

ĐẠI HỌC QUỐC GIA THÀNH PHỐ HỒ CHÍ MINH
TRƯỜNG ĐẠI HỌC KINH TẾ - LUẬT



BÀI TẬP NHÓM
MÔN HỌC: PHÂN TÍCH CHUỖI THỜI GIAN TRONG TÀI CHÍNH

TÊN ĐỀ TÀI
ĐÁNH GIÁ TÁC ĐỘNG CỦA KIỀU HỐI ĐẾN TĂNG TRƯỞNG
KINH TẾ Ở CÁC QUỐC GIA ĐANG PHÁT TRIỂN: TIẾP CẬN
BẰNG MÔ HÌNH PANEL ARDL

Giảng viên hướng dẫn: TS. Lê Thanh Hoa

TP. Hồ Chí Minh, ngày 9 tháng 5 năm 2023

ĐẠI HỌC QUỐC GIA THÀNH PHỐ HỒ CHÍ MINH
TRƯỜNG ĐẠI HỌC KINH TẾ - LUẬT



TÊN ĐỀ TÀI
ĐÁNH GIÁ TÁC ĐỘNG CỦA KIỀU HỐI ĐẾN TĂNG
TRƯỞNG KINH TẾ Ở CÁC QUỐC GIA ĐANG PHÁT
TRIỂN: TIẾP CẬN BẰNG MÔ HÌNH PANEL ARDL

Giảng viên hướng dẫn: TS. Lê Thanh Hoa

Nhóm thực hiện:

| | |
|-------------------|------------|
| Lê Trần Mỹ Hạnh | K204131876 |
| Hà Nguyễn Huy Hải | K204131874 |
| Nguyễn Thị Ái Nhi | K204131838 |

TP. Hồ Chí Minh, ngày 9 tháng 5 năm 2023

MỤC LỤC

| | |
|--|-----------|
| DANH MỤC BẢNG BIỂU | 1 |
| DANH MỤC HÌNH ẢNH | 1 |
| DANH MỤC CHỮ VIẾT TẮT | 2 |
| Tóm tắt | 3 |
| 1. Giới thiệu | 3 |
| 2. Cơ sở lý thuyết | 4 |
| 3. Dữ liệu | 7 |
| 4. Phương pháp nghiên cứu | 8 |
| 4.1 Kiểm định sự phụ thuộc chéo | 8 |
| 4.2 Kiểm định tính dừng | 8 |
| 4.3 Kiểm định đồng liên kết | 8 |
| 4.4 Mô hình phân phối độ trễ tự hồi quy dữ liệu bảng | 9 |
| 5. Kết quả nghiên cứu | 11 |
| 5.1 Thống kê mô tả | 11 |
| 5.2 Kiểm định sự phụ thuộc chéo | 12 |
| 5.3 Kiểm định tính dừng | 12 |
| 5.4 Kiểm định đồng liên kết | 13 |
| 5.5 Mô hình panel ARDL | 14 |
| 6. Kết luận và đề xuất | 20 |
| TÀI LIỆU THAM KHẢO | 23 |
| PHỤ LỤC | 27 |

DANH MỤC BẢNG BIỂU

| | |
|--|----|
| Bảng 1. Thống kê mô tả | 11 |
| Bảng 2. Kết quả kiểm định sự phụ thuộc chéo | 12 |
| Bảng 3. Kiểm định tính dừng theo CIPS | 13 |
| Bảng 4. Kiểm định đồng liên kết | 14 |
| Bảng 5. Kết quả ước lượng cho phương trình (1) | 15 |
| Bảng 6. Kết quả ước lượng cho phương trình (2) | 17 |

DANH MỤC HÌNH ẢNH

| | |
|--|----|
| Hình 1. Hệ số VIF của các biến độc lập | 13 |
| Hình 2. Kiểm định nhân quả Granger | 19 |

DANH MỤC CHỮ VIẾT TẮT

| Viết tắt | Ý nghĩa |
|----------|---|
| ARDL | Autoregressive Distributed Lag (Mô hình tự hồi quy phân phối trễ) |
| MSCI | Morgan Stanley Capital International |
| WB | World Bank (Ngân hàng Thế giới) |
| OWID | Our World in Data (Thế giới trong dữ liệu của chúng ta) |
| GDP | Gross Domestic Product (Tổng sản phẩm trong nước) |
| M2 | Broad money (Khối tiền M2 - Khối tiền tệ mở rộng) |
| FDI | Foreign Direct Investment (Đầu tư trực tiếp nước ngoài) |
| CPI | Consumer Price Index (Chỉ số giá tiêu dùng) |
| HDI | Human Development Index (Chỉ số phát triển con người) |
| MG | Mean Group (Mô hình Nhóm trung bình) |
| PMG | Pooled Mean Group (Mô hình Nhóm trung bình gộp) |
| DFE | Dynamic Fixed Effect |

ĐÁNH GIÁ TÁC ĐỘNG CỦA KIỂU HỐI ĐẾN TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ Ở CÁC QUỐC GIA ĐANG PHÁT TRIỂN: TIẾP CẬN BẰNG MÔ HÌNH PANEL ARDL

Tóm tắt

Nhiều nhà kinh tế tin rằng kiều hối là nguồn tài nguyên quan trọng cho sự phát triển bền vững. Do đó, các nghiên cứu gần đây đã điều tra các tác động gián tiếp và trực tiếp của kiều hối đối với tốc độ tăng trưởng của quốc gia. Nghiên cứu này nhằm xem xét kỹ lưỡng tác động của dòng kiều hối đối với nền kinh tế của 24 quốc gia đang nổi trong giai đoạn 2002-2020 bằng cách sử dụng mô hình tự hồi quy phân phối trễ ARDL. Kết quả cho thấy kiều hối có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế của các quốc gia được chọn. Sau đó, nhóm nghiên cứu đề xuất một số kiến nghị để thúc đẩy tăng trưởng kinh tế cho các quốc gia.

Từ khóa: Kiều hối, Tăng trưởng kinh tế, Panel ARDL, Dữ liệu bảng

1. Giới thiệu

Kiều hối tự nhiên đến từ di cư là lợi ích cơ bản và đền bù cho các quốc gia di cư vì mất một phần lực lượng lao động của họ (Blouchoutzi và Nikas, 2014). Theo Imai và cộng sự (2014), kiều hối được đánh giá là một phương thức chuyển tiền nhanh, dễ dàng và rẻ hơn so với các phương thức khác trên thế giới. Tác động của kiều hối đối với tăng trưởng kinh tế vẫn còn là một vấn đề tranh luận. Theo nghiên cứu của Yaseen (2012), kiều hối có mối tương quan thuận với sự phát triển tài chính thông qua dòng tiền gửi kiều hối nhận được từ nước ngoài về các ngân hàng trong nước. Tuy nhiên, trong một số kịch bản và hoàn cảnh nhất định, kiều hối có thể làm giảm tăng trưởng kinh tế. Điều này có thể phát sinh nếu người nhận có ý định hoặc sử dụng số tiền kiều hối kiếm được để giảm nguồn cung lao động của họ cho nền kinh tế. Khi điều này xảy ra, những người nhận được coi là một phần của lực lượng lao động tích cực sẽ trở nên hoàn toàn phụ thuộc vào người di cư chỉ để tồn tại. Điều này phù hợp với nghiên cứu của Chami và cộng sự (2005) đã xem xét tác động của

kiểu hối đối với tăng trưởng kinh tế ở các quốc gia khác nhau bằng cách sử dụng dữ liệu bảng. Kết quả kiểm định cho thấy kiểu hối có tác động tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế. Đây là lý do tại sao Molina và cộng sự (2007) đã viết rằng, khi dòng kiểu hối góp phần làm tăng giá trị đồng nội tệ, nó cũng có thể ảnh hưởng đến nền kinh tế của đất nước vì nó không khuyến khích xuất khẩu, do đó làm giảm khả năng cạnh tranh kinh doanh của người nhận.

Trong những năm gần đây với bối cảnh quốc tế hoá kinh tế đang diễn ra, mở rộng xuất khẩu lao động cùng với chính sách quản lý di dân được điều chỉnh theo hướng thông thoáng đã khiến lượng người di dân tăng đáng kể đến các nước đang phát triển. Theo nghiên cứu của Ratha và cộng sự (2016), dòng kiểu hối chảy vào các nước đang phát triển nhiều gấp ba lần vốn hỗ trợ phát triển chính thức (ODA) và chỉ đứng sau vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI). Ngoài ra, so với các dòng tiền tệ khác, kiểu hối mang tính nghịch chu kỳ theo nghĩa là dòng tiền tăng lên ngay cả khi thị trường tài chính suy giảm (Ratha, 2013). Điều này đã giúp cho dòng kiểu hối trở thành một trong những nguồn cung ngoại tệ lớn trong cán cân thanh toán và góp phần cải thiện cán cân tài khoản vãng lai của các nước đang phát triển. Nó cũng có tác động tích cực đến nền kinh tế chung. Thực tế, kiểu hối chủ yếu quan trọng đối với các nước đang phát triển nền kinh tế vì sự tụt hậu về công nghệ và mức tiết kiệm trong nước thấp, điều này đã khuyến khích chính quyền địa phương tham gia vào các chính sách táo bạo để bù đắp cho việc thiếu vốn của họ. Hiểu rõ tác động của dòng kiểu hối đến tăng trưởng kinh tế sẽ giúp tăng nhận thức về ý nghĩa tích cực hoặc tiêu cực của dòng tiền này, từ đó có các chính sách hợp lý để thu hút nguồn lực một cách hiệu quả, góp phần thúc đẩy nền kinh tế của đất nước. Vì thế, nhóm nghiên cứu thực hiện đề tài *“Đánh giá tác động của kiểu hối đến tăng trưởng kinh tế ở các quốc gia đang phát triển: tiếp cận bằng mô hình Panel ARDL”* với đối tượng nghiên cứu là 24 quốc gia được coi là nền kinh tế đang nổi theo tiêu chí của MSCI và The Economist.

2. Cơ sở lý thuyết

Tác động của kiều hối đối với tăng trưởng kinh tế vẫn còn là một vấn đề tranh luận. Tiền gửi được sử dụng cho tiêu dùng hoặc đầu tư, đôi khi cho cả hai. Theo một số tài liệu sử dụng kiều hối để tiêu dùng không đóng góp tốt cho tăng trưởng kinh tế. Một luồng tài liệu khác lập luận rằng kiều hối có thể ảnh hưởng đến tăng trưởng bằng cách giảm bớt các hạn chế về thanh khoản. Kiều hối có thể góp phần đầu tư vào vốn con người và vật chất.

