và hành vi tài chính tích cực, có thể xây dựng một thang đo đánh giá mức độ dân trí tài chính một cách hiệu quả. Bên cạnh đó, tồn tại một vấn đề khác trong nghiên cứu về kiến thức tài chính là sự nhầm lẫn giữa “kiến thức tài chính” (financial knowledge), “giáo dục tài chính” (financial education) và “năng lực tài chính” (financial capability). Về vấn đề này, nhóm nghiên cứu đưa ra sự phân biệt như sau: “kiến thức tài chính” là kiến thức tài chính của con người về các khái niệm tài chính cụ thể (Huston, 2010); “giáo dục tài chính” đề cập đến quá trình một cá nhân nâng cao hiểu biết của họ về các sản phẩm tài chính và những rủi ro liên quan nhờ thông tin, hướng dẫn và đánh giá khách quan thu được (OECD, 2005); “năng lực tài chính” là một khái niệm bao gồm cả kiến thức tài chính và kỹ năng tài chính giúp các cá nhân hiểu được tình hình tài chính của họ, kèm theo động lực hành động dựa trên kiến thức tài chính đó. (HM Treasury, 2017). Đặt các khái niệm này vào thực tế, mỗi cá nhân sẽ có được kiến thức tài chính thông qua giáo dục tài chính, từ đó dần dần phát triển năng lực tài chính để tự đưa ra quyết định - và hiểu biết tài chính là ngưỡng năng lực trước khi kết hợp với trách nhiệm, sự tự tin, v.v. để hình thành năng lực tài chính.

## **2.2. Giả thuyết nghiên cứu**

Nghiên cứu này sử dụng bộ thang đo với nền tảng từ OECD (2022) do tính phù hợp nhất với khái niệm đề xuất của chúng tôi. Thang đo này được phát triển bởi các chuyên gia về tài chính cá nhân hàng đầu để đo lường trình độ dân trí tài chính và tài chính toàn diện mà trong đó các câu hỏi được đề xuất tập trung vào ba

---

nội hàm chính của dân trí tài chính như sau:

Thái độ tài chính đề cập đến cảm xúc và quan điểm của mỗi cá nhân đối với các vấn đề tài chính, có ảnh hưởng trực tiếp đến hành vi và việc ra quyết định sau đó của họ (Rai & cộng sự, 2019). Theo Khúc Thế Anh (2020), một người coi trọng lợi ích tài chính ngắn hạn hơn là tích lũy cho tương lai cũng có xu hướng hiếm khi cân nhắc đầu tư, dành một khoản dự phòng cho những trường hợp khẩn cấp hoặc lập kế hoạch tài chính dài hạn. Nghiên cứu về thói quen chi tiêu của học sinh châu Á, Shahryar và Tan (2014) kết luận rằng ảnh hưởng của thái độ đến dân trí tài chính là rất rõ ràng. Kết quả này cũng được kiểm chứng bởi nghiên cứu của Potrich & cộng sự (2016) khi thực hiện phân tích trên cùng nhóm đối tượng trên ở Brazil cũng như Rai & cộng sự (2019) khi đánh giá trình độ dân trí tài chính của phụ nữ đang đi làm ở Ấn Độ. Từ các kết quả trên, nhóm nghiên cứu đặt giả thuyết như sau:

*H1: Dân trí tài chính được phản ánh qua thái độ tài chính.*

Hành vi tài chính là tập hợp các hành vi tài chính của con người liên quan đến các quyết định tài chính và quản lý dòng tiền. Đây là một nội hàm cơ bản và rất quan trọng của dân trí tài chính (OECD, 2022), đồng thời có mối liên hệ mật thiết với hai nội hàm còn lại. Theo Atkinson & Messy (2012), hành vi tài chính tích cực cũng thường gắn liền với tư duy dài hạn, phù hợp và mức độ hiểu biết tài chính đáng chú ý về các chủ đề kinh tế. Ngoài ra, trình độ hiểu biết tài chính càng cao thì hành vi tài chính của đối tượng càng tích cực và khôn ngoan hơn. Điều này được thể hiện trong một loạt các hành vi tài chính bao gồm lập kế hoạch nghỉ hưu (Lusardi & Mitchell, 2011), tiết kiệm (Lusardi & Mitchell, 2011), tham gia thị trường chứng khoán (Van Rooij & cộng sự, 2011), hoặc ra quyết định đầu tư (Ozdemir & cộng sự, 2021). Từ đó, nhóm nghiên cứu đặt giả thuyết dân trí tài chính có mối tương quan rất chặt chẽ với hành vi tài chính.

*H2: Dân trí tài chính được phản ánh qua hành vi tài chính.*

Kiến thức tài chính đề cập đến sự hiểu biết của một cá nhân về các vấn đề và khái niệm tài chính (Khan & cộng sự, 2017), thường bị sử dụng nhầm lẫn với hiểu biết về tài chính (Huston, 2010). Với sự phức tạp ngày càng tăng và tính sẵn có của các sản phẩm tài chính cho các nhà đầu tư, vai trò của kiến thức tài chính là hết sức cần thiết (Hilgert & cộng sự, 2003). Kempson (2009), khi nghiên cứu năng lực tài chính và các thành phần của nó, đã kết luận rằng kiến thức tài chính đóng vai trò nền tảng cho khả năng xử lý hiệu quả các vấn đề tài chính hàng ngày và đưa ra các quyết định hợp lý phù hợp. Mối quan hệ tích cực giữa kiến thức tài chính và dân trí tài chính cũng được khẳng định trong kết quả của Hung & cộng sự (2009), Rai & cộng sự (2019), Potrich & cộng sự (2016). Như vậy, kiến thức tài chính là một nội hàm mang tính nền tảng của dân trí tài chính; nhóm nghiên cứu do đó đặt giả thuyết:

*H3: Dân trí tài chính được phản ánh qua kiến thức tài chính.*

Mặt khác, sự khác biệt về điều kiện kinh tế, hệ thống chính trị, lịch sử văn hóa, tôn giáo đã khiến việc áp dụng kết quả nghiên cứu về hiểu biết tài chính từ các nước phát triển sang các nước đang phát triển, đặc biệt là ở các nước châu Á trong đó có Việt Nam là không hợp lý (Khúc Thế Anh, 2020). Do đó, việc tiến hành nghiên cứu thực nghiệm về dân trí tài chính nên được thực hiện càng sớm càng tốt ở Việt Nam và các nước đang phát triển khác. Trên cơ sở đó, nhóm nghiên cứu tiến hành thu thập và kiểm định dữ liệu thực tế với nhóm đối tượng được chọn là sinh viên đại học vì theo báo cáo của Lusardi và cộng sự (2010), đối tượng người trẻ thuộc các nhóm khác thường có xu hướng trả lời các câu hỏi nghiên cứu là “tôi không biết” hoặc từ chối trả lời nếu không có đủ sự động viên và giám sát của nhà nghiên cứu.

### **3. Phương pháp nghiên cứu**

Nghiên cứu sử dụng công cụ đo lường là bảng hỏi tự giám sát chia làm năm phần khác nhau, bao quát thông tin cá nhân cần thiết cũng như cả ba nội hàm của dân trí tài chính. Bảng hỏi được điều chỉnh và chuyên ngữ từ các bảng hỏi của Van Rooij & cộng sự (2011), Potrich & cộng sự (2016), OECD (2022), sau đó được đăng trên nhiều diễn đàn và mạng xã hội của sinh viên thông qua các nền tảng mạng xã hội từ tháng 9 đến tháng 12 năm 2023. Qua 1043 lượt truy cập vào bảng hỏi, có 637 lượt hoàn thành bảng câu hỏi, đạt tỷ lệ phản hồi 61,07%. Trong đó, sau khi loại bỏ dữ liệu ngoại lai, dữ liệu chính thức có 584 câu trả lời có thể sử dụng được - tỷ lệ phản hồi hiệu quả là 91,68%. Thông tin của đáp viên được trình bày trong Bảng 1.

Để đánh giá kiến thức tài chính, nhóm nghiên cứu sử dụng thang đo Likert 5 điểm dựa trên hai nhóm câu hỏi trắc nghiệm được chuyển thể từ van Rooij & cộng sự (2011). Nhóm thứ nhất (kiến thức cơ bản) bao gồm

ba câu hỏi nhằm đo lường các khả năng tài chính cơ bản liên quan đến lạm phát, thuế suất và giá trị của tiền theo thời gian. Nhóm thứ hai (kiến thức nâng cao) bao gồm hai câu hỏi nhằm khám phá mức độ hiểu biết liên quan đến các công cụ tài chính phức tạp hơn, chẳng hạn như cổ phiếu, trái phiếu chính phủ và đa dạng hóa rủi ro.

**Bảng 1: Đặc điểm nhân khẩu học**

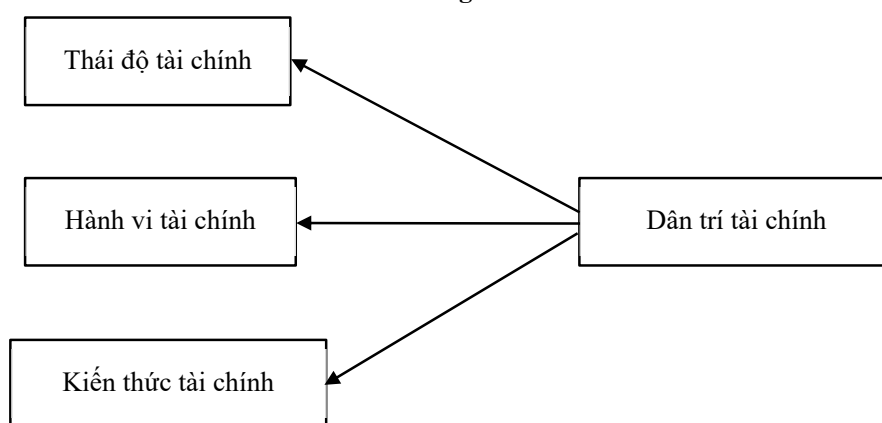
Chỉ tiêu	Số lượng	%
<b>Giới tính</b>		
Nữ	231	39,6
Nam	353	60,4
Tổng cộng	584	100
<b>Trình độ học vấn</b>		
Chưa tốt nghiệp trung học phổ thông	35	6
Tốt nghiệp trung học phổ thông	36	6,2
Trung cấp/Dạy nghề	27	4,6
Cao đẳng/Đại học	429	73,4
Sau đại học	57	9,8
Tổng cộng	584	100
<b>Tình trạng việc làm</b>		
Không đi làm	90	15,3
Có đi làm bán thời gian	197	33,7
Có đi làm toàn thời gian	297	50,9
Tổng cộng	584	100

*Nguồn: Nhóm nghiên cứu tổng hợp.*

Thang đo thái độ tài chính được phát triển theo OECD (2022). Đây là một tập hợp bốn tuyên bố khác nhau mang theo thái độ đối với đồng tiền và thái độ sống nói chung về mặt tài chính. Đáp viên được yêu cầu cho biết mức độ đồng ý của họ với các khẳng định này, sử dụng thang Likert 5 điểm, trong đó (1) thể hiện hoàn toàn không đồng ý và (5) thể hiện hoàn toàn đồng ý.

Thang đo hành vi tài chính được phát triển bởi Potrich & cộng sự (2016), OECD (2022). Có tổng cộng 7 hành vi được quan tâm, xoay quanh các chủ đề thanh toán hóa đơn, thói quen chi tiêu, tiền dự phòng và lập ngân sách dài hạn. Người trả lời được yêu cầu cho biết tần suất họ thực hiện các hành vi tài chính này, sử dụng thang Likert 5 điểm, trong đó (1) thể hiện không bao giờ và (5) thể hiện luôn luôn.

**Hình 1: Mô hình nghiên cứu đề xuất**



*Nguồn: Nhóm nghiên cứu tổng hợp.*

Nghiên cứu này sử dụng phương pháp mô hình phương trình cấu trúc (Structural Equation Modeling) thông qua AMOS 20 để đánh giá biến tiềm ẩn mà không có biến quan sát trực tiếp là dân trí tài chính (FL), các biến tiềm ẩn phản ánh dân trí tài chính là thái độ tài chính (FA), hành vi tài chính (FB), kiến thức tài chính (FK). Các biến quan sát hay các câu hỏi cho từng biến tiềm ẩn FA, FB, FK sẽ được đánh số lần lượt



là FA từ 1 tới 4, FB từ 1 tới 7, FK từ 1 tới 5. Với những câu hỏi được mã hóa ngược nhằm tránh hiện tượng đáp viên trả lời hời hợt có thể làm hỏng kết quả thu được, chúng tôi ký hiệu “R” ở cuối và thực hiện xử lý dữ liệu thu được trước khi tiến hành thực hiện các phép phân tích như CFA hay SEM.

#### 4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

Để đánh giá được độ phù hợp tổng thể của dữ liệu dựa trên các chỉ số độ phù hợp mô hình, nhóm nghiên cứu tiến hành phân tích nhân tố khẳng định (CFA) dữ liệu thu thập được bằng phần mềm AMOS 20.

**Bảng 2: Kết quả đánh giá tính hội tụ và tính phân biệt của mô hình đo lường**

	CR	AVE	MSV	MaxR(H)	Fornell and Larcker		
					FA	FB	FK
FA	,857	,600	,593	,863	,774		
FB	,926	,642	,593	,928	,770	,801	
FK	,900	,643	,530	,903	,678	,728	,802

*Nguồn: Nhóm nghiên cứu tổng hợp.*

Kết quả cho thấy, hệ số tải chuẩn hóa của mỗi nhân tố cao nhất là 0,845 (FK5), thấp nhất là 0,722 (FA4R) - đều lớn hơn 0,5 và đạt điều kiện để tiến hành các phân tích tiếp theo (Hulland, 1999). Như tổng hợp ở bảng 2, phương sai trích bình quân (AVE) của các biến tiềm ẩn có chỉ báo đều lớn hơn 0,5 và độ tin cậy tổng hợp (CR) tương ứng đều lớn hơn 0,7, chứng tỏ các biến chỉ báo có mối tương quan chặt chẽ với biến ẩn mà chúng đo lường, mang tính đại diện tốt cho biến ẩn. (Hair & cộng sự, 2009). Ngoài ra, theo phương pháp Fornell – Larcker, AVE của tất cả các biến ẩn đều lớn hơn bình phương hệ số tương quan của biến ẩn đó với các biến ẩn còn lại. Từ đó thể hiện tương quan của mỗi biến với chính nó lớn hơn tương quan các biến ẩn khác (Fornell và Larcker, 1981), đảm bảo tính phân biệt cho mô hình đo lường.

Đánh giá các chỉ số đo lường độ phù hợp,  $\chi^2/df = 1,93 (< 2)$ ; CFI = 0,992, TLI = 0,992, GFI = 0,995, RNI = 0,992, IFI = 0,993, AGFI = 0,993 ( $> 0,95$ ); RMSEA = 0,048 ( $< 0,08$ ); PNFI = 0,71 ( $> 0,5$ ). Đối chiếu với các ngưỡng được đề xuất trong ngoặc, có thể kết luận mô hình đo lường có độ phù hợp tốt (Hair & cộng sự, 2009). Nhóm nghiên cứu tiếp tục phân tích mô hình SEM để kiểm định các giả thuyết nghiên cứu.

Kết quả từ mô hình cho thấy hệ số tương quan của dân trí tài chính đối với thái độ tài chính là 0,850 với p-value là 0,000. Điều này có nghĩa H1 được chấp nhận hay dân trí tài chính được phản ánh tích cực thông qua thái độ tài chính. Đây cũng là kết quả của Potrich & cộng sự (2016), Shahryar và Tan (2014), Rai & cộng sự (2019), OECD (2022). Như vậy, thái độ tài chính càng tích cực phản ánh trình độ dân trí tài chính càng cao. Cá nhân đánh giá càng chính xác các sự thay đổi, biến động của nền kinh tế càng có khả năng về hiểu biết cũng như đầu tư, tiết kiệm chính xác và khôn ngoan. Nói cách khác, để nâng cao trình độ dân trí tài chính của nền kinh tế, trước tiên cần bắt đầu từ việc cải thiện cách mọi người nhìn nhận đồng tiền nói riêng và quan điểm với các chủ đề tài chính nói chung (Bhushan và Medury, 2013).

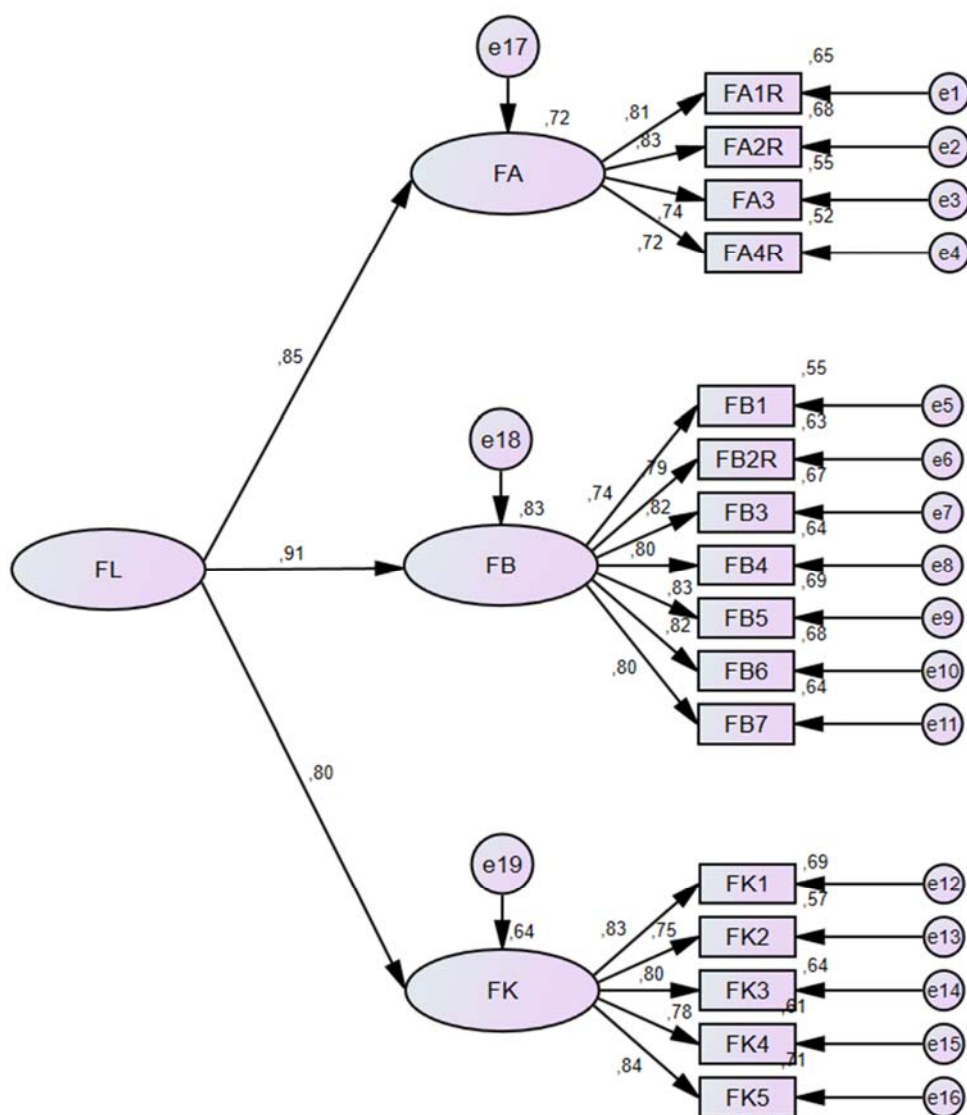
Kết quả từ mô hình cho thấy hệ số tương quan của dân trí tài chính đối với hành vi tài chính là 0,910 với p-value là 0,004. Điều này có nghĩa H2 được chấp nhận hay dân trí tài chính được phản ánh tích cực thông qua hành vi tài chính, cũng là kết quả của Lusardi và Mitchell (2011), Ozdemir & cộng sự (2021). Hành vi tài chính là tập hợp các hành vi của con người liên quan tới việc ra các quyết định tài chính và quản lý dòng tiền. Hành vi tài chính càng tốt phản ánh trình độ dân trí tài chính càng cao. Các hành vi tài chính tích cực cũng thường đi liền với một lối tư duy dài hạn, khôn ngoan cùng một lượng hiểu biết đáng kể xoay quanh chủ đề kinh tế.

Kết quả từ mô hình cho thấy hệ số tương quan của dân trí tài chính đối với kiến thức tài chính là 0,800 với p-value là 0,000. Điều này có nghĩa giả thuyết H3 được chấp nhận hay dân trí tài chính được phản ánh tích cực thông qua kiến thức tài chính, tương đồng với những kết luận trước đó của Hung & cộng sự (2009),



Rai & cộng sự (2019), Potrich & cộng sự (2016), Khúc Thế Anh (2020). Như vậy, đối với người trẻ tại Việt Nam, kiến thức tài chính là một trong những nhân tố phản ánh dân trí tài chính, hay dân trí tài chính cao được thể hiện qua một kiến thức tài chính cũng cao tương ứng. Khi hiểu biết thông thạo về các chỉ tiêu tài chính, khả năng đầu tư, tiết kiệm của chủ thể càng tốt hơn và phù hợp với mục đích của họ (Khúc Thế Anh, 2020). Kempson (2009), khi nghiên cứu năng lực tài chính và các thành phần của nó, đã kết luận rằng kiến thức tài chính đóng vai trò là cơ sở cho khả năng xử lý hiệu quả các công việc tài chính hàng ngày và đưa ra các quyết định hợp lý phù hợp. Việc tiếp thu kiến thức tài chính được thể hiện dưới nhiều hình thức: trực tiếp từ kinh nghiệm, nhà trường, các khóa đào tạo hoặc gián tiếp thông qua sự truyền thụ thụ động của gia đình, bạn bè, phương tiện truyền thông và thông tin tài chính xung quanh.

**Hình 2: Kết quả mô hình SEM**



*Nguồn: Nhóm nghiên cứu tổng hợp từ phần mềm.*

Từ kết quả trên, nghiên cứu đưa đến kết luận: dân trí tài chính được phản ánh qua ba yếu tố bao gồm thái độ tài chính, hành vi tài chính và kiến thức tài chính hay chấp nhận cả ba giả thuyết đã đề ra. Kết quả này cũng tương đồng với các nghiên cứu đi trước để đánh giá dân trí tài chính của Potrich & cộng sự (2016) cho sinh viên đại học ở Brazil hay của Rai & cộng sự (2019) cho phụ nữ đang đi làm. Kết quả cũng cho thấy

---

mối tương quan của dân trí tài chính với hành vi tài chính là mạnh nhất, kế đến là thái độ tài chính và cuối cùng là kiến thức tài chính – trái với hướng tiếp cận đồng nhất dân trí tài chính với kiến thức tài chính được đo lường bởi Big Five như đề xuất của Lursadi và Mitchell (2008). Kết luận này có thể mở ra một hướng tiếp cận mới trong việc đo lường dân trí tài chính của người trẻ, đồng thời cũng cung cấp một hướng xây dựng chính sách mới cho các nhà hoạch định chính sách nhằm hướng đến đối tượng là sinh viên Việt Nam.

### 5. Kết luận và hàm ý chính sách

Như vậy, qua việc tổng hợp các khái nghĩa từ nhiều bài báo khoa học trong và ngoài nước, nghiên cứu đã rút ra cách định nghĩa bao hàm hơn cho khái niệm “dân trí tài chính” - một tổ hợp kiến thức tài chính, thái độ tài chính và hành vi tài chính giúp con người đưa ra được những quyết định hợp lý để hướng tới mục tiêu thỏa mãn về tài chính. Cách tiếp cận này là một sự bổ sung về mặt lý thuyết cho các nghiên cứu tương lai cùng chủ đề, là một sự mở rộng so với hai cách tiếp cận truyền thống chủ yếu hiện nay (chỉ đánh giá kiến thức tài chính). Về mặt thực tiễn, dựa trên kết quả từ mô hình định lượng, nghiên cứu đã khẳng định ba nội hàm trên đồng thời phản ánh dân trí tài chính, trong đó hành vi tài chính là yếu tố có tác động lớn nhất tới dân trí tài chính, theo sau là thái độ tài chính và cuối cùng là kiến thức tài chính.

Từ kết quả nghiên cứu, nhóm nghiên cứu đề xuất một số khuyến nghị về việc nâng cao dân trí tài chính cho giới trẻ Việt Nam trong độ tuổi từ 18-25. Đầu tiên, nhà nước cần đưa việc đào tạo và nâng cao dân trí tài chính cho thanh niên Việt Nam trong độ tuổi từ 18 đến 25 thành mối quan tâm trong trung và dài hạn. Đồng thời xác định rõ mục đích của việc nâng cao kiến thức và kỹ năng tài chính cho thanh niên là để họ thay đổi thái độ đối với tài chính, đưa ra được các quyết định đúng đắn và các hành vi tài chính tích cực dựa trên kiến thức của bản thân. Thứ hai, cần có những hội thảo, tọa đàm, những buổi talkshow chia sẻ, định hướng, nuôi dưỡng các hành vi tài chính tích cực cho thanh niên như lập kế hoạch ngân sách, thanh toán hoá đơn đúng hạn, tránh nợ xấu, tránh vay mượn tín dụng quá nhiều. Thứ ba, chính quyền địa phương cần xây dựng các chương trình tuyên truyền nhằm thúc đẩy một thái độ tài chính tích cực cho thanh niên ngay tại địa phương và đẩy mạnh công tác thông tin, tuyên truyền về dân trí tài chính cùng vai trò của nó ngay tại địa phương. Bản thân những người trẻ cần nhận thức được tầm quan trọng của tiền bạc và quản lý tài chính cá nhân và bản thân họ cần thay đổi để cải thiện sức khỏe tài chính. Họ có thể tự đặt ra các mục tiêu tài chính có thể đạt được, như xây dựng quỹ khẩn cấp, lập kế hoạch nghỉ hưu hoặc tiết kiệm và đưa ra chiến lược để đạt được các mục tiêu đó; ngoài ra cũng nên giám sát chi tiêu và lập ngân sách để xác định những lĩnh vực có thể giảm thiểu chi phí, phân bổ lại nhiều tiền hơn cho việc tiết kiệm. Hơn nữa, họ cũng cần chủ động tìm hiểu phá các tài liệu giáo dục tài chính để nâng cao kiến thức tài chính và đưa ra những lựa chọn sáng suốt về tiết kiệm và đầu tư.

Nghiên cứu này cũng còn tồn tại hạn chế về vấn đề tính đại diện của mẫu. Do hạn chế về địa lý, thời gian và kinh phí, nghiên cứu đã không thể bao hàm tất cả sinh viên Việt Nam. Mặc dù cỡ mẫu đã đảm bảo tính đại diện theo ngưỡng tối thiểu đề xuất nhưng thực tế, con số 584 chưa thể khái quát cho hơn 2 triệu sinh viên tại Việt Nam hiện nay. Ngoài ra, đối tượng sinh viên còn thuộc nhiều nhóm nhân khẩu học khác nhau, như độ tuổi, tình trạng hôn nhân, khu vực sinh sống, cũng như các yếu tố về tôn giáo, v.v. đều có ảnh hưởng tới khả năng tiếp xúc với giáo dục tài chính và trình độ dân trí tài chính tương ứng của họ. Kết quả của nghiên cứu này chưa có sự bao gồm được các yếu tố nhân khẩu học trên. Đây là một hướng đi cần được bổ khuyết trong tương lai đối với các nghiên cứu cùng chủ đề.

### Tài liệu tham khảo

- Atkinson, A. & Messy, F. A. (2012), ‘Measuring financial literacy’, *Journal of Consumer Affairs*, 44(2), 296-316.
- Bhushan, P. & Medury, Y. (2013), ‘Financial Literacy and its Determinants’, *International Journal of Engineering, Business and Enterprise Applications*, 4(2), 155-160.
- Bowen, C. F. (2002), ‘Financial Knowledge of Teens and Their Parents’, *Financial Counseling and Planning*, 13(2), 93-102.

