

Mục đích của nghiên cứu này là kiểm định sự tồn tại tác động theo ngưỡng của đầu tư công tới đầu tư tư nhân tại vùng kinh tế trọng điểm (KTTĐ) Bắc bộ. Sử dụng phương pháp hồi quy ngưỡng dữ liệu bảng tác động cố định do Hansen (1999) đề xuất với bộ dữ liệu về đầu tư công, đầu tư tư nhân được thu thập từ Tổng cục Thống kê, nhóm tác giả chỉ ra rằng, tồn tại tác động ngưỡng của đầu tư công tới đầu tư tư nhân tại vùng KTTĐ Bắc bộ. Kết quả ước lượng cho thấy, hệ số ngưỡng là 2,4356 (khoảng 11,422 triệu đồng/người) và 3,0006 (khoảng 20,097 triệu đồng/người). Dựa vào kết quả nghiên cứu, một số hàm ý chính sách được đề xuất nhằm sử dụng đầu tư công để thúc đẩy đầu tư tư nhân tại vùng KTTĐ Bắc bộ.

Từ khóa: Đầu tư công, đầu tư tư nhân, vùng KTTĐ Bắc bộ, mô hình ngưỡng tác động cố định dữ liệu bảng.

The purpose of this study is to examine the existence of a threshold effect of public investment on private investment in the Northern Key Economic Zone (KEZ). Employing the fixed-effect panel threshold model introduced by Hansen (1999), the researchers utilize data sourced from the General Statistics Office of Vietnam, focusing on public and private investment. The findings indicate a threshold effect of public investment on private investment in the Northern KEZ. The estimated results show that the threshold coefficient is 2.4356 (about VND11.422 million per person) and 3.0006 (about VND20.097 million per person). Based on the research results, policy implications are proposed to use public investment to promote private investment in the Northern KEZ.

Keywords: Public investment, private investment, Northern KEZ, fixed-effect panel threshold model.

1. Đặt vấn đề

Tác động của đầu tư công đến đầu tư tư nhân là chủ đề được nhiều nhà nghiên cứu quan tâm nhưng cơ chế và kết quả của tác động còn nhiều tranh cãi. Nhiều nghiên cứu cho thấy đầu tư công có tác động tích cực đến đầu tư tư nhân. Cụ thể, đầu tư công đầy đủ vào cơ sở hạ tầng giúp cải thiện khả năng tiếp cận thị trường, giảm chi phí sản xuất và tăng đầu tư tư nhân. Ngoài ra, đầu tư của chính phủ vào vốn con người (chẳng hạn như giáo dục và y tế), chỉ tiêu cho nghiên cứu và phát triển góp phần hình thành vốn con người, nâng cao

năng suất lao động và thúc đẩy đầu tư nhân (Lall - 2007; Daniele - 2009; Flores - Chamba và cộng sự - 2019; Jena và Barua - 2020). Tuy nhiên, các nghiên cứu khác cho thấy đầu tư công có thể tạo tác động lấn át tới đầu tư tư nhân khi nhu cầu vốn lớn cho đầu tư phát triển của chính phủ có thể dẫn đến lãi suất trên thị trường vốn vay tăng lên làm giảm khả năng tiếp cận vốn của khu vực tư nhân. Ngoài ra, tăng thuế hoặc vay nợ để tài trợ cho chi tiêu chính phủ cũng làm cho khu vực tư nhân khó tiếp cận các nguồn tài chính khan hiếm của nền kinh tế (Pereira và Andraz - 2004; Drezgić - 2011; Rodríguez - Pose và cộng sự - 2012; Solihin và cộng sự - 2021).

Tuy nhiên, hầu hết các nghiên cứu trên đều chỉ tập trung tới tác động tuyến tính của đầu tư công tới đầu tư tư nhân. Một số ít nghiên cứu đã chỉ ra đầu tư công có thể tạo ra tác động phi tuyến tới đầu tư tư nhân (Akber và cộng sự - 2019; Sofia Sao Marcos và Sofia Vale - 2022; Glenda Maluleke và cộng sự - 2023). Theo đó, tác động tới đầu tư tư nhân theo chiều hướng phi tuyến và ngưỡng tác động phụ thuộc vào các nền tảng vĩ mô như tỷ lệ đầu tư công trên đầu tư tư nhân, tốc độ tăng trưởng kinh tế hoặc lãi suất.

