



Tác động của chuyển đổi số đến tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia châu Á

HUỲNH THỊ TUYẾT NGÂN ^{a,*}, NGUYỄN NGỌC TÂN ^b, PHẠM HẢI NAM ^c

^a Ngân hàng TMCP Á Châu

^b Văn phòng Ủy ban nhân dân TP. Hồ Chí Minh

^c Trường Đại học Ngân hàng TP. Hồ Chí Minh

THÔNG TIN	TÓM TẮT
Ngày nhận: 20/07/2021 Ngày nhận lại: 06/11/2021 Duyệt đăng: 10/11/2021 Mã phân loại JEL: O30; O11; E10 Từ khóa: Chuyển đổi số; Tăng trưởng kinh tế; Các quốc gia châu Á; SGMM. Keywords: Digital transformation; Economic growth; Asian countries; SGMM.	Trong thập kỷ vừa qua, sự phát triển nhanh chóng của công nghệ số đang thay đổi cách chính phủ, doanh nghiệp và người dân tại các quốc gia trên thế giới tương tác với nhau. Nhiều bằng chứng cho thấy chuyển đổi số ảnh hưởng tích cực đến tăng trưởng và phát triển. Nghiên cứu này được thực hiện nhằm đánh giá tác động của chuyển đổi số đến tăng trưởng kinh tế cũng như tìm câu trả lời cho hiện tượng “đi tắt đón đầu” của các quốc gia đang phát triển và mới nổi. Bằng phương pháp ước lượng SGMM với dữ liệu 30 quốc gia châu Á trong giai đoạn 2004–2019, kết quả nghiên cứu cho thấy chuyển đổi số có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia châu Á. Đồng thời, kết quả nghiên cứu cũng cho thấy các quốc gia đang phát triển và mới nổi khó có thể tận dụng lợi thế chuyển đổi số để “đi tắt đón đầu” trong thúc đẩy tăng trưởng kinh tế. Abstract The rapid development of digital technologies over the last decade has changed the way governments, businesses, and people in countries all over the world interact with one another. Evidence shows that digital transformation has a positive impact on economic growth. This research was carried out to assess the impact of digital transformation on economic growth and find solutions to the phenomenon of

* Tác giả liên hệ.

Email: nganhuy93@gmail.com (Huỳnh Thị Tuyết Ngân), tanvpubtp@gmail.com (Nguyễn Ngọc Tân), namph@buh.edu.vn (Phạm Hải Nam).

Trích dẫn bài viết: Huỳnh Thị Tuyết Ngân, Nguyễn Ngọc Tân, & Phạm Hải Nam. (2021). Tác động của chuyển đổi số đến tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia châu Á. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 32(9), 63–83.

"leapfrogging" in developing and emerging economies. The results found that digital transformation positively impacted economic growth in Asian countries by estimating SGMM with data from 30 Asian countries from 2004 to 2019. At the same time, the study's findings indicate that it is difficult for developing and emerging economies to use digital transformation to "leapfrogging" in promoting economic growth.

1. Giới thiệu

Trong thập kỷ vừa qua, các lĩnh vực như: Trí tuệ nhân tạo (AI), điện toán đám mây, Internet vạn vật, chuỗi khối (Blockchain), mạng không dây thế hệ mới (5G)... tạo ra những công nghệ số quan trọng có nhiều đột phá. Sự phát triển nhanh chóng của công nghệ số (Digital Technologies) đang thay đổi cách chính phủ, doanh nghiệp và người dân tại các quốc gia trên thế giới tương tác với nhau. Khối lượng dữ liệu được tạo ra ngày càng tăng, nhiều công nghệ tự động hóa, xử lý dữ liệu đang ngày một thông minh hơn và đang làm biến đổi xã hội một cách sâu sắc. Chuyển đổi số không chỉ là một xu thế về công nghệ trên toàn cầu, mà còn tác động vô cùng sâu rộng trên các lĩnh vực của nền kinh tế - chính trị - xã hội. Điều này đặt ra vấn đề đó là các quốc gia, doanh nghiệp và cá nhân sẽ phải thích ứng với thực tế mới này, trong đó các công nghệ kỹ thuật số sẽ gắn liền với các hoạt động hằng ngày. Qua đó, mặc dù chưa có định nghĩa thống nhất nhưng có thể hiểu ngắn gọn "Chuyển đổi số" là quá trình chúng ta thay đổi phương thức sản xuất, thay đổi phương thức sống và làm việc với các công nghệ số.

Trong giai đoạn này, mối quan tâm lớn đối với cả các nhà kinh tế và nhà hoạch định chính sách là tác động của những thay đổi lớn trong công nghệ số đến cách thức vận hành của nền kinh tế. Đặc biệt, những thay đổi này dự kiến sẽ ảnh hưởng đến tốc độ phát triển của nền kinh tế, tỷ lệ việc làm và năng suất lao động. Nhiều bằng chứng cho thấy chuyển đổi số ảnh hưởng tích cực đến tăng trưởng và phát triển kinh tế (Katz, 2017; Kvochko, 2013; Park & Choi, 2019; Sabbagh và cộng sự, 2013; Solomon & Klyton, 2020; Qiang & Rossotto, 2009; Sassi & Goaid, 2013). Việc tiếp cận nhiều hơn với kiến thức và các cơ hội hợp tác kỹ thuật sẽ tạo ra nhiều việc làm, chuyển giao kỹ năng, nâng cao năng suất và trách nhiệm giải trình trong chính trị và kinh doanh (Finger, 2007). Diễn đàn Kinh tế Thế giới đã xác định lĩnh vực công nghệ thông tin và truyền thông là một trong những lĩnh vực chính đóng góp vào tăng trưởng sản lượng. Ngoài ra, chuyển đổi số dự kiến sẽ có ảnh hưởng đến tăng trưởng tổng sản phẩm quốc nội (Gross Domestic Product – GDP) từ 1,4% ở các thị trường mới nổi và 2,5% ở thị trường Trung Quốc (Kvochko, 2013). Hơn nữa, ở cấp độ tổng thể nền kinh tế, Katz (2017) ước tính rằng chỉ số phát triển hệ sinh thái kỹ thuật số tăng 1% có tiềm năng thúc đẩy GDP bình quân đầu người tăng 0,13%. Đồng thời, hệ số này đối với các nước thành viên Tổ chức Hợp tác và Phát triển Kinh tế (Organization for Economic Cooperation and Development – OECD) lớn hơn các nền kinh tế mới nổi.

Tuy nhiên, vấn đề đặt ra là những kết quả tích cực của chuyển đổi số đối với tăng trưởng không diễn ra ngay lập tức. Park và Choi (2019) đã chỉ ra rằng những tiến bộ về đổi mới công nghệ cần có thời gian để thể hiện tác động đến sự tăng trưởng của các nền kinh tế khác nhau và để tác động của nó lan rộng ra nền kinh tế toàn cầu. Bên cạnh đó, tác động này có thể là khác nhau giữa các quốc gia

phát triển, đang phát triển và mới nổi. Từ góc độ lý thuyết, Steinmueller (2001) cho rằng các thành tựu công nghệ có thể cho phép các nước đang phát triển và mới nổi “đi tắt đón đầu” để tăng năng suất các yếu tố đầu vào của nền kinh tế. Chẳng hạn, tiến bộ công nghệ có thể giúp giảm chi phí giao dịch và tăng tốc quá trình tạo ra kiến thức. Những hiệu ứng này đến lượt nó sẽ thúc đẩy tăng trưởng kinh tế. Tuy nhiên, theo Niebel (2018) có những lý do dẫn đến việc các nước đang phát triển và mới nổi thu được ít lợi ích hơn các nước phát triển từ chuyển đổi số. Chẳng hạn, nền kinh tế của các nước đang phát triển và mới nổi chưa đủ năng lực hấp thụ công nghệ thông tin do nguồn vốn nhân lực chưa đáp ứng hoặc do đầu tư chưa đúng mức cho hoạt động nghiên cứu và phát triển (Research and Development – viết tắt là R&D). Do đó, nghiên cứu này được thực hiện nhằm bổ sung thêm bằng chứng thực nghiệm về tác động khác nhau của chuyển đổi số đến tăng trưởng kinh tế giữa các quốc gia phát triển, đang phát triển và mới nổi. Bên cạnh đó, nghiên cứu cũng nhằm trả lời cho hiện tượng “đi tắt đón đầu” của các quốc gia đang phát triển và mới nổi. Ngoài ra, về mặt phương pháp, nghiên cứu này khác với các nghiên cứu trước đây khi sử dụng phương pháp ước lượng GMM hệ thống (SGMM) có hiệu chỉnh theo đề xuất của Windmeijer (2005) để khắc phục nhược điểm tính toán các sai số chuẩn nhỏ hơn của phương pháp SGMM truyền thống.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Các khái niệm liên quan

2.1.1. Khái niệm chuyển đổi số

Theo Demirkan và cộng sự (2016), chuyển đổi số là sự chuyển đổi sâu sắc và nhanh chóng các hoạt động kinh doanh, quy trình, năng lực và mô hình kinh doanh để tận dụng những thay đổi và cơ hội do tiến bộ kỹ thuật số mang lại cho xã hội. Cụ thể hơn, Hess và cộng sự (2016) cho rằng chuyển đổi kỹ thuật số liên quan đến những thay đổi trong công nghệ kỹ thuật số, có thể mang lại mô hình kinh doanh mới cho các công ty, tạo ra các sản phẩm dịch vụ mới hoặc thay đổi cơ cấu tổ chức sang hình thức tự động hóa các quy trình. Những thay đổi này có thể được quan sát thấy trong nhu cầu ngày càng tăng đối với các phương tiện truyền thông dựa trên Internet, dẫn đến những thay đổi của toàn bộ mô hình kinh doanh.