Về góc độ tích cực, nhiều nghiên cứu ủng hộ tác động tích cực của kiều hối và tăng trưởng kinh tế. Mughal và Makhoul (2013); Adams và Page (2005); Jongwanch (2007) cho rằng kiều hối có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế của các nền kinh tế đang phát triển nhưng kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng kiều hối từ nước ngoài có tác động tiêu cực đến lực lượng lao động của nước nhận do lượng tiền này được sử dụng với mục đích tiêu dùng thay vì sản xuất, kinh doanh. Anyanwu và Erhijakpor (2010) đã phân loại tác động của dòng tiền kiều hối với cấp độ quốc gia, cộng đồng và hộ gia đình. Kết quả nghiên cứu cho thấy rằng dòng ngoại tệ này đã giúp giảm đói nghèo thông qua thu nhập và tiêu dùng của hộ gia đình. Các nghiên cứu của Ratha (2003) cùng với Imai và cộng sự (2014) đã cho thấy kiều hối thúc đẩy tiết kiệm và đầu tư. Nhóm tác giả cho rằng kiều hối có tác động hiệu quả đến tăng trưởng kinh tế và có thể được sử dụng cho tiêu thụ hàng hóa được sản xuất trong nước. Majumder và Donghui (2016) đã nghiên cứu tác động của kiều hối, thương mại và cung tiền đến tăng trưởng kinh tế của Bangladesh và chỉ ra rằng kiều hối có mối quan hệ cùng chiều lâu dài với tăng trưởng kinh tế của Bangladesh. Oluyemi và cộng sự (2015) đã phát hiện ra rằng kiều hối đã hỗ trợ đáng kể cho việc tiết kiệm và đầu tư tại Nigeria bằng các dự án phát triển cộng đồng và các hoạt động hỗ trợ từ thiện. Một nghiên cứu của Rodrick và cộng sự (2007) đã xem xét ảnh hưởng của kiều hối đối với sự tăng trưởng kinh tế của các nước đang phát triển và kết quả cho thấy dòng kiều hối có tác động tích cực nhưng không đáng kể đến tăng trưởng kinh tế của các nước đang phát triển.

Mặc dù có nhiều nghiên cứu ủng hộ tác động tích cực của kiều hối đối với các nước đang phát triển, tuy nhiên, các nhà phê bình lại cho rằng tác động của kiều hối đến tăng trưởng kinh tế có thể tiêu cực hoặc ở mức không có tác động. Những kết quả của Guha (2013) chỉ ra rằng kiều hối có thể dẫn đến sự tăng giá trị tỷ giá hối đoái thực, dẫn đến sự phân chia lại sản xuất trong các lĩnh vực kinh tế, bằng cách áp dụng lý thuyết Bệnh Hà Lan để giải thích kết quả của kiều hối đối với kinh tế và trình bày một khung lược vi - vĩ mô để thiết lập các kênh truyền thông của kiều hối qua kinh tế. Nketiah và cộng sự (2019) nghiên cứu tác động của kiều hối đến tỷ giá hối đoái thực tại Ghana đã phát hiện ra rằng kiều hối không có tác động quan trọng đến tỷ giá hối đoái thực tại Ghana. Các biến tương ứng khác dẫn đến tỷ giá hối đoái thực tế tăng. Ông đề xuất rằng sự thay đổi tỷ giá hối đoái thực tế thường liên quan đến sự chuyển động trong các cơ sở kinh tế. Barajas và cộng sự (2009) và Chami và cộng sự (2003) thiết lập mối quan hệ tiêu cực (ngược chiều) giữa kiều hối và tăng trưởng kinh tế. Catrinescu và cộng sự (2009) không tìm thấy mối quan hệ tích cực hoặc tiêu cực giữa kiều hối và tăng trưởng. Nghiên cứu của Selvanathan và cộng sự (2012) cho thấy rằng tăng trưởng kiều hối không liên quan đến tăng trưởng kinh tế ở Bangladesh. McGillivray và cộng sự (2014) cũng đã nghiên cứu tác động của kiều hối đến tăng trưởng kinh tế ở các quốc gia đang phát triển nhỏ thuộc nhóm Đảo (SIDS). Nghiên cứu cho thấy, trên thực tế, trong các nước đang phát triển, không có mối liên hệ đáng kể giữa kiều hối và tăng trưởng kinh tế, tuy nhiên trong nhóm SIDS lại có mối quan hệ cùng chiều giữa các biến số này. Nghiên cứu này chỉ đúng đối với SIDS ở châu Phi và Thái Bình Dương, nhưng không đúng với những nước thuộc vùng châu Mỹ Latinh và Caribe. Các nhà nghiên cứu cho rằng kiều hối không có tác động kinh tế vĩ mô tích cực có một số lý do chính. Thứ nhất, người ta tin rằng việc chuyển tiền có thể gây ra một tình huống tương tự như “căn bệnh Hà Lan”, có nghĩa là tuy có lợi cho người dân nhưng không có lợi cho nền kinh tế. Thứ hai, Chami, Fullenkamp và Jahjahha (2005) cho rằng chuyển tiền sẽ tạo ra rủi ro đạo đức và làm giảm động cơ làm việc. Do đó, năng suất của đất nước sẽ bị giảm, gây ra tác động tiêu cực đến

tăng trưởng đang phát triển. Bettini và Zazzaro (2008) cho rằng một phần lý do khiến kiều hối không thúc đẩy tăng trưởng kinh tế là vì kiều hối nhìn chung không nhằm mục đích phục vụ như các khoản đầu tư mà là bảo hiểm xã hội để giúp các thành viên trong gia đình tài trợ cho việc mua sắm các nhu yếu phẩm trong cuộc sống. Các nhà nghiên cứu nghĩ về khả năng nếu kiều hối chỉ được sử dụng cho tiêu dùng thay vì đầu tư, thì sẽ không đạt được tăng trưởng.

Như vậy, về lý thuyết và thực nghiệm từ các nghiên cứu đi trước đều chưa thể khẳng định rõ ràng về tác động của kiều hối đến tăng trưởng kinh tế. Vì thế, trong bài nghiên cứu này nhóm tác giả sẽ kiểm chứng giả thuyết trên cho 24 quốc gia đang phát triển trong giai đoạn 2002 - 2020 bằng cách sử dụng mô hình Panel ARDL.

3. Dữ liệu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng cho các nền kinh tế đang nổi lên trong giai đoạn 2002-2020. Đây là những nền kinh tế đang trong giai đoạn quá độ từ nền kinh tế đang phát triển thành nền kinh tế phát triển. Tuy nhiên, hiện nay không có các tiêu chí rõ ràng hay phổ biến nào để xác định một nền kinh tế có phải là nền kinh tế đang nổi lên hay không. Do đó, nhóm nghiên cứu tổng hợp đã lựa chọn 24 quốc gia được coi là nền kinh tế đang nổi lên theo tiêu chí của Morgan Stanley Capital International (MSCI) và The Economist như sau:

- Mỹ Latinh gồm: Brasil, Colombia, Mexico và Peru
- Châu Á gồm: Trung Quốc, Hong Kong, Indonesia, Ấn Độ, Jordan, Hàn Quốc, Malaysia, Pakistan, Philippines, Thái Lan và Việt Nam
- Châu Phi gồm: Ai Cập, Maroc và Nam Phi
- Châu Âu gồm: Séc, Hungary, Israel, Ba Lan, Nga và Thổ Nhĩ Kỳ

Nguồn thu thập số liệu cụ thể như sau: GDP, Kiều hối, M2, FDI, CPI được tổng hợp từ Ngân hàng Thế giới (World Bank - WB). Các dữ liệu về HDI, Độ mở thương mại, Chi tiêu của chính phủ được tổng hợp từ Thế giới trong dữ liệu của chúng ta (Our World in Data - OWID).

4. Phương pháp nghiên cứu

4.1 Kiểm định sự phụ thuộc chéo

Đối với dữ liệu mảng đặc biệt với dữ liệu có số không gian N lớn, việc kiểm định sự phụ thuộc chéo giữa các phần tử là điều cần thiết. Do nếu xuất hiện mối quan hệ phụ thuộc giữa các phần tử chéo, hệ số ước lượng được sẽ không đạt được độ chính xác cao (Pesaran, 2004). Do đó, nhóm thực hiện kiểm định sự phụ thuộc chéo bằng hai phương pháp Pesaran' CD test và kiểm định Friedman (Friedman, M. 1937.). Nếu không có xuất hiện sự phụ thuộc chéo, dữ liệu được tiếp tục xử lý định lượng thông thường. Ngược lại, nếu có sự phụ thuộc chéo một số phương pháp xử lý đặc biệt sẽ được tin dùng để cho kết quả đáng tin cậy nhất.

4.2 Kiểm định tính dừng

Để phân tích được số liệu chuỗi thời gian, kiểm định tính dừng là điều kiện tiên quyết cho một ước lượng tốt. Trong nghiên cứu này, các phương pháp kiểm định tính dừng của Levin - Lin - Chu (2002), kiểm định IPS (Im, Pesaran và Shin), kiểm định Breitung (Breitung and Das 2005), kiểm định Fisher - type (Choi 2001) và kiểm định Hardi (2000) sẽ được áp dụng cho dữ liệu mảng mà không có sự phụ thuộc chéo giữa các phần tử. Nếu xuất hiện sự phụ thuộc chéo, nhóm nghiên cứu sẽ xử lý bằng phương pháp kiểm định nghiệm đơn vị thể hệ thứ hai, kiểm định CIPS (Pesaran (2007; sec. 4, 275-279)) để kết luận về bậc tích hợp của chuỗi.

4.3 Kiểm định đồng liên kết

Để xác định mối quan hệ đồng liên kết giữa các chuỗi thời gian nhằm đánh giá mối quan hệ dài hạn, nhóm nghiên cứu sử dụng đồng thời các kiểm định đồng tích hợp của Pedroni (1999) và Kao (1999) cho dữ liệu bảng không có sự phụ thuộc chéo. Đối với dữ liệu bảng có xuất hiện mối tương quan giữa các phần tử không gian, nhóm sử dụng kiểm định Westerlund để kết luận về mối quan hệ đồng liên kết.

Khi hồi quy dữ liệu bảng, với trường hợp không có đồng liên kết sẽ thực hiện các mô hình hồi quy thông thường như Pooles OLS, FEM, REM, FLGS, GMM, ngược

lại trường hợp có đồng liên kết, áp dụng các mô hình để nhận diện mối quan hệ dài hạn giữa các biến như panel ARDL (MG, PMG, DFE), DOLS...

4.4 Mô hình phân phối độ trễ tự hồi quy dữ liệu bảng

Mô hình ARDL là sự kết hợp giữa mô hình VAR (tự hồi quy vector) và mô hình hồi quy bình phương nhỏ nhất (OLS). ARDL được xem là mô hình thành công nhất, linh hoạt và dễ sử dụng cho việc phân tích các chuỗi thời gian đa biến (Adylin, 2000). Panel ARDL sẽ được sử dụng để đánh giá phản ứng của GDP trước sự thay đổi của kiểu hối và các nhân tố tác động khác trong hàm tăng trưởng. Với phương pháp ước lượng MG (mean group) và PMG (pooled mean group) được đề xuất bởi (Pesaran & cộng sự, 2001), sau đó so sánh hai phương pháp bằng kiểm định Hausman để chọn ra mô hình ước lượng tốt nhất. Mô hình ARDL được áp dụng cho nghiên cứu này bởi các ưu điểm sau: (1) Phù hợp với dữ liệu có kích thước nhỏ; (2) Ước lượng cho một phương trình duy nhất thay vì hệ phương trình giống như VECM; (3) Có thể thực hiện với các chuỗi dừng tại các bậc khác nhau $I(0)$, $I(1)$ hay hỗn hợp của cả hai; (4) Cho phép ước lượng được các tác động trong ngắn hạn và dài hạn bằng thành phần hiệu chỉnh sai số ECM (Pesaran & cộng sự, 2001). Theo đó, nhóm nghiên cứu ước lượng độc lập đối với các phương trình (1) và (2) như sau:

$$GDP = f(REM, REM^2, M2, HDI, OPEN, GOV, FDI, CPI) \quad (1)$$

$$GDP = f(REM, REM^2, M2, HDI, OPEN, GOV, FDI, CPI, REM * M2) \quad (2)$$

Trong đó:

GDP: Tổng sản phẩm quốc nội được lấy logarit, đại diện cho tăng trưởng kinh tế;

REM: Tổng lượng kiều hối vào ròng được lấy logarit;

M2: Cung tiền, được đo bằng % tăng trưởng so với năm trước, đại diện cho mức độ phát triển tài chính.