Ở Việt Nam, các nghiên cứu liên quan đến tác động của đầu tư công đến đầu tư tư nhân tập trung vào tác động tuyến tính. Chưa có nghiên cứu nào phân tích phi tuyến của đầu tư công đến hội tụ tăng trưởng kinh tế tại các vùng miền ở Việt Nam. Kể từ khi được thành lập, vùng KTTĐ Bắc bộ bên cạnh vùng KTTĐ phía Nam luôn được xác định nắm giữ vai trò đầu tàu, dẫn dắt sự phát triển cả nền kinh tế Việt Nam¹. Chính vì thế, nghiên cứu tác động của đầu tư công tới đầu tư tư nhân chính là động lực quan trọng thúc đẩy tăng trưởng tại Việt Nam. Bên cạnh đó, sau làn sóng thứ 4 của đại dịch Covid-19, tăng trưởng kinh tế Việt Nam đối mặt với không ít khó khăn với lạm phát gia tăng, chuỗi giá trị toàn cầu tắc nghẽn làm tăng giá nguyên liệu sản xuất². Hơn nữa, dư địa của chính sách tiền tệ ngày càng trở nên hẹp dần³. Trong bối cảnh đó, vai trò của đầu tư công đối với thúc đẩy tăng trưởng kinh tế và thu hẹp khoảng cách thu nhập giữa các địa phương tại Việt Nam lại càng trở nên quan trọng. Vì vậy, nghiên cứu tác động của đầu tư công tới đầu tư tư nhân tại vùng KTTĐ Bắc bộ nói riêng và Việt Nam nói chung trong bối cảnh hiện tại mang nhiều ý nghĩa thực tiễn.

2. Tổng quan tình hình nghiên cứu

Tác động của đầu tư công tới đầu tư tư nhân được giải thích thông qua 2 quan điểm chủ đạo là quan điểm ủng hộ đầu tư công tạo ra hiệu ứng lấn át tới đầu tư tư nhân và quan điểm ủng hộ đầu tư công tạo ra hiệu ứng bổ trợ tới đầu

¹ Quyết định số 252/QĐ-TTg.

² Thông cáo báo chí về tình hình kinh tế - xã hội quý IV và năm 2021, Tổng cục Thống kê.

³ Báo cáo kết quả thực hiện kế hoạch phát triển kinh tế - xã hội năm 2022 và dự kiến kế hoạch phát triển kinh tế - xã hội năm 2023.

tư tư nhân. Dựa trên cơ sở phân tích tác động lẫn át và hỗ trợ của đầu tư công tới đầu tư tư nhân, tựu trung lại các nghiên cứu có thể chia thành hai nhóm chính. Cụ thể, nhóm 1 gồm các nghiên cứu về tác động tuyến tính khi phân tích ảnh hưởng của đầu tư công tới đầu tư tư nhân. Nhóm thứ 2 gồm các nghiên cứu tác động phi tuyến khi phân tích ảnh hưởng của đầu tư công tới đầu tư tư nhân.

Nhóm 1: Nghiên cứu tác động tuyến tính của đầu tư công tới đầu tư tư nhân

Pradhan, Ratha và Sarma (1990) đã sử dụng mô hình cân bằng tổng thể (CGE) khi kiểm tra về mối quan hệ giữa đầu tư công và đầu tư tư nhân tại Ấn Độ trong giai đoạn 1990 - 2000. Nghiên cứu đã chỉ ra rằng đầu tư công lấn át đầu tư tư nhân. Nghiên cứu cũng chỉ ra rằng mức độ lấn át của đầu tư công tới đầu tư tư nhân phụ thuộc vào cách thức chính phủ tài trợ cho đầu tư công. Trong khi đó, Bilgili (2003) sử dụng dữ liệu hằng quý của Thổ Nhĩ Kỳ từ năm 1988 - 2003 và phát hiện ra tác động lấn át của đầu tư công tới đầu tư tư nhân trong dài hạn. Cụ thể, đầu tư chính phủ tăng lên 1%, đầu tư tư nhân trong dài hạn sẽ giảm 0.68%. Bên cạnh đó, nghiên cứu của Nazmi và Ramirez (1997) xem xét tác động của đầu tư công, đầu tư tư nhân tới tăng trưởng kinh tế tại Mexico giai đoạn 1940 - 1991 với phương pháp bình phương nhỏ nhất hai giai đoạn (Two Stage Ordinary Least Squares-2SLS). Kết quả cho thấy đầu tư công và đầu tư tư nhân đều tạo tác động tích cực tới tăng trưởng kinh tế tuy nhiên đầu tư công có tác động mạnh hơn tới tăng trưởng kinh tế. Đồng thời nghiên cứu cũng chỉ ra đầu tư công tạo tác động lấn át tới đầu tư tư nhân. Tại Việt Nam, Tô Trung Thành (2012) sử dụng số liệu thu thập từ 1986 - 2010 tại Việt Nam với mô hình VECM nhằm mục đích nghiên cứu liệu đầu tư công tác động tiêu cực hay tích cực đến đầu tư tư nhân. Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng hiện tượng đầu tư công lấn át đầu tư tư nhân được thể hiện rõ nét. Theo đó, sau một thập niên, đầu tư công tăng 1% sẽ làm cho đầu tư tư nhân bị thu hẹp 0,48%. Hùng Thanh và cộng sự (2021) sử dụng mô hình PMG nghiên cứu tác động của đầu tư tới tăng trưởng kinh tế tại 63 tỉnh/thành Việt Nam trong giai đoạn 2000 - 2020. Kết quả nghiên cứu cho thấy, dài hạn đầu tư công lấn át đầu tư tư nhân và từ đó tác động xấu đến tăng trưởng kinh tế, mặc dù các yếu tố khác như đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI), lao động và độ mở thương mại có tác động tích cực tới tăng trưởng kinh tế.

