



Tác động dài hạn của bất bình đẳng thu nhập đến tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia trên thế giới: Cách tiếp cận dữ liệu bảng

VÕ HỒNG ĐỨC^a, NGUYỄN CÔNG THẮNG^{a,*}, VÕ THẾ ANH^a

^a Trường Đại học Mở TP. Hồ Chí Minh

THÔNG TIN	TÓM TẮT
<i>Ngày nhận: 03/04/2019</i> <i>Ngày nhận lại: 29/06/2019</i> <i>Duyệt đăng: 02/07/2019</i> Mã phân loại JEL: O12; O15; O47 Từ khóa: Bất bình đẳng thu nhập; Tăng trưởng kinh tế; Kiểm định đồng liên kết; Mô hình FMOLS; Mô hình DOLS. Keywords: Income inequality; Economic growth; Cointegration test; FMOLS model; DOLS model.	Mối quan hệ bất bình đẳng thu nhập - tăng trưởng kinh tế thu hút nhiều sự quan tâm của các học giả, tuy nhiên, một kết quả thống nhất vẫn chưa được chia sẻ giữa những nhà nghiên cứu trên cả phương diện nghiên cứu lý thuyết và nghiên cứu thực nghiệm do mô hình hồi quy, phương pháp ước lượng và các yếu tố khác. Tranh luận được xoay quanh phương pháp đo lường bất bình đẳng thu nhập cùng với ước lượng quan hệ dài hạn. Để giải quyết vấn đề, nghiên cứu này phân tích mối quan hệ dài hạn giữa bất bình đẳng thu nhập và tăng trưởng kinh tế dựa trên bộ dữ liệu bất bình đẳng thu nhập mới nhất của Solt (2016) cùng với kỹ thuật đồng liên kết dữ liệu bảng không cân đối. Kết quả thực nghiệm chỉ ra rằng bất bình đẳng thu nhập kìm hãm sự gia tăng thu nhập bình quân đầu người ở các quốc gia thu nhập thấp và trung bình trong khi nó gắn liền với gia tăng thu nhập bình quân đầu người ở nhóm quốc gia thu nhập cao. Kết luận này hàm ý những đóng góp quan trọng trong chính sách ở các quốc gia liên quan. Abstract The relationship between income inequality and economic growth has attracted great attention among scholars. However, a consensus conclusion has not yet reached between researchers in terms of both theoretical and empirical evidence because of the model specifications, estimation techniques, and other factors. There has been an ongoing debate about the measure of income inequality and its long-run relationship. To solve this issue, this study estimates a long-run

* Tác giả liên hệ.

Email: duc.vhong@ou.edu.vn (Võ Hồng Đức), thang.ngc@ou.edu.vn (Nguyễn Công Thắng), anh.vt@ou.edu.vn (Võ Thế Anh).

Trích dẫn bài viết: Võ Hồng Đức, Nguyễn Công Thắng, & Võ Thế Anh. (2019). Tác động dài hạn của bất bình đẳng thu nhập đến tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia trên thế giới: Cách tiếp cận dữ liệu bảng. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh châu Á*, 30(5), 05–23.

relationship between income inequality and economic growth based on the standardized updated data of income inequality constructed by Solt (2016) as well as the application of the heterogeneous panel cointegration techniques. It is found that income inequality hinders GDP per capita in low- and middle-income countries, while it increases GDP per capita in high-income countries. The empirical findings have various important policy implications for the relevant countries.

1. Giới thiệu

Mối quan hệ giữa bất bình đẳng thu nhập và tăng trưởng kinh tế thu hút nhiều sự quan tâm của các học giả, đặc biệt sau phát hiện hình chữ U ngược của Kuznets (1955). Tuy nhiên, một kết quả thống nhất vẫn chưa được chia sẻ giữa những nhà nghiên cứu, trên cả phương diện nghiên cứu lý thuyết và nghiên cứu thực nghiệm. Một mặt, trong ngắn hạn, bất bình đẳng gắn liền với tăng trưởng kinh tế (Forbes, 2000; Grijalva, 2011). Mặt khác, trong dài hạn, gia tăng bất bình đẳng thường cản trở gia tăng tốc độ tăng trưởng (Herzer & Vollmer, 2012). Trong nghiên cứu thực nghiệm, tùy thuộc vào cấu trúc dữ liệu, phương pháp nghiên cứu, mô hình hồi quy và nhiều yếu tố khác, tác động của bất bình đẳng thu nhập lên tăng trưởng kinh tế có thay đổi (Neves và cộng sự, 2016).

Trong những năm gần đây, tranh luận về quan hệ bất bình đẳng thu nhập - tăng trưởng kinh tế đặt trọng tâm vào phương pháp đo lường bất bình đẳng thu nhập. Trong nghiên cứu thực nghiệm, nhiều thước đo khác nhau được đề xuất, bao gồm: Tỷ lệ phân bổ 10%, chỉ số Gini, chỉ số EHII, và chỉ số bất bình đẳng Atkinson. Việc sử dụng các chỉ số khác nhau có thể dẫn tới những kết quả khác nhau. Trong những thước đo ở trên, tần suất số lượng nghiên cứu sử dụng chỉ số Gini lớn hơn các chỉ số còn lại bởi vì lợi thế so sánh của nó. Tuy nhiên, trong những nghiên cứu gần đây, các học giả chỉ trích đặc điểm “chất lượng cao” của chỉ số Gini (Malinen, 2012; Atkinson & Brandolini, 2001; Galbraith & Kum, 2005). Cụ thể hơn, hạn chế của chỉ số Gini, được đề xuất bởi Deininger và Squire (1996), thường gắn liền với tính chất nhất quán, chính xác, và khả năng so sánh. Kết quả là, việc sử dụng chỉ số Gini có thể dẫn tới hệ số hồi quy có thể bị ảnh hưởng nghiêm trọng (Malinen, 2012).

Với nỗ lực giải quyết tranh luận liên quan tới phương pháp đo lường, Solt (2016) xây dựng bộ dữ liệu chuẩn hoá bất bình đẳng thu nhập thế giới (SWIID) bao gồm 192 quốc gia trong giai đoạn 1960–2017. Với trọng tâm mở rộng số lượng quốc gia trong khi vẫn duy trì tính chất so sánh bất bình đẳng thu nhập, Solt (2016) lập luận rằng bộ dữ liệu là sự lựa chọn thích hợp cho các nghiên cứu dữ liệu chéo. Sử dụng điểm mạnh của bộ dữ liệu SWIID, nhiều nghiên cứu mang lại những đóng góp đáng kể về cơ sở lý thuyết cho mối quan hệ bất bình đẳng thu nhập - tăng trưởng kinh tế (Risso và cộng sự, 2013; Yang & Greaney, 2017; de Haan và cộng sự, 2018; Vo và cộng sự, 2019).

Không chỉ dừng lại ở phương pháp đo lường bất bình đẳng thu nhập, tranh luận còn quan tâm tới quan hệ bất bình đẳng thu nhập - tăng trưởng kinh tế trong dài hạn. Ví dụ, với phương pháp tiếp cận mà ở đó giá trị của biến phụ thuộc (tăng trưởng kinh tế) là trung bình cộng trong khoảng thời gian cho trước và giá trị của biến độc lập (bất bình đẳng thu nhập) là giá trị quan sát cuối cùng của thời điểm trước đó, Grijalva (2011) tìm thấy tác động âm của bất bình đẳng thu nhập lên tăng trưởng kinh tế. Mặc dù phương pháp có thể giảm thiểu hiện tượng nội sinh, nó cũng đi cùng với sự giảm bậc tự do.

