Tăng trưởng kinh tế và các biến vĩ mô ở Ấn Độ: Nghiên cứu thực nghiệm

Saba Ismail*, Shahid Ahmed**

Ngày nhận: 30/9/2015
Ngày nhận bản sửa: 15/10/2015
Ngày duyệt đăng: 25/10/2015

Tóm tắt:

Mục tiêu của nghiên cứu là tìm ra các mối liên hệ thực nghiệm giữa tăng trưởng kinh tế và vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI), giữa tổng tích lũy vốn cố định (GFCF) và mức độ mở cửa thương mại ở Ấn Độ (TOP) trong khoảng thời gian từ 1980 đến 2013. Bài báo chỉ ra mối tương quan tỷ lệ thuận giữa tăng trưởng kinh tế và FDI, GFCF và TOP. Nghiên cứu cũng cho thấy tác động một chiều mạnh mẽ của những thay đổi trong FDI, mức độ mở cửa thương mại và tích lũy tài sản lên tốc độ tăng trưởng kinh tế của Ấn Độ. Hàm phản ứng đẩy (IRF) truy tìm các ảnh hưởng tích cực của các biến số vĩ mô đối với tốc độ tăng trưởng GDP của Ấn Độ. Nghiên cứu cũng chỉ ra biến động của tốc độ tăng trưởng GDP ở Ấn Độ chủ yếu là do thay đổi mức độ GFCF và FDI và kết luận rằng dòng vốn FDI và kích thước của vốn hình thành là các tác nhân chính quyết định tốc độ tăng trưởng kinh tế. Liên quan đến vấn đề này, chính phủ Ấn Độ được kỳ vọng sẽ ban hành nhiều chính sách hơn, trong đó tập trung vào thúc đẩy dòng vốn FDI và sự hình thành vốn trong nước nhằm gia tăng tốc độ phát triển kinh tế trong dài hạn.

Từ khóa: Tăng trưởng GDP, FDI, Hình thành vốn, Sự mở cửa thương mại, Ấn Độ

Economic Growth and Macro Variables in India: An Empirical Study

Abstract

The research objective of this paper is to explore the empirical linkages between economic growth and foreign direct investment (FDI), gross fixed capital formation (GFCF) and trade openness in India (TOP) over the period 1980 to 2013. The study reveals a positive relationship between economic growth and FDI, GFCF and TOP. This study establishes a strong unidirectional causal flow from changes in FDI, trade openness and capital formation to the economic growth rates of India. The impulse response function traces the positive influence of these macro variables on the GDP growth rates of India. The study also reveals that the volatility of GDP growth rates in India is mainly attributed to the variation in the level of GFCF and FDI. The study concludes that the FDI inflows and the size of capital formation are the main determinants of economic growth. In view of this, it is expected that the government of India should provide more policy focus on promoting FDI inflows and domestic capital formations to increase its economic growth in the long-term.

Keywords: GDP growth, FDI, Capital formation, Trade openness, India

1. Giới thiệu

Đại đa số các nhà kinh tế ở các quốc gia phát triển và các tổ chức đa phương đã tranh luận cả về lý thuyết cũng như thực nghiệm rằng mở cửa nền kinh tế là một giải pháp giúp đạt được tốc độ tăng trưởng cao hơn. Từ năm 1956 trở đi, các tác nhân quyết định tăng trưởng kinh tế luôn là tiêu điểm của các chính sách, và ngày càng thu hút sự quan tâm của cả các nghiên cứu lý thuyết và thực nghiệm. Các biến số chi phối sự tăng trưởng có mức độ quan trọng khác nhau trong từng nghiên cứu và chúng phụ thuộc vào cơ sở dữ liệu, các phương pháp được áp dụng và từng giai đoạn phát triển cụ thể của mỗi quốc gia. Tuy nhiên, nói chung, người ta tranh luận rằng đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI), độ mở cửa nền kinh tế (TOP) và tổng tổng tích lũy vốn cố định

(GFCF) có tác dụng tích cực đến tốc độ tăng trưởng kinh tế. Các lý thuyết tăng trưởng, tân cổ điển và nội sinh, cũng đưa ra nhiều giải thích cho các mối liên hệ tích cực giữa các biến vĩ mô và tốc độ tăng trưởng. Mặc dù các nghiên cứu thực nghiệm về mối liên hệ này đôi khi cũng cho ra các kết quả đối lập. Tài liệu kinh tế thường thể hiện rằng các yếu tố ngoại sinh cụ thể như sự ổn định và hiệu quả của môi trường kinh tế vĩ mô cũng quyết định kết quả của FDI, GFCF và TOP của một nền kinh tế.