HDI: Chỉ số phát triển con người là tổng quan về chất lượng cuộc sống người dân thông qua các yếu tố: sức khỏe, giáo dục, mức thu nhập.

OPEN: Độ mở của nền kinh tế được tính bằng công thức:

$$OPEN = \frac{(Xuất\ khẩu + Nhập\ khẩu)}{GDP} * 100$$

GOV: Chi tiêu chính phủ, được đo bằng % của GDP;

FDI: Tổng đầu tư nước ngoài, được lấy logarit cho ước lượng;

CPI: Lạm phát, được đo bằng logarit của chỉ số giá tiêu dùng.

Phương trình (1) nhằm kiểm định mối quan hệ dài hạn giữa kiều hối và tăng trưởng tài chính có phải dạng phi tuyến bậc 2 hay không. Việc chấp nhận hệ số ước lượng của biến REM^2 đồng nghĩa với có dạng phụ thuộc dạng chữ U giữa kiều hối và GDP. (Anh, P. T. H., & Anh, P. Đ. (2020).)

Phương trình (2) kiểm định mối quan hệ cộng hưởng hay thay thế của kiều hối đến sự phát triển tài chính (M2) bằng việc bổ sung thêm nhân tố $REM * M2$ theo đề xuất của (Anh, P. T. H., & Anh, P. Đ. (2020)) . Nếu hệ số ước lượng của biến tương tác dương thì chứng tỏ hiệu ứng cộng hưởng, tức việc nhận kiều hối sẽ làm cho nguồn vốn dồi dào hơn từ đó làm tài chính phát triển. Ngược lại, nếu hệ số của mối quan hệ là âm thì hiệu ứng thay thế được ghi nhận, nguồn kiều hối đóng vai trò bù đắp cho sự yếu kém của hệ thống tài chính. (Nyamongo, E. M., Misati, R. N., Kipyegon, L., & Ndirangu, L. (2012).)

Từ đó nhóm nghiên cứu rút ra mô hình ARDL cụ thể cho hai phương trình ước lượng như sau:

$$\begin{aligned} \Delta GDP_{i,t} = & \beta_0 + \sum_{j=1}^{n1} \beta_{1ij} \Delta GDP_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{n2} \beta_{2ij} \Delta REM_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{n4} \beta_{4ij} \Delta HDI_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{n7} \beta_{7ij} \Delta FDI_{i,t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{n8} \beta_{8ij} \Delta CPI_{i,t-j} + \theta_0 GDP_{i,t-1} + \theta_1 REM_{i,t-1} + \theta_2 REM^2_{i,t-1} + \theta_3 M2_{i,t-1} + \theta_4 HDI_{i,t-1} + \\ & \theta_5 OPEN_{i,t-1} + \theta_6 GOV_{i,t-1} + \theta_7 FDI_{i,t-1} + \theta_8 CPI_{i,t-1} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \Delta GDP_{i,t} = & \beta_0 + \sum_{j=1}^{n1} \beta_{1ij} \Delta GDP_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{n2} \beta_{2ij} \Delta REM_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{n4} \beta_{4ij} \Delta HDI_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{n7} \beta_{7ij} \Delta FDI_{i,t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{n8} \beta_{8ij} \Delta CPI_{i,t-j} + \theta_0 GDP_{i,t-1} + \theta_1 REM_{i,t-1} + \theta_2 REM^2_{i,t-1} + \theta_3 M2_{i,t-1} + \theta_4 HDI_{i,t-1} + \end{aligned}$$

$$\theta_5^{OPEN}_{i,t-1} + \theta_6^{GOV}_{i,t-1} + \theta_7^{FDI}_{i,t-1} + \theta_8^{CPI}_{i,t-1} + \theta_9^{REM}_{i,t-1} * M2_{i,t-1} \quad (2)$$

5. Kết quả nghiên cứu

5.1 Thống kê mô tả

Thống kê mô tả cho biết các giá trị trung bình, độ lệch chuẩn, giá trị lớn nhất và giá trị nhỏ nhất. Giá trị trung bình (mean) cho thấy giá trị trung bình của tập dữ liệu. Nó cho biết mức độ trung bình của các giá trị trong tập dữ liệu. Độ lệch chuẩn (standard deviation) cho biết độ lệch trung bình của các giá trị trong tập dữ liệu so với giá trị trung bình. Nó cho biết sự phân tán của các giá trị trong tập dữ liệu. Kết quả số liệu thống kê mô tả của bộ dữ liệu gốc được tóm tắt qua bảng sau.

Bảng 1. Thống kê mô tả

| Variable | Obs | Mean | Std. Dev. | Min | Max |
|----------|-----|----------|-----------|----------|----------|
| GDP | 456 | 8.14e+11 | 1.77e+12 | 9.58e+09 | 1.47e+13 |
| REM | 456 | 8.90e+09 | 1.30e+10 | 1.20e+08 | 8.33e+10 |
| M2 | 456 | 11.80121 | 7.667903 | -20.4296 | 49.106 |
| HDI | 456 | 0.73984 | 0.103733 | 0.454 | 0.952 |
| OPEN | 456 | 88.17336 | 72.01104 | 22.10598 | 442.62 |
| GOV | 456 | 14.75769 | 4.317327 | 5.465202 | 25.36248 |
| FDI | 456 | 2.38e+10 | 4.34e+10 | 1.15e+08 | 2.91e+11 |
| CPI | 456 | 4.605866 | 4.361373 | -2.98314 | 44.96412 |

Nguồn: Sinh viên ước lượng bằng Stata

Bảng 1 trình bày thống kê mô tả cho các quốc gia đang nổi trong giai đoạn 2002 - 2020. Dữ liệu trong bài nghiên cứu là dữ liệu bảng gồm 24 quốc gia có tổng 456 quan sát. Trung bình giá trị của GDP, REM và FDI lần lượt là 814 tỷ USD, 8.9 tỷ

USD và 23.8 tỷ USD. Tỷ lệ phần trăm trung bình của Cung tiền M2 và Lạm phát (biến CPI) lần lượt là 11.8% và 4.6%. Độ mở rộng của nền kinh tế và chi tiêu của chính phủ (trên GDP) trung bình lần lượt 88.17 và 14.76.

5.2 Kiểm định sự phụ thuộc chéo

Bài toán kiểm định

Ho: Không có sự phụ thuộc chéo

H_1 : Có sự phụ thuộc chéo giữa các phần tử

Bảng 2. Kết quả kiểm định sự phụ thuộc chéo

| |
|--|
| Pesaran's test of cross sectional independence = 16.256, Pr = 0.0000 (***) |
| Friedman's test of cross sectional independence = 112.955, Pr=0.0000 (***) |

(*), (**), (***) tương ứng với mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%

Kết quả từ bài toán kiểm định giả thuyết cho sự phụ thuộc giữa các phần tử đề xuất bởi Pesaran (2004) và Friedman, M. (1937) cho giá trị kiểm định lần lượt là 16,256 và 112,955 với giá trị p-value tương ứng là 0,000. Vậy tại mức ý nghĩa 1%, giả thuyết Ho về tính độc lập giữa các phần tử bị bác bỏ, dữ liệu xảy ra hiện tượng phụ thuộc chéo. Để các tính toán phân tích tiếp theo được chính xác, cần phải sử dụng các phương pháp ước lượng đặc thù cho dữ liệu bảng có sự phụ thuộc.

5.3 Kiểm định tính dừng

Bảng 3 cho thấy kết quả của phương pháp kiểm định nghiệm đơn vị CIPS do (Pesaran, 2007) đề xuất, khắc phục sự phụ thuộc giữa các phần tử không gian bằng cách hồi quy thêm trung bình của chuỗi gốc và trung bình của sai phân tại độ trễ 1 vào phương trình kiểm định của Dickey-Fuller. Kết quả cho thấy các chuỗi số liệu của biến M2, HDI, CPI, log(GDP), log(REM) và log(FDI) đạt điều kiện dừng tại chuỗi gốc I(0). Các chuỗi về độ mở thương mại OPEN và chi tiêu chính phủ GOV là tích hợp bậc 1, I(1). Vì cần phải ước lượng các biến dừng tại các bậc khác nhau, mô hình ARDL là phù hợp cho nghiên cứu.

Bảng 3. Kiểm định tính dừng theo CIPS

| Biến | M2 | HDI | OPEN | GOV | CPI | lnGDP | lnREM | lnFDI |
|--------------|-----------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|----------------|-----------------|-----------------|
| CIPS I(0) | -3.575 (***) | -2.323 (**) | -1.543 | -1.325 | -3.209 (***) | -1.653 (**) | -1.868 (***) | -2.769 (***) |
| CIPS I(1) | | | -3.321 (***) | -3.607 (***) | | | | |

Nguồn: Sinh viên ước lượng bằng Stata

(*), (**), (***) tương ứng với mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%

5.4 Kiểm định đa cộng tuyến

Kết quả về hệ số VIF của các biến độc lập ước tính từ phần mềm cho thấy các chỉ số đều bé hơn 3 và giá trị VIF trung bình là 1,70. Vậy khả năng xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến trong mô hình là rất thấp vì vậy có thể thực hiện ước lượng.

Hình 1. Hệ số VIF của các biến độc lập

| Variable | VIF | 1/VIF |
|----------|------|----------|
| HDI | 2.24 | 0.446177 |
| OPEN | 1.99 | 0.501361 |
| lnRem | 1.79 | 0.558398 |
| GOV | 1.76 | 0.566901 |
| lnFDI | 1.39 | 0.717482 |
| M2 | 1.37 | 0.729993 |
| CPI | 1.34 | 0.746068 |
| Mean VIF | 1.70 | |

5.4 Kiểm định đồng liên kết

Để xác định mối quan hệ dài hạn, nhóm nghiên cứu tiến hành kiểm tra mối quan hệ đồng liên kết giữa các biến số trong mô hình theo phương pháp của Westerlund (2005). Bằng cách trừ đi trung bình chéo của chuỗi vào phương trình hồi quy kiểm định tính dừng của sai số, phương pháp cho kết quả tốt hơn với dữ liệu phụ

thuộc chéo. Với hai bài toán kiểm định mối quan hệ đồng liên kết trên toàn bộ dữ liệu và kiểm định trên một vài quốc gia. Kết quả tính toán cho thấy p-value của trị thống kê ở cả hai bài toán đều bé chứng tỏ sự kết hợp tuyến tính giữa các biến là đúng.