Nghiên cứu này đóng góp vào cơ sở lý thuyết mối quan hệ bất bình đẳng thu nhập - tăng trưởng kinh tế theo hai cách: (1) Thứ nhất, nghiên cứu sử dụng bộ dữ liệu mới nhất, được cập nhật nhất của SWIID và Ngân hàng Thế giới đối với bất bình đẳng thu nhập và tăng trưởng kinh tế, do vậy, số lượng quốc gia và thời gian quan sát được tối đa hoá; (2) thứ hai, nghiên cứu cung cấp những hàm ý chính sách liên quan dựa trên cơ sở kết quả nghiên cứu.

Cấu trúc của bài nghiên cứu được sắp xếp như sau: Phần 1 là giới thiệu chung về nghiên cứu; phần 2 đề cập cơ sở lý thuyết liên quan; theo sau là phần 3, phương pháp nghiên cứu; kết quả nghiên cứu thực nghiệm được trình bày trong phần 4; cuối cùng, kết luận và hàm ý chính sách được đề cập trong phần 5.

2. Cơ sở lý thuyết

Nghiên cứu thực nghiệm về quan hệ bất bình đẳng thu nhập - tăng trưởng kinh tế được khởi xướng từ giả thuyết hình chữ U ngược của Kuznets (1955). Theo đó, trong giai đoạn đầu của quá trình tăng trưởng, thu nhập bình quân đầu người và phân phối thu nhập là hai mặt của một sự đánh đổi hay gia tăng thu nhập bình quân đầu người gắn liền với bất bình đẳng thu nhập giữa các thành viên trong xã hội. Kuznets (1955) còn nhấn mạnh quá trình tiếp tục diễn ra cho tới khi quan hệ bất bình đẳng thu nhập - tăng trưởng kinh tế đảo chiều, thông qua sự chuyển dịch lao động từ lĩnh vực nông nghiệp sang công nghiệp. Giả thuyết Kuznets dành được nhiều sự quan tâm của các học giả, góp phần tạo nên cuộc tranh luận mâu thuẫn về quan hệ bất bình đẳng thu nhập - tăng trưởng kinh tế.

Một trong những vấn đề liên quan tới quan hệ bất bình đẳng thu nhập - tăng trưởng kinh tế là hiện tượng nội sinh. Nhiều quan sát nhận định rằng tăng trưởng kinh tế là hệ quả của bất bình đẳng thu nhập và ngược lại. Một mặt, Perotti (1996) cho rằng bất bình đẳng thu nhập tác động âm tới tăng trưởng kinh tế dựa trên chính sách tài khoá nội sinh (Endogenous Fiscal Policy). Theo đó, khi thu nhập phân bổ không đều, chính phủ có nhiều động cơ can thiệp thông qua chính sách liên quan tới tái phân bổ nguồn lực mà có thể dẫn tới cản trở tích lũy vốn, và do đó, tạo ra tác động ngược lên tăng trưởng kinh tế. Mặt khác, Rubin và Segal (2015) đề xuất giả thuyết chi trả theo đóng góp (Pay for Performance). Theo đó, thu nhập của người giàu phần lớn đến từ tài sản có liên hệ chặt chẽ với tăng trưởng kinh tế (ví dụ, trái phiếu, cổ phiếu) trong khi thu nhập của người nghèo chủ yếu có được từ lương – thước đo giá trị sức lao động và ít nhạy cảm với tăng trưởng kinh tế. Kết quả là tăng trưởng có thể dẫn tới gia tăng khoảng cách thu nhập.

Từ những năm 1990, nhiều nghiên cứu được thực hiện dựa trên mô hình tăng trưởng rút gọn, trong đó, tỷ lệ tăng trưởng trung bình hàng năm là biến phụ thuộc và biến bất bình đẳng cùng với một số biến kiểm soát là biến độc lập (Alesina & Rodrik, 1994; Clarke, 1995; Perotti, 1996; Persson & Tabellini, 1994). Kết quả nghiên cứu đều tìm thấy tác động âm và có ý nghĩa thống kê của bất bình đẳng thu nhập lên tăng trưởng kinh tế. Persson và Tabellini (1994) cho rằng bất bình đẳng là nguyên nhân góp phần kìm hãm tăng trưởng kinh tế. Dựa trên quan sát các chính sách kinh tế hạn chế cá nhân hưởng lợi từ quá trình tích lũy vốn, tác giả xây dựng mô hình, trong đó, tăng trưởng là kết quả của thể chế chính trị, các điều kiện kinh tế ở thời điểm ban đầu. Từ mô hình được đề xuất, tác giả lượng hoá quan hệ bất bình đẳng thu nhập - tăng trưởng kinh tế trên hai bộ cơ sở dữ liệu. Kết quả hồi quy đều chỉ ra rằng hệ số bất bình đẳng âm và có ý nghĩa thống kê, khi hiện tượng phương sai thay đổi, sai số đo lường, và quan hệ nhân quả ngược đã được kiểm soát. Trong một quan sát khác, Madsen và

cộng sự (2018) nhấn mạnh gia tăng bất bình đẳng cản trở tăng trưởng kinh tế. Sử dụng phương pháp hồi quy hai giai đoạn (2SLS), tác giả tìm thấy tác động âm của bất bình đẳng thu nhập lên tăng trưởng kinh tế ở 21 quốc gia thuộc Tổ chức Hợp tác và Phát triển Kinh tế (OECD) trong giai đoạn 1870–2011. Kim (2016) cho rằng tồn tại một sự đánh đổi giữa bất bình đẳng thu nhập và tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia thu nhập thấp. Ngoài ra, tác giả còn nhấn mạnh rằng hệ quả của bất bình đẳng thu nhập lên tăng trưởng kinh tế còn trở nên rõ nét hơn ở các quốc gia có tỷ lệ nợ xấu trên tổng nợ ngân hàng cao. Dựa trên kết quả nghiên cứu, tác giả cho rằng tài chính bao trùm (gia tăng sự tiếp cận vốn) là một phương pháp hữu hiệu ở các quốc gia thu nhập thấp. Gia tăng tiếp cận vốn không chỉ xoa dịu tình trạng bất bình đẳng thu nhập, mặt khác còn thúc đẩy tăng trưởng kinh tế. Quan hệ đánh đổi giữa bất bình đẳng thu nhập và tăng trưởng kinh tế còn được tìm thấy trong nghiên cứu của Vo và cộng sự (2019). Các nhà nghiên cứu trên cho rằng quốc gia thu nhập trung bình trong giai đoạn 1960–2014 phải chấp nhận gia tăng dần cách thu nhập để đổi lại gia tăng thu nhập bình quân đầu người. Ngoài ra, quan hệ nhân quả hai chiều từ bất bình đẳng thu nhập tới tăng trưởng kinh tế và ngược lại cũng được tìm thấy trong khoảng thời gian trên.

