CHẤT LƯỢNG THỂ CHẾ QUẢN TRỊ ĐỊA PHƯƠNG VÀ TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ CẤP TỈNH CỦA VIỆT NAM

Đỗ Tuyết Nhung
Trường Đại học Kinh tế Quốc dân
Email: nhungdt@neu.edu.vn
Lê Quang Cảnh
Trường Đại học Kinh tế Quốc dân
Email: canh@neu.edu.vn

Ngày nhận: 02/6/2020
Ngày nhận bản sửa: 01/9/2020
Ngày duyệt đăng: 05/10/2020

Tóm tắt:
Các nghiên cứu thực nghiệm trên thế giới cho thấy chiều hướng tác động khác nhau giữa thể chế quản trị và tăng trưởng kinh tế địa phương, điều này có thể xuất phát từ thước đo chất lượng thể chế quản trị hoặc phương pháp kiểm định. Nghiên cứu này sử dụng các chỉ số thể chế quản trị cấp tỉnh được xây dựng từ hai bộ dữ liệu PAPI và PCI trong nghiên cứu của Đỗ Tuyết Nhung & Lê Quang Cảnh (2020) để tìm hiểu mối quan hệ nhân quả giữa thể chế quản trị và tăng trưởng kinh tế, trên cơ sở đó ước lượng tác động của thể chế quản trị tới tăng trưởng kinh tế địa phương cấp tỉnh tại Việt Nam. Kết quả nghiên cứu cho thấy giữa hai biến số tồn tại mối quan hệ nhân quả, và khi được kiểm soát *tính nội sinh thì thể chế quản trị có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế trong dài hạn. Kết quả này ủng hộ các gợi ý chính sách cải thiện chất lượng thể chế nhằm thúc đẩy tăng trưởng kinh tế địa phương cấp tỉnh Việt Nam.*
Từ khóa: Địa phương cấp tỉnh, tăng trưởng kinh tế, thể chế quản trị, Việt Nam
Mã JEL: O43

Sub-national governance quality and economic growth in Vietnam

Abstract:
Empirical studies around the world have yielded various conclusions about the relationship between sub-national governance and economic growth, which can be caused by different measures of governance quality or testing methods. This paper uses provincial governance indicators built from two datasets of PAPI and PCI in Do & Le (2020) to explore the relationship between governance and economic growth, and then to estimate the impacts of governance on provincial economic growth in Vietnam. The results show that a causal relationship exists between the two variables. Once the endogeneity is controlled, the governance quality has positive effects on long-term economic growth, which supports policy recommendations to improve sub-national governance quality for promoting economic growth in Vietnam.
***Keywords**: Sub-national, economic growth, governance, Vietnam*
JEL Code: O43

1. Giới thiệu

Từ cuối thế kỷ XX, giới học giả bắt đầu quan tâm nghiên cứu bản chất của mối quan hệ giữa thể chế quản trị và tăng trưởng kinh tế ở cấp quốc gia. Đến nay, cả hai hướng phát triển của mối quan hệ nhân quả giữa các biến số này đều nhận được sự ủng hộ trong các nghiên cứu lý thuyết và thực nghiệm. Đặc biệt, các nghiên cứu tập trung vào mối quan hệ giữa thể chế và tăng trưởng kinh tế ở cấp địa phương dường như mang lại những kết quả đáng tin cậy hơn, với rất nhiều công trình được thực hiện cả ở các nước phát triển và đang phát triển (Hasan & cộng sự, 2009; Nakabashi & cộng sự, 2013; Wilson, 2016). Nhìn chung, đa phần các

nghiên cứu đưa đến kết luận là chất lượng thể chế quản trị có vai trò tích cực đối với tăng trưởng kinh tế địa phương trong ngắn hạn và dài hạn. Tuy nhiên, một số phát hiện về chiều hướng ngược lại của mối quan hệ giữa thể chế quản trị với tăng trưởng cho thấy nhu cầu cần thêm nhiều nghiên cứu trong lĩnh vực này. Bên cạnh vấn đề phương pháp kiểm định, sự mâu thuẫn về chiều hướng của mối quan hệ có thể xuất phát từ thước đo chất lượng thể chế quản trị được sử dụng trong nghiên cứu hoặc bối cảnh nghiên cứu cụ thể.

Bài viết này được phát triển trên cơ sở các kết quả đã đạt được từ công trình của Lê Quang Cảnh & Đỗ Tuyết Nhung (2018), sử dụng chỉ số thể chế quản trị của các tỉnh/thành phố (sau đây gọi tắt là tỉnh) được xây dựng từ hai bộ dữ liệu PAPI và PCI trong nghiên cứu của Đỗ Tuyết Nhung & Lê Quang Cảnh (2020), từ đó làm cơ sở tìm hiểu mối quan hệ nhân quả giữa thể chế quản trị và tăng trưởng kinh tế địa phương cấp tỉnh, cũng như lượng hóa tác động tổng thể và trên từng khía cạnh của thể chế quản trị tới tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam.

Tiếp nối phần giới thiệu, phần 2 trình bày tổng quan nghiên cứu; phần 3 mô tả về phương pháp nghiên cứu; phần 4 đề cập đến các kết quả nghiên cứu và thảo luận; phần 5 đưa ra kết luận và khuyến nghị chính sách.

2. Tổng quan nghiên cứu

Vai trò của chất lượng thể chế đối với tăng trưởng kinh tế đã thu hút sự chú ý của nhiều nhà nghiên cứu và hoạch định chính sách trong hơn hai thập kỷ qua. Các nghiên cứu trước đây chỉ ra rằng, các mô hình tăng trưởng tân cổ điển và tăng trưởng nội sinh được cho là thất bại trong việc giải thích sự khác biệt về tăng trưởng kinh tế giữa các quốc gia dựa trên tích lũy vốn hay tiến bộ công nghệ (Asghar & cộng sự, 2015). Bởi vậy, khi kinh tế học thể chế ra đời và phát triển, như một gợi ý về hướng giải thích nguồn gốc của tăng trưởng, các nhà nghiên cứu trên thế giới đã cố gắng mở rộng các mô hình tăng trưởng tân cổ điển hoặc tăng trưởng nội sinh bằng cách đưa vào đó yếu tố thể chế trong việc xem xét ảnh hưởng của chúng đến tăng trưởng dài hạn (Acemoglu & cộng sự, 2001; Rodrik & cộng sự, 2004). Sihag (2007) cho rằng nhờ sự pha trộn của những hiểu biết sâu sắc từ các nghiên cứu về thể chế với những lý thuyết tăng trưởng nội sinh và tân cổ điển, mà chúng ta có thể đạt được cách tiếp cận thực tế hơn để hiểu được quá trình tăng trưởng kinh tế.