- 
- Bumcrot, C. B., Lin, J., & Lusardi, A. (2013), 'The Geography of Financial Literacy', *Numeracy: Advancing Education in Quantitative Literacy*, 6(2). DOI: <http://dx.doi.org/10.5038/1936-4660.6.2.2>.
- Brüggen, E. C., Hogreve, J., Holmlund, M., Kabadayi, S., & Löfgren, M. (2017), 'Financial well-being: A conceptualization and research agenda', *Journal of Business Research*, 79, 228-237.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981), 'Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error', *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J. & Anderson, R. E. (2009), *Multivariate Data Analyses, 7th ed.*, Pearson, New Jersey.
- Hastings, J. S., Madrian, B. C. & Skimmyhorn, W. L. (2013), 'Financial literacy, financial education, and economic outcomes', *Annual Review of Economics*, 5(1), 347-373.
- Hilgert, M. A., Hogarth, J. M. & Beverly, S. G. (2003), 'Household Financial Management: The Connection Between Knowledge and Behavior', *Federal Reserve Bulletin*, 89, 309-322.
- HM Treasury (2007), *Financial capability: The Government's long-term approach*, HMSO, London.
- Hulland, J. (1999), 'Use of partial least squares (PLS) in strategic management research: A review of four recent studies', *Strategic Management Journal*, 20(2), 195-204.
- Hung, A., Parker, A. M. & Yoong, J. (2009), *Defining and Measuring Financial Literacy*, RAND Working Paper Series WR-708.
- Huston, S. (2010), 'Measuring financial literacy', *Journal of Consumer Affairs*, 44(2), 296-316.
- Kadoya, Y. & Khan, M. S. R. (2020), What determines financial literacy in Japan. *Journal of Pension Economics and Finance*, 19(3), 353-371. DOI: <https://doi.org/10.1017/S1474747218000379>.
- Kempson, E. (2009), *Framework for the development of financial literacy baseline surveys: A first international comparative analysis*, OECD Working Papers on Finance, Insurance and Private Pensions, No.1 OECD Publishing. DOI: <https://doi.org/10.1787/20797117>.
- Khúc Thế Anh (2020), 'Dân trí tài chính của người nghèo tại khu vực nông thôn Việt Nam', Luận án tiến sĩ, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân, Hà Nội.
- Khan, M. N., Rothwell, D. W., Cherney, K., & Sussman, T. (2017), 'Understanding the Financial Knowledge Gap: A New Dimension of Inequality in Later Life', *Journal of Gerontological Social Work*, 60(6-7), 487-503.
- Lusardi, A., & Mitchell, O. S. (2008). Planning and financial literacy: How do women fare?. *American Economic Review*, 98(2), 413-417.
- Lusardi, A. & Tufano, P. (2009), *Debt Literacy, Financial Experiences, and Overindebtedness*, NBER Working Paper Series, 1-44.
- Lusardi, A., Mitchell, O. S. & Curto, V. (2010), 'Financial Literacy among the Young', *Journal of Consumer Affairs*, 44(2), 358-380.
- Lusardi, A., & Mitchell, O. S. (2011), *Financial Literacy and Planning: Implications for Retirement Wellbeing*, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Miller, M., Godfrey, N., Levesque, B., & Stark, E. (2009), *The case for financial literacy in developing countries: Promoting access to finance by empowering consumers*, World Bank, DFID, OECD, and CGAP joint note, World Bank, Washington, DC.
- Nguyen, T. A. N., Rózsa, Z., Belás, J., & Belásová, L. (2017), 'The effects of perceived and actual financial knowledge on regular personal savings: Case of Vietnam', *Journal of International Studies*, 10(2), 278-291.
- Noctor, M., Stoney, S. & Stradling, R. (1992), *Financial literacy: a discussion of concepts and competencies of financial literacy and opportunities for its introduction into young people's learning*, National Foundation for Educational Research, London.
- OECD (2005), *Improving Financial Literacy: Analysis of Issues and Policies*, OECD Publishing, Paris. DOI: <https://doi.org/10.1787/9789264012578-en>.
- OECD (2017), *G20/OECD INFE report on adult financial literacy in G20 countries*, OECD Publishing, Paris. DOI: <https://doi.org/10.1787/04fb6571-en>.

- 
- OECD (2022), *OECD/INFE Toolkit for Measuring Financial Literacy and Financial Inclusion 2022*, OECD Publishing, Paris. DOI: <https://doi.org/10.1787/cbc4114f-en>.
- Ozdemir, M., Sari, A. L. & Irwandi, I. (2021), 'The influence of motivation, financial literacy, and social media financial platforms on student investment interest', *Komitmen: Jurnal Ilmiah Manajemen*, 2(2), 68-82.
- Potrich, A. C. G., Vieira, K. M. & Mendes-Da-Silva, W. (2016), 'Development of a financial literacy model for university students', *Management Research Review*, 39(3), 356-376.
- Rai, K., Dua, S. & Yadav, M. (2019), 'Association of Financial Attitude, Financial Behaviour, and Financial Knowledge Towards Financial Literacy: A Structural Equation Modeling Approach', *FIB Business Review*, 8(1), 51-60.
- Shahryar, S., & Tan, S. T. (2014), 'Spending behaviour of a case of Asian university students', *Asian Social Science*, 10(2), 64-69.
- Van Rooij, M., Lusardi, A., & Alessie, R. (2011), 'Financial literacy and stock market participation', *Journal of Financial Economics*, 101(2), 449-472.
- Zarcadoolas, C., Pleasant, A. & Greer, D. S., (2006), *Advancing health literacy: A framework for understanding and action*, John Wiley & Sons.

# VAI TRÒ CỦA VỐN XÃ HỘI ĐẾN NĂNG SUẤT NHÂN TỐ TỔNG HỢP CỦA DOANH NGHIỆP TƯ NHÂN VỪA VÀ NHỎ Ở VIỆT NAM

Vũ Thị Phương Liên

Học viện Tài chính

Email: vuphuonglien@hvtc.edu.vn

Mai Ngọc Anh

Học viện Tài chính

Email: maingocanhhvtc@gmail.com

Nguyễn Thanh Thủy

Học viện Tài chính

Email: nguyenthanhthuy@hvtc.edu.vn

Trần Thị Trà My

Đại học Kinh tế - Đại học Quốc gia Hà Nội

Email: trantramy@gmail.com

Mã bài: JED-1521

Ngày nhận: 13/12/2023

Ngày nhận bản sửa: 16/06/2024

Ngày duyệt đăng: 16/07/2024

DOI: 10.33301/JED.VI.1521

## Tóm tắt:

Các nghiên cứu trước đây thường sử dụng cách tiếp cận trung bình trong việc đánh giá ảnh hưởng của vốn xã hội đến năng suất của doanh nghiệp. Sử dụng cách tiếp cận hồi quy phân vị, nghiên cứu này lần đầu tiên xem xét tác động không đồng nhất của vốn xã hội tới năng suất tổng hợp (TFP) của các doanh nghiệp tư nhân Việt Nam. Kết quả nghiên cứu khẳng định vai trò tích cực của vốn xã hội tới TFP duy nhất đối các doanh nghiệp có năng suất đủ lớn. Thêm nữa, những loại vốn xã hội khác nhau có ảnh hưởng khác nhau đến năng suất của doanh nghiệp. Kết quả nghiên cứu hàm ý rằng thúc đẩy vốn xã hội của doanh nghiệp kết hợp với cải thiện môi trường kinh doanh là cách hiệu quả để cải thiện TFP của doanh nghiệp tư nhân nhỏ và vừa Việt Nam.

**Từ khóa:** Vốn xã hội, năng suất tổng hợp, doanh nghiệp tư nhân nhỏ và vừa.

**Mã JEL:** G32, G34.

## The role of social capital on the total productivity of small and medium-sized private firms in Vietnam

### Abstract:

Prior studies typically employ a mean approach when evaluating how social capital influences firm productivity. This research, however, adopts a quantile regression approach, pioneering an investigation into the heterogeneous effects of social capital on the total productivity (TFP) of Vietnamese private firms. The results reveal the favorable impact of social capital on TFP, specifically among firms exhibiting sufficiently high productivity levels. In addition, distinct forms of social capital manifest varying effects on firm productivity. These findings suggest that fostering firm social capital while improving the business environment is a viable strategy for enhancing the TFP of Vietnamese small and medium-sized private enterprises.

**Keywords:** Social capital, total productivity, private SMEs.

**JEL Codes:** G32, G34



---

## 1. Giới thiệu

Năng suất là mối quan tâm hàng đầu của các doanh nghiệp, tổ chức vì nó là động lực quan trọng để có lợi thế đáng kể về chi phí so với đối thủ cạnh tranh (Arrow & cộng sự, 2004). Vấn đề mấu chốt là tìm kiếm các giải pháp và phương thức nhằm nâng cao hiệu quả sử dụng nguồn lực sẵn có, tính bền vững của công nghệ có thể được đánh giá theo liệu nó có làm tăng năng suất hay không, đồng thời bảo tồn các ranh giới môi trường và các ranh giới khác (Holdgate, 1993).

Mạng lưới trong thế giới kinh doanh, vốn xã hội, được khái niệm hóa như một tập hợp các nguồn lực xã hội tạo nên mạng lưới, đóng góp một phần quan trọng trong hiệu quả hay năng suất của doanh nghiệp (Moran, 2005; Mauer & Ebers, 2006; Arregle & cộng sự, 2007). Vốn xã hội được coi là một trong những động lực chính cho tăng trưởng năng suất thông qua tác động của nó đến phúc lợi của nền kinh tế (OECD, 2013), giảm chi phí giao dịch (Sözbilir, 2018), tạo điều kiện phổ biến thông tin, kiến thức và đổi mới (Sabatini, 2008; Yamamura & Shin, 2012), thúc đẩy sự hợp tác (Bjørnskov & Méon, 2015).

Tuy nhiên, bằng chứng về ảnh hưởng của vốn xã hội đến năng suất không rõ ràng (xem tổng quan tài liệu ở tại mục 2). Thêm nữa, phần lớn các nghiên cứu về mối quan hệ giữa vốn xã hội và năng suất sử dụng tiếp cận trung bình (ví dụ: Boudreaux, Clarke & Jha, 2021) và có khá ít nghiên cứu nào thật sự tập trung xem xét tác động của vốn xã hội đến năng suất nhân tố tổng hợp của các doanh nghiệp tư nhân vừa và nhỏ (DNVVN) tại Việt Nam, một nền kinh tế thị trường định hướng xã hội chủ nghĩa đang phát triển. Vì vậy, nghiên cứu này đóng góp vào tổng quan nghiên cứu bằng việc cung cấp những bằng chứng mới về vai trò của vốn xã hội và loại hình vốn xã hội đến năng suất của các doanh nghiệp Việt Nam. Quan trọng hơn, nghiên cứu sử dụng cách tiếp cận hồi quy phân vị cho phép xem xét chi tiết tác động của vốn xã hội tới năng suất. Kết quả nghiên cứu khẳng định vai trò của vốn xã hội tới năng suất chỉ thực sự có ý nghĩa tại các doanh nghiệp có năng suất đủ lớn, trong khi mối quan hệ của vốn xã hội và năng suất là không có ý nghĩa tại các doanh nghiệp có năng suất thấp. Kết quả vì vậy có tiềm năng giải thích những tác động không rõ ràng của vốn xã hội đến năng suất của các doanh nghiệp trong các nghiên cứu trước đây.

Ngoài phần giới thiệu, bài viết gồm các phần chính sau: Phần 2 trình bày tổng quan về tác động vốn xã hội đến năng suất của doanh nghiệp vừa và nhỏ tại Việt Nam; Phần 3 trình bày phương pháp nghiên cứu và dữ liệu sử dụng; Phần 4 cung cấp các kết quả thực nghiệm chính và kiểm tra độ tin cậy; và phần 5 là kết luận và đề xuất các hàm ý chính sách.

## 2. Tổng quan tài liệu

Vốn xã hội đã được nhiều nhà nghiên cứu đo lường và phát triển, do đó có nhiều định nghĩa và giải thích về nó. Theo Putnam & cộng sự (1995), vốn xã hội đề cập đến các đặc điểm của xã hội như niềm tin, chuẩn mực và các mối quan hệ, những đặc điểm này có thể làm tăng hiệu quả và tạo điều kiện thuận lợi cho sự phối hợp các hoạt động của doanh nghiệp. Giá trị gia tăng có thể được tạo ra thông qua việc sử dụng hiệu quả hơn các nguồn lực nhờ sự hợp tác của các cá nhân và các nhóm. Hay vốn xã hội có thể được định nghĩa là “những đặc điểm đặc trưng của đời sống xã hội – mạng lưới, chuẩn mực và sự tin cậy – thúc đẩy sự hợp tác và phối hợp của các cá nhân hướng tới lợi ích chung” (Coleman, 1998). Tương tự, Fukuyama (1997) định nghĩa vốn xã hội thông qua hiệu quả của các hành động tập thể và mô tả nó là khả năng hợp tác thông qua các quy tắc và chuẩn mực không chính thức giữa những người trong cùng một nhóm hay tổ chức nhằm thực hiện hóa lợi ích của các thành viên.

Mặc dù khái niệm vốn xã hội được định nghĩa theo nhiều cách khác nhau, được nghiên cứu từ nhiều góc độ và được đo lường bằng nhiều cách nhưng nó vẫn được coi là một yếu tố của phát triển kinh tế, thậm chí được cho là “mắt xích còn thiếu” (Grootaert, 1998). Vai trò của vốn xã hội được nghiên cứu liên quan đến các loại mạng lưới khác nhau bao gồm: mạng lưới với các quan chức chính phủ và chủ ngân hàng, mạng lưới liên quan đến kinh doanh (ví dụ: mạng lưới với khách hàng và nhà cung cấp hay các thành viên trong hiệp hội doanh nghiệp), mạng lưới với các tổ chức xã hội hoặc với người thân, bạn bè (Pham & Talavera, 2018). Vốn xã hội được cho là thể hiện thông qua sự gắn kết chặt chẽ với các mối quan hệ trong mạng lưới như thường xuyên tiếp xúc và tương tác (Davidsson & Honig, 2003), số lượng mối quan hệ nhiều hơn như là thành viên của nhiều hiệp hội doanh nghiệp hơn (Nguyen & Luu, 2013).

Vốn xã hội được cho là có nhiều lợi ích, trong đó các mạng lưới của vốn xã hội có liên quan đến các chi

---

số về hiệu quả kinh tế, chẳng hạn như năng suất. Tác động tích cực của mạng lưới xã hội này tới cải thiện hiệu suất của doanh nghiệp có thể được lý giải qua nhiều cơ chế.

Thứ nhất, vốn xã hội có thể giúp giảm chi phí giao dịch bằng cách tạo ra các quy tắc không chính thức từ các mối quan hệ với quan chức chính phủ, cho phép mọi người tiến hành tương tác cá nhân và giao dịch kinh doanh một cách hiệu quả (Fukuyama, 2001; Sözbilir, 2018), đồng thời làm giảm sự không chắc chắn, niềm tin đóng vai trò thay thế cho hệ thống pháp luật (Jankauskas & Šeputiene, 2007; Bjørnskov & Méon, 2015), ví dụ trong việc giám sát và thực thi hợp đồng. Khi cần sử dụng ít nguồn lực hơn trong việc giám sát hay bảo vệ các cá nhân và doanh nghiệp, có thể dành nhiều nguồn lực hơn cho sản xuất và cải tiến công nghệ. Điều này cũng có nghĩa là các quyết định đầu tư có thể được đưa ra trong khoảng thời gian dài hơn, rủi ro hơn nhưng mang lại hiệu quả cao hơn (Kaasa, 2016).

Tiếp theo, vốn xã hội thúc đẩy sự phổ biến thông tin và kiến thức thông qua mạng lưới kinh doanh (Sabatini, 2008; Yamamura & Shin, 2012), không chỉ giữa các cá nhân trong doanh nghiệp mà còn thông qua mạng lưới nghề nghiệp và các mối quan hệ với bạn bè, đồng nghiệp cũ. Bằng cách này, nó cũng giúp sử dụng các nguồn lực khác nhau của doanh nghiệp, bao gồm cả những nguồn lực vô hình như vốn trí tuệ (Sokolowska, 2005). Những mối quan hệ này cho phép giảm chi phí, thời gian tìm kiếm và trao đổi thông tin cũng như cho phép áp dụng những đổi mới sớm hơn. Do đó, theo nghĩa này, vốn xã hội cũng góp phần vào khả năng hấp thụ của nền kinh tế, điều này rất quan trọng đối với năng suất (Isaksson, 2007; Kaasa, 2016).

Bên cạnh đó, một số nghiên cứu chỉ ra rằng, vốn xã hội góp phần nâng cao hiệu quả bằng cách cho phép sự hợp tác giữa các cá nhân có lợi ích không xung đột nhằm làm tăng sản lượng và sử dụng nguồn lực hiệu quả hơn (Brown & Ashman, 1996; Arrow, 2000). Mạng lưới được cho là có tác dụng tổng hợp, tập hợp các kỹ năng và ý tưởng khác nhau tạo ra những đột phá, cải thiện đáng kể năng suất (Kaasa, 2009) thông qua việc cho phép các thành viên trong nhóm cộng tác và liên hệ với nhau (Sözbilir, 2018). Vốn xã hội cũng mang lại một số lợi ích cá nhân, nghiên cứu cho thấy rằng những cá nhân có mối quan hệ tốt có nhiều khả năng tiếp cận với cơ hội mới, trải nghiệm dịch vụ tốt hơn như thuê nhà giá rẻ, uy tín, an tâm, ... hơn những người có ít mối quan hệ xã hội (Woolcock, 2001). Vốn xã hội góp phần giải quyết các vấn đề chung, phát triển con người, nâng cao nhận thức, tạo điều kiện thuận lợi cho việc trao đổi nguồn lực giữa các đơn vị và đổi mới sản phẩm, tạo ra giá trị, hiệu quả của nhóm đa chức năng, ảnh hưởng đến thành công trong sự nghiệp, mối quan hệ tốt với nhà cung cấp (Cohen & Prusak, 2001; Adler & Kwon, 2002; Fu, 2004).

Tuy nhiên, các nghiên cứu khác lại cho thấy mối quan hệ giữa vốn xã hội và năng suất hay hiệu quả của doanh nghiệp là không đáng kể hoặc tiêu cực. Vấn đề tiêu cực sẽ xảy ra khi vốn xã hội chỉ dẫn đến việc phân phối lại lợi ích mà không làm tăng tổng nguồn lực (Guiso & cộng sự, 2011). Điều này xảy ra khi các hình thức vốn xã hội thống trị, vốn xã hội mạnh mẽ có thể tạo ra môi trường «bẫy xã hội» khi các nhân viên trở nên quá thoải mái và dựa dẫm vào sự hỗ trợ của nhau, dẫn đến việc thiếu động lực và giảm năng suất. Trong bối cảnh thể chế nhà nước và thị trường kém phát triển, chủ nghĩa gia đình trị có thể gia tăng khi tình hình tài chính xấu đi (Banfield, 1967). Việc ưu tiên cho gia đình có thể dẫn đến sự phân biệt đối xử và thiếu công bằng trong việc tiếp cận nguồn lực và cơ hội, từ đó làm giảm động lực và tinh thần hợp tác chung. Chủ nghĩa gia đình trị có thể khuyến khích hành vi cơ hội và tham nhũng, khi mọi người lợi dụng các mối quan hệ cá nhân để trục lợi cá nhân, gây tổn hại đến lợi ích chung của doanh nghiệp và cộng đồng.

Lee & cộng sự (2001) khi nghiên cứu về các doanh nghiệp công nghệ phát hiện ra rằng ngoại trừ mối liên kết với vốn rủi ro, tất cả các mối liên kết với các công ty khác, trường đại học, mạng lưới rủi ro, các tổ chức tài chính và chính phủ đều không ảnh hưởng đáng kể đến hiệu suất tổ chức. Rowley & cộng sự (2000) cho thấy rằng các mối liên kết chặt chẽ trong một mạng lưới liên minh chiến lược sẽ ảnh hưởng tiêu cực đến hiệu suất của công ty. Nghiên cứu hoạt động của các doanh nghiệp tại Trung Quốc, Park & Luo (2001) cho thấy kết quả thực nghiệm phức tạp rằng mặc dù các mối quan hệ cá nhân dẫn đến tăng trưởng doanh số, nhưng nó không ảnh hưởng đáng kể đến tăng trưởng lợi nhuận. Ngoài ra, họ phát hiện ra rằng các mối quan hệ cá nhân có lợi cho việc mở rộng thị trường và vị trí cạnh tranh của các công ty, nhưng không tăng cường hoạt động nội bộ. Trong một nghiên cứu về các công ty Ý của Sabatini (2008), mạng lưới không chính thức có mối liên hệ tiêu cực đối với năng suất lao động.

Tóm lại, các nghiên cứu trước đây thường sử dụng cách tiếp cận trung bình để xem xét tác động của vốn xã hội đến TFP và có kết quả chưa rõ ràng. Có khá ít nghiên cứu xem xét ảnh hưởng của vốn xã hội đến tới

---

các thành tố của năng suất tại Việt Nam và điều này giới hạn sự hiểu biết của chúng ta về mối quan hệ giữa vốn xã hội và năng suất của doanh nghiệp, cùng với đó là những tác động không đồng nhất của vốn xã hội và loại hình vốn xã hội đến năng suất của doanh nghiệp. Vì vậy, nghiên cứu này bổ sung vào các khoảng trống nghiên cứu trên bằng cách tiếp cận phân vị giúp cung cấp một cái nhìn toàn diện hơn về mối quan hệ giữa vốn xã hội và năng suất của doanh nghiệp tại Việt Nam.

### 3. Dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

#### 3.1. Dữ liệu

Nghiên cứu này sử dụng dữ liệu thu được từ các cuộc khảo sát được thực hiện giữa các doanh nghiệp vừa và nhỏ (SME) tại Việt Nam được Đại học Copenhagen ở Đan Mạch, Viện Quản lý Kinh tế Trung ương (CIEM) và Viện Khoa học Lao động và Xã hội (ILSSA) cùng nhau thực hiện các cuộc khảo sát. Bộ dữ liệu được sử dụng cung cấp một bộ sưu tập thông tin toàn diện được thu thập từ 10 tỉnh trên cả ba miền của Việt Nam: miền Bắc, miền Trung và miền Nam. Cụ thể, các cuộc khảo sát được thực hiện tại ba thành phố mỗi năm là Thành phố Hồ Chí Minh, Hà Nội và Hải Phòng, cùng với 7 tỉnh thành cũ là Nghệ An, Long An, Hà Tây<sup>1</sup>, Quảng Nam, Phú Thọ, Khánh Hòa và Lâm Đồng. Dữ liệu bảng cân bằng được tạo lập với 1600 doanh nghiệp, bởi việc kết nối dữ liệu điều tra doanh nghiệp tư nhân nhỏ và vừa trong 3 năm 2011, 2013 và 2015. Đây là bộ điều tra dữ liệu cung cấp đầy đủ các thông tin liên quan về các đặc tính của doanh nghiệp, loại hình sở hữu, kết quả hoạt động kinh doanh, và vốn xã hội.

Nguồn dữ liệu thứ hai được sử dụng trong nghiên cứu này là Chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh của Việt Nam (PCI), đây là chỉ số được tính toán hàng năm của Phòng Thương mại và Công nghiệp Việt Nam (VCCI) từ năm 2007 với sự hỗ trợ của cơ quan Phát triển Quốc tế Hoa Kỳ (USAID). Chỉ số PCI đo lường chất lượng môi trường kinh doanh của 63 tỉnh thành tại Việt Nam và được tính toán bằng cách trung bình có trọng số của mười chỉ số thành phần khác nhau của quản trị địa phương.

#### 3.2. Hồi quy phân vị

Những thông tin có giá trị có thể bị bỏ sót nếu chúng ta chỉ kiểm tra tác động trung bình có điều kiện (Conditional mean) của vốn xã hội đối với năng suất (Koenker & Hallock, 2001; McGuinness & Bennett, 2007). Vì vậy, để xem xét các tác động không đồng nhất (heterogeneous effects) của vốn xã hội, nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy phân vị (QR: quantile regression).

$$Q_q(y_{it}/x_{it}) = \alpha_q + x_{it}\beta_q + IQ_{it}\beta_q + u_{it}\alpha_q \quad (1)$$

Biến  $y_{it}$  là năng suất của doanh nghiệp<sup>2</sup>. Vector  $x_{it}$  đại diện cho một tập hợp các biến độc lập bao gồm vốn xã hội và các đặc điểm liên quan khác liên quan đến doanh nghiệp. Vốn xã hội được đo bằng tổng quy mô (số lượng) mạng lưới với các doanh nghiệp, ngân hàng, chính trị gia, công chức và các mối quan hệ khác. IQ đại diện cho chất lượng môi trường kinh doanh ở cấp tỉnh. Ngoài ra,  $u_{it}$  đại diện cho các yếu tố không thể quan sát được ảnh hưởng đến năng suất của doanh nghiệp, chẳng hạn như chất lượng quản lý. QR cung cấp một cái nhìn toàn diện hơn về mối quan hệ giữa biến phụ thuộc và các biến giải thích tại các điểm khác nhau của phân phối của biến phụ thuộc (Koenker & Hallock, 2001).

Thêm nữa, công cụ ước tính QR cho phép đánh giá liệu gia tăng số lượng và chất lượng của vốn xã hội sẽ làm tăng hay giảm năng suất theo các nhóm phân vị của năng suất (ví dụ nhóm doanh nghiệp năng suất cao, trung bình, thấp) hay không. Một ưu điểm quan trọng khác là QR cung cấp kết quả tin cậy hơn khi có bất thường về dữ liệu nghiên cứu (dữ liệu ngoại lai - Outliers), trong khi các công cụ ước tính hồi quy tuyến tính khác có nhiều khả năng tạo ra các ước tính kém chính xác hơn nếu sai số của mô hình không theo phân phối chuẩn (Koenker, 2017).

Nghiên cứu này sử dụng một quy trình hai bước và phương pháp bootstrap với dữ liệu mảng. Vì vậy, nghiên cứu nắm bắt một cách hiệu quả mối quan hệ giữa các biến giải thích và các phân trăm khác nhau trong phân bố năng suất doanh nghiệp trong khi tính đến các yếu tố không được quan sát, bất biến theo thời gian (Canay, 2011).

### 4. Kết quả nghiên cứu

Bảng 1 trình bày kết quả của mô hình hồi quy phân vị tới năng suất nhân tố tổng hợp (TFP). Cột 1 của bảng 1 chỉ ra rằng vốn xã hội có mối quan hệ không có ý nghĩa thống kê với năng suất khi sử dụng ước lượng trung bình (OLS). Tuy nhiên, kết quả hoàn toàn khác biệt khi sử dụng cách tiếp cận phân vị. Vốn xã hội có

tác động tích cực và có ý nghĩa thống kê trong việc giải thích năng suất các nhân tố tổng hợp ở Việt Nam ở mức ý nghĩa 1% tại những doanh nghiệp có năng suất đủ cao. Vốn xã hội là tổng hợp các thước đo về lòng tin, sự cam kết, sự tham gia vào các tổ chức và mối quan tâm đến lợi ích chung. Một tập hợp các đặc điểm của cộng đồng như vậy có lợi cho việc giảm chi phí giao dịch, làm giảm việc quản lý rủi ro, tăng tốc độ và phạm vi của luồng thông tin, kiến thức, thúc đẩy tính linh hoạt, thúc đẩy hợp tác mang lại hiệu quả tổng hợp và giúp kết hợp hiệu quả các yếu tố sản xuất sẵn có, có tác động tích cực đến giá trị của năng suất (Przybyła, 2020). Tuy nhiên vốn xã hội lại không có tác động đến năng suất tại phân vị thấp. Duy trì các mạng lưới xã hội giúp giảm bất cân xứng thông tin và giúp tất cả các thành viên về việc mở rộng các mối quan hệ xã hội cũng như học tập trong mạng lưới (Lehto & Oksa, 2004; Pham & Tavera, 2018). Thêm nữa, những doanh nghiệp có vốn xã hội cao thường có tỷ lệ luân chuyển nhân viên thấp hơn và có mối quan hệ tốt với các nhà cung cấp (Boudreaux, Clarke & Jha, 2021). Mối quan hệ trong mạng lưới cũng giúp gia tăng khả năng tiếp cận tín dụng của doanh nghiệp tư nhân tại Việt Nam (Pham & Tavera, 2018) và tất cả những điều này là nhân tố quan trọng thúc đẩy năng suất. Tuy nhiên, để duy trì các mạng lưới xã hội cần có các khoản chi phí nhất định và duy nhất những doanh nghiệp có tiềm lực và năng suất đủ lớn mới duy trì và phát huy hiệu quả của các mối quan hệ.