Tuy nhiên, kết quả nghiên cứu ở trên được thử thách bởi nhiều nghiên cứu khác, chẳng hạn như: Li và Zou (1998), Barro (2000), Fawaz và cộng sự (2014), Rubin và Segal (2015) tìm thấy mối quan hệ cùng chiều giữa bất bình đẳng thu nhập và tăng trưởng kinh tế hay gia tăng bất bình đẳng thu nhập kéo theo tăng trưởng kinh tế. Rubin và Segal (2015) tìm thấy bất bình đẳng thu nhập dẫn tới tăng trưởng kinh tế trong giai đoạn 1953–2008 tại Mỹ, giai đoạn gắn liền với sự phát triển của hệ thống tài chính. Các nhà nghiên cứu trên đo lường dòng thu nhập (được định nghĩa là tổng của lương và thu nhập tài sản) làm biến đại diện bất bình đẳng. Theo đó, kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng tài sản của nhóm 1% giàu nhất nhạy cảm với tăng trưởng kinh tế gấp hai lần với tài sản của nhóm 90% còn lại, và phản ứng rõ nét với biến động của thị trường chứng khoán. Fawaz và cộng sự (2014) phát hiện quan hệ dương giữa bất bình đẳng thu nhập và tăng trưởng kinh tế trong giai đoạn 1960–2010 tại 56 quốc gia thu nhập cao theo định nghĩa năm 2012 của Ngân hàng Thế giới. Bên cạnh đó, các nhà nghiên cứu trên cũng sử dụng phương pháp hồi quy ngưỡng để phân loại quốc gia theo nhóm thu nhập vì phân loại của Ngân hàng Thế giới có thể sai lệch. Kết quả ước lượng trên phân loại theo hồi quy ngưỡng cũng đưa ra nhận định tương tự vì gia tăng bất bình đẳng thu nhập gắn liền với tăng trưởng kinh tế ở nhóm quốc gia thu nhập cao. Đáng chú ý, phát hiện có được từ sử dụng phương pháp moment tổng quát, trung bình hoá tốc độ tăng trưởng kinh tế trong thời gian 5 năm, và sử dụng giá trị quan sát bất bình đẳng thu nhập tại năm bắt đầu của khoảng thời gian trên để giảm thiểu hiện tượng nội sinh – vấn đề phổ biến trong quan hệ bất bình đẳng thu nhập - tăng trưởng kinh tế. Trước đó, nhiều nghiên cứu ủng hộ kết luận tồn tại một sự đánh đổi giữa gia tăng khoảng cách thu nhập và tăng trưởng kinh tế ở các quốc gia thu nhập cao, chẳng hạn như: Barro (2000), Li và Zou (1998).

Bên cạnh hai kết quả đối lập ở trên, nhiều kết quả nghiên cứu như: Grijalva (2011), Banerjee và Duflo (2003), Chen (2003) chỉ ra rằng mối quan hệ bất bình đẳng - tăng trưởng kinh tế đi theo giả thuyết Kuznets. Grijalva (2011) phát hiện mối quan hệ hình chữ U ngược tồn tại ở bộ dữ liệu 100 quốc gia trong giai đoạn 1950–2007. Theo lăng kính định lượng, thông qua việc áp dụng phương pháp moment tổng quát, trung bình hoá tốc độ tăng trưởng kinh tế trong khoảng thời gian 5 năm hoặc 10 năm, và sử dụng giá trị quan sát bất bình đẳng tại năm bắt đầu của khoảng thời gian trên để giảm thiểu vấn đề nội sinh, nhà nghiên cứu trên tìm thấy hệ số hồi quy của bình phương bất bình đẳng âm và có ý nghĩa thống kê. Trước đó, Chen (2003) cho rằng tồn tại mối quan hệ phi tuyến giữa bất bình đẳng thu nhập và tăng trưởng dài hạn, mặc dù nó không được tìm thấy trong ngắn hạn (khoảng thời gian 5

năm). Theo nhà nghiên cứu trên, nguyên nhân có thể được hiểu do trong ngắn hạn, bất bình đẳng thu nhập ít thay đổi, trong khi đó, tăng trưởng kinh tế thay đổi một cách đáng kể. Banerjee và Duflo (2003) cũng ủng hộ kết quả ở trên, đồng thời lập luận quan hệ phi tuyến là giải pháp dung hoà mâu thuẫn giữa các kết quả nghiên cứu trước đó.

Vốn con người là một trong những yếu tố quan trọng, giải thích nguồn gốc của tăng trưởng kinh tế. Tuy nhiên, Galor và Moav (2004) nhận định rằng sử dụng đồng thời bất bình đẳng thu nhập và vốn con người trong một mô hình tăng trưởng là không cần thiết. Cụ thể hơn, Herzer và Vollmer (2012) cho rằng bất bình đẳng thu nhập tác động tới tăng trưởng, thông qua kênh truyền dẫn là vốn con người, và do đó, nếu bất bình đẳng thu nhập và vốn con người được sử dụng đồng thời trong một mô hình thì tác động gián tiếp ở trên có thể bị loại bỏ.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu và dữ liệu

Nghiên cứu sử dụng mô hình bên dưới để kiểm tra quan hệ trong dài hạn giữa bất bình đẳng thu nhập và tăng trưởng kinh tế (Herzer & Vollmer, 2012; Malinen, 2012). Các biến trong mô hình được thể hiện dưới dạng logarit tự nhiên để giảm thiểu hiện tượng phương sai thay đổi (Dong và cộng sự, 2018).

$$\ln GDP_{pcit} = \alpha_i + \delta_t + \beta_{1i} \ln Inequality_{it} + \beta_{2i} \ln PPPI_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

Trong đó,

GDP_{pcit} : Thu nhập bình quân đầu người;

α_i : Biến đo lường tác động cố định đặc thù theo quốc gia;

δ_t : Biến đo lường xu hướng theo thời gian. Việc sử dụng tác động cố định đặc thù để kiểm soát những yếu tố không thay đổi theo thời gian có thể ảnh hưởng tới tăng trưởng kinh tế như văn hoá, địa lý...;

δ_t : Biến để kiểm soát tác động có thể khác nhau giữa các năm;

$Inequality_{it}$: Bất bình đẳng thu nhập;

$PPPI_{it}$: Biến đo lường mức sống thị trường;

μ_{it} : Hạng nhiễu, là yếu tố giải thích thay đổi của biến phụ thuộc mà không được quan sát bởi các biến độc lập trong mô hình;

$\ln$: Thể hiện các biến ở dạng logarit tự nhiên;

PPPI được sử dụng trong mô hình để đo lường thay đổi trong chi phí đầu tư (Forbes, 2000). Theo nhà nghiên cứu trên, biến số này thường được sử dụng nhiều trong những nghiên cứu liên quan tới kinh tế quốc tế và kinh tế vĩ mô. Trước đó, nhiều nghiên cứu sử dụng PPPI trong mô hình hồi quy, chẳng hạn: Perotti (1996), Deininger và Squire (1998).

Vốn con người là một trong những yếu tố giải thích quan trọng và được sử dụng nhiều trong các nghiên cứu trước đây, như: Fawaz và cộng sự (2014), Forbes (2000), Szirmai và Verspagen (2015). Tuy nhiên, Galor và Moav (2004) cho rằng bình đẳng tạo điều kiện thuận lợi tích lũy vốn con người, và từ đó thúc đẩy tăng trưởng kinh tế, sự hiện diện của vốn con người trong mô hình hồi quy sẽ không tính đến tác động của bất bình đẳng thu nhập tới tăng trưởng kinh tế thông qua vốn con người. Tương

tự, theo lập luận của Herzer và Vollmer (2012), nếu vốn con người được sử dụng trong mô hình, hệ số tác động dài hạn của bất bình đẳng thu nhập lên tăng trưởng kinh tế sẽ không tính đến tác động của bất bình đẳng thu nhập tới vốn con người. Chính vì thế, nghiên cứu không sử dụng vốn con người trong mô hình được đề xuất ở trên.

