

MỐI QUAN HỆ GIỮA TIẾT KIỆM TRONG NƯỚC VÀ TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ TẠI VIỆT NAM

Nguyễn Thị Mỹ Linh*

Ngày nhận: 25/01/2016

Ngày nhận bản sửa: 11/02/2016

Ngày duyệt đăng: 25/4/2016

Tóm tắt:

Bài viết này là một nghiên cứu thực nghiệm về mối quan hệ giữa tiết kiệm trong nước và tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam giai đoạn từ năm 1990-2014, có tính đến tác động của cuộc khủng hoảng tài chính tại Châu Á năm 1997 và khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2008. Nghiên cứu sử dụng cách tiếp cận ARDL bound test được phát triển bởi Pesaran & cộng sự (2001) để kiểm định mối quan hệ đồng liên kết giữa các biến; sử dụng kiểm định nhân quả Granger để biết được chiều hướng tác động giữa các biến. Kết quả cho thấy, tiết kiệm trong nước có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế của Việt Nam trong dài hạn; ngoài ra, nghiên cứu còn tìm thấy cuộc khủng hoảng năm 2008 tác động tiêu cực đến tăng trưởng GDP của Việt Nam trong ngắn hạn. Từ kết quả nghiên cứu, tác giả đã đề xuất một vài khuyến nghị nhằm làm tăng tốc độ tăng trưởng kinh tế của Việt Nam ổn định và bền vững.

Từ khóa: tiết kiệm trong nước, tăng trưởng kinh tế, ARDL bound test

The relationship between domestic savings and economic growth in Vietnam

Abstract:

This article is an empirical study on the relationship between domestic savings and economic growth in Vietnam in the period 1990-2004, taking into account the effect of Asian financial crisis in 1997 and economic global depression in 2008. Autoregressive Distributed Lag Boundary Test Approach (ARDL - bound test) developed by Pesaran et al. (2001) is used to check co-integration and Granger causality test is applied to determine which direction of impact among variables. The results show that the domestic savings have a positive impact on economic growth of Vietnam in the long term. In addition, the study also finds that the crisis in 2008 negatively impacts Vietnam's GDP growth in the short run. Based on these findings, the authors propose some recommendations to promote Vietnam economic growth stably and sustainably.

Keywords: Domestic savings; economic growth; ARDL bound test.

1. Giới thiệu

Thúc đẩy tăng trưởng kinh tế thông qua tiết kiệm là chủ đề thu hút được sự quan tâm của nhiều nước trên thế giới (Verma, 2007). Nghiên cứu mối quan hệ giữa tiết kiệm tác động đến tăng trưởng kinh tế ở các nước Nam Á, Agrawal (2000) phát hiện ra tỷ lệ tiết kiệm cao hơn sẽ thúc đẩy tăng trưởng kinh tế ở Bangladesh và Pakistan, tăng trưởng kinh tế cao hơn sẽ khuyến khích tiết kiệm nhiều hơn ở Ấn Độ và Sri Lanka. Nghiên cứu kết luận, với những quốc

gia có tỷ lệ tiết kiệm thấp sẽ kìm hãm đáng kể tăng trưởng kinh tế do bị giới hạn nguồn vốn để đầu tư phát triển; ảnh hưởng tiêu cực này sẽ không xảy ra tại các quốc gia có tỷ lệ tiết kiệm cao. Ngoài ra, một số các nghiên cứu khác đã chứng minh tỷ lệ tiết kiệm nội địa tăng đồng nghĩa với tỷ lệ đầu tư cao, và đầu tư cao là một trong những nguyên nhân thúc đẩy tăng trưởng kinh tế nhanh. Kết luận này được tìm thấy trong các nghiên cứu: Harrod (1939), Domar (1946),...

Tại Việt Nam, cho đến nay, các nghiên cứu định lượng liên quan đến tăng trưởng kinh tế chủ yếu tập trung khai thác ở khía cạnh đầu tư tác động đến tăng trưởng kinh tế (Đào Thị Bích Thủy, 2012; Hoàng Thị Chinh Thon & cộng sự, 2010). Các nghiên cứu về mối quan hệ giữa tiết kiệm và tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam hiện nay chủ yếu dưới dạng: phân tích định tính những yếu tố chính của nguồn tiết kiệm, vai trò của các khu vực tài chính trong việc phân phối các nguồn tiết kiệm (Nguyễn Ngọc Sơn, 2007); hay sử dụng phân tích định lượng hồi quy theo phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS) do tác giả lập luận và xây dựng mô hình để xác định mối quan hệ giữa các biến (Nguyễn Đức Độ, 2014a và 2014b).

Bài nghiên cứu này với mục tiêu kiểm định mối quan hệ đồng liên kết giữa biến tiết kiệm trong nước và tăng trưởng kinh tế, sử dụng cách tiếp cận ARDL bound test được phát triển bởi Pesaran & cộng sự (2001), và sử dụng kiểm định nhân quả Granger để biết được chiều hướng tác động giữa các biến. Trên cơ sở kết quả kiểm định từ mô hình, tác giả đề xuất một vài khuyến nghị nhằm tăng tốc độ tăng trưởng kinh tế của Việt Nam.

2. Cơ sở lý thuyết và các nghiên cứu thực nghiệm có liên quan

Lewis (1955) với ý tưởng chính trong lý thuyết mô hình nền kinh tế thặng dư lao động là tăng tiết kiệm sẽ thúc đẩy tăng trưởng. Kết luận trong các nghiên cứu Bacha (1990); DeGregorio (1992); Jappelli & Pagano (1994) ủng hộ quan điểm truyền thống là trong ngắn hạn quy mô tiết kiệm cao sẽ góp phần tăng đầu tư và tốc độ tăng trưởng GDP cao hơn. Mặt khác, nghiên cứu của Sinha & Sinha (1998); Salz (1999); Anoruo & Ahmad (2001) đưa ra kết luận tăng trưởng kinh tế góp phần gia tăng tiết kiệm.

