

CÁC NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN LẠM PHÁT GIAI ĐOẠN 2000-2015

Nguyễn Thị Phước Thúy
Cục Thống kê Quảng Bình
Email: phuocson425@gmail.com

Ngày nhận: 15/9/2016
Ngày nhận bản sửa: 8/10/2016
Ngày duyệt đăng: 18/10/2016

Tóm tắt:

Nghiên cứu nhằm đo lường mối quan hệ của bốn yếu tố kinh tế vĩ mô bao gồm: tốc độ tăng tổng sản phẩm quốc nội (GDP), tỷ giá hối đoái danh nghĩa VND/USD, cung tiền M2, chỉ số giá hàng hóa thế giới (COMPRICE) đến tỷ lệ lạm phát (thông qua tốc độ tăng của chỉ số giá tiêu dùng). Kết quả nghiên cứu thực nghiệm bằng mô hình ARDL – Bounds test cho thấy: trong dài hạn, giữa tỷ lệ lạm phát với cung tiền M2 và tốc độ tăng trưởng GDP có mối quan hệ tích cực; trong khi đó tỷ giá hối đoái và chỉ số giá hàng hóa thế giới không có mối liên hệ nào. Trong ngắn hạn, tỷ lệ lạm phát có mối quan hệ cùng chiều với tỷ lệ lạm phát quý trước và quan hệ ngược chiều với tỷ giá hối đoái trước đó hai quý. Tốc độ điều chỉnh dự kiến chỉ ra rằng: tỷ lệ lạm phát ở Việt Nam hội tụ đến trạng thái cân bằng trong dài hạn chậm: mất khoảng 2,2 quý (điều chỉnh khoảng 45,41% mỗi quý) để đạt đến trạng thái cân bằng dài hạn.

Từ khóa: ARDL, Bounds test, lạm phát.

The determinants of inflation in Vietnam during the period 2000-2015

Abstract:

This study measures the impacts of four macroeconomic variables on inflation: the growth rate of GDP, the nominal exchange rate VND/USD, the money supply M2 and the world price index (COMPRICE). The author employs the ARDL model and Bounds test. The main results include: in long run, money supply and GDP growth rate have positive effects on inflation; in short run, inflation has a positive relationship with its own 1-period lag and negative sign with 2-period lag of exchange rate. It takes 2.2 quarters for Vietnam's inflation to converge to long run equilibrium.

Key words: ARDL, Bounds test, inflation.

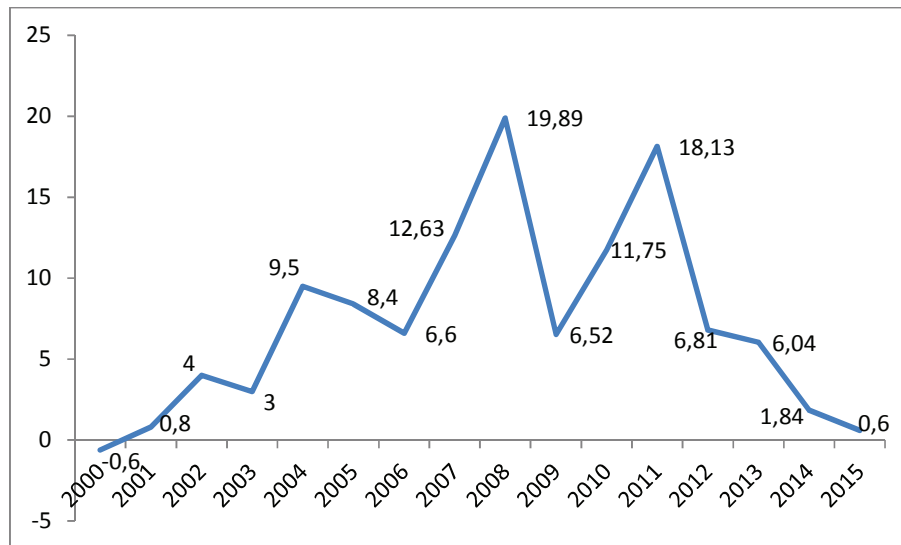
1. Đặt vấn đề

Kiểm soát lạm phát là một trong những mục tiêu quan trọng hàng đầu của mỗi quốc gia. Lạm phát được kiểm chế trong một giới hạn phù hợp và dự báo trước giúp tăng trưởng kinh tế. Ngược lại, nếu lạm phát cao thì sẽ gây ra nhiều tổn thất cho phát triển kinh tế và ổn định kinh tế xã hội. Vậy nhân tố nào tác động đến lạm phát trong giai đoạn này, giải pháp nào là phù hợp để kiểm soát lạm phát?

