

MỐI QUAN HỆ GIỮA THÂM HỤT NGÂN SÁCH VÀ TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ Ở
VIỆT NAM

RELATIONSHIP BETWEEN BUDGET DEFICIT AND ECONOMIC GROWTH IN VIETNAM

Huỳnh Thế Nguyễn, Nguyễn Lê Hà Thanh Na

Trường Cao đẳng Tài chính - Hải quan - Email: fomis.nguyen@gmail.com

Lê Quốc Nghi

Trường Đại học Kinh tế - Luật, ĐHQG - HCM

(Bài nhận ngày 17 tháng 01 năm 2015, hoàn chỉnh sửa chữa ngày 08 tháng 05 năm 2015)

TÓM TẮT

Bài viết này nghiên cứu mối quan hệ giữa thâm hụt ngân sách và tăng trưởng kinh tế ở Việt Nam bằng mô hình Véc tơ tự hồi qui (VAR). Kết quả nghiên cứu cho thấy thâm hụt ngân sách không có sự liên hệ rõ ràng với tăng trưởng kinh tế, tuy nhiên tổng đầu tư có quan hệ nhân quả với thâm hụt ngân sách và tăng trưởng kinh tế. Vì vậy để tăng trưởng ổn định trong thời gian tới, Chính phủ cần thiết triển khai, kiểm soát các dòng vốn đầu tư cũng như điều hành ngân sách một cách hiệu quả, chất lượng.

Từ khoá: thâm hụt ngân sách, tăng trưởng kinh tế, VAR.

ABSTRACT

This paper examines the relationship between budget deficit and economic growth in Vietnam, using VAR model. The results indicate that the relationship between budget deficit and economic growth is not clear. However, gross investment has a causal relationship with budget deficit and economic growth. The government should, therefore, implement and control the investment flows as well as effectively manage budget deficit in order to achieve a stable growth in the coming years.

Key words: budget deficit, economic growth, VAR.

1. GIỚI THIỆU

Mối quan hệ giữa thâm hụt ngân sách và tăng trưởng kinh tế là một vấn đề được nghiên cứu khá rộng rãi trên cả phương diện lý thuyết và kiểm định thực nghiệm. Liên quan đến mối quan hệ này, các quan điểm của các trường phái kinh tế khác nhau cũng rất khác nhau. Trường phái Tân Cổ điển cho rằng tăng thâm hụt hiện tại sẽ kéo theo sự gia tăng về gánh nặng thuế trong tương lai và do đó người tiêu dùng sẽ có xu hướng tăng tiêu dùng tại thời điểm hiện tại. Như vậy, tăng thâm hụt ngân sách sẽ ảnh hưởng tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế (Harrison, 2003; Karras, 1994). Trong

khi đó, trường phái Keynes lại cho rằng tăng thâm hụt ngân sách sẽ tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế. Khi Chính phủ tăng chi ngân sách (gây thâm hụt ngân sách) thì tổng cầu của nền kinh tế sẽ tăng làm cho các nhà đầu tư tư nhân trở nên lạc quan về triển vọng kinh tế và sẽ quan tâm hơn đến việc tăng đầu tư, do đó kinh tế tăng trưởng. Tuy nhiên, trường phái này cũng cho rằng tác động của thâm hụt ngân sách đến tăng trưởng kinh tế chỉ có ý nghĩa trong ngắn hạn (Harrison, 2003; Karras, 1994). Hơn nữa, việc sử dụng thâm hụt ngân sách để kích thích tăng trưởng chỉ có thể mang lại hiệu quả trong bối cảnh tổng cầu sụt

giảm (ví dụ như trường hợp xảy ra suy thoái). Khi nền kinh tế đang hoạt động ở mức toàn dụng nhân công (không có dư thừa về các yếu tố sản xuất), việc tăng thâm hụt ngân sách không những không có tác động đến tổng cầu mà còn có nguy cơ đưa nền kinh tế trước những rủi ro mới, trong đó đáng kể nhất sẽ là sự gia tăng về sức ép lạm phát (Saleh, 2003).

Khác với hai trường phái nói trên, quan điểm của trường phái Ricardo cho rằng, thâm hụt ngân sách không tác động đến các biến số kinh tế vĩ mô cả trong ngắn hạn và dài hạn. Ảnh hưởng của thâm hụt ngân sách và thuế đối với tiêu dùng là tương đương nhau vì tăng thâm hụt ngân sách do giảm thuế ở thời điểm hiện tại sẽ phải trả giá bằng việc tăng thuế trong tương lai, bao gồm cả trả lãi cho các khoản vay (Harrison, 2003; Karras, 1994). Với hàm ý này, người tiêu dùng trong thời điểm hiện tại sẽ tiết kiệm một khoản cần thiết để trả cho mai sau hay quyết định tiêu dùng của họ không chỉ dựa vào thu nhập hiện tại mà còn dựa vào thu nhập kỳ vọng tương lai. Hơn nữa, khi thâm hụt ngân sách tăng do giảm thuế thì thu nhập khả dụng của người dân tăng lên, đồng thời họ ý thức được cắt giảm thuế trong hiện tại sẽ dẫn đến tăng thuế trong tương lai, do vậy họ sẽ tiết kiệm nhiều hơn. Vì vậy, dù thâm hụt ngân sách làm cho tiết kiệm của khu vực nhà nước giảm xuống, tuy nhiên tổng của tiết kiệm tư nhân và tiết kiệm của nhà nước sẽ không đổi. Tóm lại, thâm hụt ngân sách sẽ không tác động đến tiết kiệm, đầu tư, tăng trưởng (và cả lạm phát) như lập luận của các trường phái nói trên (Saleh, 2003).

