

THÂM HỤT NGÂN SÁCH VÀ LẠM PHÁT MINH CHỨNG THỰC NGHIỆM Ở VIỆT NAM

SỬ ĐÌNH THÀNH*

Trong vòng 25 năm qua, thâm hụt ngân sách và lạm phát là một trong những vấn đề kinh tế vĩ mô quan trọng ở VN. Mục tiêu của nghiên cứu này là kiểm tra hiệu ứng thâm hụt ngân sách lên lạm phát của VN trong giai đoạn 1985-2011. Mô hình nghiên cứu được phát triển dựa trên mối quan hệ thâm hụt ngân sách và lạm phát. Bên cạnh đó, mô hình cũng mở rộng để xem xét hiệu ứng của biến cung tiền ($M2$), tăng trưởng kinh tế (GDP) và độ mở thương mại lên lạm phát. Trên cơ sở mô hình đa biến, bằng cách tiếp cận mô hình phân phối độ trễ tự hồi quy (Autoregressive Distributed Lag: ARDL) chúng tôi kiểm định mối quan hệ đồng liên kết dài hạn của thâm hụt ngân sách và lạm phát theo phương pháp Engle - Granger. Kết quả thực nghiệm cho thấy, thâm hụt ngân sách không có quan hệ với lạm phát trong dài hạn, nhưng lại gây tác động lên lạm phát trong ngắn hạn.

Từ khóa: Thâm hụt ngân sách, lạm phát, cung tiền, mô hình ARDL.

1. Giới thiệu

Trước và sau cải cách kinh tế, VN phải đương đầu với nhiều cú sốc lạm phát. Đó là, cú sốc siêu lạm phát vào những năm cuối của thập kỷ 80; cú sốc thiếu hụt sau cuộc khủng hoảng tài chính-tiền tệ năm 1998 và nguy cơ lạm phát cao quay trở lại sau cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2008. Lạm phát kéo dài, gây thiệt hại đến tăng trưởng và ổn định đời sống chính trị - xã hội. Cũng trong thời gian này, thâm hụt ngân sách dai dẳng trở thành căn bệnh kinh niên. Sau giai đoạn 1985-1989, Chính phủ đã nỗ lực kiểm soát thâm hụt ngân sách bằng việc đổi mới chính sách quản lý tài chính công. Luật ngân sách nhà nước năm 1996 và bổ sung sửa đổi năm 2002 đã tăng cường các thiết chế kiểm soát chi tiêu công và thâm hụt; đồng thời, đổi mới căn bản cơ chế tài trợ thâm hụt. Chính phủ và Ngân hàng Nhà nước (NHNN) không được phát hành tiền để cân đối ngân sách; tài trợ thâm hụt ngân sách được thực hiện thông qua cơ chế vay nợ và dựa trên nền tảng vận hành của thị trường tài chính. Tuy vậy, các thay đổi này dường như chưa đủ để thuyết phục rằng thâm hụt ngân sách không gây ra lạm phát ở VN. Thực tế cho thấy trong giai đoạn (2006-2011) thâm hụt ngân

sách tăng cao cùng với đó là lạm phát đã tăng vọt lên hai con số. Thêm vào đó, ở thời gian này cung tiền ($M2$) đã tăng gấp hai lần so với giai đoạn 2000-2005.

Công trình đóng góp vào kiểm định mối quan hệ giữa thâm hụt ngân sách và lạm phát trong hàm lạm phát gồm các biến: thâm hụt ngân sách, cung tiền, tăng trưởng và độ mở thương mại. Bằng cách tiếp cận mô hình ARDL với các độ trễ (1,0,0,0,0) được lựa chọn và phương pháp kiểm định đồng liên kết dài hạn theo phương pháp Engle - Granger, tác giả phát hiện thâm hụt ngân sách không có quan hệ với lạm phát trong dài hạn, nhưng lại gây tác động trong ngắn hạn. Bên cạnh đó, công trình cũng phát hiện cung tiền tác động dương lên lạm phát có ý nghĩa thống kê trong dài hạn lẫn ngắn hạn. Trong khi đó, tăng trưởng và độ mở thương mại lại tác động âm lên lạm phát trong dài hạn lẫn ngắn hạn.

Công trình được thiết kế thành 4 phần. Trong phần 2 trình bày khung lý thuyết xây dựng mô hình nghiên cứu. Khảo sát thực tế trong phần 3 được thực hiện để tiến hành đánh giá sơ bộ diễn biến lạm phát và thâm hụt ngân sách trong vòng 25 năm qua. Phần

* PGS.TS., Trường Đại học Kinh tế TP.HCM

Email: dinhthanh@ueh.edu.vn

4 phân tích thực nghiệm và kết quả nghiên cứu. Cuối cùng là phần kết luận và một vài gợi ý chính sách.