**Bảng 1: Vai trò của vốn xã hội đến năng suất doanh nghiệp tư nhân nhỏ và vừa**

Biến giải thích	TFP	q10	q25	q50	q75	q90
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Vốn xã hội	0,0006 (0,001)	0,0003 (0,000)	0,0003 (0,000)	0,0004** (0,000)	0,0004** (0,000)	0,0005+ (0,000)
Trả phí phí chính thức	0,0284 (0,088)	0,0204 (0,024)	0,0159 (0,014)	0,0223+ (0,013)	0,0111 (0,014)	0,0010 (0,021)
Xuất khẩu	0,1542 (0,296)	0,1068** (0,033)	0,1213** (0,027)	0,1400** (0,023)	0,1891** (0,041)	0,2488** (0,056)
Tuổi của doanh nghiệp	-0,0740 (0,197)	-0,0636** (0,019)	-0,0823** (0,011)	-0,0749** (0,009)	-0,0712** (0,012)	-0,0674** (0,016)
Giới tính của chủ sở hữu	-0,1986+ (0,116)	-0,1126** (0,023)	-0,1291** (0,012)	-0,1454** (0,013)	-0,1637** (0,015)	-0,1710** (0,023)
Quy mô doanh nghiệp	0,1547+ (0,093)	0,1770** (0,012)	0,1706** (0,007)	0,1584** (0,006)	0,1471** (0,007)	0,1457** (0,010)
PCI	0,0067 (0,012)	0,0152** (0,005)	0,0089** (0,003)	0,0060* (0,002)	0,0047** (0,002)	0,0090** (0,002)
Hàng số	0,5658 (0,924)	-0,5786+ (0,350)	0,3229+ (0,177)	0,8042** (0,152)	1,0962** (0,111)	0,9665** (0,146)
Số quan sát	4.787	4.787	4.787	4.787	4.787	4.787
R-squared	0,013					

*Chú thích: Các sai số chuẩn được lập lại với 1000 lần; Mức ý nghĩa + ở mức 10%; \* ở mức 5%; \*\* ở mức 1%. Mô hình cũng kiểm soát biến giả năm.*

*Nguồn: Nhóm tác giả tính toán*

Để tìm hiểu sâu hơn vai trò của vốn xã hội, chúng tôi nghiên cứu ảnh hưởng các loại hình vốn xã hội, như vai trò của kết nối với các doanh nghiệp khác trong cộng đồng doanh nhân có tác động như thế nào đến năng suất. Kết quả cũng cho thấy mạng lưới kết nối giữa các doanh nghiệp cũng có tác động tích cực đến năng suất tại những phân vị cao của năng suất, trong khi đó chúng tôi không tìm thấy mối quan hệ có ý nghĩa thống kê của kết nối của doanh nghiệp với các nhà chính trị hoặc ngân hàng đối với năng suất của doanh nghiệp (Kết quả vui lòng xem phần phụ lục số 1, 2 và 3). Điều này có thể giải thích bởi sự thật rằng khi các chủ sở hữu hoặc nhà quản lý dành nhiều thời gian hơn để giao dịch với các cán bộ của chính phủ hoặc ngân hàng, họ có ít thời gian hơn cho các hoạt động quản lý, điều hành doanh nghiệp và điều này có thể dẫn tới mối quan hệ không thực sự có ý nghĩa thống kê giữa mạng lưới chính trị và năng suất của doanh nghiệp tư nhân.

Liên quan đến vai trò của các biến kiểm soát, xuất khẩu hàng hóa của doanh nghiệp cũng có tác động tích cực đối với TFP. Xuất khẩu hàng hóa giúp doanh nghiệp tiếp cận với thị trường rộng lớn hơn, tăng cạnh

tranh, thúc đẩy đổi mới sáng tạo, từ đó có thể tăng quy mô sản xuất kinh doanh, nâng cao năng suất (Farole & cộng sự, 2011).

Trong khi doanh nghiệp có nhiều năm hoạt động trong thị trường có mối liên hệ ngược chiều với sự thay đổi của năng suất. Phát hiện này có thể là do các công ty trẻ hơn có thể dễ dàng thích ứng với những thay đổi trong công nghệ và đổi mới hiện có và từ đó tận dụng được lợi thế của nó. Mặt khác, các công ty lâu đời hơn có thể bị ảnh hưởng bởi hiệu ứng quán tính, đó là tình trạng các doanh nghiệp không thể điều chỉnh cơ cấu và chiến lược của mình trong môi trường thị trường năng động, cản trở họ tận dụng các cơ hội sẵn có (Hannan & Freeman, 1984). Bên cạnh đó, giới tính của chủ sở hữu là nữ cũng mang lại năng suất nhân tố tổng hợp cao hơn cho doanh nghiệp. Điều này có thể là do phụ nữ làm chủ có xu hướng sáng tạo và đổi mới hơn, thích ứng với sự thay đổi tốt hơn và chú trọng hơn đến các yếu tố xã hội và môi trường, hoạt động trong các lĩnh vực có lợi thế về quy mô và có quy mô nhỏ hơn các doanh nghiệp do nam giới làm chủ (Fairlie & Robb, 2020).

Cuối cùng, doanh nghiệp có quy mô càng lớn thì năng suất tổng hợp của doanh nghiệp càng được cải thiện do khi quy mô doanh nghiệp tăng lên và doanh nghiệp sẽ đạt được lợi thế hiệu quả theo quy mô trong khi các doanh nghiệp nhỏ thường không có đủ nguồn lực để xây dựng và duy trì một cơ cấu tổ chức phức tạp, dẫn đến hiệu suất kết hợp theo quy mô bị ảnh hưởng (World Bank, 2019).

### 5. Kết luận và hàm ý chính sách

Sử dụng cách tiếp cận phân vị, nghiên cứu đóng góp vào tổng quan bằng việc xem xét tác động không đồng nhất của vốn xã hội, loại hình vốn xã hội đến năng suất doanh nghiệp. Kết quả nghiên cứu chỉ ra tác động tích cực của vốn xã hội tới những doanh nghiệp có năng suất đủ cao. Thêm nữa, kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng tác động có ý nghĩa thống kê phần lớn đến từ việc duy trì các mối quan hệ với các doanh nghiệp trong mạng lưới kinh doanh thay vì các mối quan hệ chính trị. Kết quả hàm ý rằng, các công ty có thể tận dụng mối quan hệ của họ với các doanh nhân khác để có thể giảm bất cân xứng thông tin, thúc đẩy niềm tin của khách hàng, và nhân viên. Bên cạnh đó, kết quả nghiên cứu cũng khẳng định vai trò của yếu tố môi trường kinh doanh (đại diện bởi chỉ số PCI) đối với cải thiện TFP tại Việt Nam. Điều này hàm ý về cải thiện năng suất của doanh nghiệp cần phải chú trọng đến hiệu quả của các yếu tố môi trường kinh doanh trong tương lai, và điều đó sẽ giúp cải thiện và phát triển bền vững năng suất của doanh nghiệp.

#### Ghi chú:

- Bộ dữ liệu khi bắt đầu được điều tra thì Hà Tây vẫn còn là một tỉnh riêng
- Năng suất tổng hợp của doanh nghiệp được tính theo phương pháp của O'Donnell (2016), vui lòng xem phụ lục 5

### PHỤ LỤC

**Phụ lục 1: Mạng lưới kinh doanh với các doanh nghiệp khác và năng suất doanh nghiệp**

Biến số	TFP	q10	q25	q50	q75	q90
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Mạng lưới kinh doanh với các doanh nghiệp khác	0,0006 (0,001)	0,0004 (0,000)	0,0003 (0,000)	0,0004** (0,000)	0,0005** (0,000)	0,0005* (0,000)
Trả phí phi chính thức	0,0287 (0,088)	0,0203 (0,025)	0,0158 (0,013)	0,0221+ (0,013)	0,0110 (0,015)	0,0026 (0,024)
Xuất khẩu	0,1552 (0,297)	0,1069** (0,031)	0,1295** (0,027)	0,1408** (0,021)	0,1923** (0,039)	0,2529** (0,057)
Tuổi doanh nghiệp	-0,0739 (0,197)	-0,0587** (0,020)	-0,0834** (0,012)	-0,0741** (0,010)	-0,0697** (0,012)	-0,0665** (0,015)
Giới tính chủ doanh nghiệp	-0,1988+ (0,116)	-0,1107** (0,024)	-0,1273** (0,013)	-0,1430** (0,014)	-0,1638** (0,015)	-0,1691** (0,023)
Quy mô doanh nghiệp	0,1542+ (0,014)	0,1746** (0,013)	0,1690** (0,013)	0,1576** (0,014)	0,1481** (0,015)	0,1446** (0,023)



	(0,093)	(0,011)	(0,006)	(0,005)	(0,007)	(0,010)
PCI	0,0067	0,0152*	0,0087**	0,0058**	0,0045**	0,0089**
	(0,012)	(0,006)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)
Hằng số	0,5721	-0,5834	0,3374*	0,8133**	1,1109**	0,9682**
	(0,924)	(0,383)	(0,161)	(0,126)	(0,111)	(0,145)
Số quan sát	4.787	4.787	4.787	4.787	4.787	4.787
R-squared	0,013					

Chú thích: Các sai số chuẩn được lập lại với 1000 lần; Mức ý nghĩa + ở mức 10%; \* ở mức 5%; \*\* ở mức 1%. Mô hình cũng kiểm soát biến giả năm.

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán

### Phụ lục 2: Mạng lưới kết nối với cán bộ ngân hàng và năng suất doanh nghiệp

Biến số	TFP	q10	q25	q50	q75	q90
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Mạng lưới với ngân hàng	-0,0057 (0,014)	-0,0045 (0,004)	-0,0055 (0,004)	0,0017 (0,003)	-0,00001 (0,003)	-0,0015 (0,003)
Trà phí phi chính thức	0,0350 (0,089)	0,0286 (0,022)	0,0164 (0,014)	0,0241+ (0,012)	0,0116 (0,014)	0,0130 (0,022)
Xuất khẩu	0,1463 (0,300)	0,1082** (0,029)	0,1161** (0,027)	0,1356** (0,022)	0,1923** (0,036)	0,1999** (0,055)
Tuổi doanh nghiệp	-0,0722 (0,199)	-0,0529* (0,021)	-0,0840** (0,013)	-0,0686** (0,009)	-0,0678** (0,011)	-0,0632** (0,017)
Giới tính chủ doanh nghiệp	-0,1824 (0,117)	-0,0940** (0,022)	-0,1142** (0,012)	-0,1347** (0,012)	-0,1510** (0,014)	-0,1490** (0,021)
Quy mô doanh nghiệp	0,1722+ (0,094)	0,1913** (0,010)	0,1849** (0,006)	0,1699** (0,006)	0,1607** (0,007)	0,1587** (0,010)
PCI	0,0066 (0,012)	0,0151** (0,006)	0,0072** (0,003)	0,0059** (0,002)	0,0049** (0,002)	0,0086** (0,002)
Hằng số	0,5524 (0,931)	-0,6275+ (0,362)	0,4059* (0,184)	0,7719** (0,146)	1,0535** (0,115)	0,9502** (0,140)
Số quan sát	4.740	4.740	4.740	4.740	4.740	4.740
R-squared	0,013					

Chú thích: Các sai số chuẩn được lập lại với 1000 lần; Mức ý nghĩa + ở mức 10%; \* ở mức 5%; \*\* ở mức 1%. Mô hình cũng kiểm soát biến giả năm.

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán

### Phụ lục 3: Mạng lưới kết nối chính trị và năng suất

Biến số	TFP	q10	q25	q50	q75	q90
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Mạng lưới kết nối chính trị	0,0022 (0,015)	0,0023 (0,004)	0,0009 (0,002)	0,0059* (0,003)	0,0015 (0,003)	0,0001 (0,004)
Trà phí phi chính thức	0,0294 (0,089)	0,0243 (0,023)	0,0093 (0,014)	0,0238* (0,012)	0,0099 (0,016)	0,0064 (0,023)
Xuất khẩu	0,1600 (0,299)	0,1191** (0,035)	0,1348** (0,026)	0,1461** (0,020)	0,1988** (0,038)	0,2345** (0,052)
Tuổi doanh nghiệp	-0,0746 (0,198)	-0,0566** (0,022)	-0,0809** (0,012)	-0,0763** (0,009)	-0,0723** (0,012)	-0,0624** (0,016)
Giới tính chủ doanh nghiệp	-0,1929+ (0,117)	-0,1055** (0,021)	-0,1245** (0,012)	-0,1453** (0,012)	-0,1612** (0,014)	-0,1560** (0,023)
Quy mô doanh nghiệp	0,1648+ (0,093)	0,1852** (0,012)	0,1785** (0,007)	0,1660** (0,005)	0,1545** (0,007)	0,1568** (0,010)
PCI	0,0068 (0,012)	0,0157** (0,006)	0,0082** (0,003)	0,0060** (0,002)	0,0046** (0,001)	0,0085** (0,002)
Hằng số	0,5571 (0,929)	-0,6397+ (0,372)	0,3571* (0,176)	0,7963** (0,144)	1,1031** (0,101)	0,9586** (0,150)
Số quan sát	4.760	4.760	4.760	4.760	4.760	4.760
R-squared	0,013					

Chú ý: Các sai số chuẩn được lập lại với 1000 lần; Mức ý nghĩa + ở mức 10%; \* ở mức 5%; \*\* ở mức 1%. Mô hình cũng kiểm soát biến giả năm.

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán.

**Phụ lục 4: Thống kê mô tả các biến chính trong mô hình**

<b>Biến số</b>	<b>Số quan sát</b>	<b>Giá trị trung bình</b>	<b>Sai số chuẩn</b>
TFP: Năng suất nhân tố tổng hợp	4.800	1,211	2,262
Năng lực cạnh tranh cấp tỉnh (PCI)	4.800	59,323	4,376
Vốn xã hội (tổng quy mô mạng lưới với các doanh nghiệp, ngân hàng, chính trị gia và công chức, khác)	4.800	36,583	51,259
Mạng lưới liên quan đến các doanh nghiệp trong và ngoài ngành kinh doanh	4.800	28,84	44,85
Mạng lưới với các cán bộ cơ quan chính phủ	4.772	1,51	2,54
Mạng lưới với các cán bộ ngân hàng	4.752	1,23	2,85
Tuổi của doanh nghiệp	4.799	2,60	10,746
Quy mô doanh nghiệp (số lượng lao động)	4.800	1,716	1,14

**Phụ lục 5: Đo lường TFP**

Nghiên cứu này tính toán năng suất tổng hợp TFP dựa trên phương pháp của O'Donnell (2016). Trong trường hợp tổng quát, giả sử có N hãng sản xuất ( $n = 1, 2, \dots, N$ ) trong T giai đoạn ( $t=1, 2, \dots, T$ ). Quá trình sản xuất đòi hỏi K đầu vào ( $x \in \mathbb{R}_+^K$ ) để tạo ra Q đầu ra ( $y \in \mathbb{R}_+^Q$ ) tương ứng, ta có một tập hợp các điểm có thể sản xuất và được gọi là tập công nghệ trong giai đoạn t với N hãng và được định nghĩa là:

$$T^t = \{(x^t, y^t) \in \mathbb{R}_+^{K+Q} \mid x^t \text{ có thể sản xuất } y^t\}$$

Với một đầu ra và hàm log-distance được cho bởi hàm Cobb-Douglas (CD) sau:

$$\ln D_0^t(x_{nt}, q_{nt}, z_{nt}) = \ln q_{nt} - \phi_n - \lambda t - \sum_{h=1}^H \gamma_h \ln z_{hnt} - \sum_{m=1}^M \beta_m \ln x_{mnt}$$

Tại đó  $\phi$  là tác động cố định theo vùng kinh tế và loại hình kinh doanh,  $\lambda$  là xu hướng biến động theo thời gian của công nghệ (hoặc thể chế),  $\gamma$  là các đặc tính biến đổi về môi trường kinh doanh (chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh),  $\beta$  là hệ số các yếu tố sản xuất (lao động, vốn, vốn con người). Trong trường hợp này, sự thay đổi của TFP của hãng n năm t so với hãng k năm s (trước đó) sẽ trở thành:

$$TFP_{ksnt} = \frac{q_{nt}}{q_{ks}} \prod_{m=1}^M \left( \frac{x_{mks}}{x_{mnt}} \right)^{\lambda_m}$$

Tại đó,  $\lambda_m = \beta_m/r$  và  $r = \sum_{m=1}^M \beta_m$  là độ co giãn theo quy mô. Trong bài báo này, chúng tôi ước tính các tham số  $\beta$  bằng phương pháp phân tích biên ngẫu nhiên (SFA).

**Lời thừa nhận/cảm ơn:** Nghiên cứu này được tài trợ bởi Quỹ phát triển khoa học và công nghệ Quốc gia (NAFOSTED) cho đề tài mã số 20/2022/TN.

**Tài liệu tham khảo**

Adler, P. S., & Kwon, S. W. (2002), ‘Social capital: Prospects for a new concept’, *Academy of Management Review*, 27(1), 17-40.

Arregle, J-L., Hitt, M. A., Sirmon, D. G. & Very, P. (2007), ‘The development of organizational social capital: attributes of family firms’, *Journal of Management Studies*, 44, 73–95.

Arrow, K. J. (2000), ‘Observations on social capital’, *Social capital: A multifaceted perspective*, 6, 3-5.

Arrow, K., Dasgupta, P., Goulder, L., Daily, G., Ehrlich, P., Heal, G., ... & Walker, B. (2004), ‘Are we consuming too

---

much?', *Journal of Economic Perspectives*, 18(3), 147-172.

- Banfield, E. C. (1967), *The moral basis of a backward society*, Free Press
- Bjørnskov, C., & Méon, P.-G. (2015), 'The Productivity of Trust', *World Dev*, 70, 317–331.
- Boudreaux, C., Clarke, G., & Jha, A. (2021), 'Social capital and small informal business productivity: the mediating roles of financing and customer relationships', *Small Business Economics*, 59, 955–976.
- Brown, L.D.; Ashman, D. (1996), 'Participation, social capital, and intersectoral problem-solving: African and Asian cases', *World Dev.*, 24, 1467–1479.
- Canay, I. A. (2011), 'A simple approach to quantile regression for panel data', *The Econometrics Journal*, 14(3), 368-386.
- Cohen, D., & Prusak, L. (2001), *In good company: How social capital makes organizations work*, Harvard Business School.
- Coleman, J. S. (1988), 'Social capital in the creation of human capital', *American journal of sociology*, 94, S95-S120.
- Davidsson, P., & Honig, B. (2003), 'The role of social and human capital among nascent entrepreneurs', *Journal of Business Venturing*, 18(3), 301-331.
- Fairlie, R. W., & Robb, A. M. (2020), 'Women-owned businesses: Productivity, innovation, and market structure', *The Quarterly Journal of Economics*, 135(2), 743-813.
- Farole, T., Gelb, A., & Klapper, L. (2011), 'The impact of export on firm productivity and profitability', World Bank Policy Research Working Paper 5567.
- Fu, Q. (2004), *Trust, Social Capital, and Organizational Effectiveness*, Virginia Tech: Blacksburg, VA, USA.
- Fukuyama, F. (1997), 'Social capital and the modern capitalist economy: Creating a high trust workplace', *Stern Business Magazine*, 4(1), 1-16.
- Fukuyama, F. (2001), 'Social capital, civil society and development', *Third world quarterly*, 22(1), 7-20.
- Grootaert, C. (1998), 'Social Capital the missing link? Social Capital Initiative', Working Paper No. 3. The World Bank Social Development, Family, Environmentally and Socially Sustainable Development Network.
- Guiso, L., Sapienza, P., & Zingales, L. (2011), 'Civic capital as the missing link', *Handbook of social economics*, 1, 417-480.
- Hannan, M. T., & Freeman, J. (1984), 'Structural inertia and organizational change', *American Sociological Review*, 49(2), 149-164.
- Holdgate, M. W. (1993), 'The sustainable use of tropical coastal resources-a key conservation issue', *Ambio*, 22(7), 481-482.
- Isaksson, A. (2007), 'Determinants of total factor productivity: a literature review. Research and Statistics Branch', *UNIDO*, 1(101), 672.
- Jankauskas, V., & Šeputienė, J. (2007), 'The relation between social capital, governance and economic performance in Europe', *Business: Theory and Practice*, 8(3), 131-138.
- Kaasa, A. (2009), 'Effects of different dimensions of social capital on innovative activity: Evidence from Europe at the regional level', *Technovation*, 29, 218–233.
- Kaasa, A. (2016), 'Social capital, institutional quality, and productivity: evidence from European regions', *Economics & Sociology*, 9(4), 11.
- Koenker, R. (2017), 'Quantile regression: 40 years on', *Annual review of economics*, 9(1), 155-176.
- Koenker, R., & Hallock, K. (2001), 'Quantile regression: An introduction', *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 43-56.
- Lee, C., Lee, K., & Pennings, J. M. (2001), 'Internal capabilities, external networks, and performance: a study on technology-based ventures', *Strategic Management Journal*, 22(6-7), 615-640.
- Lehto, E., & Oksa, J. (2004), 'Networks for local development: Aiming for visibility, products, and success', in *Comparing Rural Development*, Ashgate, 17-46.
- Mauer, I. & Ebers, M. (2006), 'Dynamics of social capital and their performance implications: lessons from

- 
- biotechnology start-ups', *Administrative Science Quarterly*, 51, 262–92.
- McGuinness, S., & Bennett, J. (2007), 'Overeducation in the graduate labour market: A quantile regression approach', *Economics of Education Review*, 26(5), 521-531.
- Moran, P. (2005), 'Structural vs. relational embeddedness: Social capital and managerial performance', *Strategic Management Journal*, 26(12), 1129-1151.
- Nguyen, N., & Luu, N. (2013), 'Determinants of financing pattern and access to formal-informal credit: The case of small and medium-sized enterprises in Viet Nam', *Journal of Management Research*, 5(2), 240–259.
- O'Donnell, C. J. (2016), 'Using information about technologies, markets and firm behaviour to decompose a proper productivity index', *Journal of Econometrics*, 190(2), 328-340.
- OECD, (2013), *OECD Compendium of Productivity Indicators 2013*, OECD Publishing.
- Park, S. H., & Luo, Y. (2001), 'Guanxi and organizational dynamics: Organizational networking in Chinese firms', *Strategic Management Journal*, 22(5), 455-477.
- Przybyła, U. M. (2020), 'Does social capital matter for total factor productivity?', *Exploratory Evidence from Poland. Sustainability*, 12, 1-25.
- Putnam, R. D., Leonardi, R., & Nanetti, R. Y. (1995), *Demokracja w działaniu: tradycje obywatelskie we współczesnych Włoszech*, Społeczny Instytut Wydawniczy Znak.
- Pham, T., & Talavera, O. (2018), 'Discrimination, social capital, and financial constraints: The case of Viet Nam', *World Development*, 102, 228-242.
- Rowley, T., Behrens, D., & Krackhardt, D. (2000), 'Redundant governance structures: An analysis of structural and relational embeddedness in the steel and semiconductor industries', *Strategic Management Journal*, 21(3), 369-386.
- Sabatini, F. (2008), 'Does Social Capital Improve Labour Productivity in Small and Medium Enterprises?', *International Journal of Management and Decision Making*, Special Issue on Social Capital and Organisations, 9(5), 454-480.
- Sokołowska, A. (2005), *Zarządzanie kapitałem intelektualnym w małym przedsiębiorstwie*, Polskie Towarzystwo Ekonomiczne: Warszawa, Poland.
- Sözbilir, F. (2018), 'The interaction between social capital, creativity, and efficiency in organizations', *Think. Skills Creat.*, 27, 92–100.
- Woolcock, M. (2001), 'The place of social capital in understanding social and economic outcomes', *Canadian Journal of policy research*, 2(1), 11-17.
- World Bank (2019), *The future of productivity: how technology is reshaping the world of work*, Washington, DC: World Bank.
- Yamamura, E. & Shin, I. (2012), 'Heterogeneity, Trust, Human Capital and Productivity Growth: Decomposition Analysis', *Journal of Environmental Economics and Management*, 55, 51–77.

# NHẬN THỨC CỦA NÔNG DÂN VỀ CHUYỂN ĐỔI SỐ TRONG LĨNH VỰC NÔNG NGHIỆP: TRƯỜNG HỢP NGHIÊN CỨU TẠI TỈNH THÁI BÌNH

Lê Thị Thu Hương  
Học viện Nông nghiệp Việt Nam  
Email: ltthuong@vnua.edu.vn

Mã bài: JED-1768  
Ngày nhận: 11/05/2024  
Ngày nhận bản sửa: 27/06/2024  
Ngày duyệt đăng: 02/08/2024  
DOI: 10.33301/JED.VI.1768

## Tóm tắt:

Chuyển đổi số là một giải pháp then chốt thúc đẩy phát triển bền vững nông nghiệp Việt Nam. Một trong những yếu tố quan trọng ảnh hưởng tới quá trình chuyển đổi số trong nông nghiệp là nhận thức của nông hộ về chuyển đổi số. Nghiên cứu này được thực hiện nhằm đo lường nhận thức của nông dân về chuyển đổi số và phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến nhận thức về chuyển đổi số. Nghiên cứu tiến hành điều tra 230 nông dân trên địa bàn tỉnh Thái Bình, xây dựng bộ câu hỏi gồm 35 câu để đánh giá nhận thức về chuyển đổi số của nông dân. Kết quả chỉ ra rằng nhận thức của người dân chưa cao với số điểm là 15,8/35 điểm. Sử dụng phương pháp phân tích cụm và hồi quy Logit, nghiên cứu chỉ ra rằng trình độ học vấn, hình thức sản xuất, mức độ thành thạo thiết bị công nghệ, sự tham gia các chương trình đào tạo tập huấn, thăm quan mô hình thí điểm về chuyển đổi số, quy mô đất đai là những yếu tố tác động tới nhận thức về chuyển đổi số của nông hộ.

**Từ khóa:** Chuyển đổi số, nhận thức, nông dân, nông nghiệp số, Thái Bình

**Mã JEL:** D13

## Farmers' understanding of digital transformation in the agricultural sector: The case of Thai Binh

### Abstract:

Digital transformation is an important solution to sustainable agriculture in Vietnam. One of the key factors influencing it is the farmer's understanding. This research is conducted to measure farmers' understanding of digital transformation and analyze determinants influencing the understanding. By surveying 230 farmers in Thai Binh province and designing a questionnaire of 35 items to assess farmers' understanding of digital transformation, the study shows that the understanding is not high with a score of 15.8/35 points. By using cluster analysis and Logit regression, the research reveals that educational level, farming types, proficiency in using technological equipment, participation in training programs, visiting pilot models on digital transformation and land size are the determinants influencing farmers' understanding of digital transformation.