Kể từ năm 1990, Ấn Độ đã chứng kiến dòng vốn FDI tăng trưởng đáng kể. Dự kiến nguồn vốn FDI sẽ làm tăng năng suất lao động thông qua hiệu ứng lan tỏa của công nghệ tiên tiến. Nó có thể đóng một vai trò đáng kể trong việc xây dựng nguồn hình thành vốn cùng với các công nghệ và kỹ năng cần thiết tại các nền kinh tế khan hiếm nguồn vốn, qua đó thúc đẩy tăng trưởng kinh tế. Tương tự, sự mở cửa thương mại cũng được kỳ vọng là sẽ thúc đẩy tăng trưởng kinh tế bằng cách phân bổ các nguồn lực hiệu quả, phổ biến kiến thức và tiến bộ công nghệ. Các nhà kinh tế học vĩ mô và thương mại thường giả định rằng việc mở cửa nền kinh tế cho hoạt động thương mại và vốn sẽ thúc đẩy việc phân bố hiệu quả nguồn lực, từ đó nền kinh tế có thể phát triển nhanh hơn nhờ tiếp thu công nghệ mới. Liên quan đến tích lũy vốn, nó trực tiếp làm tăng đầu tư và cuối cùng tác động tích cực đến các lợi ích kinh tế. Trong các tài liệu về phát triển, có những tuyên bố rằng một quốc gia có mức độ vốn cổ phần ban đầu thấp hơn thì thường sẽ có năng suất lao động và tốc độ tăng trưởng cao hơn nếu vốn chứng khoán tăng lên.

Nhiều nghiên cứu đã nỗ lực tìm ra mối liên hệ thực nghiệm tổng hòa giữa FDI, độ mở cửa thương mại, sự hình thành vốn và tăng trưởng kinh tế như là một biến vĩ mô. Theo hiểu biết của chúng tôi, hiệu lực cộng gộp của FDI, sự hình thành vốn và độ mở cửa thương mại đối với tăng trưởng kinh tế vẫn chưa được xem xét ở các nghiên cứu cụ thể ở Ấn Độ. Về điểm này, nghiên cứu sẽ bổ sung vào các tài liệu hiện hành bằng cách điều tra một bằng chứng cụ thể về mối quan hệ này tại Ấn Độ. Phần còn lại của bài báo được cấu trúc như sau. Phần 2 mô tả các dữ liệu và các kỹ thuật kinh tế lượng được sử dụng. Phần 3 báo cáo kết quả thực nghiệm và thảo luận. Cuối cùng, phần 4 là phần kết luận.

2. Phương pháp thực nghiệm và dữ liệu

Trong bối cảnh của Ấn Độ, một nỗ lực đã được thực hiện để kiểm tra các mối quan hệ nhân quả giữa FDI, TOP, GFCF, và tăng trưởng kinh tế. Các dữ liệu trong khoảng thời gian 1980-2013 đã được xem xét trong nghiên cứu. Trong phân tích này, sự thay đổi trong GDP thực tế được coi là một chỉ số về tăng trưởng kinh tế. Các dữ liệu chuỗi thời gian về FDI, TOP và GFCF được chuẩn hóa theo GDP để loại bỏ các vấn đề liên quan đến việc đo lường tuyệt đối. Dữ liệu đã được trích dẫn từ các chỉ số phát triển thế giới do Ngân hàng Thế giới công bố.

Là một phần của các phân tích thực nghiệm, chúng tôi sử dụng cơ sở phương trình ước lượng dưới dạng log-tuyến tính cụ thể như sau:

$$LnGDPC_t = \alpha + \beta\, LnFDIGDP_t + \gamma LnGFCFGDP_t + \lambda\, LnTOP_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Trong đó, GDPC = thay đổi trong GDP thực tế, FDIGDP = tỷ lệ đầu tư trực tiếp nước ngoài trên GDP, GFCGDP = vốn cố định gộp trên GDP, và TOP = thương mại trên GDP. Các biến số được chuyển đổi thành các logarit tự nhiên vì vậy mà các hệ số tương quan của các vector đồng tích hợp có thể được hiểu là độ co giãn dài hạn và vi phân bậc một của các biến có thể được hiểu là tốc độ tăng trưởng. Dấu dự kiến của các thông số là dương.

Bản chất của phân phối dữ liệu được kiểm tra bằng cách sử dụng các số liệu thống kê mô tả tiêu chuẩn. Phân bổ dữ liệu chuẩn cũng được xác định bằng các kiểm định Jarque-Bera. Kiểm định Quandt-Andrews được áp dụng để kiểm tra sự phá vỡ cấu trúc trong chuỗi dữ liệu thời gian. Kiểm định thống kê không cho thấy sự phá vỡ cấu trúc trong suốt thời gian nghiên cứu. Các thành phần theo chuỗi thời gian của mỗi biến cũng đã được điều tra trước khi tiến hành những phân tích sâu hơn. Điều rất phổ biến trong lý thuyết là là khi rút ra bất kỳ kết luận hữu ích nào thì các dữ liệu của chuỗi thời gian phải dừng. Để làm như vậy, chúng tôi đã áp dụng 3 kiểm định nghiệm đơn vị để xác định xem chuỗi dữ liệu đang được xem xét có dừng hay không.

2.1. Kiểm định nghiệm đơn vị

Các kiểm định nghiệm đơn vị Augmented Dickey Fuller (ADF), Phillips - Perron (PP) và KPSS đã được áp dụng trong nghiên cứu này (Dickey & Fuller, 1981; Phillips & Perron, 1988; Kwiatkowski & cộng sự, 1992).

2.1.1. Kiểm định Augmented Dickey Fuller

Kiểm định ADF là phiên bản sửa đổi của kiểm định Dickey -Fuller (DF). Nó giúp điều chỉnh tham số trong các kiểm định DF ban đầu cho tương quan bậc cao bằng cách giả định rằng theo sau quá trình AR (p) là các chuỗi. Phương trình hồi quy -1 sau đây dùng để thay thế vào ADF.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \lambda y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (2)$$

Nó kiểm soát tương quan bậc cao bằng cách bổ

sung thời gian trễ khác nhau của biến phụ thuộc vào phía bên phải của hàm hồi quy.