Bên cạnh các nghiên cứu chỉ ra tác động lấn át của đầu tư công đối với đầu tư tư nhân, một số nghiên cứu chỉ ra đầu tư công tạo tác động hỗ trợ tới đầu tư tư nhân. Aschauer (1989a) sử dụng mô hình hồi quy bằng phương pháp bình phương nhỏ nhất OLS (Ordinary Least Square) nhằm phân tích tác động của đầu tư công vào cơ sở hạ tầng phi quân sự đối với đầu tư tư nhân và tăng trưởng kinh tế của các nước thuộc nhóm G-7 trong giai đoạn 1966 - 1985. Aschauer nhận thấy rằng tồn tại hiệu ứng hỗ trợ giữa đầu tư tư nhân và đầu tư công, điều này cho thấy rằng đầu tư công nâng cao sự đóng góp của đầu tư tư

nhân vào tăng trưởng kinh tế. Trong khi đó, Mahmoudzadeh và cộng sự (2013) phân tích ảnh hưởng của đầu tư công đối với đầu tư tư nhân trong 23 phát triển và 15 nước đang phát triển từ năm 2000 - 2009 với việc sử dụng mô hình vecto tự hồi quy dạng bảng PVAR (Panel Vector Autoregression). Nhóm tác giả chỉ ra rằng tăng đầu tư công hỗ trợ đầu tư tư nhân ở các nước đang phát triển. Tại Việt Nam, Sử Đình Thành (2011) sử dụng mô hình SVAR để phân tích tác động của đầu tư công tới đầu tư tư nhân tại Việt Nam trong giai đoạn 1990 - 2010. Tác giả chỉ ra rằng đầu tư công không gây chong chéo đầu tư khu vực tư nhân mà ngược lại tạo ra hiệu ứng thúc đẩy trong dài hạn, đặc biệt là đầu tư tư nhân trong nước. Tương tự, Nguyễn Thế Khang (2022) nghiên cứu sự tác động dài hạn của đầu tư công đối với đầu tư tư nhân trong nước ở các địa phương của Việt Nam. Tác giả sử dụng dữ liệu bảng của 63 tỉnh/thành của Việt Nam từ năm 2000 - 2020 với phương pháp FMOLS và DOLS. Kết quả cho thấy, đầu tư công tác động thúc đẩy tích cực cho đầu tư tư nhân trên cả hai phương pháp ước lượng.

Nhóm 2: Nghiên cứu tác động phi tuyến của đầu tư công tới đầu tư tư nhân

Bên cạnh các nghiên cứu về tác động tuyến tính của đầu tư công tới đầu tư tư nhân, một số nghiên cứu gần đây chỉ ra rằng tồn tại mối quan hệ phi tuyến giữa đầu tư công và đầu tư tư nhân. Nhóm các nghiên cứu này chỉ ra rằng trên thực tế đầu tư công tạo tác động tới đầu tư tư nhân theo ngưỡng. Ngưỡng tác động phụ thuộc vào quy mô đầu tư công, khả năng hấp thụ đầu tư công của nền kinh tế. Bên cạnh đó, mức độ phát triển của nền kinh tế cũng ảnh hưởng tới ngưỡng tác động của đầu tư công tới đầu tư tư nhân. Ngoài ra, ngưỡng tác động của đầu tư công tới đầu tư tư nhân còn phụ thuộc vào yếu tố lãi suất. Cụ thể, Glenda Maluleke & cộng sự (2023) nghiên cứu tác động của đầu tư công tới đầu tư tư nhân tại Nam Phi trong giai đoạn 1980 - 2018. Thông qua mô hình phân phối trễ tự hồi quy ARDL và ARDL phi tuyến, nghiên cứu chỉ ra rằng cú sốc bất lợi của đầu tư công dẫn tới sự sụt giảm đầu tư tư nhân trong ngắn hạn và dài hạn trong khi đó cú sốc đầu tư công có lợi lại dẫn tới sự gia tăng đầu tư tư nhân. Sofia Sao Marcos & Sofia Vale (2022) nghiên cứu mối quan hệ giữa đầu tư công và đầu tư tư nhân tại 21 nước thuộc OECD trong giai đoạn 2000 - 2019. Sử dụng mô hình hồi quy ngưỡng PTR được đề xuất bởi Hansen (1996, 1999, 2000), nghiên cứu chỉ ra rằng tồn tại ngưỡng tác động của đầu tư công tới đầu tư tư nhân. Cụ thể, mô hình chỉ ra ngưỡng tác động là 1,72 % và 2,42%. Dưới ngưỡng 1,72%; 1% tăng lên của đầu tư công sẽ kéo theo đầu tư tư nhân tăng lên nhiều hơn so với trên ngưỡng 2,42% và trong ngưỡng từ 1,72 - 2,42%. Akber & cộng sự (2019) nghiên cứu tác động của đầu tư công tới đầu tư tư nhân trong ngành nông nghiệp tại Ấn Độ trong giai đoạn 1971 - 2015. Nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy phi