**Keywords:** Digital transformation, understanding, farmers, digitalized agriculture, Thai Binh

**JEL Code:** D13

## 1. Đặt vấn đề

Sự bùng nổ của cuộc cách mạng công nghiệp lần thứ tư đã thúc đẩy nông nghiệp chuyển đổi từ phương thức sản xuất truyền thống sang nông nghiệp ứng dụng công nghệ số. Quá trình chuyển dịch này đã trở thành xu hướng tất yếu và là chiến lược quan trọng ở cả cấp độ toàn cầu (Trendov & cộng sự, 2019; World Bank, 2017), khu vực (European Commission, 2019) cũng như cấp quốc gia (Burra & cộng sự, 2021; Kendall & cộng sự, 2022; McCampbell & cộng sự, 2023). Nhiều nghiên cứu đã chỉ ra rằng, chuyển đổi số đã góp phần



---

chuyển đổi hệ thống nông sản, thực phẩm của nhiều quốc gia (Klerkx & Begemann, 2020). Tuy nhiên, bài học rút ra từ các cuộc cách mạng công nghệ trong quá khứ cho thấy cần phải thận trọng vì chuyển đổi trong nông nghiệp có thể tạo ra các tác động không mong muốn về mặt kinh tế, xã hội và sinh thái (Cowie & cộng sự, 2020; Prause & cộng sự, 2020). Do vậy, để thực hiện có hiệu quả quá trình chuyển đổi số trong nông nghiệp, trước tiên cần có nhận thức đúng đắn của nông dân, đối tượng chịu tác động trực tiếp và là trung tâm của quá trình chuyển đổi số trong nông nghiệp.

Để bắt kịp xu hướng chung của thế giới, năm 2020 Chính phủ Việt Nam đã phê duyệt “Chương trình chuyển đổi số quốc gia đến năm 2025, định hướng đến năm 2030” với ba trụ cột: Kinh tế số - Chính quyền số - Xã hội số. Nông nghiệp là một trong tám ngành được ưu tiên của Chương trình với kì vọng sẽ mang lại những lợi ích cơ bản như: tăng năng suất và chất lượng, tiết kiệm tài nguyên, giảm chi phí; tạo sản phẩm mới, dịch vụ mới, tăng hiệu quả hoạt động của chuỗi giá trị sản phẩm nông nghiệp; hướng tới giao dịch minh bạch và thiết thực hơn, đảm bảo quyền lợi của các bên; tạo cơ hội việc làm và giúp tái cơ cấu nông nghiệp (Đỗ Kim Chung, 2021). Mặc dù vậy, các nghiên cứu về chuyển đổi số trong lĩnh vực nông nghiệp còn rất hạn chế. Một vài nghiên cứu nhỏ lẻ mới chỉ tập trung phân tích việc ứng dụng các công nghệ số và lợi ích mang lại cho các tác nhân hưởng lợi từ quá trình chuyển đổi số trong nông nghiệp (Hung Gia Hoang & Hoa Dang Tran, 2023; Burra & cộng sự, 2021). Đánh giá nhận thức của nông dân về chuyển đổi số trong nông nghiệp chưa được thực hiện ở bất kỳ nghiên cứu nào.

Bài viết này nhằm mục đích đánh giá thực trạng và các yếu tố ảnh hưởng đến nhận thức của nông dân về chuyển đổi số (CDS) trong nông nghiệp. Nghiên cứu lựa chọn tỉnh Thái Bình là trường hợp nghiên cứu điển hình bởi đây là địa phương có thế mạnh về sản xuất nông nghiệp. Thái Bình cũng là một trong những tỉnh đầu tiên cụ thể Chương trình chuyển đổi số quốc gia bằng việc ban hành Nghị quyết số 02-NQ/TU ngày 19 tháng 11 năm 2021 về chuyển đổi số tỉnh Thái Bình đến năm 2025, định hướng đến năm 2030 và Đề án Chuyển đổi số tỉnh Thái Bình đến năm 2025, định hướng đến năm 2030 (Tỉnh ủy Thái Bình, 2021; Ủy ban nhân dân tỉnh Thái Bình, 2022). Đến nay, dữ liệu của các lĩnh vực đã được cập nhật lên hệ thống cơ sở dữ liệu dùng chung của tỉnh Thái Bình. Lĩnh vực trồng trọt cập nhật 34 vùng trồng với các thông tin về mã vùng, tên vùng, địa điểm, diện tích, cây trồng chính, vụ trồng. Lĩnh vực thủy sản đã cập nhật 03 khu neo đậu tàu thuyền (Diêm Điền; Mỹ Lộc; Cửa Lân). Lĩnh vực đê điều đã cập nhật thông tin 70 kho, bãi vật tư, 86 điểm canh đê, 6 trạm thủy văn, 22 trạm quản lý đê, 155 kè. Lĩnh vực thủy lợi đã cập nhật 87 trạm bơm; 374 công các loại; diện tích tưới, tiêu của 8 huyện, thành phố (Sở Nông nghiệp và Phát triển nông thôn tỉnh Thái Bình, 2024). Tuy nhiên, để sử dụng có hiệu quả nguồn thông tin này, rất cần thiết phải nâng cao nhận thức của người dân. Việc xác định đúng nhận thức của nông dân cũng như các yếu tố ảnh hưởng đến nhận thức của nông dân là cơ sở quan trọng để đề xuất các giải pháp nâng cao nhận thức cho nông dân về chuyển đổi số, góp phần đẩy mạnh quá trình chuyển đổi số tỉnh Thái Bình.

## **2. Tổng quan nghiên cứu**

### **2.1. Chuyển đổi số trong nông nghiệp**

Ngân hàng Thế giới (World Bank) cho rằng chuyển đổi số trong nông nghiệp là quá trình tích hợp và ứng dụng công nghệ số (dữ liệu lớn, điện toán đám mây, internet vạn vật...) vào toàn bộ hoạt động của ngành, làm thay đổi cách thức quản lý, sản xuất và tiêu thụ sản phẩm từ truyền thống sang hiện đại (World Bank, 2017, 2019).

Chuyển đổi số trong nông nghiệp mang lại nhiều lợi ích lớn cho nông nghiệp như: (i) Tạo ra sự liên tục trong sản xuất - kinh doanh, không kể thời gian hay không gian nhờ ứng dụng và duy trì các công nghệ quản lý và giám sát tiên tiến; (ii) Tăng hiệu lực, hiệu quả của giám sát nhờ cung cấp dữ liệu thời gian thực cho chuỗi cung ứng thời gian thực của nền nông nghiệp thời gian thực; (iii) Tăng năng suất và chất lượng, tiết kiệm nguồn lực, giảm chi phí; (iv) Ít lệ thuộc vào không gian và thời gian; (v) Kết nối tốt hơn: chiều dọc và ngang của chuỗi giá trị; (vi) Minh bạch và tiện lợi; và (vii) Giúp tái cấu trúc nông nghiệp chuyển tăng trưởng dựa vào tài nguyên sang công nghệ (Đỗ Kim Chung, 2021; Klerkx & Begemann, 2020).

Bên cạnh những lợi ích mà chuyển đổi số mang lại, Vũ Thị Hải & cộng sự (2023) chỉ ra rằng chuyển đổi số ở Việt Nam được ứng dụng ở mức chưa cao trong tất cả các khâu từ sản xuất, chế biến, xúc tiến thương mại đến quản lý. Hơn nữa, những khó khăn về quy mô, nguồn tài chính, cơ sở hạ tầng, nhân lực chuyên môn và nhận thức làm cho quá trình chuyển đổi số còn chậm và chưa đạt kỳ vọng.

### **2.2. Các yếu tố ảnh hưởng đến nhận thức của hộ**

---

Nghiên cứu của Phạm Thị Kim Ngọc (2021) đánh giá nhận thức của người lao động trong các doanh nghiệp nông nghiệp về chuyển đổi số chỉ ra rằng 30% số người tham gia trả lời phỏng vấn chưa hiểu rõ nội hàm đầy đủ về khái niệm chuyển đổi số, mặc dù họ hiểu biết sự cần thiết về chuyển đổi số.

Hung Gia Hoang & Hoa Dang Tran (2023) chỉ ra rằng internet và kết nối/không dây, ứng dụng di động và nền tảng kỹ thuật số là những công nghệ kỹ thuật số phổ biến được nông hộ sử dụng ở Việt Nam. Đây cũng là những công nghệ kỹ thuật số hiệu quả nhất để giải quyết các vấn đề về sản xuất và tiếp thị trong nông nghiệp. Nghiên cứu cũng đưa ra kết luận rằng các chủ hộ có tuổi đời thấp hơn, có trình độ học vấn cao hơn, tương tác với các nhà khoa học và sở hữu các trang trại lớn, có điều kiện tốt hơn để áp dụng các công nghệ kỹ thuật số của internet và kết nối/không dây, ứng dụng di động và nền tảng kỹ thuật số tốt hơn. Do đó, việc cung cấp các khóa đào tạo về sử dụng công nghệ kỹ thuật số trong nông nghiệp có tính đến các đặc điểm nhân khẩu học, kinh tế xã hội và thể chế của các nông hộ khi thiết kế và thực hiện là một chiến lược khuyến nông phù hợp có thể thúc đẩy nông hộ áp dụng công nghệ kỹ thuật số để quản lý hệ thống sản xuất và tiếp thị nông nghiệp.

Abdul-Rahim & cộng sự (2023) chỉ ra rằng giới tính, sự liên kết với nhóm nông dân, khả năng tiếp cận các dịch vụ khuyến nông và quyền sở hữu/tiếp cận điện thoại di động sẽ làm tăng khả năng tham gia vào các dịch vụ kỹ thuật số trong lĩnh vực nông nghiệp của nông hộ ở Châu Phi. Gumbi & cộng sự (2023) phát hiện ra rằng hầu hết nghiên cứu tập trung vào các vấn đề liên quan đến cơ sở hạ tầng kỹ thuật số, khả năng chi trả và mức độ phát triển công nghệ số, nhưng rất ít nghiên cứu hướng vào nhận thức của nông hộ về chuyển đổi số.

Như vậy, các nghiên cứu trước đây đã phân tích về chuyển đổi số nói chung và chuyển đổi số trong lĩnh vực nông nghiệp nói riêng. Tuy nhiên, vẫn còn tồn tại một vài khoảng trống nghiên cứu. Thứ nhất, các nghiên cứu trước đây chỉ tập trung vào phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến việc áp dụng công nghệ số trong lĩnh vực nông nghiệp của nông hộ nhưng chưa có nghiên cứu nào đánh giá mức độ nhận thức của nông hộ về chuyển đổi số. Trong khi đó, nhận thức về chuyển đổi số của nông hộ ở các quốc gia đang phát triển như Việt Nam còn ở mức thấp, là một rào cản lớn trong quá trình chuyển đổi số. Do đó, nghiên cứu này xây dựng hệ thống các câu hỏi nhằm đánh giá nhận thức của người nông dân về chuyển đổi số. Thứ hai, chưa có nghiên cứu phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến nhận thức của nông dân về chuyển đổi số trong lĩnh vực nông nghiệp. Nghiên cứu này sẽ tìm ra các yếu tố ảnh hưởng đến nhận thức về chuyển đổi số của nông dân. Đây là cơ sở đề xuất các giải pháp nhằm nâng cao nhận thức của nông dân về chuyển đổi số, góp phần đẩy mạnh quá trình chuyển đổi số trong nông nghiệp.

### **3. Phương pháp nghiên cứu**

#### **3.1. Chọn điểm và mẫu nghiên cứu**

Nghiên cứu lựa chọn 4 huyện: Đông Hưng, Quỳnh Phụ, Thái Thụy và Vũ Thư làm điểm nghiên cứu. Trong đó, Thái Thụy đại diện cho vùng nuôi trồng thủy sản, Quỳnh Phụ đại diện cho vùng trồng trọt theo chuỗi liên kết với doanh nghiệp nông nghiệp, Đông Hưng và Vũ Thư là 2 huyện đại diện cho vùng chăn nuôi quy mô lớn trên địa bàn tỉnh.

Số lượng mẫu được xác định theo công thức của Tabachnick & cộng sự (2013) đề xuất:  $N > 50 + 8m$ , trong đó  $N$  là số mẫu cần thu thập,  $m$  là số biến được sử dụng trong mô hình hồi quy. Số biến độc lập sử dụng trong mô hình hồi quy là  $m = 8$ , số mẫu tối thiểu cần thu thập là 114 mẫu. Tuy nhiên, để đảm bảo chất lượng của mô hình hồi quy, tác giả quyết định thu thập 230 mẫu, nhiều hơn số mẫu cần thiết.

Theo danh sách các hộ nông dân năm 2022 do phòng nông nghiệp các huyện cung cấp, chúng tôi tiến hành lựa chọn ngẫu nhiên 230 mẫu, trong đó Đông Hưng 59 mẫu, Quỳnh Phụ 57 mẫu, Thái Thụy 60 mẫu, Vũ Thư 54 mẫu. Số lượng mẫu của từng huyện được xác định dựa vào tỷ lệ nông hộ giữa các huyện năm 2022.

#### **3.2. Phương pháp phân tích số liệu**

Căn cứ vào các nội dung trong chương trình chuyển đổi số quốc gia đến năm 2025, định hướng đến năm 2030 do Chính phủ (2020) phê duyệt và bộ chỉ số đánh giá chuyển đổi số của các Bộ, cơ quan ngang bộ, cơ quan thuộc chính phủ, các tỉnh, thành phố trực thuộc trung ương và của quốc gia do Bộ thông tin và truyền thông (2022) ban hành, nghiên cứu này xây dựng bộ câu hỏi xác định nhận thức bao gồm 35 câu hỏi được chia thành 05 nhóm chính bao gồm: bản chất của chuyển đổi số, công nghệ số, dịch vụ công trực tuyến, sản thương mại điện tử và ngân hàng điện tử để đánh giá nhận thức của nông dân về chuyển đổi số (Phụ lục 1).

Với mỗi câu hỏi, người trả lời sẽ đưa ra 1 trong 3 lựa chọn là đúng, sai hoặc không biết. So sánh với đáp án, mỗi câu trả lời đúng sẽ được tính 01 điểm, mỗi câu trả lời sai hoặc không biết được 0 điểm.

Điểm nhận thức về chuyển đổi số của nông dân được đánh giá theo 05 nhóm. Có nhiều cách để phân loại nông dân thành các mức độ nhận thức khác nhau. Ví dụ có thể cộng tổng điểm của tất cả các nhóm biến rồi phân chia theo 4 phân vị. Tuy nhiên làm như vậy thì chưa phù hợp vì tổng điểm tối đa của từng nhóm biến là khác nhau (có nhóm 5 điểm, có nhóm 10 điểm). Phân tích cụm (*cluster analysis*) sẽ sử dụng thuật toán để phân loại nhận thức của nông dân theo cùng lúc 05 nhóm. Những nông dân trong cùng 1 cụm sẽ có những đặc điểm tương đối giống nhau và đặc điểm của cụm đó sẽ có sự khác biệt lớn đối với đặc điểm của cụm khác (Romesburg, 2004). Từ kết quả chấm điểm của 05 nhóm biến, chúng tôi sử dụng phân tích cụm để thuật toán tự phân loại nhận thức về chuyển đổi số thành các cụm. Sau khi phân cụm, biểu đồ hình cây Dendrogram sẽ cho thấy bằng trực quan số lượng cụm có thể được tạo ra (Romesburg, 2004).

Kết quả phân tích cụm gợi ý phân chia nông dân thành 02 cụm (nhận thức cao và nhận thức thấp). Do đó, để phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến nhận thức của nông dân (biến nhị phân), chúng tôi sử dụng mô hình hồi quy logistic (Long & Freese, 2006). Mô hình này có thể được viết như sau:

$$\ln \frac{p_i}{1 - p_i} = \beta X_i$$

Trong đó  $p_i$  là xác suất hộ thứ  $i$  đạt được mức nhận thức cao;  $\beta$  là các hệ số cần được ước lượng trong mô hình;  $X_i$  là các biến độc lập. Các biến độc lập được tham khảo từ các nghiên cứu trước đây bao gồm: tuổi, giới tính, trình độ học vấn của chủ hộ, lĩnh vực sản xuất, mức độ thành thạo trong việc sử dụng các sản phẩm công nghệ, các hỗ trợ của chính phủ trong chuyển đổi số, quy mô đất đai (Hung Gia Hoang & Hoa Dang Tran, 2023; Abdul-Rahim & cộng sự, 2023).

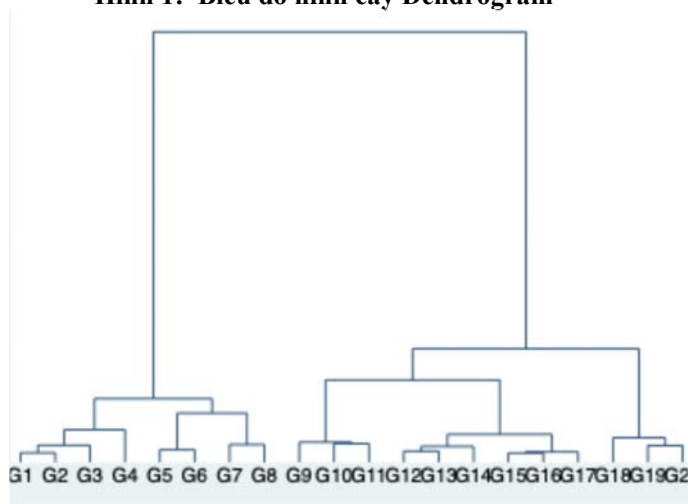
#### 4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

##### 4.1. Thực trạng nhận thức về chuyển đổi số của nông dân

Nhìn chung, nhận thức về chuyển đổi số của nông hộ ở mức chưa cao, cụ thể nhóm nhận thức về bản chất của chuyển đổi số đạt 4,6/10 điểm, nhóm các công nghệ số đạt 4,2/10 điểm, nhóm dịch vụ công trực tuyến đạt 2,4/5 điểm, nhóm sàn thương mại điện tử đạt 1,9/5 điểm và nhóm ngân hàng điện tử đạt 2,7/5 điểm. Kết quả này cũng tương đồng với kết quả nghiên cứu của Phạm Thị Kim Ngọc (2021) rằng 30% số người được hỏi đều mơ hồ về bản chất của chuyển đổi số mặc dù đều khẳng định chuyển đổi số là cần thiết.

Kết quả phân tích cụm theo 05 biến nhận thức được biểu diễn bằng biểu đồ hình cây Dendrogram (Hình 1) gợi ý rằng có thể phân chia nông dân thành 02 cụm. Đặc điểm của 2 cụm được trình bày trong Bảng 1, theo đó điểm bình quân nhận thức về chuyển đổi số theo 05 nhóm của cụm 1 thấp hơn cụm 2. Sự chênh lệch điểm này được kiểm định bằng kiểm định t và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Từ đặc điểm này, cụm 1 và cụm 2 có thể được đặt tên lần lượt là “nhận thức thấp” và “nhận thức cao”.

Hình 1: Biểu đồ hình cây Dendrogram



**Bảng 1: Điểm bình quân nhận thức về chuyển đổi số**

Các biến	Cụm 1 (Nhận thức thấp)	Cụm 2 (Nhận thức cao)	Chung	Chênh lệch (cụm 1-cụm2)
Bản chất của chuyển đổi số	3,6	5,3	4,6	-1,8***
Các công nghệ số	1,3	6,4	4,2	-5,1***
Dịch vụ công trực tuyến	1,6	3,0	2,4	-1,4***
Sàn thương mại điện tử	1,3	2,4	1,9	-1,1***
Ngân hàng điện tử	1,5	3,6	2,7	-2,1***
Tổng	9,3	20,7	15,88	

Chú thích: Kiểm định t so sánh giá trị bình quân điểm nhận thức của cụm 1 và cụm 2; \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,1$ .

**Bảng 2: Đặc điểm nhân khẩu và sản xuất của hộ theo các mức độ nhận thức về chuyển đổi số**

	Đơn vị tính	Cụm 1	Cụm 2	Kiểm định Chi2/ Kiểm định T-test
Giới tính	Dummy			NS
Nữ		57	75	
Nam		34	55	
Tuổi	Năm	59,2	54,7	***
Học vấn	Biến định danh			
THCS trở xuống		76	71	***
THPT/trung cấp		23	40	
Cao đẳng, Đại học trở lên		1	19	
Số lao động gia đình	Người	2,8	2,9	NS
Tổng vốn đầu tư nông nghiệp trong 03 năm gần nhất	Triệu đồng	226,5	338,8	***
Diện tích đất đai	Sào	8,7	21,4	***
Thu nhập từ nông nghiệp của hộ	Triệu đồng/năm	93,4	312,2	**
Thu nhập phi nông nghiệp của hộ	Triệu đồng/năm	37,0	160,5	***

Chú thích: \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,1$ ; NS: Không có ý nghĩa thống kê. Kiểm định Chi2 được thực hiện với các biến định danh hoặc dummy; Kiểm định T-test được thực hiện với các biến còn lại trong bảng.

Mối quan hệ giữa mức độ nhận thức về chuyển đổi số với đặc điểm nhân khẩu học của hộ được trình bày trong Bảng 2. Giới tính không có mối quan hệ với mức độ nhận thức về chuyển đổi số. Trong khi đó, nghiên cứu của Abdul-Rahim & cộng sự (2023) lại chỉ ra kết quả rằng giới tính có tác động đến việc tham gia vào các dịch vụ kỹ thuật số trong lĩnh vực nông nghiệp. Tuổi của chủ hộ có mối quan hệ với mức độ nhận thức về chuyển đổi số, theo đó, độ tuổi trung bình của chủ hộ trong nhóm nhận thức cao là 54,7 tuổi, thấp hơn so với nhóm nhận thức thấp là 59,2 tuổi. Trình độ học vấn cũng có mối quan hệ với nhận thức về chuyển đổi số, theo đó, trình độ học vấn càng cao thì càng nhận thức tốt hơn về chuyển đổi số. Hung Gia Hoang & Hoa Dang Tran (2023) cũng đã chỉ ra ảnh hưởng của tuổi tác và trình độ học vấn đến việc áp dụng công nghệ số vào sản xuất nông nghiệp. Sự khác biệt về số lao động gia đình của nhóm nhận thức thấp và nhận thức cao không có ý nghĩa thống kê. Sự khác biệt này cũng chưa được tìm ra trong các nghiên cứu trước đây của Hung Gia Hoang & Hoa Dang Tran (2023) và Abdul-Rahim & cộng sự (2023).

Mối quan hệ giữa nhận thức về chuyển đổi số và đặc điểm sản xuất được mô tả trong Bảng 2, theo đó, nhóm nhận thức cao có quy mô vốn đầu tư trong lĩnh vực nông nghiệp, diện tích đất đai, thu nhập từ nông nghiệp và phi nông nghiệp cao hơn so với nhóm nhận thức thấp. Có thể thấy rằng, sản xuất nông nghiệp với quy mô lớn rất cần thiết phải áp dụng các tiến bộ khoa học kỹ thuật, đặc biệt là công nghệ số (Đỗ Kim Chung, 2021). Hơn nữa, nông dân cũng nhận thức được rằng chuyển đổi số giúp tăng năng suất và thu nhập nông nghiệp nên bản thân họ cũng thấy rằng cần phải trau dồi kiến thức về chuyển đổi số (Bolfe & cộng sự, 2020).

#### 4.2. Các yếu tố ảnh hưởng đến nhận thức về chuyển đổi số của nông dân

Các biến sử dụng trong mô hình Hồi quy Logit về các yếu tố ảnh hưởng đến nhận thức của hộ về chuyển đổi số được trình bày trong Bảng 3. Kết quả mô hình hồi quy được trình bày trong Bảng 4. Hệ số phóng đại phương sai VIF (Phụ lục 2) cho thấy không có hiện tượng đa cộng tuyến trong mô hình.

**Bảng 3: Thống kê mô tả các biến sử dụng trong mô hình hồi quy Logit**

Các biến	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	Lớn nhất
<b>Biến phụ thuộc</b>				
Mức độ nhận thức về chuyển đổi số (0= nhận thức thấp, 1=nhận thức cao)	0,6	0,5	0	1
<b>Biến độc lập</b>				
Giới tính (1=Nam, 2=Nữ)	1,4	0,5	1	2
Tuổi (năm)	56,6	9,2	27	80
Trình độ học vấn (1=THCS trở xuống, 2=THPT/trung cấp/nghề, 3=cao đẳng, đại học trở lên)	1,4	0,7	1	3
Hình thức sản xuất (1=hộ thuần nông, 2=hộ kiêm nông nghiệp và phi nông nghiệp)	1,3	0,5	1	2
Mức độ thành thạo máy tính, điện thoại thông minh (điểm)	34,3	13,0	14	70
Được giới thiệu phần mềm, ứng dụng trong sản xuất, kinh doanh (lần)	0,8	1,2	0	6
Tham gia khóa đào tạo ứng dụng kỹ thuật số trong sản xuất (lần)	0,7	1,1	0	5
Tham gia mô hình thí điểm về chuyển đổi số	1,5	0,8	0	2
Tổng diện tích đất đai (sào)	15,9	39,7	0,3	50

Nguồn: Tổng hợp từ số liệu điều tra 2023.

**Bảng 4: Kết quả mô hình hồi quy Logit về các yếu tố ảnh hưởng đến nhận thức về chuyển đổi số của nông dân**

Các biến	Hệ số hồi quy	Sai số chuẩn
Giới tính (Nữ)	0,21	0,39
Tuổi	0,01	0,03
Trình độ học vấn (Nhóm cơ sở là THCS trở xuống)		
THPT/trung cấp/ nghề	-0,31	0,45
Cao đẳng/ đại học trở lên	2,20*	1,30
Hình thức sản xuất (Hộ kiêm nông nghiệp và phi nông nghiệp)	1,15**	0,45
Mức độ thành thạo máy tính, điện thoại thông minh	0,08***	0,02
Được giới thiệu phần mềm, ứng dụng trong sản xuất, kinh doanh	0,06	0,24
Tham gia khóa đào tạo ứng dụng kỹ thuật số trong sản xuất	0,51*	0,29
Tham gia mô hình thí điểm về chuyển đổi số	1,91***	0,41
Tổng diện tích đất đai	0,04**	0,02
Constant	-7,05	2,18
Số quan sát		230
LR chi2(10)		123,41
Prob > chi2		0,0000
Pseudo R2		0,3919
Log likelihood		-95,7556

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

Về trình độ học vấn, so với chủ hộ có trình độ dưới trung học cơ sở (THCS) thì khi chủ hộ có trình độ cao đẳng, đại học trở lên làm tăng mức độ nhận thức về chuyển đổi số. Lý do là kiến thức về chuyển đổi số được giảng dạy phổ biến trong các trường cao đẳng, đại học hơn là trong các trường trung học cơ sở, trung học phổ thông (THPT), đặc biệt là ở các trường cao đẳng, đại học còn có cả các ngành, chuyên ngành liên quan đến chuyển đổi số và công nghệ thông tin.

Hình thức sản xuất cũng là một yếu tố ảnh hưởng đến mức độ nhận thức về chuyển đổi số, theo đó so với hộ thuần nông thì hộ sản xuất kiêm nông nghiệp hoặc phi nông nghiệp làm tăng nhận thức về chuyển đổi số. Kết quả này có thể được lý giải rằng việc ứng dụng chuyển đổi số trong các ngành nghề như kinh doanh, công nghiệp, tiểu thủ công nghiệp đang ngày càng phổ biến (Phạm Thị Kim Ngọc, 2021), thúc đẩy chủ hộ kiêm nông nghiệp và phi nông nghiệp tìm hiểu về các công nghệ số để áp dụng vào hoạt động sản xuất, kinh doanh.