Mặc dù có nhiều tranh luận về phương diện lý thuyết, song thâm hụt ngân sách vẫn là một vấn đề mà các quốc gia đang đối mặt. Nó ảnh hưởng đến sự phát triển kinh tế hiện nay và tính bền vững trong tương lai, bởi việc xử lý thâm hụt ngân sách là một nội dung nhạy cảm trong điều tiết chính sách vĩ mô. Chính vì thế, mục tiêu của

bài viết này chúng tôi dựa trên mô hình thực nghiệm Shojai (1999) để kiểm chứng về mối quan hệ giữa thâm hụt ngân sách và tăng trưởng kinh tế ở Việt Nam. Kết quả nghiên cứu sẽ trở thành những gợi ý quan trọng cho Chính phủ trong điều hành các hoạt động kinh tế tương lai.

2. TỔNG QUAN LÝ THUYẾT VÀ PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

2.1. Tổng quan các nghiên cứu liên quan

Tương tự các trường phái lý thuyết nêu trên, các nghiên cứu kiểm chứng thực nghiệm về mối quan hệ giữa thâm hụt ngân sách và tăng trưởng cũng đưa ra nhiều kết quả không đồng nhất. Theo Al - Khedar (1996) thì thâm hụt ngân sách sẽ làm tăng lãi suất trong ngắn hạn, nhưng về dài hạn thì không ảnh hưởng. Ông nghiên cứu mô hình VAR bằng cách chọn dữ liệu của nhóm quốc gia G-7 cho giai đoạn 1964 - 1993, thấy rằng thâm hụt ngân sách ảnh hưởng tiêu cực đến cán cân thương mại và có ảnh hưởng tích cực đến tăng trưởng kinh tế của đất nước. World Economic Outlook (IMF, 1996) kết luận rằng suốt những năm giữa thập niên 1980 nhóm các quốc gia đang phát triển có sự mất cân bằng tài chính cao và có dấu hiệu tăng trưởng kinh tế thấp hơn những quốc gia có mức thâm hụt ngân sách thấp hoặc trung bình. Shojai (1999) cho rằng thâm hụt chi tiêu được tài trợ bởi Ngân hàng Trung ương cũng có thể dẫn đến thiếu hiệu quả trong thị trường tài chính và gây ra lạm phát cao ở các nước đang phát triển. Ngoài ra, thâm hụt ngân sách bóp méo tỷ giá hối đoái thực và lãi suất, điều đó làm giảm sự cạnh tranh quốc tế của các quốc gia. Rao (1953; dẫn nguồn từ Fatima và cộng sự, 2012) cho rằng chi tiêu chính phủ cho các dự án phát triển sản xuất ở các nước đang phát triển không những không gây lạm phát mà còn cho rằng tăng sản lượng cao hơn. Eisner và Pieper (1987; dẫn nguồn từ Fatima và cộng sự, 2012) tác động tích cực của ngân sách theo chu

kỳ và thâm hụt ngân sách điều chỉnh lạm phát đối với tăng trưởng kinh tế tại Mỹ và OECD.

Có một vài nghiên cứu đã phát hiện mối quan hệ cùng chiều, có ý nghĩa giữa thâm hụt ngân sách và tăng trưởng kinh tế không chỉ ở các quốc gia đang phát triển mà còn ở các quốc gia phát triển (IMF 1996) nhưng một số nghiên cứu khác lại phát hiện mối quan hệ ngược chiều (Karras, 1994). Nghiên cứu của Nelson và Singh (1994; dẫn nguồn từ Fatima và cộng sự, 2012) kết luận rằng, thâm hụt ngân sách không có dấu hiệu ảnh hưởng đến tăng trưởng kinh tế ở nhóm nghiên cứu 70 quốc gia đang phát triển giai đoạn 1970 - 1979 và 1980 - 1989. Đỗ Ngọc Huỳnh (2007) đã tiến hành nghiên cứu các nước châu Á đang phát triển cho giai đoạn 1990 đến 2006 cho rằng thâm hụt ngân sách càng thấp thì tỷ lệ tăng trưởng càng cao. Fatima và cộng sự (2012) tiến hành nghiên cứu ở Pakistan trong khoảng thời gian 1980 - 2009 thấy rằng thâm hụt ngân sách không ảnh hưởng đến tăng trưởng kinh tế, vì ngân sách chỉ dùng đáp ứng nhu cầu chi tiêu Chính phủ. Al - Khedair (1996) nghiên cứu mối quan hệ thâm hụt ngân sách và tăng trưởng kinh tế ở 7 quốc gia công nghiệp chủ chốt (G7) trong khoảng thời gian 1964 - 1993 nhận thấy rằng thâm hụt ngân sách có tác động tích cực lên tăng trưởng kinh tế tại Pháp, Đức, và Ý.