tuyến ARDL và chỉ ra rằng trong ngắn hạn đầu tư công tạo tác động hỗ trợ tới đầu tư tư nhân, tuy nhiên tác động hỗ trợ yếu dần trong dài hạn.

Như vậy có thể thấy, chưa có một kết luận đồng nhất về tác động của đầu tư công tới đầu tư tư nhân. Đầu tư công có thể tạo tác động lấn át hoặc tác động hỗ trợ phụ thuộc vào các yếu tố vĩ mô nền tảng và thời gian nghiên cứu. Bên cạnh đó, tổng quan tình hình nghiên cứu chỉ ra tồn tại tác động phi tuyến của đầu tư công tới đầu tư tư nhân. Tuy nhiên tại Việt Nam, chưa có một nghiên cứu nào chỉ ra tác động phi tuyến của đầu tư công tới đầu tư tư nhân. Do đó, đây là nghiên cứu đầu tiên sử dụng mô hình hồi quy ngưỡng PTR được đề xuất bởi Hansen (1999) nhằm chỉ rõ tác động phi tuyến của đầu tư công tới đầu tư tư nhân tại các vùng KTTĐ tại Việt Nam. Đặc biệt trong bối cảnh, vùng KTTĐ Bắc bộ được Chính phủ xác định là một trong những động lực tăng trưởng kinh tế trong bối cảnh hậu Covid-19 và nền kinh tế thế giới có nhiều biến động.

3. Phương pháp, mô hình và dữ liệu nghiên cứu

3.1 Phương pháp nghiên cứu

Để phân tích tác động ngưỡng của đầu tư công tới đầu tư tư nhân, nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy ngưỡng PTR được đề xuất bởi Hansen (1999). Theo đó, mô hình hồi quy ngưỡng được thể hiện như sau:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{it} I(q_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 x_{it} I(q_{it} > \gamma_2) + e_{it} \quad (1)$$

Với I là hàm mục tiêu, i là chỉ số mẫu, t là chỉ số theo thời kỳ, y_{it} là biến phụ thuộc, q_{it} là biến phân ngưỡng, x_{it} là vectơ của các biến độc lập. γ được xác định dựa trên kiểm định tỷ lệ likelihood (LR) (Hansen, 1999)

Theo Hansen (1999), sau khi xác định được ngưỡng γ , ta cần xác định ý nghĩa thống kê của γ với giả thuyết H_0 là $\beta_1 = \beta_2$. Nếu chấp nhận giả thuyết H_0 có nghĩa là ngưỡng tác động không tồn tại. Để kiểm định H_0 , Hansen (1999) đề xuất phương pháp Bootstrap. Khi thực hiện Bootstrap với tập mẫu, giá trị P-value được xác định, từ đó làm cơ sở để chấp nhận hay bác bỏ giả thuyết H_0 .

Ngoài mô hình hồi quy đơn ngưỡng được thể hiện ở phương trình (1) thì Hansen (1996, 1999, 2000) còn đề xuất mô hình hồi quy đa ngưỡng. Ví dụ với trường hợp hồi quy 2 ngưỡng, giả sử tồn tại hai ngưỡng γ_1 và γ_2 ($\gamma_1 < \gamma_2$), phương trình (1) được viết lại như sau:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{it} I(q_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 x_{it} I(\gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2) + \beta_3 x_{it} I(q_{it} > \gamma_2) + e_{it} \quad (2)$$

Tương tự cho các giá trị ngưỡng tăng dần từ $(\gamma_1, \dots, \gamma_n)$.