Mức độ thành thạo trong việc sử dụng máy tính, điện thoại thông minh càng cao thì nhận thức về chuyển đổi số càng tốt. Máy tính, điện thoại thông minh là một công cụ hỗ trợ đắc lực cho chuyển đổi số nói chung và trong lĩnh vực nông nghiệp nói riêng. Việc sử dụng thành thạo máy tính, điện thoại thông minh giúp cho



---

chủ hộ dễ dàng tiếp cận với các phần mềm, các ứng dụng để sử dụng các công nghệ số trong sản xuất kinh doanh. Theo Nguyễn Thị Hồng Gấm (2022), các công nghệ số hỗ trợ cho quá trình chuyển đổi số là trí tuệ nhân tạo, Internet vạn vật, dữ liệu lớn, điện toán đám mây, khối chuỗi; tất cả các công nghệ này đều được thực hiện trên các máy tính và điện thoại thông minh.

Việc nông dân được giới thiệu phần mềm, ứng dụng không ảnh hưởng đến nhận thức về chuyển đổi số nhưng được tham gia các khóa đào tạo ứng dụng kỹ thuật số trong sản xuất lại ảnh hưởng đến nhận thức về chuyển đổi số của nông hộ. Theo đó, số lần tham gia tập huấn càng nhiều thì kiến thức chuyển đổi số càng tăng lên. Điều này có thể được lý giải như sau, nông dân được giới thiệu về phần mềm nhưng không được vận dụng theo cách cầm tay chỉ việc thì tiếp thu kiến thức sẽ khó khăn hơn. Trong khi đó, khi tham gia các lớp tập huấn thì nông dân được thao tác trên điện thoại thông minh, máy tính sẽ giúp họ nhớ lâu hơn. Hung Gia Hoang & Hoa Dang Tran (2023) cũng chỉ ra rằng, nông dân được tương tác với các nhà khoa học, các chuyên gia có xu hướng áp dụng các công nghệ số trong nông nghiệp nhiều hơn. Đặc biệt, nông dân được tham gia các mô hình thí điểm về chuyển đổi số làm tăng nhận thức của họ về chuyển đổi số. Với việc tham gia các mô hình thực tế, nông dân được quan sát trực tiếp cách thức vận hành của mô hình, được đặt câu hỏi và phản hồi về những ưu điểm, nhược điểm của mô hình. Đây là phương pháp rất tốt để cho người nông dân thấy được tầm quan trọng của chuyển đổi số trong nông nghiệp.

Diện tích đất đai là một yếu tố ảnh hưởng đến nhận thức về chuyển đổi số của nông hộ, theo đó khi diện tích đất tăng lên, chủ hộ có nhận thức tốt hơn về chuyển đổi số. Các nghiên cứu trước đây của Hung Gia Hoang & Hoa Dang Tran (2023), Bolfe & cộng sự (2020) và Gumbi & cộng sự (2023) cũng khẳng định ảnh hưởng của quy mô sản xuất đến việc áp dụng công nghệ số trong lĩnh vực nông nghiệp. Khi quy mô canh tác càng lớn, việc áp dụng công nghệ số vào sản xuất là nhu cầu bức thiết nhằm cung cấp thông tin về môi trường, thời tiết, chất lượng đất đai để người nông dân nâng cao năng suất, chất lượng cây trồng, vật nuôi; tự động hóa quá trình sản xuất kinh doanh, quản lý, giám sát nguồn gốc, chuỗi cung ứng sản phẩm, đảm bảo nhanh chóng, minh bạch, chính xác, an toàn vệ sinh thực phẩm (Nguyễn Thị Hồng Gấm, 2022).

## 5. Kết luận

Chuyển đổi số trong nông nghiệp Việt Nam đang là một xu thế tất yếu khách quan để hướng tới một nền nông nghiệp bền vững. Chuyển đổi số ở Việt Nam nói chung và tỉnh Thái Bình nói riêng mặc dù đã đạt được những thành quả nhất định, nhưng vẫn còn gặp nhiều khó khăn liên quan đến cơ sở hạ tầng, công nghệ số, nguồn nhân lực chuyển đổi số và nhận thức của người dân. Các nghiên cứu trước đây chủ yếu tập trung phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến việc chấp nhận các công nghệ số trong nông nghiệp của nông hộ nhưng hầu như chưa có nghiên cứu nào đánh giá nhận thức về chuyển đổi số và các yếu tố ảnh hưởng đến nhận thức về chuyển đổi số của nông hộ. Đây là nghiên cứu đầu tiên tiến hành đo lường nhận thức của nông hộ về chuyển đổi số, kết quả của nghiên cứu đóng góp về mặt lý luận và thực tiễn, đề xuất các giải pháp nâng cao nhận thức về chuyển đổi số cho nông dân, góp phần thực hiện thành công kế hoạch chuyển đổi số quốc gia,

Nghiên cứu sử dụng 35 câu hỏi được chia thành 05 nhóm bao gồm: bản chất chuyển đổi số, công nghệ số, dịch vụ công trực tuyến, sàn thương mại điện tử và ngân hàng điện tử để đánh giá mức độ nhận thức của nông hộ. Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng, mức độ nhận thức về chuyển đổi số của nông hộ chưa cao, điểm nhận thức theo 05 nhóm lần lượt là: 4,6/10, 4,2/10, 2,4/5, 1,9/5 và 2,7/5. Sử dụng phương pháp phân tích cụm, nghiên cứu phân chia các hộ nông dân thành 02 nhóm là nhận thức thấp và nhận thức cao. Kết quả mô hình hồi quy logit chỉ ra rằng trình độ học vấn, hình thức sản xuất, mức độ thành thạo máy tính, smart phone, chương trình đào tạo ứng dụng kỹ thuật số trong nông nghiệp, sự tham gia mô hình thí điểm về chuyển đổi số, quy mô đất đai là những yếu tố tác động tới nhận thức về chuyển đổi số của nông hộ.

Từ các kết quả trên, nghiên cứu đề xuất một số các giải pháp nâng cao nhận thức của nông hộ về chuyển đổi số. Thứ nhất, nâng cao trình độ và kỹ năng sử dụng các thiết bị công nghệ như máy tính, điện thoại thông minh thông qua các khóa đào tạo, tập huấn về áp dụng công nghệ thông tin và ứng dụng công nghệ số vào hoạt động sản xuất, kinh doanh nông nghiệp như trí tuệ nhân tạo, Internet vạn vật, dữ liệu lớn, điện toán đám mây, khối chuỗi. Thứ hai, cần xây dựng các mô hình thí điểm về chuyển đổi số như ứng dụng công nghệ IoT vào giám sát chăn nuôi, trồng trọt, kết nối trực tiếp nông dân sản xuất nhỏ với người tiêu dùng hoặc thương nhân. Bên cạnh đó, cần tổ chức cho nông dân tham quan các mô hình để rút ra các bài học thực tiễn cho việc áp dụng các mô hình chuyển đổi số trong nông nghiệp. Thứ ba, thúc đẩy mở rộng sản xuất nông nghiệp trên quy mô lớn, tạo ra động lực chuyển đổi số trong lĩnh vực nông nghiệp, từ đó nâng cao nhận thức của nông dân về chuyển đổi số.

## PHỤ LỤC

### Phụ lục 1: Câu hỏi đánh giá nhận thức của nông dân về chuyển đổi số

STT	Thuật ngữ/thông tin về	Đáp án
<b>1</b>	<b>Bản chất của chuyển đổi số: (10 điểm)</b>	
a	CĐS là số hóa các hoạt động sản xuất, chế biến, kinh doanh	Đúng
b	CĐS là biết sử dụng Zalo, Facebook	Sai
c	CĐS là áp dụng các công nghệ số	Đúng
d	CĐS là áp dụng các công thức, số học vào sản xuất, kinh doanh	Sai
e	CĐS là việc điều khiển bằng phần mềm trên máy tính hoặc điện thoại thông minh	Sai
f	CĐS là tăng cường liên kết để tiêu thụ sản phẩm	Đúng
g	CĐS là áp dụng máy móc, công nghệ tự động hoá	Đúng
h	CĐS là sử dụng nền tảng mạng internet	Đúng
i	CĐS là sản xuất theo hướng an toàn, bền vững	Sai
k	CĐS là chuyển đổi các văn bản thành số	Sai
<b>2</b>	<b>Các công nghệ số bao gồm: (10 điểm)</b>	
a	Trí tuệ nhân tạo (AI)	Đúng
b	Internet vạn vật (IoT)	Đúng
c	Biến đổi gen (GMO)	Sai
d	Dữ liệu lớn (Big data)	Đúng
e	Điện toán đám mây	Đúng
f	Công nghệ ô tô	Sai
g	Thiết bị cảm biến	Đúng
h	Tự động hóa bằng rô bốt	Đúng
i	Công nghệ máy bay	Sai
k	Thực tế ảo	Đúng
<b>3</b>	<b>Dịch vụ công trực tuyến là: (5 điểm)</b>	
a	Dịch vụ công trực tuyến là làm dịch vụ công trên mạng internet	Đúng
b	Dịch vụ công trực tuyến là thực hiện các thủ tục hành chính tại nhà	Sai
c	Dịch vụ công trực tuyến là không phải đến trụ sở cơ quan hành chính	Đúng
d	Dịch vụ công trực tuyến là cán bộ sẽ hướng dẫn làm dịch vụ công	Sai
e	Dịch vụ công trực tuyến là thực hiện online trên thiết bị thông minh	Đúng
<b>4</b>	<b>Sàn thương mại điện tử là: (5 điểm)</b>	
a	Mua - bán trên mạng internet	Đúng
b	Mua bán thực phẩm trên Zalo	Sai
c	Quét mã QR để kiểm tra COVID	Sai
d	Shopee, Vò sò, Lazada, Postmark....	Đúng
e	Điện máy xanh	Sai
<b>5</b>	<b>Ngân hàng điện tử là: (5 điểm)</b>	
a	Chuyển khoản trên mạng internet	Đúng
b	Gửi tiết kiệm trên mạng internet	Đúng
c	Vay tiền tại ngân hàng	Sai
d	Thanh toán không dùng tiền mặt	Đúng
e	Vay vốn từ ngân hàng chính sách xã hội tại điểm giao dịch ở Ủy ban nhân dân xã	Sai

### Phụ lục 2: Hệ số phóng đại phương sai

Các biến	VIF	1/VIF
Giới tính (Nữ)	1,13	0,89
Tuổi	1,56	0,64
Trình độ học vấn (Nhóm cơ sở là THCS trở xuống)		
THPT/trung cấp/ nghề	1,25	0,80
Cao đẳng/ đại học trở lên	1,51	0,66
Hình thức sản xuất (Hộ kiêm nông nghiệp và phi nông nghiệp)	1,06	0,94
Mức độ thành thạo máy tính, điện thoại thông minh	2,30	0,44
Được giới thiệu phần mềm, ứng dụng trong sản xuất, kinh doanh	2,56	0,39
Tham gia khóa đào tạo ứng dụng kỹ thuật số trong sản xuất	2,59	0,39
Tham gia mô hình thí điểm về chuyển đổi số	1,06	0,94
Tổng diện tích đất đai	1,05	0,95
Giá trị trung bình VIF		1,61

---

## Tài liệu tham khảo

- Abdul-Rahim Abdulai, Krishna Bahadur KC & Evan Fraser (2023), ‘What factors influence the likelihood of rural farmer participation in digital agricultural services? Experience from smallholder digitalization in Northern Ghana’, *Outlook on Agriculture*, 52(1), 57–66, <https://doi.org/10.1177/00307270221144641>.
- Bolfe, Édson Luis, Lúcio André de Castro Jorge, Ieda Del’Arco Sanches, Arioaldo Luchiari Júnior, Cinthia Cabral da Costa, Daniel de Castro Victoria, Ricardo Yassushi Inamasu, Célia Regina Grego, Victor Rodrigues Ferreira & Andrea Restrepo Ramirez (2020), ‘Precision and Digital Agriculture: Adoption of Technologies and Perception of Brazilian Farmers’, *Agriculture* 10(12), 653, <https://doi.org/10.3390/agriculture10120653>.
- Bộ thông tin và truyền thông (2022), *Phê duyệt đề án “Bộ chỉ số đánh giá chuyển đổi số của các Bộ, cơ quan ngang bộ, Cơ quan thuộc chính phủ, các tỉnh, thành phố trực thuộc trung ương và của quốc gia”*, số 922/QĐ-BTTTT, ban hành ngày 20 tháng 5 năm 2022.
- Burra, D., Hildebrand, J., Giles, J., Nguyen, T., Hasiner, E., Schroeder, K., Treguer, D., Juergenliemk, A., Horst, A., Jarvis, A. & Kropff, W. (2021), *Digital Agriculture Profile: Viet Nam*, Italy, <https://hdl.handle.net/10568/113515>.
- Cowie, P., Townsend, L. & Salemin, K. (2020), ‘Smart rural futures: will rural areas be left behind in the 4th industrial revolution?’, *Journal of Rural Studies*, 79, 169–176, <https://doi.org/10.1016/j.jrurstud.2020.08.042>.
- Chính phủ (2020), *Quyết định số 749/QĐ-TTg của Thủ tướng Chính phủ: Phê duyệt “Chương trình Chuyển đổi số quốc gia đến năm 2025, định hướng đến năm 2030”*, ban hành ngày 03 tháng 6 năm 2020.
- Đỗ Kim Chung (2021), ‘Nông nghiệp công nghệ cao: Góc nhìn từ sự tiến hóa của nông nghiệp và phát triển công nghệ’, *Tạp chí Khoa học Nông nghiệp Việt Nam*, 19(2), 288-300, <https://tapchi.vnua.edu.vn/wp-content/uploads/2021/03/tap-chi-so-2.15.2021.pdf>.
- European Commission (2019), *The European Green Deal*, Brussels, <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/HTML/?uri=CELEX:52019DC0640&from=EN>, ngày truy cập 20/4/2024.
- Gumbi N., Gumbi L. & Twinomurinzi H. (2023), ‘Towards Sustainable Digital Agriculture for Smallholder Farmers: A Systematic Literature Review’, *Sustainability*, 15(16), 12530, <https://doi.org/10.3390/su151612530>.
- Hung Gia Hoang & Hoa Dang Tran (2023), ‘Smallholder farmers’ perception and adoption of digital agricultural technologies: An empirical evidence from Vietnam’, *Outlook on Agriculture*, 52(4), 457-468, <https://doi.org/10.1177/00307270231197825>.
- Kendall H., Clark B. & Li W. (2022), ‘Precision agriculture technology adoption: A qualitative study of small-scale commercial “family farms” located in the North China Plain’, *Precision Agriculture*, 23(1), 319–351, <https://doi.org/10.1007/s11119-021-09839-2>.
- Klerkx, L. & Begemann, S. (2020), ‘Supporting food systems transformation: the what, why, who, where and how of mission-oriented agricultural innovation systems’, *Agric. Syst.*, 184, 102901, <https://doi.org/10.1016/j.agsy.2020.102901>.
- Long, J. S. & Freese, J. (2006), *Regression models for categorical dependent variables using Stata*, Stata press, USA.
- McCampbell M., Adewopo J. & Klerkx L. (2023), ‘Are farmers ready to use phone-based digital tools for agronomic advice? Ex-ante user readiness assessment using the case of Rwandan banana farmers’, *The Journal of Agricultural Education and Extension*, 29(1), 29–51, <https://doi.org/10.1080/1389224X.2021.1984955>.
- Nguyễn Thị Hồng Gấm (2022), ‘Giải pháp thúc đẩy chuyển đổi số trong sản xuất nông nghiệp Đồng bằng Sông Cửu Long theo hướng bền vững’, *Tạp chí Khoa học và Kinh tế Phát triển Trường Đại học Nam Cần Thơ*, 18, 15-33, <https://jsde.nctu.edu.vn/index.php/jsde/article/view/229/212>.
- Prause, L., Hackfort, S. & Lindgren, M. (2020), ‘Digitalization and the third food regime’, *Agriculture and Human Values*, 38, 641-655, <https://doi.org/10.1007/s10460-020-10161-2>.
- Phạm Thị Kim Ngọc (2021), ‘Nhận thức về chuyển đổi số và ứng dụng chuyển đổi số trong các doanh nghiệp tại Việt Nam’, *Tạp chí Công thương*, 15(6), 151-157.
- Romesburg, C. (2004), *Cluster analysis for researchers*. Lulu Press, USA.
- Sở Nông nghiệp và Phát triển nông thôn tỉnh Thái Bình (2024), *Báo cáo tham luận Tại Hội nghị “Tổng kết năm 2023*

---

về chuyển đổi số; Đánh giá kết quả thực hiện Đề án 06 năm 2022-2023”, Thái Bình.

Tabachnick, B. G., Fidell, L. S., & Ullman, J. B. (2013), *Using multivariate statistics*, 7th edition, Pearson, Boston.

Tỉnh ủy Thái Bình (2021), *Nghị quyết của ban chấp hành Đảng bộ tỉnh về chuyển đổi số tỉnh Thái Bình đến năm 2025, định hướng đến năm 2030*, ban hành ngày 19 tháng 11 năm 2021.

Trendov, N.M., Varas, S. & Zeng, M., (2019), *Digital Technologies in Agriculture and Rural Areas - Status Report*, Rome, truy cập từ <http://www.fao.org/3/ca4985en/ca4985en.pdf>, ngày truy cập 20/4/2024.

Ủy ban nhân dân tỉnh Thái Bình (2022), *Quyết định số 571/QĐ-UBND năm 2022 phê duyệt đề án chuyển đổi số tỉnh Thái Bình đến năm 2025, định hướng đến năm 2030*, ban hành ngày 17 tháng 3 năm 2022.

Vũ Thị Hải, Phí Thị Diễm Hồng, Trần Quang Trung & Nguyễn Thanh Bắc (2023), ‘Thực trạng chuyển đổi số trong hợp tác xã nông nghiệp: tình huống nghiên cứu ở Sơn La’, *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 307(2), 117-126, <https://ktpt.edu.vn/tap-chi/so-3072/muc-luc-164/thuc-trang-chuyen-doi-so-trong-hop-tac-xa-nong-nghiep-tinh-huong-nghien-cuu-o-son-la.380834.aspx>.

World Bank (2017), *A prospective study on the application of Data Science in agriculture*, Brasil, <https://www.alice.cnptia.embrapa.br/alice/bitstream/doc/1083412/1/Prospectivesbiagro2017.pdf>, ngày truy cập 20/4/2024.

World Bank (2019), *Future of Food Harnessing Digital Technologies to Improve Food System Outcomes*, Washington D.C., <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/31565>, ngày truy cập 20/4/2024.

---

# TÁC ĐỘNG CỦA SỞ HỮU TẬP TRUNG ĐẾN RỦI RO TÍN DỤNG – VAI TRÒ TRUNG GIAN CỦA SỞ HỮU NHÀ NƯỚC: TRƯỜNG HỢP TẠI CÁC NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI VIỆT NAM

**Phạm Thị Kiều Khanh**

*Trường Đại học Quy Nhơn*

*Email: phamthikieukhanh@qnu.edu.vn*

**Lê Thanh Tâm**

*Trường Đại học Kinh tế Quốc dân*

*Email: tamlt@neu.edu.vn*

**Phạm Thị Bích Duyên**

*Trường Đại học Quy Nhơn*

*Email: phamthibichduyen@qnu.edu.vn*

Mã bài báo: JED-1671

Ngày nhận: 15/03/2024

Ngày nhận bản sửa: 14/04/2024

Ngày duyệt đăng: 11/06/2024

Mã DOI: 10.33301/JED.VI.1671

## **Tóm tắt:**

*Bài viết có mục tiêu đánh giá tác động của sở hữu tập trung đến rủi ro tín dụng của ngân hàng. Dữ liệu gồm 388 quan sát từ 28 ngân hàng thương mại Việt Nam giai đoạn 2009-2022. Các phương pháp hồi quy bình phương bé nhất, mô hình hiệu ứng cố định, mô hình hiệu ứng ngẫu nhiên và phương pháp bình phương tối thiểu tổng quát được sử dụng. Mô hình nghiên cứu bổ sung thêm biến tương tác giữa tỷ lệ sở hữu tập trung và biến giả ngân hàng có sở hữu nhà nước. Các phát hiện chính của nghiên cứu là: (i) Sở hữu tập trung có tác động cùng chiều đến tỷ lệ nợ xấu; (ii) Tác động cùng chiều của sở hữu tập trung đến rủi ro tín dụng ít nghiêm trọng hơn đối với các ngân hàng có sở hữu nhà nước. Một số khuyến nghị được đề xuất với các cơ quan quản lý và ngân hàng thương mại để tăng cường giảm thiểu rủi ro tín dụng.*

**Từ khóa:** Ngân hàng thương mại, rủi ro tín dụng, sở hữu tập trung.

**Mã JEL:** G10, G21, C23.

## **The impact of ownership concentration on credit risk - the intermediary role of state ownership: The case of Vietnamese commercial banks**

### **Abstract:**

*The study aims to evaluate the impact of ownership concentration on banks' credit risk. The data includes 388 observations from 28 commercial banks in Vietnam for the period 2009–2022. Ordinary least squares, fixed effects model, random effects model, and generalized least squares method are employed. The research model adds an interaction variable between the ownership concentration ratio and the state-owned bank dummy variable. The main findings of the study are (i) ownership concentration has a positive impact on the non-performing loan ratio; (ii) the positive impact of ownership concentration on credit risk is less serious than for state-owned banks. Several recommendations are proposed to regulatory agencies and commercial banks to enhance credit risk mitigation.*

**Keywords:** Commercial banks, credit risk, ownership concentration.

**JEL Codes:** G10, G21, C23.



---

## 1. Giới thiệu

Cấu trúc sở hữu phản ánh tổng thể các mối quan hệ về quyền lợi và trách nhiệm đối với phần vốn đã góp của chủ sở hữu. Do đó, nhiều quyết định kinh doanh bị ảnh hưởng mạnh mẽ bởi cấu trúc sở hữu (Thai & Hoang, 2024). Cấu trúc sở hữu có thể được tiếp cận ở hai góc độ khác nhau, sở hữu tập trung và sở hữu hỗn hợp (Mandaci & Gumus, 2010).

Trong hoạt động ngân hàng, sở hữu tập trung là một khía cạnh hết sức quan trọng (Iannotta & cộng sự, 2007). Pedersen & Thomsen (1999) cho rằng sở hữu tập trung biểu thị những cổ đông sở hữu tỷ lệ cổ phiếu cao nhất, và chịu ảnh hưởng nhiều nhất khi phát sinh rủi ro cũng như chi phí giám sát. Sở hữu tập trung thể hiện việc phân chia quyền sở hữu giữa các cổ đông khác nhau, có vai trò quan trọng trong việc xác lập quyền kiểm soát công ty của cổ đông. Sở hữu tập trung cao trong công ty thường xuất hiện ở các nước đang phát triển, nơi quyền lợi của nhà đầu tư nhỏ lẻ không được bảo vệ.

Hiện nay, một số ngân hàng thương mại Việt Nam có mức độ tập trung sở hữu cổ phần tại một số cổ đông và người liên quan, mặc dù mức độ sở hữu không vi phạm quy định của pháp luật song tiềm ẩn nhiều rủi ro. Các cổ đông có tỷ lệ sở hữu lớn hoặc có quyền lực trong ngân hàng đã thao túng hoạt động của ngân hàng, sử dụng tiền huy động từ các khu vực kinh tế và dân cư để đầu tư vào những dự án có rủi ro cao hoặc sử dụng cho các dự án sâu sau. Hậu quả là một số ngân hàng có tỷ lệ nợ xấu tăng cao, mất thanh khoản và thậm chí âm vốn chủ sở hữu. Như vậy, việc nghiên cứu về sở hữu tập trung của ngân hàng rất quan trọng bởi vì các nhà quản lý có thể lợi dụng việc này để chuyển dịch lợi nhuận của ngân hàng vào lợi ích của chính bản thân họ hoặc kiểm soát ngân hàng theo mục đích cá nhân. Điều này sẽ làm ảnh hưởng đến chất lượng tín dụng của ngân hàng cũng như ảnh hưởng đến lợi ích của các cổ đông khác.

Mặt khác, các tài liệu thực nghiệm có liên quan lại cung cấp các kết quả khác nhau về tác động của sở hữu tập trung đến rủi ro tín dụng. Một số nghiên cứu phát hiện ra rằng sở hữu tập trung góp phần giảm thiểu rủi ro tín dụng (Srairi, 2013; Agusman & cộng sự, 2014; Dong & cộng sự, 2014; Đặng Tùng Lâm, 2016; Nguyễn Tuấn Kiệt & cộng sự, 2018; Phạm Tiến Minh & Bùi Huy Hải Bích, 2019). Trong khi đó, có kết quả cho thấy sở hữu tập trung ảnh hưởng cùng chiều đến rủi ro tín dụng (Demirgüç-Kunt & Detragiache, 2002; Demirgüç-Kunt & Huizinga, 2004; Kim & cộng sự, 2007; Laeven & Levine, 2009; Hou & cộng sự, 2016; Võ Xuân Vinh & Mai Xuân Đức, 2020). Nguyên nhân các kết quả khác nhau có thể một phần xuất phát từ sự khác biệt về môi trường kinh doanh, đặc điểm thể chế và chế độ pháp lý từ các quốc gia khác nhau (Dong & cộng sự, 2014).

Qua tổng hợp những nghiên cứu đã thực hiện ở Việt Nam có thể thấy các kết quả nghiên cứu chưa có sự thống nhất về tác động của sở hữu tập trung đến rủi ro tín dụng tại các ngân hàng thương mại. Bên cạnh đó, các nghiên cứu trong nước vẫn còn hạn chế trong việc chưa thực sự quan tâm đến tác động của sở hữu tập trung đến rủi ro tín dụng có sự khác biệt giữa ngân hàng có sở hữu nhà nước và các loại hình ngân hàng khác hay không. Đây chính là khoảng trống nghiên cứu liên quan đến chủ đề này.

Để lấp đầy khoảng trống nghiên cứu này, bài viết nhằm mục đích trả lời các câu hỏi nghiên cứu sau: (1) Sở hữu tập trung sẽ tác động như thế nào đến rủi ro tín dụng của các ngân hàng thương mại Việt Nam? (2) Tác động của sở hữu tập trung đến rủi ro tín dụng có sự khác biệt giữa ngân hàng có sở hữu nhà nước và các loại hình ngân hàng khác hay không?

## 2. Tổng quan nghiên cứu và các giả thuyết nghiên cứu

Tác động của sở hữu tập trung đến rủi ro tín dụng của ngân hàng rất phức tạp về mặt lý thuyết và thực tiễn. Cụ thể, một số nghiên cứu lý thuyết và thực nghiệm về vấn đề này còn mâu thuẫn nhau.

Lý thuyết người đại diện (Ross, 1973; Jensen & Meckling, 1976) cho rằng khi có sự tách biệt giữa quyền sở hữu và quyền điều hành sẽ nảy sinh mâu thuẫn. Có thể xảy ra các trường hợp như sau: Ban điều hành sử dụng tiền để mở rộng hoạt động kinh doanh, khiến vị trí của họ ổn định hơn, lương và quyền lực lớn hơn; chế độ đãi ngộ, lương thưởng và những khoản trợ cấp rất lớn của người điều hành được tính vào chi phí kinh doanh mà cổ đông phải gánh chịu; cán bộ điều hành có thể tham gia những khoản đầu tư mạo hiểm nhằm thu lợi ngắn hạn. Theo quan điểm của lý thuyết này các cổ đông lớn có điều kiện theo đuổi những lợi ích khác so với các cổ đông thiểu số. Vì vậy, các cổ đông lớn và có quyền lực mạnh có thể gây áp lực lên ban quản lý để tăng hiệu suất trong ngắn hạn. Áp lực này có thể thúc đẩy các nhà quản lý theo đuổi những dự án

---

đầu tư mới có rủi ro cao hơn.