Bahmani (1999) với sự giúp đỡ của Johansen Juselius về kỹ thuật đồng liên kết đã tìm kiếm mối liên hệ giữa thâm hụt ngân sách và đầu tư bằng cách sử dụng dữ liệu hàng quý cho giai đoạn 1947 - 1992 với kết quả có sự tác động của thâm hụt ngân sách đến đầu tư, đồng quan điểm với tranh luận của Keynes về ảnh hưởng lan rộng của thâm hụt ngân sách đến đầu tư. Barro (1979; dẫn nguồn từ Fatima và cộng sự, 2012) khám phá một tác động tích cực và có ý nghĩa của thâm hụt ngân sách lên tăng trưởng. Tác động này là do mối quan hệ tích cực giữa thâm hụt ngân sách và lạm phát. Tuy

nhiên, theo Ghali và Al - Shamsi (1997) tăng đầu tư dẫn đến tăng trưởng kinh tế của đất nước. Các kết quả được khám phá bằng cách lấy dữ liệu hàng quý của các nước sản xuất dầu (UAE) trong khoảng 1973 đến 1995. Gulcan và Bilman (2005) được sử dụng phương pháp đồng liên kết và mối quan hệ nhân quả thử nghiệm để xem xét dữ liệu của Thổ Nhĩ Kỳ cho giai đoạn 1960 đến 2003 với kết quả có một tác động mạnh mẽ của thâm hụt ngân sách về tỷ giá hối đoái thực. Nghiên cứu cho thấy vai trò của thâm hụt ngân sách để duy trì tỷ giá hối đoái thực là rất quan trọng. Họ cho rằng Chính phủ phải tập trung để ổn định ngân sách bởi vì cán cân thương mại bị ảnh hưởng đáng kể do tỷ giá hối đoái thực và có tác động đến tăng trưởng kinh tế.

2.2. Mô hình và Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu này sử dụng nghiên cứu Shojai (1999), Fatima và cộng sự (2012) để kiểm định thực nghiệm tại Việt Nam giai đoạn 1990 - 2012 về mối quan hệ giữa thâm hụt ngân sách và tăng trưởng kinh tế. Mô hình phân tích có dạng thức Tự hồi qui theo véc tơ VAR (Vector Autoregressive Model) như sau:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + s_t + u_t \quad (1)$$

Trong đó : Y_t là véc tơ 6×1 biến nội sinh (đã lấy logarit tự nhiên) gồm GDP (Gross Domestic Product): tổng sản phẩm quốc nội thực; BD (Budget Deflict): thâm hụt ngân sách; GI (Gross Investment): tổng đầu tư; RIR (Real Interest Rate): lãi suất thực; REX (Real Exchange Rate): tỉ giá hối đoái thực; CPI (Consumer Price Index): chỉ số giá tiêu dùng; RIR (Real Interest): tỷ lệ lãi suất thực (%). A_i ma trận cấp 6×6 tham số; u_t véc tơ nhiễu trắng và s_t là véc tơ hằng số.

Mô hình (1) được gọi là mô hình VAR cấp p , ký hiệu VAR(p), nếu viết dưới dạng toán tử trễ thì:

$$Y_t = (A_1L + A_2L^2 + \dots + A_pL^p)Y_t + s_t + u_t \quad (2)$$

Đa thức $A(z) = I - A_1z - A_2z^2 - \dots - A_pz^p$ với phương trình $\text{Det}(A(z)) = 0$ gọi là phương trình đặc trưng đảo của VAR(p), hoặc $B(z) = Iz^p - A_1z^{p-1} - A_2z^{p-2} - \dots - A_p$ có $\text{Det}(B(z)) = 0$ là phương trình đặc trưng của VAR(p). Mô hình VAR được gọi là ổn định và dừng khi phương trình đặc trưng có nghiệm trong đường tròn đơn vị, hoặc phương trình đặc trưng đảo có nghiệm ngoài đường tròn đơn vị, $\text{Det}(A(z)) \neq 0, |z| \leq 1$. Khi đó, theo định lý Wold, lời giải VAR là tổng một phần ngẫu nhiên và một phần xác định. Phần ngẫu nhiên phụ thuộc các cú sốc ngẫu nhiên, nếu quá trình ổn định thì các cú sốc trong quá khứ xa không ảnh hưởng đáng kể, do đó khi phân rã các phản ứng thì tổng các cú sốc gần đây chi phối sự biến động các biến trong mô hình (Nguyễn Quang Dong, 2010).

Quá trình ước lượng thực nghiệm VAR để tìm lời giải dưới dạng hiển để trả lời các câu hỏi nghiên cứu, chúng tôi thực hiện các bước sau:

Bước 1: Kiểm định tính dừng của chuỗi thời gian trong mô hình thực nghiệm. Thủ tục kiểm định tính dừng được sử dụng khá phổ biến là kiểm định nghiệm đơn vị (Unit Root Test) do Dickey - Fuller phát triển năm 1979, 1981 (Nguyễn Quang Dong, 2010). Mô hình kiểm định như sau:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t, u_t - \text{nhiều trắng} \quad (3)$$

Ta có các giả thiết: $H_0: \rho = 1$ (Y_t là chuỗi không dừng) và $H_1: \rho < 1$ (Y_t là chuỗi dừng). Mô hình (3) có thể mở rộng thành:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta Y_{t-i} + \gamma T + \varepsilon_t \quad (4)$$

Trong đó, Δ là sai phân bậc nhất, ε_t là phần dư thỏa tính chất nhiễu trắng và T là biến xu thế. Giả thuyết kiểm định: $H_0: \beta = 0$ (Y_t là chuỗi không dừng) và $H_1: \beta \neq 0$ (Y_t là chuỗi

dừng) được gọi là tiêu chuẩn ADF (Augumented Dickey - Fuller).