2.1.2. Kiểm định Phillips-Perron (PP)

Phillips & Perron (1988) áp dụng phương pháp phi tham số để kiểm soát tương quan bậc cao trong các chuỗi. Các hồi quy cho kiểm định Phillips-Perron (PP) là quá trình AR (1). Nó tạo ra sự điều chỉnh đối với thống kê t của hệ số từ hồi quy AR(1) và đóng vai trò tương quan chuỗi trong u_t. Điểm mạnh của kiểm định Phillips-Perron là nó không có các lỗi tham số. Xét về điểm này, thì các giá trị PP cũng đã được kiểm tra về tính dừng.

2.1.3. Kiểm định KPSS

Chỉ trích chính đối với quy trình kiểm định nghiệm đơn vị ADF là nó không thể phân biệt giữa quá trình kiểm n nghiệm đơn vị gốc và cận gốc, đặc biệt là khi sử dụng mẫu dữ liệu ngắn hạn. Điều này thúc đẩy việc sử dụng kiểm định KPSS, nơi mà 0 là điểm dừng chống lại sự thay thế của một nghiệm đơn vị. Điều này đảm bảo rằng các thay thế sẽ được chấp nhận (bãi bỏ 0) chỉ khi có bằng chứng mạnh mẽ trợ giúp (hoặc chống lại) nó (Kwiatkowski, & cộng sự, 1992).

2.2. Kiểm định đồng tích hợp

Bằng việc **s**ử dụng các chuỗi không dừng, phân tích đồng tích hợp đã được sử dụng để kiểm tra xem có bất kỳ mối quan hệ cân bằng dài hạn nào hay không. Ví dụ, khi hàng loạt các chuỗi không dừng được sử dụng trong phân tích hồi quy, một biến sẽ là biến phụ thuộc và biến kia là biến độc lập. Khi đó, suy luận thống kê lại trở thành một vấn đề (Granger & Newbold, 1974). Phân tích đồng tích hợp trở nên quan trọng khi ước lượng các mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM). Các khái niệm về hiệu chỉnh sai số ngụ ý đến quá trình điều chỉnh giữa sự mất cân bằng ngắn hạn và một vị trí dài hạn mong muốn. Như Engle & Granger (1987) đã chỉ ra, nếu hai biến là đồng tích hợp thì sẽ tồn tại một cơ chế tạo dữ liệu hiệu chỉnh sai số, và ngược lại. Do đó, hai biến đồng tích hợp sẽ ở mức trung bình và không bị trôi theo thời gian. Khái niệm này cung cấp một cái nhìn sâu sắc vào mối quan hệ lâu dài và kiểm định đồng tích hợp giữa hai biến. Trong trường hợp này, quy trình khả năng tối đa của Johansen (1988 và 1991) đã được áp dụng cho đồng tích hợp.

2.3. Mô hình vector hiệu chỉnh sai số (VECM)

Mô hình VECM phù hợp để tìm hiểu các liên kết nhân quả dài và ngắn hạn. Mô hình VECM được cụ thể trong vi phân bậc 1 là các biến được đồng tích hợp như trong phương trình 3,4, 5 và 6.

$$\Delta Y_t = \alpha^y + \beta^y ECT_{t-1}^y + \sum_{j=1}^{m} \delta_j^y \Delta Y_{t-j} + \sum_{s=1}^{q} \gamma_s^y \Delta F_{t-s} + + \sum_{v=1}^{r} \lambda_v^y \Delta C_{t-v} + \sum_{i=1}^{n} \theta_i^y \Delta Tr_{t-v} + u_t \quad (3)$$

$$\Delta F_t = \alpha^f + \beta^f ECT_{t-1}^f + \sum_{j=1}^{m} \delta_j^f \Delta Y_{t-j} + \sum_{s=1}^{q} \gamma_s^f \Delta F_{t-s} + + \sum_{v=1}^{r} \lambda_v^f \Delta C_{t-v} + \sum_{i=1}^{n} \theta_i^f \Delta Tr_{t-v} + u_t \quad (4)$$

$$\Delta C_t = \alpha^c + \beta^c ECT_{t-1}^c + \sum_{j=1}^{m} \delta_j^c \Delta Y_{t-j} + \sum_{s=1}^{q} \gamma_s^c \Delta F_{t-s} + + \sum_{v=1}^{r} \lambda_v^c \Delta C_{t-v} + \sum_{i=1}^{n} \theta_i^c \Delta Tr_{t-v} + u_t \quad (5)$$

$$Tr_t = \alpha^{tr} + \beta^{tr} ECT_{t-1}^{tr} + \sum_{j=1}^{m} \delta_j^{tr} \Delta Y_{t-j} + \sum_{s=1}^{q} \gamma_s^c \Delta F_{t-s} + + \sum_{v=1}^{r} \lambda_v^{tr} \Delta C_{t-v} + \sum_{i=1}^{n} \theta_i^{tr} \Delta Tr_{t-v} + u_t \quad (6)$$

Trong đó Y_t=LnGDPC$_t$, F_t=LnFDIGDP$_t$, C_t= LnGFCFGDP$_t$; Tr_t=LnTOP$_t$ và U_t's là sai số ngẫu nhiên. Các sai số ngẫu nhiên được gọi là đáp ứng xung hoặc sự đổi mới hoặc cú sốc trong ngôn ngữ của VAR /VECM.