Mô hình của Harrod-Domar nhấn mạnh đầu tư là chìa khóa để thúc đẩy tăng trưởng kinh tế (Asimakopulos, 1986). Solow (1956) đã chỉ ra được những hạn chế về tính kém linh hoạt trong theo thời gian của mô hình Harrod-Domar. Do đó, Solow đã thay thế hàm sản xuất có hệ số cố định bằng hàm sản xuất tân cổ điển cho phép có tính linh hoạt hơn và có sự thay thế giữa các yếu tố sản xuất. Luận điểm chính trong mô hình tăng trưởng tân cổ điển của Solow (1956) là sự gia tăng trong tỷ lệ tiết kiệm thúc đẩy tăng trưởng kinh tế ổn định hơn so với tác động trực tiếp của nó vào đầu tư, bởi vì sự gia tăng tiết kiệm do thu nhập tăng sẽ dẫn đến sự gia tăng

hơn nữa trong đầu tư. Đầu tư tăng sẽ tạo lực đẩy tăng trưởng kinh tế bằng cách tăng tổng cầu trong nền kinh tế (Jangili, 2011).

Romm (2005) sử dụng kỹ thuật ước lượng Johansen VECM để nghiên cứu mối quan hệ giữa tăng trưởng và tiết kiệm ở Nam Phi, nghiên cứu khẳng định rằng tỷ lệ tiết kiệm tư nhân có ảnh hưởng trực tiếp cũng như gián tiếp đến tăng trưởng kinh tế. Còn Carrol & Weil (1994) cho rằng tăng trưởng kinh tế cao là nguyên nhân làm tiết kiệm nội địa gia tăng nhưng tiết kiệm không phải là nguyên nhân tăng trưởng kinh tế.

Lean & Song (2009) chọn cả nước và 4 tỉnh đại diện để phân tích mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và tiết kiệm tại Trung Quốc bằng cách sử dụng đồng liên kết của Johansen và quan hệ nhân quả Granger. Nghiên cứu cho thấy có tồn tại quan hệ nhân quả hai chiều giữa các khoản tiết kiệm hộ gia đình và tăng trưởng kinh tế trong ngắn hạn; tồn tại quan hệ một chiều giữa tăng trưởng kinh tế với tốc độ tăng tiết kiệm trong dài hạn.

Anoruo & Ahmad (2001) nghiên cứu quan hệ nhân quả giữa tiết kiệm và tăng trưởng kinh tế ở bảy quốc gia Châu Phi sử dụng mô hình VEC. Các tác giả tìm thấy tăng trưởng kinh tế tác động đến quy mô tiết kiệm nội địa, mối quan hệ Granger này có ở bốn trong bảy quốc gia nghiên cứu; Nam Phi và Bờ Biển Ngà (một quốc gia ở Tây Phi) có quan hệ nhân quả hai chiều; với Congo thì quy mô tiết kiệm tác động đến tăng trưởng kinh tế.

Tang & Chau (2009) đã tiến hành một nghiên cứu dựa trên mối quan hệ giữa tiết kiệm và tăng trưởng kinh tế ở Malaysia bằng việc sử dụng phương pháp kiểm định đồng liên kết phi tham số và phương pháp DOLS. Họ nhận thấy rằng tiết kiệm và tăng trưởng kinh tế có đồng liên kết và tương quan dương trong dài hạn, do đó nghiên cứu chỉ ra tiết kiệm là một công cụ để tăng trưởng kinh tế thông qua tác động của nó đối với sự hình thành vốn.

Trong trường hợp của Campuchia, Sothan (2014) đã nghiên cứu các quan hệ nhân quả giữa tiết kiệm nội địa và tăng trưởng kinh tế. Nghiên cứu không tìm thấy bất kỳ mối quan hệ nhân quả khi tiết kiệm trong nước tác động tới tăng trưởng, hay tăng trưởng tác động tới tiết kiệm trong nước, do đó nghiên cứu kết luận rằng tiết kiệm nội địa và tăng trưởng kinh tế là độc lập với nhau tại Campuchia.

Tại Việt Nam, Nguyễn Ngọc Sơn (2007) nghiên

cứ đánh giá tác động của tiết kiệm và đầu tư đến tăng trưởng kinh tế giai đoạn 1995-2007, kết quả cho thấy tiết kiệm ở Việt Nam tăng nhanh trong giai đoạn nghiên cứu và có ảnh hưởng tích cực đến tăng trưởng kinh tế. Tuy nhiên, nghiên cứu chưa lượng hóa cụ thể tác động của tiết kiệm đến tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam. Các nghiên cứu khác tại Việt Nam liên quan đến tăng trưởng kinh tế chủ yếu tập trung vào chỉ tiêu chính phủ, chỉ tiêu chính quyền địa phương (Hoàng Thị Chinh Thon, 2010); đầu tư tác động đến tăng trưởng kinh tế (Đào Thị Bích Thủy, 2012),...

Bài viết này nghiên cứu định lượng về mối quan hệ giữa tiết kiệm và tăng trưởng kinh tế sử dụng phương pháp ARDL. Phương pháp này có ưu điểm là vẫn đạt được độ tin cậy khi sử dụng với cỡ mẫu nhỏ, điều này rất phù hợp với dữ liệu còn hạn chế tại Việt Nam.

Trên đây là những quan điểm và các kết quả nghiên cứu khác nhau liên quan đến mối liên hệ giữa tiết kiệm và tăng trưởng kinh tế. Phần tiếp theo của bài viết này sẽ đưa ra mô hình nghiên cứu thực nghiệm, trình tự thực hiện và các kiểm định với dữ liệu thu thập được đối với Việt Nam từ năm 1990- 2014.