Bước 2: Xác định mô hình VAR, chọn độ trễ (Lag) và tính ổn định (Stability) của mô hình. Với điều kiện định dạng mô hình đúng, việc xác định độ trễ (bậc p) của VAR thông qua ba tiêu chuẩn là: (i) Sai số dự báo cuối cùng FPE; (ii) Tiêu chuẩn Akaike, AIC và (iii) Tiêu chuẩn Schwartz, BIC hay SC. Trong đó AIC và SC là thông dụng và phổ biến nhất và bậc của VAR được xác định bằng cách cực tiểu các hàm AIC và SC.

Hàm AIC:

$$AIC(p) = \ln |H(p)| + \frac{2pm^2}{n} \quad (5)$$

Hàm SC:

$$SC(p) = \ln |H(p)| + \frac{\ln(n)}{n} 2pm^2 \quad (6)$$

Trong đó: p là bậc trễ, n là số quan sát, m số biến và H là ma trận hiệp phương sai.

Bước 3: Kiểm định quan hệ nhân quả Granger. Một biến y_t được cho là quan hệ Granger (1969) được gây ra bởi biến w, z nếu như thông tin trong quá khứ và hiện tại của biến có thể cải thiện sự dự báo của biến y_t . Do vậy, kiểm định Granger trong mô hình đa biến sẽ rất hữu ích trong việc khám phá sự kết hợp của các biến. Trong mô hình VAR đa biến (chẳng hạn: y_t, w_t và $z_t \dots$) với nhiều biến trễ sẽ rất khó để xem xét biến y_t tác động có ý nghĩa đến biến w_t và biến z_t . Để xử lý vấn đề này, sự kiểm định được tiến hành bằng cách giới hạn độ trễ của tất cả các biến đến zero. Sự giới hạn chéo giữa các phương trình có thể được kiểm định bằng việc sử dụng kiểm định LR (Likelihood ratio). Ước lượng phương trình y_t và z_t bằng giá trị độ trễ của $\{y_t\}, \{z_t\}$ và $\{w_t\}$ và tính $\sum u$. Sau đó ước lượng lại bằng việc loại trừ giá trị độ trễ của $\{w_t\}$ và tính toán $\sum r$. Thống kê LR có dạng:

$$(T - C)(\log |\sum r| - \log |\sum u|)$$

Trong đó, T là số biến quan sát có thể sử dụng và C là tổng các tham số trong hệ thống không bị giới hạn; Σr là ma trận phương sai - hiệp phương sai của các số dư của hệ thống không bị giới hạn. Thống kê t có phân phối chi bình phương với bậc tự do bằng với biến giới hạn.

2.3. Mô tả Dữ liệu

Mô hình sử dụng chuỗi dữ liệu thứ cấp, gồm chuỗi dữ liệu thời gian theo năm từ năm 1990 đến năm 2012. Nguồn dữ liệu được thu thập từ Ngân hàng Phát triển Châu Á (ADB) gồm tỷ lệ tăng trưởng kinh tế hàng năm (GDP), tổng chi đầu tư (GI), tỷ giá hối đoái (REX), thâm hụt ngân sách (BD) và lãi suất thực (RIR); từ Quỹ tiền tệ quốc tế (IMF) gồm số liệu thực tăng trưởng hàng năm (GDP), chỉ số giá tiêu dùng (CPI). Trong mô hình, các biến

trước khi phân tích đã được xử lý chuyển dạng logarit để ước lượng xác định mức biến thiên từ năm 1990 đến năm 2012.

3. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU VÀ THẢO LUẬN

3.1. Khái quát tình hình tăng trưởng Việt Nam

Hơn 20 năm qua, nét nổi bật của Việt Nam là từ một nước trì trệ, tăng trưởng thấp, tích lũy phần lớn nhờ vào vay mượn bên ngoài, đến nay đã trở thành một nước có tốc độ tăng trưởng cao trong khu vực. Tăng trưởng GDP của Việt Nam đạt 7,34%/năm, thuộc loại cao ở khu vực Đông Nam Á nói riêng, ở châu Á và trên Thế giới nói chung. Quy mô kinh tế năm 2011 gấp trên 4,4 lần năm 1990, gấp trên 2,1 lần năm 2000 và tốc độ tăng trưởng tổng sản phẩm trong nước ở các lĩnh vực tương đối cao.

Bảng 1. Tốc độ tăng tổng sản phẩm trong nước bình quân mỗi năm giai đoạn 1991 - 2010

DVT: %

TỐC ĐỘ TĂNG BÌNH QUÂN MỖI NĂM	TOÀN BỘ NỀN KINH TẾ	CHIA RA			
		Nông nghiệp và Thủy sản	Lâm nghiệp và Thủy sản	Công nghiệp và Xây dựng	Dịch vụ
Trong 5 năm 1991-1995	8,18		4,09	12,00	8,60
Trong 5 năm 1996-2000	6,94		4,30	10,60	5,75
Trong 5 năm 2001-2005	7,51		3,84	10,25	6,96
Trong 5 năm 2006-2010	7,01		3,34	7,94	7,73