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng không cân đối để đánh giá tác động của bất bình đẳng thu nhập tới tăng trưởng kinh tế. Trong đó, thu nhập bình quân đầu người thực được thu thập từ Ngân hàng Thế giới (năm gốc 2010), bất bình đẳng thu nhập có được từ SWIID, và chỉ số đo lường méo mó thị trường được cung cấp bởi Penn World Table¹. Dữ liệu được ghi nhận trong giai đoạn 1960–2014 cho 125 quốc gia. Thông tin chi tiết về các quốc gia và thời gian quan sát được cung cấp trong phần Phụ lục.

Bảng 1.

Định nghĩa biến và nguồn dữ liệu

Biến	Định nghĩa	Nguồn dữ liệu
GDPpc	Thu nhập bình quân đầu người thực, sử dụng năm 2010 làm năm gốc.	Ngân hàng Thế giới
Inequality	Bất bình đẳng thu nhập.	Bộ dữ liệu chuẩn hoá bất bình đẳng thu nhập thế giới (SWIID)
PPPI	Méo mó thị trường (Market Distortion), được đo lường là ngang giá sức mua của đầu tư so với Mỹ (Forbes, 2000).	Penn World Table

Ghi chú: GDPpc là tỷ số giữa tổng sản phẩm quốc nội được điều chỉnh theo mức giá năm 2010 và tổng dân số.

Bảng 2.

Thống kê mô tả

Biến	Số lượng quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
ln(GDPpc)	4.022	8,453	1,545	5,207	11,625
ln(Inequality)	4.022	3,614	0,238	3,005	4,147
ln(PPPI)	4.022	3,614	0,713	–1,848	5,106

3.2. Phương pháp kinh tế lượng

3.2.1. Kiểm định nghiệm đơn vị

Nghiên cứu sử dụng phương pháp kiểm định nghiệm đơn vị CIPS được đề xuất bởi Pesaran (2003) để kiểm tra tính dừng của các biến quan tâm. Mặc dù đối với dữ liệu bảng, nhiều phương pháp kiểm

¹ Chỉ số đo lường méo mó thị trường được cung cấp bởi Penn World Table có thể tìm thấy tại <https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/>

định được đề xuất (Levin-Lin-Chu (LLC); Im, Pesaran, & Shin (IPS); Dickey-Fuller tăng cường (ADF); và Phillips-Perron (Fisher-PP)), nhưng chúng bị hạn chế trong trường hợp tồn tại sự phụ thuộc chéo giữa các thực thể. Khác với những phương pháp ở trên, kiểm định nghiệm đơn vị Pesaran (2003) cho phép sự phụ thuộc chéo thông qua cải tiến ADF. Cụ thể hơn, mô hình hồi quy được đề xuất như sau:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{it-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^p d_{ij} \Delta \bar{y}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{ij} \Delta y_{it-1} + \mu_{it} \quad (2)$$

Trong đó,

Δy_{it} : Đại diện biến được kiểm định ở dạng sai phân bậc một;

$\bar{y}_{t-1}$ và $\Delta \bar{y}_{t-j}$: Lần lượt là trung bình của độ trễ bậc một của bậc gốc và trung bình độ trễ bậc j của sai phân bậc một của biến đó;

α_i : Hệ số chặn;

$\beta_i, c_i, d_{ij}, \delta_{ij}$: Hệ số ước lượng của $y_{it-1}, \bar{y}_{t-1}, \Delta \bar{y}_{t-j}, \Delta y_{it-1}$;

μ_{it} : Hạng nhiễu, là yếu tố giải thích thay đổi của biến phụ thuộc mà không được quan sát bởi các biến độc lập trong mô hình.

Tiếp theo, với hệ số ước lượng c_i từ mô hình ở trên, thống kê CIPS được tính toán như sau:

$$CIPS = N^{-1} \sum_{i=1}^N c_i \quad (3)$$

Trong đó, N^{-1} : Hệ số nhân.

3.2.2. Kiểm định quan hệ đồng liên kết

Nghiên cứu sử dụng kiểm định quan hệ đồng liên kết được đề xuất bởi Westerlund (2007). Tương tự, lý do kiểm định quan hệ đồng liên kết được sử dụng vì nó tính đến sự phụ thuộc chéo giữa các thực thể. Đã có nhiều nghiên cứu đề xuất sử dụng phương pháp Westerlund để kết quả kiểm định không bị thiên lệch, như: Apergis và Payne (2014), Herrerias và cộng sự (2013), Dong và cộng sự (2017). Bên cạnh phương pháp Westerlund, nghiên cứu còn tiến hành kiểm định quan hệ dài hạn dựa trên các phương pháp khác như: Pedroni (Pedroni, 1999) và Kao (Kao, 1999).

3.2.3. Ước lượng quan hệ dài hạn

Để tìm hiểu quan hệ dài hạn giữa bất bình đẳng thu nhập - tăng trưởng kinh tế, nghiên cứu sử dụng hai phương pháp được dùng phổ biến là DOLS (được phát triển bởi Pedroni (2001)) và FMOLS (được đề xuất bởi Kao và Chiang (2000)). Xử lý vấn đề nội sinh và tương quan chuỗi là những ưu điểm được gắn liền với hai phương pháp ở trên (Moutinho & Robaina, 2016; Dogan & Seker, 2016). Về mặt kỹ thuật, để giảm thiểu hiện tượng nội sinh, DOLS sử dụng kỹ thuật tham số trong khi FMOLS tiếp cận theo phương pháp phi tham số. Kết quả là ước lượng DOLS hiệu quả hơn ước lượng của FMOLS. Bên cạnh đó, DOLS còn được đánh giá là phương pháp tốt nhất trong trường hợp tồn tại sự phụ thuộc chéo giữa các thực thể (Herrerias và cộng sự, 2013).

4. Kết quả và thảo luận

Trước khi kết quả hồi quy quan hệ dài hạn được trình bày, nghiên cứu lần lượt bàn luận một số kết quả kiểm định, bao gồm kiểm định nghiệm đơn vị, và kiểm định quan hệ đồng liên kết.

4.1. Kiểm định nghiệm đơn vị

Để kiểm tra tính dừng và xác định bậc tích hợp của các biến trong mô hình, nghiên cứu sử dụng phương pháp kiểm định nghiệm đơn vị cho dữ liệu bảng không cân đối và có phụ thuộc chéo giữa các quốc gia, được đề xuất bởi Pesaran (2003). Kết quả kiểm định được thể hiện trong Bảng 3. Tại cột (2), với các mức ý nghĩa thống kê thông thường, các biến số là những chuỗi dữ liệu không dừng khi xu hướng thời gian được tính đến. Kết luận tương tự cũng được rút ra cho $\ln(\text{GDPpc})$ và $\ln(\text{Inequality})$ khi xu hướng thời gian không được tính đến (Cột 1). Khi các biến số được chuyển về sai phân bậc nhất, bất kể việc tích hợp xu hướng thời gian vào mô hình, sai phân bậc một của các biến số quan tâm là những chuỗi dừng. Cụ thể hơn, cho từng biến số, kết quả thống kê ở cột (3) và (4) luôn có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 5%. Nói cách khác, giả thuyết chuỗi không dừng bị bác bỏ. Tóm lại, sai phân bậc 1 của các biến số là những chuỗi dữ liệu dừng hay chuỗi $\ln(\text{PPPI})$, $\ln(\text{GDPpc})$, $\ln(\text{Inequality})$ tích hợp bậc 1, $I(1)$.