Sau khi Việt Nam bắt đầu thực hiện công cuộc đổi mới năm 1986 đến nay, nhất là sau khi gia nhập WTO, nền kinh tế đã từng bước chuyển từ cơ chế kế hoạch hóa tập trung sang cơ chế thị trường và hội

nhập sâu rộng hơn vào nền kinh tế thế giới, luồng vốn tràn vào Việt Nam trong hai năm 2007-2008, các vấn đề về thị trường ngoại hối Việt Nam trong hai năm 2009-2010 và cuộc khủng hoảng kinh tế thế giới cũng như nguy cơ lạm phát quay trở lại đã đặt ra nhiều thách thức mới cho việc quản lý kinh tế vĩ mô và đặc biệt trong việc kiểm soát lạm phát ở Việt Nam. Sau giai đoạn thiếu phát năm 1999-2003, từ năm 2004 mức giá chung lại tăng lên, năm 2007 lạm phát lên hai con số là 12,67%, đỉnh điểm năm 2008 là 19,89%, lạm phát đã giảm từ mức hai con số năm 2011 (18,13%) xuống mức một con số trong những năm tiếp theo (cụ thể 6,81% năm 2012, 6,04% năm

Hình 1: Lạm phát ở Việt Nam giai đoạn 2000-2015



Nguồn: Niên giám thống kê, 2015

2013, 1,84% năm 2014 và 0,6% năm 2015). Tuy nhiên, sự giảm nhanh và đột ngột của lạm phát năm 2012, 2014 xét trong một thời kỳ nhất định, theo đánh giá của ASEAN Stats kết quả kiểm chế lạm phát ở Việt Nam vẫn còn chưa vững chắc, tiềm ẩn nhiều rủi ro.

Từ những nguyên nhân trên mà trong hơn hai thập kỷ qua biến động của lạm phát và đặc biệt là các nhân tố ảnh hưởng đến lạm phát là một trong những chủ đề được thảo luận và nghiên cứu nhiều nhất ở Việt Nam. Những nghiên cứu được thực hiện nhằm giải thích biến động của lạm phát ở Việt Nam, bao gồm cả những nghiên cứu không mang tính định lượng lẫn những nghiên cứu thực nghiệm, ví dụ như trong những nghiên cứu của Võ Trí Thành và cộng sự (2000), Nguyễn Cao Đức (2005, 2006), Bui Thi Kim Thanh (2008), Phạm Thế Anh (2009), Võ Văn Minh (2009), Nguyễn Thị Thu Hằng & Nguyễn Đức Thành (2010), Nguyễn Thị Liên Hoa & Trần Đăng Dũng (2013), Hoàng Đình Minh (2014), cho rằng những nguyên nhân của chỉ số giá tiêu dùng tăng cao bao gồm chính sách tiền tệ lỏng lẻo, quản lý tỷ giá cứng nhắc, thị trường không hoàn hảo và những thay đổi trong giá quốc tế và giá lương thực trong nước. *Thứ nhất*, các nghiên cứu (ngoại trừ Nguyễn Thị Liên Hoa, 2013; Hoàng Đình Minh, 2014) với số liệu cập nhật đến năm 2010 đã quá cũ và do đó không tính đến những lần lạm phát gia tăng mạnh trong năm 2011 cũng như cuộc khủng hoảng kinh tế thế giới 2008-2009 đã dẫn đến một loạt những thay đổi trong môi trường và chính sách vĩ mô. Thứ hai, hầu hết các nghiên cứu này đều sử dụng mô

hình VAR với sai số ECM, SVAR, VECM và các kết quả thực nghiệm là không đồng nhất, có thể do các giai đoạn nghiên cứu khác nhau và phương pháp ước lượng khác nhau. Thứ ba, một số nghiên cứu có xu hướng ủng hộ quan điểm của chính phủ cho rằng lạm phát chủ yếu do các nguồn từ bên ngoài.

Mô hình ARDL – Bounds test được phát triển vào năm 2001 bởi M.H. Pesaran & cộng sự được đánh giá là một trong những mô hình thành công nhất, linh hoạt nhất và dễ sử dụng cho phân tích chuỗi thời gian đa biến. Song các nghiên cứu về lạm phát ở Việt Nam sử dụng mô hình này còn chưa nhiều và các biến đưa vào mô hình là khác nhau do mục đích nghiên cứu là khác nhau (Bui Thi Kim Thanh, sử dụng mô hình ARDL với số liệu chỉ cập nhật đến năm 2007 đã quá lâu). Với chuỗi số liệu theo quý, từ quý I năm 2000 đến quý I năm 2014 là số liệu đầy đủ và hoàn toàn đáp ứng được nghiên cứu thực nghiệm về các nhân tố ảnh hưởng đến lạm phát Việt Nam trong giai đoạn hiện nay, không những thế mô hình ARDL – Bounds test còn đánh giá được các nhân tố ảnh hưởng trong ngắn hạn và dài hạn.