Nguồn: Tổng cục Thống kê

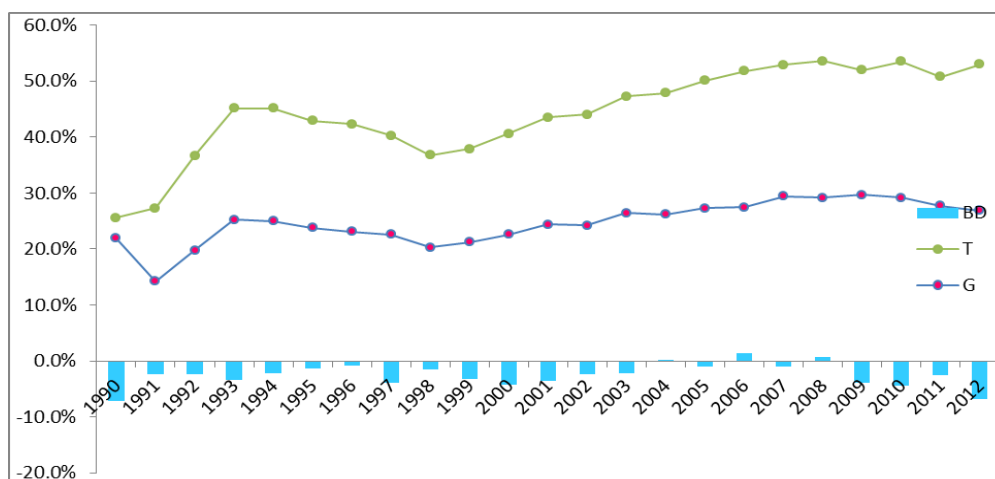
Năm 2012, GDP tăng 5,03% so với năm 2011. Mức tăng trưởng tuy thấp hơn mức tăng 5,89% của năm 2011, nhưng trong bối cảnh kinh tế thế giới gặp khó khăn thì đây là mức tăng trưởng hợp lý. Về sản xuất nông, lâm nghiệp và thủy sản ước tính tăng 3,4% so với năm 2011; công nghiệp tăng 4,8% so với năm 2011. Chỉ số giá tiêu dùng năm 2012 tăng 6,81%. Đầu tư phát triển tăng 7% so với năm trước và bằng 33,5% GDP. Xuất, nhập khẩu

hàng hóa tăng 18,3% . Kim ngạch xuất khẩu có thể vượt qua mốc 100 tỷ USD, tỷ lệ kim ngạch xuất, nhập khẩu so với GDP năm 2011 đã đạt xấp xỉ 170%, đứng thứ 5 Thế giới. Vốn FDI tính từ 1988 đến tháng 7 năm 2012 đăng ký đạt trên 236 tỷ USD, thực hiện đạt trên 96,6 tỷ USD. Vốn ODA từ 1993 đến nay cam kết đạt gần 80 tỷ USD, giải ngân đạt trên 35 tỷ USD.

3.2. Thực trạng thâm hụt ngân sách ở Việt Nam

Thâm hụt ngân sách Việt Nam năm 1990 - 1995 được kiểm soát và duy trì bình quân ở mức 3% tương ứng tốc độ tăng trưởng GDP bình quân 7,68%/năm. Sau cuộc khủng hoảng tài chính tiền tệ năm 1997, chi tiêu công tăng cao (từ 20% GDP năm 1998 lên hơn 30% các năm sau). Theo đó, làm thâm hụt NSNN các năm tiếp tục từ 1996 -

2003 nhưng đến 2004 - 2008 ngân sách thặng dư do nguồn thu ổn định với tốc độ tăng cao hơn so với chi chính phủ, chính sách kinh tế tăng trưởng và thu hút đầu tư nước ngoài... và giai đoạn 2009 - 2012 thâm hụt NSNN cao do sự thay đổi quy mô chi tiêu công, chính sách tài khóa, đặc biệt là tăng đầu tư công thông qua các chương trình kích cầu và ảnh hưởng cuộc suy thoái kinh tế thế giới.



Biểu đồ 1. Thâm hụt ngân sách Việt Nam 1990 - 2012

Nguồn: Ngân hàng phát triển Châu Á

3.3. Mối quan hệ giữa thâm hụt ngân sách và tăng trưởng kinh tế Việt Nam giai đoạn 1990 - 2012

Mối quan hệ thâm hụt ngân sách và tăng trưởng kinh tế được khảo sát thông qua các giai đoạn như bảng sau:

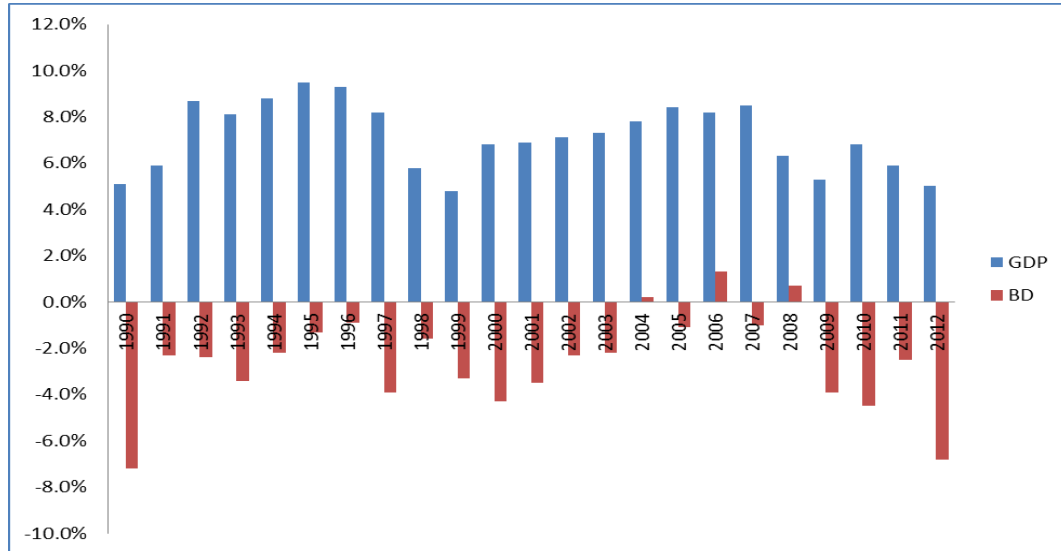
Bảng 2. Mối quan hệ thâm hụt ngân sách và tăng trưởng kinh tế