Bảng 3.

Kiểm định nghiệm đơn vị

Biến	Bậc gốc		Sai phân bậc một		Bậc tích hợp
	Xu hướng xác định (1)	Xu hướng xác định và xu hướng thời gian (2)	Xu hướng xác định (3)	Xu hướng xác định và xu hướng thời gian (4)	
$\ln(\text{GDPpc})$	11,770 (1,000)	7,335 (1,000)	-8,032*** (0,000)	-5,754*** (0,000)	$I(1)$
$\ln(\text{Inequality})$	8,823 (1,000)	6,171 (1,000)	-4,808** (0,000)	-5,703*** (0,000)	$I(1)$
$\ln(\text{PPPI})$	-3,797*** (0,001)	1,790 (0,963)	-15,742*** (0,000)	-11,654*** (0,000)	$I(1)$

Ghi chú: Giá trị p-value được đặt trong dấu ngoặc đơn ();

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

4.2. Kiểm định quan hệ đồng liên kết

Trên nền tảng các biến được xem xét là những chuỗi dữ liệu tích hợp bậc 1. Nghiên cứu tiếp tục thực hiện kiểm định quan hệ đồng liên kết để trả lời câu hỏi liệu có một quan hệ dài hạn giữa các biến được sử dụng trong mô hình hay không. Để làm sáng tỏ vấn đề, nghiên cứu sử dụng phương pháp kiểm định quan hệ đồng liên kết Westerlund bên cạnh phương pháp Pedroni và Kao.

Kết quả kiểm định đồng liên kết được trình bày trong Bảng 4, trong đó chưa có sự thống nhất về kết luận trong quan hệ dài hạn. Một mặt, thống kê Westerlund ủng hộ quan hệ đồng liên kết giữa các biến số, hay cụ thể hơn, tồn tại một quan hệ cân bằng dài hạn giữa tăng trưởng kinh tế và bất bình đẳng thu nhập trong giai đoạn khảo sát. Tương tự, thống kê Kao cũng khẳng định quan hệ đồng liên kết khi hệ số ước lượng có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Mặt khác, các kiểm định được đề xuất theo phương pháp của Pedroni không đưa ra một kết quả nhất quán. Hệ số ước lượng Modified Dickey-Fuller t, Unadjusted modified Dickey-Fuller t, và Unadjusted Dickey-Fuller t có ý nghĩa thống kê,

ngụ ý tồn tại quan hệ đồng liên kết giữa các biến số. Ngược lại, hệ số ước lượng Dickey-Fuller t và Augmented Dickey-Fuller t chỉ ra một kết luận đối nghịch hay không tồn tại quan hệ trong dài hạn giữa các biến số quan tâm.

Bảng 4.

Kiểm định quan hệ đồng liên kết

Kiểm định	Thống kê
<i>Pedroni</i>	
Modified Dickey-Fuller t	1,327* (0,092)
Dickey-Fuller t	−0,330 (0,370)
Augmented Dickey-Fuller t	−0,460 (0,322)
Unadjusted Modified Dickey-Fuller t	3,438*** (0,000)
Unadjusted Dickey-Fuller t	1,441* (0,074)
<i>Kao</i>	
Modified Phillips-Perron t	−3,781*** (0,000)
Phillips-Perron t	3,698*** (0,000)
Augmented Dickey-Fuller t	4,159*** (0,000)
<i>Westerlund</i>	
Variance Ratio	−8,886*** (0,000)

Ghi chú: Giá trị p -value được đặt trong dấu ngoặc đơn ();

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

Mặc dù có sự đối nghịch trong kết quả thống kê, tác giả sử dụng kết luận từ phương pháp Westerlund. Bởi vì nhiều nghiên cứu định lượng chỉ ra rằng kiểm định Pedroni có thể dẫn tới kết quả sai lệch do không tính đến sự phụ thuộc chéo giữa các thực thể quan sát (Dong và cộng sự, 2018; Malinen, 2012), và đề xuất sử dụng thống kê Westerlund (Apergis & Payne, 2014; Herrerias và cộng sự, 2013; Dong và cộng sự, 2017).

4.3. Kết quả hồi quy

Sau khi thực hiện các kiểm định nghiệm đơn vị, kiểm định đồng liên kết, bước tiếp theo của quá trình xác định tác động của bất bình đẳng thu nhập lên tăng trưởng kinh tế là ước lượng hệ số tác động

trong dài hạn. Trên cơ sở các biến quan tâm (tăng trưởng kinh tế, bất bình đẳng thu nhập) là những chuỗi tích hợp bậc 1 và tồn tại quan hệ đồng liên kết giữa chúng nên tác giả sử dụng phương pháp ước lượng dài hạn FMOLS, và DOLS. Đây là những phương pháp thường được sử dụng trong phân tích đồng liên kết dữ liệu bảng (Panel Conintegration Analysis) (Zoundi, 2017).

Bên cạnh bộ dữ liệu 125 quốc gia, nghiên cứu cũng sử dụng kết quả phân loại quốc gia theo nhóm thu nhập dựa trên dữ liệu của năm 2014 được đề xuất bởi Ngân hàng Thế giới². Theo đó, từ mẫu dữ liệu ban đầu, ba mẫu dữ liệu con tương ứng được hình thành, bao gồm: Mẫu dữ liệu các quốc gia thu nhập thấp (18 quốc gia), mẫu dữ liệu các quốc gia thu nhập trung bình (64 quốc gia), và mẫu dữ liệu các quốc gia thu nhập cao (43 quốc gia).

Kết quả hồi quy được trình bày trong Bảng 5, trong đó, hệ số ước lượng theo phương pháp FMOLS được trình bày trong cột (1), và phương pháp DOLS được trình bày trong cột (2).

Liên quan tới biến trọng tâm của nghiên cứu – $\ln(\text{Inequality})$, có một sự khác biệt rõ nét về chiều tác động của nó tới tăng trưởng kinh tế theo mẫu xem xét. Cụ thể hơn, trong trường hợp toàn bộ mẫu dữ liệu 125 quốc gia, mẫu dữ liệu các quốc gia thu nhập thấp và thu nhập trung bình, gia tăng bất bình đẳng thu nhập có khuynh hướng kìm hãm thu nhập bình quân đầu người. Ngược lại, với mẫu dữ liệu các quốc gia thu nhập cao, bất bình đẳng thu nhập thường gắn liền với gia tăng thu nhập bình quân đầu người. Đáng chú ý, chiều tác động cũng nhất quán cho mỗi mẫu xem xét theo cả hai kỹ thuật hồi quy (FMOLS và DOLS).

Đối với phương pháp DOLS, hệ số hồi quy thể hiện độ co giãn của tăng trưởng kinh tế theo bất bình đẳng thu nhập đều có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1% và có sự thay đổi đáng kể về độ lớn giữa các mẫu xem xét. Hệ số hồi quy nhỏ hơn nếu so sánh mẫu các quốc gia thu nhập thấp với mẫu các quốc gia thu nhập trung bình và mẫu các quốc gia thu nhập trung bình với mẫu các quốc gia thu nhập cao, điều này cho thấy tác động tăng dần của bất bình đẳng thu nhập lên tăng trưởng kinh tế.