3. Mô hình nghiên cứu

3.1. Phương pháp nghiên cứu và mô hình thực nghiệm

Theo Solow (1956) thì mô hình tăng trưởng tân cổ điển có thể được giải thích: $Y_t = f(K_t, L_t)$. Theo phương trình này có hai yếu tố trực tiếp tác động đến tăng trưởng là nguồn vốn (K) và lao động (L). Nếu bỏ qua yếu tố lao động (L) thì tăng trưởng kinh tế sẽ chịu tác động của nguồn vốn trong nền kinh tế. Bên cạnh việc kế thừa những nghiên cứu của Lewis (1955), Solow (1956), Sinha (1998), Salz (1999), Anoruo & Ahmad (2001), Jangili (2011), bài nghiên cứu này xây dựng mô hình nhằm tìm ra mối quan hệ giữa tiết kiệm trong nước và tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam giai đoạn từ năm 1990-2014 có dạng $GDP = f(SAV, GOV, CPI)$. Trong đó, quy mô tiết kiệm trong nước (SAV), và hai biến kiểm soát là nguồn vốn đầu tư của chính phủ gồm cả chi tiêu của chính quyền địa phương (GOV), chỉ số lạm phát hàng năm (CPI) là những yếu tố tác động đến tổng sản phẩm quốc nội (GDP).

Với mục tiêu phân tích thực nghiệm mối quan hệ của quy mô tiết kiệm và GDP, bài viết sử dụng kỹ thuật đồng liên kết phân phối trễ tự hồi quy ARDL.

Phương pháp đồng liên kết ARDL được phát triển bởi Pesaran & Shin (1999), Pesaran & cộng sự (2001) có nhiều ưu điểm hơn so với phương pháp đồng liên kết của Johansen bởi những lý do: thứ nhất, kỹ thuật đồng liên kết của Johansen để đạt được độ tin cậy sẽ yêu cầu cỡ mẫu lớn hơn so với cách tiếp cận theo mô hình ARDL, do đó, trong trường hợp mẫu nhỏ mô hình ARDL có ý nghĩa thống kê hơn so với kỹ thuật Johansen để kiểm định tính đồng liên kết; thứ hai, các kỹ thuật đồng liên kết khác yêu cầu các biến hồi quy đưa vào mô hình có cùng độ trễ, trong khi ARDL cho phép đưa các độ trễ khác nhau vào mô hình; thứ ba, mô hình ARDL cho phép áp dụng với bộ dữ liệu hỗn hợp các biến chuỗi thời gian $I(0)$ và $I(1)$; thứ tư, phương pháp ARDL chỉ cần thiết lập một phương trình duy nhất để nhận diện đồng thời mối quan hệ ngắn hạn và dài hạn giữa các biến, trong khi các phương pháp khác phải lập hệ phương trình. Ngoài ra, bằng cách áp dụng các kỹ thuật ARDL chúng ta có được ước lượng không chệch của các mô hình dài hạn (Harris & Sollis, 2003). Phương trình đồng liên kết của ARDL được giới thiệu bởi Pesaran & cộng sự (2001) có dạng:

$$\Delta \ln GDP_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{p_0} \beta_{i0} \ln GDP_{t-i} + \sum_{j=0}^{p_1} \beta_{j1} \ln GOV_{t-j} + \sum_{k=0}^{p_2} \beta_{k2} CPI_{t-k} + \sum_{l=0}^{p_3} \beta_{l3} \ln SAV_{t-l} + \sum_{m=0}^{p_4} \beta_{m4} ShockT_{t-m} + \sum_{i=1}^p \alpha_{i0} \Delta \ln GDP_{t-i} + \sum_{j=1}^q \alpha_{j1} \Delta \ln GOV_{t-j} + \sum_{k=1}^r \alpha_{k2} \Delta \ln SAV_{t-k} + \sum_{l=1}^s \alpha_{l4} \Delta CPI_{t-l} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Trong đó, $\ln(.)$ là lấy logarit; riêng biến CPI được giữ nguyên do có thời gian biến động âm (-). Δ là lấy sai phân bậc nhất; ε_t là sai số của mô hình; shockT là thể hiện cú sốc kinh tế vào năm 1997 và năm 2008.

Nếu có bằng chứng về mối quan hệ đồng liên kết trong dài hạn giữa các biến, thì mô hình ARDL dài hạn được ước tính có dạng:

$$\Delta \ln GDP_t = \alpha_1 + \sum_{i=0}^{p_0} \beta_{i0} \ln GDP_{t-i} + \sum_{j=0}^{p_1} \beta_{j1} \ln GOV_{t-j} + \sum_{k=0}^{p_2} \beta_{k2} CPI_{t-k} + \sum_{l=0}^{p_3} \beta_{l3} \ln SAV_{t-l} + \sum_{m=0}^{p_4} \beta_{m4} ShockT_{t-m} + u_t \quad (2)$$

Đặc điểm của kỹ thuật ARDL trong ngắn hạn được xây dựng từ mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM). Theo Asteriou (2007), mô hình ECM gồm có hai phần: ước lượng các hệ số ngắn hạn và phần sai số hiệu chỉnh (cho biết tốc độ điều chỉnh của các hệ số ngắn hạn hội tụ về cân bằng dài hạn trong mô hình).

$$\Delta \ln GDP_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^p \alpha_{i0} \Delta \ln GDP_{t-i} + \sum_{j=1}^q \alpha_{j1} \Delta \ln GOV_{t-j} + \sum_{k=1}^r \alpha_{k2} \Delta \ln SAV_{t-k} + \sum_{l=1}^s \alpha_{l4} \Delta CPI_{t-l} + \rho SCM_{t-1} + \gamma_t \quad (3)$$

Khi các biến phụ thuộc và các biến độc lập trong

mô hình nghiên cứu có đồng liên kết thì chúng có mối quan hệ cân bằng trong dài hạn, nhưng trong ngắn hạn có thể bị mất cân bằng tạm thời. ECM chính là sự mất cân bằng của kỳ trước tác động đến kỳ này.