Thể chế quản trị - một cấp bậc của thể chế theo phân loại của Williamson (1998) - được giới nghiên cứu quan tâm nhiều hơn cả do hàm ý chính sách cao mà các kết quả nghiên cứu có thể mang lại cho các quốc gia và các tổ chức quốc tế (Kaufmann & Kraay, 2003; Kurtz & Schrank, 2007; Wilson, 2016). Các thước đo thể chế quản trị đã phát triển mạnh mẽ ở cả cấp quốc gia và cấp địa phương, trong đó các học giả cũng chỉ ra những lợi thế thực nghiệm của việc sử dụng số liệu cấp vùng/tỉnh, đặc biệt là nguồn gốc của sự thay đổi thể chế có thể được xác định và so sánh dễ dàng hơn so với phân tích giữa các quốc gia (Nakabashi & cộng sự, 2013). Sự phát triển của các loại chỉ số thể chế quản trị địa phương như PCI, PAPI, PAR index, JUPI, ICT index, SIPAS, PACA...ở Việt Nam cũng nằm trong xu thế này, nhưng mỗi chỉ số hiện nay chỉ tập trung vào một góc độ đánh giá cụ thể và chưa thể hiện đầy đủ, toàn diện các khía cạnh thể chế quản trị địa phương ở Việt Nam. Với hạn chế này, nghiên cứu của Đỗ Tuyết Nhung & Lê Quang Cảnh (2020) đã đề xuất việc gộp dữ liệu của PAPI và PCI để xây dựng nên một thước đo bao hàm đầy đủ các khía cạnh của thể chế quản trị các tỉnh Việt Nam.

Song song với sự phát triển mạnh mẽ của các thước đo thể chế quản trị, mối quan hệ nhân quả giữa thể chế quản trị và tăng trưởng kinh tế trở thành chủ đề tranh luận của giới nghiên cứu trong nhiều năm qua. Một mặt, North (1990) lập luận rằng thể chế có thể được xem như là một thành phần quyết định vào các quỹ đạo khác nhau của sự phát triển, trì trệ hoặc suy giảm. Kaufmann (2005) khẳng định một khối lượng đáng kể các nghiên cứu thực nghiệm cho rằng thể chế quản trị là nguyên nhân nhiều hơn là kết quả của tăng trưởng. Mặt khác, lý thuyết về thể chế cũng cho rằng phát triển kinh tế có thể nâng cao hiệu quả tương đối của các cơ chế quản trị chính thức (Dixit, 2003). Wilson (2016) chỉ ra một số nghiên cứu cho kết luận rằng chất lượng thể chế quản trị không bắt buộc là điều kiện cho tăng trưởng kinh tế trong giai đoạn phát triển ban đầu, thay vào đó cải thiện thể chế quản trị có thể là kết quả của tăng trưởng kinh tế. Các chiều hướng tác động khác nhau như vậy cũng xảy ra ở các nghiên cứu cấp địa phương, vốn có nhiều lợi thế về độ chính xác của các thước đo thể chế quản trị hơn so với cấp quốc gia, như đã trình bày ở trên. Kết quả của một số nghiên cứu ủng hộ chiều tác động từ thể chế tới tăng trưởng (Hall & Sobel, 2008; Hasan & cộng sự, 2009), một số cho thấy

chiều tác động ngược lại (Wilson, 2016), và một số chứng minh tính nội sinh của thể chế trong mối quan hệ với tăng trưởng kinh tế (Nakabashi & cộng sự, 2013).

Các nghiên cứu về thể chế ở Việt Nam trong những năm gần đây hầu như đều khẳng định thể chế yếu kém là rào cản của tăng trưởng kinh tế hoặc các nguồn có thể dẫn tới tăng trưởng. Theo tổng hợp của Lê Quang Cảnh & Đỗ Tuyết Nhung (2018), đa phần các nghiên cứu này mang tính chuyên gia tư vấn và chưa có kiểm chứng thực nghiệm cho bối cảnh Việt Nam, hoặc mới nhìn nhận vấn đề thể chế trên những góc độ riêng lẻ, thiếu tính tổng hợp, hoặc chỉ nghiên cứu một kênh truyền dẫn ảnh hưởng của thể chế đến sự tăng trưởng của nền kinh tế như năng suất lao động, hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp. Công trình của Lê Quang Cảnh & Đỗ Tuyết Nhung (2018) có thể coi là nghiên cứu tiên phong về ảnh hưởng trực tiếp của thể chế quản trị tới tăng trưởng kinh tế. Tuy nhiên, nghiên cứu này còn một số hạn chế như: chưa kiểm định rõ ràng mối quan hệ nhân quả giữa thể chế và tăng trưởng, chưa phân tích đầy đủ tác động tổng thể cũng như của từng khía cạnh thể chế quản trị tới tăng trưởng kinh tế, đồng thời phương pháp đánh giá tác động của thể chế đến tăng trưởng kinh tế trong nghiên cứu này dường như chưa thật sự kiểm soát vấn đề nội sinh của các yếu tố thể chế.