2. Cơ sở lý thuyết và mô hình nghiên cứu

2.1. Cơ sở lý thuyết

Trong nền kinh tế mở, lạm phát bị tác động bởi nhiều nhân tố, trong số đó gồm thâm hụt ngân sách, chính sách tiền tệ, tỉ giá hối đoái, độ mở thương mại... Mối quan hệ giữa thâm hụt ngân sách và các biến vĩ mô chẳng hạn như lạm phát là một trong các chủ đề tranh luận phổ biến nhất trong số các nhà kinh tế và hoạch định chính sách ở các nước phát triển lẫn đang phát triển. Ở mức độ lý thuyết, có nhiều nghiên cứu (như: Friedman, 1968; Sargent & Wallace, 1981; và Miller, 1983) đã tập trung vào mối quan hệ giữa thâm hụt ngân sách và lạm phát.

Tác động của thâm hụt ngân sách và cách thức tài trợ thâm hụt lên lạm phát có thể thông qua nhiều kênh. Kênh thứ nhất là thâm hụt ngân sách cao sẽ đẩy lãi suất gia tăng, gây kìm hãm đầu tư tư nhân. Hiệu ứng chèn lấn đầu tư cuối cùng sẽ làm giảm sự hình thành vốn mới của xã hội, kéo theo tổng cầu xã hội giảm và giá cả tăng lên. Tuy nhiên, tác động của thâm hụt ngân sách lên lãi suất vẫn còn nhiều tranh luận. Nhiều công trình nghiên cứu không phát hiện tác động có ý nghĩa thống kê của thâm hụt ngân sách lên lãi suất (Bradley, 1986). Kênh thứ hai là hiệu ứng của tài trợ thâm hụt. Khi thâm hụt được tài trợ bằng phát hành trái phiếu chính phủ và những người nắm giữ trái phiếu không xem trái phiếu như là khoản thuế tương lai (khác với quan điểm của trường phái Ricardo) thì của cải quốc gia được cho là sẽ tăng lên. Hiệu ứng của cải gia tăng sẽ kéo theo nhu cầu hàng hóa gia tăng và giá cả cũng tăng theo. Kênh thứ ba mà trong đó thâm hụt ngân sách có thể gây hiệu ứng lên lạm phát là thông qua tiền tệ hóa thâm hụt. Nói khác đi, thâm hụt ngân sách về thực chất không gây ra lạm phát, mà đúng hơn hiệu ứng của nó lên giá cả thông qua tác động lên tổng cung tiền, sau đó lan truyền đến giá cả và lạm phát.

Δ thâm hụt ngân sách $\rightarrow \Delta$ tổng cung tiền $\rightarrow$ Lạm phát

Mối quan hệ nhân quả cung tiền và lạm phát dựa vào định đề nổi tiếng của Friedman “Lạm phát luôn luôn và bất kỳ ở đâu là một hiện tượng tiền tệ” là “Sự gia tăng liên tục và kéo dài của giá cả nhất thiết được đi liền theo bởi sự gia tăng liên tục của cung

tiền”. Dựa vào lý thuyết định lượng tiền tệ, nhiều nhà kinh tế đồng thuận quan điểm số lượng tiền tệ là yếu tố quyết định tỉ lệ lạm phát (Mankiw, 1997). Tuy nhiên, không đồng tình quan điểm này, Mortaza (2006) cho rằng trong các nước đang phát triển, lạm phát không hoàn toàn thuộc về hiện tượng tiền tệ mà có liên quan mật thiết với thâm hụt ngân sách. Montiel (1989) tranh luận thêm các yếu tố liên quan đến thâm hụt ngân sách chẳng hạn như tăng trưởng tiền tệ cao và sự mất giá tỉ giá hối đoái thông trị tiền trình lạm phát ở các nước đang phát triển.

2.2. Đánh giá các nghiên cứu về thâm hụt ngân sách và lạm phát

Bên cạnh các tranh luận về mặt lý thuyết, nhiều nghiên cứu thực nghiệm đã tiến hành kiểm tra mối quan hệ giữa thâm hụt ngân sách và lạm phát, nhưng kết quả phát hiện còn nhiều trái ngược.

Metin (1998) kiểm tra mối quan hệ giữa thâm hụt ngân sách và lạm phát của Thổ Nhĩ Kỳ bằng việc sử dụng mô hình hồi quy đơn, trong đó lạm phát phụ thuộc vào thâm hụt ngân sách, GDP thực và cơ sở tiền. Với dữ liệu nghiên cứu hàng năm, ở giai đoạn từ 1950-1987, Metin phát hiện thâm hụt ngân sách gây hiệu ứng có ý nghĩa thống kê lên lạm phát ở Thổ Nhĩ Kỳ. Bảng mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM) và với dữ liệu năm của Hy Lạp trong giai đoạn 1957-1993, Darrat (2000) phát hiện thâm hụt ngân sách tác động có ý nghĩa thống kê lên lạm phát trong ngắn hạn và dài hạn. Piontkivsky và cộng sự (2001) nghiên cứu tác động của thâm hụt ngân sách lên lạm phát ở Ukraine bằng mô hình VAR, với dữ liệu tháng từ năm 1995 đến giữa năm 2000. Họ đã đi đến kết luận rằng thâm hụt ngân sách và các yếu tố tiền tệ đóng vai trò vai trọng trong việc quyết định lạm phát. Muzafar và cộng sự (2011) sử dụng phương pháp nhân quả Granger trong mô hình ECM (gồm các biến thâm hụt ngân sách, cung tiền và lạm phát) để kiểm định mối quan hệ dài hạn giữa thâm hụt ngân sách và lạm phát ở 13 nước châu Á trong khoảng thời gian 1950-1999. Nghiên cứu của Muzafar đã khẳng định thâm hụt ngân sách gây ra lạm phát ở các quốc gia này.