Trong mỗi thời điểm nhất định, sự tính toán hợp lý về khung thời gian thích hợp sẽ cho phép chính sách tiền tệ được bắt đầu từ hôm nay đạt được mục tiêu dài hạn là ổn định giá cả, đồng thời tạo môi trường vĩ mô ổn định cho các thành phần trong nền kinh tế có thể lập và thực hiện được các kế hoạch kinh doanh của mình hiệu quả nhất trong tương lai. Vì thế, tác giả tập trung nghiên cứu mối quan hệ giữa lạm phát và các nhân tố vĩ mô ảnh hưởng đến lạm phát trong ngắn hạn và dài hạn.

2. Phương pháp luận

2.1. Phương trình quan hệ giữa lạm phát và các nhân tố ảnh hưởng

Về mặt lý thuyết, lạm phát có thể bị ảnh hưởng bởi nhiều nhân tố khác nhau bao gồm:

- Nhóm các nhân tố thuộc về cầu (cầu kéo);
- Nhóm các nhân tố thuộc về cung (chi phí đẩy);
- Nhân tố tiền tệ;
- Nhân tố lạm phát giá hàng hóa nhập khẩu;
- Kỳ vọng lạm phát;
- Thuế gián thu.

Trong một nền kinh tế thực, lạm phát có thể xảy ra do ảnh hưởng hỗn hợp của các nhân tố kể trên Nguyễn Cao Đức (2005, 2006).

Trên cơ sở giải thích lý thuyết có liên quan cũng như các nghiên cứu thực nghiệm đã trình bày trong các phần trước đối với trường hợp lạm phát của Việt Nam, có thể xây dựng một hàm chung như sau:

$$CPI = f(ER, M2, GDP, COMPRICE)$$

Trong đó:

CPI là chỉ số giá tiêu dùng, sự thay đổi của CPI theo công thức $\Pi_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$ được gọi là lạm phát.

ER biểu thị tỷ giá hối đoái danh nghĩa của VND so với USD (VND/USD).

M2 biểu thị lượng tiền cung ứng mở rộng của nền kinh tế.

GDP biểu thị tổng sản phẩm quốc nội theo giá so sánh (mục đích là tước đi giá trị không có thật có trong GDP danh nghĩa gia tăng theo lạm phát).

COMPRICE biểu thị chỉ số giá hàng hóa trên thế giới.

Mặc dù những thay đổi trong chính sách thuế, chi tiêu chính phủ và đầu tư có thể là biến giải thích tiềm năng tuy nhiên mô hình không sử dụng vì thiếu dữ liệu về các biến này.

Để nắm bắt được phản ứng của lạm phát với những thay đổi của tỷ giá hối đoái danh nghĩa, cung tiền, GDP, chỉ số giá hàng hóa thế giới, những biến đi vào mô hình dưới hình thức tốc độ tăng trưởng. Ở đây tốc độ tăng trưởng của các biến được tính theo công thức SAAR (seasonally adjusted annualized rate). Ta có phương trình tổng quát:

$$\begin{aligned} Inflation_t = & \alpha + \beta_0 Inflation_{t-1} + \dots + \beta_{0n} Inflation_{t-n} \\ & + \beta_1 ERgrowth_t + \beta_{11} ERgrowth_{t-1} + \dots + \beta_{1n} ERgrowth_{t-n} \\ & + \beta_2 M2growth_t + \beta_{21} M2growth_{t-1} + \dots + \beta_{2n} M2growth_{t-n} \\ & + \beta_3 GDPgrowth_t + \beta_{31} GDPgrowth_{t-1} + \dots + \beta_{3n} GDPgrowth_{t-n} \\ & + \beta_4 COMgrowth_t + \beta_{41} COMgrowth_{t-1} + \dots + \beta_{4n} COMgrowth_{t-n} + u_t \end{aligned} \quad (2.1)$$

Inflation_t là viết tắt của tỷ lệ lạm phát của quý t;

GDPgrowth_t, M2growth_t, ERgrowth_t, COMgrowth_t tương ứng đại diện cho tốc độ tăng trưởng GDP thực tế, cung tiền, tỷ giá hối đoái, chỉ số giá hàng hóa thế giới quý t so với quý t-1 được tính theo công thức SAAR như đã trình bày ở trên.