Như nhận định của Nakabashi & cộng sự (2013), nghiên cứu sử dụng cơ sở dữ liệu cấp địa phương liên quan đến mối quan hệ giữa thể chế quản trị và tăng trưởng kinh tế mới chỉ ở những bước đầu. Một nghiên cứu tiếp theo trong lĩnh vực này, sử dụng những thước đo và phương pháp mới, có thể cung cấp thêm bằng chứng thực nghiệm về mối quan hệ giữa thể chế quản trị và tăng trưởng kinh tế địa phương tại một quốc gia đang phát triển và trong thời kỳ chuyển đổi, cũng như đóng góp những gợi ý chính sách liên quan đến thể chế và tăng trưởng kinh tế trong thực tiễn Việt Nam.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Phương pháp kiểm định mối quan hệ nhân quả giữa thể chế quản trị và tăng trưởng kinh tế

Theo cách tiếp cận của Wilson (2016), các kiểm định quan hệ nhân quả Granger dạng mảng không đồng nhất sẽ được sử dụng. Trước khi tiến hành kiểm định Granger, chúng ta cần tiến hành hai kiểm định ban đầu để xác định dạng mô hình, bao gồm kiểm định tính dừng và kiểm định đồng tích hợp đối với các biến thu nhập và thể chế. Sau đó, hai giả thuyết cần được kiểm định là (H1) Sự cải thiện chất lượng thể chế quản trị tác động đến tăng trưởng kinh tế; và (H2) Tăng trưởng kinh tế được nâng cao sẽ dẫn đến việc cải thiện chất lượng thể chế quản trị. Các kiểm định nhân quả Granger được thực hiện cho từng đơn vị không gian một cách độc lập và xây dựng các thống kê kiểm định dựa trên mức trung bình của các thống kê kết quả Wald. Đối với mỗi giả thuyết, chúng ta có hai báo cáo thống kê kiểm định do Dumitrescu & Hurlin (2012) xây dựng. Cần lưu ý rằng, do kiểm định Granger yêu cầu chuỗi thời gian đủ dài, nên chúng ta chỉ có thể sử dụng các chỉ số thành phần của PCI để kiểm định mối quan hệ nhân quả giữa thể chế quản trị và tăng trưởng kinh tế địa phương cấp tỉnh tại Việt Nam. Điều này có thể chấp nhận được do 2 chỉ số thành phần của PGI được Đỗ Tuyết Nhung & Lê Quang Cảnh (2020) xây dựng theo phương pháp phân tích nhân tố bao hàm 8 chỉ số thành phần của PCI.

Bên cạnh kiểm định Granger, chúng ta cũng có thể tiến hành thủ tục kiểm định tính nội sinh Durbin-Wu-Hausman để khẳng định kết luận về mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và thể chế quản trị. Những kiểm định này dựa trên thực tiễn nhiều nghiên cứu sử dụng hồi quy biến công cụ (IV) đều cần kiểm định Durbin-Wu-Hausman, nhằm kiểm tra sự hiện diện của biến nội sinh bằng cách so sánh ước lượng bình phương nhỏ nhất (OLS) của các tham số cấu trúc trong hồi quy IV với bình phương tối thiểu hai giai đoạn (TSLS). Theo Davidson & MacKinnon (1993), kiểm định Durbin-Wu-Hausman thường được sử dụng để quyết định có nên sử dụng phân tích IV thay cho với phân tích OLS tiêu chuẩn hay không, bởi phân tích IV sẽ có độ lệch thấp hơn khi thực sự tồn tại biến nội sinh trong hồi quy IV.

3.2. Mô hình ước lượng

Xuất phát từ mô hình của Nakabashi & cộng sự (2013), bổ sung nhóm biến kiểm soát là các tham số cơ cấu đặc thù của nền kinh tế chuyển đổi và mức chi tiêu ngân sách của các tỉnh, chúng ta có hàm sản xuất Cobb-Douglass tuyến tính mở rộng đã lấy logarit hai vế như sau:

$$ln\ YL_{it} = \alpha_i + \beta_K ln\ KL_{it} + \beta_G ln\ GL_{it} + \delta ln\ P_{it} + \gamma Z_{it} + u_{it}$$

Trong đó:

YL là GRDP (tổng sản phẩm trên địa bàn tỉnh) bình quân lao động hiệu quả

KL là mức vốn vật chất bình quân lao động hiệu quả

GL là mức chi tiêu chính phủ bình quân lao động hiệu quả

P là một vectơ các chỉ số chất lượng thể chế quản trị địa phương cấp tỉnh.

Z là một vectơ các biến tham số cơ cấu đặc thù của nền kinh tế chuyển đổi, bao gồm: *OPE* là độ mở của nền kinh tế, *AGR* là tỷ trọng của ngành nông nghiệp trong nền kinh tế, *GOV* là tỷ trọng của chi tiêu chính phủ trên GRDP.

Tất cả các biến đều thay đổi theo tỉnh (*i*) và theo năm (*t*).

Trong mô hình này, do hạn chế về thước đo vốn con người cho các tỉnh Việt Nam trong giai đoạn 2011-2018, biến lao động hiệu quả được sử dụng để thay thế cho cả số lao động và mức vốn con người trong mô hình gốc của Nakabashi & cộng sự (2013). Các tham số cơ cấu đặc thù của nền kinh tế chuyển đổi khá quan trọng đối với tăng trưởng trong ngắn hạn (Trần Thọ Đạt & Đỗ Tuyết Nhung, 2008). Ngoài ra, biến mức chi tiêu chính phủ bình quân lao động hiệu quả được đưa vào để kiểm soát tốt hơn các hiệu ứng tăng trưởng trong ngắn hạn, đặc biệt ở nền kinh tế có quy mô nhỏ và còn phụ thuộc lớn vào khu vực công như Việt Nam (Lê Quang Cảnh & Đỗ Tuyết Nhung, 2018).

Tùy theo chiều hướng quan hệ giữa chất lượng thể chế quản trị và tăng trưởng kinh tế, chúng ta sẽ sử dụng các phương pháp ước lượng phù hợp với dữ liệu mảng của 63 tỉnh Việt Nam giai đoạn 2011-2018 để tìm được các hệ số δ tương ứng từng chỉ số thể chế quản trị.

3.3. Biến số và nguồn số liệu

Tăng trưởng kinh tế thường được hiểu là mức tăng thu nhập thực tế của một quốc gia. Trong nghiên cứu này, biến *Y* được xây dựng trên chuỗi số liệu GRDP theo giá so sánh 2010 của 63 tỉnh trong giai đoạn nghiên cứu, với nguồn số liệu từ Niên giám thống kê của 63 Cục Thống kê trên toàn quốc, đơn vị tính là triệu VND.

Chất lượng thể chế quản trị được đo bằng chuỗi số liệu PGI đã được Đỗ Tuyết Nhung & Lê Quang Cảnh (2020) xây dựng theo thang điểm 10, gồm các chỉ số thành phần sau: *DEM* là dân chủ, gồm các khía cạnh tham gia của người dân, minh bạch và trách nhiệm giải trình của chính quyền địa phương; *COR* là kiểm soát tham nhũng của chính quyền địa phương; *SER* là hiệu quả của chính quyền địa phương trong việc cung ứng dịch vụ công; *POL* là chất lượng chính sách của chính quyền địa phương; *PUB* là hiệu quả của chính quyền trong việc giải quyết thủ tục hành chính công.