Trong khi đó, nghiên cứu mối quan hệ giữa lạm phát và thâm hụt ngân sách ở nhiều quốc gia khác nhau, Catao & Terrones (2000) phát hiện rằng có quan hệ yếu trong các quốc gia phát triển nhưng có

quan hệ mạnh trong các quốc gia đang phát triển. Vincent và cộng sự (2012) tiến hành kiểm định mối quan hệ giữa thâm hụt ngân sách và lạm phát ở Nigeria với dữ liệu năm trong khoảng thời gian 1970-2006, bằng phân tích cấu trúc và kỹ thuật đồng liên kết. Kết quả thực nghiệm cho thấy không có sự gắn kết mạnh giữa thâm hụt ngân sách và lạm phát ở Nigeria trong khoảng thời gian này. Các nghiên cứu của Dwyer (1982), Karras (1994) đều cho rằng thâm hụt ngân sách không dẫn đến lạm phát.

Tóm lại, các công trình thực nghiệm có những khác biệt nhất định về phương pháp ước lượng, các biến trong mô hình, từ đó kết quả phát hiện cũng khác nhau. Mặc dù vậy, các mô hình thực nghiệm đều khẳng định đó là thâm hụt ngân sách được tài trợ thông qua tiền tệ hóa và cung tiền gia tăng có thể dẫn đến lạm phát. Nói khác đi, hiệu ứng lạm phát của thâm hụt ngân sách tùy thuộc vào cách thức tài trợ thâm hụt và tác động của nó đến tổng cầu.

2.3. Mô hình lý thuyết

Khảo sát các công trình thực nghiệm cho thấy nhiều nhà kinh tế đã nghiên cứu mối quan hệ giữa thâm hụt ngân sách, cung tiền và lạm phát trên cơ sở phân thành hai nhóm: Nhóm thứ nhất, biến thâm hụt ngân sách được đưa vào trực tiếp vào mô hình và mối quan hệ với lạm phát được nghiên cứu; Nhóm thứ hai được nghiên cứu gián tiếp mối quan hệ giữa thâm hụt ngân sách và lạm phát. Công trình này tập trung nghiên cứu trực tiếp mối quan hệ giữa thâm hụt và lạm phát. Hàm lạm phát được xác định như sau:

$$LP = F(BC, M2, GDP, TOP) \quad (1)$$

Trong đó, LP là chỉ số giá tiêu dùng; BC là thâm hụt ngân sách; $M2$ là cung tiền; và TOP là độ mở thương mại được đo lường qua chỉ tiêu tổng kim ngạch xuất khẩu/GDP. Việc lựa chọn các biến độc lập trong mô hình dựa trên các xem xét sau. Thứ nhất, đưa BC và $M2$ vào mô hình là để đo lường hiệu ứng các yếu tố tài khóa và tiền tệ lên mức giá cả; điều này phù hợp với mô hình quyết định mức giá của Keynes. Thứ hai, đưa biến GDP vào mô hình để kiểm soát mức giá trong mối tương quan với cung tiền, phù hợp với thuyết định lượng tiền tệ. Thứ ba, cũng đưa biến số độ mở thương mại vào mô hình để xác định hiệu ứng của nó lên lạm phát. Nhiều nghiên cứu đã minh chứng tồn tại mối quan hệ âm giữa độ

mở thương mại với lạm phát (Mukhtar, 2010; Lin and Chen, 2010).

3. Khảo sát thực tiễn ở VN

Bảng 1 minh chứng diễn biến lạm phát, thâm hụt ngân sách và cung tiền ($M2$) trong vòng 25 năm trở lại đây (1985-2010). Có thể thấy rằng lạm phát ở VN trải qua nhiều cú sốc như siêu lạm phát vào cuối những năm 80; thiếu hụt vào cuối những năm 90 (ở mức dưới 5%) và lạm phát cao với hai con số xuất hiện trở lại trong những năm 2008-2011. Thực tiễn cho thấy phải mất một khoảng thời gian khá dài Chính phủ mới cắt được nạn siêu lạm phát. Song đến giai đoạn 1996-2000, cuộc khủng hoảng tài chính năm 1997 đã tác động tiêu cực đến kinh tế. Nền kinh tế rơi vào giảm phát kéo dài nhiều năm (1999-2003). Và để phục hồi kinh tế, Chính phủ đã thực thi các chính sách tài khóa và chính sách tiền tệ nới lỏng thông qua các chương trình kích cầu. Từ năm 2008 đến nay, trong bối cảnh nền kinh tế hội nhập ngày càng sâu, rộng vào kinh tế thế giới và dưới tác động của cuộc khủng hoảng toàn cầu, nạn lạm phát cao vào các năm 2008-2011 cùng với những bất ổn của các cân đối vĩ mô gây ảnh hưởng tiêu cực đến đời sống xã hội.

