

Vai trò của đầu tư, công nghệ đến tăng trưởng kinh tế tại vùng Trung Bộ Việt Nam

DƯƠNG NGUYỄN MINH HUY
HOÀNG DƯƠNG VIỆT ANH

Bài viết nghiên cứu ảnh hưởng của đầu tư và công nghệ lên tăng trưởng kinh tế tại vùng Trung Bộ Việt Nam, sử dụng số liệu bảng của 14 tỉnh thành Trung Bộ trong giai đoạn 2005-2013. Các kết quả thực nghiệm chỉ ra rằng: đầu tư tư nhân tác động tích cực lên tăng trưởng kinh tế của khu vực này, trong khi đó đầu tư công tác động tiêu cực lên tăng trưởng kinh tế trong giai đoạn 2005-2013 và khẳng định vai trò cực kỳ quan trọng của công nghệ trong quá trình tăng trưởng kinh tế tại vùng Trung Bộ Việt Nam.

Từ khóa: công nghệ, đầu tư công, đầu tư tư nhân, tăng trưởng.

1. Giới thiệu

Trong những năm gần đây, vai trò của đầu tư và công nghệ đối với tăng trưởng kinh tế đã nhanh chóng trở thành một chủ đề học thuật nhận được rất nhiều sự quan tâm của các nhà nghiên cứu và của toàn xã hội. Trong các nghiên cứu ban đầu, Solow (1956) và Swan (1956) đã đưa ra lý thuyết dự đoán rằng sự tăng trưởng kinh tế được quyết định bởi tỷ lệ đầu tư, tăng trưởng dân số và tiến bộ công nghệ. Năm 1992, Mankiw và cộng sự đã kiểm chứng mô hình Solow bằng cách sử dụng dữ liệu chéo của nhiều quốc gia. Trong nghiên cứu thực nghiệm của mình, Mankiw và cộng sự (1992) đã giả định tỷ lệ tiến bộ công nghệ không thay đổi giữa các quốc gia. Các ông giải thích rằng tiến bộ công nghệ phản ánh chủ yếu sự tiến bộ của kiến thức, đó không phải là đặc điểm riêng biệt của từng quốc gia. Khan và Kumar (1997) mở rộng mô hình Solow khi phân tích ảnh hưởng của tỷ lệ đầu tư công và tỷ lệ đầu tư tư nhân đến tăng trưởng kinh tế ở các nước đang phát triển. Các tác giả đã cho phép biến số tiến bộ công nghệ thay đổi giữa các quốc gia trong nghiên cứu của mình. Tiếp đó, một số công trình như Ramirez và Nazmi (2003), Gonzalez-Paramo và Martinez (2003) đã nghiên cứu tác động của đầu tư công và tư

nhân đến tăng trưởng kinh tế ở cấp khu vực và cấp địa phương.

2. Mô hình, dữ liệu và phương pháp ước lượng

Dựa trên Solow (1956), Swan (1956), Mankiw và cộng sự (1992), Khan và Kumar (1997), chúng tôi nghiên cứu mối quan hệ giữa GDP bình quân đầu người và tỷ lệ đầu tư công, tỷ lệ đầu tư tư nhân, tăng trưởng dân số và tiến bộ công nghệ:

$$y_{it} = f(Ig_{it}, Ip_{it}, n_{it}, TECH_{it}) \quad (1)$$

Trong đó i là địa phương trong vùng Trung Bộ Việt Nam, t là chỉ số thời gian, y biểu thị GDP bình quân đầu người, Ig là tỷ lệ đầu tư công, Ip là tỷ lệ đầu tư tư nhân, n biểu thị sự tăng trưởng dân số, và $TECH$ biểu thị sự tiến bộ công nghệ.

Mô hình (1) có thể được thể hiện dưới dạng sau:

$$y_{it} = I g_{it}^{\beta_1} I p_{it}^{\beta_2} n_{it}^{\beta_3} TECH_{it}^{\beta_4} \exp(\epsilon_{it}) \quad (2)$$

Trong đó, β_s là độ co giãn và ϵ_{it} là sai số.