Quy trình thực hiện mô hình ARDL Bound Test trong nghiên cứu này được thực hiện qua các bước:

Bước 1: Kiểm định nghiệm đơn vị: Kiểm định nghiệm đơn vị là một tiêu chuẩn để kiểm nghiệm tính dừng của các chuỗi dữ liệu nghiên cứu nhằm đảm bảo mô hình không gặp vấn đề hồi quy giả mạo. Nếu bộ dữ liệu hỗn hợp các chuỗi biến I(0) và I(1) thì sẽ kiểm tra các chuỗi gốc xem có đồng liên kết hay không.

Bước 2: Kiểm định đồng liên kết dựa vào kỹ thuật kiểm định đường bao - ARDL bound test

Có nhiều kỹ thuật khác nhau để tiến hành phân tích đồng liên kết cho các biến chuỗi thời gian. Các phương pháp nổi tiếng được biết đến: kiểm định phần dư của Engle & Granger (1987) phương pháp hợp lý cực đại của Johansen & Julius (1990), Johansen (1992). Bài nghiên cứu này sử dụng phương pháp đường bao phân phối trễ tự hồi quy (ARDL bound) để kiểm định đồng liên kết giữa các biến trong mô hình. Bước đầu tiên trong kiểm định giả thuyết $H_0: \beta_{10} = \beta_{11} = \beta_{k2} = \beta_{13} = 0$ (không có đồng liên kết giữa các biến trong phương trình (2)) và giả thuyết đối $H1: \beta_{10} \neq \beta_{11} \neq \beta_{k2} \neq \beta_{13} \neq 0$ ((có ít nhất trong các hệ số này khác 0); với $i, j, k, l = 1-4$). Bước thứ hai, so sánh giá trị thống kê F với cặp giá trị tiêu chuẩn với cùng một mức ý nghĩa cụ thể có thể được xác định (Pesaran & cộng sự 2001). Pesaran & Shin (1995) cho rằng bậc của phân phối trễ của các biến trong mô hình được lựa chọn theo tiêu chí AIC (Akaike Information Criterion) hoặc SBC (Schwartz Bayesian Criterion). Nghiên cứu này sử dụng tiêu chí AIC để chọn độ trễ tối ưu cho mô hình.

Bước 3: Kiểm định nhân quả Granger và các kiểm định chẩn đoán

Kiểm định nhân quả Granger nhằm kiểm tra xem các giá trị trễ của biến độc lập X_t có giúp ích trong việc dự báo một biến phụ thuộc Y_t hay không. Nếu sự kiện X_t được coi là gây ra sự kiện Y_t thì sự kiện X_t nên thực hiện trước sự kiện Y (Hamilton, 1994). $H_0: X_t$ không có quan hệ nhân quả với Y_t .

Kiểm định chẩn đoán: nghiên cứu sử dụng kiểm định Breusch–Godfrey LM để đảm bảo mô hình không có tương quan chuỗi; kiểm định Breusch-

Pagan và Lagrange Multipliers về phương sai thay đổi; kiểm định RESET về sự phù hợp dạng hàm của Ramsey; kiểm định CUSUM và CUSUMQ về tính ổn định của mô hình; kiểm định Chow về điểm gãy cấu trúc tại cho các cú sốc năm 1997 và năm 2008.

Bước 4: Ước lượng hệ số trong dài hạn và trong ngắn hạn

Khi các mối quan hệ dài hạn được thiết lập, giai đoạn tiếp theo là ước lượng hệ số dài hạn và hệ số trong ngắn hạn bằng việc sử dụng lần lượt phương trình 2 và 3.

Hiệu chỉnh sai số trong một số biến có đồng liên kết nói lên sự thay đổi trong biến phụ thuộc bị tác động bởi cả sự mất cân bằng trong mối quan hệ đồng liên kết (thể hiện bởi ECM) và sự thay đổi giữa các các biến giải thích khác. Điều này ngụ ý rằng bất cứ sự sai lệch nào trong ngắn hạn so với cân bằng dài hạn sẽ được phản ánh bằng những thay đổi trong biến phụ thuộc để quá trình trở về cân bằng trong dài hạn (Ghali, 2009).

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu nghiên cứu được thu thập trong vòng 25 năm, từ năm 1990 đến năm 2014. Cụ thể: nguồn vốn đầu tư của chính phủ gồm cả chi tiêu của chính quyền địa phương (GOV) được thu thập từ thống kê của ngân hàng phát triển Châu Á; chỉ số lạm phát hàng năm (CPI) được lấy từ quỹ tiền tệ quốc tế; dữ liệu tổng sản phẩm quốc nội (GDP) và quy mô tiết kiệm trong nước (SAV) được thu thập từ ngân hàng thế giới. Trong mô hình còn sử dụng biến giả shockT để đánh giá những tác động của cuộc khủng hoảng Châu Á diễn ra vào năm 1997 và cuộc khủng hoảng kinh tế toàn cầu vào năm 2008 đến tăng trưởng GDP của Việt Nam.

$$\text{Shock T} = \text{shock97} = \begin{cases} 1 & \text{nếu } t \geq 1997 \\ 0 & \text{nếu } 1990 < t < 1997 \end{cases}$$

$$\text{Shock T} = \text{shock08} = \begin{cases} 1 & \text{nếu } t \geq 2008 \\ 0 & \text{nếu } 1990 < t < 2008 \end{cases}$$