Sau giai đoạn 1985-1989, thâm hụt ngân sách được kiểm soát ở mức thấp, bình quân 3% trong giai đoạn 1990-1995. Sau cuộc khủng hoảng tài chính - tiền tệ năm 1997, chi tiêu công liên tục tăng cao từ 20% GDP năm 1998 lên hơn 30% các năm sau đó. Theo đó, thâm hụt ngân sách được nâng lên 3,5% trong giai đoạn 2000-2005 và 5,9% trong giai đoạn 2006-2011. Sự thay đổi quy mô chi tiêu công, thâm hụt ngân sách liên quan đến thực thi chính sách tài, đặc biệt gia tăng chi đầu tư công thông qua các chương trình kích cầu.

Sau giai đoạn siêu lạm phát, mức cung tiền $M2$ được kiểm chế ở mức tăng trưởng bình quân 25%/GDP. Điều này cho thấy NHNN rất thận trọng trong việc thực thi một chính sách tiền tệ thắt chặt để kiểm soát lạm phát. Song đến giai đoạn 1996-2000, cung tiền có khuynh hướng bật tăng nhanh, đặc biệt sau cuộc khủng hoảng năm 1997, từ 26% năm 1996 lên 50,5% năm 2000. Nghĩa là mức tăng gần gấp đôi. Điều này cho thấy NHNN đã chuyển hướng sang thực thi chính sách tiền tệ mở rộng để hỗ trợ cho chính sách kích thích tài khóa nhằm phục hồi

kinh tế sau khủng hoảng và tái cấu trúc kinh tế ở các giai đoạn sau đó. Kết quả là, mức cung M2 trong giai đoạn 2006-2011 tăng gấp 4 lần so với giai đoạn 1996-2000.

Bảng 1. Diễn biến lạm phát, thâm hụt ngân sách và cung tiền ở VN

	Lạm phát (%)	Thâm hụt/GDP (%)	Cung tiền/GDP (%)
1985-1989	289,53	-8,9	25
1990-1995	31,34	-3,1	25
1996-2000	4	-2,8	33
2001-2005	5	-3,5	69
2006-2011	12,8	-5,9	120

Nguồn: <http://beta.adb.org/publications/series/key-indicators-for-asia-and-the-pacific>

4. Phương pháp nghiên cứu, mô hình thực nghiệm và kết quả kiểm định

4.1. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu này, sử dụng cách tiếp cận mô hình phân phối độ trễ tự hồi quy (Autoregressive Distributed Lag: ARDL) để kiểm định mối quan hệ đồng liên kết dài hạn của thâm hụt và lạm phát. Cách tiếp cận này được đề xuất bởi Pesaran và Shin (1997). Mô hình đồng liên kết dài hạn của hai biến y và x có dạng:

$$y^* = f_0 + f_1 x_t^*$$

Có thể viết dưới dạng mô hình ARDL như sau giả sử với độ trễ (1,1):

$$y_t = \alpha_0 + \beta_0 x_t + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_1 x_{t-1}$$

Trong đó, độ co dãn dài hạn được xác định bởi tỉ lệ:

$$f_1 = (\beta_0 + \beta_1) / (1 - \alpha_1)$$

Và mô hình hiệu chỉnh sai số theo phương pháp Engle - Granger như sau:

$$\Delta y_t = \beta_0 \Delta x_t - (1 - \alpha_1) ECM_{t-1}$$

Kỹ thuật này có nhiều ưu điểm hơn so với phương pháp đồng liên kết của Johansen. Thứ nhất, trong trường hợp số lượng mẫu nhỏ, mô hình ARDL là cách tiếp cận có ý nghĩa thống kê hơn để kiểm định tính đồng liên kết, trong khi đó kỹ thuật đồng liên kết của Johansen yêu cầu số mẫu lớn hơn để đạt

được độ tin cậy. Thứ hai, các kỹ thuật đồng liên kết khác yêu cầu các biến hồi quy được đưa vào liên kết có độ trễ như nhau thì trong cách tiếp cận ARDL, các biến hồi quy có thể dung nạp các độ trễ tối ưu khác nhau, I(1) hoặc I(0). Thứ ba, nếu như chúng ta không đảm bảo về thuộc tính về nghiệm đơn vị hay tính dừng của hệ thống dữ liệu thì áp dụng thủ tục ARDL là thích hợp nhất cho nghiên cứu thực nghiệm.