Bảng 5.

Kết quả hồi quy

Biến	FMOLS (1)	DOLS (2)
<i>125 quốc gia</i>		
$\ln(\text{Inequality})$	-0,35 (6,542)	-1,70*** (22,54)
$\ln(\text{PPPI})$	0,07*** (0,106)	0,07** (0,348)
<i>Mức thu nhập thấp</i>		
$\ln(\text{Inequality})$	0,56 (10,37)	-4,48*** (8,633)
$\ln(\text{PPPI})$	-0,02** (0,169)	0,02*** (0,133)

² Dữ liệu có thể tìm thấy tại <https://datatopics.worldbank.org/world-development-indicators/the-world-by-income-and-region.html>

Biến	FMOLS (1)	DOLS (2)
<i>Mức thu nhập trung bình</i>		
ln(Inequality)	-1,92*** (1,175)	-3,22*** (1,098)
ln(PPPI)	0,06 (0,0559)	0,07*** (0,0633)
<i>Mức thu nhập cao</i>		
ln(Inequality)	1,56*** (0,206)	1,73*** (0,315)
ln(PPPI)	0,13 (0,0255)	0,11 (0,0297)

Ghi chú: Giá trị sai số chuẩn được đặt trong dấu ngoặc đơn ();

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

Phát hiện về thay đổi chiều tác động của bất bình đẳng thu nhập phụ thuộc vào thu nhập bình quân đầu người cũng đóng góp vào cơ sở lý thuyết quan hệ bất bình đẳng thu nhập - tăng trưởng kinh tế. Nhận định trên cũng được tìm thấy trong nghiên cứu của Barro (2000) khi cho rằng bất bình đẳng thúc đẩy tăng trưởng kinh tế ở các quốc gia giàu trong khi nó cản trở tăng trưởng kinh tế ở các nước nghèo. Tương tự, Lin và cộng sự (2014) cũng chứng minh rằng bất bình đẳng kìm hãm tăng trưởng kinh tế khi thu nhập bình quân đầu người ở mức thấp, tuy nhiên, tác động âm giảm bớt khi thu nhập bình quân đầu người tăng. Ở các quốc gia có trình độ phát triển kinh tế cao, quan hệ cùng chiều giữa bất bình đẳng thu nhập và tăng trưởng kinh tế được tìm thấy (Barro, 2000; Castelló-Climent, 2000). Kết quả của nghiên cứu cũng phù hợp với phát hiện của Kim (2016) đối với các nền kinh tế thu nhập thấp và Vo và cộng sự (2019) ở các quốc gia thu nhập trung bình.

Đối với biến còn lại – ln(PPPI), kết quả hồi quy chỉ ra rằng ở hầu hết các mẫu quan sát, biến số này có tác động âm tới thu nhập bình quân đầu người. Kết quả này cũng được ủng hộ bởi các nghiên cứu khác như: Fawaz và cộng sự (2014), Forbes (2000).

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Trong vòng hơn 5 thập kỷ qua, quan hệ bất bình đẳng thu nhập - tăng trưởng kinh tế đã được các học giả quan tâm nghiên cứu. Tuy nhiên, cần thừa nhận rằng một kết quả nhất quán vẫn chưa được chia sẻ dựa trên các quan sát lý thuyết. Quan điểm tiếp cận cổ điển cho rằng bất bình đẳng thu nhập gắn liền với tăng trưởng kinh tế. Ngược lại, bất bình đẳng thu nhập cũng là căn nguyên hạn chế sự tăng trưởng kinh tế từ góc độ tiếp cận kinh tế chính trị hay thị trường tín dụng không hoàn hảo. Nghiên cứu thực nghiệm cũng nêu lên các kết luận tương tự về mối quan hệ cùng chiều hay ngược chiều của bất bình đẳng đối với tăng trưởng kinh tế (Neves và cộng sự, 2016).

Nghiên cứu của tác giả tập trung vào phân tích mối quan hệ dài hạn giữa bất bình đẳng thu nhập và tăng trưởng kinh tế. Tác giả sử dụng dữ liệu bảng không cân đối cho 125 quốc gia trong giai đoạn

1960–2014 cùng với hai phương pháp ước lượng dài hạn (DOLS và FMOLS) để đạt được mục tiêu đề ra. Lợi thế của hai phương pháp ước lượng này là giải quyết vấn đề nội sinh trong mô hình.

Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng: (1) Bất bình đẳng thu nhập có tác động kìm hãm lên tăng trưởng kinh tế; và (2) mức độ tác động thay đổi dựa theo đặc điểm mức thu nhập bình quân đầu người của quốc gia. Ở các quốc gia có mức thu nhập cao, bất bình đẳng thu nhập đi liền với sự gia tăng thu nhập bình quân đầu người (Barro, 2000; Lin và cộng sự, 2014; Fawaz và cộng sự, 2014; Rubin & Segal 2015). Ngược lại, ở các quốc gia có mức thu nhập thấp và trung bình, gia tăng bất bình đẳng thu nhập có khuynh hướng kìm hãm thu nhập bình quân đầu người. Kết luận này không những tồn tại xuyên suốt theo các kỹ thuật hồi quy dài hạn (FMOLS, DOLS), mà còn được tìm thấy trong các nghiên cứu trước đây (Alesina & Rodrik, 1994; Clarke, 1995; Perotti, 1996; Persson & Tabellini, 1994; Kim, 2016; Vo và cộng sự, 2019).

Kết quả nghiên cứu đóng góp quan trọng trong việc xây dựng chính sách ở các quốc gia. Cụ thể hơn, chính phủ của các quốc gia thu nhập trung bình và thấp nên xem xét các công cụ tái phân bổ thu nhập theo hướng hỗ trợ tiếp cận tín dụng cho người nghèo. Tín dụng không những khơi thông nguồn vốn nhàn rỗi mà còn là một trong những nguồn lực giúp những gia đình ở tầng lớp thấp thoát nghèo, góp phần xoa dịu bất bình đẳng thu nhập và thúc đẩy tăng trưởng kinh tế. Lựa chọn chính sách ở trên cũng được bàn luận trong nghiên cứu của Kim (2016) khi tác giả cho rằng gia tăng tiếp cận vốn là một phương pháp hữu hiệu vì nó không chỉ giảm thiểu thực trạng bất bình đẳng, mà còn là nhân tố thúc đẩy tăng trưởng kinh tế ở các quốc gia thu nhập thấp. Chính sách tái phân bổ thu nhập bằng thuế suất cao có thể không phải là một sự lựa chọn phù hợp cho chính phủ ở các quốc gia giàu, trong đó, nguồn gốc của tăng trưởng dựa vào vốn con người thay vì vốn vật chất, vì thuế có thể cản trở hoạt động tìm kiếm lợi nhuận của doanh nghiệp thông qua sử dụng vốn con người. Thay vào đó, các chính sách gắn liền gia tăng vốn con người như miễn, giảm học phí hay các chính sách hướng tới xây dựng môi trường làm việc lành mạnh, tạo điều kiện cho lao động thể hiện năng lực bản thân có thể là một sự lựa chọn phù hợp ■

