JDI
JOURNAL OF DEVELOPMENT AND INTEGRATION

TẠP CHÍ PHÁT TRIỂN VÀ HỘI NHẬP
Số 90 (2026) 92-100 | jdi.uef.edu.vn



Tác động của các yếu tố kinh tế vĩ mô đến tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia ASEAN-5

Nguyễn Phú Quới*
Trường Đại học Kinh tế - Tài chính Thành phố Hồ Chí Minh, Việt Nam

TỪ KHÓA

ASEAN-5;
Phụ thuộc chéo;
PMG-ARDL bảng;
Tăng trưởng kinh tế;
Tỷ giá hối đoái hiệu quả thực.

TÓM TẮT

Nghiên cứu đánh giá tác động của các yếu tố kinh tế vĩ mô đến tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia ASEAN-5 giai đoạn 1996–2024 dựa trên bộ dữ liệu bảng cân bằng (145 quan sát). Áp dụng mô hình PMG-ARDL bảng (140 quan sát sau khi xử lý độ trễ và sai phân), nghiên cứu xác nhận tồn tại mối quan hệ đồng liên kết dài hạn. Trước hiện tượng phụ thuộc chéo đáng kể, mô hình CS-ARDL được áp dụng để kiểm tra độ bền và kiểm soát các cú sốc chung. Kết quả chỉ ra lạm phát kìm hãm tăng trưởng trong dài hạn, trong khi độ mở thương mại và dòng vốn FDI là động lực thúc đẩy quan trọng. Đầu tư trong nước chỉ đóng góp tích cực trong ngắn hạn. Tỷ giá hối đoái thực hiệu quả có tác động trái chiều: hỗ trợ tăng trưởng ngắn hạn nhờ giảm chi phí nhập khẩu nhưng gây áp lực tiêu cực trong dài hạn do giảm năng lực cạnh tranh xuất khẩu. Hệ số hiệu chỉnh sai số âm và có ý nghĩa thống kê (ECT = -0,827) phản ánh tốc độ điều chỉnh nhanh về cân bằng dài hạn. Những phát hiện này cung cấp cơ sở thực nghiệm cho việc quản lý tỷ giá linh hoạt và kiểm soát lạm phát hiệu quả nhằm thúc đẩy tăng trưởng bền vững tại ASEAN-5.

1. Giới thiệu

Tăng trưởng kinh tế là mục tiêu trọng tâm của các nền kinh tế mới nổi, đặc biệt trong bối cảnh hội nhập khu vực và toàn cầu sâu rộng. Đối với nhóm ASEAN-5 (Indonesia, Malaysia, Philippines, Thái Lan và Việt Nam), tăng trưởng vừa phản ánh hiệu quả phân bổ nguồn lực, vừa chịu tác động lớn từ các yếu tố kinh tế vĩ mô như lạm phát, thương mại, vốn quốc tế và tỷ giá. Do đó, phân tích toàn diện các yếu tố này và cơ chế truyền dẫn của chúng có ý nghĩa thiết thực cả về lý thuyết lẫn thực tiễn.

Các nghiên cứu trước ghi nhận lạm phát thường cản trở tăng trưởng (Barro, 1995), trong khi thương mại (Frankel & Romer, 1999) và đầu tư trực tiếp nước ngoài (Alfaro & cộng sự, 2004) là động lực chính. Tỷ giá hối đoái thực cũng đóng vai trò quan trọng thông qua kênh cạnh tranh xuất khẩu (Rodrik, 2008). Dù vậy, bằng chứng thực nghiệm về vai trò dài hạn của FDI và tỷ giá vẫn chưa đồng nhất giữa các quốc gia do khác biệt về năng lực hấp thụ và cấu trúc kinh tế.

Hạn chế của phần lớn nghiên cứu trước là sử dụng phương pháp dữ liệu bảng thế hệ thứ nhất, chưa kiểm soát hiện tượng phụ thuộc chéo phát sinh từ sự liên kết kinh tế chặt chẽ giữa các nước ASEAN-5. Việc bỏ qua yếu tố này có thể dẫn đến ước lượng sai lệch. Bên cạnh đó, tác động phân hóa giữa ngắn hạn và dài hạn của các biến vĩ mô, đặc biệt là tỷ giá thực, chưa được làm rõ.

*Tác giả liên hệ. Email: *quoinp@uef.edu.vn*
https://doi.org/10.61602/jdi.2026.90.11
Ngày nộp bài: 14/3/2026; Ngày chỉnh sửa: 08/5/2026; Ngày duyệt đăng: 25/5/2026; Ngày online: 28/9/2026
ISSN (print): 1859-428X, ISSN (online): 2815-6234

Nhằm khắc phục khoảng trống đó, nghiên cứu này đánh giá tác động của lạm phát, độ mở thương mại, FDI, đầu tư trong nước và tỷ giá hối đoái thực hiệu quả đến tăng trưởng kinh tế ASEAN-5 giai đoạn 1996–2024 (145 quan sát). Nghiên cứu sử dụng phương pháp Pooled Mean Group (PMG) thuộc khung ARDL bảng và áp dụng mô hình CS-ARDL để kiểm tra độ bền trước các cú sốc chung.

Đóng góp chính của nghiên cứu gồm: (i) kiểm soát triệt để phụ thuộc chéo bằng kiểm định thế hệ thứ hai và CS-ARDL; (ii) kết hợp PMG và CS-ARDL nâng cao tính vững của kết quả ước lượng; và (iii) làm sáng tỏ sự đối lập trong tác động ngắn và dài hạn của tỷ giá thực, cung cấp bằng chứng thực nghiệm quan trọng cho hoạch định chính sách vĩ mô tại ASEAN-5.