Để ước lượng hiệu chỉnh sai số (ECM) dựa trên cơ sở tiếp cận mô hình ARDL, Pesaran và Shin (1995) đề xuất thực hiện 3 thủ tục sau: Thứ nhất, dựa vào các tiêu chí Akiake Information Criterion (AIC), và Schwarz Bayesian Criterion (SBC) để lựa chọn độ trễ của mô hình ARDL. Thứ hai, chạy mô hình ARDL với các độ trễ đã được xác định để kiểm định mối quan hệ cân bằng dài hạn giữa các biến trong mô hình. Trong trường hợp có sự tồn tại đồng liên kết thì số dư của mô hình sẽ là chuỗi dừng. Thứ ba, ước lượng độ co dãn ngắn hạn của các biến với sự hiện diện của sai số hiệu chỉnh (ECM) trong mô hình ARDL.

4.2. Mô hình thực nghiệm

Từ hàm lạm phát (1), có thể viết thành phương trình hồi quy sau:

$$LP_t = \alpha_0 + \alpha_1 BC_t + \alpha_2 M2_t + \alpha_3 GDP_t + TOP_t + u_t \quad (2)$$

Phương trình (2) có thể viết dưới dạng mô hình ARDL như sau, giả sử các độ trễ của mô hình là (1,1,1,1,1):

$$LP_t = \alpha_0 + \alpha_1 LP_{t-1} + \beta_0 BC_t + \beta_1 BC_{t-1} + \delta_0 M2_t + \delta_1 M2_{t-1} + \chi_0 GDP_t + \chi_1 GDP_{t-1} + \gamma_0 TOP_t + \gamma_1 TOP_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Mối liên hệ đồng liên kết dài hạn có thể được tính bằng việc loại bỏ các chỉ số chỉ dẫn thời gian và sau đó rút ra các phần:

$$LP_t^* = \frac{\alpha_0}{(1-\alpha_1)} + \frac{(\beta_0 - \beta_1)}{(1-\alpha_1)} BC_t^* + \frac{(\delta_0 + \delta_1)}{(1-\alpha_1)} M2_t^* + \frac{(\chi_0 + \chi_1)}{(1-\alpha_1)} GDP_t^* + \frac{(\gamma_0 + \gamma_1)}{(1-\alpha_1)} TOP_t^* + \varepsilon_t$$

Cơ chế hiệu chỉnh sai số (ECM - ARDL) với độ trễ (1,1,1,1,1) được thiết lập bằng việc sắp xếp lại phương trình (3):

$$\Delta LP_t = \beta_0 \Delta BC_t + \delta_0 \Delta M2_t + \chi_0 \Delta GDP_t + \gamma_0 \Delta TOP_t - (1 - \alpha_1) ECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Trong mô hình *ARDL*, chúng tôi còn đưa thêm hai biến giả (dummy) để kiểm tra các cú sốc tác động dài hạn đến lạm phát. Biến giả thứ nhất liên quan đến cú sốc siêu lạm phát trên hai con số suốt thời gian 1985-1992. Biến giả thứ hai liên quan đến cuộc suy thoái kinh tế do khủng hoảng tài chính - tiền tệ năm 1998 và kéo dài cho đến năm 2003.

4.3. Dữ liệu nghiên cứu

Các biến thời gian được sử dụng trong nghiên cứu này là dữ liệu hàng năm trong khoảng thời gian 1985-2011. Dữ liệu của các biến được thu thập từ ấn phẩm “*Key Indicators for Asia and the Pacific 2011*”, gồm tỉ lệ lạm phát (*LP%*), tỉ lệ thâm hụt ngân sách (*BC*), cung tiền (*M2*), tổng sản phẩm quốc nội (*GDP*) và độ mở thương mại đo lường (*TOP*) bằng tổng kim ngạch xuất - nhập khẩu/*GDP*. Khi áp dụng cách tiếp cận *ARDL*, các biến chuỗi thời gian được chuyển sang dạng logarit tự nhiên để ước lượng. Tuy nhiên, do các biến *LP* và biến *BC* có thời gian biến động âm (-) nên chúng tôi không chuyển sang dạng logarit tự nhiên và để nguyên dưới dạng tỉ lệ %. Bảng 2 mô tả dữ liệu thống kê các biến trong mô hình.

4.4. Kết quả kiểm định

(i) *Lựa chọn độ trễ của mô hình ARDL*: Bằng phương pháp đệ quy, dựa vào các tiêu chí AIC và SBC chúng tôi chọn độ trễ thích hợp của mô hình

ARDL là (1,0,0,0,0) (Bảng 3). Sau đó, chúng tôi tiến hành thực hiện một số kiểm định thống kê để chuẩn đoán tính phù hợp của mô hình. Kiểm định Larange multiplier (LM) để kiểm tra tính tự tương quan và kiểm định RESET của Ramsey để kiểm tra sai dạng mô hình. Kết quả các kiểm định cho thấy mô hình ổn định, đảm bảo để ước lượng các hệ số dài hạn và ngắn hạn.