Như vậy, có thể thấy “Chuyển đổi số” là một thuật ngữ mới và hiện đại trong nghiên cứu, được xây dựng dựa trên sự phát triển của nhiều công nghệ: Mạng viễn thông, công nghệ điện toán, kỹ thuật phần mềm và sự lan tỏa từ việc sử dụng chúng.

2.1.2. Khái niệm tăng trưởng kinh tế

Theo Samuelson và Nordhaus (1985), tăng trưởng kinh tế là sự mở rộng GDP hay sản lượng tiềm năng của một nước. Nói cách khác, tăng trưởng kinh tế diễn ra khi đường giới hạn khả năng sản xuất của một nước (Production Possibility Frontier – PPF) dịch chuyển ra phía ngoài. Một khái niệm rất gần gũi với tăng trưởng kinh tế là mức tăng sản lượng tính trên đầu người. Như vậy, tăng trưởng kinh tế là sự tăng lên về số lượng, chất lượng, tốc độ và quy mô sản lượng của nền kinh tế trong một thời kỳ nhất định. Nói cách khác, tăng trưởng kinh tế là sự gia tăng của GDP hoặc tổng sản phẩm quốc dân (Gross National Product – GNP) trong một thời gian nhất định. Tăng trưởng kinh tế là một trong những vấn đề cốt lõi của lý luận về phát triển kinh tế. Tăng trưởng và phát triển kinh tế là mục tiêu hàng đầu của tất cả các nước trên thế giới, là thước đo chủ yếu về sự tiến bộ trong mỗi giai đoạn của

mỗi quốc gia. Thành tựu kinh tế vĩ mô của một quốc gia thường được đánh giá theo những dấu hiệu chủ yếu như: Ổn định, tăng trưởng kinh tế, công bằng xã hội. Trong đó, tăng trưởng kinh tế là cơ sở để thực hiện hàng loạt vấn đề kinh tế, chính trị, và xã hội.

2.2. Cơ sở lý thuyết và bằng chứng thực nghiệm về tác động của chuyển đổi số đến tăng trưởng kinh tế

Theo lý thuyết Solow (1957), chỉ có tiến bộ công nghệ mới có thể giải thích được sự gia tăng liên tục của mức sống. Sau đó, các lý thuyết tăng trưởng mới đã xác định tiến bộ công nghệ là một yếu tố có tầm quan trọng lớn liên quan đến tăng trưởng kinh tế (Barro và cộng sự, 1991). Thêm vào đó, Grossman và Helpman (1991) cho rằng tỷ lệ công nghệ hiện đại không chỉ ảnh hưởng đến tăng trưởng và phát triển kinh tế mà còn ảnh hưởng đến các kết quả như: Tuổi thọ, mức độ dân chủ, sức khỏe, tỷ lệ nghèo và tỷ lệ biết chữ. Sự đổi mới và cải tiến các sản phẩm hiện có sẽ kích thích tăng trưởng. Oliner và Sichel (1994) sử dụng khuôn khổ lý thuyết tân cổ điển, kết hợp yếu tố công nghệ thông tin vào mô hình tăng trưởng đã chứng minh rằng tốc độ tăng trưởng sản lượng phụ thuộc vào yếu tố công nghệ, vốn, lao động.

Phát triển thêm lý thuyết của Solow (1957), lý thuyết bất kịp công nghệ của Lucas (1988) đề cập đến tăng trưởng ở các nền kinh tế đang phát triển. Bất kịp công nghệ đạt được nhờ tiếp thu công nghệ mới và tốt hơn từ nước ngoài thông qua đầu tư vào máy móc thiết bị nhập khẩu, thu hút FDI và đầu tư vào phương pháp quản lý và kinh doanh hiện đại của thế giới. Sự bất kịp công nghệ được quy tụ vào ngành công nghiệp. Khi công nghiệp mở rộng, lao động được rút khỏi nông nghiệp và năng suất trung bình tăng lên, tạo ra tốc độ tăng trưởng trong giai đoạn đầu. Sau cùng, tác động tái phân bổ lao động giảm dần dẫn đến tác động hội tụ.

Các nghiên cứu trước đã nhấn mạnh rằng ở cả các nước phát triển và đang phát triển, công nghệ đóng một vai trò quan trọng trong việc thúc đẩy sự thịnh vượng kinh tế (Arendt, 2015). Phát triển công nghệ góp phần vào tăng trưởng kinh tế thông qua hai yếu tố gồm: (1) Đáp ứng nhu cầu về các sản phẩm kỹ thuật số, chẳng hạn như: thiết bị truyền thông, máy tính và phần mềm, và (2) tăng năng suất và đầu tư vào các lĩnh vực sử dụng công nghệ (Hofman và cộng sự, 2016). Ở các nước phát triển, giá tương đối của thiết bị công nghệ có thể giảm nhanh hơn so với các nước đang phát triển. Sự phát triển nhanh chóng trên toàn thế giới của công nghệ trong ba thập kỷ qua đã thu hút rất nhiều sự chú ý của nhiều nhà kinh tế và nhà nghiên cứu, qua đó đã khẳng định tác động của sự phổ biến công nghệ đối với tăng trưởng kinh tế tại các nền kinh tế phát triển và đang phát triển.

Một số nghiên cứu cụ thể là bằng chứng thực nghiệm cho mối liên hệ này (Sabbagh và cộng sự, 2013; Solomon & Klyton, 2020; Qiang & Rossotto, 2009; Sassi & Goaied, 2013) đã cho thấy tác động tích cực theo cấp số nhân của chuyển đổi công nghệ lên hoạt động kinh tế thực. Điều này là do thúc đẩy các đổi mới, giảm chi phí trên quy mô lớn, ảnh hưởng đến hành vi đổi mới, chuyển dịch cơ cấu kinh tế và tăng năng suất trong tất cả các lĩnh vực của nền kinh tế hiện đại. Tầm quan trọng của chuyển đổi số nằm ở chỗ các công nghệ này là con đường cải tiến quy trình sản xuất nhanh chóng, cho phép liên kết chặt chẽ hơn giữa các công ty, khách hàng, nhà cung cấp và các đối tác hợp tác, hạ thấp rào cản địa lý. Ngoài ra, chuyển đổi số còn giúp tạo ra kiến thức mới và truyền bá kiến thức nhanh hơn thông qua quá trình chuyển đổi thông tin hiệu quả hơn, cả trong và giữa các doanh nghiệp và các lĩnh vực. Trong khi đó, hầu hết các nghiên cứu đã xác nhận sự tồn tại của mối quan hệ nhân quả đi từ chuyển đổi số đến tăng trưởng kinh tế, có một số trường hợp không có bằng chứng về mối

quan hệ nhân quả từ chuyển đổi số đến tăng trưởng kinh tế (Dutta, 2001; Veeramacheneni và cộng sự, 2007; Shiu & Lam, 2008). Do đó, các nghiên cứu thực nghiệm về mối quan hệ giữa chuyển đổi số và tăng trưởng kinh tế vẫn cần tiếp tục được khai thác để tìm kiếm sự đồng thuận giữa các nhà kinh tế về bản chất của mối quan hệ này.