Lời cảm ơn

Nghiên cứu này được tài trợ bởi Quỹ Phát triển khoa học và công nghệ Quốc gia (NAFOSTED) trong đề tài mã số 502.01-2018.38

Tài liệu tham khảo

- Alesina, A., & Rodrik, D. (1994). Distributive politics and economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 109(2), 465–490. doi: 10.2307/2118470
- Apergis, N., & Payne, J. E. (2014). Renewable energy, output, CO₂ emissions, and fossil fuel prices in Central America: Evidence from a nonlinear panel smooth transition vector error correction model. *Energy Economics*, 42, 226–232. doi: 10.1016/j.eneco.2014.01.003
- Atkinson, A. B., & Brandolini, A. (2001). Promise and pitfalls in the use of “secondary” data-sets: Income inequality in OECD countries as a case Study. *Journal of Economic Literature*, 39(3), 771–799. doi: 10.1162/JEEA.2008.6.6.1109

- Banerjee, A. V., & Duflo, E. (2003). Inequality and growth: What can the data say?. *Journal of Economic Growth*, 8(3), 267–299.
- Barro, R. J. (2000). Inequality and growth in a panel of countries. *Journal of Economic Growth*, 5(1), 5–32.
- Castelló-Climent, A. (2010). Inequality and growth in advanced economies: An empirical investigation. *Journal of Economic Inequality*, 8(3), 293–321.
- Chen, B.–L. (2003). An inverted-U relationship between inequality and long-run growth. *Economics Letters*, 78(2), 205–212. doi: 10.1016/S0165-1765(02)00221-5
- Clarke, G. R. G. (1995). More evidence on income distribution and growth. *Journal of Development Economics*, 47(2), 403–427. doi: 10.1016/0304-3878(94)00069-O
- de Haan, J., Pleninger, R., & Sturm, J.–E. (2018). Does the impact of financial liberalization on income inequality depend on financial development? Some new evidence. *Applied Economics Letters*, 25(5), 313–316. doi: 10.1080/13504851.2017.1319554
- Deininger, K., & Squire, L. (1996). A new data set measuring income inequality. *World Bank Economic Review*, 10(3), 565–591.
- Deininger, K., & Squire, L. (1998). New ways of looking at old issues: Inequality and growth. *Journal of Development Economics*, 57(2), 259–287. doi: 10.1016/S0304-3878(98)00099-6
- Dogan, E., & Seker, F. (2016). Determinants of CO₂ emissions in the European Union: The role of renewable and non-renewable energy. *Renewable Energy*, 94, 429–439. doi: 10.1016/j.renene.2016.03.078
- Dong, K., Hochman, G., Zhang, Y., Sun, R., Li, H., & Liao, H. (2018). CO₂ emissions, economic and population growth, and renewable energy: Empirical evidence across regions. *Energy Economics*, 75, 180–192. doi: 10.1016/j.eneco.2018.08.017
- Dong, K., Sun, R., & Hochman, G. (2017). Do natural gas and renewable energy consumption lead to less CO₂ emission? Empirical evidence from a panel of BRICS countries. *Energy*, 141, 1466–1478. doi: 10.1016/j.energy.2017.11.092
- Fawaz, F., Rahnama, M., & Valcarcel, V. J. (2014). A refinement of the relationship between economic growth and income inequality. *Applied Economics*, 46(27), 3351–3361. doi: 10.1080/00036846.2014.929624
- Forbes, K. J. (2000). A reassessment of the relationship between inequality and growth. *American Economic Review*, 90(4), 869–887.
- Galbraith, J. K., & Kum, H. (2005). Estimating the inequality of household incomes: A statistical approach to the creation of a dense and consistent global data set. *Review of Income and Wealth*, 51(1), 115–143. doi: 10.1111/j.1475-4991.2005.00147.x
- Galor, O., & Moav, O. (2004). From to human capital physical and the accumulation: Inequality process of development. *The Review of Economic Studies*, 71(4), 1001–1026.
- Grijalva, D. F. (2011). *Inequality and economic growth: Bridging the short-run and the long-run*. Retrieved from: <https://pdfs.semanticscholar.org/715a/846437571230fa0ab0680ed39bc8af755a7e.pdf>

- Herrerias, M. J., Joyeux, R., & Girardin, E. (2013). Short- and long-run causality between energy consumption and economic growth: Evidence across regions in China. *Applied Energy*, 112, 1483–1492. doi: 10.1016/j.apenergy.2013.04.054
- Herzer, D., & Vollmer, S. (2012). Inequality and growth: Evidence from panel cointegration. *Journal of Economic Inequality*, 10(4), 489–503. doi: 10.1007/s10888-011-9171-6
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90(1), 1–44. doi: 10.1016/S0304-4076(98)00023-2
- Kao, C., & Chiang, M. H. (2000). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. In *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels* (pp. 179–222). Emerald Group Publishing Limited.
- Kim, J.–H. (2016). A study on the effect of financial inclusion on the relationship between income inequality and economic growth. *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(2), 498–512. doi: 10.1080/1540496X.2016.1110467
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, 45(1), 1–28.
- Li, H., & Zou, H. (1998). Income inequality is not harmful for growth: Theory and evidence. *Review of Development Economics*, 2(3), 318–334. doi: 10.1111/1467-9361.00045
- Lin, Y. C., Huang, H. C., & Yeh, C. C. (2014). Inequality-growth nexus along the development process. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 18(3), 237–252. doi: 10.1515/snde-2012-0037.
- Madsen, J. B., Islam, M. R., & Doucouliagos, H. (2018). Inequality, financial development and economic growth in the OECD, 1870–2011. *European Economic Review*, 101, 605–624. doi: 10.1016/j.euroecorev.2017.11.004
- Malinen, T. (2012). Inequality and growth: Another look with a new measure and method. *Journal of International Development*, 25(1), 122–138. doi: 10.1002/jid
- Moutinho, V., & Robaina, M. (2016). Is the share of renewable energy sources determining the CO2 kWh and income relation in electricity generation?. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 65, 902–914. doi: 10.1016/j.rser.2016.07.007
- Neves, P. C., Afonso, Ó., & Silva, S. T. (2016). A meta-analytic reassessment of the effects of inequality on growth. *World Development*, 78, 386–400. doi: 10.1016/j.worlddev.2015.10.038
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 653–670.
- Pedroni, P. (2001). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. In *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels* (pp. 93–130). Emerald Group Publishing Limited.
- Perotti, R. (1996). Growth, income distribution, and democracy: What the data say. *Journal of Economic Growth*, 1(2), 149–187.
- Persson, T., & Tabellini, G. (1994). Is inequality harmful for growth?. *The American Economic Review*, 84(3), 600–621.