3.2 Mô hình nghiên cứu

Dựa vào lý thuyết tân cổ điển về đầu tư được đề xuất bởi Jorgenson (1963, 1967 và 1971) và các nghiên cứu của Omojolaibi và cộng sự (2016), Omitogun (2018), Garikai Makuyana và cộng sự (2019), tác giả đề xuất mô hình phân tích tác động của đầu tư công tới đầu tư tư nhân như sau:

$$PI_{it} = \alpha_i + \beta_1 PU_{it} + \beta_2 IR_t + \beta_3 GRDP_{it} + \sum \delta_j X_{itj} + \mu_{it} \quad (3)$$

Trong đó: PU là đầu tư công, PI là đầu tư tư nhân, t là thời điểm nghiên cứu, i là các địa phương thuộc hai vùng KTTĐ. Tổng sản phẩm trên địa bàn (GRDP) và lãi suất thực tế (IR) được xem là biến số thể hiện nhu cầu và chi phí của hoạt động đầu tư. X là các biến độc lập khác mô tả đặc trưng riêng của từng địa phương bao gồm vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) và lạm phát (INF).

Áp dụng mô hình quy ngưỡng được đề xuất bởi Hansen (1999), nghiên cứu này đề xuất mô hình nghiên cứu tác động ngưỡng của đầu tư công tới đầu tư tư nhân như sau:

TH1: Hồi quy đơn ngưỡng

$$PI_{it} = \alpha_i + \beta_1 PU_{it} I(PU_{it} \leq \gamma_1) + \beta_1' PU_{it} I(PU_{it} > \gamma_1) + \beta_2 IR_t + \beta_3 GRDP_{it} + \sum \delta_j X_{itj} + \mu_{it} \quad (5)$$

TH2: Hồi quy đa ngưỡng

$$PI_{it} = \alpha_i + \beta_1 PU_{it} I(PU_{it} \leq \gamma_1) + \beta_1' PU_{it} I(\gamma_1 < PU_{it} \leq \gamma_2) + \beta_1'' PU_{it} I(PU_{it} > \gamma_2) + \beta_2 IR_t + \beta_3 GRDP_{it} + \sum \delta_j X_{itj} + \mu_{it} \quad (4)$$

3.3. Dữ liệu nghiên cứu

Để thực hiện các phương pháp ước lượng của mô hình, bài nghiên cứu đã tiến hành thu thập dữ liệu từ Niên giám thống kê của các Cục Thống kê tại các địa phương thuộc các vùng KTTĐ giai đoạn 2010 - 2021. Mặc dù đã rất

nỗ lực song số các quan sát còn khiêm tốn là một hạn chế của nghiên cứu. Tuy nhiên, do Vùng KTTĐ ĐBSCL được thành lập vào tháng 4/2009 nên số liệu được khai thác bắt đầu từ năm 2010. Ngoài ra, việc thu thập dữ liệu vùng KTTĐ ở cấp độ chi tiết hơn như cấp quận, huyện là rất khó khăn do sự thiếu hụt thông kê ở cấp độ này.

Bảng 3.1. Thống kê mô tả các biến

Biến số	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Cực tiểu	Cực đại
PI	84	3.0377	0.4877	2.1832	4.1859
PU	84	2.1073	0.7635	0.8178	3.5846
FDI	84	2.2732	0.7984	0.7218	4.6552
GRDP	84	4.5832	0.4955	3.6798	5.8971
INF	84	4.6572	0.0505	4.5886	4.8287
IR	84	2.3135	7.4915	-20.4958	8.9909

Nguồn: Stata 17

Dữ liệu của các biến trong mô hình được thu thập theo năm chủ yếu từ nguồn tổng hợp các niên giám thống kê các tỉnh/thành phố thuộc các vùng KTTĐ gồm tổng vốn đầu tư công PU (đầu tư khu vực nhà nước), tổng vốn đầu tư tư nhân trong nước (PI), tổng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI), tổng sản phẩm trên địa bàn (GRDP), lãi suất thực tế (IR), lạm phát (INF). Các biến được thể hiện ở dạng logarit cơ số tự nhiên. Ngoài ra, các biến được tính toán ở dạng bình quân đầu người. Cụ thể, các biến sẽ được tính bằng logarit của giá trị của biến chia cho dân số tại các địa phương. Với cách tính này thì các giá trị sẽ được điều chỉnh theo phù hợp với đặc điểm (quy mô dân số) của địa phương.