2.2. Dữ liệu

Tác giả sử dụng hệ thống các biến trong mô hình cũng như kỳ vọng ban đầu về mối tương quan giữa phản ứng của lạm phát trước các cú sốc từ các yếu tố khác qua bảng tổng hợp ước lượng kỳ vọng dưới đây.

Dữ liệu tất cả các biến là số liệu thứ cấp đều được lấy theo quý từ quý I năm 2000 đến quý I năm 2016 trên trang web của Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IMF).

2.3. Mô hình ARDL

Đặc điểm mô hình trễ phân phối tự hồi quy ARDL (Autoregressive Distributed Lag Model): Để

Bảng 1: Các biến sử dụng trong mô hình và kỳ vọng ảnh hưởng

Biến	Ký hiệu	Thời gian	Nguồn	Đại diện cho	Kỳ vọng ảnh hưởng
Lạm phát	INF	2000QI– 2016QI	IMF	Kỳ vọng lạm phát	+
Tốc độ tăng trưởng	GGDP			Nhân tố thuộc về cầu	+
Tốc độ tăng chỉ số giá hàng hóa thế giới	GCOMPRICE			Nhân tố thuộc về cung	Không nhiều
Tốc độ tăng cung tiền	GM2			Nhân tố tiền tệ	+
Tốc độ tăng tỷ giá danh nghĩa VND/USD	GEX			Nhân tố “nhập khẩu lạm phát”	+

phân tích thực nghiệm mối quan hệ trong dài hạn và tương tác động (*dynamic interactions*) giữa các biến quan tâm, mô hình ước lượng bằng cách sử dụng phương pháp đồng liên kết Bound test (hoặc mô hình ARDL), được phát triển bởi Pesaran & cộng sự (2001). Phương pháp này được áp dụng bởi 3 lý do. *Thứ nhất*, phương pháp Bounds test đơn giản. Trái với kiểm định tính đồng liên kết đa biến Johansen & Juselius (1990), nó cho phép mỗi liên hệ đồng liên kết được ước lượng bằng OLS một khi trật tự trễ của mô hình được xác định. *Thứ hai*, phương pháp Bounds test không yêu cầu kiểm định trước các biến trong mô hình cho các nghiệm đơn vị không giống các kỹ thuật khác như phương pháp Johansen. Nó có khả năng áp dụng bất kể các biến hồi quy trong mô hình chỉ là chuỗi ban đầu (chưa lấy sai phân, có tính dừng) $I(0)$, tích hợp bậc 1 $I(1)$ (sai phân bậc 1 có tính dừng) hoặc đồng liên kết với nhau (*purely $I(0)$, purely $I(1)$ or mutually cointegrated*). *Thứ ba*, kiểm định này tương đối hiệu quả hơn với cỡ mẫu nhỏ hoặc hữu hạn như trong trường hợp nghiên cứu này. Tuy nhiên, phương pháp sẽ bị hỏng (*crash*) trong trường hợp xuất hiện chuỗi tích hợp bậc 2 $I(2)$ (sai phân bậc 2 có tính dừng).

y_t là biến phụ thuộc định nghĩa bằng INF và $x_t = [GCOMPRICE_t, GGDP_t, GM2_t, GEX_t]$ là ma trận vector của ảnh hưởng $I(0)$ và $I(1)$ biến hồi quy đã được định nghĩa là vector sai số có giá trị trung bình bằng 0; phân phối độc lập và giống nhau $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon'_{2t})'$ và là một quá trình đồng nhất.

Giả sử rằng tồn tại mỗi quan hệ dài hạn duy nhất giữa các biến, VECM có điều kiện trở thành:

$$\Delta y_t = c_{y0} + \beta_t + \delta_{yy} y_{t-1} + \delta_{xx} x_{t-1} + \lambda \Delta + \xi \Delta + \varepsilon_{yt}, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

Trên cơ sở phương trình (1), mô hình vector hiệu chỉnh cân bằng có điều kiện sẽ được viết thành:

$$\begin{aligned} (INF)_t = & c_0 + \alpha_1 \cdot INF_{t-1} + \alpha_2 \cdot GCOMPRICE_{t-1} + \\ & \alpha_3 \cdot GM2_{t-1} + \alpha_4 \cdot GEX_{t-1} + \alpha_5 \cdot GGDP_{t-1} + \\ & + \sum_{i=1}^p \beta_i \cdot D(INF_{t-i}) + \sum_{i=1}^p \gamma_i \cdot D(GCOMPRICE_{t-i}) + \\ & + \sum_{i=1}^p \theta_i \cdot D(GM2_{t-i}) + \sum_{i=1}^p \omega_i \cdot D(GEX_{t-i}) + \\ & + \sum_{i=1}^p \lambda_i \cdot D(GGDP_{t-i}) + U_t \quad (2) \end{aligned}$$

Trong đó: α_i là hệ số nhân dài hạn, c_0 là hệ số chặn và U_t là sai số ngẫu nhiên.