Vốn vật chất được xây dựng theo phương pháp của Trần Thọ Đạt & Đỗ Tuyết Nhung (2008) dựa trên GRDP thời kỳ đầu và số liệu đầu tư thực tế qua các năm. Cụ thể là, nghiên cứu này sử dụng GRDP 1995 cho việc tính mức *K* ban đầu (K_0). Từ K_0 và lượng đầu tư thực tế hàng năm của các tỉnh/thành phố, chúng ta có thể tính mức vốn vật chất cho mỗi địa phương theo thời gian, dựa trên công thức:

$$K_t = (1-\delta)\, K_{t-1+\lambda It,}$$

trong đó: δ = 5% = tỷ lệ khấu hao, λ = 95% = mức độ hình thành vốn vật chất từ đầu tư, tương đương với mức độ hao hụt đầu tư là 5%; *It* = đầu tư thực tế. *I* là giá trị đầu tư xã hội của các tỉnh Việt Nam trong giai đoạn 1996-2018, được quy về giá so sánh 2010, do 63 Cục Thống kê các tỉnh Việt Nam công bố, đơn vị tính là triệu VND.

Số lao động hiệu quả: Bên cạnh yếu tố số lượng lao động, các nghiên cứu từ lâu đã chứng minh tầm quan trọng của vốn con người trong các mô hình tăng trưởng kinh tế. Do giới hạn về số liệu cấp tỉnh giai đoạn 2011-2018, nghiên cứu này sử dụng tỷ lệ lao động đã qua đào tạo đang làm việc trong nền kinh tế làm đại diện cho yếu tố vốn con người. Trên cơ sở ý tưởng thước đo vốn con người dựa trên thu nhập của Mulligan & Sala-i-Martin (1997) và Trần Thọ Đạt & Đỗ Tuyết Nhung (2008), tổng số lao động hiệu quả của mỗi tỉnh được tính theo công thức sau:

$$HL_{it} = L_{it}(1 - H_{it}) + \frac{W_{trained}}{W_{untrained}} L_{it} H_{it}$$

trong đó : *HL* là số lao động hiệu quả, *H* là tỷ lệ lao động đã qua đào tạo, *L* là số lao động đang làm việc trong nền kinh tế, $W_{trained}$ là thu nhập bình quân của một người lao động đã qua đào tạo và $W_{untrained}$ là thu nhập

Bảng 1 : Thống kê mô tả các biến số

Biến	Số quan sát	Mean	Std. Dev.	Min	Max
YL	567	53999	59403	13330	581523
KL	504	149863	97873	38451	642695
GL	504	19149	8100	5491	55382
OPE	504	0,101	0,148	0,000	0,683
GOV	504	0,374	0,230	0,035	1,376
AGR	504	0,234	0,124	0,006	0,583
DEM	500	5,063	1,715	1,000	10,000
COR	500	5,765	1,630	1,000	10,000
SER	500	6,663	1,289	1,000	10,000
POL	500	4,553	1,461	1,000	10,000
PUB	500	6,576	1,447	1,000	10,000
PGI	500	5,654	0,703	3,094	7,681

Ghi chú: Số liệu YL được lấy thêm biến trễ nên có tổng số quan sát là 567. Do thiếu dữ liệu PAPI của một số địa phương các năm 2014 và 2018, chuỗi các chỉ số thể chế quản trị chỉ gồm 500 quan sát.

bình quân của một người lao động chưa qua đào tạo. *L* và *H* được thu thập trực tiếp từ Niên giám thống kê các tỉnh Việt Nam trong giai đoạn nghiên cứu, *W* được tính từ thu nhập của hộ gia đình dựa trên số liệu điều tra mức sống hộ gia đình.

Các biến số kinh tế vĩ mô khác được lấy từ Niên giám thống kê 63 tỉnh trong giai đoạn nghiên cứu, bao gồm : *G* là tổng chi tiêu ngân sách của chính quyền địa phương hàng năm, đơn vị tính là triệu VND. *OPE* được đo bằng tỷ trọng của khu vực có vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài trong GRDP của địa phương. *GOV* được đo bằng tỷ trọng chi tiêu ngân sách của chính quyền địa phương trên GRDP. *ARG* được đo bằng tỷ trọng của nhóm ngành nông, lâm nghiệp và thủy sản trong GRDP.

4. Kết quả và Thảo luận

4.1. Thống kê mô tả

Với cách tiếp cận số liệu mảng, trong đó gộp số liệu chéo của 63 tỉnh và chuỗi thời gian qua 8 năm, chúng ta có được 504 quan sát, đảm bảo cho các phân tích kinh tế lượng.

4.2. Tương quan giữa mức thu nhập và các biến thể chế

Như thể hiện trong Hình 1, trong khi đường xu thế của PGI và chỉ số dịch vụ công cho thấy khá rõ mối quan hệ tuyến tính thuận chiều giữa mức thu nhập và thể chế, thì dường như mối quan hệ giữa thu nhập và các chỉ số thể chế còn lại là phi tuyến. Riêng với chỉ số thủ tục hành chính công, mối quan hệ này không rõ ràng.

4.3. Kiểm định mối quan hệ nhân quả

4.3.1. Kiểm định Granger

Theo phương pháp nghiên cứu được mô tả tại mục 3, các chuỗi GRDP và 8 chỉ số thành phần của PCI trong giai đoạn 2006-2018 được sử dụng cho kiểm định này. Kết quả cho thấy: (1) Các kiểm định tính dừng và đồng tích hợp đều đạt kết quả tốt; (2) Nhìn chung, *Y* (GRDP) và các chỉ số PCI có mối tác động qua lại lẫn nhau khi mô hình kiểm định lấy biến trễ 1 đến 2 kỳ, thể hiện qua bảng 2.