Bảng 3.2. Ma trận hệ số tương quan giữa các biến

	PI	PU	FDI	GRDP	INF	IR
PI	1					
PU	0.6643*	1				
FDI	0.2779*	-0.0355	1			

GRDP	0.7585*	0.6971*	0.4552*	1		
INF	- 0.2701*	-0.1872	-0.3305*	-0.4129*	1	
IR	0.1631	0.1248	0.3273*	0.3777*	-0.6050*	1

Nguồn: Stata 17

Kết quả cho thấy, mối tương quan giữa các biến mô hình. Ma trận tương quan Pearson có ý nghĩa ở mức 5%, giá trị tuyệt đối của các hệ số tương quan nhìn chung nhỏ hơn 0,8, điều này cho thấy có rất ít dấu hiệu đa cộng tuyến giữa các biến (Carsten F. Dormann và cộng sự - 2013).

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị

Theo Hansen (1996,1999,2000), các biến trong mô hình hồi quy ngưỡng phải có tính dừng để tránh hiện tượng hồi quy giả tạo. Trong trường hợp chuỗi dữ liệu có cỡ mẫu nhỏ, nghiên cứu sử dụng kiểm định nghiệm đơn vị của Breitung với giả thuyết H_0 là chuỗi dữ liệu không dừng để kiểm tra tính dừng của chuỗi dữ liệu trước khi thực hiện phân tích mô hình hồi quy ngưỡng.

Bảng 4.1. Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị dữ liệu bảng

	Không xu hướng	p-value	Có xu hướng	p-value	Bậc dừng
PI	-0.1566	0.000	-1.0179	0.000	I(0)
PU	-0.2489	0.000	-0.4943	0.000	I(0)
FDI	-0.3465	0.000	-0.4352	0.000	I(0)
GRDP	-0.5430	0.000	-0.5666	0.000	I(0)
IR	-0.2384	0.000	-1.8653	0.000	I(0)
INF	-0.6048	0.000	-0.4353	0.000	I(0)

Nguồn: Stata 17

Ghi chú: Giá trị p-value được trình bày trong dấu ngoặc đơn. ***, **, * thể hiện mức ý nghĩa lần lượt là 1%, 5%, 10%. Giả thuyết H_0 là biến không dừng (có nghiệm đơn vị).

Kết quả nghiên cứu ở bảng trên cho giả thuyết H_0 bị bác bỏ với các chuỗi dữ liệu khi kiểm định trong trường hợp có và không có xu hướng. Như vậy các chuỗi dữ liệu trong bài đều dừng tại $I(0)$.

4.2. Kết quả kiểm định ngưỡng

Nghiên cứu bắt đầu với kiểm định 1 ngưỡng như mô tả ở mô hình (4) với giả thuyết H_0 là mô hình không tồn tại ngưỡng (Tức là mô hình tuyến tính phù hợp). Kết quả nghiên cứu được trình bày ở bảng 2. Kết quả ước lượng ngưỡng với 300 lần bootstrap. Kết quả cho thấy mô hình (4) tồn tại một ngưỡng với F-statistics (F1) thu được là 28,31; $p = \text{value}$ là 0,02. Kiểm định này có ý nghĩa thống kê ở mức 5% và do đó, giả thuyết H_0 bị bác bỏ.

Nghiên cứu tiến hành kiểm định hai ngưỡng như mô tả ở mô hình (5) với giả thuyết H_0 là mô hình không tồn tại hai ngưỡng (Mô hình tồn tại 1 ngưỡng). Kết quả nghiên cứu được trình bày ở bảng 4. Kết quả ước lượng ngưỡng với 300 lần bootstrap. Giá trị F-statistics tính toán được là 30,52 và giá trị $p\text{-value}$ là 0,0067. Kiểm định có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Do vậy, thấy mô hình tồn tại tác động theo 2 ngưỡng do giả thuyết H_0 được bác bỏ.

Nghiên cứu tiến hành kiểm định hai ngưỡng như mô tả ở mô hình (5) với giả thuyết H_0 là mô hình không tồn tại ba ngưỡng (Tức là mô hình tồn tại 2 ngưỡng). Kết quả nghiên cứu được trình bày ở Bảng 3.2. Kết quả ước lượng ngưỡng với 300 lần bootstrap. Giá trị F-statistics tính toán được là 15,95 và giá trị $p\text{-value}$ là 0,36. Kiểm định không có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Do vậy, thấy mô hình tồn tại tác động theo 3 ngưỡng do giả thuyết H_0 được bác bỏ.