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả biến trong mô hình

Thống kê mô tả các biến trong giai đoạn nghiên cứu thể hiện ở bảng 1 cho thấy, Lngdp trung bình là 10,64, giá trị nhỏ nhất là 8,78 và lớn nhất là 12,13; Lngov, Lnsav và Cpi có giá trị trung bình lần lượt là 3,19; 9,06; và 13,048; Mô hình sử dụng hai biến giả (dummy) cho hai cú sốc kinh tế vào năm 1997 và 2008, hai biến này chỉ nhận giá trị là 0 hoặc 1. Tuy

Bảng 1: Thống kê mô tả các biến trong mô hình

Biến	N	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
lngdp	25	10,63918	0,958194	8,775201	12,1346
lngov	25	3,187558	0,129048	2,753661	3,360375
linsav	25	9,063243	1,36303	5,372213	10,93421
cpi	25	13,048	17,28908	-1,77	81,817
shock08	25	0,24	0,4358899	0	1
shock97	25	0,68	0,4760952	0	1

Nguồn: Tính toán của tác giả

Bảng 2: Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị

Biến	Bậc của sai phân	Kiểm định Dickey-Fuller (ADF)		Kiểm định Phillips-Perron (PP)	
		Z(t)	p-value	Z(rho)	p-value
lngdp	I(1)	-5,889	0,0000***	-25,911	0,0000***
lngov	I(1)	-7,044	0,0000***	-29,922	0,0000***
linsav	I(0)	-4,311	0,0004***	-3,787	0,0013***
cpi	I(0)	-2,642	0,0847*	-7,907	0,1354
cpi	I(1)	-7,406	0,0000***	-30,062	0,0000***

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

Nguồn: Tính toán của tác giả

nhiên, kết quả kiểm định (được trình bày ở bảng 4) cho thấy tăng trưởng của Việt Nam chỉ có điểm gãy cấu trúc trong cuộc khủng hoảng năm 2008, trong khi năm 1997 thì không bị ảnh hưởng.

4.2. Kiểm định nghiệm đơn vị

Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị theo ADF của Dickey & Fuller (1979) và PP của Phillips & Perron (1989) ở Bảng 2 đều cho kết quả chuỗi linsav dừng ở chuỗi gốc; chuỗi lngdp và lngov dừng ở sai phân bậc 1 cùng với mức ý nghĩa 1%; chuỗi cpi dừng ở bậc 0 với mức ý nghĩa 10% (theo ADF), nhưng theo PP thì chuỗi cpi đến sai phân bậc 1 mới dừng. Như vậy, bộ số liệu trong nghiên cứu này để đảm bảo tính dừng vừa có chuỗi I(0) vừa có chuỗi I(1), vì vậy áp dụng phương pháp ARDL bound test là phù hợp.

4.2.1. Kết quả kiểm định đồng liên kết bằng phương pháp ARDL bound test

Dựa vào tiêu chí AIC với biến phụ thuộc là lngdp và linsav đã tìm ra độ trễ tối ưu của các biến lngdp,

lngov, linsav, cpi, shockT trong mô hình ARDL. Khi đó, mô hình được chọn là ARDL(2,2,2,1,0,1) với biến phụ thuộc là lngdp.

Kết quả ở bảng 3 (biến lngdp là biến phụ thuộc) giá trị thống kê $F = 8,493$ lớn hơn giá trị tới hạn của đường bao trên I(1) là 4,68 với mức ý nghĩa 1%, nghĩa là tồn tại đồng liên kết giữa các biến với độ tin cậy đạt 99%. Theo Pesaran & cộng sự (2001) giữa các biến có đồng liên kết là do giữa chúng có mối quan trọng hệ dài hạn.

Mô hình thỏa mãn tất cả các kiểm định chuẩn đoán. Kết quả kiểm định cho thấy mô hình không bị tương quan chuỗi và chưa phát hiện phương sai thay đổi. Kiểm định RESET của Ramsey về dạng hàm nhấn mạnh việc sử dụng mô hình ARDL là phù hợp với dữ liệu nghiên cứu.

4.2.2. Kiểm định tổng tích lũy và tổng tích lũy hiệu chỉnh của phần dư

Theo Brown & cộng sự (1975), sự ổn định của

Bảng 3: Kết quả kiểm định đồng liên kết ARDL (Kiểm định đường bao-Bound Test)

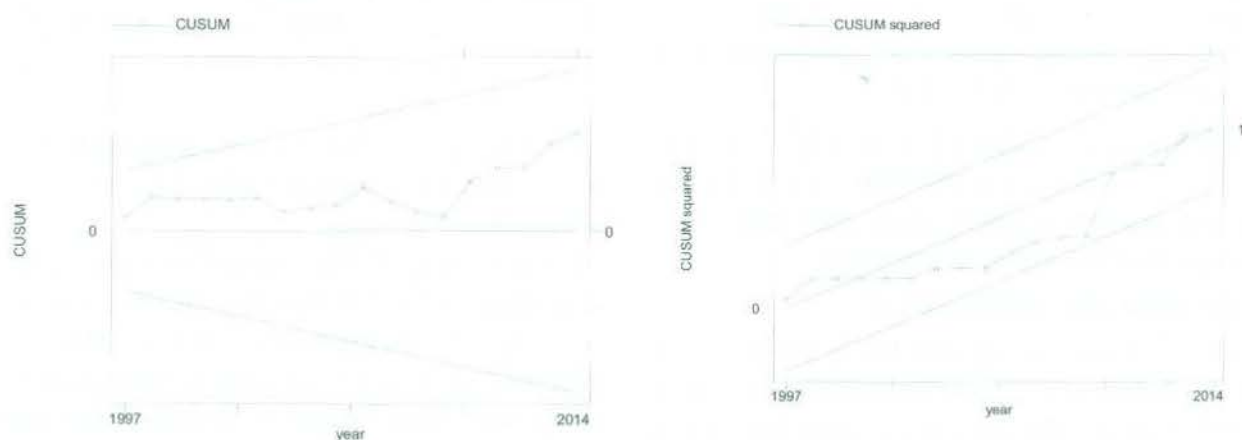
Phương trình	Biến phụ thuộc (có hệ số chặn)	Bậc của ARDL	F-statistic	Kết luận					
2	$F_{lngdp}(lngdp lngov, linsav, cpi, shock97, shock08)$	(2,2,2,1,0,1)	8,493	Có đồng liên kết					
Giá trị giới hạn									
Pesaran & cộng sự (2001)		90%	95%	97,5%	99%				
		I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)		
		2,26	3,35	2,62	3,79	2,96	4,18	3,41	4,68