Bounds test: Thủ tục đầu tiên trong phương pháp

ARDL kiểm định Bounds chính là ước lượng phương trình (2) bằng phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS) để kiểm định sự tồn tại của mỗi quan hệ dài hạn giữa các biến bằng cách thực hiện kiểm định F – statistic cho độ lớn của tất cả các biến hệ số của mức độ trễ của các biến đó là kiểm định giả thuyết:

$H_0: \alpha_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$: Không có mỗi quan hệ trong dài hạn

$H_1: \alpha_0 \neq 0, \alpha_1 \neq 0, \alpha_2 \neq 0, \alpha_3 \neq 0, \alpha_4 \neq 0, \alpha_5 \neq 0$: Có mỗi quan hệ trong dài hạn.

Kiểm định tiêu chuẩn hóa INF bằng F_{INF} ($INF|GCOMPRICE_t, GGDP_t, GM2_t, GEX_t$). Hai biên của giá trị tới hạn tiệm cận đưa ra cho kiểm định đồng liên kết khi các biến độc lập là $I(d)$ ($0 \leq d \leq 1$): một giá trị nhỏ thừa nhận biến hồi quy là $I(0)$ và một giá trị lớn hơn thừa nhận biến hồi quy là thuần túy $I(1)$. Giá trị tới hạn gần đúng cho kiểm định F được lấy theo Pesaran & cộng sự (2001).

Ở bước thứ 2, khi mỗi quan hệ trong dài hạn được thiết lập xác định bởi mô hình ARDL có điều kiện, mô hình dài hạn cho INF_t có thể được ước lượng như sau:

$$INF_t = (-c_0/\alpha_1) + (-\alpha_2/\alpha_1) \cdot GCOMPRICE_t + (-\alpha_3/\alpha_1) \cdot GM2_t + (-\alpha_4/\alpha_1) \cdot GEX_t + (-\alpha_5/\alpha_1) \cdot GGDP_t + u_t$$

Ở bước cuối cùng, chúng ta có được hệ số ngắn hạn bằng cách ước tính mô hình hiệu chỉnh sai số gắn liền với các ước lượng dài hạn. Cụ thể là:

$$D(INF) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i \cdot D(INF_{t-i}) +$$

$$\sum_{i=1}^p \eta_i \cdot D(GCOMPRICE_{t-i}) + \sum_{i=1}^p \tau_i \cdot D(GM2_{t-i})$$

$$+ \sum_{i=1}^p \omega_i \cdot D(GEX_{t-i}) + \sum_{i=1}^p v_i \cdot D(GGDP_{t-i}) + \phi \cdot ECT_{t-1} + u_t$$

Trong đó: $\delta_i, \eta_i, \tau_i, \omega_i, v_i$ là các hệ số trong ngắn hạn của sự hội tụ của mô hình tới cân bằng và ϕ là tốc độ của sự điều chỉnh.

Kiểm định Wald kiểm tra trong ngắn hạn biến giải thích nào thực sự ảnh hưởng đến biến INF. Nếu ECT_{t-1} có ý nghĩa thống kê thì các nhân tố thực sự có mỗi quan hệ với lạm phát trong dài hạn.

3. Kết quả phân tích thực nghiệm

Trước khi sử dụng mô hình ARDL kiểm định Bounds, tiến hành kiểm tra tính dừng cho tất cả các biến để đảm bảo rằng các biến không dừng ở bậc 2 để tránh kết quả giả mạo. Sử dụng kiểm định ADF (Augmented Dickey-Fuller) với tiêu chuẩn Akaike AIC để kiểm tra tính dừng của các biến.