(ii) *Ước lượng các hệ số dài hạn của mô hình ARDL*: Bảng 4 trình bày kết quả ước lượng các hệ số dài hạn của mô hình *ARDL* với độ trễ (1,0,0,0). Sau đó, tác giả kiểm tra thuộc tính dừng của phần dư từ kết quả hồi quy này. Kết quả kiểm định cho thấy phần dư là một chuỗi dừng với giá trị ADF - 5,56 với ý nghĩa thống kê 1%. Như vậy, các biến trong mô hình là đồng liên kết. Các hệ số được ước lượng cho thấy biến thâm hụt ngân sách không có quan hệ trực tiếp với lạm phát trong dài hạn; cung tiền có quan hệ dương với lạm phát, ý nghĩa thống kê 1%; tăng trưởng kinh tế và độ mở thương mại có quan hệ âm với lạm phát, ý nghĩa thống kê lần lượt là 5% và 1%; và các cú sốc *D1* và *D2* không có quan hệ với lạm phát.

(iii) *Ước lượng các hệ số ngắn hạn của mô hình ARDL*: Với sự chấp nhận các hệ số dài hạn của phương trình lạm phát, tác giả tiến hành ước lượng các hệ số ngắn hạn trên cơ sở triển khai mô hình ECM (phương trình 4). Mô hình ECM có hai phần:

Bảng 2. Dữ liệu thống kê các biến trong mô hình

	LP(%)	BC (%)	LM	LGDP	LTOP
Mean	0,650081	-0,037149	11,20071	12,03221	4,318231
Median	0,083700	-0,033457	11,53679	12,79668	4,345103
Maximum	7,480000	0,013343	14,98968	14,71617	5,135798
Minimum	-0,016000	-0,136752	3,951244	4,762174	2,406945
Std. Dev.	1,566552	0,033326	2,940813	2,439192	0,613380
Skewness	3,483985	-1,053103	-0,922772	-1,538747	-1,119049
Kurtosis	14,91837	4,278721	3,267564	4,857881	4,651771
Jarque-Bera	214,4252	6,830136	3,912326	14,53803	8,704605
Probability	0,000000	0,032874	0,141400	0,000697	0,012877
Sum	17,55220	-1,003030	302,4191	324,8698	116,5922
Sum Sq. Dev.	63,80621	0,028877	224,8579	154,6911	9,782118
Observations	27	27	27	27	27

**Bảng 3. Ước lượng độ trễ phân phối tự hồi quy
(Biến phụ thuộc LP)**

Biến	Hệ số	Độ lệch chuẩn	Thống kê t	Xác suất
C	22,12285	1,474242	15,00625	0,0000
LP(-1)	-0,108585	0,093225	-1,164765	0,2593
BC	-2,531440	3,748051	-0,675402	0,5080
LM	2,016217	0,231777	8,698947	0,0000
LGDP	-2,723264	0,280795	-9,698409	0,0000
LTOP	-2,479290	0,570956	-4,342350	0,0004
D1	-0,921856	0,331929	-2,777266	0,0124
D2	-0,423282	0,224918	-1,881936	0,0761
R-squared	0,950894	Akaike info criterion		1,336098
F-statistic	49,79300	Schwarz criterion		1,723205
Prob(F-statistic)	0,000000	Hannan-Quinn criter.		1,447571
		Durbin-Watson stat		2,144707

Kiểm định LM đối với phần dư: $F(2,16) = 1,37 [0,28]$

Kiểm định RESET của Ramsey: $F(1,17) = 2,11[0,16]$

**Bảng 4. Ước lượng các hệ số dài hạn của mô hình ARDL với các độ trễ (1,0,0,0,0)
(Biến phụ thuộc LP)**

Biến	Hệ số	Độ lệch chuẩn	Thống kê t	Xác suất
C	20,35947	4,248530	4,792121	0,0001
BC	-0,484070	10,84488	-0,044636	0,9649
LM	2,636240	0,654142	4,030074	0,0007
LGDP	-1,659050	0,770916	-2,152050	0,0445
LTOP	-6,914136	1,252240	-5,521413	0,0000
D1	-0,744088	0,960468	-0,774714	0,4480
D2	-0,218803	0,649575	-0,336841	0,7399
R-squared	0,663816	F-statistic		6,252782

Thứ nhất ước lượng các hệ số ngắn hạn; thứ hai, phần sai số hiệu chỉnh (ECT) cung cấp thông tin phản hồi hay tốc độ điều chỉnh của các hệ số ngắn hạn quy tụ về cân bằng dài hạn trong mô hình. Phần sai số hiệu chỉnh (ECT) thu được từ kết quả ước

lượng các hệ số dài hạn. Bảng 5 trình bày kết quả ước lượng các hệ số ngắn hạn từ mô hình ARDL với các độ trễ được lựa chọn.