2. Mô hình lý thuyết và Phương pháp nghiên cứu

2.1. Khung phân tích lý thuyết và giả thuyết nghiên cứu

Nghiên cứu dựa trên mô hình tăng trưởng tân cổ điển mở rộng của Mankiw và cộng sự (1992), coi tăng trưởng kinh tế dài hạn được quyết định bởi tích lũy vốn vật chất, vốn con người và các yếu tố cấu trúc. Trong nền kinh tế mở, khung lý thuyết này tích hợp thêm các yếu tố vĩ mô như thương mại, dòng vốn quốc tế và tỷ giá nhằm phản ánh đầy đủ kênh truyền dẫn tác động. Dựa trên đó, nghiên cứu xem xét năm biến vĩ mô chủ chốt.

Lạm phát (INF) phản ánh sự ổn định vĩ mô. Lạm phát cao và biến động làm gia tăng chi phí vốn, giảm hiệu quả phân bổ nguồn lực và cản trở tăng trưởng dài hạn (Barro, 1995; Fischer, 1993). Tuy nhiên, một số bằng chứng gần đây chỉ ra rằng tác động này có thể mang tính phi tuyến và phụ thuộc vào ngưỡng lạm phát (Lopez-Villavicencio & Mignon, 2011). Tại ASEAN-5, tác động tiêu cực này đã được nhiều nghiên cứu xác nhận (Azam & Khan, 2020; Hidthiir & cộng sự, 2024).

Giả thuyết H1: Lạm phát có tác động tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế.

Độ mở thương mại (TRADE) đo lường mức độ hội nhập, giúp mở rộng thị trường và chuyển giao công nghệ (Dollar và Kraay, 2004; Frankel và Romer, 1999). Dù vậy, mức độ tác động tích cực còn phụ thuộc vào trình độ phát triển của nền kinh tế (Nguyen & Bui, 2021).

Giả thuyết H2: Độ mở thương mại có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế.

Đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) bổ sung vốn và tạo hiệu ứng lan tỏa công nghệ. Tuy nhiên, hiệu quả của FDI không đồng nhất mà phụ thuộc vào năng lực hấp thụ của nền kinh tế, bao gồm chất lượng thể chế và phát triển tài chính (Alfaro & cộng sự, 2004; Borensztein & cộng sự, 1998). Các nghiên cứu gần đây tiếp tục nhấn mạnh tính điều kiện của kênh tác động này (Gupta & cộng sự, 2022).

Giả thuyết H3: FDI có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế, phụ thuộc vào năng lực hấp thụ của nền kinh tế.

Đầu tư trong nước (INV) là yếu tố cốt lõi trong tích lũy vốn vật chất theo lý thuyết tăng trưởng tân cổ điển. Nhiều nghiên cứu cho thấy tác động tích cực ổn định của đầu tư đối với tăng trưởng (Levine & Renelt, 1992), nhưng hiệu quả dài hạn có thể bị hạn chế nếu không đi kèm cải thiện năng suất (Hidthiir & cộng sự, 2024).

Giả thuyết H4: Đầu tư trong nước có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế.

Tỷ giá hối đoái thực hiệu quả (REER) phản ánh mức độ cạnh tranh quốc tế của nền kinh tế và có thể tác động đến tăng trưởng thông qua cả kênh chi phí nhập khẩu và xuất khẩu. Sự lên giá của tỷ giá thực có thể giảm chi phí nhập khẩu và hỗ trợ sản xuất trong ngắn hạn. Tuy nhiên, trong dài hạn, điều này có thể làm suy giảm năng lực cạnh tranh xuất khẩu, từ đó tác động tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế (Ayele, 2022; Rodrik, 2008).

Giả thuyết H5: Tác động của tỷ giá hối đoái thực đến tăng trưởng kinh tế là khác biệt giữa ngắn hạn và dài hạn.

Tóm lại, nghiên cứu này tích hợp khung lý thuyết tăng trưởng tân cổ điển mở rộng với các bằng chứng thực nghiệm hiện đại, xây dựng mô hình phân tích toàn diện nhằm đánh giá đồng thời các kênh tác động vĩ mô đến tăng trưởng kinh tế trong bối cảnh ASEAN-5 có mức độ hội nhập cao và tồn tại phụ thuộc chéo.

2.2. Mô hình nghiên cứu

Dựa trên khung phân tích lý thuyết, nghiên cứu xây dựng mô hình kinh tế lượng dữ liệu bảng để đánh giá tác động của các yếu tố kinh tế vĩ mô đến tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia ASEAN-5. Biến tỷ giá hối đoái thực hiệu quả được đưa vào mô hình dưới dạng logarit tự nhiên (LREER) để xử lý sự khác biệt về đơn vị tính và giảm thiểu nhiễu trong dữ liệu.

Mô hình tổng quát được xác định như sau:

$$GDP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 INF_{i,t} + \beta_2 TRADE_{i,t} + \beta_3 FDI_{i,t} + \beta_4 INV_{i,t} + \beta_5 LREER_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Trong đó: i là quốc gia, t là năm; GDP là tốc độ tăng trưởng GDP (%); INF là lạm phát (%); TRADE là độ mở thương mại (% GDP); FDI là vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (% GDP); INV là đầu tư trong nước (% GDP); LREER là logarit tự nhiên của chỉ số tỷ giá hối đoái thực hiệu quả (năm cơ sở 2007=100).

2.3. Phương pháp nghiên cứu

2.3.1. Quy trình phân tích

Nghiên cứu áp dụng quy trình kinh tế lượng bảng động qua các bước:

(1) Thống kê mô tả và ma trận tương quan: Đánh giá đặc tính phân phối dữ liệu, phát hiện giá trị ngoại lệ và kiểm tra đa cộng tuyến.

(2) Kiểm định phụ thuộc chéo: dùng kiểm định Pesaran (2004) để xác định sự tương tác giữa các quốc gia.