Bên cạnh đó, việc đưa ra các cách thức đo lường chuyển đổi số cũng chưa thống nhất giữa các nhà nghiên cứu. Tuy nhiên, trong hầu hết các nghiên cứu về tác động của chuyển đổi số đến tăng trưởng kinh tế trong thời gian gần đây, chuyển đổi số thường được đo lường thông qua ba biến số gồm: Số đăng ký di động (trên 100 người), tỷ lệ người dùng Internet cá nhân (% dân số), đăng ký bằng thông rộng (trên 100 người) (Myovella và cộng sự, 2020; Saidi và cộng sự, 2018; Sassi & Goaied, 2013). Do đó, trong nghiên cứu này, chuyển đổi số cũng sẽ được nhóm tác giả đo lường thông qua ba biến số nói trên, việc áp dụng cách đo lường này sẽ tạo điều kiện cho nhóm tác giả có thể so sánh kết quả của nghiên cứu này với các nghiên cứu trước đây.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Để đánh giá tác động của chuyển đổi số đến tăng trưởng kinh tế nhằm đạt được mục tiêu nghiên cứu, nhóm tác giả xây dựng mô hình dựa trên hàm sản xuất Cobb-Douglas và các nghiên cứu liên quan của Niebel (2018), Solomon và Klyton (2020). Mô hình cơ sở có dạng sau:

$$growth_{it} = \beta_0 + \beta_1 k_{it} + \beta_2 l_{it} + \beta_3 DT_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Trong đó, i : Quốc gia thứ i ;

t : Năm t ;

l_{it} : Vốn con người;

k_{it} : Vốn đầu tư;

β_0 : Năng suất của các yếu tố tổng hợp;

$growth_{it}$: Tăng trưởng kinh tế;

DT_{it} : Biến đại diện cho chuyển đổi số;

ε_{it} : Sai số.

Hiện tại, việc đo lường chuyển đổi số đang là một vấn đề tranh luận. Các bộ chỉ số để đo lường trực tiếp chuyển đổi số có thể kể đến như: Chỉ số chấp nhận kỹ thuật số (Digital Adoption Index – DAI), chỉ số kinh tế và xã hội kỹ thuật số (Digital Economy and Society Index – DESI), chỉ số khả năng số hóa (Enabling Digitalization Index – EDI). Tuy nhiên, các bộ chỉ số này chỉ có dữ liệu rất giới hạn. Cụ thể, chỉ số chấp nhận kỹ thuật số chỉ có dữ liệu cho hai năm là năm 2014 và năm 2016. Chỉ số kinh tế và xã hội kỹ thuật số là chỉ số được cập nhật hằng năm nhưng chỉ cho khu vực châu Âu. Chỉ số khả năng số hóa là chỉ số đáng được mong chờ nhất để giải quyết bài toán đo lường chuyển đổi số của các quốc gia nhưng mới chỉ được tính từ năm 2018. Về phương pháp tính toán thì chỉ số khả năng số hóa dựa trên năm thành phần bao gồm: (1) Các quy định (đo lường dễ dàng tiếp cận tín dụng, bảo vệ nhà đầu tư thiểu số), (2) kiến thức (đo lường tỷ lệ nhập học trung học và đại học, chất lượng của hệ thống giáo dục và mức độ đào tạo nhân viên, R&D của các doanh nghiệp, sự hợp tác giữa các trường Đại học và khu vực tư nhân, luật sở hữu trí tuệ), (3) sự kết nối (đo lường tỷ lệ người

dùng Internet, tỷ lệ đăng ký đường dây điện thoại di động và điện thoại cố định trên 100 người, và số lượng máy chủ an toàn trên 100 người), (4) cơ sở hạ tầng logistic, và (5) quy mô sử dụng (bao gồm: Số người sử dụng Internet và quy mô GDP). Như vậy, xét theo khía cạnh sự kết nối công nghệ và quy mô sử dụng thì chuyển đổi số có thể được đo lường thông qua ba biến số là: Số đăng ký di động (trên 100 người), tỷ lệ người dùng Internet cá nhân (% dân số), đăng ký băng thông rộng (trên 100 người).

Theo lý thuyết Solow-Swan¹ về hội tụ của tốc độ tăng trưởng, các quốc gia có mức thu nhập bình quân đầu người thấp sẽ có tốc độ tăng trưởng nhanh hơn so với các quốc gia có thu nhập bình quân đầu người cao. Hiện tượng này cũng mô tả xu hướng tốc độ tăng trưởng chậm lại theo thời gian. Do đó, nhóm tác giả bổ sung vào mô hình (1) biến $gdpp_{it-1}$, đại diện cho GDP bình quân đầu người đầu kỳ để kiểm soát hiện tượng trên. Biến số này cũng thường xuyên được đưa vào trong hầu hết các nghiên cứu về tăng trưởng kinh tế (Solomon & Klyton, 2020; Myovella và cộng sự, 2020).

Cuối cùng, biến chỉ tiêu chính phủ g_{it} và độ mở thương mại $open_{it}$ được thêm vào mô hình dựa trên nghiên cứu của Niebel (2018), Myovella và cộng sự (2020). Mô hình có dạng:

$$growth_{it} = \beta_0 + \beta_1 gdpp_{it-1} + \beta_2 k_{it} + \beta_3 l_{it} + \beta_4 DT_{it} + \beta_5 g_{it} + \beta_6 open_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Việc đánh giá tác động của chuyển đổi số đến tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia châu Á được thực hiện thông qua hệ số β_3 trong mô hình (1), và hệ số β_4 trong mô hình (2). Cụ thể, nếu các hệ số hồi quy này mang dấu dương và có ý nghĩa thống kê thì chuyển đổi số sẽ có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế. Nếu các hệ số hồi quy này mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê thì chuyển đổi số sẽ có tác động tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế. Trong trường hợp các hệ số hồi quy này không có ý nghĩa thống kê thì chuyển đổi số sẽ không có tác động đến tăng trưởng kinh tế. Ngoài các biến số chính của mô hình Cobb-Douglas là vốn đầu tư (k) và vốn lao động (l), các biến kiểm soát còn lại là chỉ tiêu chính phủ (g) và độ mở thương mại ($open$) sẽ được lần lượt đưa vào mô hình để kiểm tra tác động nhất quán của chuyển đổi số đến tăng trưởng kinh tế.

Cách thức đo lường, nguồn dữ liệu tính toán các biến số trong các mô hình nghiên cứu được trình bày trong Bảng 1 dưới đây.

Bảng 1.

Tổng hợp các biến trong mô hình nghiên cứu

Biến số	Ký hiệu	Đo lường	Kỳ vọng về dấu
Tăng trưởng kinh tế	$growth_{it}$	$\ln y_{it} - \ln y_{i(t-1)}$ với y_{it} và $y_{i(t-1)}$ lần lượt là GDP bình quân đầu người của quốc gia i năm t và năm $t-1$	
GDP bình quân đầu người	$gdpp_{it-1}$	Logarit tự nhiên của GDP bình quân đầu người quốc gia i vào năm $t-1$	+
Vốn đầu tư	k_{it}	Tổng đầu tư trong nước trên GDP quốc gia i năm t	+
Vốn nhân lực	l_{it}	Tỷ lệ lực lượng lao động quốc gia i năm t	+

¹ Tham khảo thêm Solow (1956), Swan (1956) về Mô hình tăng trưởng kinh tế Solow - Swan.

Biến số	Ký hiệu	Đo lường	Kỳ vọng về dấu
Vốn chính phủ	g_{it}	Chỉ tiêu công trên GDP quốc gia i năm t	+/-
Độ mở thương mại	$open_{it}$	Xuất nhập khẩu trên GDP quốc gia i năm t	+
Chuyển đổi số	DT_{it}	Biến mcs: Số đăng ký di động (trên 100 người)	+
		Biến iui: Tỷ lệ người dùng Internet cá nhân (% dân số)	+
		Biến fbs: Đăng ký bằng thông rộng (trên 100 người)	+

Để đánh giá mức độ tác động của chuyển đổi số đến tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia phát triển, các quốc gia đang phát triển và các quốc gia mới nổi tại châu Á, nhóm tác giả sử dụng biến giả *country1* và *country2*. Cụ thể, biến giả *country1* nhận giá trị là 1 với các quốc gia thuộc nhóm đang phát triển, nhận giá trị là 0 với các quốc gia thuộc các nhóm còn lại. Biến giả *country2* nhận giá trị là 1 với các quốc gia thuộc nhóm mới nổi, nhận giá trị là 0 với các quốc gia thuộc các nhóm còn lại.