Một lý thuyết khác cũng đưa ra quan điểm tương tự là giả thuyết về quan hệ ủy quyền thừa hành trong hoạt động ngân hàng (Spence & Zeckhauser, 1971; Ross, 1973). Theo lý thuyết này vấn đề giữa người ủy nhiệm và người thừa hành là mâu thuẫn trong các ưu tiên giữa một người hoặc một nhóm với người đại diện được ủy quyền hành động thay mặt họ. Một người thừa hành có thể hành động theo cách trái với lợi ích tốt nhất của người ủy nhiệm. Vấn đề giữa người ủy nhiệm và người thừa hành có thể xảy ra trong mọi tình huống trong đó quyền sở hữu một tài sản (người ủy nhiệm) ủy quyền kiểm soát trực tiếp tài sản đó cho một bên khác (người thừa hành).

Một số nghiên cứu thực nghiệm đã ủng hộ lý thuyết người đại diện và giả thuyết về quan hệ ủy quyền thừa hành trong hoạt động ngân hàng. Kim & cộng sự (2007) cho thấy rằng khi Chính phủ Nhật mở rộng phạm vi của bảo hiểm tiền gửi và nói lỏng những điều kiện về vốn, sở hữu tập trung có tác động làm tăng rủi ro ngân hàng. Kết quả trên xuất phát từ việc các chương trình bảo hiểm có thể làm giảm kỷ luật thị trường (Demirgüç-Kunt & Detragiache, 2002; Demirgüç-Kunt & Huizinga, 2004). Vì vậy, kỷ luật thị trường, sự giám sát của thể chế và sự kiểm soát trực tiếp đối với các ngân hàng này có thể không hiệu quả để giảm thiểu chi phí đại diện. Trong trường hợp không có sự kiểm soát thích hợp, các cổ đông của ngân hàng có thể thực hiện các hoạt động rủi ro cao hơn để gia tăng lợi ích của họ từ tài sản của những người gửi tiền (DeYoung & cộng sự, 2001). Tương tự, Laeven (2002) xem xét mối quan hệ giữa sở hữu tập trung và rủi ro ngân hàng ở 14 quốc gia. Kết quả nghiên cứu cho thấy sở hữu tập trung và rủi ro ngân hàng có mối quan hệ cùng chiều. Kết quả nghiên cứu của Võ Xuân Vinh & Mai Xuân Đức (2020) cho thấy biến sở hữu tập trung có tác động dương đến biến tỷ lệ dự phòng rủi ro trên tổng cho vay với mức ý nghĩa 1%. Điều này thể hiện các ngân hàng ngân hàng thương mại Việt Nam có sở hữu tập trung tăng sẽ tác động làm rủi ro tín dụng tăng. Kết quả này tương tự với các nghiên cứu của Laeven & Levine (2009), Hou & cộng sự (2016).

Tuy nhiên, giả thuyết cổ đông giám sát (Jensen & Meckling, 1976) có quan điểm ngược lại. Giả thuyết này cho rằng sự tập trung sở hữu cao có thể mang lại lợi ích cho công ty. Nói một cách khác, công ty có cổ đông lớn sẽ làm tăng hiệu quả hoạt động và giá trị của công ty. Nguyên nhân là do ở các công ty có sở hữu tập trung cao sẽ khuyến khích các cổ đông tăng cường giám sát hoạt động của công ty cũng như hoạt động của ban điều hành, từ đó nâng cao hiệu quả kiểm soát công ty góp phần giảm thiểu rủi ro tín dụng. Ngược lại, những công ty có sở hữu phân tán, các cổ đông có ít động cơ để thực hiện việc giám sát.

Trong các nghiên cứu thực nghiệm trước đây đã có một số bằng chứng đưa ra dựa trên giả thuyết cổ đông giám sát. Đối với nhóm các nước phát triển, kết quả của Iannotta & cộng sự (2007) từ việc nghiên cứu 181 ngân hàng lớn ở 15 nước châu Âu cho thấy mức độ tập trung sở hữu có ảnh hưởng đến chất lượng các khoản cho vay. Cụ thể, khi ngân hàng có mức độ tập trung sở hữu cao hơn thì chất lượng các khoản cho vay sẽ tốt hơn. Tương tự, Srairi (2013) cho thấy rằng các ngân hàng có tập trung sở hữu cao thì chất lượng các khoản vay sẽ tốt hơn, qua đó giúp giảm thiểu rủi ro tín dụng. Nghiên cứu của Brockman & Yan (2009), Đặng Tùng Lâm (2016) cho thấy rằng cổ đông lớn trong công ty giúp cải thiện vấn đề quản trị công ty và gia tăng chất lượng thông tin được công bố ra công chúng. Hơn nữa, khi sở hữu phân tán, các cổ đông nhỏ phải chịu đầy đủ chi phí giám sát trong khi chỉ nhận được một phần nhỏ lợi ích. Vì vậy, họ có rất ít động lực để thực hiện việc giám sát hoạt động của công ty. Shehzad & cộng sự (2010) sử dụng thông tin bảng cân đối kế toán của khoảng 500 ngân hàng thương mại từ hơn 50 quốc gia trong giai đoạn 2005-2007. Kết quả nghiên cứu cho thấy quyền sở hữu tập trung làm giảm đáng kể tỷ lệ nợ xấu của ngân hàng. Agusman & cộng sự (2014) sử dụng dữ liệu của các ngân hàng ở Indonesia và phát hiện rằng trong số các ngân hàng được tái cấp vốn, tập trung sở hữu có tác động âm đến rủi ro tín dụng. Dong & cộng sự (2014) cho rằng sở hữu tập trung trong ngân hàng có ảnh hưởng làm giảm rủi ro. Điều này được giải thích rằng quyền kiểm soát lớn giúp tăng cường giám sát việc quản lý và thúc đẩy các quy trình hoạt động thận trọng. Nguyễn Tuấn Kiệt & cộng sự (2018) nghiên cứu và cho thấy yếu tố cổ đông lớn nhất có tác động nghịch chiều, làm giảm rủi ro tín dụng của hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam. Nghiên cứu của Phạm Tiên Minh & Bùi Huy Hải Bích (2019) cũng đưa ra kết quả tương tự.

Tại Việt Nam, vấn đề tỷ lệ sở hữu ngân hàng đã được luật hóa và luôn được Chính phủ giám sát chặt chẽ. Mặc dù vậy, tình trạng cấp tín dụng tập trung cho một nhóm khách hàng có liên quan vẫn thường xuyên diễn ra, làm tăng rủi ro tín dụng của ngân hàng. Bài viết đưa ra Giả thuyết H<sub>1</sub> ủng hộ lý thuyết người đại diện và

---

lý thuyết về quan hệ ủy quyền thừa hành trong hoạt động ngân hàng (Spence & Zeckhauser, 1971; Ross, 1973; Jensen & Meckling, 1976), khi quyền sở hữu và quyền điều hành càng tách biệt, hiệu quả sử dụng tài sản của ngân hàng thương mại giảm, tức là rủi ro tín dụng sẽ tăng. Tuy nhiên, cổ đông nhà nước lại đóng góp vai trò quan trọng trong sự ổn định và giảm rủi ro của các ngân hàng sở hữu nhà nước. Do đó, hai giả thuyết nghiên cứu về tác động của sở hữu tập trung được đề xuất như sau:

*H<sub>1</sub>: Sở hữu tập trung tác động cùng chiều đến rủi ro tín dụng của các ngân hàng thương mại Việt Nam.*

*H<sub>2</sub>: Ảnh hưởng cùng chiều của sở hữu tập trung đến rủi ro tín dụng của ngân hàng sẽ ít nghiêm trọng hơn đối với ngân hàng có sở hữu nhà nước.*

### **3. Phương pháp nghiên cứu**

#### **3.1. Dữ liệu**

Mẫu nghiên cứu gồm 28 ngân hàng thương mại thuộc các loại hình và quy mô khác nhau. Tính đến ngày 31 tháng 1 năm 2024, tổng tài sản của các ngân hàng thương mại Nhà nước và ngân hàng thương mại Cổ phần tại Việt Nam đạt 16.842.053 tỷ đồng (Ngân hàng Nhà nước Việt Nam, 2024). Tỷ lệ tổng tài sản của 28 ngân hàng thương mại trong mẫu nghiên cứu/Tổng tài sản các ngân hàng thương mại sấp xỉ 98%, do đó 28 ngân hàng thương mại này có thể đại diện cho các ngân hàng thương mại Việt Nam. Dữ liệu cụ thể của các ngân hàng được thu thập từ báo cáo tài chính đã kiểm toán, số liệu kinh tế vĩ mô được thu thập từ Hệ thống cơ sở dữ liệu thống kê của Ngân hàng Phát triển Châu Á giai đoạn 2009-2022. Nghiên cứu sử dụng phần mềm Stata để xử lý các kết quả hồi quy.

#### **3.2. Đo lường các biến**

##### **3.2.1. Sở hữu tập trung (OC)**

Có nhiều phương pháp đo lường mức độ sở hữu tập trung. Một số nghiên cứu sử dụng tổng tỷ lệ sở hữu của 3 cổ đông lớn nhất (Dong & cộng sự, 2014), hoặc tỷ lệ sở hữu của 1 cổ đông lớn nhất (Wen & Jia, 2010; Agusman & cộng sự, 2014) để đại diện cho mức độ sở hữu tập trung. Trong giới hạn dữ liệu thu thập được, bài viết sử dụng tỷ lệ sở hữu của 1 cổ đông lớn nhất trong ngân hàng để đại diện cho sở hữu tập trung.

##### **3.2.2. Rủi ro tín dụng (CR)**

Rủi ro tín dụng có thể được đo lường theo nhiều chỉ số khác nhau. Theo Laeven & Majnoni (2003), rủi ro tín dụng có thể được đo lường bằng tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng trên tổng tài sản ngân hàng. Trong một số nghiên cứu khác các tác giả sử dụng nhiều chỉ số để đo lường rủi ro tín dụng: Boahene & cộng sự (2012) sử dụng ba chỉ số là Nợ đã xóa cho khách hàng/Tổng dư nợ, Nợ xấu/Tổng dư nợ, Lợi nhuận trước dự phòng/Tổng dư nợ. Kurawa & Garba (2014) xác định hai chỉ số quan trọng có thể được sử dụng để đo lường rủi ro tín dụng bao gồm Tỷ lệ nợ xấu và Chi phí trên mỗi khoản cho vay. Nguyễn Tuấn Kiệt & cộng sự (2018) đo lường rủi ro tín dụng của ngân hàng bằng tỷ lệ nợ xấu. Trong khi đó, Võ Xuân Vinh & Mai Xuân Đức (2020) sử dụng tỷ lệ dự phòng rủi ro trên tổng cho vay. Bài viết sử dụng kết hợp hai biến phụ thuộc là tỷ lệ nợ xấu (NPL) và tỷ lệ dự phòng rủi ro trên tổng cho vay (LLRGL) để có đánh giá toàn diện hơn về rủi ro tín dụng ở Việt Nam cũng như có điểm mới so với các nghiên cứu trước đây.

##### **3.2.3. Biến tương tác**

Để kiểm định tác động của sở hữu tập trung đến rủi ro tín dụng có sự khác biệt giữa ngân hàng có sở hữu nhà nước và các loại hình ngân hàng khác hay không, nghiên cứu bổ sung vào mô hình hồi quy biến tương tác OC×STATE. Biến giả STATE nhận giá trị bằng 1 đối với các ngân hàng có sở hữu nhà nước, giá trị bằng 0 cho các trường hợp còn lại.

##### **3.2.4. Biến kiểm soát**

Để loại bỏ khả năng tác động chi phối của những biến khác đến quan hệ giữa sở hữu tập trung và rủi ro tín dụng, nghiên cứu kiểm soát trong mô hình hồi quy một số biến ở cấp ngân hàng và cấp vĩ mô nhằm tách rời ảnh hưởng ròng của biến sở hữu tập trung đến rủi ro tín dụng. Các biến kiểm soát bao gồm:

- *Quy mô ngân hàng (SIZE)*: Trong nghiên cứu này, quy mô tài sản được đánh giá bằng logarit tự nhiên của tổng tài sản của ngân hàng để giảm chênh lệch giữa các ngân hàng. Tabak & cộng sự (2012) đã phát hiện ra mối quan hệ tiêu cực giữa rủi ro tín dụng và quy mô ngân hàng.

- *Tỷ lệ vốn (EA)*: Tỷ lệ vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản có thể đại diện cho sức mạnh nội bộ của các ngân hàng thương mại, cho thấy sự tự chủ tài chính của các ngân hàng. Jabra & cộng sự (2017) phát hiện ra rằng EA có một mối quan hệ tỷ lệ nghịch với rủi ro tín dụng. Ngược lại, Ayaydin & Karakaya (2014) và Kharabsheh (2019) lại cho thấy EA có tác động tích cực đến rủi ro tín dụng.

- *Tăng trưởng nền kinh tế (GDPG)*: Tỷ lệ tăng trưởng GDP. Bằng chứng cho thấy GDP ảnh hưởng đến hoạt động của ngân hàng thông qua các cú sốc chính sách tiền tệ (Jiménez & cộng sự, 2012).

- *Lạm phát (INF)*: Tỷ lệ lạm phát. Boyd & cộng sự (2001) đã chỉ ra ảnh hưởng của lạm phát đến hoạt động cho vay và hoạt động thị trường tài chính của một quốc gia.

### 3.3. Mô hình thực nghiệm

Mô hình nghiên cứu thực nghiệm của Nguyễn Tuấn Kiệt & cộng sự (2018) đã sử dụng 3 nhóm biến chính gồm: nhóm biến vĩ mô (đại diện là lạm phát của Việt Nam), nhóm biến sở hữu (đại diện là tỷ lệ sở hữu của cổ đông lớn nhất, cổ đông cá nhân, cổ đông công ty và cổ đông nước ngoài), nhóm biến ngân hàng (đại diện là tỷ suất sinh lợi, đòn bẩy kinh doanh, quy mô ngân hàng). Trong khi đó, nghiên cứu của Võ Xuân Vinh & Mai Xuân Đức (2020) sử dụng biến độc lập là mức độ sở hữu tập trung, các biến kiểm soát bao gồm các yếu tố nội tại của ngân hàng và không có nhóm biến vĩ mô (quy mô tổng tài sản, tỷ lệ tăng trưởng tổng doanh thu, tỷ lệ nợ trên vốn chủ sở hữu, tỷ lệ dự phòng rủi ro cho vay và thu nhập lãi ròng, tỷ lệ chi phí hoạt động trên tổng thu nhập).

Đóng góp mới quan trọng của nghiên cứu này là bổ sung vào mô hình thực nghiệm biến tương tác OC\*STATE. Thông qua biến tương tác nghiên cứu bổ sung bằng chứng thực nghiệm trong việc phản ánh chính xác hơn tác động của sở hữu tập trung đến rủi ro tín dụng có sự khác biệt giữa ngân hàng có sở hữu nhà nước và các loại hình ngân hàng khác hay không.

Trên cơ sở tổng quan các nghiên cứu trước và tình hình thực trạng tại các ngân hàng thương mại Việt Nam, nhóm tác giả đưa ra mô hình nghiên cứu cụ thể như sau:

$$CR_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 OC_{it} + \beta_2 OC_{it} * STATE_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 EA_{it} + \beta_5 GDPG_t + \beta_6 INF_t + e_{it} \quad (1)$$

Trong đó:

$i, t$ : Ký hiệu tương ứng cho ngân hàng, và thời gian (đơn vị là năm).

$\alpha$ : Hằng số;

$\beta$ : Là hệ số của các biến độc lập trong mô hình;

$e$ : Sai số ngẫu nhiên;

### 3.4. Phương pháp nghiên cứu

Dựa vào kết quả các nghiên cứu trước, nhóm tác giả phân tích định lượng để tìm ra tác động của sở hữu tập trung đến rủi ro tín dụng tại các ngân hàng thương mại Việt Nam.

Dữ liệu được phân tích bằng mô hình hồi quy bội dựa trên dữ liệu bảng không cân đối của 28 ngân hàng thương mại Việt Nam giai đoạn 2009-2022. Đề tài sử dụng dữ liệu theo kiểu bảng vì vậy các phương pháp ước lượng mô hình (1) được chọn là OLS, FEM và REM. Bên cạnh đó nghiên cứu thực hiện thêm một số kiểm định cần thiết để phát hiện các vi phạm về giả thiết của mô hình như hiện tượng tự tương quan và hiện tượng phương sai sai số thay đổi. Nếu mô hình có xảy ra các hiện tượng này phương pháp GLS sẽ được sử dụng để khắc phục nhằm đảm bảo ước lượng thu được vững và hiệu quả, đưa ra kết quả nhất quán và chính xác hơn.

## 4. Kết quả và thảo luận

### 4.1. Thống kê mô tả

Bảng 1 thống kê mô tả toàn mẫu cho thấy NPL và LLRGL trung bình lần lượt khoảng 2,218% và 1,312%. Xét đến tỷ lệ sở hữu tập trung, OC trung bình của các ngân hàng tại Việt Nam là 23,52%. Liên quan đến một số biến kiểm soát, thống kê mô tả cho thấy giá trị trung bình của SIZE là 5,077. Các ngân hàng nắm giữ trung bình 9,269% vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản. Trong mẫu nghiên cứu, tốc độ tăng trưởng GDP trung bình của Việt Nam là 5,851% với mức lạm phát tương ứng là 5,411%.



**Bảng 1: Thống kê mô tả toàn mẫu**

Biến	Đơn vị tính	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
NPL	%	388	2,218	1,444	0,340	8,440
LLRGL	%	388	1,312	0,512	0,41	3,35
OC	%	388	23,520	28,276	3,630	100
SIZE		388	5,077	0,557	3,522	8,006
EA	%	388	9,269	4,159	3,050	23,840
GDPG	%	388	5,851	1,476	2,560	8,020
INF	%	388	5,411	4,450	0,600	18,600

Nguồn: Kết quả phân tích từ Stata.

#### 4.2. Ma trận tương quan

Nghiên cứu đã kiểm tra mối tương quan giữa các biến được sử dụng trong mô hình này. Bảng 2 thể hiện hệ số tương quan giữa các biến độc lập. Chúng tôi nhận thấy rằng sự tương quan thấp giữa các biến giải thích của mô hình. Đáng chú ý, hệ số tương quan giữa NPL và LLRGL với OC là dương, phù hợp với giả thuyết  $H_1$ . Kết quả này cung cấp bằng chứng sơ bộ rằng tồn tại một mối quan hệ cùng chiều giữa sở hữu tập trung và rủi ro tín dụng của các ngân hàng thương mại Việt Nam.

**Bảng 2: Ma trận hệ số tương quan**

Variable	NPL	LLRGL	OC	SIZE	EA	GDP	INF
NPL	1,0000						
LLRGL	0,4738	1,000					
OC	0,0467	0,4256	1,0000				
SIZE	-0,1946	0,2364	0,4779	1,0000			
EA	0,1365	-0,1529	-0,2753	-0,6587	1,0000		
GDPG	-0,0110	-0,0337	0,0034	-0,0299	-0,0629	1,0000	
INF	0,2301	0,1669	0,0072	-0,2578	0,1974	0,0473	1,0000

Nguồn: Kết quả phân tích từ Stata.

#### 4.3. Kết quả phân tích hồi quy

Bảng 3 trình bày kết quả ước lượng của nghiên cứu để kiểm định hai giả thuyết  $H_1$  và  $H_2$ . Kết quả kiểm định lựa chọn mô hình phù hợp với mẫu nghiên cứu thông qua kiểm định F-test ( $p$ -value < 0,05), kiểm định Hausman ( $p$ -value > 0,05), kiểm định Breusch – Pagan ( $p$ -value < 0,05) cho thấy mô hình REM là phù hợp nhất với mức ý nghĩa 5%. Tiếp theo, tác giả thực hiện kiểm định các khuyết tật của mô hình nghiên cứu. Kết quả kiểm định Wooldridge và kiểm định White's ( $p$ -value < 0,05) cho thấy có hiện tượng tự tương quan và phương sai sai số thay đổi đối với REM. Vì vậy, kết quả hồi quy mô hình nghiên cứu theo REM chưa thực sự hiệu quả và đáng tin cậy.

Để khắc phục hiện tượng tự tương quan và phương sai thay đổi nhằm đạt tính hiệu quả cho mô hình, nghiên cứu sử dụng phương pháp GLS. Hồi quy theo GLS sẽ đưa ra các kết quả ước lượng tuyến tính hiệu quả hơn. Do đó, kết quả phân tích hồi quy theo GLS sẽ được sử dụng để giải thích mối tương quan giữa các biến trong mô hình ước lượng.

Kết quả nghiên cứu ở cột (2) và (4) cho thấy sở hữu tập trung có tác động tích cực và đáng kể đối với rủi ro tín dụng của các ngân hàng. Kết quả này đưa ra bằng chứng chắc chắn ủng hộ Giả thuyết  $H_1$ . Cụ thể, hệ số hồi quy của biến OC đối với NPL và LLRGL lần lượt là 0,017 và 0,009. Kết quả nghiên cứu ủng hộ giả



thuyết cho rằng sở hữu tập trung và rủi ro tín dụng của ngân hàng có mối quan hệ cùng chiều (Võ Xuân Vinh & Mai Xuân Đức, 2020).

Cấu trúc cổ đông lớn là yếu tố ảnh hưởng đến rủi ro tín dụng của ngân hàng nguyên nhân một phần có thể do chất lượng thanh tra giám sát chưa cao nên vẫn còn hiện tượng cổ đông, nhóm cổ đông lớn hoặc các cổ đông có quyền lực chi phối hoạt động tín dụng của ngân hàng. Tình trạng cho vay theo chỉ định, cho vay các dự án sâu sau của các ông chủ ngân hàng vẫn còn phổ biến trong hoạt động tín dụng. Ngoài ra, không loại trừ nguyên nhân xuất phát từ việc các cổ đông lớn gây áp lực buộc ban điều hành ngân hàng đầu tư vào các dự án có rủi ro cao để thu lợi trong ngắn hạn hoặc tìm kiếm lợi ích riêng. Trong tất cả các trường hợp đã nêu trên, kết quả chung dẫn đến rủi ro tín dụng của ngân hàng tăng lên.

Kết quả ở cột (2) và (4) cũng ủng hộ Giả thuyết  $H_2$  thông qua hệ số hồi quy của OC\*STATE có giá trị âm và có ý nghĩa thống kê. Đây là điểm mới trong kết quả nghiên cứu cho thấy mối quan hệ cùng chiều giữa sở hữu tập trung với rủi ro tín dụng thể hiện ít nghiêm trọng hơn đối với các ngân hàng có sở hữu nhà nước. Cornett & cộng sự (2010) cho thấy sau khủng hoảng tài chính, các ngân hàng có sở hữu nhà nước là những ngân hàng tiên phong trong việc thúc đẩy cơ chế kiểm soát nội bộ, cải thiện và nâng cao hiệu quả của các chính sách quản lý tín dụng và minh bạch thông tin cho cổ đông. Việt Nam cũng không nằm ngoài xu hướng đó, thực tế cho thấy các ngân hàng có sở hữu nhà nước trong giai đoạn hậu khủng hoảng tài chính 2008 thể hiện rõ sự tăng cường cơ chế kiểm soát, giám sát từ cơ quan nhà nước, đảm bảo mục tiêu ổn định toàn hệ thống ngân hàng. Sau khủng hoảng tài chính, Chính phủ đã phê duyệt Đề án “Cơ cấu lại hệ thống các tổ chức tín dụng giai đoạn 2011-2015”, với vai trò chủ đạo là các ngân hàng thương mại Nhà nước. Kết quả triển khai cho thấy tỷ lệ nợ xấu của các ngân hàng này giảm mạnh qua từng năm và duy trì ở mức rất thấp trong những năm tiếp theo so với ngưỡng quy định là 3%. Bên cạnh đó, các ngân hàng này còn được các tổ chức xếp hạng tín nhiệm quốc tế nâng hạng. Điều này thể hiện rõ vai trò của cổ đông nhà nước trong việc ổn định và giảm thiểu rủi ro tín dụng tại các ngân hàng có sở hữu nhà nước.

Khi xét đến các biến kiểm soát, chúng tôi thấy rằng các ngân hàng có quy mô tài sản lớn sẽ có rủi ro tín dụng thấp hơn. Cụ thể, SIZE có tác động tiêu cực đến rủi ro tín dụng của các ngân hàng thương mại Việt Nam. Kết quả này tương tự với nghiên cứu của Tabak & cộng sự (2012), các tác giả đã chứng minh rằng SIZE là một yếu tố quyết định quan trọng đối với rủi ro tín dụng của ngân hàng. Điều đó có thể được giải thích rằng do khách hàng của các ngân hàng lớn thường có nền tảng tài chính tốt, các dự án có tính khả thi cao nên chất lượng cho vay của ngân hàng ổn định và bền vững, từ đó góp phần giảm thiểu rủi ro tín dụng.

Điều kiện về kinh tế vĩ mô cũng ảnh hưởng đáng kể đến rủi ro tín dụng của ngân hàng. Cụ thể, INF tác động cùng chiều đến rủi ro tín dụng với mức ý nghĩa thống kê 1%. Kết quả này có thể được giải thích do lạm phát ảnh hưởng đến khả năng trả nợ của người vay. Khi lạm phát gia tăng dẫn đến lãi suất tăng do chính

**Bảng 3: Kết quả phân tích hồi quy**

	NPL		LLRGL	
	REM (1)	GLS (2)	REM (3)	GLS (4)
OC	0,018*	0,017***	0,009**	0,009***
OC*STATE	-0,013	-0,011**	-0,002	-0,006***
SIZE	-0,271	-0,439***	0,086	0,085**
EA	0,014	0,011	0,001	0,009
GDPG	-0,021	-0,001	-0,014	-0,012
INF	0,064	0,039***	0,023***	0,011***
F-test	0,0000		0,0000	
Hausman test	0,8105		0,8519	
Breusch-Pagan test	0,0000		0,0000	
Wooldridge test	0,0002		0,0000	
White's test	0,0122		0,0000	

Ghi chú: \*, \*\* và \*\*\* lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%.

Nguồn: Kết quả phân tích từ Stata.

---

sách thắt chặt tiền tệ. Cùng với các phí tổn khác, chi phí của dịch vụ nợ cũng gia tăng, doanh nghiệp và cá nhân đi vay có thể gặp khó khăn khi trả nợ.

## **5. Kết luận và khuyến nghị giải pháp**

### **5.1. Kết luận**

Bài viết là một nghiên cứu thực nghiệm đối với tác động của sở hữu tập trung đến rủi ro tín dụng của các ngân hàng thương mại Việt Nam, được thực hiện với mẫu nghiên cứu là 28 ngân hàng thương mại Việt Nam. Kết quả nghiên cứu hàm ý tồn tại mối quan hệ cùng chiều giữa tỷ lệ sở hữu tập trung và rủi ro tín dụng của các ngân hàng thương mại Việt Nam. Hay nói một cách khác, các ngân hàng thương mại Việt Nam có tỷ lệ sở hữu cổ đông lớn càng cao thì rủi ro tín dụng của ngân hàng càng tăng. Bên cạnh đó, thông qua biến tương tác, kết quả nghiên cứu cho thấy tác động cùng chiều của sở hữu tập trung đến rủi ro tín dụng sẽ ít nghiêm trọng hơn đối với các ngân hàng có sở hữu nhà nước. Đây cũng là một đóng góp mới vào bằng chứng thực nghiệm trong chủ đề nghiên cứu về tác động của sở hữu tập trung đến hoạt động của các ngân hàng thương mại.

Nhìn chung, kết quả nghiên cứu các yếu tố tác động đều phù hợp với các giả thuyết nghiên cứu. Những giả thuyết này được xây dựng dựa trên các nghiên cứu thực nghiệm có liên quan và tình hình thực tiễn tại Việt Nam. Do đó, kết quả nghiên cứu của nhóm tác giả cho trường hợp 28 ngân hàng thương mại tại Việt Nam trong giai đoạn 2009-2022 sẽ đóng góp vào việc ủng hộ cho những quan điểm kinh tế trước đó. Ngoài ra, kết quả nghiên cứu cũng cung cấp cho thực tiễn những đánh giá đáng tin cậy về mối quan hệ giữa sở hữu tập trung và rủi ro tín dụng của các ngân hàng thương mại Việt Nam.