(3) Kiểm định tính dừng: Sử dụng kiểm định CIPS thế hệ thứ hai (Pesaran, 2007) được sử dụng nhằm xác định bậc tích hợp của các biến. Kết quả cho thấy các chuỗi dừng ở I(0) hoặc I(1), thỏa mãn điều kiện mô hình ARDL.

(4) Kiểm định đồng liên kết: áp dụng kiểm định Westerlund (2007) kết hợp kỹ thuật Bootstrap để xử lý phụ thuộc chéo, xác nhận mối quan hệ cân bằng dài hạn.

(5) Lựa chọn mô hình ước lượng: Dựa vào tiêu chí AIC, cấu trúc ARDL(1,1,1,1,1,1) được chọn. Kiểm định Hausman giữa PMG và MG (p > 0,05) khẳng định giả định đồng nhất dài hạn không bị bác bỏ, do đó phương pháp PMG được chọn.

(6) Kiểm định chẩn đoán và kiểm tra độ bền: Áp dụng mô hình CS-ARDL (Ditzen, 2018) để kiểm soát các cú sốc chung và đảm bảo độ bền của kết quả.

2.3.2. Phương pháp PMG

Nghiên cứu áp dụng phương pháp Pooled Mean Group (PMG) do Pesaran và cộng sự (1999) đề xuất, phù hợp với dữ liệu bảng có chiều thời gian lớn hơn chiều không gian (T > N). Trong nghiên cứu này, bộ dữ liệu gồm 05 quốc gia và 29 năm quan sát (N=5; T=29), phù hợp với điều kiện áp dụng của mô hình PMG-ARDL. Phương pháp này giả định rằng các quốc gia chia sẻ một mối quan hệ cân bằng dài hạn, trong khi cho phép sự khác biệt về hệ số ngắn hạn, phương sai sai số và tốc độ điều chỉnh.

Mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM) được biểu diễn như sau:

$$\Delta GDP_{i,t} = \phi_i (GDP_{i,t-1} - \theta' X_{i,t}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij} \Delta GDP_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \gamma'_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + \epsilon_{i,t}$$

Trong đó, ϕ_i là hệ số hiệu chỉnh sai số (ECT), phản ánh tốc độ điều chỉnh của nền kinh tế về trạng thái cân bằng dài hạn sau các cú sốc (ϕ_i<0) ; θ' là vector các hệ số dài hạn; và X là vector các biến độc lập INF, TRADE, FDI, INV và LREER; λ_{ij} và γ'_{ij} là các hệ số tác động ngắn hạn; μi là hằng số đặc thù quốc gia; $\epsilon_{i,t}$ là sai số ngẫu nhiên.

Phương pháp PMG cho phép phân tích đồng thời tác động ngắn hạn và dài hạn, đồng thời đảm bảo tính linh hoạt khi các quốc gia có thể khác biệt về động học ngắn hạn nhưng vẫn chia sẻ một mối quan hệ dài hạn chung.

2.4. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng cân bằng của 05 quốc gia ASEAN gồm Indonesia, Malaysia, Philippines, Thái Lan và Việt Nam trong giai đoạn 1996–2024, với tổng số 145 quan sát. Các quốc gia này có mức độ hội nhập kinh tế cao và đặc điểm cấu trúc tương đồng, đồng thời bao quát nhiều chu kỳ kinh tế quan trọng bao gồm khủng hoảng tài chính châu Á (1997–1998), khủng hoảng toàn cầu (2008–2009) và đại dịch COVID-19 (2020). Dữ liệu được thu thập từ các nguồn thứ cấp uy tín, bao gồm Ngân hàng Thế giới (World Development Indicators – WDI), Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IMF), và cơ sở dữ liệu tỷ giá thực hiệu quả của Bruegel (2025).

Bảng 1. Mô tả các biến số trong mô hình nghiên cứu

Biến số	Ký hiệu	Đơn vị tính	Nguồn dữ liệu
Tăng trưởng GDP	GDP	% (hàng năm)	WDI
Lạm phát	INF	% (CPI)	WDI, IMF
Độ mở thương mại	TRADE	% GDP	WDI
FDI ròng	FDI	% GDP	WDI
Tổng đầu tư trong nước	INV	% GDP	WDI
Tỷ giá thực hiệu quả	LREER	Logarit (Chỉ số 2007=100)	Bruegel (2025), IMF

3. Kết quả và thảo luận

3.1. Thống kê mô tả và phân tích tương quan

Kết quả thống kê mô tả (Bảng 2) phản ánh sự biến động đáng kể của các chỉ tiêu kinh tế vĩ mô tại ASEAN-5 giai đoạn 1996–2024. Tăng trưởng GDP trung bình đạt 4,57%, song dao động rất lớn từ mức âm −13,13% trong các giai đoạn khủng hoảng đến mức dương 10,00% ở những thời kỳ tăng trưởng mạnh. Biến lạm phát (INF) thể hiện độ lệch chuẩn cao (5,81) so với giá trị trung bình (4,57%), cùng mức cực đại lên tới 58,45%, cho thấy những giai đoạn bất ổn giá cả nghiêm trọng tại một số quốc gia. Độ mở thương mại trung bình đạt 109,43% GDP, phản ánh mức độ hội nhập quốc tế cao của ASEAN-5. Biến tỷ giá thực (LREER), sau khi lấy logarit, có giá trị trung bình 4,656 với độ biến động thấp (0,168), tạo điều kiện thuận lợi cho việc phân tích tác động co giãn đến tăng trưởng.