Các liên kết động được kiểm tra bằng cách sử dụng các khái niệm của kiểm định nhân quả Granger (1969 và 1988). Một chuỗi thời gian x_t Granger-gây ra các chuỗi thời gian y_t nếu chuỗi y_t có thể dự đoán chính xác hơn bằng cách sử dụng các giá trị quá khứ của x_t, nếu không làm như vậy, thì các thông tin khác vẫn sẽ giữ nguyên. Nói cách khác, biến x_t không hợp với nguyên nhân Granger x_t nếu

$$\Pr(y_{t+m} | \Omega_t) = \Pr(y_{t+m} | \Psi_t) \quad (7)$$

Trong đó, $\Pr(y_{t+m} | \Omega_t)$ biểu thị xác suất có điều kiện của y_t, Ω_t là tập hợp của tất cả thông tin sẵn có tại thời điểm t, và $\Pr(y_{t+m} | \Psi_t)$ biểu thị xác suất có điều kiện của y_t có được bằng cách loại trừ tất cả các thông tin của x_t từ y_t. Tập hợp các thông tin này được gọi là Ψ_t. Trong nghiên cứu này, kiểm định Wald đã được áp dụng để kiểm tra mối quan hệ nhân quả ngắn hạn của các ước lượng tham số VECM.

Phương sai và công thức đáp ứng xung được sử dụng để rút ra các kết luận. Công thức đáp ứng xung được ước tính để theo dõi tác động của một cú sốc của biến nội sinh lên các biến khác trong VECM. Các công thức đáp ứng xung được sử dụng để tạo ra

Bảng 1: Thống kê mô tả (1980-2013)

Số liệu thống kê	GDPC	FDI	GFCF	TOP
Mean	37283540882. 22	0. 77	24. 70	20. 60
Median	26776077940. 05	0. 60	23. 68	17. 80
Maximum	115727090179. 96	3. 55	32. 92	42. 25
Minimum	3701461309. 67	0. 00	17. 92	9. 80
Std. Dev.	28838034267. 78	0. 87	4. 43	10. 30
Skewness	1. 02	1. 37	0. 53	0. 95
Kurtosis	3. 03	4. 48	2. 05	2. 65
Jarque-Bera	5. 92	13. 74	2. 91	5. 31
Probability	0. 05	0. 00	0. 23	0. 07
Observation	34	34	34	34

đường thời gian của các biến phụ thuộc trong VECM, đối với các cú sốc từ tất cả các biến giải thích. Nếu hệ các phương trình ổn định thì bất kỳ cú sốc nào cũng nên giảm xuống bằng 0, còn một hệ phương trình bất ổn sẽ tạo ra một cú sốc.

Phân rã phương sai (phương pháp bóc tách) là cách thay thế giúp phân tách các biến thể trong một biến nội sinh thành những cú sốc bộ phận của VECM. Như vậy, phân rã phương sai cung cấp thông tin về tầm quan trọng tương đối của mỗi thay đổi ngẫu nhiên lên các biến được trình bày trong VECM. Trong các tài liệu kinh tế, cả công thức đáp ứng xung và phân rã phương sai đều được gọi là kế toán thay đổi.

3. Các kết quả thực nghiệm

3.1. Thống kê mô tả

Các thống kê mô tả cho tất cả bốn biến được tính toán và trình bày trong bảng 1. Các biến này là tốc độ tăng trưởng, đầu tư trực tiếp nước ngoài, tổng hình thành vốn cố định và mở cửa thương mại. Hệ số bất đối xứng, khi vượt quá mức chuẩn được coi là khá cực đoan (Chou, 1969). Giá trị độ nhọn (kurtosis) cao hay thấp chỉ ra độ nhọn vượt chuẩn hoặc độ nhọn dưới chuẩn (Parkinson, 1987). Nói chung, giá trị độ xiên là 0 và độ nhọn là 3 thể hiện rằng các phân phối quan sát có phân phối bình thường. Chúng ta thấy các biến GDPC và GFCF được phân phối bình thường trong khi FDI và TO không phân phối bình thường. Thống kê Jarque-Bera cũng chỉ ra rằng sự phân bố tần số của chuỗi cơ bản không phù hợp với phân phối chuẩn.

3.2. Các kết quả tính dừng

Tất cả bốn biến của tính dừng đã được kiểm định bằng cách áp dụng ADF, kiểm tra nghiệm đơn vị PP và kiểm định tính dừng KPSS. Các thống kê ADF, PP và KPSS được đưa ra trong Bảng 2. Trên cơ sở các số liệu thống kê ADF và kiểm định PP, tất cả các chuỗi đều không tìm ra tính dừng ở tất cả ở mọi mức độ. Cuối cùng, áp dụng kiểm định KPSS về tính không dừng. Trong trường hợp này, tất cả các biến ở các cấp đều không dừng, và chỉ dừng trong vi phân bậc 1. Kết quả là, tất cả các biến đều từng được vi phân một lần để kiểm tra tính dừng. Trong vi phân bậc 1, thống kê được tính toán của ADF, PP và KPSS rõ ràng bác bỏ giả thuyết 0 của nghiệm đơn vị ở mức ý nghĩa 1 hoặc 5%. Như vậy, kiểm định ADF, PP và KPSS khẳng định dứt khoát tính dừng của mỗi biến khi vi phân bậc 1 và miêu tả bậc tích hợp tương tự, ví dụ như hành vi trong I (1). Với giả định rằng ở các cấp, tất cả các biến là không dừng