Lấy logarit tự nhiên của phương trình (2), ta có phương trình log-tuyến tính như sau:

Dương Nguyễn Minh Huy, TS.; Hoàng Dương Việt Anh, TS., Đại học Đà Nẵng.

$$\ln y_{it} = \beta_{1i} \ln I_{it} + \beta_{2i} \ln Ip_{it} + \beta_{3i} \ln n_{it} + \beta_{4i} \ln TECH_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Trong đó, $\ln$ biểu thị logarit tự nhiên. Dạng log-tuyến tính này cho phép giải thích các hệ số trong phương trình (3) như độ co giãn. Ngoài ra, dạng phương trình này còn góp phần khắc phục hiện tượng phương sai của sai số thay đổi (Gurajati và Porter, 2009; Wooldridge, 2013).

Các biến phụ thuộc, y , trong nghiên cứu này được đo bằng GDP thực tế bình quân đầu người ở mỗi địa phương trong vùng Trung Bộ Việt Nam. Các số liệu về GDP bình quân đầu người danh nghĩa được thu thập từ Tổng cục Thống kê Việt Nam (GSO) và được chuyển đổi thành giá so sánh năm 2010.

Dữ liệu về các biến giải thích như tỷ lệ đầu tư công, I_g , và tỷ lệ đầu tư tư nhân, I_p , được thu thập từ Niên giám thống kê hàng năm của từng địa phương và được chuyển đổi thành giá so sánh năm 2010. Biến giải thích sự tăng trưởng dân số, n , được tính toán từ số liệu về dân số hàng năm của từng địa phương, được thu thập từ Niên giám thống kê hàng năm.

Để tìm một biến đại diện nhằm đo lường tiến bộ công nghệ trong nghiên cứu này là một thách thức, đặc biệt là đối với nước ta. Tuy nhiên, kể từ năm 2005, Hội Tin học Việt Nam (VAIP) và Ban Chỉ đạo quốc gia về phát triển công nghệ thông tin (NSCIT) đã khảo sát và công bố hàng năm chỉ số ICT để đánh giá mức độ sẵn sàng cho phát triển và ứng dụng công nghệ thông tin và truyền thông (ICT) của các tỉnh thành tại Việt Nam. Chỉ số ICT được xác định trên cơ sở đánh giá năm tiêu chí, cụ thể là cơ sở hạ tầng kỹ thuật, nguồn nhân lực, ứng dụng, sản xuất và kinh doanh, môi trường tổ chức, và cuối cùng là chính sách ICT. Do vậy, chỉ số ICT hàng năm của từng tỉnh thành trong vùng Trung Bộ sẽ được sử dụng để phản ánh sự tiến bộ công nghệ của tỉnh thành đó.

Theo đó, nghiên cứu sẽ sử dụng dữ liệu bảng của 14 tỉnh thành của vùng Trung Bộ,

bao gồm Thanh Hóa, Nghệ An, Hà Tĩnh, Quảng Bình, Quảng Trị, Thừa Thiên Huế, Đà Nẵng, Quảng Nam, Quảng Ngãi, Bình Định, Phú Yên, Khánh Hòa, Ninh Thuận và Bình Thuận, trong giai đoạn 2005-2013, ngoại trừ năm 2008, vì dữ liệu về chỉ số ICT là không có sẵn cho năm 2008.

Về phương pháp ước lượng, mô hình tăng trưởng có dạng tổng quát sau:

$$y_{it} = \beta_1 x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Trong đó y là biến phụ thuộc, x chỉ các biến độc lập và β hệ số.

Mô hình (4) thường được ước tính theo phương pháp Pooled OLS, phương pháp ảnh hưởng ngẫu nhiên (RE) và phương pháp ảnh hưởng cố định (FE) (Greene, 2007; Baltagi, 2013). Phương pháp POLS sử dụng phương pháp hồi quy bình phương bé nhất trên cơ sở gộp chung tất cả các quan sát mà bỏ qua sự khác biệt của các địa phương. Nói cách khác, phương pháp này không xem xét các tác động không thay đổi theo thời gian của từng địa phương như khí hậu, thể chế, tài nguyên thiên nhiên, và những nguồn lực sẵn có khác. Đây là những nhân tố có tác động rất lớn đến tăng trưởng kinh tế. Do vậy, những ước lượng được tính dựa vào phương pháp này có thể có độ tin cậy cao nhưng sẽ bị thiên lệch (biased). Trong khi đó, đối với phương pháp RE và FE, ảnh hưởng bất biến theo thời gian của từng địa phương được xem xét và đưa vào mô hình hồi quy như những ảnh hưởng ngẫu nhiên và cố định.