Bảng 2. Thống kê mô tả các biến số

Biến số	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	Lớn nhất
GDP	145	4,566	3,450	−13,127	10,003
INF	145	4,571	5,812	−1,710	58,451
TRADE	145	109,435	47,396	32,972	220,407
FDI	145	2,867	1,934	−2,757	9,713
INV	145	26,591	5,763	15,684	42,973
LREER	145	4,656	0,168	3,940	5,089

Ma trận tương quan (Bảng 3) cung cấp bằng chứng ban đầu phù hợp với giả thuyết nghiên cứu. Tăng trưởng GDP có mối tương quan nghịch với lạm phát (INF) ở mức ý nghĩa 1%, phản ánh tác động tiêu cực của bất ổn vĩ mô. Ngược lại, GDP thể hiện mối tương quan thuận với dòng vốn FDI, đầu tư trong nước (INV) và tỷ giá thực (LREER), đều ở mức ý nghĩa 1%, củng cố vai trò tích cực của các yếu tố này. Các hệ số tương quan giữa các biến độc lập đều thấp hơn 0,8, cho thấy hiện tượng đa cộng tuyến ít khả năng xảy ra, hỗ trợ việc ước lượng mô hình PMG-ARDL.

Bảng 3. Ma trận tương quan giữa các biến số

Biến	GDP	INF	TRADE	FDI	INV	LREER
GDP	1,000					
INF	−0,291***	1,000				
TRADE	0,053	−0,157*	1,000			
FDI	0,320***	−0,061	0,469***	1,000		
INV	0,266***	0,127	0,071	0,401***	1,000	
LREER	0,269***	−0,369***	0,143*	0,318***	0,326***	1,000

*Ghi chú: *, **, *** lần lượt là mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.*

3.2. Kiểm định hiện tượng phụ thuộc chéo

Trước khi tiến hành kiểm định tính dừng và ước lượng mô hình, nghiên cứu thực hiện kiểm định phụ thuộc chéo (Cross-sectional Dependence) theo kỹ thuật của Pesaran (2004). Trong bối cảnh các quốc gia ASEAN-5 có mối liên kết chặt chẽ về thương mại, dòng vốn đầu tư và cùng chịu tác động từ các cú sốc kinh tế khu vực, việc kiểm tra hiện tượng này là bước quan trọng nhằm đảm bảo lựa chọn phương pháp ước lượng phù hợp, tránh sai chệch và thiếu nhất quán trong kết quả. Kết quả kiểm định CD (Bảng 4) cho thấy hiện tượng phụ thuộc chéo tồn tại mạnh mẽ trong hầu hết các biến số chủ chốt. Cụ thể, các biến GDP, INF và LREER đều bác bỏ giả thuyết không về sự độc lập giữa các quốc gia ở mức ý nghĩa 1% (p-value = 0,000). Sự hiện diện của phụ thuộc chéo xác nhận rằng các phương pháp kiểm định đơn vị gốc và đồng liên kết truyền thống (thế hệ thứ nhất) có thể không còn phù hợp. Do đó, nghiên cứu sử dụng các kiểm định thế hệ thứ hai (CIPS) và đặc biệt là mô hình CS-ARDL trong phần kiểm tra độ bền để kiểm soát các yếu tố tác động chung không quan sát được, đảm bảo tính khách quan cho các kết luận thực nghiệm.

Bảng 4. Kết quả kiểm định phụ thuộc chéo

Biến số	CD-test	Hệ số tương quan	Hệ số tương quan tuyệt đối
GDP	10,54***	0,619	0,619
INF	8,08***	0,475	0,475
TRADE	1,13	0,066	0,476
FDI	0,20	0,012	0,128
INV	1,47	0,087	0,303
LREER	6,88***	0,404	0,500

*Ghi chú: *, **, *** lần lượt là mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.*

3.3. Kiểm định tính dừng và đồng liên kết thế hệ thứ hai

Nhằm đảm bảo tính tin cậy của mô hình trong bối cảnh các quốc gia ASEAN-5 có mức độ hội nhập kinh tế cao dẫn đến hiện tượng phụ thuộc chéo, nghiên cứu sử dụng các kỹ thuật kiểm định thế hệ thứ hai.

Kiểm định tính dừng: Nghiên cứu áp dụng kiểm định CIPS (Cross-sectionally Augmented IPS) của Pesaran (2007). Kết quả (Bảng 5) cho thấy các chuỗi dữ liệu có bậc tích hợp không đồng nhất: GDP, INF, FDI và LREER dừng ở chuỗi gốc I(0), trong khi TRADE và INV chỉ dừng sau khi lấy sai phân bậc nhất I(1). Kết quả kiểm định cho thấy các biến có bậc tích hợp hỗn hợp I(0) và I(1), nhưng không tồn tại biến I(2), do đó phù hợp để áp dụng mô hình ARDL bảng.

Bảng 5. Kết quả kiểm định tính dừng (CIPS – Pesaran, 2007)

Biến số	Mức gốc I(0)	Sai phân bậc nhất I(1)	Kết luận
GDP	−4,673***	–	I(0)
INF	−3,334***	–	I(0)
TRADE	−0,919	−4,983***	I(1)
FDI	−3,392***	–	I(0)
INV	−1,880	−5,268***	I(1)
LREER	−3,199***	–	I(0)

*Ghi chú: *** là mức ý nghĩa 1%.*

Kiểm định đồng liên kết: nghiên cứu tiếp tục thực hiện kiểm định Westerlund (2007). Điểm mạnh của phương pháp này là sử dụng kỹ thuật Bootstrap (100 lần lặp) để tính toán "Robust P-value", giúp loại bỏ sự chệch của các thống kê truyền thống khi có hiện tượng phụ thuộc chéo. Kết quả (Bảng 6) cho thấy mặc dù thống kê Ga có p-value truyền thống chưa có ý nghĩa (0,211), nhưng sau khi hiệu chỉnh bằng bootstrap, robust p-value của cả bốn thống kê đều bằng 0,000. Kết quả kiểm định Westerlund Bootstrap cung cấp bằng chứng ủng hộ sự tồn tại của mối quan hệ đồng liên kết dài hạn giữa các biến, mặc dù các thống kê gốc không hoàn toàn nhất quán.