Tóm lại, kết quả phân tích ở trên cho thấy tác động theo hai ngưỡng tồn tại khi xét tác động của đầu tư công tới đầu tư tư nhân tại vùng KTTĐ Bắc bộ. Kết quả giá trị của các ngưỡng, F-statistics, $p\text{-value}$ của các kiểm định được tính toán và thể hiện ở Bảng 4.1

Bảng 4.2. Kết quả kiểm định ngưỡng

Kiểm định	Giá trị ngưỡng	F- statistics	P-value	Kết luận
1 ngưỡng	3.0006**	28.31	0.0200	Bác bỏ H_0 tức mô hình tồn tại 1 ngưỡng
2 ngưỡng	3.0006**	28.31	0.0200	Bác bỏ H_0 tức mô hình tồn tại 2
	2.4356****	30.52	0.0067	

				ngưỡng
3 ngưỡng	3.0006**	28.31	0.0200	Chấp nhận H0 tức mô hình chỉ tồn tại 2 ngưỡng
	2.4356****	30.52	0.0067	
	1.5981	15.95	0.3600	

Nguồn: Stata 17

Ghi chú: *, **, *** biểu thị mức ý nghĩa tại 1%, 5% và 10%

Để xử lý các vấn đề nội sinh và tính không đồng nhất, tác giả sử dụng hồi quy dữ liệu bảng tác động cố định do Hansen (1999) đề xuất.

Bảng 4.3. Kết quả hồi quy ngưỡng tác động của đầu tư công tới đầu tư tư nhân tại vùng KTTĐ Bắc bộ

PI	Hệ số hồi quy	Độ lệch chuẩn	t	P>t	[95% conf. interval]	
GRDP	0.9648***	0.0878	10.99	0.000	0.7896	1.1400
FDI	0.0535**	0.0439	-1.22	0.027	-0.1412	0.0340
IR	-0.0141***	0.0032	-4.33	0.000	-0.0207	-0.0076
INF	-0.5069	0.5479	-0.93	0.358	-1.6001	0.5861
Ngưỡng tác động của đầu tư công (PU) tới đầu tư tư nhân (PI)						
Dưới ngưỡng 1 ($\gamma \leq 2.4356$)	0.2139	0.1501	1.42	0.159	-0.0856	0.5135
Từ ngưỡng 1 tới ngưỡng 2 ($2.4356 < \gamma \leq 3.006$)	0.4324***	0.1128	0.38	0.003	-0.1819	0.2684
Trên ngưỡng 2 ($\gamma > 3.006$)	- 0.2243**	0.1089	2.06	0.043	0.0069	0.4417
Hằng số	0.9585*	2.7330	0.35	0.057	-4.4938	6.4109

F(8,69) = 35.79 Prob > F = 0.0000						

Nguồn: Stata 17

Ghi chú: *, **, *** biểu thị mức ý nghĩa tại 1%, 5% và 10%

Đồng thời nghiên cứu cũng chỉ ra tác động theo 1 ngưỡng của đầu tư công tới đầu tư tư nhân tại vùng KTTĐ phía Bắc. Cụ thể, ngưỡng tác động trong mô hình là $PU = 3,0006$ (tương đương 20,097 triệu đồng/người) và $PU = 2,4356$ (tương đương 11,422 triệu đồng/người)⁴. Khi đầu tư công ở dưới mức 11,422 triệu đồng/người, tác động của đầu tư công tới đầu tư tư nhân là chưa rõ (hệ số hồi quy không có ý nghĩa thống kê). Khi đầu tư công trong khoảng 11,422 triệu đồng/người và 20,097 triệu đồng/người, đầu tư công tạo tác động bổ trợ tới đầu tư tư nhân. Cụ thể, 1% tăng lên của đầu tư công sẽ kéo theo sự gia tăng tương ứng của đầu tư tư nhân là 0,43%. Tuy nhiên, khi đầu tư công lớn hơn 20,097 triệu đồng, đầu tư công tạo tác động lấn át tới đầu tư tư nhân. Cụ thể, 1% tăng lên của đầu tư công sẽ kéo theo sự gia sút giảm tương ứng của đầu tư tư nhân là 0,22%. Nguyên nhân có thể xuất phát từ vấn đề khi gia tăng mức đầu tư công, Chính phủ có thể tăng thuế hoặc vay nợ để tài trợ cho chi tiêu chính phủ cũng làm cho khu vực tư nhân khó tiếp cận các nguồn tài chính khan hiếm của nền kinh tế. Hay nói cách khác, việc tiếp cận nguồn tài chính để tài trợ cho đầu tư công gia tăng có thể lấn át đầu tư tư nhân.