Bảng 2: Kết quả kiểm định tính dừng của chuỗi số liệu

Tên biến	Bậc 0		Bậc 1	
	Kết quả kiểm định ADF	Prob	Kết quả kiểm định ADF	Prob
Inf	-4,662576	0,0020*	-5,749076	0,0001*
gGDP	-2,395951	0,3780	-408,3671	0,0001*
gM2	-2,554797	0,3019	-5,233749	0,0004*
gEX	-5,576223	0,0001*	-10,28342	0,0000*
gComprice	-5,710750	0,0000*	-8,854404	0,0000*

Ghi chú: * có ý nghĩa ở 1%

Nguồn: Tính toán của tác giả

Từ Bảng 2, dựa theo tiêu chuẩn kiểm định ADF các biến INF, GCOMPRICE, GEX đều dừng tại bậc 0 với mức ý nghĩa 1%, biến GGDP, GM2 dừng ở bậc 1 với mức ý nghĩa 1%. Do đó, các biến đều thỏa mãn điều kiện để sử dụng mô hình ARDL.

3.1. Độ trễ tối ưu và kiểm tra sự ổn định của mô hình

Tiếp theo, ta thực hiện kiểm định để lựa chọn bậc độ trễ phù hợp với mô hình.

Việc lựa chọn độ trễ của mô hình dựa trên các tiêu chuẩn như AIC hay SC đều cho ta cùng một kết quả, độ trễ tối ưu của mô hình là 2.

Với độ trễ tối ưu là $p=2$, hồi quy mô hình (2) ta có các kết quả kiểm tra độ ổn định của mô hình.

Từ Hình 2 và Bảng 4 cho thấy rằng mô hình (2) với độ trễ tối ưu là 2 ổn định với mức ý nghĩa 5% và

không tồn tại các khuyết tật như không thiếu biến, có phương sai sai số không đổi và không có hiện tượng tự tương quan chuỗi. Do đó, ta có thể sử dụng mô hình này để phân tích mối quan hệ giữa các biến với lạm phát.

3.2. Kiểm định Bounds

Kiểm định cặp giả thuyết:

$H_0: \alpha_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$: Không có mối quan hệ trong dài hạn

$H_1: \alpha_0 \neq 0, \alpha_1 \neq 0, \alpha_2 \neq 0, \alpha_3 \neq 0, \alpha_4 \neq 0, \alpha_5 \neq 0$: Có mối quan hệ trong dài hạn

Kết quả kiểm định Wald cho ta thấy thống kê $F = 5,296112$ (Prob = 0,0006), với $(k+1) = 5$ biến (INF, GCOMPRICE, GM2, GEX, GGDP) trong mô hình.

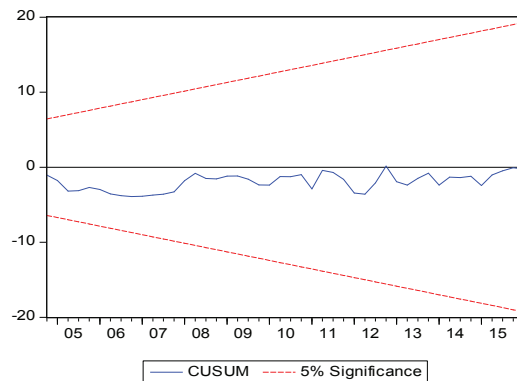
Như vậy, ở mức ý nghĩa $\alpha = 1\%$ giới hạn dưới của kiểm định Bounds là 3,74; giới hạn trên là 5,06. Như

Bảng 3: Kết quả kiểm định thống kê và tiêu chuẩn lựa chọn bậc độ trễ của mô hình

VAR Lag Order Selection Criteria						
Included observations: 60						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-190.4394	NA	39.53384	6.514647	6.689175	6.582914
1	-189.8405	1.078045	40.07729	6.528016	6.737451	6.609937
2	-185.9041	6.954307*	36.35481*	6.430136*	6.674476*	6.525711*
3	-185.7886	0.200090	37.46255	6.459622	6.738868	6.568850
4	-185.7729	0.026798	38.73847	6.492429	6.806581	6.615311

Nguồn: Tính toán của tác giả

Hình 2: Kiểm định độ ổn định của mô hình ARDL



Bảng 4: Kết quả các kiểm định các khuyết tật của mô hình

Tên kiểm định	F - statistic	Prob F
Mô hình thiếu biến Ramsey RESET Test	1,761703	0,1911
Kiểm tra hiện tượng tương quan chuỗi Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test	0,197893	0,3115
Kiểm định hiện tượng phương sai sai số thay đổi Heteroskedasticity Test: Breusch – Pagan – Godfrey	0,940396	0,5289

Nguồn: Tính toán của tác giả

Bảng 5: Kết quả kiểm định mối quan hệ trong dài hạn

Kết quả kiểm định Wald			Bounds test CI(iii) với k=4, α=1%	
F-statistic	df	Probability	Giới hạn dưới I(0)	Giới hạn trên I(1)
5,296112	(5,46)	0,0006	3,74	5,06

Nguồn: Pesaran & cộng sự (2001), tính toán của tác giả

vậy $F = 5,296 > 5,06 \Rightarrow$ có ít nhất 1 đồng liên kết và các biến có mối quan hệ trong dài hạn với INF.