Các mô hình ước lượng RE và FE có dạng tổng quát sau đây:

$$y_{it} = \beta_1 x_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Trong đó μ_i biểu thị sự khác biệt giữa các địa phương.

Theo Wooldridge (2002) và Baltagi (2013), để chọn POLS hay RE, kiểm định Breusch-Pagan Lagrange multiplier (LM) nên được sử dụng. Giả thiết Ho trong kiểm định LM là không tồn tại ảnh hưởng cố định của các địa phương trong mô hình. Nếu giả thuyết này bị

bác bỏ, mô hình RE sẽ được sử dụng thay vì POLS, và ngược lại.

Ở một khía cạnh khác, Greene (2007) và Baltagi (2013) cho rằng cần sử dụng kiểm định Hausman để quyết định sử dụng mô hình FE hay mô hình RE. Theo Greene (2007) và Baltagi (2013), nếu giả thiết H_0 trong kiểm định Hausman bị bác bỏ, mô hình FE nên được sử dụng, và ngược lại.

Trong nghiên cứu này, nhóm tác giả sử dụng cả ba phương pháp trên (POLS, RE, FE) để ước lượng và sau đó thực hiện các kiểm định LM và Hausman để lựa chọn mô hình thích hợp. Các kết quả ước lượng thực nghiệm sẽ được trình bày trong phần tiếp theo.

3. Kết quả và thảo luận

Các ước lượng theo phương pháp OLS, RE và FE được trình bày trong bảng 1. Trong ước

lượng POLS, các hệ số của các biến: tỷ lệ đầu tư tư nhân, $\ln Ip_{it}$, và tiến bộ công nghệ, $\ln TECH_{it}$, có độ tin cậy; độ co giãn tương ứng là 0,15 và 0,44. Kết quả này ngụ ý rằng trung bình một phần trăm gia tăng trong tỷ lệ đầu tư tư nhân làm gia tăng GDP bình quân đầu người của các địa phương trong vùng Trung Bộ Việt Nam trong giai đoạn 2005 - 2013 lên 0,15%; trong khi mức tăng 1% của chỉ số ICT, trung bình, làm GDP bình quân đầu người tăng lên đến 0,44%. Hệ số của biến tăng trưởng dân số là có độ tin cậy khi sử dụng ước lượng POLS với giá trị 0,13. Trong khi đó, biến đầu tư công được tìm thấy là không có độ tin cậy. Điều này có nghĩa rằng sự tăng trưởng dân số có tác động tích cực và đáng kể đến GDP bình quân đầu người, trong khi tỷ lệ đầu tư công là không có ý nghĩa thống kê.

BẢNG 1: Kết quả ước lượng

	(1) POLS	(2) RE	(3) FE
Tỷ lệ đầu tư công, $\ln Ig_{it}$	-0,02 (0,05)	-0,12* (0,06)	-0,15* (0,07)
Tỷ lệ đầu tư tư nhân, $\ln Ip_{it}$	0,15** (0,06)	0,14** (0,06)	0,16** (0,07)
Tốc độ tăng dân số, $\ln n_{it}$	0,13** (0,04)	0,04 (0,03)	0,01 (0,03)
Tiến bộ công nghệ, $\ln TECH_{it}$	0,44*** (0,09)	0,45*** (0,10)	0,41*** (0,11)

Ghi chú: *** có ý nghĩa thống kê tại 1%, ** có ý nghĩa thống kê tại 5%, * có ý nghĩa thống kê tại 10%. Sai số chuẩn trong ngoặc đơn. Trong mô hình hồi quy POLS, RE và FE, sai số chuẩn đã được điều chỉnh để không bị hiện tượng phương sai không đồng nhất và tương quan chuỗi (*the reported standard errors are robust to heteroskedasticity and serial correlation*). Kiểm định LM khuyến nghị nên sử dụng ước lượng RE thay vì ước lượng POLS ($p\text{-value}=0,01$). Kiểm định Hausman khuyến nghị việc sử dụng ước lượng FE thay cho ước lượng RE ($p\text{-value}=0,01$).