Ngoài ra, kết quả bài nghiên cứu cũng cho thấy tác động cùng chiều của GRDP, FDI tới đầu tư tư nhân. Cụ thể, khi GRDP tăng 1% sẽ thúc đẩy đầu tư tư nhân tăng 0,9648% trong khi đó khi FDI tăng 1% sẽ thúc đẩy đầu tư tư nhân tăng 0,0535%. Trong khi đó, IR tác động ngược chiều tới đầu tư tư nhân. Khi lãi suất tăng 1% sẽ tác động làm đầu tư tư nhân giảm 0,0141%.

5. Kết luận và kiến nghị

Nghiên cứu đã sử dụng mô hình hồi quy ngưỡng để nghiên cứu tác động của đầu tư công tới đầu tư tư nhân tại vùng KTTĐ phía Bắc trong giai đoạn 2010 - 2021. Kết quả cho thấy mối quan hệ phi tuyến tính giữa đầu tư công và đầu tư tư nhân thông qua hai ngưỡng tác động $PU = 11,422$ triệu đồng/ người và $PU = 20,097$ triệu đồng/người. Dựa trên kết quả nghiên cứu, tác giả đề xuất các hàm ý chính sách sau đối với vùng KTTĐ phía Bắc nhằm thúc đẩy đầu tư tư nhân như sau:

Vùng KTTĐ Bắc bộ cần thực hiện đầu tư công trong ngưỡng (11,422 triệu đồng/ người; 20,097 triệu đồng/ người) để có thể tạo được tác động thúc đẩy đầu tư tư nhân. Kết quả nghiên cứu cho thấy đầu tư công dưới ngưỡng cho

⁴ Quy đổi $\ln(PU) = 3,0006$ hay $PU = 20,097$ triệu đồng/người; $\ln(PU) = 2,4356$ hay $PU = 11,422$ triệu đồng/người.

thấy không tạo hiệu ứng hỗ trợ tới đầu tư tư nhân. Trong khi đó, đầu tư công trên ngưỡng tạo tác động lấn át tới đầu tư tư nhân. Mức đầu tư công này cần được kiểm soát tốt trong trung và dài hạn để có thể thúc đẩy được đầu tư tư nhân bền vững.

Tận dụng tác động của vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài nhằm thúc đẩy đầu tư tư nhân. Kết quả hồi quy cho thấy đầu tư trực tiếp nước ngoài có tác động tích cực tới đầu tư tư nhân. Trong trường hợp, đầu tư công đang dưới ngưỡng, các địa phương vùng KTTĐ Bắc bộ có thể tận dụng nguồn vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài nhằm thúc đẩy đầu tư tư nhân.

Thúc đẩy tăng trưởng kinh tế, từ đó tạo nền móng vững chắc thúc đẩy đầu tư tư nhân và tăng nguồn lực cho đầu tư công. Kết quả nghiên cứu cho thấy tăng trưởng kinh tế (GRDP) có tác động tích cực tới đầu tư tư nhân. Do nguồn lực đầu tư công là hạn chế, để đạt được đến điểm ngưỡng như nghiên cứu đã chỉ ra, đòi hỏi các địa phương thuộc vùng KTTĐ Bắc bộ cần thúc đẩy tăng trưởng kinh tế nhằm tạo nguồn lực cho đầu tư công đạt ngưỡng, từ đó thúc đẩy được đầu tư tư nhân.

Tài liệu tham khảo

1. Jorgenson, D. W., *Econometric studies of investment behaviour: A Survey*, Journal of Economic Literature, pp. 1111 - 1147, 1971.
2. Omitogun, O., *Investigating the Crowding Out Effect of Government Expenditure on Private Investment*, Journal of Competitiveness, 10(4), 136 - 150, 2018.
3. Omojolaibi et al., *Fiscal Policy and Private Investment in Selected West African Countries*, CBN Journal of Applied Statistics (JAS), Vol.7(1), pp.277 - 309, 2016.
4. Nusrat Akber, Kirtti Ranjan Paltasingh (2019), *Is public investment complementary to private investment in Indian agriculture? Evidence from NARDL approach*, Agricultural Economics, Volume 50, Issue 5, pp. 643 - 655.
5. Glenda Maluleke et.al (2023), *Symmetric and asymmetric impact of public investment on private investment in South Africa: Evidence from the ARDL and non-linear ARDL approaches*, Cogent Economics & Finance, Volume 11, 2023 - Issue 1.
6. Hansen, B.E., (1999), *Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference*, Journal of Econometrics, Vol. 93 No. 2, pp. 345 - 368.
7. Sofia São Marcos, Sofia Vale (2022), *Is there a nonlinear relationship between public investment and private investment? Evidence from*

21 Organization for Economic Cooperation and Development countries,
International Journal of Finance & Economics, October 2022,
DOI:10.1002/ijfe.2712.

Theo Tạp chí Kinh tế tài chính Việt Nam số 6 tháng 12/2023