Bảng 4. Kiểm định đồng liên kết

| Westerlund test for cointegration | Statistic | P-value |
|--|-----------|-----------------|
| H_0 : No cointegration H_1 : Some panels are cointegrated | 4.1319 | 0.0000 (***) |
| H_0 : No cointegration H_1 : All panels are cointegrated | 3.0569 | 0.0011 (**) |

Nguồn: Sinh viên ước lượng bằng Stata

(), (**), (***) tương ứng với mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%*

5.5 Mô hình panel ARDL

Với các điều kiện đảm bảo về tính dừng và đồng liên kết của các chuỗi thời gian, nhóm nghiên cứu tiến hành tìm độ trễ tối ưu (p, q_1, q_2, \dots, q_n) cho ước lượng ARDL theo phương pháp của Kripfganz và cộng sự (2018) bằng cách chạy vòng lặp ước lượng ARDL cho từng quốc gia, sau đó tìm ra độ trễ tốt nhất cho từng biến ở các quốc gia đó và tổng hợp lại các độ trễ với tần suất nhiều nhất để ước lượng panel ARDL (phụ lục 1). Sau khi tổng hợp lại các độ trễ tốt nhất, nhóm nghiên cứu đề xuất ước lượng mô hình ARDL cho dữ liệu bảng với độ trễ (1,1,1,2,1,1,0,1) lần lượt cho các biến GDP, REM, FDI, M2, HDI, OPEN, GOV, CPI bằng 3 phương pháp MG (Mean Group), PMG (Pooled Mean Group) và DFE (Dynamic Fixed Effect). Kết quả ước lượng các hệ số từ bảng 5 cho thấy phương pháp MG với giả định các hệ số ước lượng của các quốc gia là khác nhau, không tốt do các giá trị không có ý nghĩa thống kê và hệ số ước lượng cho thành phần sửa lỗi là dương (0.6084), không phù hợp với lý thuyết. So sánh kết quả ước tính cho hệ số của phương pháp PMG và DFE cho

thấy cả hai phương pháp đều trả kết quả tốt hơn MG do nhiều hệ số có ý nghĩa thống kê và hệ số sửa lỗi đều đạt giá trị âm (phù hợp với lý thuyết). Để chọn lựa được mô hình tốt hơn, nhóm nghiên cứu thực hiện kiểm định Hausman so sánh giữa kết quả của PMG và DFE với giả thuyết H_0 là không có sự khác biệt giữa hai ước tính và giả thuyết H_1 là phương pháp PMG vượt trội hơn. Với p-value của kiểm định Hausman cho hai phương pháp ước tính trên hai phương trình nghiên cứu đều bé (bằng 0), ta bác bỏ giả thuyết H_0 vậy phương pháp PMG là tốt nhất. Điều này cũng phù hợp với tính chất dữ liệu lấy theo nhóm các nền kinh tế mới nổi, vì trong ngắn hạn các quốc gia với các chính sách khác nhau sẽ cho tác động riêng biệt tuy nhiên về dài hạn thì mối quan hệ giữa các yếu tố là như nhau do cùng tính chất. Và theo phương pháp PMG, giả định về các hệ số ngắn hạn bao gồm hệ số chặn, tốc độ điều chỉnh theo các giá trị cân bằng dài hạn và các phương sai sai số không đồng nhất thay đổi theo từng quốc gia, trong khi các hệ số độ dốc dài hạn là đồng nhất giữa các phần tử. Vậy nhóm nghiên cứu kết luận rằng phương pháp PMG là phù hợp nhất để nhận diện mối quan hệ giữa kiều hối và tăng trưởng kinh tế.

Bảng 5. Kết quả ước lượng cho phương trình (1)

| Ngắn hạn | Hệ số hồi quy | | | Dài hạn | Hệ số hồi quy | | |
|-----------------|---------------|------------------|------------------|-----------------|-----------------|------------------|-----------------|
| Biến giải thích | MG | PMG | DFE | Biến giải thích | MG | PMG | DFE |
| EC | 0.6084 | -0.3441 (***) | -0.2177 (***) | REM | -398.203 | 1.655067 (**) | -0.6936 |
| DGDP (-1) | -0.0722 | 0.2325 (**) | 0.2343 (***) | FDI | 0.0984 | 0.2082 (***) | 0.1847 (***) |
| DREM | -2.5148 | 0.13 (**) | 0.0886 (**) | M2 | 0.0625 | -0.0051 (***) | -0.0059 (*) |
| DREM (-1) | 4.6275 | -0.1939 (***) | -0.064 (**) | HDI | 53.1819 (**) | 2.9925 (***) | 1.0001 |
| DFDI | 2.7681 | 0.0409 (*) | 0.0436 (***) | OPEN | -0.2088 (*) | 0.0008 (**) | -0.0023 (*) |

| | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|--------------------------|--|------------------|-----------------|------------------|----------------|------------------|---------|----------|-----------|---------|---|------|----------|----------------|------|-------|----|----|----------|
| DFDI (-1) | -0.2228 | -0.0001 | -0.0036 | GOV | -0.7659 (*) | 0.0777 (***) | -0.0013 | | | | | | | | | | | | |
| DHDI | -206.2716 | 3.1648 | 4.7959 (***) | CPI | -0.1996 | -0.0204 (***) | -0.0047 | | | | | | | | | | | | |
| DHDI (-1) | -255.0932 | 6.0545 (**) | -0.2703 | REM ² | 9.0215 | -0.0334 (**) | 0.0233 | | | | | | | | | | | | |
| Cons | -2685.817 | -0.4941 (***) | 5.6379 (**) | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Kiểm định Hausman | <div><div>b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg</div><div>Test: Ho: difference in coefficients not systematic</div><div>chi2(8) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B) = 62.00 Prob>chi2 = 0.0000</div></div> | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Kiểm định White | <div><div>White's test for Ho: homoskedasticity against Ha: unrestricted heteroskedasticity</div><div>chi2(27) = 39.21 Prob > chi2 = 0.0606</div></div> | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Kiểm định Born, Breitung | <div><div>Bias-corrected Born and Breitung (2016) Q(p)-test on variables ue_residuals_1 Panelvar: country Timevar: year p (lags): 1</div><table><tr><td>Variable</td><td>Q(p)-stat</td><td>p-value</td><td>N</td><td>maxT</td><td>balance?</td></tr><tr><td>ue_residuals_1</td><td>0.49</td><td>0.483</td><td>24</td><td>17</td><td>balanced</td></tr></table><div>Notes: Under H0, Q(p) ~ chi2(p) H0: No serial correlation up to order p. Ha: Some serial correlation up to order p.</div></div> | | | | | | | Variable | Q(p)-stat | p-value | N | maxT | balance? | ue_residuals_1 | 0.49 | 0.483 | 24 | 17 | balanced |
| Variable | Q(p)-stat | p-value | N | maxT | balance? | | | | | | | | | | | | | | |
| ue_residuals_1 | 0.49 | 0.483 | 24 | 17 | balanced | | | | | | | | | | | | | | |

Nguồn: Sinh viên ước lượng bằng Stata

(*), (**), (***) tương ứng với mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%

Kết quả hậu kiểm ước lượng phương pháp PMG trên phương trình (1) cho thấy mô hình không xảy ra hiện tượng phương sai sai số thay đổi theo kiểm định White với giá trị p-value là 0.061, không có cơ sở để bác bỏ giả thuyết H_0 về phương sai sai số đồng nhất với độ tin cậy 95%. Kiểm định Born, Breitung về hiện tượng tự tương quan của phần dư trả về giá trị xác suất p-value là 0.483 lớn hơn

0.1, vậy chấp nhận giả thuyết H_0 tại mọi mức ý nghĩa hay mô hình không xảy ra hiện tượng tự tương quan.

Phân tích ý nghĩa kết quả ước lượng từ bảng (5) như sau: Trong ngắn hạn giá trị REM tăng 1% thì GDP tăng tương ứng 0.13%, tuy nhiên 1% tăng của REM tại độ trễ 1 sẽ làm GDP hiện tại giảm 0.194%. Sự gia tăng của GDP và HDI trong năm trước có ảnh hưởng tích cực đến sự gia tăng của GDP hiện tại, mối quan hệ cùng chiều giữa HDI và GDP là không thực sự rõ ràng. Hệ số của thành phần sửa lỗi là -0.3441 nói lên tốc độ điều chỉnh về trạng thái cân bằng. Ở đây theo ước lượng PMG, độ lệch của trạng thái ngắn hạn và dài hạn được điều chỉnh và sửa lỗi một lượng 0.3441% hàng năm cho các nền kinh tế mới nổi. Trong dài hạn, REM, FDI, HDI, OPEN và GOV có ảnh hưởng tích cực đến GDP, ngược lại M2 và CPI có tác động âm. Cụ thể hơn với mỗi % tăng của REM làm GDP tăng tương ứng 1.66%. Ở đây, hệ số ước lượng của biến REM^2 là -0.0334 và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%, mối quan hệ phi tuyến giữa kiều hối và tăng trưởng kinh tế được phát hiện, tuân theo quy luật đồ thị chữ U ngược. Vậy REM sẽ có tác động làm tăng GDP tuy nhiên đến một mức độ nhất định sẽ làm giảm GDP. Cuối cùng, tăng trưởng về cung tiền M2 có hệ số góc là -0.0051, vậy với mỗi % tăng trưởng trong cung tiền sẽ có tác động làm giảm GDP một lượng 0.0051%.

Bảng 6. Kết quả ước lượng cho phương trình (2)

| Ngắn hạn | Hệ số hồi quy | | | Dài hạn | Hệ số hồi quy | | |
|-----------------|---------------|-----------------|------------------|-----------------|---------------|-----------------|-----------------|
| Biến giải thích | MG | PMG | DFE | Biến giải thích | MG | PMG | DFE |
| EC | -0.9148 | -0.2062 (**) | -0.2179 (***) | REM | 0.2833 | 0.2882 (***) | -0.5829 |
| DGDP (-1) | 0.2975 | 0.1955 (***) | 0.2282 (***) | FDI | 0.0052 | 0.1445 (***) | 0.1936 (***) |
| DREM | 0.1652 | 0.1491 (*) | 0.0914 (**) | M2 | -1.9762 | 0.3927 (***) | 0.0924 |

| | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|--------------------------|---|-----------------|-----------------|--------|----------|------------------|----------------|----------|-----------|---------|---|------|----------|----------------|------|-------|----|----|----------|
| DREM (-1) | -0.1391 | -0.1386 (**) | -0.0637 (**) | HDI | 5.8536 | 1.2548 (***) | 0.7625 | | | | | | | | | | | | |
| DFDI | 0.0485 | 0.0131 | 0.044 (***) | OPEN | 0.0485 | 0.0044 (**) | -0.0026 (*) | | | | | | | | | | | | |
| DFDI (-1) | -0.1273 | 0.0201 | -0.0045 | GOV | -0.1599 | 0.0551 (***) | 0.0031 | | | | | | | | | | | | |
| DHDI | 2.6422 | 4.0342 (**) | 4.8162 (***) | CPI | 0.1103 | -0.0182 (***) | -0.0036 | | | | | | | | | | | | |
| DHDI (-1) | -3.3092 | 8.9450 (**) | -0.0704 | REM*M2 | -0.019 | -0.0159 (***) | -0.0045 | | | | | | | | | | | | |
| Cons | -126.971 6 | 3.1549 (**) | 5.2312 (**) | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Kiểm định Hausman | <div>b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg</div> <div>Test: Ho: difference in coefficients not systematic</div> <div>chi2(8) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B) = 39.72 Prob>chi2 = 0.0000</div> | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Kiểm định White | <div>White's test for Ho: homoskedasticity against Ha: unrestricted heteroskedasticity</div> <div>chi2(27) = 38.52 Prob > chi2 = 0.0700</div> | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Kiểm định Born, Breitung | <div>Bias-corrected Born and Breitung (2016) Q(p)-test on variables ue_residuals_2 Panelvar: country Timevar: year p (lags): 1</div> <table><tr><td>Variable</td><td>Q(p)-stat</td><td>p-value</td><td>N</td><td>maxT</td><td>balance?</td></tr><tr><td>ue_residuals_2</td><td>0.00</td><td>0.949</td><td>24</td><td>17</td><td>balanced</td></tr></table> <div>Notes: Under H0, Q(p) ~ chi2(p) H0: No serial correlation up to order p. Ha: Some serial correlation up to order p.</div> | | | | | | | Variable | Q(p)-stat | p-value | N | maxT | balance? | ue_residuals_2 | 0.00 | 0.949 | 24 | 17 | balanced |
| Variable | Q(p)-stat | p-value | N | maxT | balance? | | | | | | | | | | | | | | |
| ue_residuals_2 | 0.00 | 0.949 | 24 | 17 | balanced | | | | | | | | | | | | | | |