Bảng 2: Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị

Biến số	Giả thuyết không: nghiệm đơn vị		Giả thuyết không: Nghiệm đơn vị		Giả thuyết không: Không có nghiệm đơn vị		Kết luận
	Kiểm định ADF		Kiểm định PP		Kiểm định KPSS		
	Level	FD	Level	FD	Level	FD	
LNGDPC	-1. 24	-9. 38*	-1. 84	-22. 46*	0. 73**	0. 26	I(1)
LNFDI	-1. 51	-6. 37*	-1. 35	-8. 18*	0. 65**	0. 22	I(1)
LNGFCF	-1. 56	-5. 82*	-1. 56	-5. 84*	0. 65**	0. 13	I(1)
LNTOP	0. 66	-7. 57*	0. 31	-7. 62*	0. 66**	0. 16	I(1)

*Lưu ý: * biểu thị mức ý nghĩa 1%, ** biểu thị mức ý nghĩa 5% và ** biểu thị mức ý nghĩa 10%.*

Bảng 3: Kiểm định hạng đồng tích hợp không giới hạn

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	Critical Value	Trace Statistic	Critical Value
None *	0. 868533	58. 84	27. 58	91. 69	47. 85
At most 1 *	0. 554269	23. 43	21. 13	32. 85	29. 79
At most 2	0. 236910	7. 84	14. 26	9. 41	15. 49
At most 3	0. 052984	1. 57	3. 84	1. 57	3. 84

* Biểu thị sự bãi bỏ các giả thuyết ở mức 0,05; ** Giá trị -p MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

và chỉ dừng tại vi phân bậc 1, chúng tôi đã áp dụng phương pháp đồng tích hợp Johansen, kiểm định quan hệ nhân quả Granger và mô hình VAR/ VECM cho các hàm phương sai /hàm đáp ứng xung.

3.3. Kết quả kiểm định đồng tích hợp

Để tìm hiểu xem liệu có bất kỳ mối quan hệ dài hạn nào giữa tăng trưởng kinh tế và các biến vĩ mô khi xem xét các tỷ lệ đầu tư trực tiếp nước ngoài trên GDP, tỷ lệ tổng vốn cố định hình thành trên GDP và tỷ lệ thương mại trên GDP, chúng tôi đã áp dụng kiểm định đồng tích hợp Johansen. Số bước trễ trong phân tích đồng tích hợp được lựa chọn trên cơ sở các tiêu chí thông tin Akaike. Trước khi đề cập đến các kết quả, điều quan trọng là thảo luận ý nghĩa khi thì các biến đồng tích hợp khi thì không. Khi biến được đồng tích hợp, nó ngụ ý rằng các chuỗi thời gian không thể đi chệch các hướng ngược lại lâu mà không quay trở lại khoảng cách trung bình. Nhưng trên cơ sở hằng ngày, nó không có nghĩa là hai chuỗi phải di chuyển đồng bộ với nhau. Khi các chuỗi không đồng tích hợp nó ngụ ý rằng hai chuỗi thời gian có thể đi chệch hướng ngược lại trong một khoảng thời gian dài mà cuối cùng không quay trở lại khoảng cách trung bình. Bảng 3 trình bày các kết quả của kiểm định đồng tích hợp Johansen. Cả thống kê giá trị riêng cực đại và kiểm định vết đều phát hiện hai mối quan hệ đồng tích hợp ở mức 5%. Nói cách khác, các kết quả cho thấy tăng trưởng GDP, FDI, GFCF và TO là đồng tích hợp trong thời gian dài. Kết quả là, ước lượng được mô hình vector hiệu chỉnh sai số.

3.4. Mô hình vector hiệu chỉnh sai số (VECM)

Bảng 4: Ước lượng Vector hiệu chỉnh sai số cho phương trình GDP

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ECT(-1)	-5. 595630	0. 993923	-5. 629845	0. 0002
D(LNGDPC(-1))	3. 958837	0. 826385	4. 790550	0. 0006
D(LNGDPC(-2))	2. 964279	0. 643608	4. 605723	0. 0008
D(LNGDPC(-3))	1. 913996	0. 496921	3. 851713	0. 0027
D(LNGDPC(-4))	0. 765177	0. 266725	2. 868787	0. 0153
D(LNFDI(-1))	-0. 643320	0. 195200	-3. 295689	0. 0071
D(LNFDI(-2))	-0. 653853	0. 163981	-3. 987377	0. 0021
D(LNFDI(-3))	-0. 146253	0. 142900	-1. 023466	0. 3281
D(LNFDI(-4))	-0. 205559	0. 125554	-1. 637221	0. 1298
D(LNGFCF(-1))	-5. 094908	2. 044332	-2. 492212	0. 0299
D(LNGFCF(-2))	4. 174061	1. 651257	2. 527808	0. 0281
D(LNGFCF(-3))	4. 338290	1. 813337	2. 392435	0. 0357
D(LNGFCF(-4))	4. 594950	1. 859377	2. 471231	0. 0311
D(LNTOP(-1))	-4. 077518	1. 165032	-3. 499919	0. 0050
D(LNTOP(-2))	-3. 771188	1. 184475	-3. 183848	0. 0087
D(LNTOP(-3))	-4. 451657	1. 062747	-4. 188819	0. 0015
D(LNTOP(-4))	-2. 290744	0. 874842	-2. 618467	0. 0239
Constant	0. 151206	0. 100828	1. 499648	0. 1618
R-squared	0. 879954	Mean dependent var		0. 069929
Adjusted R-squared	0. 694428	S. D. dependent var		0. 603203
S. E. of regression	0. 333442	Akaike info criterion		0. 913283
Sum squared resid	1. 223019	Schwarz criterion		1. 761950
Log likelihood	4. 757395	Hannan-Quinn criter.		1. 179075
F-statistic	4. 743030	Durbin-Watson stat		2. 624087
Prob(F-statistic)	0. 006009			