- Pesaran, H. (2003). A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence. *Cambridge Working Papers in Economics 0346, Faculty of Economics (DAE)*. University of Cambridge
- Risso, W. A., Punzo, L. F., & Carrera, E. J. S. (2013). Economic growth and income distribution in Mexico: A cointegration exercise. *Economic Modelling*, 35, 708–714. doi: 10.1016/j.econmod.2013.08.036
- Rubin, A., & Segal, D. (2015). The effects of economic growth on income inequality in the US. *Journal of Macroeconomics*, 45, 258–273. doi: 10.1016/j.jmacro.2015.05.007
- Solt, F. (2016). The standardized world income inequality database. *Social Science Quarterly*, 97(5), 1267–1281. doi: 10.1111/ssqu.12295
- Szirmai, A., & Verspagen, B. (2015). Manufacturing and economic growth in developing countries, 1950–2005. *Structural Change and Economic Dynamics*, 34, 46–59. doi: 10.1016/j.strueco.2015.06.002
- Vo, D. H., Nguyen, T. C., Tran, N. P., & Vo, A. T. (2019). What factors affect income inequality and economic growth in middle-income countries?. *Journal of Risk and Financial Management*, 12(1), 40. doi: 10.3390/jrfm12010040
- Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709–748. doi: 10.1111/j.1468-0084.2007.00477.x
- Yang, Y., & Greaney, T. M. (2017). Economic growth and income inequality in the Asia-Pacific region: A comparative study of China, Japan, South Korea, and the United States. *Journal of Asian Economics*, 48, 6–22. doi: 10.1016/j.asieco.2016.10.008
- Zoundi, Z. (2017). CO2 emissions, renewable energy and the environmental Kuznets curve, a panel cointegration approach. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 72, 1067–1075. doi: 10.1016/j.rser.2016.10.018

Phụ lục**Các quốc gia trong mẫu quan sát**

STT	Quốc gia	Dữ liệu thời gian	Số lượng quan sát	Nhóm thu nhập
1	Albania	1996–2012	17	M
2	Algeria	1988–2011	24	M
3	Argentina	1961–2014	54	H
4	Armenia	1990–2014	25	M
5	Australia	1967–2014	48	H
6	Austria	1983–2014	32	H
7	Azerbaijan	1990–2008	19	M
8	Bangladesh	1964–2014	51	M
9	Barbados	1979–2010	32	H
10	Belarus	1990–2014	25	M
11	Belgium	1979–2014	36	H
12	Belize	1993–2009	17	M
13	Bolivia	1990–2014	25	M
14	Botswana	1985–2010	26	M
15	Brazil	1960–2014	55	M
16	Bulgaria	1989–2014	26	M
17	Burkina Faso	1994–2014	21	L
18	Burundi	1992–2013	22	L
19	Cambodia	1997–2012	16	L
20	Cameroon	1996–2014	19	M
21	Canada	1971–2014	44	H
22	Central African Republic	1992–2008	17	L
23	Chile	1968–2014	47	H
24	China	1978–2014	37	M
25	Colombia	1970–2014	45	M
26	Costa Rica	1961–2014	54	M
27	Croatia	1995–2014	20	H
28	Cyprus	1985–2014	30	H
29	Czech Republic	1990–2014	25	H
30	Denmark	1976–2014	39	H
31	Dominican Republic	1986–2014	29	M
32	Ecuador	1987–2014	28	M

STT	Quốc gia	Dữ liệu thời gian	Số lượng quan sát	Nhóm thu nhập
33	El Salvador	1991–2014	24	M
34	Estonia	1995–2014	20	H
35	Ethiopia	1995–2014	20	L
36	Fiji	1977–2013	37	M
37	Finland	1966–2014	49	H
38	France	1970–2014	45	H
39	Georgia	1990–2014	25	M
40	Germany	1970–2014	45	H
41	Ghana	1987–2013	27	M
42	Greece	1974–2014	41	H
43	Guatemala	1981–2014	34	M
44	Guinea	1991–2012	22	L
45	Guinea-Bissau	1993–2010	18	L
46	Honduras	1988–2014	27	M
47	Hungary	1991–2014	24	H
48	Iceland	1996–2014	19	H
49	India	1976–2012	37	M
50	Indonesia	1965–2014	50	M
51	Ireland	1973–2014	42	H
52	Israel	1979–2014	36	H
53	Italy	1967–2014	48	H
54	Jamaica	1988–2004	17	M
55	Japan	1961–2014	54	H
56	Jordan	1986–2014	29	M
57	Kazakhstan	1990–2014	25	M
58	Kenya	1976–2007	32	M
59	Korea, Rep.	1965–2014	50	H
60	Lao PDR	1992–2013	22	M
61	Latvia	1995–2014	20	H
62	Lebanon	1995–2012	18	M
63	Lesotho	1986–2010	25	M
64	Lithuania	1995–2014	20	H
65	Luxembourg	1985–2014	30	H
66	Macedonia, FYR	1994–2014	21	M

STT	Quốc gia	Dữ liệu thời gian	Số lượng quan sát	Nhóm thu nhập
67	Madagascar	1962–2012	51	L
68	Malawi	1969–2013	45	L
69	Malaysia	1970–2014	45	M
70	Mali	1994–2009	16	L
71	Malta	1999–2014	16	H
72	Mauritania	1987–2014	28	M
73	Mauritius	1987–2012	26	M
74	Mexico	1963–2014	52	M
75	Moldova	1995–2014	20	M
76	Mongolia	1995–2014	20	M
77	Morocco	1984–2014	31	M
78	Mozambique	1996–2014	19	L
79	Namibia	1993–2014	22	M
80	Nepal	1977–2010	34	L
81	Netherlands	1977–2014	38	H
82	New Zealand	1982–2014	33	H
83	Nicaragua	1993–2014	22	M
84	Niger	1992–2014	23	L
85	Nigeria	1985–2010	26	M
86	Norway	1970–2014	45	H
87	Pakistan	1964–2013	50	M
88	Panama	1970–2014	45	M
89	Paraguay	1990–2014	25	M
90	Peru	1972–2014	43	M
91	Philippines	1961–2014	54	M
92	Poland	1990–2014	25	H
93	Portugal	1968–2014	47	H
94	Romania	1990–2014	25	M
95	Russian Federation	1990–2014	25	H
96	Rwanda	1984–2014	31	L
97	Senegal	1991–2011	21	M
98	Serbia	1997–2014	18	M
99	Sierra Leone	1969–2011	43	L
100	Singapore	1973–2014	42	H

STT	Quốc gia	Dữ liệu thời gian	Số lượng quan sát	Nhóm thu nhập
101	Slovenia	1995–2014	20	H
102	South Africa	1975–2014	40	M
103	Spain	1974–2014	41	H
104	Sri Lanka	1970–2014	45	M
105	Sudan	1970–2009	40	M
106	Swaziland	1985–2009	25	M
107	Sweden	1960–2014	55	H
108	Switzerland	1980–2014	35	H
109	Tajikistan	1990–2014	25	M
110	Tanzania	1988–2014	27	L
111	Thailand	1962–2013	52	M
112	Trinidad and Tobago	1972–2005	34	H
113	Tunisia	1985–2012	28	M
114	Turkey	1987–2014	28	M
115	Turkmenistan	1990–2005	16	M
116	Uganda	1989–2013	25	L
117	Ukraine	1990–2014	25	M
118	United Kingdom	1961–2014	54	H
119	United States	1961–2014	54	H
120	Uruguay	1981–2014	34	H
121	Venezuela, RB	1962–2014	53	H
122	Vietnam	1992–2014	23	M
123	Yemen, Rep.	1992–2014	23	M
124	Zambia	1976–2014	39	M
125	Zimbabwe	1995–2011	17	L

Ghi chú: Mẫu quan sát bao gồm 125 quốc gia, bao gồm: 43 quốc gia trong nhóm thu nhập cao, 64 quốc gia trong nhóm thu nhập trung bình và 18 quốc gia trong nhóm thu nhập thấp;

L: Quốc gia thu nhập thấp;

M: Quốc gia thu nhập trung bình; và

H: quốc gia thu nhập cao.