Nguồn: Sinh viên ước lượng bằng Stata

(*), (**), (***) tương ứng với mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%

Hậu kiểm định cho kết quả ước lượng của phương trình (2) cho thấy mô hình không xảy ra hiện tượng phương sai sai số thay đổi do giá trị p-value của kiểm định

White là 0.07, không bác bỏ giả thuyết H_0 tại mức ý nghĩa 5%. Về tính tự tương quan của phần dư, kiểm định Born, Breitung cho thấy không xảy ra sai phạm này do giá trị p-value lớn 0.949, giả thuyết H_0 của kiểm định được chấp nhận ở mọi mức ý nghĩa.

Phân tích kết quả ước lượng từ bảng (6) như sau: Trong ngắn hạn, độ trễ của GDP, REM, HDI và độ trễ của HDI có ảnh hưởng tích cực đến GDP. Bên cạnh đó, độ trễ của REM có tác động âm và hệ số cho thành phần sửa lỗi là có ý nghĩa thống kê. Cụ thể hơn, xem xét mối quan hệ giữa kiểu hối và tăng trưởng kinh tế ta thấy, 1% gia tăng của kiểu hối sẽ làm GDP tăng tương ứng 0.1491%, tuy vậy 1% gia tăng của REM ở năm trước sẽ làm giảm GDP 0.1386%. Hàng năm, độ lệch của các biến trong ngắn hạn sẽ được sửa lỗi về dài hạn một lượng 0.2062%. Trong dài hạn, tổng dòng kiểu hối REM, FDI, tăng trưởng cung tiền M2, HDI, OPEN và GOV có tác động tích cực tới GDP. Các mối quan hệ ngược chiều ước lượng được đến từ CPI và thành phần tương tác REM*M2. Nhận xét kết quả ước lượng trong dài hạn của phương pháp PMG, ta thấy 1% tăng trưởng kiểu hối sẽ giúp GDP tăng thêm 0.2882%, mỗi đơn vị % tăng trưởng của M2 bây giờ sẽ làm tăng GDP 0.3927% và với mỗi % tăng trưởng của REM sẽ có tác động điều tiết âm, làm giảm 0.0159%, đến mối quan hệ giữa cung tiền M2 và tăng trưởng kinh tế.

Hình 2. Kiểm định nhân quả Granger

Dumitrescu & Hurlin (2012) Granger non-causality test results:

Lag order: 1

| | | |
|---------------|--------|--------------------|
| W-bar = | 1.7864 | |
| Z-bar = | 2.7240 | (p-value = 0.0064) |
| Z-bar tilde = | 1.6832 | (p-value = 0.0923) |

H_0 : lnRem does not Granger-cause lnGDP.

H_1 : lnRem does Granger-cause lnGDP for at least one panelvar (country).

Nguồn: Sinh viên ước lượng bằng Stata

Để xác thực rõ ràng mối quan hệ, nhóm nghiên cứu thực hiện thêm kiểm định nhân quả Granger theo phương pháp do Dumitrescu & Hurlin (2012) đề xuất cho

phép kiểm định mối quan hệ phụ thuộc giữa các biến trong dữ liệu bảng không đồng nhất (heterogeneous). Theo kết quả hình 2, giá trị p-value của các trị kiểm định lần lượt là 0.0064 và 0.0923 bác bỏ giả thuyết H_0 ở các mức ý nghĩa tương ứng là 5% và 10%. Ta kết luận, kiều hối có ảnh hưởng đến phát triển kinh tế ở các quốc gia với nền kinh tế mới nổi.

Tổng hợp các kết quả phân tích định lượng, tăng trưởng dòng kiều hối có ảnh hưởng đến GDP cả trong ngắn hạn và dài hạn. Các kết quả ước lượng từ hai phương trình là tương đối đồng nhất cho các mối quan hệ ngoại trừ hệ số góc của biến M2 ở phương trình (2), kết quả ước lượng từ hai phương trình là trái dấu. Điều này có thể lý giải rằng tăng trưởng về cung tiền vốn có tác động dương đến GDP nhưng bị tác động điều tiết âm đến từ REM, vì thế do ở phương trình (1) chưa mô hình hóa mối quan hệ tương tác $REM \cdot M2$, tăng trưởng về cung tiền có thể chịu tác động điều tiết mạnh từ kiều hối dẫn đến mối quan hệ ngược chiều. Tóm lại, trong ngắn hạn REM có tác động cùng chiều đến GDP nhưng REM tại năm trước có tác động ngược chiều. Về dài hạn, kiều hối có mối quan hệ cùng chiều đến GDP, dạng hàm phi tuyến U ngược được phát hiện. Cuối cùng, M2 đại diện cho phát triển tài chính có tác động dương đến GDP và bị điều tiết âm bởi REM.

6. Kết luận và đề xuất

Bài nghiên cứu này đã kiểm định vai trò của kiều hối đối với tăng trưởng kinh tế của các quốc gia tiếp nhận với dữ liệu bảng bao gồm 24 quốc gia đang phát triển trong giai đoạn 2002-2020. Kết quả thực nghiệm cho thấy kiều hối có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế đối với các quốc gia đang phát triển.

Trên cơ sở các kết luận từ mô hình ARDL, để tạo ra những tác động tích cực hơn nữa của dòng kiều hối đối với tăng trưởng, các nhà quản lý tại Việt Nam có thể xem xét đưa ra hệ thống chính sách toàn diện hơn đối với dòng kiều hối, cụ thể:

Đầu tiên, để đạt được tăng trưởng kinh tế bền vững, chính sách cởi mở, thông thoáng thúc đẩy dòng kiều hối là rất cần thiết trong bối cảnh vốn ngân sách và các nguồn tài trợ khác đang có dấu hiệu suy giảm. Cần tiếp tục có các chính sách đẩy

mạnh khai thác các nguồn kiều hối tiềm năng bằng việc quảng bá mạnh mẽ hơn nữa hình ảnh đất nước, cập nhật tình hình phát triển kinh tế, chính sách đổi mới kinh tế, thông tin kịp thời về các chuyển biến tích cực của môi trường đầu tư đến cộng đồng kiều bào ta ở nước ngoài để từ đó thu hút thêm kiều hối chuyển về Việt Nam dưới dạng các khoản đầu tư, góp vốn sản xuất kinh doanh trong thời gian tới. Tuy nhiên, tác động phi tuyến chữ U ngược lại cho thấy sự cần thiết của việc quản lý và sử dụng dòng kiều hối một cách hiệu quả để tránh gây tác động tiêu cực tới tăng trưởng kinh tế. Tình trạng ỷ lại và trông chờ vào dòng tiền từ nước ngoài cùng với "căn bệnh Hà Lan" cũng sẽ gây tác động tiêu cực này. Do đó, để đạt được tăng trưởng bền vững, việc thu hút và phân bổ nguồn kiều hối trong lĩnh vực sản xuất kinh doanh và an sinh xã hội cần đạt được sự cân bằng hợp lý trong từng giai đoạn. Ví dụ, trong lĩnh vực an sinh xã hội, cần đầu tư vào y tế, giáo dục, văn hóa và thể thao.

Tiếp theo, để thúc đẩy phát triển kinh tế tại Việt Nam, phát triển tài chính được coi là một trong những yếu tố quan trọng và có tác động tích cực. Để tăng cường hoạt động kinh tế, cần xây dựng các kênh truyền thông về chính sách đầu tư, tỷ giá và các quyền lợi ưu đãi, nhằm thu hút nguồn vốn đầu tư từ bên ngoài vào thị trường tài chính. Điều này sẽ giúp tăng cường hoạt động của các định chế tài chính trong việc huy động và cho vay vốn để phục vụ hoạt động sản xuất kinh doanh.

Thứ ba, có kế hoạch xây dựng một kênh liên kết giữa các doanh nghiệp trong nước và các doanh nghiệp của kiều bào nhằm thúc đẩy sự phát triển thông qua hợp tác đầu tư và huy động nguồn lực bên ngoài, mà không gây tăng nợ như ODA hay ảnh hưởng đến môi trường như FDI.

Thứ tư, cần có các biện pháp định hướng và thúc đẩy sự chuyển dịch của dòng kiều hối vào lĩnh vực sản xuất kinh doanh nhằm tạo ra hàng hóa, dịch vụ có ích cho xã hội, từ đó giúp kiều hối tác động mạnh mẽ hơn tới tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam trong thời gian tới. Đồng thời, cần có các biện pháp hạn chế dòng kiều hối chảy vào lĩnh vực chứng khoán, bất động sản, vàng, nhằm hạn chế hiện tượng đầu cơ, giảm thiểu bong bóng tài sản và ổn định kinh tế vĩ mô.

Thứ năm, Việt Nam cần duy trì chính sách ổn định tỷ giá hối đoái và thị trường ngoại hối trong tương lai. Điều này sẽ giúp thu hút thêm nguồn kiều hối và có tác động tích cực trong việc tăng đăng ký và giải ngân FDI. Thêm vào đó, tăng các nguồn ngoại tệ sẽ giúp tăng dự trữ ngoại hối, từ đó tạo nền tảng căn bản cho sự ổn định tỷ giá hối đoái trong những thời gian sắp tới.