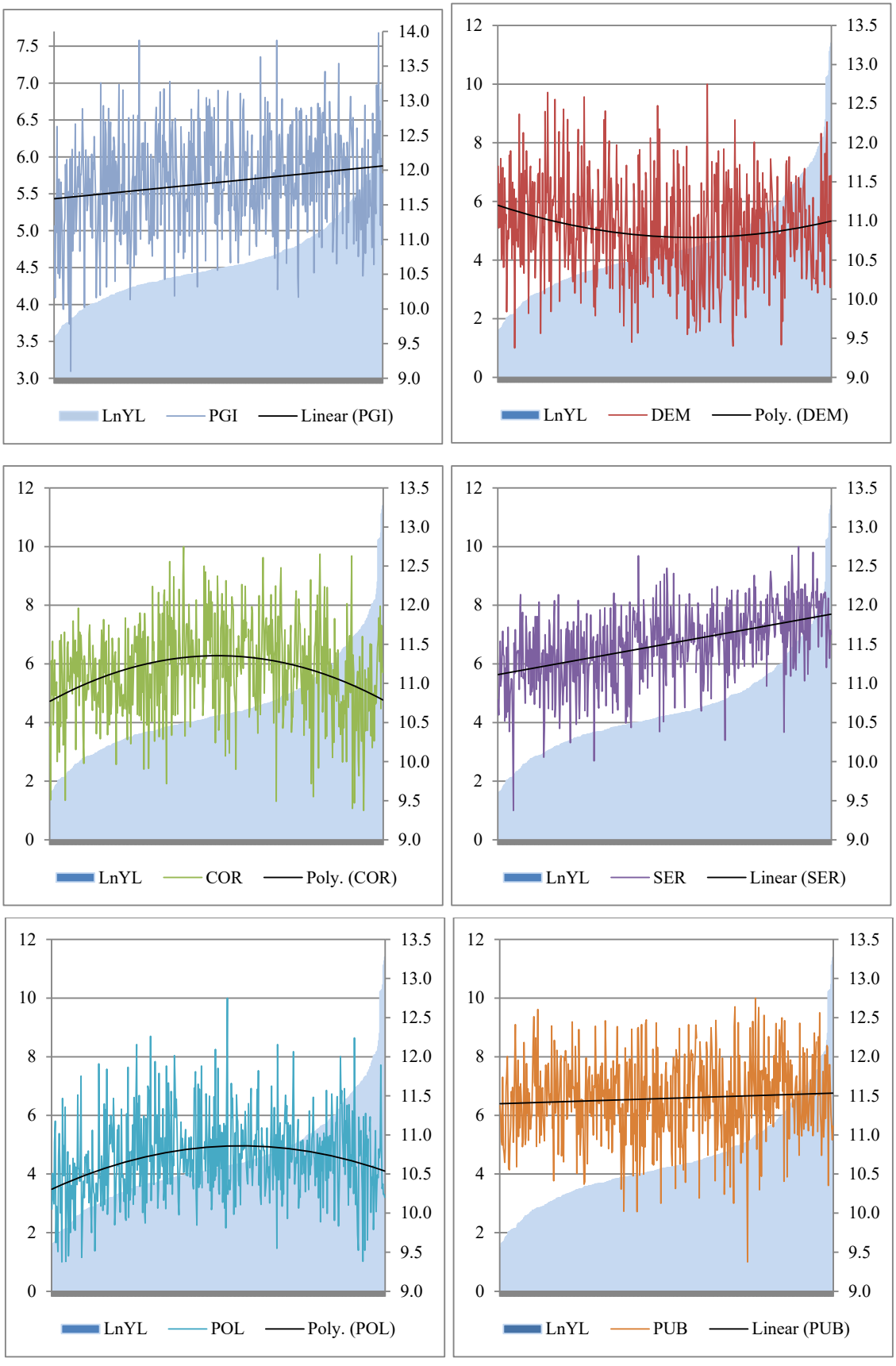
4.3.2. Kiểm định Durbin-Wu-Hausman

Kiểm định Durbin-Wu-Hausman theo thủ tục do Davidson & MacKinnon (1993) đề xuất cũng cho kết luận về tính nội sinh của các biến thể chế quản trị trong mô hình nghiên cứu.

4.4. Kết quả hồi quy

Với kết luận khá chắc chắn về tính nội sinh của các biến thể chế ở phần trước, thay vì sử dụng phương pháp của Lê Quang Cảnh & Đỗ Tuyết Nhung (2018) là hồi quy GMM cho mô hình số liệu mảng động hai giai đoạn với biến công cụ là biến trễ của biến phụ thuộc và sai phân của các biến độc lập, bài viết này sử

Hình 1: Mức thu nhập và chỉ số thể chế quản trị của các tỉnh Việt Nam giai đoạn 2011-2018



Bảng 2: Kết quả kiểm định quan hệ nhân quả giữa GRDP và các chỉ số PCI

	Z-bar	Z-bar tilde	Kết luận	Độ trễ
lnPCI2 → lnY	1,5584	- 0,9277	Không có tác động	2
lnY → lnPCI2	11,4481***	2,8789***	Có tác động	2
lnPCI3 → lnY	4,3314***	0,1396	Có tác động	2
lnY → lnPCI3	17,234***	9,6109***	Có tác động	1
lnPCI4 → lnY	5,9307***	2,6607***	Có tác động	1
lnY → lnPCI4	13,0162***	7,0175***	Có tác động	1
lnPCI5 → lnY	10,5827***	5,5211***	Có tác động	1
lnY → lnPCI5	9,1614***	4,6472***	Có tác động	1
lnPCI7 → lnY	6,1887***	0,8545	Có tác động	2
lnY → lnPCI7	10,8159***	5,6645***	Có tác động	1
lnPCI8 → lnY	6,1972***	2,8246***	Có tác động	1
lnY → lnPCI8	15,9074***	8,7952***	Có tác động	1
lnPCI9 → lnY	9,7875***	5,0322***	Có tác động	1
lnY → lnPCI9	29,3593***	17,0667***	Có tác động	1
lnPCI10 → lnY	4,5567***	0,2263	Có tác động	2
lnY → lnPCI10	18,9669***	10,6765***	Có tác động	1

Nguồn: Tính toán của tác giả

Ghi chú:

- ** p-value<0,10, ** p-value <0,05, *** p-value <0,01*
- *Bảng 2 chỉ gồm các chỉ số thành phần của PCI được đưa vào chỉ số thể chế quản trị cấp tỉnh (PGI) trong nghiên cứu của Đỗ Tuyết Nhung & Lê Quang Cảnh (2020).*

dụng phương pháp GMM có khai báo biến nội sinh của Arellano & Bond (1991), khi đó biến công cụ là biến trễ của biến phụ thuộc và các biến thể chế, cùng với sai phân của các biến độc lập còn lại. Phương pháp ước lượng này giúp kiểm soát tốt hơn vấn đề nội sinh, đồng thời cũng rất thích hợp với các nghiên cứu có số đơn vị thời gian nhỏ hơn số đơn vị không gian nhiều lần.