Nguồn: Tính toán của tác giả

Bảng 4: Kiểm định sự phù hợp của mô hình

	Kiểm định	Thống kê	Giá trị thống kê	Xác suất	Kết luận
1	Dạng hàm của Ramsey	F(3,7)	0,45	0,7233	Mô hình không bị bỏ sót biến
2	Tự tương quan Durbin	chi2	0,003	0,9540	Mô hình không bị tự tương quan
	Breusch-Godfrey	chi2(1)	0,006	0,9389	
3	Phương sai sai số thay đổi Breusch-Pagan	chi2(1)	2,52	0,1123	Mô hình không bị phương sai thay đổi
	LM test	chi2(1)	0,532	0,4658	
4	Chow test cho năm 1997	F(2,17)	5,22	0,0171	Không có điểm gãy cấu trúc năm 1997
	Chow test cho năm 1997	F(2,17)	0,3	0,7472	Có điểm gãy cấu trúc năm 2008

Nguồn: Tính toán của tác giả

Hình 1: Kiểm định tổng tích lũy và tổng tích lũy hiệu chỉnh của phần dư

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Bảng 5: Kiểm định nhân quả Granger

Biến phụ thuộc	lngdp		lngov		lnsav		cpi	
	chi2(1)/	chi2(2)	chi2(1)/	chi2(2)	chi2(1)/	chi2(2)	chi2(1)/	chi2(2)
lngdp	-	-	12,38***	13,66***	5,59**	2,92	0,06	8,24**
lngov	8,08***	16,60***	-	-	14,62***	6,16**	0,68	13,33***
lnsav	66,78***	14,86***	1,95	0,85	-	-	0,38	6,16**
cpi	1,56	1,39	0,62	4,19	5,54**	0,85	-	-

Ghi chú: *, **, *** tương ứng với mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%;

Chi2(1), Chi2(2) là Chi2 độ trễ 1 và độ trễ 2.

Nguồn: Tính toán của tác giả

các hệ số hồi quy được kiểm định thông qua tổng tích lũy phần dư (CUSUM), tổng tích lũy hiệu chỉnh của phần dư (CUSUMSQ). Hình 1 của CUSUM và CUSUMSQ cho thấy phương trình hồi quy là ổn định vì cả hai biểu đồ này đều nằm trong giới hạn đường bao (2 đường giới hạn) với mức ý nghĩa 5%.

Kết quả ở bảng 5 cho thấy, chi tiêu của Chính phủ và chính quyền địa phương (lngov) với tăng trưởng kinh tế (lngdp) có quan hệ nhân quả hai chiều ở cả độ trễ 1 và độ trễ 2. Điều này có nghĩa là lngov tác

động đến lngdp, và ngược lại, lngdp là tác nhân ảnh hưởng đến lngov.

Những tác động Granger 1 chiều gồm có: (i) Tiết kiệm trong nước là nguyên nhân ảnh hưởng đến cả chi tiêu Chính phủ và chính quyền địa phương, tăng trưởng kinh tế, lạm phát ở độ trễ 1; (ii) Ở độ trễ 2, lạm phát có tác động đến tăng trưởng kinh tế, chi tiêu Chính phủ và chính quyền địa phương, tiết kiệm trong nước.

Bảng 6: Ước lượng các hệ số dài hạn, ngắn hạn của mô hình ARDL (biến phụ thuộc lngdp)

Biến	Hệ số	Thống kê t	P-value
Mối quan hệ dài hạn			
lngov	0,4143517	1,51	0,096
lnsav	0,7438016	36,98	0,000
cpi	0,0122544	6,72	0,000
Mối quan hệ ngắn hạn			
$\Delta \ln gdp(-1)$	0,4083281	1,97	0,077
$\Delta \ln gov$	-0,7061135	-3,37	0,007
$\Delta \ln sav$	-0,3567988	-2,74	0,021
$\Delta \ln sav(-1)$	-0,3344871	-4,08	0,002
Δcpi	-0,0088815	-3,91	0,003
$\Delta shock08$	-0,1106812	-2,33	0,042
ECM(-1)	-0,9385392	-4,17	0,002
R-squared = 0,90869374		Log likelihood = 55,837383	
Adj R-squared = 0,79912624		Root MSE = 0,03238059	

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Các hệ số hồi quy không có ý nghĩa thống kê trong ngắn hạn, hoặc biến giả không có ý nghĩa thống kê trong mối quan hệ dài hạn không thể hiện trong bảng 6.

4.2.3. Ước lượng các hệ số dài hạn và ngắn hạn của mô hình

Mô hình nghiên cứu giải thích được 79,9% sự biến động tăng trưởng GDP của Việt Nam trong giai đoạn từ 1990-2014. Hệ số ECM = -0,9385392 có ý nghĩa 1%, cho thấy 93,85% sự khác biệt giữa giá trị ngắn hạn so với giá trị cân bằng dài hạn của lnGDP sẽ được điều chỉnh mỗi năm, và thời gian hoàn tất sự điều chỉnh mất 12,5 tháng.

Kết quả ở bảng 6 cho thấy, quy mô tiết kiệm trong nước có mối quan hệ đồng biến với tăng trưởng kinh tế trong dài hạn, khi tiết kiệm tăng thêm 1% thì trung bình giá trị GDP thực tăng thêm 0,74%.