Nghiên cứu mối quan hệ trong dài hạn giữa các biến nhằm mục đích cho thấy rằng các biến quan sát trong dài hạn sẽ dao động theo quan hệ cung cầu và có xu hướng xoay quanh giá trị thực của nó. Khi quan sát dài hạn sẽ thấy các biến có xu hướng biến động cùng nhau hay không loại bỏ các tác nhân tức thời, ngẫu nhiên trong ngắn hạn, các biến thiên trong ngắn hạn.

Với kết quả ước lượng ARDL – Bounds test, chúng ta có mô hình ảnh hưởng của GCOMPRICE, GM2, GEX, GGDP lên INF trong dài hạn.

$INF = -12,8302^{**} + 0,11.GCOMPRICE + 0,55^{**}.GM2 + 0,81.GEX + 0,22^{**}.GGDP$

*Ghi chú: ** có ý nghĩa ở mức 5%.*

Nghiên cứu sử dụng giá trị p-value để kiểm định xem các biến độc lập có thực sự ảnh hưởng đến biến phụ thuộc trong dài hạn hay không. Với kết quả này

cho thấy các hệ số của các biến GM2, GGDP có ý nghĩa thống kê và loại bỏ biến GEX, GCOMPRICE.

Từ kết quả mô hình ARDL, ta thấy:

Thứ nhất, tốc độ tăng cung tiền M2 (GM2): hệ số hồi quy của biến GM2 là dương cho thấy kết quả phù hợp với giả thuyết nghiên cứu. Cụ thể ta thấy thay đổi của lạm phát với tốc độ tăng cung tiền là tương đối cao (0,55), nghĩa là trong dài hạn nếu tốc độ tăng cung tiền tăng lên 1% (trễ 1 quý và 2 quý) làm cho lạm phát tăng 0,55%. Điều này phản ánh đúng thực trạng của lạm phát Việt Nam trong thời gian qua.

Thứ hai, tốc độ tăng trưởng theo giá so sánh (GGDP) có quan hệ cùng chiều với lạm phát trong dài hạn, tốc độ tăng trưởng tăng 1% dẫn đến lạm phát tăng lên khoảng 0,22% (hệ số hồi quy của biến GGDP là dương cho thấy kết quả phù hợp với dấu dự kiến).

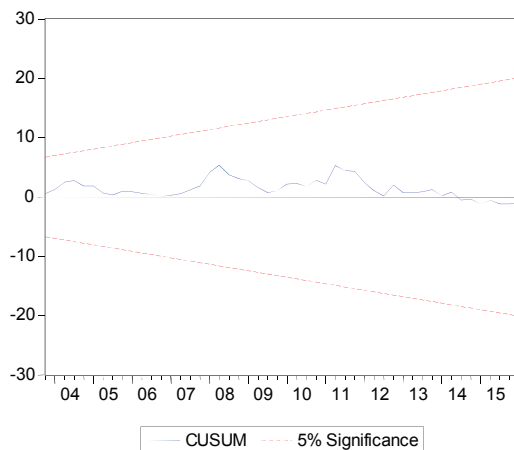
Thứ ba, kết quả ước lượng cũng cho thấy: yếu

Bảng 6: Kết quả ước lượng mô hình hiệu chỉnh sai số*Biến phụ thuộc: D(INF)*

Biến số	Hệ số hồi quy	Sai số chuẩn	Thống kê t	P_value
C	0,201481	0,721152	0,279388	0,7811
INF_{t-1}	0,371769	0,158131	2,351015	0,0227*
INF_{t-2}	-0,265487	0,142626	-1,861425	0,0686***
$GCOMPRICE_{t-1}$	-0,036977	0,022024	-1,678992	0,0994
$GCOMPRICE_{t-2}$	0,007329	0,021088	0,347548	0,7296
$GM2_{t-1}$	0,068755	0,067599	1,017102	0,3140
$GM2_{t-2}$	-0,004620	0,072023	-0,064140	0,9491
GEX_{t-1}	-0,152381	0,174256	-0,874466	0,3860
GEX_{t-2}	-0,529973	0,170898	-3,101112	0,0032*
$GGDP_{t-1}$	0,002322	0,012334	0,188277	0,8514
$GGDP_{t-2}$	-0,011286	0,010818	-1,043279	0,3018
ECT_{t-1}	-0,454068	0,142955	-3,176295	0,0026*

Với: $ECT(-1) = INF(-1) - 6,509494 - 0,430333.GEX(-1) - 0,077799.GCOMPRICE(-1) + 0,035187.GM2(-1) + 0,011631.GGDP(-1)$

Ghi chú: *, **, *** có ý nghĩa lần lượt ở 1%, 5%, 10%

Hình 3: Kiểm định độ ổn định của mô hình ECM

tổ tỷ giá và tốc độ tăng giá thế giới không có ảnh hưởng đến lạm phát ở Việt Nam trong dài hạn.