Kết quả tại Bảng 4 cho thấy phương pháp hồi quy GMM với biến nội sinh là phù hợp, các biến kinh tế vĩ mô đều có ý nghĩa thống kê và dấu của hệ số đều đúng theo lý thuyết về tăng trưởng. Tuy nhiên, với các biến thể chế, theo mô hình gốc (1), hệ số của dịch vụ công mang dấu âm, trong khi hệ số của dân chủ và thủ tục hành chính công không có ý nghĩa thống kê.

Hình 1 đã dự báo trước việc biến *PUB* không mấy tác động đến tăng trưởng kinh tế. Theo Đỗ Tuyết Nhung & Lê Quang Cảnh (2020), thủ tục hành chính công và dịch vụ công đều là các biến đại diện cho khía cạnh hiệu quả của chính quyền địa phương. Những nhận định này có thể cho phép chúng ta rút *PUB* ra khỏi mô hình nghiên cứu mà vẫn đảm bảo tương đối đầy đủ các khía cạnh thể chế. Ngoài ra, hệ số âm của *DEM* và *SER* ở mô hình (1) gợi ý về mối quan hệ phi tuyến giữa các biến thể chế này với tăng trưởng kinh tế. Cuối cùng, xét đặc điểm chỉ số dân chủ rất thấp ở vùng Đồng bằng sông Cửu Long, nơi có tỷ trọng nông nghiệp cao nhất cả nước, chúng ta rút *AGR* khỏi mô hình để giảm độ tương quan giữa biến thể chế và biến tham số cơ cấu kinh tế.

Kết quả mô hình (2) cho thấy, trừ các hệ số của *DEM* và *COR* có ý nghĩa thống kê ở mức 10%, tất cả các hệ số còn lại đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Nghiên cứu tiến hành thêm một kiểm định cần thiết nhằm khẳng định độ tin cậy của mô hình (2). Dữ liệu thu được từ ma trận hệ số tương quan Pearson và nhân tố phóng đại phương sai (VIF) cho thấy không có hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến độc lập trong mô hình ước lượng.

Cuối cùng, ở mô hình (3), 4 chỉ số thành phần được thay bằng chỉ số PGI đã được xây dựng trong nghiên cứu của Đỗ Tuyết Nhung & Lê Quang Cảnh (2020). Kết quả cho thấy, dù có khía cạnh thủ tục hành chính công bao hàm trong PGI, và bốn khía cạnh thể chế còn lại có tác động khác nhau tới ln*YL*, nhưng xét tổng thể PGI có tác động tích cực và có ý nghĩa thống kê đến tăng trưởng kinh tế các tỉnh Việt Nam.

4.5. Thảo luận về kết quả hồi quy

4.5.1. Tác động của thể chế quản trị đến tăng trưởng kinh tế

Kết quả mô hình (3) cho thấy ảnh hưởng của thể chế đến tăng trưởng kinh tế phù hợp với lý thuyết và nhiều kết quả nghiên cứu thực nghiệm. Trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, xét về thời gian, khi chỉ số thể chế quản trị được cải thiện thì kinh tế tăng trưởng tốt hơn. Mức độ ảnh hưởng của thể chế rõ ràng không lớn như các biến số kinh tế vĩ mô, nhưng vẫn đáng ghi nhận ở các địa phương có chỉ số thể chế quản trị thấp. Nghiên cứu của Đỗ Tuyết Nhung & Lê Quang Cảnh (2020) cho thấy, chỉ số thể chế quản trị trung bình của đa số các tỉnh Việt Nam dao động trong khoảng 5-6 điểm, do vậy khi PGI tăng thêm 1 điểm thì chúng ta có thể dự báo thu nhập của các địa phương tăng thêm 1-1,2%.

4.5.2. Ảnh hưởng của kiểm soát tham nhũng và chất lượng chính sách đến tăng trưởng kinh tế

Tương tự như PGI, kết quả mô hình (2) cho thấy kiểm soát tham nhũng và chất lượng chính sách đều tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế. Trong điều kiện các nhân tố khác không đổi, việc nâng cao kiểm soát tham nhũng và chất lượng chính sách sẽ giúp thúc đẩy kinh tế của một địa phương tăng trưởng. So với kết luận rút ra một cách trực quan từ Hình 1 (thể hiện hai biến này có quan hệ phi tuyến theo hình chữ U ngược với tăng trưởng kinh tế), rõ ràng việc kiểm soát yếu tố nội sinh mang lại các kết quả tốt hơn và phù hợp với lý thuyết kinh tế học thể chế. Các hệ số thu được từ Bảng 4 hàm ý: sự gia tăng 10% của chỉ số kiểm soát tham nhũng hay chất lượng chính sách sẽ giúp GRDP bình quân lao động hiệu quả của một tỉnh tăng thêm 0,21-0,26%.

4.5.3. Ảnh hưởng của dân chủ và dịch vụ công đến tăng trưởng kinh tế

Hai biến đáng xem xét là dân chủ và dịch vụ công bởi mối quan hệ phi tuyến với mức thu nhập bình quân lao động hiệu quả. Mô hình (2) cho thấy *DEM* và *SER* có hệ số âm, còn *DEM* bình phương và *SER* bình phương có hệ số dương, nghĩa là tác động của dân chủ và dịch vụ công tới tăng trưởng kinh tế các tỉnh tuân theo hình chữ U. Một lần nữa, khi so sánh với Hình 1, kết quả với biến dân chủ khá tương đồng trong khi biến dịch vụ công đã có sự chuyển biến từ quan hệ tuyến tính thành phi tuyến, đây chính là sự khác biệt khi chúng ta kiểm soát yếu tố nội sinh trong mô hình nghiên cứu.