Bảng 6. Kết quả kiểm định đồng liên kết (Westerlund, 2007)

Thống kê	Giá trị	Z-value	P-value	Robust P-value
Gt	−4,466	−4,983	0,000	0,000
Ga	−14,484	−0,804	0,211	0,000
Pt	−9,698	−4,493	0,000	0,000
Pa	−15,126	−1,995	0,023	0,000

Ghi chú: Robust P-value thu được từ kỹ thuật Bootstrap (100 lần lặp) xử lý phụ thuộc chéo.

3.4. Ước lượng mô hình và Lựa chọn mô hình tối ưu

Kết quả thực nghiệm (Bảng 7) cho thấy hệ số hiệu chỉnh sai số (ECT) của cả ba mô hình PMG, MG và DFE đều mang giá trị âm và có ý nghĩa thống kê tại mức 1% ($p < 0,01$). Điều này xác nhận sự tồn tại của cơ chế tự điều chỉnh về trạng thái cân bằng dài hạn giữa tăng trưởng GDP và các biến độc lập sau các cú sốc ngắn hạn. Kết quả kiểm định Hausman giữa PMG và MG cho thấy $\chi^2 = 3,558$ với p-value = 0,615, do đó không bác bỏ giả định đồng nhất hệ số dài hạn. Vì vậy, PMG được lựa chọn là mô hình phù hợp hơn. Khi so sánh giữa PMG và DFE, giá trị p = 0,0573 tiếp tục ủng hộ việc sử dụng mô hình PMG để đảm bảo tính hiệu quả thống kê. Do đó, nghiên cứu kết luận mô hình PMG (Pooled Mean Group) là lựa chọn tối ưu, phù hợp với đặc thù cấu trúc của nhóm nước ASEAN-5 trong giai đoạn nghiên cứu.

Bảng 7. Kết quả ước lượng mô hình PMG, MG và DFE

Biến	PMG	MG	DFE
	Hệ số dài hạn		
INF	-0,206*** (0,065)	0,104 (0,345)	-0,168*** (0,059)
TRADE	0,025** (0,010)	0,005 (0,088)	0,021** (0,011)
FDI	0,320* (0,164)	0,490 (0,395)	0,549*** (0,199)
INV	0,040 (0,064)	0,143 (0,089)	0,042 (0,071)
LREER	-5,762*** (1,591)	-7,462 (6,589)	-3,497* (1,841)
	Hệ số ngắn hạn		
ΔINF	-0,008 (0,059)	-0,146 (0,164)	0,023 (0,052)
ΔTRADE	0,073* (0,038)	0,063 (0,049)	0,019 (0,026)
ΔFDI	0,163*** (0,060)	0,070 (0,215)	-0,070 (0,165)
ΔINV	0,343* (0,199)	0,236 (0,277)	0,509*** (0,070)
ΔLREER	17,609*** (4,377)	18,529*** (6,884)	14,754*** (3,381)
ECT	-0,827*** (0,068)	-0,945*** (0,031)	-0,913*** (0,071)
Kiểm định Hausman giữa MG và PMG: Giá trị χ^2=3,558; p-value = 0,615			
Kiểm định Hausman giữa DFE và PMG: Giá trị χ^2= 10,72; p-value = 0,0573			

*Ghi chú: *, **, *** lần lượt là mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%. Sai số chuẩn trong ngoặc đơn. Số lượng quan sát trong hồi quy là 140 (giảm 5 quan sát so với mẫu gốc 145) do cấu trúc ARDL sử dụng sai phân bậc nhất và độ trễ làm mất dữ liệu năm đầu tiên của mỗi quốc gia.*

3.4.1. Kết quả trong dài hạn

Trong dài hạn, kết quả ước lượng từ mô hình PMG-ARDL cho thấy lạm phát (INF) có tác động tiêu cực và có ý nghĩa thống kê cao đến tăng trưởng kinh tế (β=-0,206; $p < 0,01$). Điều này hàm ý rằng khi lạm phát tăng thêm 1 điểm phần trăm, tốc độ tăng trưởng GDP giảm khoảng 0,206 điểm phần trăm, qua đó nhấn mạnh vai trò ổn định vĩ mô trong việc duy trì tăng trưởng bền vững.

Độ mở thương mại (TRADE) có tác động dương (0,025) và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%, cho thấy hội nhập thương mại quốc tế góp phần thúc đẩy tăng trưởng thông qua mở rộng quy mô thị trường và cải thiện hiệu quả phân bổ nguồn lực.

Đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) mang dấu dương (0,320) và có ý nghĩa ở mức 10%, cho thấy vai trò hỗ trợ tăng trưởng, nhưng hiệu quả còn phụ thuộc vào năng lực hấp thụ của từng quốc gia.

Đầu tư trong nước (INV) có hệ số dương nhưng không đạt ý nghĩa thống kê, cho thấy chưa có bằng chứng vững chắc về vai trò thúc đẩy tăng trưởng trong dài hạn. Điều này hàm ý rằng tích lũy vốn vật chất đơn thuần có thể chưa đủ để duy trì tăng trưởng dài hạn nếu không đi kèm cải thiện năng suất tổng hợp (TFP).

Tỷ giá hối đoái thực (LREER) có tác động âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Do biến được chuyển đổi dưới dạng logarit tự nhiên, hệ số −5,762 mang ý nghĩa bán co giãn: khi REER tăng 1%, tốc độ tăng trưởng GDP giảm khoảng 0,0576 điểm phần trăm. Kết quả này hàm ý rằng sự lên giá của đồng nội tệ làm suy giảm năng lực cạnh tranh xuất khẩu, ảnh hưởng tiêu cực đến tăng trưởng dài hạn.

3.4.2. Kết quả trong ngắn hạn và tốc độ điều chỉnh

Hệ số hiệu chỉnh sai số (ECT) mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê cao (−0,827; $p < 0,01$), xác nhận sự tồn tại của mối quan hệ cân bằng dài hạn. Độ lớn của hệ số cho thấy khoảng 82,7% sai lệch khỏi trạng thái cân bằng dài hạn được điều chỉnh trong kỳ tiếp theo, cho thấy tốc độ điều chỉnh tương đối cao về trạng thái cân bằng dài hạn sau các cú sốc ngắn hạn.