### **5.2. Khuyến nghị giải pháp**

Từ kết quả nghiên cứu và thực tiễn nền kinh tế, chúng tôi đưa ra một số khuyến nghị giải pháp cho các nhà hoạch định chính sách và các nhà quản lý ngân hàng.

Thứ nhất, trong bối cảnh toàn cầu hóa và hội nhập kinh tế quốc tế việc quy định giảm tỷ lệ sở hữu có thể sẽ làm giảm sức hấp dẫn của ngân hàng trong nước với nhà đầu tư nước ngoài. Do đó, thay vì giảm tỷ lệ sở hữu cổ phần của cổ đông, việc nâng cao vai trò thanh tra, giám sát của Ngân hàng Nhà nước sẽ góp phần phát hiện sớm các bất thường trong hoạt động ngân hàng. Cụ thể, Cơ quan Thanh tra giám sát ngân hàng cần giám sát chặt chẽ những người có liên quan của các cổ đông trong ngân hàng, đặc biệt là những cổ đông có tỷ lệ sở hữu lớn hoặc có quyền lực trong ngân hàng.

Thứ hai, kết quả nghiên cứu cũng cho thấy rõ vai trò tích cực của hình thức sở hữu nhà nước trong việc kiểm soát rủi ro tín dụng tại các ngân hàng có sở hữu tập trung. Do đó, đối với các ngân hàng có sở hữu cổ đông lớn có thể học hỏi cách quản trị ngân hàng theo hướng của các ngân hàng có sở hữu nhà nước để giảm thiểu rủi ro tín dụng. Cụ thể, các ngân hàng này cần khuyến khích các cổ đông lớn tham gia hội đồng quản trị nhằm giảm mâu thuẫn lợi ích trong ngân hàng, đồng thời thúc đẩy cải thiện hoạt động trong ngân hàng theo thông lệ quốc tế để giảm thiểu các mâu thuẫn giữa các nhóm cổ đông với nhau và với các bên liên quan khác.

### **Tài liệu tham khảo:**

- Agusman, A., Cullen, G.S., Gasbarro, D., Monroe, G.S. & Zumwalt, J.K. (2014), 'Government intervention, bank ownership and risk-taking during the Indonesian financial crisis', *Pacific-Basin Finance Journal*, 30, 114-131.
- Ayaydin, H. & Karakaya, A. (2014), 'The effect of bank capital on profitability and risk in Turkish banking', *International Journal of Business and Social Science*, 5(1), 252-271.
- Boahene, S.H., Dasah, J. & Agyei, S.K. (2012), 'Credit risk and profitability of selected banks in Ghana', *Research Journal of Finance and Accounting*, 3(7), 6-14.
- Boyd, J.H., Levine, R. & Smith, B.D. (2001), 'The impact of inflation on financial sector performance', *Journal of monetary Economics*, 47(2), 221-248.
- Brockman, P. & Yan, X. (2009), 'Block ownership and firm-specific information', *Journal of Banking & Finance*, 33,

- Cornett, M.M., Guo L., Khaksari S. & Tehranian H. (2010), 'The impact of state ownership on performance differences in privately-owned versus state-owned banks: An international comparison', *Journal of Financial Intermediation*, 19(1), 74-94.
- Demirgüç-Kunt, A. & Detragiache, E. (2002), 'Does deposit insurance increase banking system stability? An empirical investigation', *Journal of monetary economics*, 49(7), 1373-1406.
- Demirgüç-Kunt, A. & Huizinga, H. (2004), 'Market discipline and deposit insurance', *Journal of Monetary Economics*, 51(2), 375-399.
- DeYoung, R., Spong, K. & Sullivan, R.J. (2001), 'Who's minding the store? Motivating and monitoring hired managers at small, closely held commercial banks', *Journal of Banking & Finance*, 25(7), 1209-1243.
- Dong, Y., Meng, C., Firth, M. & Hou, W. (2014), 'Ownership structure and risk-taking: Comparative evidence from private and state-controlled banks in China', *International Review of Financial Analysis*, 36, 120-130.
- Đặng Tùng Lâm (2016), 'Ảnh hưởng của cổ đông lớn đến sự đồng biến động giá cổ phiếu trên Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh', *Tạp chí Phát triển kinh tế*, 27(5), 63-77.
- Hou, W., Lee, E., Stathopoulos, K. & Tong, Z. (2016), 'Executive compensation and the split share structure reform in China', *The European Journal of Finance*, 22(4-6), 506-528.
- Iannotta, G., Nocera, G. & Sironi, A. (2007), 'Ownership structure, risk and performance in the European banking industry', *Journal of Banking Finance*, 31(7), 2127-2149.
- Jabra, W.B., Mighri, Z. & Mansouri, F. (2017), 'Bank capital, profitability and risk in BRICS banking industry', *Global Business and Economics Review*, 19(1), 89-119.
- Jensen, M.C. & Meckling, W.H. (1976), 'Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure', *Journal of financial economics*, 3(4), 305-360.
- Jiménez, G., Ongena, S., Peydró, J.L. & Saurina, J. (2012), 'Credit supply and monetary policy: Identifying the bank balance-sheet channel with loan applications', *American Economic Review*, 102(5), 2301-2326.
- Kharabsheh, B. (2019), 'Determinants of bank credit risk: empirical evidence from Jordanian commercial banks', *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*, 23(3), 1-12.
- Kim, K.A., Lee, S.H. & Rhee, S.G. (2007), 'Large shareholder monitoring and regulation: The Japanese banking experience', *Journal of Economics and Business*, 59(5), 466-486.
- Kurawa, J.M. & Garba, S. (2014), 'An evaluation of the effects of CRM on the profitability of Nigerian banks', *Journal of Modern Accounting and Auditing*, 10(1), 104-115.
- Laeven, L. (2002), 'Bank risk and deposit insurance', *The world bank economic review*, 16(1), 109-137.
- Laeven, L. & Levine, R. (2009), 'Bank governance, regulation and risk taking', *Journal of financial economics*, 93(2), 259-275.
- Laeven, L. & Majnoni, G. (2003), 'Loan loss provisioning and economic slowdowns: too much, too late?', *Journal of Financial Intermediation*, 12, 178-197.
- Mandaci, P.E. & Gumus, G.K. (2010), 'Ownership concentration, managerial ownership and firm performance: Evidence from Turkey', *Southeast European Journal of Economics and Business*, 5(1), 57-66.
- Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (2024), *Thống kê một số chỉ tiêu cơ bản*, Hà Nội.
- Nguyễn Tuấn Kiệt, Quách Dương Tử & Huỳnh Tú Phương (2018), 'Mối quan hệ giữa cấu trúc sở hữu và rủi ro tín dụng trong hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế & Phát triển*, 25, 40-47.
- Pedersen, T. & Thomsen, S. (1999), 'Economic and systemic explanations of ownership concentration among Europe's largest companies', *International Journal of the Economics of Business*, 6(3), 367-381.
- Phạm Tiến Minh & Bùi Huy Hải Bích (2019), 'Cấu trúc sở hữu và rủi ro của các ngân hàng thương mại Việt Nam', *Tạp chí Phát triển Khoa học và Công nghệ – Kinh tế-Luật và Quản lý*, 3(SI), SI1-SI13.
- Ross, S.A. (1973), 'The economic theory of agency: The principal's problem', *American Economic Review*, 63, 134-139.
- Shehzad, C.T., de Haan, J. & Scholtens, B. (2010), 'The impact of bank ownership concentration on impaired loans and

- 
- capital adequacy', *Journal of Banking Finance*, 34(2), 399-408.
- Spence, M. & Zeckhauser, R. (1971), 'Insurance, information and individual action', *American Economic Association*, 61(2), 380-387.
- Srairi, S. (2013), 'Ownership structure and risk-taking behaviour in conventional and Islamic bank: Evidence for MENA countries', *Borsa\_Istanbul Review*, 13, 115-127.
- Tabak B., Fazio D. & Cajueiro D. (2012), 'The relationship between banking market competition and risk-taking: Do size and capitalization matter?', *Journal of Banking and Finance*, 36(12), 3366-3381.
- Thai, T.H.A. & Hoang, M.T. (2024), 'Does ownership matter in corporate cash holdings? Evidence from an emerging market', *Journal of Economics and Development*, 26(2), 123-138.
- Võ Xuân Vinh & Mai Xuân Đức (2020), 'Tác động của sở hữu tập trung đến sự ổn định ngân hàng: Bằng chứng thực nghiệm từ các ngân hàng Việt Nam', *Tạp chí Khoa học & Đào tạo Ngân hàng*, 215, 1-13.
- Wen, Y. & Jia, J. (2010), 'Institutional ownership, managerial ownership and dividend policy in bank holding companies', *International Review of Accounting, Banking Finance*, 2(1), 8-21.

---

# TÁC ĐỘNG CỦA KIỂM SOÁT THAM NHŨNG ĐẾN FDI: BẰNG CHỨNG TỪ MỘT SỐ NƯỚC CHÂU Á

Nguyễn Phúc Hiền

Trường Đại học Ngoại thương  
Email: [hiennguyenphuc@ftu.edu.vn](mailto:hiennguyenphuc@ftu.edu.vn)

Tô Thùy Linh

Trường Đại học Ngoại thương  
Email: [linhtoathuy1312@gmail.com](mailto:linhtoathuy1312@gmail.com)

Mã bài: JED-1837

Ngày nhận: 30/06/2024

Ngày nhận bản sửa: 06/09/2024

Ngày duyệt đăng: 09/10/2024

DOI: 10.33301/JED.VI.1837

## Tóm tắt:

Nghiên cứu này xem xét tác động của kiểm soát tham nhũng đến thu hút đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) của 21 nước châu Á, bao gồm Việt Nam trong khoảng thời gian 2013-2022. Dựa trên cơ sở lý thuyết chiết trung của Dunning (1977), tác giả xây dựng mô hình ước lượng nghiên cứu tác động của kiểm soát tham nhũng đến thu hút FDI. Bằng việc sử dụng mô hình dữ liệu bảng với phương pháp D-GMM để xem xét sự tác động của kiểm soát tham nhũng đến thu hút FDI của 21 nước châu Á. Kết quả cho thấy kiểm soát tham nhũng đóng vai trò quan trọng đối với các nước châu Á muốn thu hút đầu tư trực tiếp nước ngoài. Cụ thể, tăng cường kiểm soát tham nhũng lên 1 đơn vị (1%) thì thu hút tăng 0,21% FDI trong nhóm nước nghiên cứu. Kết quả nghiên cứu này phù hợp với kỳ vọng và một số nghiên cứu trước của Castro & Nunes (2013) và Fiza & cộng sự (2020). Bên cạnh đó, nghiên cứu còn chỉ ra rằng kiểm soát tham nhũng có tác động mạnh hơn đến FDI trong thời kỳ trước Đại dịch Covid 19. Điều này hàm ý các nước châu Á, bao gồm Việt Nam, cần kiểm soát mạnh tham nhũng nếu muốn thu hút hơn nữa dòng vốn FDI.

**Từ khóa:** Các nước châu Á, kiểm soát tham nhũng, đầu tư trực tiếp nước ngoài, dữ liệu bảng.  
**Mã JEL:** C33, F43, F21.

## Impact of corruption control on foreign direct investment (FDI): An evidence of some Asian countries

### Abstract:

This paper examines the impact of corruption control on foreign direct investment (FDI) inflows in 21 Asian countries (including Vietnam) during 2013 and 2022. Based on Dunning's eclectic theory (1977), we construct an estimation model to study the impact of control of corruption on attracting FDI inflow. By using a panel data model and the D-GMM method, we investigate the impact of control of corruption on attracting FDI in 21 Asian countries. The results show that the control of corruption plays a crucial role for Asian countries aiming to attract FDI inflow. Particularly, the control of corruption has a positive impact on attracting FDI in the selected countries. This result is consistent with the previous researches by Castro & Nunes (2013) and Fiza et al. (2020). Additionally, the research results indicate that corruption control has a stronger impact on FDI before the Covid-19 period. These findings imply that these Asian countries, including Vietnam, need to control corruption firmly if they want to attract more FDI inflow.

**Keywords:** Asian countries, control of corruption, foreign direct investment (FDI), panel data  
**JEL Codes:** C33, F43, F21.



---

## 1. Giới thiệu

Tham nhũng được coi là một vấn đề nghiêm trọng, tác động xấu đến kinh tế - xã hội của các nước, khu vực trên thế giới. Theo Ngân hàng Thế giới (WB) tham nhũng làm giảm GDP trung bình 1% ở các nước châu Á, gây khó khăn cho các hoạt động kinh doanh, giảm niềm tin của nhà đầu tư, dẫn đến đầu tư thấp và tăng trưởng kinh tế chậm lại. Tham nhũng cũng làm tăng bất bình đẳng thu nhập, khiến cho người dân chịu ảnh hưởng nặng nề.

Theo khảo sát của Diễn đàn Kinh tế Thế giới, tham nhũng được coi là một trong những rào cản lớn nhất cho FDI ở châu Á. Các nhà đầu tư nước ngoài thường e ngại tham nhũng vì nó làm tăng chi phí kinh doanh, giảm lợi nhuận. Theo chỉ số nhận thức tham nhũng (CPI) phát triển bởi Tổ chức minh bạch quốc tế (TI), điểm số CPI trung bình của châu Á có xu hướng tăng nhẹ nhưng chậm và không đều giữa các nước trong khoảng thời gian 2013-2022. Trong giai đoạn này, điểm số CPI trung bình của châu Á đã tăng từ 38 điểm vào năm 2013 lên 43 điểm vào năm 2022. Đối với 21 quốc gia châu Á trong mẫu nghiên cứu, các quốc gia có mức độ tham nhũng được cải thiện đáng kể trong khoảng thời gian 2013-2022 bao gồm Trung Quốc (+16 điểm), Việt Nam (+7 điểm), Campuchia (+3 điểm), Đông Timor (+6 điểm) và Ấn Độ (+2 điểm). Tuy nhiên, một số quốc gia có điểm số CPI giảm trong giai đoạn này, bao gồm Thổ Nhĩ Kỳ (-4 điểm), Bangladesh (-1 điểm) và Philippines (-1 điểm).

Do tầm quan trọng của kiểm soát tham nhũng đến phát triển kinh tế xã hội và thu hút FDI, nên việc kiểm soát tham nhũng đang trở thành chủ đề quan tâm của nhiều nhà nghiên cứu và các nhà hoạch định chính sách, đặc biệt các nước ở khu vực châu Á, nơi được xem là khu vực thu hút FDI năng động bậc nhất trên thế giới. Thời gian qua đã có nhiều nghiên cứu cả lý thuyết và thực nghiệm về tác động của kiểm soát tham nhũng đến thu hút FDI và tăng trưởng kinh tế như lý thuyết chiết trung của Dunning (1977) hay lý thuyết địa phương hóa của Paul Krugman (1980) và các nghiên cứu thực nghiệm của Lê Thị Phương Vy & cộng sự (2018) nghiên cứu mối quan hệ tham nhũng và FDI của 31 nước châu Á giai đoạn 2005-2013 hay nghiên cứu của Fiza & cộng sự (2020) xem xét mối liên kết giữa FDI, tham nhũng và phát triển kinh tế của 54 quốc gia phát triển và đang phát triển bằng cách sử dụng mô hình GMM dựa trên dữ liệu bảng từ 1996 đến 2018. Các nghiên cứu mang lại kết quả khác nhau dựa trên phương pháp và khoảng thời gian và không gian nghiên cứu khác nhau. Nghiên cứu này đặt ra câu hỏi là việc kiểm soát tham nhũng có tác động đến thu hút FDI ở các quốc gia ở châu Á không và nếu có thì mức độ ảnh hưởng là như thế nào trong giai đoạn trước và giai đoạn Đại dịch Covid-19? Để trả lời được câu hỏi trên, nghiên cứu này sẽ dựa trên mô hình của Dunning để xem xét tác động của kiểm soát tham nhũng đến thu hút FDI ở 21 nước châu Á, bao gồm cả Việt Nam, giai đoạn 2013-2022 với dữ liệu bảng bằng phương pháp D-GMM. Nghiên cứu cũng ước lượng giai đoạn trước Đại dịch Covid 19 và trong giai đoạn Đại dịch để làm rõ hơn ảnh hưởng như thế nào.

## 2. Tổng quan tình hình nghiên cứu

### 2.1. Các nghiên cứu về lý thuyết

Lý thuyết chiết trung của Dunning (1977) là một trong những lý thuyết cơ bản trong việc giải thích hoạt động FDI, dựa trên ba yếu tố chính: lợi thế về sở hữu, lợi thế về địa điểm và lợi thế về nội bộ hóa. Trong bối cảnh này, lợi thế về địa điểm được coi là nhân tố quan trọng nhất để thu hút dòng vốn đầu tư, trong đó mức độ kiểm soát tham nhũng là yếu tố quan trọng. Theo Dunning (1977), tham nhũng được coi là một loại thuế đối với các nhà đầu tư nước ngoài, làm giảm động lực đầu tư vào những quốc gia có mức độ tham nhũng cao bởi khi tham nhũng tăng, rủi ro và chi phí không chính thức mà nhà đầu tư phải chịu cũng tăng theo. Shleifer & Vishny (1993) và Mauro (1995) cho rằng tham nhũng càng cao đồng nghĩa với việc một phần tiền thu được từ khoản đầu tư của các nhà đầu tư nước ngoài bị các quan chức của quốc gia chủ nhà thụ hưởng. Trong khi đó, Kaufmann & Wei (1999) và Phan Anh Tú (2012, 2013) chỉ ra rằng chi phí đầu tư tăng cao và lợi nhuận đầu tư giảm là do các khoản tiền tham nhũng được thực hiện nhằm phát hành các giấy phép phục vụ cho việc đầu tư.

Một số lý thuyết kinh tế liên quan tới lợi thế địa điểm cũng nhấn mạnh vào tác động tiêu cực của tham nhũng tới việc thu hút FDI như lý thuyết cổ điển (David Ricardo, 1817) tập trung vào lợi thế so sánh về chi phí giữa các quốc gia, trong đó tham nhũng được xem như một yếu tố làm tăng chi phí và giảm lợi thế cạnh tranh của một quốc gia. Ngoài ra, lý thuyết này cũng chỉ ra các yếu tố như vị trí địa lý, cơ sở hạ tầng, quy mô thị trường, chi phí lao động, tài nguyên và chính sách hỗ trợ từ chính phủ đóng vai trò quan trọng trong

---

việc xác định lợi thế địa điểm. Tham nhũng làm suy yếu các yếu tố này, làm giảm khả năng thu hút FDI.

Lý thuyết địa phương hóa (Paul Krugman, 1980) cho rằng tập trung kinh tế trong các cụm kinh tế nhỏ tạo ra các yếu tố thuận lợi bên ngoài, ảnh hưởng tích cực đến sức hấp dẫn của một địa điểm đối với FDI. Tuy nhiên, mức độ tham nhũng cao có thể làm giảm lợi ích kinh tế mà các doanh nghiệp có thể khai thác từ các cụm kinh tế này, do chi phí bổ sung và rủi ro không lường trước được. Điều này cũng đã được khẳng định trước đó bởi lý thuyết về vòng đời sản phẩm (Raymond Vernon, 1966). Lý thuyết này giải thích cách các công ty quyết định lựa chọn xuất khẩu và sản xuất ở nước ngoài dựa trên giai đoạn sống của sản phẩm. Khi sản phẩm trở nên quen thuộc và thị trường phát triển, các doanh nghiệp có thể chọn đầu tư sản xuất trực tiếp tại các nước khác để tận dụng chi phí lao động thấp và tiếp cận thị trường địa phương. Tuy nhiên, mức độ tham nhũng cao tại các quốc gia tiếp nhận đầu tư có thể làm giảm lợi ích của việc đầu tư, do các chi phí và rủi ro nêu trên.

Phương pháp tiếp cận chi phí thông tin (Joseph & Bruce, 1986) cho rằng các địa điểm đô thị, thành phố hoặc gần các khu công nghiệp thường hấp dẫn các nhà đầu tư nước ngoài hơn do giảm chi phí thu thập thông tin. Tuy nhiên, tham nhũng làm tăng chi phí thông tin và giảm khả năng tiếp cận thông tin chính xác, từ đó làm giảm sức hấp dẫn của các địa điểm này.

## **2.2. Các nghiên cứu về thực nghiệm**

Một số nghiên cứu hỗ trợ lý thuyết rằng tham nhũng có tác động tiêu cực đến thu hút FDI, làm giảm động lực đầu tư do rủi ro và chi phí không chính thức. Habib & Zurawwicky (2002) chứng minh rằng mức độ tham nhũng cao là yếu tố làm giảm thu hút đầu tư trực tiếp nước ngoài. Nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy tuyến tính trên dữ liệu bảng từ 111 quốc gia trong giai đoạn 1994-1998 và chỉ ra rằng nhà đầu tư nước ngoài thường tránh các quốc gia có mức tham nhũng cao do họ coi tham nhũng là phi đạo đức và rủi ro.

Abed & Davoodi (2002) sử dụng mô hình hồi quy OLS để phân tích dữ liệu bảng và dữ liệu chéo từ 25 nền kinh tế đang chuyển đổi trong giai đoạn 1994-1998. Kết quả nghiên cứu cho thấy các quốc gia có mức tham nhũng thấp thường thu hút được nhiều FDI hơn các quốc gia có mức tham nhũng cao. Điều này cũng được khẳng định bởi Castro & Nunes (2013), khi sử dụng mô hình hồi quy GLS và phương pháp tác động cố định FEM trên dữ liệu từ 73 quốc gia trong giai đoạn 1998-2008 và kết luận rằng kiểm soát tham nhũng là yếu tố quyết định trong việc thu hút FDI và các nước với mức độ tham nhũng thấp thường thu hút mức FDI lớn hơn. Mathur & Singh (2013) thông qua nghiên cứu 29 quốc gia từ 1980-2000 bằng cách sử dụng mô hình hồi quy GLS và phương pháp REM, đã cho ra kết luận tương tự.

Võ Văn Dứt & cộng sự (2015) đã sử dụng mô hình hồi quy đa biến với hai phương pháp: tác động cố định FEM và tác động ngẫu nhiên REM để ước lượng mối quan hệ giữa tham nhũng và dòng vốn FDI vào 30 nước châu Á trong giai đoạn 2004-2013. Kết quả cho thấy một quốc gia có mức tham nhũng cao sẽ ít thu hút FDI hơn, phù hợp với lý thuyết chiết trung của Dunning, theo đó tham nhũng được coi là một loại thuế đối với nhà đầu tư nước ngoài, từ đó làm giảm động lực đầu tư.

Lê Thị Phương Vy & cộng sự (2018) đã áp dụng mô hình ước lượng bình phương nhỏ nhất gộp POLS với hai phương pháp: tác động cố định FEM và tác động ngẫu nhiên REM, đồng thời kết hợp mô hình GMM để phân tích mối quan hệ giữa mức độ tham nhũng và FDI vào 31 quốc gia châu Á trong giai đoạn 2005-2014. Kết quả cho thấy tham nhũng có ảnh hưởng tiêu cực đến dòng vốn FDI, đặc biệt khi mức độ tham nhũng ở quốc gia nhận đầu tư cao hơn so với quốc gia đầu tư.

Fiza & cộng sự (2020) sử dụng mô hình GMM trên dữ liệu bảng của 54 quốc gia phát triển và đang phát triển từ 1996 đến 2018 để xem xét mối liên kết giữa FDI, tham nhũng và phát triển kinh tế. Kết quả cho thấy ở các nước phát triển, kiểm soát tham nhũng có liên quan tích cực đến FDI và tăng trưởng kinh tế, cho thấy các cơ quan tổ chức mạnh mẽ và cơ chế điều chỉnh khuyến khích đầu tư và phát triển kinh tế.

Một số nghiên cứu khác lại cho rằng tham nhũng có thể có tác động tích cực đến thu hút FDI, do tham nhũng có thể giúp doanh nghiệp vượt qua các rào cản hành chính và tạo ra lợi thế cạnh tranh. Egger & Winner (2005) thông qua nghiên cứu một mẫu gồm 73 quốc gia đang phát triển và phát triển trong khoảng thời gian từ năm 1995 tới 1999, chỉ ra rằng tham nhũng có thể giúp các doanh nghiệp vượt qua các quy định phức tạp và các rào cản hành chính, từ đó thu hút FDI. Cũng ở trong nghiên cứu của Fiza & cộng sự (2020), kết quả cho thấy ở các nước đang phát triển, mức độ tham nhũng cao và chất lượng quản trị yếu kém thúc đẩy đầu tư và tiến bộ kinh tế. Tức là, trong một số trường hợp, tham nhũng có thể tạo ra lợi thế cạnh tranh

nhất định cho các doanh nghiệp.

Tóm lại, mặc dù đã có một số nghiên cứu cả lý thuyết và thực nghiệm về tác động của kiểm soát tham nhũng đến thu hút FDI, tuy nhiên cần có nghiên cứu cập nhật xem xét tác động này cả giai đoạn trước Đại dịch Covid 19 và cả trong giai đoạn Đại dịch với phương pháp đáng tin cậy D-GMM trên cơ sở dữ liệu bảng của 21 nước ở khu vực châu Á giai đoạn 2013-2022.

### 3. Thực trạng về tham nhũng và thu hút FDI

Bảng 1 cho thấy giai đoạn 2013 đến 2022 các nước khu vực châu Á (21 nước nghiên cứu) có nhiều cải thiện trong việc tăng cường kiểm soát tham nhũng, chỉ số kiểm soát tham nhũng CPI tăng điểm bình quân từ 41,79 (2013) lên 44,99 (2022). Khu vực Đông Á (Nhật Bản, Hàn Quốc, Trung Quốc ...) duy trì mức chỉ số kiểm soát tham nhũng khá cao so với khu vực khác ở châu Á (Đông Nam Á, Nam Á và Trung Á), với điểm số tăng từ 61,97 (2013) lên 64,29 (2021) và giảm xuống 63,92 (2022) do ảnh hưởng của Đại dịch Covid 19. Điểm số này cho thấy Đông Á đã thực hiện kiểm soát tham nhũng khá hiệu quả trong giai đoạn này, đặc biệt, từ năm 2016 chỉ số này có xu hướng tăng và giữ ổn định.

**Bảng 1: Chỉ số kiểm soát tham nhũng của các khu vực châu Á giai đoạn 2013-2022**

Khu vực	Đơn vị: Điểm				
	Đông Á	Đông Nam Á	Nam Á	Trung Á	Trung bình
2013	61,97	45,14	25,12	34,91	41,79
2014	61,54	45,31	27,24	35,74	42,46
2015	60,00	44,35	29,05	34,21	41,90
2016	59,76	43,45	26,67	34,76	41,16
2017	60,48	44,11	28,73	34,05	41,84
2018	61,19	44,70	29,68	38,57	43,54
2019	61,31	43,10	27,30	41,83	43,39
2020	63,21	44,94	28,10	40,16	44,10
2021	64,29	46,37	28,89	43,73	45,82
2022	63,92	46,29	27,52	42,22	44,99

Nguồn: Tổng hợp từ WDI.

Nam Á có chỉ số kiểm soát tham nhũng thấp nhất trong tất cả các khu vực, dao động từ 25,12 đến 29,68. Tuy nhiên, chỉ số này có sự biến động lớn hơn so với các khu vực khác, với một số năm có sự cải thiện (2015 và 2018) nhưng không duy trì được ổn định và xu hướng tăng dài hạn do chính sách kiểm soát tham nhũng không ổn định và nhất quán.