GIẢI ĐOẠN	TỔNG THU THUẾ (%/GDP)	TỔNG CHI TIÊU CHÍNH PHỦ (%/GDP)	THÂM HỤT (%/GDP)	TĂNG TRƯỞNG (%)
1990-1995	15,47	21,65	3,13	7,68
1996-2000	17,62	21,96	2,80	6,98
2001-2005	20,86	25,70	3,50	7,50
2006-2012	24,04	28,54	2,39	6,57

Nguồn: Số liệu ADB và tính toán của tác giả

Giai đoạn 1990 - 1995, tình hình thâm hụt ngân sách bình quân 3,13%, mức tăng trưởng kinh tế bình quân 7,68%. Sang giai đoạn 1996 - 2000, thâm hụt ngân sách 2,8% giảm hơn so với giai đoạn trước 3,13%, tốc độ tăng thu tăng cao hơn so với chỉ tiêu chính phủ. Giai đoạn 2001 - 2005, thâm hụt ngân sách bình quân 3,5% cao

nhất trong các giai đoạn, tốc độ tăng trưởng biến động ngược chiều với thâm hụt ngân sách, tăng trưởng ở mức cao 7,5%. Giai đoạn 2006 - 2012, thâm hụt ngân sách bình quân 2,39%, mức thâm hụt tăng cao nhất năm 2012 là 6,8%, tốc độ tăng trưởng mặc dù có giảm sút nhưng vẫn được duy trì ở mức tương đối ổn định cho nền kinh tế.



Biểu đồ 2. Thâm hụt Ngân sách và tăng trưởng kinh tế Việt Nam 1990 - 2012

Nguồn: Ngân hàng phát triển Châu Á

3.4. Kết quả nghiên cứu thực nghiệm

(ADF) được triển khai để kiểm định chuỗi dừng các biến với kết quả được thể hiện trong bảng sau:

3.4.1. Kiểm định tính dừng

Kiểm định Augmented Dickey - Fuller

Bảng 3. Kết quả kiểm định tính dừng

	ADF	1% level	5% level	10% level	P-value	KẾT QUẢ
<i>Chuỗi gốc (level)</i>						
LNGDP	-2,258827	-4,532598	-3,673616	-3,277364	0,4340	Không dừng
LNBD	-1,390063	-4,467895	-3,644963	-3,261452	0,8336	Không dừng
LNCPI	-0,804968	-4,532598	-3,673616	-3,277364	0,9469	Không dừng
LNGI	-1,982923	-4,440739	-3,632896	-3,254671	0,5781	Không dừng
LNREX	-2,410926	-4,532598	-3,673616	-3,277364	0,3628	Không dừng
RIR	-2,315667	-4,498307	-3,632896	-3,254671	0,4091	Không dừng

<i>Sai phân bậc 1 (1st difference)</i>						
LNGDP	-4,602927	-4,467895	-3,644963	-3,261452	0,0076	Dừng
LNBD	-13,81079	-4,467895	-3,644963	-3,261452	0,0000	Dừng
LNCPI	-5,935659	-4,467895	-3,644963	-3,261452	0,0005	Dừng
LNGI	-5,618096	-4,467895	-3,644963	-3,261452	0,0010	Dừng
LNREX	-10,72420	-4,467895	-3,644963	-3,261452	0,0000	Dừng
RIR	-4,584977	-3,261452	-3,658446	-3,268973	0,0084	Dừng

Kết quả kiểm định cho thấy, các chuỗi thời gian trong mô hình nghiên cứu đều là chuỗi không dừng ở chuỗi gốc, tuy nhiên lấy sai phân bậc 1 thì các chuỗi LNGDP, LNBD, LNCPI, LNGI, LNREX, RIR đều là chuỗi dừng.

Trên cơ sở kiểm định nghiệm đơn vị (ADF) và cho ra kết quả là các chuỗi đều dừng ở sai phân bậc 1, chúng tôi xác định độ trễ cho mô hình bằng các tiêu chuẩn AIC, SC và HQ được tính toán trên phần mềm Eviews như sau:

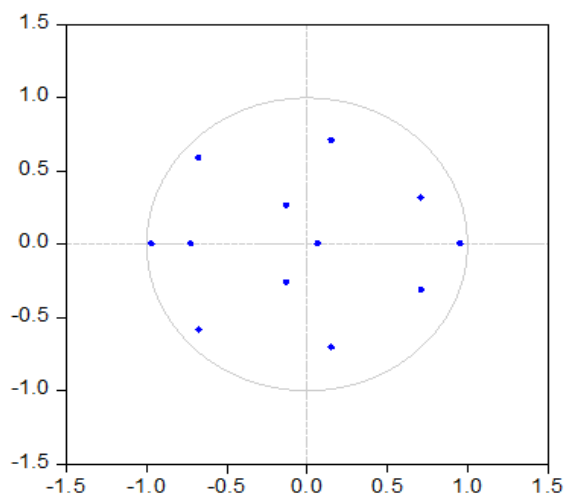
3.4.2. Ước lượng mô hình VAR và độ trễ tối ưu mô hình