Trong ngắn hạn, FDI và LREER có tác động tích cực và có ý nghĩa thống kê, trong khi INV duy trì dấu dương nhưng chỉ có ý nghĩa ở mức thấp. TRADE chỉ đạt ý nghĩa thống kê ở mức biên, còn INF không có ý nghĩa, hàm ý rằng tác động của biến động giá cả đến sản lượng thực có thể xuất hiện với độ trễ. Đáng chú ý, LREER có tác động dương trong ngắn hạn nhưng chuyển sang tiêu cực trong dài hạn, phản ánh sự đánh đổi giữa lợi ích tức thời từ giảm chi phí nhập khẩu và tác động dài hạn đến năng lực cạnh tranh xuất khẩu.

3.4.3. Phân tích dị biệt ngắn hạn theo quốc gia

Phương pháp PMG cho phép ước lượng hệ số ngắn hạn và tốc độ điều chỉnh riêng biệt cho từng quốc gia.

Kết quả (Bảng 8) cho thấy sự khác biệt đáng kể: Thái Lan có tốc độ điều chỉnh nhanh nhất (ECT ≈ −0,987), trong khi Indonesia điều chỉnh chậm hơn (ECT ≈ −0,588).

Về tác động ngắn hạn của LREER, Thái Lan phản ứng mạnh và có ý nghĩa thống kê cao, trong khi Việt Nam không ghi nhận tác động đáng kể, phản ánh mức độ truyền dẫn tỷ giá thấp hơn. Tương tự, tác động của INV cũng phân hóa: có ý nghĩa tại Philippines và Malaysia, nhưng không có ý nghĩa tại Việt Nam. Điều này cho thấy hiệu quả đầu tư nội địa và khả năng chuyển hóa vốn thành tăng trưởng khác biệt giữa các nền kinh tế.

3.5. Kiểm định chẩn đoán và kiểm tra độ bền

Kết quả kiểm định (Bảng 9) cho thấy sự tồn tại phương sai thay đổi, tự tương quan và phụ thuộc chéo. Các vi phạm này chủ yếu ảnh hưởng đến sai số chuẩn, do đó nghiên cứu tiếp tục kiểm tra độ bền bằng mô hình CS-ARDL.

Kết quả (Bảng 10) cho thấy sau khi loại bỏ phụ thuộc chéo (p = 0,754), chỉ có LREER duy trì dấu âm và ý nghĩa thống kê tương đồng với mô hình PMG. Hệ số ECT (−0,459***) tiếp tục âm và có ý nghĩa, củng cố cơ chế điều chỉnh dài hạn. Tính nhất quán của LREER qua hai phương pháp khẳng định độ vững chắc của kết quả về tác động dài hạn của tỷ giá hối đoái thực.

3.6. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Kết quả thực nghiệm cung cấp bằng chứng cho thấy tác động của các yếu tố kinh tế vĩ mô đến tăng trưởng kinh tế tại ASEAN-5 có sự khác biệt giữa ngắn hạn và dài hạn, phản ánh đặc trưng động học của các nền kinh tế mới nổi trong bối cảnh hội nhập khu vực và toàn cầu hóa.

Đối với lạm phát, tác động tiêu cực trong dài hạn (−0,206***) phù hợp với lập luận của Barro (1995) và Fischer (1993), cho thấy bất ổn giá cả làm gia tăng chi phí vốn, giảm hiệu quả phân bổ nguồn lực và cản trở tăng trưởng kinh tế dài hạn. Kết quả này cũng tương đồng với phát hiện của Azam và Khan (2020) về tác động bất lợi của lạm phát đối với các nền kinh tế đang phát triển và mới nổi. Điều này hàm ý rằng việc duy trì

Bảng 8. Hệ số ngắn hạn và tốc độ điều chỉnh theo từng quốc gia

Quốc gia	ECT	ΔINF	ΔTRADE	ΔFDI	ΔINV	ΔLREER	Constant
Indonesia	-0,588***	-0,113**	0,145***	0,211	0,251	17,089***	17,224***
Malaysia	-0,870***	0,104	0,056	0,074	0,600***	16,248	22,608***
Philippines	-0,783***	-0,182	0,177**	0,377	0,874***	19,276**	22,915***
Thailand	-0,987***	0,112	-0,003	0,068	0,308**	31,468***	24,890***
Vietnam	-0,905***	0,04	-0,009	0,084	-0,318	3,963	26,115***

*Ghi chú: *, **, *** lần lượt là mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.*

Bảng 9. Kết quả kiểm định chẩn đoán

Loại kiểm định	Phương pháp	Thống kê	p-value
Phương sai thay đổi	Modified Wald	χ^2 (5) = 23,39	0,0003
Tự tương quan	Wooldridge	F (1,4) = 15,63	0,017
Phụ thuộc chéo	Pesaran CD	10,52	0,000

Bảng 10. Kết quả kiểm tra độ bền bằng mô hình CS-ARDL

Biến	PMG-ARDL	CS-ARDL
Lạm phát (INF)	-0,206***	-0,155
Độ mở thương mại (TRADE)	0,025**	0,014
FDI	0,320*	0,486
Đầu tư trong nước (INV)	0,040	-0,030
Tỷ giá thực (LREER)	-5,762**	-5,749**
Hệ số hiệu chỉnh (ECT)	-0,827***	-0,459***
Số quan sát	140	140
Kiểm định phụ thuộc chéo (p-value)	—	0,754

*Ghi chú: *, **, *** lần lượt là mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.*

ổn định kinh tế vĩ mô, đặc biệt là kiểm soát lạm phát ở mức hợp lý, tiếp tục đóng vai trò quan trọng đối với tăng trưởng bền vững tại ASEAN-5.