Bảng 5: Quan hệ nhân quả ngắn hạn- kiểm định Wald

Giả thuyết không:	Chi-square Test Statistics	Probability
FDI không gây ra sự thay đổi của GDP	20. 33	0. 0004
GFCF không gây ra sự thay đổi của GDP	15. 60	0. 0036
TOP không gây ra sự thay đổi của GDP	24. 03	0. 0001
GDP không gây ra sự thay đổi của FDI	6. 24	0. 1814
GDP không gây ra sự thay đổi của GFCF	4. 13	0. 3885
GDP không gây ra sự thay đổi của TOP	3. 71	0. 4457

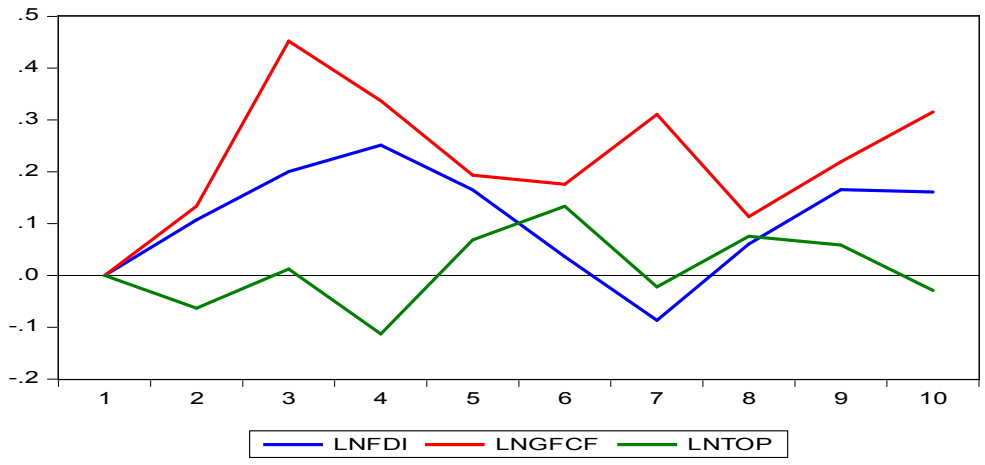
Các kết quả VECM khẳng định một mối quan hệ cân bằng dài hạn giữa các biến, trong đó dòng vốn nhân quả dài hạn một chiều di chuyển từ những thay đổi trong FDI, vốn hình thành, sự mở cửa thương mại so với tốc độ tăng trưởng GDP của Ấn Độ (Bảng 4). Điều này được tiết lộ bởi hệ số ước lượng mang giá trị âm và có mức ý nghĩa thống kê về giá trị t-value liên kết. Mục tiêu của mô hình VECM là chỉ ra tốc độ hiệu chỉnh từ trạng thái cân bằng từ ngắn hạn đến dài hạn. Hệ số của các tham số càng cao, thì tốc độ hiệu chỉnh của các mô hình từ ngắn hạn đến dài hạn cũng tăng. Hệ số xác định hiệu chỉnh là 0.70, điều này thể hiện khả năng giải thích rất cao của mô hình. Các thống kê F tại 4.74 cho thấy một phản hồi tương tác vừa phải đang tồn tại trong hệ thống.

Nghiên cứu đã thực hiện các kiểm định Wald dựa trên mô hình VEC nhằm cố gắng xác định quan hệ nhân quả ngắn hạn giữa các biến vĩ mô Granger hay kiểm định dừng. Số bước trễ tối đa được xác định bởi tiêu chí SIC. Mức ý nghĩa của thống kê Chi-square thể hiện quan hệ nhân quả Granger giữa các biến. Theo kết quả kiểm định, Bảng 5 thể hiện quan hệ nhân quả ngắn hạn từ FDI, GFCF và TOP đến tăng trưởng kinh tế.