Việc phân loại các quốc gia được thực hiện theo đề xuất của Niebel (2018). Cụ thể, Niebel (2018) phân loại các quốc gia dựa trên tiêu chí GDP bình quân đầu người của các quốc gia tính bằng USD được điều chỉnh theo ngang giá sức mua (Purchasing Power Parity – PPP) từ năm 2013. Theo đó, các quốc gia có GDP bình quân đầu người dưới 6.500 USD được phân loại vào nhóm các quốc gia đang phát triển, các quốc gia có GDP bình quân đầu người trên 23.000 USD được phân loại vào nhóm các quốc gia phát triển. Các quốc gia còn lại sẽ thuộc nhóm mới nổi. Kết quả phân loại các quốc gia trong mẫu nghiên cứu theo đề xuất của Niebel (2018) được trình bày trong Bảng 2. Như vậy, mô hình nghiên cứu để đánh giá mức độ tác động của chuyển đổi số đến tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia phát triển, các quốc gia đang phát triển và các quốc gia mới nổi sẽ có dạng như sau:

$$\begin{aligned}
 growth_{it} = & \beta_0 + \beta_1 gdpp_{it-1} + \beta_2 k_{it} + \beta_3 l_{it} + \beta_4 DT_{it} + \beta_5 DT_{it} \times country1_i \\
 & + \beta_6 DT_{it} \times country2_i + \beta_7 g_{it} + \beta_8 open_{it} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}
 \quad (3)$$

Bảng 2.

Phân loại các quốc gia theo GDP bình quân đầu người năm 2013

Các quốc gia đang phát triển				Các quốc gia mới nổi				Các quốc gia phát triển			
STT	Tên quốc gia	Mã	GDP bình quân/ người	STT	Tên quốc gia	Mã	GDP bình quân/ người	STT	Tên quốc gia	Mã	GDP bình quân/ người
1	Armenia	ARM	3.838,2	1	Azerbaijan	AZE	7.875,8	1	United Arab Emirates	ARE	42.412,6
2	Bangladesh	BGD	981,8	2	China	CHN	7.050,6	2	Brunei Darussalam	BRN	44.740,1
3	Bhutan	BTN	2.472,7	3	Kazakhstan	KAZ	13.890,6	3	Israel	ISR	36.309,5
4	Georgia	GEO	4.623,7	4	Malaysia	MYS	10.970,1	4	Japan	JPN	40.454,5
5	Indonesia	IDN	3.623,9					5	Kuwait	KWT	49.388,1
6	India	IND	1.449,6					6	Qatar	QAT	85.050,9
7	Jordan	JOR	4.043,7					7	Singapore	SGP	56.967,4
8	Kyrgyz Republic	KGZ	1.282,4								
9	Cambodia	KHM	1.013,4								
10	Sri Lanka	LKA	3.610,3								
11	Myanmar	MMR	1.162,3								
12	Mongolia	MNG	4.366,1								
13	Nepal	NPL	715,9								
14	Pakistan	PAK	1.208,9								
15	Philippines	PHL	2.871,4								

Các quốc gia đang phát triển				Các quốc gia mới nổi				Các quốc gia phát triển			
STT	Tên quốc gia	Mã	GDP bình quân/ người	STT	Tên quốc gia	Mã	GDP bình quân/ người	STT	Tên quốc gia	Mã	GDP bình quân/ người
16	Thailand	THA	6.168,3								
17	Tajikistan	TJK	1.048,2								
18	Timor-Leste	TLS	1.210,0								
19	Vietnam	VNM	1.886,7								

Nguồn: Niebel (2018)

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu được tiến hành tại 30 quốc gia châu Á. Các quốc gia được lựa chọn dựa trên cơ sở sự có sẵn về dữ liệu của các biến số trong mô hình nghiên cứu. Các quốc gia được chọn bao gồm 19 quốc gia đang phát triển, 4 quốc gia mới nổi và 7 quốc gia phát triển theo tiêu chí phân loại được đề xuất bởi Niebel (2018). Theo thống kê của ngân hàng Phát triển Châu Á (Asian Development Bank – ADB), châu Á bao gồm 50 quốc gia. Tuy nhiên, một số quốc gia không có số liệu quan sát đến thời điểm gần nhất nên nghiên cứu được tiến hành với 30 quốc gia, chiếm tỷ lệ 60% các quốc gia châu Á. Do đó, mẫu nghiên cứu vẫn đảm bảo tính đại diện. Dữ liệu nghiên cứu là dữ liệu thứ cấp được thu thập từ các nguồn đáng tin cậy, cụ thể: Dữ liệu đo lường các biến GDP bình quân đầu người, tổng vốn đầu tư trên GDP, tỷ lệ lực lượng lao động, chi tiêu công trên GDP, độ mở thương mại được lấy từ Bộ dữ liệu từ Báo cáo Triển vọng Kinh tế thế giới (World Economic Outlook – WEO) của Quỹ tiền tệ quốc tế (International Monetary Fund – IMF), và Bộ chỉ số phát triển toàn cầu (World Development Indicators – WDI) của Ngân hàng Thế giới (World Bank – WB) cho 30 quốc gia châu Á trong giai đoạn từ năm 2004 đến năm 2019.

3.3. Phương pháp ước lượng

Nghiên cứu này thực hiện ước lượng các mô hình bằng phương pháp tác động cố định (Fixed Effects), tác động ngẫu nhiên (Random Effects). Sau đó tiến hành kiểm định lựa chọn phương pháp phù hợp nhất, cũng như các khuyết tật tồn tại trong mô hình. Bên cạnh đó, một vấn đề thường xuyên xảy ra trong việc ước lượng các mô hình với dữ liệu kinh tế là hiện tượng nội sinh của các biến trong mô hình. Để giải quyết vấn đề nội sinh của các biến số, nhóm tác giả tiến hành kiểm định với tất cả các biến số trong mô hình. Sau đó, sử dụng phương pháp ước lượng GMM hệ thống (System Generalized Method of Moments – SGMM) của Arellano và Bond (1991) để khắc phục hiện tượng nội sinh thông qua các biến công cụ. Để đảm bảo độ tin cậy, nhóm tác giả thực hiện các kiểm định bao gồm:

- *Kiểm định sự tự tương quan của phần dư*: Theo Arellano và Bond (1991), ước lượng SGMM yêu cầu có sự tương quan bậc 1 và không có sự tương quan bậc 2 của phần dư. Do vậy, khi kiểm định giả thuyết H_0 : Không có sự tương quan bậc 1 (Kiểm định AR(1)) và không có sự tương quan bậc 2 của phần dư (Kiểm định AR(2)), chúng ta bác bỏ H_0 ở kiểm định AR(1) và chấp nhận H_0 ở kiểm định AR(2) thì mô hình đạt yêu cầu.

- *Kiểm tra tính phù hợp của mô hình và các biến đại diện*: Tương tự các mô hình khác, sự phù hợp của mô hình có thể được thực hiện thông qua kiểm định F. Kiểm định F sẽ kiểm tra ý nghĩa thống kê cho các hệ số ước lượng của biến giải thích với giả thuyết H_0 : Tất cả các hệ số ước lượng trong phương trình đều bằng 0, do đó, để mô hình phù hợp thì phải bác bỏ giả thuyết H_0 . Ngoài ra, kiểm định Sargan/ Hansen còn được sử dụng để kiểm tra giả thuyết H_0 : Các biến công cụ là phù hợp. Khi chấp nhận giả thuyết H_0 nghĩa là các biến công cụ được sử dụng trong mô hình là phù hợp.

Cuối cùng, mặc dù phương pháp ước lượng SGMM đã được sử dụng rộng rãi để ước lượng các mô hình tăng trưởng. Tuy nhiên, nhiều nghiên cứu sử dụng kỹ thuật này đã không tính đến một vấn đề được thảo luận bởi Windmeijer (2005). Theo Windmeijer (2005), với phương pháp SGMM khi ước lượng hai bước thường tính toán các sai số chuẩn nhỏ hơn. Điều này dẫn đến việc ấn định các mức ý nghĩa thống kê cao nhưng không chính xác cho các biến độc lập. Do đó, trong nghiên cứu này,

nhóm tác giả thực hiện thêm ước lượng SGMM có hiệu chỉnh theo Windmeijer (2005) để khắc phục nhược điểm trên.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả mẫu nghiên cứu và tương quan giữa các biến

Kết quả thống kê mô tả đo lường các đại lượng đặc trưng đối với các biến nghiên cứu được thể hiện ở Bảng 3.

Bảng 3.