Trung Á có sự cải thiện rõ rệt nhất về kiểm soát tham nhũng trong giai đoạn này. Từ năm 2013 với điểm số 34,91, khu vực này đã tăng dần lên 43,73 vào năm 2021 trước khi giảm nhẹ vào năm 2022 (42,22). Điều

**Bảng 2: Lượng FDI vào các khu vực châu Á giai đoạn 2013-2022**

Khu vực	Đơn vị: Tỷ USD				
	Đông Á	Đông Nam Á	Nam Á	Trung Á	Tổng
2013	79,10	16,21	10,70	4,71	110,72
2014	74,37	15,78	13,00	4,69	107,84
2015	62,98	15,96	16,17	5,47	100,58
2016	55,91	13,78	16,46	6,54	92,69
2017	51,07	20,94	14,76	3,80	90,57
2018	68,70	18,96	15,43	2,73	105,82
2019	59,80	21,72	18,25	3,09	102,86
2020	81,54	15,57	22,65	2,96	122,72
2021	100,88	28,07	16,20	3,28	148,43
2022	64,25	28,75	17,66	3,29	113,95

Nguồn: Tổng hợp từ WDI.

này cho thấy nỗ lực chống tham nhũng và cải thiện môi trường đầu tư khu vực Trung Á.

Bảng 2 cho thấy giai đoạn 2013-2022 Khu vực châu Á vẫn duy trì được việc thu hút FDI với lượng lớn 110 tỷ USD (2013) tăng lên 148 tỷ USD (2021) nhờ cải thiện môi trường đầu tư trong đó có nỗ lực kiểm soát tham nhũng. Khu vực Đông Á nơi kiểm soát tham nhũng tốt nhất cũng là nơi thu hút được vốn FDI cao nhất Khu vực châu Á với số lượng FDI 79,10 tỷ USD năm 2013 (chiếm hơn 70% Khu vực), tuy nhiên giảm dần xuống 51,07 tỷ USD (2017) và tăng mạnh lên hơn 100 tỷ USD vào năm 2021 và tiếp tục tăng đến đỉnh điểm vào năm 2021 (100,88 tỷ USD). Tuy nhiên, năm 2022 lại chứng kiến sự sụt giảm đáng kể xuống còn 64,25 tỷ USD. Sự biến động mạnh thu hút FDI có thể được lý giải bởi những biến động về kinh tế chính trị bên cạnh yếu tố về kiểm soát tham nhũng ở những nước Khu vực này. Khu vực Đông Nam Á cho thấy sự thu hút FDI ổn định và khả quan, đặc biệt từ năm 2017 đến 2022. Lượng FDI tăng từ 15,78 tỷ USD năm 2014 lên đến 28,75 tỷ USD vào năm 2022, cho thấy khu vực này ngày càng trở nên hấp dẫn đối với các nhà đầu tư nước ngoài. Việc duy trì và gia tăng FDI qua các năm cho thấy các quốc gia trong khu vực này đã cải thiện được môi trường đầu tư và thu hút nhiều hơn các nguồn vốn ngoại. Khác với các nước Đông Á và Đông Nam Á, Trung Á có lượng FDI thấp nhất trong các khu vực và có sự biến động khá lớn trong giai đoạn này, một phần do vị trí địa lý môi trường đầu tư mặc dù những quốc gia này cũng đã nỗ lực trong việc kiểm soát tham nhũng. FDI đạt đỉnh vào năm 2016 với 6,54 tỷ USD nhưng sau đó giảm xuống dưới 4 tỷ USD trong các năm 2017-2022.

#### 4. Mô hình và phương pháp nghiên cứu

##### 4.1. Mô hình

Nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy tuyến tính và ứng dụng phương pháp hồi quy GMM để nghiên cứu tác động của kiểm soát tham nhũng tới thu hút FDI tại châu Á giai đoạn 2013-2022.

Các biến kiểm soát cho biến FDI được kế thừa từ các lý thuyết về lợi thế địa điểm, đồng thời cũng tiếp nhận theo đề xuất của Võ Văn Dứt & cộng sự (2015) và Lê Thị Phương Vy & cộng sự (2018).

$$FDI = \beta_0 + \beta_1FDI_{t-1} + \beta_2Cor + \beta_3GDP_{gr} + \beta_4Infras + \beta_5Unemp + \beta_6Open + \beta_7Political + \alpha$$

Trong đó  $\beta_0$  là hệ số chặn,  $\beta_i$  là hệ số góc ( $i=1,2,3,4,5,6,7$ ),  $\alpha$  là sai số ngẫu nhiên.

##### 4.2. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng ước lượng D-GMM của Arellano và Bond (1991), Arellano và Bover (1995), Blundell và Bond (1998). Trong trường hợp các biến vĩ mô trong mô hình có khả năng nội sinh và các vấn đề khác,

**Bảng 3: Mô tả các biến**

Tên biến	Vai trò	Ký hiệu	Diễn giải biến	Nguồn	Dấu kỳ vọng
Dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài	Biến phụ thuộc	FDI	Tổng giá trị dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài vào trong nước trên tổng GDP (%)	WDI	
Kiểm soát tham nhũng	Biến độc lập	Cor	Phạm vi từ 0 đến 100. Điểm càng gần 100 thể hiện mức độ kiểm soát tham nhũng cao. Điểm càng gần 0 thể hiện mức độ kiểm soát tham nhũng thấp	WGI	+
Tăng trưởng GDP	Biến độc lập	GDPgr	Phần trăm tăng trưởng hàng năm của GDP (%)	WDI	+
Cơ sở hạ tầng	Biến độc lập	Infras	Số lượng đăng ký thuê bao điện thoại cố định trong một quốc gia trong một khoảng thời gian nhất định. Chỉ số này không chỉ cho biết về sự tiếp cận của dân số đến dịch vụ viễn thông, mà còn phản ánh khả năng kết nối thông tin và giao tiếp trong nền kinh tế (Asiedu, 2002)	WDI	+

Tỉ lệ thất nghiệp	Biến độc lập	Unemp	Tỷ lệ thất nghiệp được tính bằng số người thất nghiệp chia cho tổng số người trong lực lượng lao động (%)	WDI	-
Độ mở nền kinh tế	Biến độc lập	Open	Độ mở của nền kinh tế được đo bằng kim ngạch xuất nhập khẩu chia cho quy mô GDP (%)	WDI	+
Ổn định chính trị	Biến độc lập	Political	Phạm vi từ 0 đến 100. Điểm càng gần 100 thì quốc gia càng có độ ổn định chính trị cao. Điểm càng gần 0 chỉ ra rằng quốc gia có sự bất ổn chính trị cao và có khả năng xảy ra bạo động.	WGI	+

phương pháp ước lượng D-GMM được coi là phù hợp bằng cách sử dụng độ trễ của các biến làm công cụ. Tiếp theo, sự hợp lý của các biến công cụ được đánh giá qua các chỉ số kiểm định giới hạn về nội sinh của mô hình, hay còn gọi là kiểm định Hansen/Sargan. Kiểm định này đặt giả thuyết H0 rằng các biến công cụ không tương quan với sai số trong mô hình, tức là chúng là các biến ngoại sinh. Ngoài ra, các kiểm định về khả năng xảy ra tự tương quan giữa sai số mô hình và giá trị của biến công cụ cũng được thực hiện. Kiểm định Arellano-Bond về tự tương quan đặt giả thuyết H0 rằng không có tự tương quan và được áp dụng cho số dư sai phân. Thông thường, kiểm định tiến trình AR (1) trong sai phân bậc 1 sẽ bác bỏ giả thuyết H0. Do đó, kiểm định AR (2) thường được ưu tiên hơn vì nó kiểm tra tự tương quan ở các cấp độ đặc biệt.

### 4.3. Biến và dữ liệu

Nghiên cứu thu thập dữ liệu của 21 quốc gia châu Á trong giai đoạn 2013-2022 có sẵn trong báo cáo của Ngân hàng Thế giới. Dưới đây là dữ liệu bảng dùng để ước lượng tác động của kiểm soát tham nhũng lên thu hút vốn FDI của các quốc gia này.

## 5. Kết quả nghiên cứu

### 5.1. Kết quả chung

**Bảng 4: Kết quả ước lượng**

Biến	Mô hình cơ sở (1)	Giai đoạn trước Covid (2)	Giai đoạn tác động Covid (3)
FDI <sub>t-1</sub>	-0,35*** (0,04)	-0,53*** (0,06)	-0,24*** (0,05)
Cor	0,21*** (0,05)	0,55*** (0,13)	0,22*** (0,04)
GDP <sub>gr</sub>	0,10*** (0,04)	-0,61*** (0,08)	0,05*** (0,02)
Infras	0,73*** (0,22)	3,05*** (0,34)	0,18 (0,14)
Unemp	-0,86*** (0,23)	0,29 (0,76)	-0,25* (0,14)
Open	0,08*** (0,02)	0,44*** (0,10)	0,08*** (0,02)
Political	-0,28*** (0,05)	-0,43** (0,18)	0,13 (0,08)
Số quan sát	147	126	42
Số lượng nhóm	21	21	21
Số lượng biến công cụ	19	18	20

Chú thích: Biến phụ thuộc FDI; \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$

Nguồn: Tính từ phần mềm Stata 14.0.



Dựa vào dữ liệu bảng của 21 quốc gia châu Á, tác giả thực hiện kiểm định tác động của kiểm soát tham nhũng đến thu hút FDI bằng phương pháp D-GMM với biến FDI<sub>it-4</sub> và Cort-5 là biến công cụ. Việc chọn FDI<sub>it-4</sub> và Cort-5 làm biến công cụ trong phương pháp D-GMM không chỉ giúp cải thiện tính ý nghĩa của các biến trong mô hình mà còn đảm bảo rằng các kiểm định thống kê quan trọng như kiểm định Hansen/Sargan và kiểm định AR (2) đều cho kết quả tốt. Điều này làm tăng độ tin cậy và chính xác của các kết quả nghiên cứu. Kết quả ước lượng mô hình được trình bày ở Bảng 4.

Kết quả hiển thị ở Bảng 4 cột (1) mô hình cơ sở cho thấy: Đầu tư Trực tiếp nước ngoài ở thời điểm trước đó (FDI<sub>it-1</sub>); kiểm soát tham nhũng (Cor); Tăng trưởng kinh tế (GDP<sub>gr</sub>); Cơ sở hạ tầng (Infras); Tỷ lệ thất nghiệp (Unemp); Độ mở nền kinh tế (Open) và Ổn định chính trị (Political) đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1% và mức độ tác động khác nhau lên FDI, cụ thể:

Biến Kiểm soát tham nhũng (Cor) có ý nghĩa thống kê ở mức 1% và có tác động dương (0,21) tới thu hút FDI. Theo đó, khi mức kiểm soát tham nhũng tăng 1 đơn vị (1%) thì dòng vốn FDI tăng 0,21% trong điều kiện các yếu tố khác không đổi. Việc kiểm soát tham nhũng cho thấy tác động tích cực trung bình đến FDI. Kết quả này phù hợp với kỳ vọng của nghiên cứu và kết quả của Dunning (1977), Abed & Davoodi (2002), Castro & Nunes (2013), Fiza & cộng sự (2020). Điều này cho thấy khi các nước châu Á tăng cường kiểm soát tham nhũng thì sẽ thu hút được nhiều hơn dòng vốn FDI chảy vào trong nước, bao gồm cả Việt Nam.

Nhân tố FDI thời kì trước (FDI<sub>it-1</sub>) có ý nghĩa thống kê ở mức 1% nhưng hệ số âm (-0,35), cho thấy mối quan hệ ngược chiều giữa FDI hiện tại và FDI của kỳ trước. Điều này có nghĩa là nếu FDI trong kỳ trước cao, thì FDI trong kỳ hiện tại có xu hướng giảm. Đây là dấu hiệu phản ánh sự bão hòa trong cơ hội đầu tư hoặc sự cạnh tranh gia tăng giữa các khu vực.

Nhân tố tăng trưởng kinh tế (GDP<sub>gr</sub>) có ý nghĩa thống kê ở mức 1% và tác động dương đến FDI. Khi GDP<sub>gr</sub> tăng 1% thì khả năng thu hút được FDI tăng khoảng 0,1%. Kết quả này phù hợp với kỳ vọng của bài nghiên cứu và kết luận của Qayoom & cộng sự (2013). Nguyên nhân là do các nhà đầu tư thường xem xét tăng trưởng GDP như một chỉ số của sức khỏe nền kinh tế và triển vọng dài hạn. Tăng trưởng GDP cao thường cho thấy nền kinh tế đang hoạt động tốt và có khả năng tạo ra lợi nhuận tốt hơn, từ đó làm tăng sự hấp dẫn của thị trường cho các nhà đầu tư.

Tương tự, yếu tố Cơ sở hạ tầng (Infras) có ý nghĩa thống kê ở mức 1% và tác động dương (0,73) đến thu hút FDI. Qua đó cho thấy khi cơ sở hạ tầng tăng (giảm) 1% thì dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài tăng (giảm) 0,73%. Kết quả này hoàn toàn phù hợp với giả thuyết và kết quả của Lê Văn Phúc & cộng sự (2019). Hệ số dương và ý nghĩa thống kê cao của biến Infras chứng tỏ rằng cơ sở hạ tầng có tác động quan trọng và tích cực đến việc thu hút FDI. Khi cơ sở hạ tầng được cải thiện, dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài có xu hướng tăng lên, điều này có thể giải thích bởi sự giảm chi phí kinh doanh, nâng cao hiệu quả sản xuất.

Tỷ lệ thất nghiệp (Unemp) có tác động tiêu cực đến việc thu hút FDI. Hệ số -0,86 cho thấy rằng khi tỷ lệ thất nghiệp tăng lên 1%, dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài giảm 0,86%. Đây là nhân tố cho thấy tác động mạnh nhất và tiêu cực nhất đến FDI. Có thể thấy rằng khi tỷ lệ thất nghiệp tăng, FDI giảm đáng kể, do đó, các nhà đầu tư quốc tế thường có xu hướng tránh các quốc gia hoặc khu vực có tỷ lệ thất nghiệp cao. Kết quả nghiên cứu này hoàn toàn phù hợp với nghiên cứu của Valli & Masih (2014), khi cho rằng: tỷ lệ thất nghiệp cao cũng có thể dẫn đến các vấn đề xã hội và kinh tế như bất ổn xã hội, chi phí phúc lợi cao, và giảm sức mua của người tiêu dùng, từ đó làm giảm lợi nhuận dự kiến của các nhà đầu tư.

Biến Độ mở nền kinh tế (Open) có ý nghĩa thống kê ở mức 1% và hệ số hồi quy dương (0,08). Theo đó, khi độ mở nền kinh tế tăng (giảm) 1% thì dòng vốn FDI tăng (giảm) 0,08%. Điều này thể hiện tác động cùng chiều của độ mở nền kinh tế tới thu hút FDI, phù hợp với kỳ vọng của bài nghiên cứu và kết luận của Hao (2023). Mặc dù độ mở nền kinh tế có tác động tích cực đến thu hút FDI, tuy nhiên đây là yếu tố tác động yếu nhất trong mô hình. Điều này có nghĩa là việc tăng độ mở nền kinh tế chỉ đóng góp một phần nhỏ vào việc thu hút FDI. Do đó, để dòng chảy FDI trở nên mạnh mẽ hơn, nền kinh tế vẫn cần phải duy trì và nâng cao độ mở cửa, bằng cách giảm thiểu rào cản thương mại, nâng cấp cơ sở hạ tầng; bên cạnh đó là đảm bảo các quy định pháp lý rõ ràng để tạo niềm tin cho nhà đầu tư.

Kết quả bất ngờ là biến Ổn định chính trị có tác động ngược chiều tới FDI. Theo đó, khi ổn định chính trị tăng (giảm) 1 đơn vị thì dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài giảm (tăng) 0,28 đơn vị. Điều này trái với kỳ vọng trong nghiên cứu và kết luận của Polyxeni & Theodore (2022). Kết quả trên có thể là do sự phức tạp

---

của mối quan hệ giữa ổn định chính trị và đầu tư. Trong khi ổn định chính trị thường được coi là yếu tố tích cực trong nhiều nghiên cứu, các yếu tố như thiếu cạnh tranh, chính sách kinh tế không hiệu quả, và bối cảnh cụ thể có thể dẫn đến những tác động trái ngược.

### **5.2. Kết quả giai đoạn trước và trong đại dịch Covid-19.**

Kết quả nghiên cứu ở Bảng 4 cột (2), (3) cho thấy: Trong thời kỳ không có Covid, kiểm soát tham nhũng có tác động tích cực mạnh mẽ đến FDI, với hệ số hồi quy là 0,55. Điều này có nghĩa là khi mức độ kiểm soát tham nhũng tăng 1 đơn vị, dòng vốn FDI tăng 0,55 đơn vị. Tác động này có ý nghĩa thống kê cao, cho thấy rằng trong điều kiện bình thường, các nhà đầu tư rất coi trọng mức độ kiểm soát tham nhũng khi quyết định đầu tư. Điều này là bởi vì kiểm soát tham nhũng giúp tạo ra môi trường kinh doanh minh bạch và ổn định, từ đó gia tăng niềm tin của nhà đầu tư. Minh chứng rõ ràng cho điều này là Singapore và Hồng Kông. Trước khi Đại dịch Covid-19 bùng phát, các quốc gia này có mức độ kiểm soát tham nhũng tốt và thu hút được lượng FDI lớn.

Tuy nhiên, trong thời kỳ Đại dịch Covid-19, kiểm soát tham nhũng vẫn có tác động tích cực đến FDI, nhưng tác động này đã giảm đáng kể, với hệ số hồi quy chỉ còn 0,22. Điều này cho thấy mức độ ảnh hưởng của kiểm soát tham nhũng đối với FDI đã yếu đi so với thời kỳ không Covid. Sự suy giảm này có thể được giải thích bởi sự thay đổi trong ưu tiên của các nhà đầu tư, khi họ có thể tập trung hơn vào các yếu tố khác như tính linh hoạt của chính sách, sự hỗ trợ của chính phủ, và khả năng quản lý khủng hoảng trong bối cảnh đại dịch. Ví dụ, Việt Nam được coi là một trong những quốc gia quản lý đại dịch hiệu quả nhất ở khu vực Châu Á nhờ vào các biện pháp kiểm soát nghiêm ngặt và nhanh chóng. Mặc dù mức độ kiểm soát tham nhũng ở Việt Nam không cao bằng Singapore, nhưng Việt Nam vẫn thu hút được nhiều FDI trong thời kỳ Covid nhờ vào khả năng kiểm soát dịch bệnh, hỗ trợ doanh nghiệp, và các chính sách khuyến khích đầu tư. Ngược lại, Ấn Độ, nơi kiểm soát tham nhũng chưa thực sự hiệu quả và gặp khó khăn trong quản lý đại dịch đã chứng kiến sự dòng FDI suy giảm. Mặc dù Ấn Độ có tiềm năng thị trường lớn, tuy nhiên, sự không ổn định trong quản lý dịch bệnh và chính sách có thể khiến nhà đầu tư e ngại hơn, dẫn đến việc các yếu tố khác như kiểm soát tham nhũng mất đi sức ảnh hưởng ban đầu.

### **6. Kết luận và kiến nghị**

Nghiên cứu này đã cho thấy rằng kiểm soát tham nhũng đóng vai trò quan trọng đối với các nước muốn thu hút đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) bao gồm cả giai đoạn trước và giai đoạn có Đại dịch. Kết quả cho thấy rằng khi các quốc gia châu Á tăng cường kiểm soát tham nhũng, thì khả năng thu hút FDI sẽ tăng lên đáng kể trong điều kiện bình thường. Điều này gợi ý các chính phủ các nước châu Á cần thiết kế và thực thi các chính sách kiểm soát tham nhũng nhằm tăng cường thu hút FDI trong bối cảnh cạnh tranh gay gắt thu hút nhà đầu tư quốc tế giữa các nước và khu vực trên thế giới. Một số gợi ý chính sách có thể kiểm soát tham nhũng như: (1) minh bạch hóa thông tin về chính sách, tài sản, thu nhập của quan chức, công khai hợp đồng và dự án đầu tư công; (2) tăng cường kiểm tra giám sát, kiểm soát nội bộ, kiểm soát chéo và hậu kiểm; (3) cải cách thủ tục hành chính, hiện thực hóa nền hành chính công điện tử từ cấp cơ sở đến trung ương và (4) tăng cường tính độc lập của hệ thống tư pháp.

Ngoài ra, kết quả nghiên cứu cũng gợi mở một số khuyến nghị chính sách nhằm thu hút vốn FDI. Cụ thể, chính sách cải thiện cơ sở hạ tầng thông qua đầu tư vào hạ tầng giao thông, cải thiện hạ tầng kỹ thuật số, công nghệ viễn thông, nhất là trong bối cảnh công nghiệp 4.0 và sự phát triển nhanh chóng của công nghệ AI. Chính sách cải thiện độ mở nền kinh tế thông qua thúc đẩy gia nhập các hiệp định thương mại tự do và hỗ trợ các doanh nghiệp xuất khẩu, tăng cường đối thoại và hợp tác chính sách. Thúc đẩy tăng trưởng GDP thông qua phát triển các ngành công nghiệp chiến lược, phát triển kinh tế xanh và bền vững, ổn định chính sách kinh tế vĩ mô. Giảm tỷ lệ thất nghiệp giúp thu hút FDI, đến lượt nó thu hút FDI làm giảm hơn nữa tỷ lệ thất nghiệp của nền kinh tế.

Bên cạnh những kết quả đạt được, bài nghiên cứu cũng tồn tại một số hạn chế: (1) phạm vi nghiên cứu còn hạn chế; (2) nghiên cứu chưa kiểm soát được tất cả các biến nhiễu có khả năng tác động đến mối quan hệ giữa chính sách kiểm soát tham nhũng và thu hút FDI; (3) nghiên cứu chưa đề cập đến sự khác biệt về văn hóa và thể chế giữa các nước đầu tư và nhận đầu tư, cũng như sự chênh lệch về mức độ tham nhũng giữa các quốc gia này. Những hạn chế này sẽ là động lực cho các nghiên cứu tiếp theo.

## PHỤ LỤC

### Phụ lục 1: Thống kê mô tả giá trị các biến trong mô hình

Biến	Số quan sát	Giá trị trung bình	Sai số chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
FDI	210	3,87	7,42	-37,17	32,70
Cor	210	43,66	23,80	8,06	99,05
GDPgr	210	4,29	4,52	-20,54	31,96
Infras	210	14,57	14,72	0,14	60,55
Unemp	210	5,06	3,56	0,12	19,42
Open	210	89,05	66,18	24,70	367,04
Political	210	38,34	24,47	0,95	99,05

Nguồn: Tính từ phần mềm Stata 14.0.

### Phụ lục 2: Ma trận tương quan các biến trong mô hình

	FDI	Cor	GDPgr	Infras	Unemp	Open	Political
FDI	1,00						
Cor	0,26	1,00					
GDPgr	-0,10	-0,14	1,00				
Infras	0,17	0,71	-0,22	1,00			
Unemp	-0,00	0,16	0,00	0,07	1,00		
Open	0,66	0,44	-0,02	0,21	-0,15	1,00	
Political	0,38	0,61	-0,12	0,61	-0,25	0,60	1,00

Nguồn: Tính từ phần mềm Stata 14.0.

### Tài liệu tham khảo

- Abed, G. T., & Davoodi, H. R. (2002), 'Corruption, structural reforms, and economic performance in the transition economies', *IMF Working Paper*, 1-48.
- Asiedu, E. (2002), 'On the Determinants of Foreign Direct Investment to Developing Countries: Is Africa Different?', *World Development*, 30, 107-119.
- Castro, C., & Nunes, P. (2013). 'Does Corruption Inhibit Foreign Direct Investment? Politics', *Journal of Political Science*, 51, 61-83.
- David, R. (1817), 'On the Principles of Political Economy and Taxation (John Murray, London)', In: Sraffa, P., Ed., *The Works and Correspondence of David Ricardo*, Vol. 1, Cambridge University Press, Cambridge, 1951.
- Dunning, J. H. (1977), 'Trade, location of economic activity and MNE: A Search for an Eclectic Approach', In: Ohlin, B., Hesselborn, P.O. and Wijkman, P.M., Eds., *The International Allocation of Economic Activity*, MacMillan, London, 395-418.
- Egger, P., & Winner, H. (2005), 'Evidence on corruption as an incentive for foreign direct investment', *European Journal of Political Economy*, 21, 932-952.
- Fiza, Q., Saba, Q., Xuan, V. V., & Ikramuddin, J. (2020), 'Revisiting the nexus among foreign direct investment, corruption and growth in developing and developed markets', *Borsa Istanbul Rev.*, 21 (1) (2021), 80-91.
- Habib, M., & Zurawwicki, L. (2002), 'Corruption and foreign direct investment', *Journal of International Business Studies*, 33, 291-307.
- Hao, Y. (2023), 'The dynamic relationship between trade openness, foreign direct investment, capital formation, and

- 
- industrial economic growth in China: new evidence from ARDL bounds testing approach', *Humanit Soc Sci Commun*, 10, 160.
- Joseph, S., & Bruce, G. (1986), 'Externalities in Economies with Imperfect Information and Incomplete Markets', *The Quarterly Journal of Economics*, 101(2), 229-264.
- Kaufmann, D. & Wei, S. (1999), 'Does "Grease Money" Speed Up the Wheels of Commerce', *NBER Working Paper*, No. w7093.
- Lê, T. P. V., Lê, V. H., & Đặng, V. C. (2018), 'Ảnh hưởng của tham nhũng đến thu hút dòng vốn FDI ở các nước Châu Á', *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 252, 11-21.
- Lê, V. P., & Bùi, A. T. (2019), 'Các nhân tố tác động đến thu hút đầu tư trực tiếp nước ngoài vào tỉnh Thừa Thiên Huế', *Tạp chí khoa học Đại học Khánh Hòa*, 1(3), 39-48.
- Mathur, A., & Singh, K. (2013), 'Foreign direct investment, corruption and democracy', *Applied Economics*, 45(8), 991-1002.
- Mauro, P. (1995), 'Corruption and growth', *Quarterly Journal of Economics*, 110(3), 681-712.
- Paul, K. (1980), 'Scale Economies, Product Differentiation and the Patterns of Trade', *American Economic Review*, 70, 950-959.
- Phan, A. T. (2012), 'Doanh nghiệp, bối cảnh, hối lộ, bằng chứng các DNTN ở ĐBSCL, Việt Nam', *Kỷ yếu khoa học Khoa Kinh tế & Quản trị kinh doanh*, Trường Đại học Cần Thơ năm 2012, 56-69.
- Phan, A. T. (2013), 'Tham nhũng định nghĩa và phân loại', *Tạp chí Khoa học Trường Đại học Cần Thơ*, 25, 1-7.
- Polyxeni, K., & Theodore, M. (2022), 'FDI and Institutions in BRIC and CIVETS Countries: An Empirical Investigation', *Economies*, 10(4), 77.
- Qayoom, A., Ramachandran, M., & Sofi, I. (2013), 'Determinants of FDI inflows to developing countries: A panel data analysis', *Journal of International Business and Economy*, 14(2), 29-47.
- Raymond, V. (1966), 'International investment and international trade in the product cycle', *The Quarterly Journal of Economics*, 80(2), 190-207.
- Shleifer, A., & Vishny, R. (1993), Corruption, [Accessed 10 June 2024]. Available at: <https://scholar.harvard.edu/files/shleifer/files/corruption.pdf>
- Valli, M., & Masih, M. (2014), 'Is there any causality between inflation and FDI in an 'inflation targeting' regime? Evidence from South Africa', *Munich Personal RePEc Archive*, 60246.
- Võ, V. D., & Nguyễn, T. P. N. (2015), 'Ảnh hưởng của tham nhũng đến dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài vào các quốc gia Châu Á', *Tạp chí khoa học Trường Đại học Mở TP.HCM*, 10(3), 162-172.