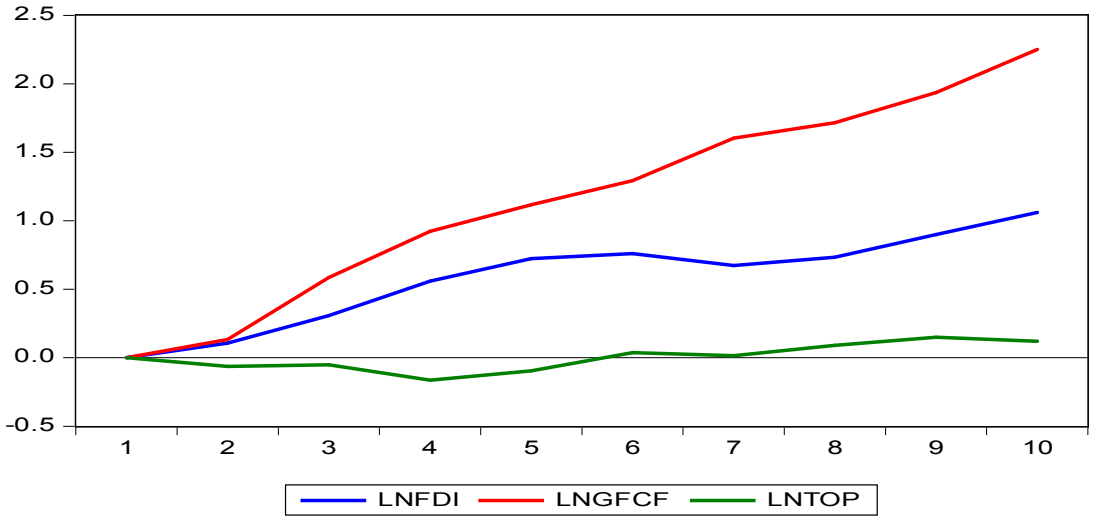
3.5. Phân rã phương sai và đáp ứng xung

Để điều tra thêm phản ứng động giữa các biến, chúng tôi đã ước lượng đáp ứng xung của hệ VAR. Một hàm đáp ứng xung truy tìm ảnh hưởng của cú sốc một lần đối với một trong những thay đổi của các giá trị hiện tại và tương lai của các biến nội sinh. Vì vậy, đối với mỗi biến trong mỗi phương trình riêng rẽ, chúng tôi sử dụng cú sốc đơn vị cho sai số, và các tác động theo thời gian lên hệ thống VAR được ghi nhận. Một cú sốc đối với biến i không chỉ ảnh hưởng trực tiếp đến biến i mà còn ảnh hưởng tới tất cả các biến nội sinh khác thông qua cấu trúc động (hay trễ) của VAR. Hình 1 báo cáo các đáp ứng xung. Nó thể hiện cách một cú sốc tích cực của độ lệch chuẩn (± 2 thay đổi S.E.) lên FDI, cách mà hình thành vốn và độ mở thương mại ảnh hưởng đến tốc độ tăng trưởng của Ấn Độ. Hình 1 cho thấy đáp ứng xung của độ mở cửa thương mại lên tốc độ tăng trưởng GDP là hơi tiêu cực. Hình 1 cũng thể hiện thêm rằng cú sốc tích cực ban đầu lên sự hình thành vốn làm gia tăng tốc độ tăng trưởng kinh tế lên mức đỉnh là khoảng 0,45% vào cuối năm thứ hai hoặc đầu năm thứ ba. Qua hình 1 cũng có thể thấy cho thấy các cú sốc tích cực ban đầu lên FDI làm gia tăng tốc độ tăng trưởng kinh tế lên mức cao nhất khoảng 0,25% vào cuối năm thứ ba hoặc đầu năm thứ tư. Tuy nhiên, Hình 1 thể hiện khá tích cực nhưng vẫn dao động và giảm bớt ảnh hưởng lên sự thay đổi của GDP thực tế theo thời gian. Nhìn chung, hàm đáp ứng xung truy tìm ảnh hưởng tích

Hình 1: Phản ứng của LNGDPC lên Cholesky Một thay đổi S.D.



Hình 2: Phản ứng tích lũy của LNGDPC đối với Cholesky One S. D. Innovations



cực của các biến đáp ứng lên tốc độ tăng trưởng GDP của Ấn Độ.

Trong mô hình này, chúng tôi rất quan tâm đến phân tích những phản ứng xung lũy kế. Phản ứng xung lũy kế ở trục thời gian nằm ngang *h* thu được bằng cách tổng hợp tất cả những phản ứng xung từ 0 đến *h*. Phản ứng tích lũy của LNGDPC đến phân rã phương sai lệch chuẩn, của LNGFCF lên sự thay đổi GDP gần gấp đôi so với phản ứng xung tích lũy của LNGDPC đối với phương sai lệch chuẩn LNFDI. Các tác động theo từng giai đoạn của TOP đang dao động nhưng hiệu ứng tích lũy là số dương (Hình 2).

Trong khi các liên kết nhân quả rất khác nhau giữa tốc độ tăng trưởng GDP với các biến số vĩ mô, thì chúng tôi đã sử dụng VECM và sử dụng phân rã phương sai để khám phá ra các liên hệ nhân quả ngắn hạn. Phân rã phương sai xác định có bao nhiêu sai số phương sai dự đoán trước bước k của biến cho sẵn được giải thích bởi sự thay đổi trong từng biến giải thích. Trong thực tế, ta thường quan sát thấy rằng các chuỗi của chính nó sẽ gây sốc hầu hết sai số phương sai (dự báo) của các chuỗi trong VAR. Phương sai phân tách các biến thể của một biến nội sinh thành những cú sốc thành phần của VAR và cung cấp thông tin về tầm quan trọng tương đối của mỗi thay đổi ngẫu nhiên khi ảnh hưởng đến các biến trong VAR. Các kết quả phương sai ở cuối giai đoạn 6 được thể hiện trong Bảng 6. Các cột này cung cấp tỷ lệ phần trăm của các phương sai dự báo dựa vào sự thay đổi trong khuôn khổ VAR, đối với mỗi hàng tăng lên đến 100. Các phương sai của tốc độ tăng trưởng GDP luôn được giữ là 100% trong năm đầu tiên. Trong năm thứ hai, phương sai của tốc độ tăng trưởng GDP sẽ bị phân chia thành phương sai của riêng nó (80,26%), tiếp theo là mức độ hình thành vốn (10,55%), FDI (6,81%) và TOP (2,37%). Tuy nhiên, trong những năm tiếp theo, tỷ lệ của tốc độ tăng trưởng GDP vẫn không đổi, ước khoảng 20%, tiếp theo là khối lượng của FCF, FDI và TOP lần lượt là 55%, 20% và 5,37%. Ngoài ra, tỷ lệ của độ mở cửa thương mại trong việc giải thích sự biến đổi của GDP thực tế vẫn còn thấp nhưng giải thích quanh độ ổn định 5%. Nói rộng ra, có vẻ như sự