Kết quả thống kê mô tả

Biến quan sát	Số quan sát	Giá trị trung bình	Sai số chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
gdp	480	3,6876	4,5535	−15,1513	32,9971
gdpp	480	8,3759	1,4681	6,1935	11,1517
k	480	28,6143	10,0313	7,3743	69,5274
l	480	68,9330	10,8503	41,47	88,51
g	480	15,2908	13,0382	3,4603	115,9326
open	480	95,5620	65,1627	0,1674	437,3267
fbs	480	6,3446	8,3893	0,0000	33,5034
mcs	480	92,3468	47,3747	0,1904	212,639
iui	480	35,8106	29,3664	0	147,5997

Kết quả thống kê mô tả cho thấy tốc độ tăng trưởng kinh tế bình quân tại 30 quốc gia châu Á trong giai đoạn 2004–2019 là 3,69%/năm. Tỷ lệ chi tiêu công trên GDP bình quân tại 30 quốc gia châu Á trong giai đoạn này là 15,29%/năm. Tỷ lệ vốn đầu tư trên GDP bình quân là 28,61%/năm. Tỷ lệ lực lượng lao động trên tổng dân số bình quân là 68,93%. Độ mở thương mại bình quân tại 30 quốc gia châu Á trong giai đoạn 2004–2019 là 95,56%.

Về các thành phần đo lường chuyển đổi số, số đăng ký di động có giá trị bình quân tại 30 quốc gia châu Á trong giai đoạn 2004–2019 là hơn 92 đăng ký di động (trên 100 người), tỷ lệ người dùng Internet cá nhân tại châu lục này là tương đối thấp, có giá trị bình quân là 35% (dân số), đăng ký bằng thông rộng trong giai đoạn 2004–2019 có giá trị bình quân là hơn 6 đăng ký (trên 100 người). Kết quả này phản ánh thực trạng mức độ chuyển đổi số chưa cao tại các quốc gia châu Á. Bên cạnh đó, sai số chuẩn của tỷ lệ người dùng Internet cá nhân và đăng ký bằng thông rộng có giá trị tương đương với giá trị trung bình cho thấy mức độ chuyển đổi số là không đồng đều giữa các quốc gia.

Mối tương quan giữa các biến trong mô hình được thể hiện qua ma trận hệ số tương quan ở Bảng 4.

Bảng 4.

Ma trận hệ số tương quan

	gdp	gdpp	k	l	g	open	fbs	mcs	iui
gdp	1,000	-0,360	0,210	-0,020	-0,097	-0,048	-0,210	-0,370	-0,400
gdpp	-0,36	1,000	-0,130	0,330	-0,037	0,330	0,640	0,530	0,740
k	0,210	-0,130	1,000	0,110	0,180	-0,026	-0,100	-0,051	-0,140
l	-0,020	0,330	0,110	1,000	-0,042	0,190	0,300	0,220	0,280
g	-0,097	-0,037	0,180	-0,042	1,000	0,003	-0,014	-0,061	-0,026
open	-0,048	0,330	-0,026	0,190	0,003	1,000	0,270	0,280	0,290
fbs	-0,210	0,640	-0,100	0,300	-0,014	0,270	1,000	0,530	0,740
mcs	-0,370	0,530	-0,051	0,220	-0,061	0,280	0,530	1,000	0,760
iui	-0,400	0,740	-0,140	0,280	-0,026	0,290	0,740	0,760	1,000

Hệ số tương quan đo lường mức độ quan hệ tuyến tính giữa hai biến, không phân biệt biến này phụ thuộc vào biến kia. Ma trận hệ số tương quan giữa các biến trong mô hình cho thấy hệ số tương quan của các cặp biến độc lập trong mô hình đều nhỏ hơn 60%, tức là đa số các biến độc lập trong mô hình có tương quan với nhau thấp. Chỉ riêng các cặp biến số (*fbs* và *gdpp*), (*iui* và *gdpp*), (*iui* và *mcs*) có hệ số tương quan lớn hơn 60%. Tuy nhiên, kết quả này không thực sự ảnh hưởng đến kết quả hồi quy bởi hệ số tương quan lớn hơn 80% mới dẫn đến hiện tượng đa cộng tuyến nghiêm trọng trong mô hình (Franke, 2010).

4.2. Kết quả ước lượng mô hình và thảo luận

Sử dụng phần mềm STATA với dữ liệu bảng cân bằng của 30 quốc gia châu Á giai đoạn 2004–2019 để ước lượng các mô hình đã trình bày ở phần 3. Kết quả ước lượng mô hình được trình bày trong Bảng 5:

Bảng 5.

Kết quả ước lượng mô hình (2)

Biến quan sát	Mô hình 1		Mô hình 2		Mô hình 3	
	FE	RE	FE	RE	FE	RE
gdpp	-0,684	-0,949***	-1,242	-1,153***	-1,125	-0,731**
k	0,078***	0,082***	0,053**	0,064***	0,059**	0,063***
l	0,101	0,034	0,143	0,045	0,138	0,047
g	-0,043	-0,040*	-0,029	-0,034	-0,035	-0,032
open	0,040***	0,013**	0,041***	0,013**	0,038***	0,013**
mcs	-0,021***	-0,023***				
fbs			-0,189***	-0,093**		

Biến quan sát	Mô hình 1		Mô hình 2		Mô hình 3	
	FE	RE	FE	RE	FE	RE
<i>iui</i>					−0,044***	−0,048***
Hằng số	−0,963	8,429***	9,412	8,305***	0,426	5,735*
Kiểm định Wald hiệu chỉnh	0,000		0,000		0,000	
Kiểm định Wooldridge	0,000		0,000		0,000	
Kiểm định Hausman	0,063		0,000		0,041	

Ghi chú: Các mô hình được ước lượng với các biến đo lường chuyển đổi số lần lượt là: Số đăng ký di động (trên 100 người) (*mcs*), tỷ lệ người dùng Internet cá nhân (% dân số) (*iui*), đăng ký bằng thông rộng (trên 100 người) (*lbs*);

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

Bảng 5 thể hiện kết quả ước lượng mô hình tác động của chuyển đổi số đến tăng trưởng kinh tế của các quốc gia châu Á. Kết quả kiểm định Hausman cho thấy các giá trị p-value của cả ba mô hình đều có giá trị nhỏ hơn mức ý nghĩa 10%. Do đó, phương pháp ước lượng tác động cố định (FE) là phù hợp hơn phương pháp tác động ngẫu nhiên (RE).

Tuy nhiên, kết quả ước lượng tại Bảng 5 cũng cho thấy cả ba mô hình được ước lượng bằng phương pháp tác động cố định (FE) đều có hiện tượng phương sai thay đổi (giá trị p-value của kiểm định Modified Wald nhỏ hơn mức ý nghĩa 5%), và hiện tượng tự tương quan (giá trị p-value của kiểm định Wooldridge nhỏ hơn mức ý nghĩa 5%).

Bên cạnh đó, một vấn đề đặt ra đối với phương pháp tác động cố định (FE) là hiện tượng nội sinh xảy ra trong các mô hình. Do đó, nhóm tác giả tiếp tục thực hiện kiểm định nội sinh với các biến số trong mô hình. Cụ thể, nhóm tác giả sử dụng 1 độ trễ của chính các biến độc lập để tiến hành kiểm định biến độc lập đó có nội sinh hay không. Xét về mặt thời gian của các biến số vĩ mô thì 1 độ trễ sẽ là biến công cụ thích hợp vì nó có tương quan cao với biến gốc. Kết quả kiểm định được trình bày trong Bảng 6.

Bảng 6.

Kiểm định biến nội sinh

Biến số được kiểm định	Mô hình với chuyển đổi số đo lường bằng <i>mcs</i>	Mô hình với chuyển đổi số đo lường bằng <i>lbs</i>	Mô hình với chuyển đổi số đo lường bằng <i>iui</i>
gdpp	418,0680*** (0,0000)	418,1480*** (0,0000)	418,0910*** (0,0000)
k	0,1870 (0,6656)	0,0000 (0,9832)	0,0630 (0,8021)
l	0,3600 (0,5483)	0,1330 (0,7157)	0,0870 (0,7678)

Biến số được kiểm định	Mô hình với chuyển đổi số đo lường bằng <i>mcs</i>	Mô hình với chuyển đổi số đo lường bằng <i>fbs</i>	Mô hình với chuyển đổi số đo lường bằng <i>iui</i>
<i>g</i>	4,7960** (0,0285)	5,7120** (0,0168)	5,2630** (0,0218)
<i>open</i>	0,7060 (0,4007)	0,6560 (0,4180)	1,2220 (0,2690)
<i>mcs</i>	0,2640 (0,6073)		
<i>fbs</i>		0,7340 (0,3916)	
<i>iui</i>			0,0160 (0,8982)

Ghi chú: Các giá trị trong ngoặc đơn () là giá trị p-value của thống kê Chi2(1);

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

Bảng 6 cho thấy trong cả ba mô hình với các biến đại diện cho chuyển đổi số gồm: Số đăng ký di động (*mcs*), tỷ lệ người dùng Internet cá nhân (*iui*), đăng ký bằng thông rộng (*fbs*), kết quả kiểm định biến nội sinh đều cho thấy các biến độc lập logarit tự nhiên của GDP bình quân đầu người đầu kỳ (*gdpp*) và chi tiêu công trên GDP (*g*) là nội sinh.