Bảng 4. Xác định độ trễ tối ưu

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	20.40195	NA	9.55e-09	-1.440195	-1.141476	-1.381882
1	71.50653	66.43595*	2.54e-09	-2.950653	-0.859615	-2.542460
2	142.6143	49.77544	2.83e-10*	-6.461430*	-2.578074*	-5.703358*

Kết quả lựa chọn độ trễ tối ưu cho mô hình theo các tiêu chuẩn thông dụng AIC và SC là 2. Bên cạnh đó, tiêu chuẩn HQ cũng chỉ độ trễ tối ưu là 2. Vì vậy, tác giả chọn độ trễ tối ưu cho mô hình VAR trong nghiên cứu này là 2. Đồng thời Biểu đồ 3 và Bảng 5 truy xuất từ phần

mềm Eviews cho thấy tất cả các nghiệm đều nằm ổn định hợp lý trong vòng tròn đơn vị, không có nghiệm nào nằm ngoài phạm vi của vòng tròn này. Nói cách khác mô hình Var đạt được sự ổn định, có giá trị cho các phân tích tiếp theo.



Biểu đồ 3. Các nghiệm của mô hình VAR

Bảng 5. Kiểm định tính ổn định

ROOT	MODULUS
-0.966117	0.966117
0.958407	0.958407
-0.671872 - 0.585985i	0.891511
-0.671872 + 0.585985i	0.891511
0.714387 - 0.314623i	0.780600
0.714387 + 0.314623i	0.780600
0.154383 - 0.706921i	0.723582
0.154383 + 0.706921i	0.723582
-0.722208	0.722208
-0.125802 - 0.263361i	0.291865
-0.125802 + 0.263361i	0.291865
0.068849	0.068849

3.4.3. Kiểm định mối quan hệ nhân quả Granger giữa thâm hụt ngân sách và tăng trưởng kinh tế.

Kết quả kiểm định mối quan hệ nhân quả trong mô hình VAR như sau:

Bảng 6. Kết quả kiểm định mối quan hệ nhân quả trong mô hình VAR

BIẾN PHỤ THUỘC	DLNGDP	DLNBD	DLNCPI	DLNGI	DLNREX	DRIR
DLNGDP	/	0.676245	1.708321	4.567160	23.07827***	8.267343
DLNBD	0.186776	/	3.243953	6.913850**	6.023543**	3.141225**
DLNCPI	3.503448	2.038536	/	4.091380	9.178368**	1.292331
DLNGI	6.205000**	1.247095	1.132740	/	15.55095***	8.568447**
DLNREX	3.297280	1.530288	1.378152	7.180950**	/	4.516314
DRIR	2.932972	0.161165	0.335689	2.630133	12.74637***	/

Ghi chú: * có mức ý nghĩa 10%, ** có mức ý nghĩa 5%, *** có mức ý nghĩa 1%.

Từ kết quả ở Bảng 6, cho thấy: DLNGDP không có quan hệ Granger với DLNBD; DLNBP không có quan hệ Granger với DLNGDP. Tuy nhiên, ta thấy BD có quan hệ với GI và GI có quan hệ với GDP. Để khẳng

định rõ hơn chiều hướng quan hệ của các biến này, tác giả tiến hành thực hiện kiểm định nhân quả Granger theo cặp kết quả với giả thuyết H_0 : không có mối quan hệ nhân quả.

Bảng 7. Kết quả kiểm định mối quan hệ Granger từng cặp trong mô hình VAR

Cặp biến (LNGDP & LNGI)

BIẾN PHỤ THUỘC	DLNGDP	DLNGI
DLNGDP	/	9.015212*
DLNGI	63.19120***	/

Ghi chú: * có mức ý nghĩa 10%, ** có mức ý nghĩa 5%, *** có mức ý nghĩa 1%.

Cặp biến (LNBD & LNGI)

BIẾN PHỤ THUỘC	DLNGI	DLNBD
DLNGI	/	0.892386
DLNBD	4.826933*	/

Ghi chú: * có mức ý nghĩa 10%, ** có mức ý nghĩa 5%, *** có mức ý nghĩa 1%.

Kết quả kiểm định Granger từng cặp cho thấy: (i) Đối với cặp biến (LNGDP & LNGI): P - value lần lượt là 0.0000 và 0.0607 nên kết luận rằng có tồn tại bằng chứng mối quan hệ nhân quả giữa GDP và GI và ngược lại. GDP bị tác động bởi GI ở các mức ý nghĩa, GI bị tác động bởi GDP ở mức ý nghĩa 10%. (ii) Đối với

cặp biến (LNBD & LNGI): P- value lần lượt là 0.6401 và 0.0879 ta chấp nhận giả thuyết H_0 đối với trường hợp GI bị tác động bởi BD ở mức ý nghĩa 10% còn ngược lại thì không. Kết luận rằng tồn tại mối quan hệ nhân quả một chiều giữa BD & GI. Như vậy, GDP bị tác động bởi GI ở các mức ý nghĩa (10%, 5% và

1%) và GI bị tác động bởi yếu tố BD chỉ ở mức ý nghĩa 10%. Điều đó suy ra GDP bị tác động bởi GI nhiều hơn so với GI bị tác động bởi BD và có thể kết luận GDP bị tác động bởi BD thông qua GI.