Bảng 6: Phương sai của LNGDPC

Giai đoạn	S. E.	LNGDPC	LNFDI	LNGFCF	LNTOP
1	0. 333442	100. 0000	0. 000000	0. 000000	0. 000000
2	0. 411305	80. 26422	6. 810032	10. 55620	2. 369547
3	0. 647142	33. 55584	12. 34254	53. 10896	0. 992661
4	0. 779879	23. 10689	18. 88285	55. 23035	2. 779907
5	0. 823224	20. 75484	20. 97238	55. 08566	3. 187121
6	0. 856835	20. 02519	19. 53738	55. 06589	5. 371542

biến động của tốc độ tăng trưởng GDP chủ yếu là do mức độ GFCF và phương sai FDI, vì nó luôn luôn chiếm phần lớn (trên 75%) của các biến động.

4. Các nhận xét và kết luận

Nghiên cứu này là một nỗ lực để khám phá mối liên hệ thực nghiệm giữa FDI, GFCF, TOP và tăng trưởng GDP tại Ấn Độ bằng cách phân tích dữ liệu chuỗi thời gian trong thời gian 1980-2013. Nghiên cứu cho thấy rằng có một mối quan hệ mật thiết giữa tăng trưởng kinh tế và các biến vĩ mô đang được xem xét. Các kết quả của nghiên cứu thể hiện dòng vốn nhân quả một chiều từ những thay đổi trong FDI, sự mở cửa thương mại và hình thành vốn lên tốc độ tăng trưởng GDP của Ấn Độ. Kết quả thực nghiệm cho thấy tốc độ hiệu chỉnh ấn tượng và nhanh chóng từ trạng thái cân bằng ngắn hạn sang trạng thái cân bằng dài hạn. Các kết quả của nghiên cứu chỉ ra mối quan hệ nhân quả ngắn hạn này từ FDI, GFCF và TOP đối với phát triển kinh tế. Hàm đáp ứng xung truy tìm các tác động tích cực của các biến phản ứng về tốc độ tăng trưởng GDP của Ấn Độ. Nói rộng ra dường như sự dao động của tốc độ tăng trưởng GDP bị tác động bởi sự biến đổi của GFCF và FDI, vì nó luôn luôn chiếm phần lớn (trên 75%) của sự dao động. Tuy nhiên, độ mở thương mại lại đóng vai trò kém quan trọng hơn trong việc thay đổi tốc độ tăng trưởng GDP, so với mức độ hình thành vốn và FDI. Nói chung khối lượng vốn quốc tế và cường độ hình thành vốn, là yếu tố chính quyết định sự tăng trưởng kinh tế, nên chính phủ Ấn Độ được kỳ vọng là nên chú trọng vào những yếu tố trên hơn nữa để gia tăng tốc độ tăng trưởng kinh tế của mình.❐

Tài liệu tham khảo:

Chou, Y.L. (1969), *Statistical Analysts*, Holt Rinehart and Winston, London

Dickey, D.A. & Fuller, W.A. (1981), 'Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root', *Econometrica*, 49, 1057-1072.

Engle, R.F. & Granger, C.W.J. (1987), 'Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing', *Econometrica*, 55, 251-276.

Granger, C.W.J. (1969), 'Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods', *Econometrica*, 37, 24-36.

Granger, C.W.J. (1988), 'Some recent developments in a concept of causality', *Journal of Econometrics*, 39, 199-211.

Granger, C.W.J. & Newbold, P. (1974), 'Spurious regressions in econometrics', *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.

Johansen, S. (1988), 'Statistical analysis of cointegration vectors', *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.

Johansen, S. (1991), 'Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models', *Econometrica*, 59, 1551–1580.

Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. & Shin, Y. (1992), 'Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root', *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.

Parkinson, J.M. (1987), 'The EMH and the CAPM on the Nairobi Stock Exchange', *East African Economic Review*, 13, 105-110.

Thông tin tác giả:

***Saba Ismail,** Tiến sỹ*

- Tổ chức tác giả công tác: Khoa Kinh tế, Đại học Jamia Millia Islamia, Ấn Độ

- Địa chỉ Email: sismail@jmi.ac.in

****Shahid Ahmed,** Tiến sỹ*

- Tổ chức tác giả công tác: Khoa Kinh tế, Đại học Jamia Millia Islamia, Ấn Độ

- Địa chỉ Email: sahmed@jmi.ac.in