Lạm phát có mối quan hệ cùng chiều với tăng trưởng kinh tế trong dài hạn, khi lạm phát tăng thêm 1% thì giá trị GDP thực của Việt Nam sẽ tăng 1,2%, mức ý nghĩa 5%. Tuy nhiên, trong ngắn hạn lạm phát tác động tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế (Bảng 6). Bên cạnh đó, ở bảng 4, lạm phát có tác động đến tiết kiệm trong nước và đầu tư của chính phủ ở độ trễ 2, do đó, giữ lạm phát ổn định có ý nghĩa quan trọng và tạo tiền đề để tăng trưởng kinh tế (Omoke, 2010; Chari và cộng sự, 1996), tăng quy mô tiết kiệm bền vững.

Trong ngắn hạn đầu tư của chính phủ ảnh hưởng tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế của Việt Nam nhưng trong dài hạn nó có tác động theo hướng tích cực đến tốc độ tăng trưởng GDP (Bảng 6). Điều này là phù hợp với thực tế của Việt Nam hiện nay khi các công trình có vốn đầu tư của Chính phủ thường

có thời gian dài nên tác động của các dự án đến nền kinh tế thường có độ trễ.

Kết quả ở bảng 4 và bảng 6 cho thấy trong hai cuộc khủng hoảng xảy ra gần đây, chỉ có cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2008 tác động tiêu cực đến tăng trưởng GDP của Việt Nam trong ngắn hạn với mức ý nghĩa 5%; còn khủng hoảng tài chính ở Châu Á năm 1997, nghiên cứu chưa đủ cơ sở để kết luận có ảnh hưởng đến tăng trưởng kinh tế của Việt Nam.

5. Các hàm ý chính sách

Quy mô tiết kiệm trong nước và tăng trưởng kinh tế có mối quan hệ cùng chiều trong dài hạn. Ở độ trễ 2, kiểm định nhân quả Granger cho thấy, có tác động một chiều theo hướng: GDP => SAV => GOV => GDP. Điều này có nghĩa là, khi tăng trưởng kinh tế cao là nguyên nhân dẫn đến tiết kiệm nội địa tăng, vấn đề này cũng được tìm thấy trong nghiên cứu của Carrol & Weil (1994). Nguồn vốn tiết kiệm nội địa dồi dào là một trong những nguyên nhân mở rộng chi tiêu chính phủ, từ đó thúc đẩy nền kinh tế tăng trưởng. Ngoài ra, hướng của quan hệ nhân quả giữa tiết kiệm nội địa và tăng trưởng kinh tế là mối quan hệ hai chiều dựa trên kiểm tra nhân quả Granger ở độ trễ 1. Kết quả này phù hợp và được hỗ trợ bởi các nghiên cứu của Mohan (2006) đối với các nước thu nhập trên trung bình. Do đó, cần tăng quy mô tiết kiệm của nền kinh tế vì hai lý do: Thứ nhất, theo Nguyễn Ngọc Sơn (2007) trong giai đoạn 1995-2007 tốc độ tăng trưởng của đầu tư luôn cao hơn tốc

độ tăng trưởng của tiết kiệm. Vì vậy, đây là một trong những nguyên nhân làm cho Việt Nam vẫn phải dựa nhiều vào nguồn vốn đầu tư nước ngoài và cũng là nguyên nhân của sự gia tăng thâm hụt tài khoản vãng lai. Do đó, việc tăng tỷ lệ tiết kiệm trong nước sẽ giúp làm giảm bớt sự phụ thuộc của luồng vốn nước ngoài và những rủi ro từ sự biến động của nguồn vốn này gây ra; Thứ hai, nguồn tiết kiệm trong nước dồi dào sẽ kích thích đầu tư, từ đó dẫn đến tăng trưởng kinh tế cao hơn và ngược lại.

Để có thể tăng quy mô tiết kiệm trong nước, nghiên cứu đưa ra một số khuyến nghị đối với Chính phủ và các tổ chức tài chính như sau: Thứ nhất, tạo môi trường kinh tế vĩ mô ổn định và có thể dự báo được để người gửi tiết kiệm không còn e ngại những rủi ro liên quan đến lạm phát hoặc/và sự

sụp đổ của các trung gian tài chính đến nguy cơ mất trắng hoặc giảm giá trị những khoản tiền gửi của họ. Khi đó, ở góc độ quản lý, Chính phủ nên điều hành để đảm bảo duy trì lạm phát hợp lý và ổn định; tăng cường kiểm tra giám sát các tổ chức tài chính trung gian; điều hành, quản lý dựa trên các tín hiệu thị trường và đánh giá về tình hình kinh tế để tạo môi trường cạnh tranh; từng bước loại bỏ các áp chế tài chính; Thứ hai, phát triển các công cụ tiết kiệm dài hạn, đa dạng hóa các sản phẩm tiết kiệm với từng nhóm khách hàng nhằm huy động vốn tiết kiệm từ các hộ gia đình, mở rộng tiết kiệm trong dân cư; Thứ ba, mở rộng các tổ chức tài chính vi mô, các chi nhánh các ngân hàng đến những vùng nông thôn nhằm huy động được những nguồn vốn nhàn rỗi từ những khu vực này. □