4. KẾT LUẬN

Kết quả kiểm định và phân tích mô hình thực nghiệm nêu trên về mối quan hệ giữa thâm hụt ngân sách và tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam với số liệu thực tế trong giai đoạn từ năm 1990 đến năm 2012 cho thấy: (i) Thâm hụt ngân sách không có quan hệ nhân quả với GDP và ngược lại GDP không có quan hệ nhân quả với thâm hụt ngân sách. Như vậy, thâm hụt ngân sách không trực tiếp làm ảnh hưởng đến tăng trưởng kinh tế. Kết quả này tương tự với nghiên cứu của Fatima và cộng sự (2012) đối với trường hợp Pakistan trong khoảng thời gian 1980 - 2009, nhưng khác với nghiên cứu của Al - Khedar (1996), Đỗ Ngọc Huỳnh (2007). (ii) Tổng đầu tư có quan hệ nhân quả với thâm hụt ngân sách và tăng trưởng kinh tế, hay nói cách khác đầu tư trong thời gian qua ở Việt Nam có đóng góp sự tăng trưởng kinh tế nhất định và chính sự đầu tư này ngân sách một phần bị thâm hụt. Do đó, chính sách đầu tư có hiệu quả sẽ tác động tích cực trong tăng trưởng kinh tế và mang lại giá trị lợi ích ngân sách

tương lai. Hơn nữa kiểm định Granger theo từng cặp biến (GI&BD) và (GDP&GI) góp phần chứng minh rằng thâm hụt ngân sách có tác động đến tăng trưởng kinh tế một cách gián tiếp thông qua GI. (ii) Tỷ giá hối đoái thực có quan hệ nhân quả với các biến. Điều này cho biết sự biến động của tỷ giá hối đoái chịu sự biến động bởi yếu tố tăng trưởng, ngân sách thâm hụt, lãi suất thực trên thị trường, chỉ số giá tiêu dùng và tổng đầu tư cho nền kinh tế. (iv) Lãi suất thực có quan hệ nhân quả với thâm hụt ngân sách và tỷ giá hối đoái.

Như vậy, thâm hụt ngân sách ở Việt Nam không ảnh hưởng trực tiếp đến tăng trưởng kinh tế. Tuy nhiên trong những năm gần đây thâm hụt ngân sách cao và kéo dài làm xói mòn niềm tin đối với năng lực điều hành vĩ mô của Chính phủ, làm tăng mức lạm phát kỳ vọng của người dân và của các nhà đầu tư vì họ cho rằng Chính phủ trước sau gì cũng sẽ phải in thêm tiền để tài trợ thâm hụt. Vì vậy, trong thời gian tới, chúng tôi cho rằng Chính phủ phải nâng cao năng lực quản lý và điều hành ngân sách quốc gia, trong đó chú trọng vào phương pháp tính, hạch toán ngân sách theo chuẩn mực quốc tế nhằm phản ánh chính xác tình trạng tài khóa, làm cơ sở cho sử dụng chính sách kinh tế vĩ mô hợp lý nhằm giảm bội chi và kiểm soát lạm phát.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1]. Al - Khedair, S. I. *The Impact of the Budget Deficit on Key Macroeconomic variables in the Major Industrial Countries*. PhD Dissertation, Florida Atlantic University (1996).
- [2]. Bahmani, O. M. The Federal Budget Deficits Crowd - out or Crowd-in Investment, *Journal of Policy Modeling*. 21, 633 - 640 (1999).
- [3]. Đỗ Ngọc Huỳnh. *Budget deficit and economics growth in developing countries - the case of Viet Nam*. Kansai Institute for Social and Economic Research (2007).
- [4]. Fatima, G., Mehboob, A., Wali, R. Consequential Effects of Budget Deficit on Economic Growth of Pakistan. *International Journal of Business and Social Science*, Vol.3 No.7, 203 - 208 (2012).
- [5]. Ghali, K. H., Al - shamsi, F. Fiscal Policy and Economic Growth: A study Relating to the United Arab Emirates. *Journal International Economic*, 50, 519 - 533 (1997).

- [6]. Gulcan, Y., Bilman, M. E. The Effects of Budget Deficit Reduction on Exchange Rate: Evidence from Turkey. *Discussion Paper Series No. 05/07*, Faculty of Business, Department of Economics, Dokuz Eylül University, Turkey (2005).
- [7]. Harrison, M. M. *Relationship between budget deficit and economic growth in Kenya*. MBA Dissertation, University of Nairobi (2003).
- [8]. IMF. *World Economic Outlook*. Annual Report (1996).
- [9]. Karras, G. Macroeconomic Effects of Budget Deficit: Future International Evidence. *Journal of International Money and Finance*, 13, pp.190 - 210 (1994).
- [10]. Nguyễn Quang Dong. *Phân tích chuỗi thời gian trong tài chính*. Nhà xuất bản Khoa học và Kỹ thuật (2010).
- [11]. Saleh, A. S. The Budget Deficit and Economic Performance: A survey. Economics Working Paper Series 2003, University of Wollongong (2003).
- [12]. Shojai, S. Budget Deficits and Debt: A Global Perspective. Second Edition, Praeger Publishers, New York, USA (1999).
- [13]. www.adb.org.
- [14]. www.gso.gov.vn.