Để khắc phục các hiện tượng phương sai thay đổi, tự tương quan và hiện tượng nội sinh trong các mô hình, nhóm tác giả sử dụng phương pháp SGMM để ước lượng mô hình tác động của chuyển đổi số đến tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia châu Á. Kết quả ước lượng mô hình được trình bày trong Bảng 7.

Bảng 7.

Kết quả ước lượng mô hình (2)

Biến quan sát	Mô hình 1		Mô hình 2		Mô hình 3	
	Hiệu chỉnh <i>Windmeijer</i>	Không hiệu chỉnh <i>Windmeijer</i>	Hiệu chỉnh <i>Windmeijer</i>	Không hiệu chỉnh <i>Windmeijer</i>	Hiệu chỉnh <i>Windmeijer</i>	Không hiệu chỉnh <i>Windmeijer</i>
<i>gdpp</i>	-8,322***	-8,460***	-10,796***	-10,899***	-8,034***	-8,347***
<i>k</i>	0,018	0,010	0,026*	0,030*	0,030**	0,030*
<i>l</i>	1,019***	1,002***	1,256***	1,290***	1,223***	1,224***
<i>g</i>	-0,340***	-0,335***	-0,428***	-0,438***	-0,427***	-0,429***
<i>open</i>	0,259***	0,265***	0,286***	0,287***	0,262***	0,266***

Biến quan sát	Mô hình 1		Mô hình 2		Mô hình 3	
	Hiệu chỉnh <i>Windmeijer</i>	Không hiệu chỉnh <i>Windmeijer</i>	Hiệu chỉnh <i>Windmeijer</i>	Không hiệu chỉnh <i>Windmeijer</i>	Hiệu chỉnh <i>Windmeijer</i>	Không hiệu chỉnh <i>Windmeijer</i>
mcs	0,041***	0,043***				
fbs					0,423***	0,447***
iui			0,105***	0,105***		
Hằng số	−19,959	−18,130	−16,850	−18,159	−35,305*	−32,933*
Kiểm định AR(1)	0,020	0,020	0,043	0,045	0,039	0,041
Kiểm định AR(2)	0,259	0,261	0,461	0,480	0,368	0,383
Kiểm định Hansen	0,409	0,397	0,395	0,388	0,480	0,479
Số nhóm quan sát	30	30	30	30	30	30
Số biến công cụ	29	29	29	29	29	29
Kiểm định F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

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

Bảng 7 thể hiện kết quả ước lượng các mô hình đánh giá tác động của chuyển đổi số đến tăng trưởng kinh tế theo phương pháp SGMM thông thường và theo phương pháp SGMM có hiệu chỉnh theo đề xuất của Windmeijer (2005). Kết quả cho thấy các mô hình được ước lượng đều có giá trị p-value của kiểm định AR(1) nhỏ hơn mức ý nghĩa 5% và có giá trị p-value của kiểm định AR(2) lớn hơn mức ý nghĩa 5%. Do đó, các mô hình đều có sự tự tương quan bậc 1 nhưng không có sự tự tương quan bậc 2 của phần dư. Đồng thời, kiểm định Hansen của các mô hình đều có giá trị p-value lớn hơn mức ý nghĩa 5%, tức là các biến công cụ được sử dụng trong mô hình là phù hợp. Tuy nhiên, theo Roodman (2009), giá trị p-value cần phải lớn hơn mức 0,25 để đảm bảo các biến công cụ là có giá trị. Kết quả ở Bảng 5 cho thấy các ước lượng bằng phương pháp SGMM đều thỏa mãn yêu cầu về sự phù hợp của các biến công cụ. Mặt khác, các mô hình đều có giá trị p-value của kiểm định F nhỏ hơn mức ý nghĩa 5%, cho thấy mô hình là phù hợp. Bảng 5 cũng cho thấy một ràng buộc khác khi sử dụng phương pháp SGMM cũng được thỏa mãn là số biến công cụ không được vượt quá số nhóm quan sát. Như vậy, mô hình đảm bảo độ tin cậy để tiến hành phân tích.

Dựa vào Bảng 7, kết quả ước lượng mô hình với biến số đăng ký di động (*mcs*) đại diện cho chuyển đổi số có hệ số hồi quy là 0,043 mang giá trị dương và có ý nghĩa thống kê cao ở mức 1%.

Kết quả ước lượng SGMM với hiệu chỉnh Windmeijer cũng cho hệ số hồi quy là 0,041 mang giá trị dương và có ý nghĩa thống kê cao ở mức 1%. Như vậy, chuyển đổi số đo lường thông qua sổ đăng ký di động (*mcs*) có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia châu Á.

Kết quả ước lượng mô hình với biến tỷ lệ người dùng Internet cá nhân (*iui*) đại diện cho chuyển đổi số có hệ số hồi quy là 0,105 mang giá trị dương và có ý nghĩa thống kê cao ở mức 1%. Kết quả ước lượng SGMM với hiệu chỉnh Windmeijer cũng cho hệ số hồi quy là 0,105 mang giá trị dương và cũng có ý nghĩa thống kê cao ở mức 1%. Như vậy, chuyển đổi số đo lường thông qua tỷ lệ người dùng Internet cá nhân (*iui*) có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia châu Á. Thêm vào đó, kết quả ước lượng mô hình với biến đăng ký bằng thông rộng (*fbs*) đại diện cho chuyển đổi số có hệ số hồi quy là 0,447 mang giá trị dương và có ý nghĩa thống kê cao ở mức 1%. Kết quả ước lượng SGMM với hiệu chỉnh Windmeijer cũng cho hệ số hồi quy là 0,423 mang giá trị dương và cũng có ý nghĩa thống kê cao ở mức 1%. Như vậy, chuyển đổi số đo lường thông qua đăng ký bằng thông rộng (*fbs*) có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia châu Á. Như vậy, có thể kết luận rằng chuyển đổi số có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia châu Á. Kết quả này là phù hợp với các nghiên cứu liên quan của Micic (2017), Niebel (2018), Solomon và Klyton (2020), Myovella và cộng sự (2020), Saidi và cộng sự (2018), Sassi và Goaied (2013).

Bên cạnh đó, tác động chính của chuyển đổi số đến tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia châu Á, Bảng 7 cũng cho thấy các kết quả ước lượng là đáng tin cậy thông qua các biến độc lập khác. Cụ thể:

Hệ số hồi quy tương ứng với biến logarit tự nhiên của GDP bình quân đầu người đầu kỳ đều mang giá trị âm và có ý nghĩa thống kê cao ở mức 1% trong tất cả các mô hình. Kết quả này một mặt cho thấy sự hội tụ của các ước lượng, mặt khác cho thấy sự phù hợp với lý thuyết Solow-Swan về hội tụ của tốc độ tăng trưởng. Cụ thể, các quốc gia có mức thu nhập bình quân đầu người thấp sẽ có tốc độ tăng trưởng nhanh để dần bắt kịp các quốc gia có thu nhập bình quân đầu người cao. Hiện tượng này phù hợp với xu hướng chung và ngụ ý rằng tốc độ tăng trưởng chậm lại theo thời gian. Kết quả này cũng phù hợp với các nghiên cứu gần đây của Solomon và Klyton (2020), Myovella và cộng sự (2020).

Hệ số hồi quy tương ứng với biến tổng vốn đầu tư trên GDP (*k*) trong các mô hình đều mang giá trị dương và hầu hết có ý nghĩa thống kê ở mức 10%. Điều này cho thấy việc gia tăng vốn đầu tư trên GDP sẽ có tác dụng kích thích tăng trưởng kinh tế. Kết quả này phù hợp với lý thuyết tăng trưởng nội sinh. Kết quả này cũng phù hợp với các nghiên cứu gần đây của Solomon và Klyton (2020), Myovella và cộng sự (2020).

Hệ số hồi quy tương ứng với biến tỷ lệ lao động (*l*) trong các mô hình đều mang giá trị dương và có ý nghĩa thống kê cao ở mức 1%. Điều này cho thấy tại các quốc gia châu Á, việc gia tăng tỷ lệ lao động sẽ có tác dụng kích thích tăng trưởng kinh tế. Kết quả này phù hợp với lý thuyết tăng trưởng nội sinh và thực tế tại các quốc gia châu Á, nơi mà đa phần vẫn là các quốc gia đang phát triển với lợi thế về nguồn lao động giá rẻ.