Tài liệu tham khảo

- Agrawal, P. (2000), 'Savings, Investment and Growth in South Asia', *Indira Gandhi Institute of Development Research*, Mumbai, India.
- Anoruo, E. & Ahmad, Y. (2001), *Causal Relationship between Domestic Savings and Economic Growth: Evidence from Seven African Countries*, African Development Bank, Blackwell Publishers, Oxford.
- Asimakopulos, A. (1986), 'Harrod and Domar on dynamic economics', *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, 39, September, 275-298.
- Asteriou, D. & Hall, S.G. (2007), *Applied econometrics: A modern approach using EViews and Microfit (Rev. ed.)*, Palgrave Macmillan, New York, NY.
- Bacha, E.L. (1990), 'A Three-Gap Model of Foreign Transfers and the GDP Growth Rate in Developing Countries', *Journal of Development Economics*, 32, 279-96.
- Brown, R., Durbin, J. & Evans, J. (1975), 'Techniques for testing the constancy of regression relations over time', *Journal of the Royal Statistical Society*, 37, 149-163.
- Carrol, C.D. & Weil, D.N. (1994), 'Saving and Growth: A Reinterpretation', *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 40, 133-192.
- DeGregorio, J. (1992), 'Economic Growth in Latin America', *Journal of Development Economics*, 39, 59-84.
- Đào Thị Bích Thủy (2012), 'Tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài đến tăng trưởng kinh tế trong mô hình nền kinh tế đang phát triển', *Tạp chí Khoa học ĐHQGHN, Kinh tế và Kinh doanh*, 28(2012), 193-199.
- Domar, E. (1946), 'Capital Expansion, Rate of Profit and Employment', *Econometrica*, 14(2), 137-147.
- Ghali, K.H. (2009), 'Foreign Direct Investment and Economic Growth: The Case of the GCC Countries', *International Research Journal of finance and economics*, 29, 134-145.
- Hoàng Thị Chinh Thon, Phạm Thị Hương & Phạm Thị Thủy (2010), *Tác động của chỉ tiêu công tích tăng trưởng kinh tế tại các địa phương ở Việt Nam*, Trung tâm Nghiên cứu Kinh tế và Chính sách, Hà Nội.
- Jangili, R. (2011), 'Causal Relationship between Saving, Investment and Economic Growth for India – what does the relation imply?', *Reserve Bank of India Occasional Papers*, 32(1), 25-39.
- Japelli, T. & Pagano, M. (1994), 'Savings, Growth and Liquidity Constraints', *Quarterly Journal of Economics*, 109, 83-109.
- Hamilton, J.D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 799.
- Harrod, R.F. (1939), 'An Essay in Dynamic Theory', *The Economic Journal*, 49(193), 14-33.

- Lean, H.H. & Song, Y. (2009), 'The domestic savings and economic growth relationship in China', *Journal of Chinese Economic and Foreign Trade Studies*, 2(1), 5-17.
- Lewis, W.A., (1955), *The Theory of Economic Growth*. Homewood, Ill: Irwin.
- Mohan, R. (2006), 'Causal relationship between savings and economic growth in countries with different income levels', *Economics Bulletin*, 5(3), 1-12.
- Nguyễn Đức Độ (2014a), 'Mối quan hệ giữa tăng trưởng, lạm phát, tiết kiệm và đầu tư tại Việt Nam-Phần 1', *Tạp chí tài chính*, 592 (2014), 2-4.
- Nguyễn Đức Độ (2014b), 'Mối quan hệ giữa tăng trưởng, lạm phát, tiết kiệm và đầu tư tại Việt Nam-Phần 2', *Tạp chí tài chính*, 3/2014, 36-39.
- Nguyễn Ngọc Sơn (2007), *Cán đối tiết kiệm đầu tư và tăng trưởng kinh tế ở Việt Nam*, Diễn đàn phát triển Việt Nam, Bộ Giáo dục - Văn hóa - Thể thao - Khoa học và Công nghệ Nhật Bản (MEXT), 9-49.
- Omoke, P.C. (2010), 'Inflation and Economic Growth in Nigeria', *Journal of Sustainable Development*, 3(2), 159-166.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.J. (2001), 'Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships', *Journal of Applied Economics*, 16, 289-326.
- Salz, I.S. (1999), 'An Examination of the Causal Relationship between Savings and Growth in the Third World', *Journal of Economics and Finance*, 23(1), 90-98.
- Sothan, Seng (2014), 'Causal Relationship between Domestic Saving and Economic Growth: Evidence from Cambodia', *International Journal of Economics and Finance*, 6(9), 213-220.
- Sinha, D. & Sinha, T. (1998), 'Cart Before Horse? The Saving-Growth Nexus in Mexico', *Economics Letter*, 61, 43-47.
- Sinha, D. & Sinha, T. (1998), 'Cart Before Horse? The Saving-Growth Nexus in Mexico', *Economics Letter*, 61, 43-47.
- Solow, R.M. (1956), 'A Contribution to the Theory of Economic Growth', *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.
- Tang, C.F. & Chau, S.Y. (2009), 'The savings-growth nexus in Malaysia: Evidence from nonparametric analysis', *The IUP Journal of Financial Economics*, 7(3&4), 83-94.
- Romm, A.T. (2005), 'The relationship between savings and growth in Africa: A time series analysis', *South African Journal of Economics*, 73(2), 171-189.
- Verma, R. (2007), 'Savings, Investment and Growth in India: An Application of the ARDL Bounds Testing Approach', *South Asia Economic Journal*, 8(1), 87-98.

Thông tin tác giả:

* **Nguyễn Thị Mỹ Linh**, Tiến sỹ

- Tổ chức tác giả công tác: Trường Đại học Công Nghiệp thành phố Hồ Chí Minh

- Lĩnh vực nghiên cứu chính: Tài chính ngân hàng

- Một số tạp chí tác giả đã đăng tải công trình nghiên cứu: *Tạp chí Kinh tế và phát triển; Tạp chí Phát triển kinh tế; Tạp chí Tài chính; Tạp chí Thương mại; Tạp chí Cộng sản; Tạp chí Đại học Công Nghiệp; Tạp chí Khoa học kinh tế; Tạp chí Công Thương; Tạp chí Kinh tế và dự báo; Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế; Tạp chí Kinh tế Châu Á Thái Bình Dương...*

- Địa chỉ Email: mylinhdhcn@yahoo.com.vn;