Thứ sáu, trong giai đoạn tới, các chính sách vĩ mô cần tập trung vào ổn định vĩ mô và kiểm chế mức lạm phát ở mức vừa phải, bằng hoặc thấp hơn mức tăng trưởng kinh tế. Nhờ điều này, ngân hàng có thể giảm lãi suất để khuyến khích người dân bán ngoại tệ từ nguồn kiều hối cho hệ thống ngân hàng và rút tiền để chi tiêu hoặc đầu tư góp vốn sản xuất kinh doanh. Điều này sẽ giúp kiều hối không chỉ hỗ trợ tổng cung mà còn thúc đẩy tăng tổng cầu, từ đó kích thích tăng trưởng kinh tế Việt Nam cao hơn trong thời gian tới.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Blouchoutzi, A., & Nikas, C. (2014). Emigrants' remittances and economic growth in small transition economies: The cases of Moldova and Albania. *Journal of Economics and Business*, 17(2), 97-117.
- [2] Imai KS et al. (2014) Remittances, growth and poverty: new evidence from Asian countries, *Journal of Policy Modeling*. New evidence from Asian countries. International Fund for Agricultural Development (IFAD)
- [3] Yaseen HS (2012) The positive and negative impact of remittances on economic growth in MENA countries. *J Int Manag Stud* 7(1)
- [4] Chami, R., Fullenkamp, C., & Jahjah, S. (2005). Are immigrant remittance flows a source of capital for development?. *IMF Staff papers*, 52(1), 55-81.
- [5] Molina, L. Lopez, H., & Bussolo, M. (2007). Remittances and the Real Exchange Rate. World Bank Policy Research Working Paper 4213, Washington, DC: World Bank.
- [6] Ratha D (2013) The impact of remittances on economic growth and poverty reduction. Migration Policy Institute. No. 8, September 2013
- [7] Mughal, M., & Makhoul, F. (2013). Labour effects of foreign and domestic remittances—evidence from Pakistan. *International Review of Applied Economics*, 27(6), 798-821.
- [8] Adams Jr, R. H., & Page, J. (2005). Do international migration and remittances reduce poverty in developing countries?. *World development*, 33(10), 1645-1669.
- [9] Jongwanich, J. (2007). Workers' remittances, economic growth and poverty in developing Asia and the Pacific countries (No. WP/07/01). United Nations Economic and Social Commission for Asia and the Pacific (ESCAP).
- [10] Anyanwu, J. C., & Erhijakpor, A. E. (2010). Do international remittances affect poverty in Africa?. *African Development Review*, 22(1), 51-91.
- [11] Ratha, D. (2003). Workers' remittances: an important and stable source of external development finance. *Global development finance*.

- [12] Imai, K. S., Gaiha, R., Ali, A., & Kaicker, N. (2014). Remittances, growth and poverty: New evidence from Asian countries. *Journal of Policy Modeling*, 36(3), 524-538.
- [13] Majumder, S. C., & Donghui, Z. (2016). Relationship between remittance and economic growth in Bangladesh: An autoregressive distributed lag model (ARDL). *European Researcher. Series A*, (3), 156-167.
- [14] Oluyemi, O., & Isaac, E. D. (2017). The effect of exchange rate on imports and exports in Nigeria from January 1996 to June 2015. *International journal of economics and business management*, 3(2), 66-77.
- [15] Rodrick D. (2007). *The Real Exchange and Economic Growth: theory and Evidence*, John F. Kennedy School of Government, Harvard University.
- [16] Guha, P. (2013). Macroeconomic effects of international remittances: The case of developing economies. *Economic Modelling*, 33, 292-305.
- [17] Nketiah, E., Adjei, M., Boamah, B. B., & Adu-Gyamfi, G. (2019). The Impact of Remittance on the Real Exchange Rate in Ghana. *Open Journal of Business and Management*, 7, 1862-1879.
- [18] Barajas, A., Chami, R., Connel, F., Gapen, M., & Montiel, P. (2009). *Do Workers' Remittances Promote Economic Growth?* IMF Working Paper, WP/09/153, Washington DC: IMF.
- [19] Chami, R., Fullenkamp, C., & Jahjah, S. (2003). *Are Immigrant Remittance Flows a Source of Capital for Development?* IMF Working Paper WP/03/189.
- [20] Catrinescu, N., Leon-Ledesma, M., Piracha, M., & Quillin, B. (2009). Remittances, Institutions and Economic Growth. *World Development*, 37, 81-92.
- [21] Selvanathan, S., Siddique, A., & Selvanathan, E. A. (2012). Remittances and Economic Growth: Empirical Evidence from Bangladesh, India and Sri Lanka. *Journal of Development Studies*, 45, 1045-1062.

- [22] Feeny, S., Iamsiraroj, S., & McGillivray, M. (2014). Remittances and economic growth: larger impacts in smaller countries?. *The journal of development studies*, 50(8), 1055-1066.
- [23] Chami, R., Fullenkamp, C., & Jahjah, S. (2005). Are Immigrant Remittances Flows a Source of Capital Development? *IMF Staff Papers*, 52(1), IMF.
- [24] Pesaran, M. H., Schuermann, T., & Weiner, S. M. (2004). Modeling regional interdependencies using a global error-correcting macroeconomic model. *Journal of Business & Economic Statistics*, 22(2), 129-162.
- [25] Friedman, M. (1937). The use of ranks to avoid the assumption of normality implicit in the analysis of variance. *Journal of the American Statistical Association*, 32(200), 675-701.
- [26] Bornhorst, F., & Baum, C. (2006). LEVINLIN: Stata module to perform Levin-Lin-Chu panel unit root test.
- [27] Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.
- [28] Breitung, J., & Das, S. (2005). Panel unit root tests under cross-sectional dependence. *Statistica Neerlandica*, 59(4), 414-433.
- [29] Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance*, 20(2), 249-272.
- [30] Rahimpour, E., Rashtchi, V., & Pesaran, M. (2007). Parameter identification of deep-bar induction motors using genetic algorithm. *Electrical Engineering*, 89, 547-552.
- [31] Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 653-670.

- [32] Kao, C., Chiang, M. H., & Chen, B. (1999). International R&D spillovers: an application of estimation and inference in panel cointegration. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1), 691-709.
- [33] Westerlund, J. (2005). New simple tests for panel cointegration. *Econometric Reviews*, 24(3), 297-316.
- [34] Aydin, H.I (2007), Interest Rate Pass-Through in Turkey, Research and Monetary Policy Department, 07(05), 1-38.
- [35] Shin, Y., Smith, R. P., & Pesaran, M. H. (1998). Pooled Mean group estimation of dynamic heterogeneous panels (No. 16). Edinburgh School of Economics, University of Edinburgh.
- [36] Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.
- [37] Anh, P. T. H., & Anh, P. Đ. (2020). Kiểm chứng tác động của kiều hối tới tăng trưởng kinh tế Việt Nam dựa trên mô hình ARDL. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 29(2), 24-39.
- [38] Nyamongo, E. M., Misati, R. N., Kipyegon, L., & Ndirangu, L. (2012). Remittances, financial development and economic growth in Africa. *Journal of economics and business*, 64(3), 240-260.
- [39] Dumitrescu, E.-I., and C. Hurlin. 2012. Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling* 29: 1450-1460.

PHỤ LỤC

Phụ lục A. Kiểm định phụ thuộc chéo

A1

```
. xtcsd, pesaran
```

```
Pesaran's test of cross sectional independence = 16.256, Pr = 0.0000
```

A2

```
. xtcsd, frees
```

```
Frees' test of cross sectional independence = 3.415
```

```
-----|
```

```
Critical values from Frees' Q distribution
```

```
alpha = 0.10 : 0.1360
```

```
alpha = 0.05 : 0.1782
```

```
alpha = 0.01 : 0.2601
```

```
. xtcsd, friedman
```

```
Friedman's test of cross sectional independence = 112.955, Pr = 0.0000
```

Phụ lục B. Kiểm định tính dừng

B1. GDP

```
. xtcips lngdp, maxlags(1) bglags(1) q noc
```

Pesaran Panel Unit Root Test with cross-sectional and first difference mean included for lngdp
Deterministics chosen: no constant nor trend

Dynamics: lags criterion decision Portmanteau (Q) test for white noise

H_0 (homogeneous non-stationary): $b_i = 0$ for all i

CIPS = -1.653 N,T = (24,19)

| | 10% | 5% | 1% |
|--------------------|------|-------|------|
| Critical values at | -1.5 | -1.61 | -1.8 |

B2. REM

```
. xtcips lnRem , maxlags(1) bglags(1) q noc
```

Pesaran Panel Unit Root Test with cross-sectional and first difference mean included for **lnRem**
 Deterministics chosen: **no constant nor trend**

Dynamics: lags criterion decision **Portmanteau (Q)** test for **white noise**

H0 (homogeneous non-stationary): $b_i = 0$ for all i

CIPS = **-1.868** N,T = (24,19)

| | 10% | 5% | 1% |
|--------------------|-------------|--------------|-------------|
| Critical values at | -1.5 | -1.61 | -1.8 |

B3. FDI

```
. xtcips lnFDI , maxlags(1) bglags(1) q noc
```

Pesaran Panel Unit Root Test with cross-sectional and first difference mean included for **lnFDI**
 Deterministics chosen: **no constant nor trend**

Dynamics: lags criterion decision **Portmanteau (Q)** test for **white noise**

H0 (homogeneous non-stationary): $b_i = 0$ for all i

CIPS = **-2.769** N,T = (24,19)

| | 10% | 5% | 1% |
|--------------------|-------------|--------------|-------------|
| Critical values at | -1.5 | -1.61 | -1.8 |

B4. M2

```
. xtcips M2 , maxlags(1) bglags(1) q noc
```

Pesaran Panel Unit Root Test with cross-sectional and first difference mean included for **M2**
 Deterministics chosen: **no constant nor trend**

Dynamics: lags criterion decision **Portmanteau (Q)** test for **white noise**

H0 (homogeneous non-stationary): $b_i = 0$ for all i

CIPS = **-3.575** N,T = (24,19)

| | 10% | 5% | 1% |
|--------------------|-------------|--------------|-------------|
| Critical values at | -1.5 | -1.61 | -1.8 |

B5. HDI

. xtcips HDI , maxlags(1) bglags(1) q

Pesaran Panel Unit Root Test with cross-sectional and first difference mean included for **HDI**
Deterministics chosen: **constant**

Dynamics: lags criterion decision **Portmanteau (Q)** test for **white noise**

H0 (homogeneous non-stationary): $b_i = 0$ for all i

CIPS = **-2.323** N,T = (24,19)

| | 10% | 5% | 1% |
|--------------------|--------------|-------------|--------------|
| Critical values at | -2.11 | -2.2 | -2.38 |

B6. OPEN

. xtcips d.OPEN, maxlags(1) bglags(1) q

Pesaran Panel Unit Root Test with cross-sectional and first difference mean included for **D.OPEN**
Deterministics chosen: **constant**

Dynamics: lags criterion decision **Portmanteau (Q)** test for **white noise**

Individual **ti** were **truncated** during the aggregation process

H0 (homogeneous non-stationary): $b_i = 0$ for all i

CIPS* = **-3.321** N,T = (24,18)

| | 10% | 5% | 1% |
|--------------------|--------------|-------------|--------------|
| Critical values at | -2.11 | -2.2 | -2.38 |

B7. GOV

. xtcips GOV, maxlags(1) bglags(1) q

Pesaran Panel Unit Root Test with cross-sectional and first difference mean included for **GOV**
Deterministics chosen: **constant**

Dynamics: lags criterion decision **Portmanteau (Q)** test for **white noise**

H0 (homogeneous non-stationary): $b_i = 0$ for all i

CIPS = **-1.325** N,T = (24,19)

| | 10% | 5% | 1% |
|--------------------|--------------|-------------|--------------|
| Critical values at | -2.11 | -2.2 | -2.38 |

B8.

```
. xtcips CPI , maxlags(1) bglags(1) q
```

Pesaran Panel Unit Root Test with cross-sectional and first difference mean included for **CPI**
Deterministics chosen: **constant**

Dynamics: lags criterion decision **Portmanteau (Q)** test for **white noise**

Individual **ti** were **truncated** during the aggregation process

H0 (homogeneous non-stationary): $b_i = 0$ for all **i**

CIPS* = **-3.209** N,T = (24,19)

| | 10% | 5% | 1% |
|--------------------|--------------|-------------|--------------|
| Critical values at | -2.11 | -2.2 | -2.38 |