Trong giai đoạn đầu, mức độ thấp của dân chủ (chính quyền địa phương chuyên quyền, sự minh bạch và giải trình chưa được đảm bảo) và dịch vụ công (mức độ hỗ trợ doanh nghiệp, dịch vụ cung cấp thông tin cho doanh nghiệp và thiết chế pháp lý chưa tốt) lại kích thích cho tăng trưởng. Tuy nhiên, sau khi vượt qua một ngưỡng nhất định, tăng trưởng kinh tế lại được thúc đẩy nhờ việc tăng cường dân chủ và thúc đẩy chất lượng dịch vụ công. Điều này hàm ý, việc duy trì tốc độ tăng trưởng kinh tế địa phương trong dài hạn cuối cùng vẫn phải dựa trên các yếu tố "thể chế tốt", bao hàm cả các khía cạnh dân chủ và dịch vụ công. Cũng cần lưu ý rằng, sau khi vượt qua ngưỡng (điểm đáy của chữ U), thì ở mức điểm chỉ số càng cao, sự tác động của việc nâng cao chất lượng thể chế đối với mức thu nhập càng lớn.

Nhìn một cách trực quan hơn, trong điều kiện các nhân tố khác không thay đổi, chúng ta có thể tính được điểm đáy của chữ U là ở mức chỉ số dân chủ khoảng 4,4 điểm và mức chỉ số dịch vụ công khoảng 5,8 điểm. Tính trung bình trong giai đoạn 2011-2018, mức điểm dân chủ bình quân của cả nước vào khoảng 5,1 (chỉ 18 tỉnh có điểm dân chủ dưới 4,4). Đồng thời, mức điểm dịch vụ công bình quân của cả nước là 6,7 (chỉ 5 địa

Bảng 3: Kết quả kiểm định tính nội sinh của các chỉ số PGI

	F-test	Kết luận
DEM	1338,2420***	Nội sinh
COR	788,1000***	Nội sinh
SER	1432,6140***	Nội sinh
POL	1607,3500***	Nội sinh
PUB	2568,7850***	Nội sinh
PGI	2104,5700***	Nội sinh

*Ghi chú: * p-value<0,10, ** p-value <0,05, *** p-value <0,01.*

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Bảng 4: Ảnh hưởng của thể chế tới tăng trưởng kinh tế

	Mô hình (1)	Mô hình (2)	Mô hình (3)
Biến trễ của LnYL	0,1810***	0,1420***	0,0711**
lnKL	0,4240***	0,3910***	0,5220***
lnGL	0,2520***	0,3000***	0,2080***
GOV	- 0,4830***	- 0,6880***	- 0,4090***
AGR	- 0,3220**		
OPE	0,3800***	0,3890***	0,5480***
lnDEM	- 0,0038	- 0,0500*	
lnDEM bình phương		0,0168*	
lnCOR	0,0171*	0,0207*	
lnSER	- 0,0406**	- 0,4120***	
lnSER bình phương		0,1170***	
lnPOL	0,0345***	0,0260***	
lnPUB	- 0,0200		
lnPGI			0,0609***
Hệ số chặn	1,6190***	2,2470***	1,7970***
Số quan sát điều chỉnh	435	435	435

*Ghi chú: * p-value<0.10, ** p-value <0.05, *** p-value <0.01*
Nguồn: Tính toán của tác giả.

phương có điểm dân chủ dưới 5,8). Với các ngưỡng đáy của chữ U như vậy, có thể kết luận về sự tác động tích cực của khía cạnh thể chế này đối với tăng trưởng kinh tế địa phương nói chung tại Việt Nam.

Theo Đỗ Tuyết Nhung & Lê Quang Cảnh (2020), đa số các tỉnh Việt Nam có chỉ số dân chủ dao động trong khoảng 3,2-6,3 điểm, còn chỉ số dịch vụ công chủ yếu biến thiên trong khoảng 5,9-7,5 điểm. Trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, chúng ta có thể tính được sự gia tăng 10% của chỉ số dân chủ có thể làm GRDP bình quân lao động hiệu quả của các tỉnh thay đổi từ chỗ giảm 0,09% lên tới tăng 0,13%; chỉ số dịch vụ công tăng 10% có thể nâng mức thu nhập bình quân lao động hiệu quả của các địa phương lên tới 0,14-0,68%.

5. Kết luận và khuyến nghị

Dựa trên các kết quả ước lượng và kiểm định, có thể rút ra những kết luận sau đây:

Trước hết, có thể chứng thực rằng thể chế quản trị có mối quan hệ nhân quả với mức thu nhập bình quân lao động hiệu quả. Hay nói cách khác, thể chế quản trị là biến nội sinh trong một mô hình tăng trưởng.

Thứ hai, dựa trên phương ước lượng GMM số liệu mảng động có khai báo biến nội sinh của Arellano & Bond (1991), nghiên cứu này chứng minh thể chế quản trị đóng góp tích cực vào tăng trưởng kinh tế của các tỉnh, thành phố trong dài hạn.

Thứ ba, tác động của thể chế quản trị tới mức thu nhập bình quân lao động hiệu quả khác nhau theo từng khía cạnh thể chế, cụ thể là kiểm soát tham nhũng và chất lượng chính sách có quan hệ tuyến tính thuận chiều với mức thu nhập, trong khi dân chủ và chính sách công có quan hệ hình chữ U, nhưng điểm đáy của chữ U thấp hơn hẳn so với mức điểm trung bình của các tỉnh. Chỉ duy nhất khía cạnh thủ tục hành chính công không tác động tới tăng trưởng kinh tế các địa phương.