Ước lượng cho thấy các biến thâm hụt ngân sách và cung tiền tác động dương lên lạm phát với ý

**Bảng 5. Kết quả ước lượng mô hình hiệu chỉnh sai số
(Biến phụ thuộc LP)**

Biến	Hệ số	Độ lệch chuẩn	Thống kê t	Xác suất
C	0,127296	0,105532	1,206229	0,2442
Δ BC	8,346691	2,967240	2,812947	0,0120
Δ LM	1,503482	0,599156	2,509331	0,0225
Δ LGDP	-2,177033	0,532102	-4,091385	0,0008
Δ LTOP	-2,965712	0,238390	-12,44057	0,0000
ECM(-1)	-0,473787	0,065991	-7,179596	0,0000
Δ D1	-0,135591	0,314984	-0,430470	0,6723
Δ D2	-0,097160	0,220404	-0,440826	0,6649
R-squared	0,958540	Akaike info criterion		0,693586
Adjusted R-squared	0,941468	Schwarz criterion		1,083627
F-statistic	56,14716	Hannan-Quinn criter.		0,801767
Prob(F-statistic)	0,000000	Durbin-Watson stat		2,253568

ngữ nghĩa thống kê là 5%; tăng trưởng kinh tế và độ mở thương mại có quan hệ âm với lạm phát, ý nghĩa thống kê đều là 1%. Hệ số của phần sai số hiệu chỉnh (ECM) bằng -0,47 với ý nghĩa thống kê 1%. Theo ước lượng này, tốc độ điều chỉnh chậm. Thêm vào đó, mô hình ECM giải thích tới 95% sự biến động của giá cả hay lạm phát. Các cú sốc không có tác động đến lạm phát trong ngắn hạn.

5. Kết luận và gợi ý chính sách

5.1. Kết luận

Trong nghiên cứu này, từ mô hình ARDL, tác giả ước lượng phương trình lạm phát và cho thấy những kết quả quan trọng sau:

- Thâm hụt ngân sách không có quan hệ với lạm phát trong dài hạn, nhưng tác động có ý nghĩa thống kê lên lạm phát trong ngắn hạn. Kết quả này bổ sung nghiên cứu về lạm phát của VN được tiến hành bởi Nguyen Thu Hang, Nguyen Duc Thanh (2010) cho rằng thâm hụt ngân sách không tác động rõ ràng lên lạm phát.

- Cung tiền tác động dương lên lạm phát trong dài hạn lẫn ngắn hạn. Song, hiệu ứng cung tiền lên

lạm phát trong ngắn hạn (1,5) nhỏ hơn hiệu ứng trong dài hạn (2,6).

- Hiệu ứng độ mở thương mại có quan hệ âm với lạm phát trong ngắn hạn và dài hạn.

- Tăng trưởng kinh tế có tác động âm đến lạm phát trong dài hạn và ngắn hạn.

- Phần sai số hiệu chỉnh nằm trong khoảng $[-1 < -0,47 < 0]$. Điều này cho thấy mức độ điều chỉnh khá chậm. Trong mỗi năm phải hiệu chỉnh tới 47% sự sai lệch giữa mức giá ngắn hạn từ cân bằng dài hạn.

- Hệ số ước lượng các biến giả cho thấy các cú sốc không có tác động đến mức giá cả trong ngắn hạn lẫn dài hạn.

5.2. Các hàm ý chính sách

- Đối với chính sách tài khóa:

Mô hình lạm phát cho thấy thâm hụt ngân sách gây hiệu ứng dương lên lạm phát trong ngắn hạn. Tuy nhiên, kết quả thực nghiệm không phát hiện mối quan hệ của thâm hụt ngân sách với lạm phát trong dài hạn. Vì thế, thời gian qua thâm hụt ngân sách đóng vai trò quyết định lạm phát ở VN trong ngắn hạn. Thật vậy, trong quá trình chuyển đổi kinh

tế, VN đã dần kiểm soát bội chi ngân sách từ hai nguồn là vay nước ngoài và vay trong nước nên sức ép tăng cung tiền trên thị trường trong dài hạn từ bội chi là không lớn, thế nhưng sức ép tăng chi tiêu công hàng năm lại tăng lên do các nhu cầu chi thường xuyên và đầu tư công. Vì thế, để kiểm soát thâm hụt ngân sách và kiềm chế lạm phát, Chính phủ cần tập trung mạnh vào các nguồn thu ngoài dầu khí bằng việc tiến hành cải cách chính sách thuế và tăng cường công tác thi hành các chính sách thuế; đồng thời áp dụng khuôn khổ quản lý chi tiêu trung hạn để thay thế dần phương thức quản lý chi tiêu công tăng dần hàng năm. Hơn thế nữa, cần xử lý quan hệ giữa chi thường xuyên và chi đầu tư để chủ động trong cân đối ngân sách và giảm áp lực tăng chi ngân sách hàng năm.

- Đối với chính sách tiền tệ:

Theo kết quả thực nghiệm, tăng trưởng cung tiền có thể giải thích tiến trình lạm phát ở VN. Mô hình cho thấy cung tiền gây hiệu ứng lên lạm phát ở VN trong ngắn hạn lẫn dài hạn. Nghĩa là, cung tiền đóng vai trò quyết định trong việc quyết định lạm phát ở VN. Như vậy, NHNN cần phải thay đổi chính sách tiền tệ và khuôn khổ hoạt động, chuyển sang điều hành theo lạm phát mục tiêu hơn là hỗ trợ cho chính sách tài khóa. Chuyển sang lạm phát mục tiêu trong điều hành chính sách tiền tệ, đòi hỏi NHNN:

- Phải thiết lập khuôn khổ sử dụng các công cụ chính sách dựa trên nền tảng kiểm soát tính lỏng của hệ thống ngân hàng;
- Sử dụng lãi suất ngắn hạn như là công cụ cơ bản của chính sách tiền tệ;
- Loại bỏ các công cụ có tính chất phi thị trường, công cụ hành chính, bao cấp (tái cấp vốn);
- Chấp nhận các nguyên tắc minh bạch để phát ra các tín hiệu, giúp cho thị trường nhận thức rõ quan điểm của chính sách tiền tệ;
- Nâng cao hiệu suất truyền dẫn của chính sách tiền tệ và tính độc lập của NHNN.