Phụ lục C. Kiểm định đồng liên kết

C1

```
. xtointtest westerlund lnGDP lnRem lnFDI M2 HDI OPEN GOV CPI, somepanels demean
```

Westerlund test for cointegration

| | | | |
|----------------------------------|-------------------|---|-----------|
| Ho: No cointegration | Number of panels | = | 24 |
| Ha: Some panels are cointegrated | Number of periods | = | 19 |

Cointegrating vector: **Panel specific**
Panel means: **Included**
Time trend: **Not included**
AR parameter: **Panel specific**

Cross-sectional means removed

| | Statistic | p-value |
|----------------|---------------|---------------|
| Variance ratio | 4.1319 | 0.0000 |

C2

```
. xtointtest westerlund lnGDP lnRem lnFDI M2 HDI OPEN GOV CPI, allpanels trend demean
```

Westerlund test for cointegration

| | | | |
|---------------------------------|-------------------|---|-----------|
| Ho: No cointegration | Number of panels | = | 24 |
| Ha: All panels are cointegrated | Number of periods | = | 19 |

Cointegrating vector: **Panel specific**
Panel means: **Included**
Time trend: **Included**
AR parameter: **Same**

Cross-sectional means removed

| | Statistic | p-value |
|----------------|---------------|---------------|
| Variance ratio | 3.0569 | 0.0011 |

Phụ lục D. Chọn độ trễ tối ưu

| Quốc gia | GDP | REM | FDI | M2 | HDI | OPEN | GOV | CPI |
|-----------------|-----|-----|-----|----|-----|------|-----|-----|
| 1. Brasil | 1 | 2 | 0 | 0 | 2 | 2 | 2 | 0 |
| 2. Colombia | 2 | 1 | 1 | 2 | 1 | 0 | 1 | 1 |
| 3. Mexico | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 2 | 1 | 1 |
| 4. Peru | 1 | 1 | 1 | 2 | 1 | 1 | 0 | 2 |
| 5. Trung Quốc | 2 | 0 | 1 | 1 | 0 | 2 | 1 | 2 |
| 6. Hong Kong | 1 | 1 | 1 | 2 | 0 | 0 | 0 | 2 |
| 7. Indonesia | 2 | 0 | 2 | 2 | 1 | 1 | 0 | 1 |
| 8. Ấn Độ | 2 | 1 | 1 | 1 | 0 | 2 | 2 | 0 |
| 9. Jordan | 1 | 1 | 2 | 0 | 1 | 1 | 0 | 2 |
| 10. Hàn Quốc | 1 | 1 | 0 | 2 | 2 | 1 | 0 | 1 |
| 11. Malaysia | 2 | 0 | 0 | 2 | 0 | 2 | 2 | 1 |
| 12. Pakistan | 2 | 0 | 2 | 2 | 0 | 1 | 1 | 1 |
| 13. Philippines | 1 | 1 | 1 | 0 | 2 | 1 | 1 | 2 |
| 14. Thái Lan | 1 | 1 | 0 | 2 | 1 | 1 | 2 | 0 |
| 15. Việt Nam | 1 | 1 | 0 | 2 | 1 | 1 | 1 | 2 |
| 16. Ai Cập | 2 | 0 | 2 | 0 | 1 | 1 | 2 | 1 |
| 17. Maroc | 1 | 2 | 2 | 0 | 0 | 1 | 1 | 1 |
| 18. Nam Phi | 1 | 0 | 1 | 2 | 1 | 0 | 2 | 2 |
| 19. Séc | 2 | 2 | 2 | 1 | 1 | 0 | 0 | 1 |
| 20. Hungary | 2 | 0 | 1 | 0 | 1 | 1 | 2 | 2 |
| 21. Israel | 1 | 1 | 2 | 1 | 2 | 0 | 0 | 2 |

| | | | | | | | | |
|---------------|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 22.Ba Lan | 1 | 1 | 2 | 1 | 0 | 2 | 0 | 2 |
| 23.Nga | 2 | 1 | 0 | 1 | 2 | 1 | 2 | 0 |
| 24.Thổ Nhĩ Kỳ | 1 | 1 | 2 | 1 | 1 | 1 | 0 | 1 |
| Độ trễ tối ưu | 1 | 1 | 1 | 2 | 1 | 1 | 0 | 1 |

Nguồn: Sinh viên ước lượng bằng Stata

Phụ lục E. Kết quả mô hình

E1

```
. xtpmg d.lnGDP ld.lnGDP l(0/1)d.lnRem l(0/1)d.lnFDI l(0/1)d.HDI, lr( L.( lnGDP lnRem lnFDI M2 HDI OPEN GOV CPI rem2)) mg replace
invalid new variable name;
variable name __ec is in the list of predictors
r(110);
```

```
. ereturn display
```

| | | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
|-------|-----------|-----------|-----------|-------|-----------|----------------------|----------|
| __ec | lnRem | | | | | | |
| | L1. | -398.203 | 439.8371 | -0.91 | 0.365 | -1260.268 | 463.862 |
| | lnFDI | | | | | | |
| | L1. | .0983902 | .2303162 | 0.43 | 0.669 | -.3530213 | .5498017 |
| | M2 | | | | | | |
| | L1. | .0625769 | .087957 | 0.71 | 0.477 | -.1098156 | .2349695 |
| | HDI | | | | | | |
| | L1. | 53.18188 | 26.42608 | 2.01 | 0.044 | 1.387715 | 104.976 |
| | OPEN | | | | | | |
| L1. | -.20878 | .1986821 | -1.05 | 0.293 | -.5981897 | .1806297 | |
| GOV | | | | | | | |
| L1. | -.7658686 | .4575394 | -1.67 | 0.094 | -1.662629 | .1308921 | |
| CPI | | | | | | | |
| L1. | -.1995809 | .1853228 | -1.08 | 0.282 | -.5628069 | .163645 | |
| rem2 | | | | | | | |
| L1. | 9.021461 | 10.0212 | 0.90 | 0.368 | -10.61973 | 28.66265 | |
| SR | __ec | .6083959 | 5.29417 | 0.11 | 0.909 | -9.767987 | 10.98478 |
| | lnGDP | | | | | | |
| | LD. | -.0721744 | 3.839532 | -0.02 | 0.985 | -7.597518 | 7.453169 |
| | lnRem | | | | | | |
| | D1. | -2.514802 | 2.380703 | -1.06 | 0.291 | -7.180894 | 2.151289 |
| | LD. | 4.627508 | 4.989659 | 0.93 | 0.354 | -5.152043 | 14.40706 |
| | lnFDI | | | | | | |
| | D1. | 2.768048 | 2.726348 | 1.02 | 0.310 | -2.575495 | 8.111592 |
| | LD. | -.2228251 | .3886563 | -0.57 | 0.566 | -.9845775 | .5389272 |
| | HDI | | | | | | |
| | D1. | -206.2716 | 205.0135 | -1.01 | 0.314 | -608.0907 | 195.5476 |
| | LD. | -255.0932 | 204.2976 | -1.25 | 0.212 | -655.5093 | 145.3228 |
| _cons | -2685.817 | 2363.396 | -1.14 | 0.256 | -7317.988 | 1946.353 | |

E2

```
. xtmgm d.lnGDP ld.lnGDP l(0/1)d.lnRem l(0/1)d.lnFDI l(0/1)d.HDI, lr( L.( lnGDP lnRem lnFDI M2 HDI OPEN GOV CPI rem2)) pmg replace
```

```
Iteration 0: log likelihood = 676.48359 (not concave)
Iteration 1: log likelihood = 684.65203 (not concave)
Iteration 2: log likelihood = 690.77099 (not concave)
Iteration 3: log likelihood = 703.93933 (not concave)
Iteration 4: log likelihood = 711.07592 (not concave)
Iteration 5: log likelihood = 713.37878
Iteration 6: log likelihood = 730.50937 (not concave)
Iteration 7: log likelihood = 735.96963 (not concave)
Iteration 8: log likelihood = 738.9459
Iteration 9: log likelihood = 739.78436
Iteration 10: log likelihood = 740.20603
Iteration 11: log likelihood = 740.23126
Iteration 12: log likelihood = 740.23139
Iteration 13: log likelihood = 740.23139
```

Pooled Mean Group Regression
(Estimate results saved as pmg)

```
Panel Variable (i): country      Number of obs   =      408
Time Variable (t): year          Number of groups  =      24
                                  Obs per group: min =      17
                                  avg   =     17.0
                                  max   =      17
```

Log Likelihood = 740.2314

| D.lnGDP | | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
|---------|-----|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|-----------|
| __ec | | | | | | | |
| lnRem | | | | | | | |
| | L1. | 1.655067 | .5425073 | 3.05 | 0.002 | .5917718 | 2.718362 |
| lnFDI | | | | | | | |
| | L1. | .2081447 | .0190657 | 10.92 | 0.000 | .1707765 | .2455128 |
| M2 | | | | | | | |
| | L1. | -.0051422 | .0015559 | -3.30 | 0.001 | -.0081918 | -.0020927 |
| HDI | | | | | | | |
| | L1. | 2.99248 | .4984813 | 6.00 | 0.000 | 2.015475 | 3.969486 |
| OPEN | | | | | | | |
| | L1. | .0008246 | .0003534 | 2.33 | 0.020 | .000132 | .0015173 |
| GOV | | | | | | | |
| | L1. | .0777118 | .0109078 | 7.12 | 0.000 | .0563329 | .0990907 |
| CPI | | | | | | | |
| | L1. | -.0203903 | .0043185 | -4.72 | 0.000 | -.0288543 | -.0119262 |
| rem2 | | | | | | | |
| | L1. | -.0334166 | .0123108 | -2.71 | 0.007 | -.0575454 | -.0092878 |
| SR | | | | | | | |
| __ec | | | | | | | |
| | | -.3440734 | .063543 | -5.41 | 0.000 | -.4686153 | -.2195314 |
| lnGDP | | | | | | | |
| | LD. | .2324891 | .0736131 | 3.16 | 0.002 | .0882101 | .3767682 |
| lnRem | | | | | | | |
| | D1. | .1300195 | .0664365 | 1.96 | 0.050 | -.0001937 | .2602327 |
| | LD. | -.193933 | .0534619 | -3.63 | 0.000 | -.2987163 | -.0891496 |
| lnFDI | | | | | | | |
| | D1. | .0409271 | .0245453 | 1.67 | 0.095 | -.0071807 | .089035 |
| | LD. | -.0000683 | .0128517 | -0.01 | 0.996 | -.0252571 | .0251206 |
| HDI | | | | | | | |
| | D1. | 3.164788 | 1.965518 | 1.61 | 0.107 | -.6875566 | 7.017133 |
| | LD. | 6.054501 | 2.557866 | 2.37 | 0.018 | 1.041175 | 11.06783 |
| _cons | | | | | | | |
| | | -.4941023 | .0856043 | -5.77 | 0.000 | -.6618835 | -.326321 |

E3

. xtpmg d.lnGDP ld.lnGDP l(0/1)d.lnRem l(0/1)d.lnFDI l(0/1)d.HDI, lr(L.(lnGDP lnRem lnFDI M2 HDI OPEN GOV CPI rem2)) dfe replace