Từ những kết luận trên đây, chúng ta có thể rút ra một số hàm ý chính sách như sau:

Một là, cải thiện thể chế quản trị trên tất cả các khía cạnh là cách thức khả thi để thúc đẩy tăng trưởng và phát triển kinh tế Việt Nam trong dài hạn. Những kết quả nêu trên đã khẳng định vai trò của thể chế quản trị đối với tăng trưởng kinh tế của các tỉnh Việt Nam. Hơn thế, do mối quan hệ nhân quả giữa hai biến số này mà chúng ta càng kỳ vọng về một quá trình tương tác qua lại và ảnh hưởng tích cực lẫn nhau giữa thể

chế quản trị và tăng trưởng kinh tế. Như đã chỉ ra trong nghiên cứu của Đỗ Tuyết Nhung & Lê Quang Cảnh (2020), trong 5 chỉ số thành phần của thể chế quản trị địa phương, dân chủ (bao gồm sự tham gia của người dân, minh bạch và trách nhiệm giải trình của chính quyền địa phương) và chất lượng chính sách là hai vấn đề đáng quan ngại nhất của thể chế quản trị địa phương ở Việt Nam hiện nay. Bên cạnh đó, hiệu quả kiểm soát tham nhũng dường như còn nhiều hạn chế, vẫn cần những hành động tích cực hơn ở các cấp chính quyền. Chất lượng cung ứng các dịch vụ công có thể được coi là khía cạnh thể chế quản trị thành công nhất hiện nay ở Việt Nam, nhưng mức điểm thấp ở Đồng bằng sông Cửu Long và vùng Trung du và miền núi phía Bắc vẫn cho thấy các địa phương ở khu vực này còn nhiều việc cần làm để cải thiện thể chế quản trị và từ đó gia tăng thu nhập.

Hai là, để đảm bảo sự phát triển toàn diện, các địa phương có thể chú trọng đến các khía cạnh kinh tế của thể chế quản trị, nhưng vẫn nên đảm bảo các khía cạnh xã hội của thể chế quản trị. Do các mối quan hệ phức tạp của từng khía cạnh thể chế đến tăng trưởng (tuyến tính hoặc phi tuyến), chúng ta khó đánh giá khía cạnh nào là quan trọng nhất với tăng trưởng kinh tế hiện nay ở từng địa phương cụ thể. Nhưng xét tổng thể, tác động của dịch vụ công đối với tăng trưởng kinh tế được coi là lớn nhất, sau đó lần lượt là chất lượng chính sách, kiểm soát tham nhũng và cuối cùng là dân chủ. Như vậy, để thúc đẩy tăng trưởng, trong giai đoạn này, dường như các địa phương trước hết nên ưu tiên vào các khía cạnh thể chế có thể ảnh hưởng trực tiếp đến kinh tế (dịch vụ công, chất lượng chính sách và kiểm soát tham nhũng), sau đó mới dành nguồn lực để cải thiện sự tham gia của người dân, minh bạch và trách nhiệm giải trình của chính quyền. Tuy nhiên, bộ chỉ số thể chế quản trị do Đỗ Tuyết Nhung & Lê Quang Cảnh (2020) xây dựng đã bỏ qua khía cạnh ổn định chính trị của thể chế quản trị. Trong khi đó, dân chủ là một vấn đề tương đối nhạy cảm, có thể ảnh hưởng đến sự ổn định chính trị, từ đó tác động xấu tới tăng trưởng kinh tế. Nói cách khác, nghiên cứu này có thể đã làm giảm tầm quan trọng của yếu tố dân chủ tới sự phát triển kinh tế của các tỉnh Việt Nam.

Tài liệu tham khảo

Acemoglu, D., Johnson, S. & Robinson, J. A. (2001), 'The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation', *The American Economic Review*, 91(5), 1369-1401.

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.

Asghar, N., Qureshi, S. & Nadeem, M. (2015), 'Institutional Quality and Economic Growth: Panel ARDL Analysis for Selected Developing Economies of Asia', *Journal of South Asian Studies*, 30(2), 381-404.

Davidson, R. & MacKinnon, J. G. (1993), *Estimation and inference in econometrics*, OUP Catalogue, Oxford University Press.

Dixit, A. K. (2003), 'Trade expansion and contract enforcement', *Journal of Political Economy*, 111, 1293-1317.

Đỗ Tuyết Nhung & Lê Quang Cảnh (2020), 'Thước đo chất lượng thể chế quản trị địa phương cấp tỉnh Việt Nam', Tạp chí Kinh tế và Phát triển, 278, 11-22.

Dumitrescu, E. I. & Hurlin, C. (2012), 'Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels', *Economic Modelling*, 29, 1450-1460.

Hall, J. C. & Sobel, R. S. (2008), 'Institutions, Entrepreneurship, and Regional Differences in Economic Growth', *Southern Journal of Entrepreneurship*, 1(1), 69-96.

Hasan, I., Wachtel, P. & Zhou, M. (2009), 'Institutional development, financial deepening and economic growth: Evidence from China', *Journal of Banking and Finance*, 33(1), 157-170.

Kaufmann, D. (2005), '10 Myths about Governance and Corruption', *Finance and Development*, 42(3), 41-43, Retrieved from: < http://www1.worldbank.org/publicsector/anticorrupt/feb06course/10_myths__english.pdf>.

Kaufmann, D. & Kraay, A. (2003), *Growth without governance*, World Bank, Washington, DC.

Kurtz, M. J. & Schrank, A. (2007), 'Growth and governance: Models, measures, and mechanisms', *Journal of Politics*, 69, 538-554.

Lê Quang Cảnh & Đỗ Tuyết Nhung (2018), 'Ảnh hưởng của thể chế quản trị địa phương tới tăng trưởng kinh tế cấp

tỉnh ở Việt Nam', *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 29(9), 05-18.

Mulligan, C. & Sala-i-Martin, X. (1997), 'A Labor Income Based Measure of Human Capital', *Japan and the World Economy*, 9, 159-191.

Nakabashi, L., Gonçalves Pereira, A. E. & Sachsida, A. (2013), 'Institutions and growth: a developing country case study', *Journal of Economic Studies*, 40(5), 614-634.

North, D. (1990), *Institutions, Institutional Change, and Economic Performance*, Cambridge University Press, Cambridge.

Rodrik, D., Subramanian, A. & Trebbi, F. (2004), 'Institutions rule: the primacy of institutions over geography and integration in economic development', *Journal of Economic Growth*, 9(2), 131-165.

Sihag, B. S. (2007), 'Empirical studies on institutions, governance and economic growth: A review', *Humanomics*, 23(4), 204-220.

Trần Thọ Đạt & Đỗ Tuyết Nhung (2008), *Vai trò của vốn con người đối với tăng trưởng các tỉnh, thành phố Việt Nam giai đoạn 2000-2004*, Nxb. Kinh tế Quốc dân, Hà Nội.

Williamson, O. E. (1998), 'Transaction Cost Economics: How It Works; Where It Is Headed', *De Economist*, 146(1), 23-58.

Wilson, R. (2016), 'Does Governance Cause Growth? Evidence from China', *World Development*, 79, 138-151.