Lưu ý rằng các ước lượng bằng phương pháp POLS có thể bị thiên lệch vì sử dụng phương pháp POLS đã bỏ qua sự khác biệt giữa các địa phương. Điều này cũng giống như việc bỏ qua các biến giải thích có liên quan, cho nên các kết quả ước lượng sẽ không chính xác. Ngoài ra, kết quả từ kiểm định

LM cũng đã bác bỏ giả thiết H_0 tại 1% mức ý nghĩa, có nghĩa rằng phương pháp RE là thích hợp hơn so với phương pháp POLS.

Trong ước lượng RE, các hệ số của các biến tỷ lệ đầu tư tư nhân, $\ln Ip_{it}$, và tiến bộ công nghệ, $\ln TECH_{it}$, đều có độ tin cậy và có tác động tích cực, với giá trị tương ứng là 0,16

và 0,41. Điều này có nghĩa tỷ lệ đầu tư tư nhân và sự thay đổi công nghệ tác động tích cực đến GDP bình quân đầu người của các tỉnh/thành phố trong vùng Trung Bộ Việt Nam. Đáng ngạc nhiên, hệ số của biến tỷ lệ đầu tư công mặc dù có ý nghĩa thống kê ở mức 10% ý nghĩa nhưng lại có giá trị là -0,12. Nói cách khác, tỷ lệ đầu tư công có tác động tiêu cực đến GDP bình quân đầu người của các tỉnh/thành phố trong vùng Trung Bộ Việt Nam trong giai đoạn 2005-2013. Biến còn lại - sự tăng trưởng của dân số - được tìm thấy là không có ý nghĩa thống kê. Hay, sự tăng trưởng dân số không tác động đến GDP bình quân đầu người của các địa phương trong vùng Trung Bộ Việt Nam trong giai đoạn 2005-2013.

Trong ước lượng FE, hệ số của các biến của tỷ lệ đầu tư tư nhân là có ý nghĩa thống kê và có tác động tích cực với giá trị là 0,16; trong khi đó biến tỷ lệ đầu tư công được tìm thấy là có ý nghĩa thống kê tại mức 10% với giá trị -0,15. Điều này cho thấy khi gia tăng một phần trăm trong tỷ lệ đầu tư tư nhân sẽ làm cho GDP bình quân đầu người của các tỉnh/thành phố thuộc vùng Trung Bộ Việt Nam trong giai đoạn 2005-2013 tăng lên 0,16%. Trong khi đó tăng một phần trăm trong tỷ lệ đầu tư công làm giảm GDP bình quân đầu người là 0,15%. Tác động của tiến bộ công nghệ lên GDP bình quân đầu người được tìm thấy là có độ tin cậy rất cao (99%) và có tác động tích cực. Cụ thể, khi chỉ số ICT gia tăng một phần trăm thì GDP bình quân đầu người sẽ tăng lên 0,41%. Điều đáng lưu ý, tác động của tỷ lệ đầu tư tư nhân và tiến bộ công nghệ đến tăng trưởng kinh tế trong vùng có độ tin cậy rất cao và có tác động tích cực khi sử dụng cả ba phương pháp (POLS, RE, FE). Đối với biến còn lại, khi sử dụng phương pháp FE, tăng trưởng dân số cũng được tìm thấy không có tác động đến GDP bình quân đầu người của các địa phương trong vùng Trung Bộ trong giai đoạn 2005 - 2013. Lưu ý rằng giá trị p trong kiểm định Hausman là 0,01 có nghĩa rằng việc ước

lượng bằng phương pháp FE sẽ là thích hợp hơn so với phương pháp RE. Vì vậy, trong các phương pháp POLS, RE và FE, kết quả của ước lượng FE là có giá trị tham khảo nhất trong nghiên cứu này.