Hệ số hồi quy tương ứng với biến chi tiêu công trên GDP (*g*) trong các mô hình đều mang giá trị âm và có ý nghĩa thống kê cao ở mức 1%. Điều này cho thấy tại các quốc gia châu Á, việc gia tăng chi tiêu công sẽ có tác động tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế. Các khoản đầu tư công có thể đã gây ra tác động lấn át đối với đầu tư tư nhân, kết hợp với kém hiệu quả trong quản lý chi tiêu công tại một số quốc gia đã dẫn đến tác động tiêu cực này. Kết quả này cũng phù hợp với các nghiên cứu tiên phong về tác động của chi tiêu công đến tăng trưởng kinh tế của Barro và Sala-i-Martin (1991), và nghiên cứu gần đây của Myovella và cộng sự (2020).

Cuối cùng, hệ số hồi quy tương ứng với biến độ mở thương mại (*open*) trong các mô hình đều mang giá trị dương và có ý nghĩa thống kê cao ở mức 1%. Điều này cho thấy tại các quốc gia châu Á, việc gia tăng độ mở thương mại sẽ kích thích tăng trưởng kinh tế. Việc hạn chế các rào cản thương mại, khuyến khích tự do hóa thương mại sẽ giúp phát huy lợi thế cạnh tranh của các quốc gia. Từ đó hạn chế việc biến dạng giá, nguyên nhân dẫn đến bóp méo thị trường do hoạt động đầu tư, sản xuất diễn ra tại các quốc gia không có lợi thế cạnh tranh và không có tự do hóa thương mại. Việc phát huy lợi thế cạnh tranh của mỗi quốc gia sẽ giúp gia tăng tiến bộ khoa học công nghệ, cải thiện hoạt động sản xuất, phân bổ lại thu nhập hiệu quả hơn và thúc đẩy tăng trưởng kinh tế. Kết quả này cũng phù hợp với các nghiên cứu gần đây của Niebel (2018), Myovella và cộng sự (2020).

Bảng 8.

Kết quả ước lượng mô hình (3)

Biến quan sát	Mô hình 4		Mô hình 5		Mô hình 6	
	Hiệu chỉnh <i>Windmeijer</i>	Không hiệu chỉnh <i>Windmeijer</i>	Hiệu chỉnh <i>Windmeijer</i>	Không hiệu chỉnh <i>Windmeijer</i>	Hiệu chỉnh <i>Windmeijer</i>	Không hiệu chỉnh <i>Windmeijer</i>
gdpp	-10,836***	-10,311***	-8,588***	-8,644***	-10,514***	-10,299***
k	0,138**	0,128*	-0,008	-0,021	-0,021	-0,044
l	-0,182	-0,379	0,509***	0,468***	0,425***	0,386***
g	-0,321***	-0,315***	-0,388***	-0,372***	-0,409***	-0,389***
open	0,096***	0,098***	0,184***	0,184***	0,204***	0,203***
mcs	0,143***	0,141***				
mcs x country1	-0,112**	-0,112**				
mcs x country2	-0,165	-0,159				
fbs			0,359*	0,340		
fbs x country1			0,215	0,274		
fbs x country2			-0,580*	-0,567*		
iui					0,139***	0,129***
iui x country1					-0,118**	-0,106**
iui x country2					-0,124	-0,118
Hằng số	91,518***	100,540***	27,860	31,293*	47,362***	48,925***
Kiểm định AR(1)	0,072	0,066	0,033	0,030	0,029	0,024
Kiểm định AR(2)	0,133	0,107	0,125	0,117	0,167	0,142
Kiểm định Hansen	0,917	0,831	0,450	0,408	0,391	0,373
Số nhóm quan sát	30	30	30	30	30	30
Số biến công cụ	27	27	29	29	29	29
Kiểm định F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

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

Tiếp theo, nhóm tác giả đánh giá mức độ tác động của chuyển đổi số đến tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia phát triển, các quốc gia đang phát triển và các quốc gia mới nổi tại châu Á. Để xem xét sự khác biệt này, nhóm tác giả đưa thêm vào mô hình các biến giả *country1* và *country2*. Cụ thể, biến giả *country1* nhận giá trị là 1 với các quốc gia thuộc nhóm đang phát triển, nhận giá trị là 0 với các quốc gia thuộc các nhóm còn lại. Biến giả *country2* nhận giá trị là 1 với các quốc gia thuộc nhóm mới nổi, nhận giá trị là 0 với các quốc gia thuộc các nhóm còn lại. Bảng 8 thể hiện kết quả ước lượng các mô hình đánh giá tác động của chuyển đổi số đến tăng trưởng kinh tế theo nhóm quốc gia bằng phương pháp SGMM thông thường và phương pháp SGMM có hiệu chỉnh theo đề xuất của Windmeijer (2005). Kết quả cho thấy các mô hình được ước lượng đều có giá trị p-value của kiểm định AR(1) nhỏ hơn mức ý nghĩa 10% và có giá trị p-value của kiểm định AR(2) lớn hơn mức ý nghĩa 10%. Do đó, các mô hình đều có sự tự tương quan bậc 1 nhưng không có sự tự tương quan bậc 2 của phần dư. Đồng thời, kiểm định Hansen của các mô hình đều có giá trị p-value lớn hơn mức ý nghĩa 10%, tức là các biến công cụ được sử dụng trong mô hình là phù hợp. Thêm vào đó, giá trị p-value của các mô hình này đều lớn hơn mức 0,25 theo Roodman (2009). Như vậy, các ước lượng bằng phương pháp SGMM đều thỏa mãn yêu cầu về sự phù hợp của các biến công cụ.

Mặt khác, các mô hình đều có giá trị p-value của kiểm định F nhỏ hơn mức ý nghĩa 5%, kết quả này cho thấy mô hình là phù hợp. Bảng 8 cũng cho thấy một ràng buộc khác khi sử dụng phương pháp SGMM cũng được thỏa mãn là số biến công cụ không được vượt quá số nhóm quan sát. Như vậy, mô hình đảm bảo độ tin cậy để tiến hành phân tích.

Dựa vào Bảng 8, kết quả ước lượng mô hình với biến số đăng ký di động (*mcs*) đại diện cho chuyển đổi số cho thấy hệ số hồi quy tương ứng với biến ($mcs \times country1$) là $-0,112$ mang giá trị âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%. Kết quả ước lượng SGMM với hiệu chỉnh Windmeijer cũng cho hệ số hồi quy này là $-0,112$ mang giá trị âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%. Như vậy, tác động của chuyển đổi số khi đo bằng biến số này đến tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia đang phát triển thấp hơn so với các quốc gia mới nổi và phát triển.

Kết quả ước lượng mô hình với biến đăng ký băng thông rộng (*fbs*) đại diện cho chuyển đổi số cho thấy hệ số hồi quy tương ứng với biến ($fbs \times country2$) là $-0,567$ mang giá trị âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 10%. Kết quả ước lượng SGMM với hiệu chỉnh Windmeijer cũng cho hệ số hồi quy này là $-0,580$ mang giá trị âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 10%. Như vậy, tác động của chuyển đổi số khi đo bằng biến số này đến tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia mới nổi thấp hơn so với các quốc gia đang phát triển và phát triển.

Kết quả ước lượng mô hình với biến tỷ lệ người dùng Internet cá nhân (*iui*) đại diện cho chuyển đổi số cho thấy hệ số hồi quy tương ứng với biến ($iui \times country1$) là $-0,106$ mang giá trị âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%. Kết quả ước lượng SGMM với hiệu chỉnh Windmeijer cũng cho hệ số hồi quy này là $-0,118$ mang giá trị âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%. Như vậy, tác động của chuyển đổi số khi đo bằng biến số này đến tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia đang phát triển thấp hơn so với các quốc gia mới nổi và phát triển.