Độ mở thương mại và FDI được xác định là các yếu tố hỗ trợ tăng trưởng kinh tế trong dài hạn, phù hợp với khung lý thuyết của Frankel và Romer (1999) cũng như các kết quả thực nghiệm của Nguyen và Bui (2021). Trong đó, độ mở thương mại góp phần mở rộng quy mô thị trường, thúc đẩy chuyên môn hóa và cải thiện hiệu quả phân bổ nguồn lực. Đối với FDI, mặc dù hệ số mang dấu dương, mức ý nghĩa thống kê chỉ đạt 10%, cho thấy tác động của dòng vốn này chưa thực sự đồng đều giữa các quốc gia ASEAN-5. Kết quả này hàm ý rằng hiệu quả của FDI còn phụ thuộc đáng kể vào năng lực hấp thụ công nghệ, trình độ phát triển tài chính, chất lượng thể chế và kỹ năng lao động của nước tiếp nhận vốn, tương đồng với lập luận của Alfaro và cộng sự (2004) và Gupta và cộng sự (2022). Ngoài ra, tại một số quốc gia ASEAN-5, FDI vẫn tập trung đáng kể vào các ngành thâm dụng lao động và giá trị gia tăng thấp, khiến hiệu ứng lan tỏa công nghệ chưa thực sự mạnh mẽ trong dài hạn.

Đầu tư trong nước cho thấy tác động tích cực trong ngắn hạn, phù hợp với mô hình tăng trưởng tân cổ điển (Mankiw và cộng sự, 1992) về vai trò tích lũy vốn vật chất đối với tổng cầu và mở rộng sản xuất. Ngược lại, sự thiếu ý nghĩa thống kê trong dài hạn tương đồng với nhận định của Hidthiir và cộng sự (2024): đầu tư không đi kèm với việc cải thiện năng suất nhân tố tổng hợp (TFP) sẽ bị hạn chế bởi quy luật lợi nhuận biên giảm dần. Ngoài ra, sự khác biệt về cấu trúc kinh tế giữa các quốc gia ASEAN-5, bao gồm trình độ phát triển tài chính và chất lượng thể chế, có thể đóng vai trò là yếu tố điều kiện hóa hiệu quả của biến này.

Tỷ giá hối đoái thực hiệu quả (LREER) cho thấy sự khác biệt rõ rệt giữa ngắn hạn và dài hạn. Trong ngắn hạn, sự lên giá đồng nội tệ hỗ trợ tăng trưởng (hệ số 17,609) nhờ giảm chi phí nhập khẩu máy móc, công nghệ và nguyên liệu đầu vào Ayele (2022). Tuy nhiên, trong dài hạn, tác động chuyển sang tiêu cực (hệ số −5,762), phản ánh việc đồng nội tệ lên giá kéo dài làm suy giảm năng lực cạnh tranh xuất khẩu. Kết quả này cung cấp bằng chứng thực nghiệm ủng hộ quan điểm "tỷ giá thực cạnh tranh" của Rodrik (2008) và phù hợp với phát hiện của Hidthiir và cộng sự (2024). Đặc biệt, kiểm tra độ bền bằng mô hình CS-ARDL cho thấy dấu và ý nghĩa thống kê của hệ số dài hạn LREER vẫn ổn định sau khi kiểm soát các cú sốc chung và phụ thuộc chéo, khẳng định tính vững chắc của phát hiện này.

Hệ số hiệu chỉnh sai số (ECT): Với giá trị ECT = −0,827 và có ý nghĩa thống kê, cho thấy tốc độ hội tụ về trạng thái cân bằng là tương đối nhanh. Điều này hàm ý rằng sau mỗi cú sốc ngắn hạn, nền kinh tế ASEAN-5 có khả năng tự điều chỉnh mạnh mẽ để quay về quỹ đạo cân bằng. Tuy nhiên, cần lưu ý rằng hệ số này chủ yếu phản ánh đặc trưng động học của mô hình (tức là khả năng điều chỉnh sai lệch ngắn hạn về cân bằng dài hạn) hơn là một chỉ số trực tiếp đánh giá chất lượng điều hành chính sách vĩ mô.

4. Kết luận và hàm ý chính sách

Nghiên cứu sử dụng phương pháp PMG-ARDL bảng để đánh giá tác động của các yếu tố vĩ mô đến tăng trưởng kinh tế tại ASEAN-5 giai đoạn 1996–2024. Kết quả thực nghiệm xác nhận sự tồn tại của mối quan hệ đồng liên kết dài hạn và hiện tượng phụ thuộc chéo giữa các quốc gia.

Lạm phát được xác định là yếu tố kìm hãm tăng trưởng dài hạn, trong khi độ mở thương mại và dòng vốn FDI đóng vai trò hỗ trợ tích cực. Tuy nhiên, hiệu quả dài hạn của FDI còn phụ thuộc vào năng lực hấp thụ của từng quốc gia. Đặc biệt, tỷ giá hối đoái thực cho thấy tác động trái chiều: hỗ trợ tăng trưởng ngắn hạn nhờ giảm chi phí nhập khẩu nhưng gây bất lợi trong dài hạn do làm suy giảm sức cạnh tranh xuất khẩu. Kết quả này duy trì tính vững dưới mô hình CS-ARDL. Đồng thời, hệ số hiệu chỉnh sai số (ECT ≈ −0,827) khẳng định khả năng tự điều chỉnh nhanh về cân bằng dài hạn.

Từ kết quả nghiên cứu, một số hàm ý chính sách được đề xuất:

Thứ nhất, duy trì ổn định vĩ mô và kiểm soát lạm phát ở mức hợp lý nhằm giảm thiểu rủi ro và cải thiện môi trường đầu tư dài hạn.