4. Kết luận

Nghiên cứu đã sử dụng dữ liệu bảng của 14 tỉnh thành tại vùng Trung Bộ trong giai đoạn 2005-2013 nhằm lượng hóa tác động của tỷ lệ đầu tư công, tỷ lệ đầu tư tư nhân và công nghệ đối với tăng trưởng kinh tế của vùng. Kết quả thực nghiệm cho thấy tiến bộ công nghệ, đại diện bởi chỉ số ICT, có tác động tích cực đáng kể đến tăng trưởng kinh tế của các địa phương trong vùng.

Bên cạnh đó, đầu tư từ khu vực công và khu vực tư nhân có tác động khác nhau đến tăng trưởng kinh tế. Trong khi tỷ lệ đầu tư công được tìm thấy có tác động tiêu cực đến tăng trưởng của các tỉnh thành tại vùng Trung Bộ trong giai đoạn 2005-2013, thì tỷ lệ đầu tư tư nhân lại có tác động tích cực đến tăng trưởng trong các kết quả thực nghiệm. Điều này cho thấy đầu tư công tại vùng Trung Bộ là chưa hiệu quả và chưa góp phần quan trọng vào tăng trưởng kinh tế của vùng. Theo đó, do nguồn lực trong nền kinh tế còn hạn chế, việc khu vực công sử dụng nhiều nguồn lực (nhưng hoạt động không hiệu quả) sẽ 'lấn át' đầu tư của khu vực tư nhân, và do đó tác động tiêu cực đến quá trình tăng trưởng.

Kết quả thực nghiệm cũng cho thấy chính phủ nên chú trọng vào việc nâng cao hiệu quả đầu tư từ khu vực công cũng như tạo ra một môi trường cạnh tranh bình đẳng đối với các doanh nghiệp doanh nghiệp quốc doanh và ngoài quốc doanh; từng bước cổ phần hóa các doanh nghiệp nhà nước, đồng thời khuyến khích các doanh nghiệp ngoài nhà nước hoạt động trong các ngành công nghiệp hay dịch vụ mà nhà nước hiện đang hoạt động chưa hiệu quả.

Bên cạnh đó, tác động tích cực của đầu tư tư nhân và tiến bộ công nghệ đối với tăng

trường kinh tế được tìm thấy trong nghiên cứu thực nghiệm này đã nhấn mạnh vai trò vô cùng quan trọng của khu vực tư nhân và công nghệ trong nền kinh tế. Do vậy, chính phủ cần tạo điều kiện thuận lợi hơn nữa trong việc cải thiện môi trường kinh doanh nhằm hỗ trợ và khuyến khích các doanh nghiệp trong khu vực tư nhân hoạt động và phát triển, đặc biệt là lĩnh vực có liên quan đến công nghệ thông tin và công nghệ cao./.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. Baltagi B.H. (2013), *Econometric analysis of panel data*, 5th ed, Chichester: John Wiley and Sons.
2. Gonzalez-Paramo J.M. and Martinez D. (2003), Convergence across Spanish regions: New evidence on the effects of public investment, *Review of Regional Studies*, Vol, 33(2), pp. 184-205.
3. Greene W.H. (2007), *Econometric analysis*, 6th ed, New Jersey: Prentice Hall.
4. Gurajati D. and Porter D.C. (2009), *Basic econometrics*, 5th ed, London: McGraw-Hill.
5. Khan M.S. and Kumar M.S. (1997), Public and private investment and the growth process in developing countries, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol, 59, pp. 69-88.
6. Mankiw N.G., Romer D. and Weil D.N. (1992), A contribution to the empirics of economic growth, *Quarterly Journal of Economics*, Vol, 107(2), pp. 407-437.
7. Ramirez M.D. and Nazmi N. (2003), Public investment and economic growth in Latin America: An empirical test, *Review of Development Economics*, Vol, 7(1), pp. 115-126.
8. Solow R.M. (1956), A contribution to the theory of economic growth, *Quarterly Journal of Economics*, Vol, 70(1), pp. 65-94.
9. Swan T.W. (1956), Economic growth and capital accumulation, *Economic Record*, Vol, 32(2), pp. 334 - 361.
10. Wooldridge J.M. (2013), *Introductory econometrics: A modern approach*, 2nd ed. London: Cengage Learning.
11. Wooldridge J.M. (2002), *Econometric analysis of cross section and panel data*, London: MIT Press.