Như vậy, có thể kết luận rằng chuyển đổi số có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia châu Á. Tuy nhiên, tác động này là không đồng đều ở các quốc gia. Cụ thể, tác động của chuyển đổi số đến tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia đang phát triển và mới nổi sẽ thấp hơn so với tác động này tại các quốc gia phát triển. Điều này đồng nghĩa với việc các quốc gia đang phát triển

và mới nổi khó có thể tận dụng lợi thế chuyển đổi số để “đi tắt đón đầu” trong thúc đẩy tăng trưởng kinh tế.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Trên cơ sở các kết quả nghiên cứu đã nêu ra trong phần trên, nhóm tác giả đề xuất một số hàm ý chính sách cho các quốc gia châu Á trong tận dụng lợi ích từ chuyển đổi số như sau:

- *Thứ nhất*, kết quả nghiên cứu cho thấy việc gia tăng chuyển đổi số có thể thúc đẩy tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia châu Á. Do đó, chính phủ các quốc gia cần có chiến lược hợp lý để thúc đẩy hoạt động chuyển đổi số. Với lợi thế dân số trẻ so với các quốc gia ở châu lục khác, các quốc gia châu Á cần đẩy mạnh xu hướng số hóa ở nhiều lĩnh vực như: Kinh tế, giao thông, giáo dục, y tế. Trong đó, tập trung phát triển kinh tế số hướng đến phát triển thị trường thương mại điện tử, hệ thống thanh toán... để thúc đẩy tăng trưởng kinh tế. Kết quả nghiên cứu cũng cho thấy 1% gia tăng trong đăng ký bằng thông rộng có tác động lớn nhất đến tăng trưởng kinh tế, làm tốc độ tăng trưởng kinh tế tăng thêm 0,42% (hệ số hồi quy của biến fb_s là 0,4227). Về mặt kỹ thuật, việc gia tăng đăng ký bằng thông rộng sẽ giúp khả năng truyền dữ liệu càng lớn, từ đó thúc đẩy hoạt động kinh tế trên nền tảng khai thác dữ liệu lớn (Big Data). Do đó, các quốc gia cần đầu tư phát triển hệ thống mạng băng thông rộng để phát triển nền kinh tế số.

- *Thứ hai*, kết quả nghiên cứu cũng cho thấy 1% gia tăng trong tỷ lệ người dùng Internet cá nhân cũng có tác động lớn đến tăng trưởng kinh tế, làm tốc độ tăng trưởng kinh tế tăng thêm 0,1% (hệ số hồi quy của biến iui là 0,1047). Kết quả nghiên cứu cho thấy tỷ lệ người dùng Internet cá nhân tại các quốc gia châu Á trong giai đoạn 2004–2019 chỉ ở mức 35,81% dân số. Do đó, nghiên cứu này khuyến nghị các quốc gia châu Á cần có chính sách thúc đẩy tỷ lệ người dùng Internet cá nhân thông qua việc tăng khả năng tiếp cận Internet của người dân.

- *Thứ ba*, kết quả nghiên cứu cho thấy các quốc gia đang phát triển và mới nổi khó có thể tận dụng lợi thế chuyển đổi số để “đi tắt đón đầu” trong thúc đẩy tăng trưởng kinh tế. Do đó, dựa trên phân tích trong nghiên cứu này, hiện tượng “đi tắt đón đầu” thông qua lập luận thúc đẩy chuyển đổi số được Steinmueller (2001) chỉ ra vẫn còn khá nhiều nghi vấn. Tuy nhiên, chuyển đổi số vẫn đóng góp đáng kể vào tăng trưởng kinh tế không chỉ ở các nước phát triển mà còn ở các nước đang phát triển và mới nổi. Do đó, chính phủ các quốc gia đang phát triển và mới nổi vẫn cần tích cực tạo điều kiện thu hút đầu tư vào công nghệ số.

Chú thích

Nghiên cứu này được trích từ luận án tiến sĩ đang thực hiện của nghiên cứu sinh Huỳnh Thị Tuyết Ngân tại Trường Đại học Ngân hàng TP. Hồ Chí Minh theo Quyết định số 2797/QĐ-ĐHNH, ban hành ngày 11/12/2020.

Tài liệu tham khảo

- 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. doi: 10.2307/2297968
- Arendt, L. (2015). The digital economy, ICT and economic growth in the CEE countries. *Olsztyn Economic Journal*, 10(3), 247–262. doi: 10.31648/oj.3150
- Barro, R. J., Martin, X. S.-I., Blanchard, O. J., & Hall, R. E. (1991). Convergence across states and regions. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 107–182. doi: 10.2307/2534639
- Demirkan, H., Spohrer, J. C., & Welser, J. J. (2016). Digital innovation and strategic transformation. *IT Professional*, 18(6), 14–18.
- Dutta, A. (2001). Telecommunications and economic activity: An analysis of granger causality. *Journal of Management Information Systems*, 17(4), 71–95.
- Finger, G. (2007). *Digital convergence and its economic implications*. Development Bank of Southern Africa. Retrieved from <https://www.dbsa.org/sites/default/files/media/documents/2021-03/Digital%20convergence%20and%20its%20economic%20implications.pdf>
- Franke, G. R. (2010). Multicollinearity. In Sheth, J., & Malhotra, N. (Ed.), *Wiley International Encyclopedia of Marketing*. doi: 10.1002/9781444316568.wiem02066
- Grossman, G., & Helpman, E. (1991). *Innovation and Growth in the Global Economy*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Hess, T., Matt, C., Benlian, A., & Wiesboeck, F. (2016). Options for formulating a digital transformation strategy. *MIS Quarterly Executive*, 15(2), 123–139.
- Hofman, A., Aravena, C., & Aliaga, V. (2016). Information and communication technologies and their impact in the economic growth of Latin America, 1990–2013. *Telecommunications Policy*, 40(5), 485–501. doi: 10.1016/j.telpol.2016.02.002
- Katz, R. (2017). *Social and economic impact of digital transformation on the economy*. International Telecommunication Union (ITU).
- Kvochko, E. (2013). *Five ways technology can help the economy*. World Economic Forum.
- Mićić, L. (2017). Digital transformation and its influence on GDP. *Economics*, 5(2), 135–147.
- Myovella, G., Laracuka, M., & Haucap, J. (2020). Digitalization and economic growth: A Comparative analysis of Sub-Saharan Africa and OECD economies. *Telecommunications Policy*, 44, 101856. doi: 10.1016/j.telpol.2019.101856
- Niebel, T. (2018). ICT and economic growth – Comparing developing, emerging and developed countries. *World Development*, 104, 197–211. doi: 10.1016/j.worlddev.2017.11.024
- Oliner, S. D., & Sichel, D. E. (1994). Computers and output growth revisited: How big is the puzzle?. *Brookings Papers on Economic Activity*, 25(2), 273–334. Retrieved from https://econpapers.repec.org/article/binbpeajo/v_3a25_3ay_3a1994_3ai_3a1994-2_3ap_3a273-334.htm

- Park, H., & Choi, S. O. (2019). Digital innovation adoption and its economic impact focused on path analysis at national level. *Journal of Open Innovation: Technology, Market, and Complexity*, 5(3), 56.
- Lucas, R. E. Jr. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3–42.
- Qiang, C. Z. W., & Rossotto, C. M. (2009). *Economic impacts of broadband, in information and communications for development, extending reach and increasing impact*. Washington D.C: World Bank.
- Roodman, D. (2009). A note on the theme of too many instruments. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71(1), 135–158.
- Sabbagh, K., Friedrich, R., El-Darwiche, B., Singh, M., & Koster, A. (2013). Digitization for economic growth and job creation: Regional and industry perspective. *The Global Information Technology Report 2013*, 35–42.
- Saidi, K. & Mongi, C. (2018). The effect of education, R&D and ICT on economic growth in high income countries. *Economics Bulletin, AccessEcon*, 38(2), 810–825.
- Samuelson, P. A., & Nordhaus, W. D. (1985). *Economics* (12th ed.). New York : McGraw-Hill.
- Sassi, S., & Goaid, M. (2013). Financial development, ICT diffusion and economic growth: Lessons from MENA region. *Telecommunications Policy*, 37(4–5), 252–261. doi: 10.1016/j.telpol.2012.12.004
- Shiu, A., & Lam, P. L. (2008). Causal relationship between telecommunications and economic growth: A study of 105 countries. *Regional Studies*, 42(5), 705–718.
- Solomon, E. M., & Klyton, A. V. (2020). The impact of digital technology usage on economic growth in Africa. *Utilities Policy*, 67, 101104.
- Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65–94.
- Solow, R. M. (1957). Technical change and the aggregate production function. *The Review of Economics and Statistics*, 39(3), 312–320.
- Steinmueller, W. E. (2001). ICTs and the possibilities for leapfrogging by developing countries. *International Labour Review*, 140(2), 193–210.
- Swan, T. W. (1956). Economic growth and capital accumulation. *Economic Record*, 32(2):,334–361.
- Veeramacheneni, B., Ekanayake E. M., & Vogel, R. (2007). Information technology and economic growth: A causal analysis. *Journal of the Southwestern Society of Economists*, 34(1), 75–88.
- Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, 126(1), 25–51.