Thứ hai, chuyển trọng tâm thu hút FDI từ số lượng sang chất lượng, ưu tiên các dự án công nghệ cao và gia tăng kết nối với khu vực sản xuất trong nước. Đồng thời, nâng cao năng lực hấp thụ qua phát triển nguồn nhân lực, hạ tầng và thể chế.

Thứ ba, điều hành chính sách tỷ giá linh hoạt nhằm duy trì năng lực cạnh tranh quốc tế dài hạn, tránh việc định giá cao đồng nội tệ kéo dài gây tổn hại khu vực xuất khẩu.

Mặc dù đạt được những kết quả quan trọng, nghiên cứu vẫn có hạn chế do quy mô mẫu khiêm tốn và chưa tích hợp các biến thể chế hay hiệu ứng phi tuyến. Các nghiên cứu tiếp theo có thể mở rộng mẫu, bổ sung chỉ báo thể chế và sử dụng mô hình Panel Threshold hoặc Panel NARDL để làm rõ hơn tính chất động phức tạp của tăng trưởng.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

Alfaro, L., Chanda, A., Kalemli-Ozcan, S., Sayek, S. (2004). FDI and economic growth: The role of local financial markets. *Journal of International Economics*, 64(1), 89–112. DOI: https://doi.org/10.1016/s0022-1996(03)00081-3

Ayele, G. M. (2022). Real exchange rate misalignment and economic growth in East African least developed countries. *Heliyon*, 8(11), e11840. DOI: https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2022.e11840

Azam, M., & Khan, S. (2020). Threshold effects in the relationship between inflation and economic growth:

Further empirical evidence from the developed and developing world. *International Journal of Finance and Economics*, 27(4), 4224–4243. DOI: https://doi.org/10.1002/ijfe.2368

Barro, R. (1995). *Inflation and Economic Growth* (NBER Working Paper No. 5326). National Bureau of Economic Research. DOI: https://doi.org/10.3386/w5326

Borensztein, E., De Gregorio, J., & Lee, J.-W. (1998). How does foreign direct investment affect economic growth? *Journal of International Economics*, 45(1), 115–135. DOI: https://doi.org/10.1016/s0022-1996(97)00033-0

Bruegel. (2025). Real effective exchange rates for 178 countries. *Bruegel Datasets*. DOI: https://doi.org/10.64153/SZCG6180

Ditzen, J. (2018). Estimating Dynamic Common-Correlated Effects in Stata. *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, 18(3), 585–617. DOI: https://doi.org/10.1177/1536867X1801800306

Dollar, D., & Kraay, A. (2004). Trade, growth, and poverty. *The Economic Journal*, 114(493), F22–F49. DOI: https://doi.org/10.1111/j.0013-0133.2004.00186.x

Fischer, S. (1993). The role of macroeconomic factors in growth. *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 485–512. DOI: https://doi.org/10.1016/0304-3932(93)90027-D

Frankel, J. A., & Romer, D. H. (1999). Does trade cause growth? *American Economic Review*, 89(3), 379–399. DOI: https://doi.org/10.1257/aer.89.3.379

Gupta, S., Yadav, S. S., & Jain, P. K. (2022). Absorptive capacities, FDI and economic growth in a developing economy: A study in the Indian context. *Journal of Advances in Management Research*, 19(5), 741–759. DOI: https://doi.org/10.1108/JAMR-12-2021-0370

Hidthiir, M. H. B., Ahmad, Z., Junoh, M. Z. M., & Yusof, M. F. B. (2024). Dynamics of economic growth in ASEAN-5 countries: A panel ARDL approach. *Discover Sustainability*, 5(1), 145. DOI: https://doi.org/10.1007/s43621-024-00351-x

Levine, R., & Renelt, D. (1992). A sensitivity analysis of cross-country growth regressions. *American Economic Review*, 82(4), 942–963.

Lopez-Villavicencio, A., & Mignon, V. (2011). On the impact of inflation on output growth: Does the level of inflation matter? *Journal of Macroeconomics*, 33(3), 455–464. DOI: https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2011.02.003

Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407–437. DOI: https://doi.org/10.2307/2118477

Nguyen, M.-L. T., & Bui, T. N. (2021). Trade Openness and Economic Growth: A Study on Asean-6. *Economies*, 9(3), 113. DOI: https://doi.org/10.3390/economies9030113

Pesaran, M. H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. *SSRN Electronic Journal*. DOI: https://doi.org/10.2139/ssrn.572504

Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265–312. DOI: https://doi.org/10.1002/jae.951

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621–634. DOI: https://doi.org/10.1080/01621459.1999.10474156

Rodrik, D. (2008). The real exchange rate and economic growth. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2008(2), 365–412. DOI: https://doi.org/10.1353/eca.0.0020

Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709–748. DOI: https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2007.00477.x

Impacts of Macroeconomic Factors on Economic Growth in ASEAN-5 Countries

Nguyen Phu Quoi
Ho Chi Minh City University of Economics and Finance, Vietnam

Abstract

This study examines the impact of macroeconomic factors on economic growth in ASEAN-5 countries from 1996 to 2024, using a balanced panel dataset of 145 observations. The Panel PMG-ARDL estimator is applied (140 observations after adjusting for lags and differencing), confirming a long-run cointegrating relationship. Given significant cross-sectional dependence, the CS-ARDL model is employed as a robustness check to account for common shocks. Results indicate that inflation negatively affects long-term growth, whereas trade openness and foreign direct investment serve as key drivers. Domestic investment contributes positively only in the short run. The real effective exchange rate exerts divergent effects: stimulating growth in the short run by lowering import costs but hampering it in the long run by weakening export competitiveness. The significant error correction term (ECT = -0.827) implies a high adjustment speed toward long-run equilibrium. These findings offer empirical insights for flexible exchange rate governance and effective inflation management to foster sustainable growth in ASEAN-5 economies.

Keywords: ASEAN-5; Cross-sectional dependence; Economic growth; Panel PMG-ARDL; Real effective exchange rate.