Thật vậy, về mặt lý thuyết, muốn lạm phát giảm thì cần thắt chặt cung tiền tệ, đồng nghĩa với việc giảm tăng trưởng tín dụng. Tuy nhiên, do nhu cầu thúc đẩy tăng trưởng kinh tế cũng như tạo thanh khoản cho thị trường tài chính, cung tín dụng vẫn là một bài toán nan giải đối với các nhà hoạch định

chính sách tiền tệ. Thời gian qua, tăng trưởng tín dụng tăng mạnh, tổng phương tiện thanh toán tăng, thế tại sao doanh nghiệp vẫn thiếu vốn? Một phần lớn tín dụng của các ngân hàng thương mại đã bị chảy vào thị trường bất động sản hay đầu tư trái phiếu chính phủ. Trái phiếu vừa lãi suất cao, lại được ngân hàng sử dụng làm phương tiện cầm cố để vay vốn từ NHNN dẫn đến một vòng luẩn quẩn của dòng tiền. Do vậy, cần tăng cường hiệu quả của cơ chế truyền tải chính sách tiền tệ thông qua các biện pháp làm gia tăng sự tiếp cận của doanh nghiệp và người dân trong việc tài trợ vốn cho đầu tư phát triển sản xuất kinh doanh và đẩy mạnh xuất khẩu. Kết quả thực nghiệm đã ủng hộ quan điểm kinh tế càng tăng trưởng cao và độ mở thương mại càng lớn nền kinh tế càng có cơ hội kiểm soát lạm phát ở mức thấp. Bên cạnh đó, cần có các biện pháp để có thể nhất thể hóa lãi suất trên thị trường, tránh xu hướng đa lãi suất như hiện nay và làm cho lãi suất vận hành theo đúng cơ chế thị trường hơn. Thị trường sẽ tạo ra một đường cong lãi suất thích hợp theo cơ chế lan tỏa của các nghiệp vụ ngân hàng trung ương ■

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Bradley, M.D. (1986), "Government Spending or Deficit Financing: Which Causes Crowding-out", *Journal of Economics and Business* 38.
- Catao L & Terrones M (2003), "Fiscal Deficits and Inflation", *IMF Working Paper*, WP/03/65.
- Darrat, A.F. (2000), "Are Budget Deficits Inflationary? A Reconsideration of the Evidence", *Applied Economics* 7, 636-663.
- Dwyer (1982), "Inflation and Government Deficits", *Economic Inquiry*, vol. XX.
- Gregory N. Mankiw (1997), *Kinh tế học vĩ mô*, NXB Thống kê và Đại học Kinh tế Quốc dân, Hà Nội.
- Karras (1994), "Macroeconomic Effects of Budget Deficits: Further International Evidence", *Journal of International Money and Finance*, vol 13.
- Lin & Chen (2010), *The Relationship between Trade Openness: The Application of Panel Data Quantile Regression*, National Chengchi University
- Metin, K. (1998), *An Integrated Analysis of Turkish Inflation*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics 57, 513-533
- Montiel, P. (1989), "An Empirical Analysis of High Inflation Episodes in Argentina, Brazil and Israel", *Staff Papers*, 36, International Monetary Fund.
- Mortaza (2006), *Sources of Inflation in Bangladesh Recent Macroeconomic Experience*, Policy Analysis Unit", Working Paper Series, Research Department, Bangladesh Bank.
- Mukhtar (2010), "Does Trade Openness Reduce Inflation? Empirical Evidence from Pakistan", *The Lahore Journal Economics*, pp 35 -50.
- Muzafar & cộng sự (2011), "Budget Deficits and Inflation in Thirteen Asian Developing Countries", *International Journal of Business and Social Science*, vol. 2, no. 9.
- Nguyen Thu Hang, Nguyen Duc Thanh (2010), *The Macroeconomic Determinants of Vietnam's Inflation during 2000-2010: Evidence and Analysis*, VEPR.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. (1995), "An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis", *DAE Working Papers*, No .9514, University of Cambridge.
- Piontkivsky, R., Bakun, A., Kryshko, M., Sytnyk, T. (2001), *The Impact of the Budget Deficit on Inflation in Ukraine*, Research Report, Commissioned by INTAS.
- Vincent & cộng sự (2012), "An Empirical Analysis of Fiscal Deficits and Inflation in Nigeria", *CSCanada, International Business and Management*, vol 4, no 1. ■