Dynamic Fixed Effects Regression: Estimated Error Correction Form
(Estimate results saved as DFE)

| | | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
|-----|-------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|-----------|
| _ec | lnRem | | | | | | |
| | L1. | -.693578 | .8510135 | -0.82 | 0.415 | -2.361534 | .9743778 |
| | lnFDI | | | | | | |
| | L1. | .184663 | .0414065 | 4.46 | 0.000 | .1035077 | .2658184 |
| | M2 | | | | | | |
| | L1. | -.0058798 | .0034597 | -1.70 | 0.089 | -.0126608 | .0009011 |
| | HDI | | | | | | |
| | L1. | 1.000942 | 1.184522 | 0.85 | 0.398 | -1.320678 | 3.322562 |
| | OPEN | | | | | | |
| | L1. | -.0023391 | .001395 | -1.68 | 0.094 | -.0050733 | .0003951 |
| SR | GOV | | | | | | |
| | L1. | -.0013069 | .0195958 | -0.07 | 0.947 | -.039714 | .0371003 |
| | CPI | | | | | | |
| | L1. | -.0046726 | .0071523 | -0.65 | 0.514 | -.0186908 | .0093457 |
| | rem2 | | | | | | |
| | L1. | .0233331 | .0191456 | 1.22 | 0.223 | -.0141917 | .0608578 |
| | _ec | | | | | | |
| | | -.2176738 | .026028 | -8.36 | 0.000 | -.2686878 | -.1666598 |
| | lnGDP | | | | | | |
| | LD. | .2343394 | .0469811 | 4.99 | 0.000 | .1422581 | .3264207 |
| | lnRem | | | | | | |
| | D1. | .0885636 | .0295985 | 2.99 | 0.003 | .0305516 | .1465756 |
| | LD. | -.0640443 | .0259931 | -2.46 | 0.014 | -.1149898 | -.0130988 |
| | lnFDI | | | | | | |
| | D1. | .0436369 | .0072176 | 6.05 | 0.000 | .0294907 | .0577832 |
| | LD. | -.00362 | .0070568 | -0.51 | 0.608 | -.0174511 | .0102112 |
| | HDI | | | | | | |
| | D1. | 4.795852 | .9670574 | 4.96 | 0.000 | 2.900454 | 6.691249 |
| | LD. | -.2702467 | 1.183034 | -0.23 | 0.819 | -2.588951 | 2.048458 |
| | _cons | | | | | | |
| | | 5.637962 | 2.17016 | 2.60 | 0.009 | 1.384526 | 9.891398 |

E4

| | | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
|------|---------------------|-----------------------|----------------------|---------------|----------------|------------------------|----------------------|
| __ec | lnRem L1. | -.3604119 | .5645987 | -0.64 | 0.523 | -1.467005 | .7461812 |
| | lnFDI L1. | .3033456 | .212152 | 1.43 | 0.153 | -.1124647 | .7191558 |
| | M2 L1. | -2.57597 | 2.915502 | -0.88 | 0.377 | -8.290249 | 3.138308 |
| | HDI L1. | 7.696335 | 8.845341 | 0.87 | 0.384 | -9.640214 | 25.03289 |
| | OPEN L1. | .0581547 | .0693543 | 0.84 | 0.402 | -.0777773 | .1940867 |
| | GOV L1. | -.2133628 | .2446945 | -0.87 | 0.383 | -.6929553 | .2662297 |
| | CPI L1. | .0865634 | .0801265 | 1.08 | 0.280 | -.0704817 | .2436085 |
| | m2rem L1. | .115517 | .1318962 | 0.88 | 0.381 | -.1429948 | .3740288 |
| SR | __ec | -2.968561 | 1.321225 | -2.25 | 0.025 | -5.558114 | -.3790084 |
| | lnGDP LD. | .9820074 | .5242244 | 1.87 | 0.061 | -.0454536 | 2.009468 |
| | lnRem D1. LD. | .4308103 -1.754453 | .5546813 .9251543 | 0.78 -1.90 | 0.437 0.058 | -.656345 -3.567722 | 1.517966 .0588159 |
| | lnFDI D1. LD. | .1705078 -.0708815 | .2508094 .1624087 | 0.68 -0.44 | 0.497 0.663 | -.3210696 -.3891968 | .6620852 .2474337 |
| | HDI D1. LD. | 11.96435 -36.57495 | 29.55971 50.59831 | 0.40 -0.72 | 0.686 0.470 | -45.97161 -135.7458 | 69.90031 62.59592 |
| | _cons | 4.300137 | 18.88682 | 0.23 | 0.820 | -32.71735 | 41.31763 |

E5

```
. xtpmg d.lnGDP ld.lnGDP l(0/1)d.lnRem l(0/1)d.lnFDI l(0/1)d.HDI, lr( L.( lnGDP lnRem lnFDI M2 HDI OPEN GOV CPI m2rem)) pmg replace
```

```
Iteration 0: log likelihood = 675.71031 (not concave)
Iteration 1: log likelihood = 690.37995 (not concave)
Iteration 2: log likelihood = 702.22361 (not concave)
Iteration 3: log likelihood = 710.93604 (not concave)
Iteration 4: log likelihood = 716.08539 (not concave)
Iteration 5: log likelihood = 722.66588 (not concave)
Iteration 6: log likelihood = 725.98012 (not concave)
Iteration 7: log likelihood = 735.92908 (not concave)
Iteration 8: log likelihood = 746.4512 (not concave)
Iteration 9: log likelihood = 753.49502 (not concave)
Iteration 10: log likelihood = 760.71498 (not concave)
Iteration 11: log likelihood = 766.57727 (not concave)
Iteration 12: log likelihood = 770.58402 (not concave)
Iteration 13: log likelihood = 771.92402
Iteration 14: log likelihood = 776.51995
Iteration 15: log likelihood = 778.07773
Iteration 16: log likelihood = 778.0854
Iteration 17: log likelihood = 778.08878
Iteration 18: log likelihood = 778.0888
```

Pooled Mean Group Regression
(Estimate results saved as pmg)

```
Panel Variable (i): country      Number of obs      =      408
Time Variable (t): year          Number of groups    =      24
                                Obs per group: min =      17
                                avg =      17.0
                                max =      17
```

Log Likelihood = 778.0888

| D.lnGDP | | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
|---------|-------|-----------|-----------|--------|-------|----------------------|-----------|
| __ec | lnRem | | | | | | |
| | L1. | .2881586 | .0250006 | 11.53 | 0.000 | .2391583 | .3371589 |
| | lnFDI | | | | | | |
| | L1. | .1445065 | .0154474 | 9.35 | 0.000 | .1142302 | .1747828 |
| | M2 | | | | | | |
| | L1. | .3927993 | .0400049 | 9.82 | 0.000 | .3143912 | .4712074 |
| | HDI | | | | | | |
| | L1. | 1.254795 | .2742216 | 4.58 | 0.000 | .7173303 | 1.792259 |
| | OPEN | | | | | | |
| | L1. | .0043783 | .0007003 | 6.25 | 0.000 | .0030058 | .0057507 |
| m2rem | GOV | | | | | | |
| | L1. | .0550499 | .0025849 | 21.30 | 0.000 | .0499836 | .0601162 |
| | CPI | | | | | | |
| | L1. | -.0175068 | .0007199 | -24.32 | 0.000 | -.0189177 | -.0160958 |
| | | | | | | | |
| | L1. | -.0190073 | .0019199 | -9.90 | 0.000 | -.0227703 | -.0152444 |
| | | | | | | | |
| | | | | | | | |
| | | | | | | | |
| | | | | | | | |
| SR | __ec | -.2061823 | .0605953 | -3.40 | 0.001 | -.324947 | -.0874176 |
| | lnGDP | | | | | | |
| | LD. | .1954994 | .0494596 | 3.95 | 0.000 | .0985602 | .2924385 |
| | lnRem | | | | | | |
| | D1. | .1491266 | .0829694 | 1.80 | 0.072 | -.0134903 | .3117436 |
| | LD. | -.1386309 | .0520993 | -2.66 | 0.008 | -.2407437 | -.0365182 |
| | lnFDI | | | | | | |
| | D1. | .0131117 | .0247789 | 0.53 | 0.597 | -.035454 | .0616774 |
| | LD. | .0201946 | .0133813 | 1.51 | 0.131 | -.0060323 | .0464214 |
| | HDI | | | | | | |
| _cons | D1. | 4.034298 | 2.017643 | 2.00 | 0.046 | .0797896 | 7.988807 |
| | LD. | 8.945069 | 3.350822 | 2.67 | 0.008 | 2.377578 | 15.51256 |
| | | | | | | | |
| | | | | | | | |
| | | | | | | | |
| | | | | | | | |
| | | | | | | | |
| | | | | | | | |
| | | | | | | | |
| | | | | | | | |

E6

. xtpmg d.lnGDP ld.lnGDP l(0/1)d.lnRem l(0/1)d.lnFDI l(0/1)d.HDI, lr(L.(lnGDP lnRem lnFDI M2 HDI OPEN GOV CPI m2rem)) dfe replace

Dynamic Fixed Effects Regression: Estimated Error Correction Form
(Estimate results saved as DFE)

| | | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
|-----|-------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|-----------|
| _ec | lnRem | | | | | | |
| | L1. | .3985383 | .0727982 | 5.47 | 0.000 | .2558564 | .5412202 |
| | lnFDI | | | | | | |
| | L1. | .1910796 | .0426127 | 4.48 | 0.000 | .1075602 | .2745989 |
| | M2 | | | | | | |
| | L1. | .097304 | .063263 | 1.54 | 0.124 | -.0266892 | .2212973 |
| | HDI | | | | | | |
| | L1. | .7872747 | 1.229578 | 0.64 | 0.522 | -1.622655 | 3.197204 |
| | OPEN | | | | | | |
| | L1. | -.0029079 | .0014015 | -2.07 | 0.038 | -.0056549 | -.0001609 |
| SR | GOV | | | | | | |
| | L1. | .0070941 | .0198724 | 0.36 | 0.721 | -.0318551 | .0460432 |
| | CPI | | | | | | |
| | L1. | -.0025307 | .0073091 | -0.35 | 0.729 | -.0168563 | .011795 |
| | m2rem | | | | | | |
| | L1. | -.0047068 | .0028796 | -1.63 | 0.102 | -.0103506 | .0009371 |
| | _ec | | | | | | |
| | | -.2128349 | .0256008 | -8.31 | 0.000 | -.2630115 | -.1626583 |
| | lnGDP | | | | | | |
| | LD. | .2306208 | .0470028 | 4.91 | 0.000 | .1384969 | .3227447 |
| | lnRem | | | | | | |
| | D1. | .0965269 | .0292463 | 3.30 | 0.001 | .0392052 | .1538485 |
| | LD. | -.0624126 | .0259233 | -2.41 | 0.016 | -.1132213 | -.0116039 |
| | lnFDI | | | | | | |
| | D1. | .0439045 | .0072078 | 6.09 | 0.000 | .0297774 | .0580316 |
| | LD. | -.0036157 | .0070228 | -0.51 | 0.607 | -.0173802 | .0101488 |
| | HDI | | | | | | |
| | D1. | 4.77449 | .9647182 | 4.95 | 0.000 | 2.883677 | 6.665302 |
| | LD. | -.102979 | 1.187028 | -0.09 | 0.931 | -2.42951 | 2.223552 |
| | _cons | | | | | | |
| | | 2.796332 | .425975 | 6.56 | 0.000 | 1.961436 | 3.631228 |