3.3. Mối quan hệ trong ngắn hạn và mối quan hệ cân bằng trong dài hạn giữa các biến (mô hình ECM)

Mối quan hệ trong ngắn hạn của mô hình là xét đến tính chất nhất thời của thời điểm đang nghiên cứu và xem xét đến độ biến động của tỷ lệ lạm phát qua từng quý (biến thiên theo quý) chịu ảnh hưởng bởi biến thiên của các yếu tố kinh tế vĩ mô (biến độc lập) và chính bản thân biến tỷ lệ lạm phát.

Sau khi đã xác định kết quả có tồn tại đồng liên kết giữa các biến đang nghiên cứu thì ECM được áp

dụng để xem xét mối quan hệ trong ngắn hạn giữa các biến trên.

Hệ số ECT khác không với mức ý nghĩa 1% ($P\text{-value} = 0,0026 < \alpha = 0,01$) nên một lần nữa xác nhận mối quan hệ trong dài hạn giữa các biến giải thích và lạm phát. Đồng thời hệ số này có dấu âm phù hợp với lý thuyết kinh tế. $\phi = -0,454068$ có nghĩa là gần 45,41% của bất kỳ sự mất cân bằng nào giữa INF và các biến giải thích được sửa chữa trong vòng một khoảng thời gian (1 quý).

Từ các kiểm định trên có thể kết luận mô hình ECM tự động ổn định, do đó ta có thể kiểm tra mối liên hệ trong ngắn hạn giữa các biến giải thích và

Bảng 7: Kết quả các kiểm định các khuyết tật của mô hình

Tên kiểm định	F - statistic	Prob F
Mô hình thiếu biến Ramsey RESET Test	2,256467	0,1395
Kiểm tra hiện tượng tương quan chuỗi Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test	1,624582	0,2076
Kiểm định hiện tượng phương sai sai số thay đổi Heteroskedasticity Test: Breusch – Pagan – Godfrey	0,710168	0,7230

Nguồn: Tính toán của tác giả

Bảng 8: Kết quả kiểm định Wald mối quan hệ trong ngắn hạn

Nhân tố	F-statistic	P-value	Kết luận
Lạm phát quá khứ	5,892170	0,0050	Có
Tốc độ tăng tỷ giá	4,892732	0,0115	Có
Tốc độ tăng cung tiền	0,548612	0,5812	Không
Tốc độ tăng chỉ số giá hàng hoá thế giới	1,940907	0,1542	Không
Tốc độ tăng GDP	4,159769	0,0215	Có

Nguồn: Tính toán của tác giả

biến INF.

Thực hiện kiểm định Wald để kiểm định có tồn tại mối quan hệ trong ngắn hạn giữa các biến với lạm phát, ta có bảng kết quả như bảng 8.

Dựa vào Bảng 6 và Bảng 8, các hệ số hồi quy có mức ý nghĩa thống kê 5% được chọn là ΔINF_{t-1} , ΔGEX_{t-2} , ECT_{t-1} ; trong khi đó ΔINF_{t-2} có ý nghĩa thống kê ở mức 10%.

Trong ngắn hạn, kết quả nghiên cứu cho thấy mối quan hệ giữa các yếu tố kinh tế vĩ mô và tỷ lệ lạm phát như sau:

Thứ nhất, ΔINF_{t-1} : với mức ý nghĩa 5% hệ số biến thiên một quý trước đó của lạm phát có mối quan hệ cùng chiều với biến thiên lạm phát hiện tại với mức độ tác động khá cao. Biến thiên của lạm phát quý trước tăng 1% thì biến thiên lạm phát hiện tại tăng khoảng 0,37%. Điều này cho thấy sự gia tăng lạm phát ở Việt Nam thường kéo dài liên tiếp trong hai quý có thể do một số nguyên nhân như: sự phản ứng chậm của các chính sách kiềm chế lạm phát, tính chất “dai dẳng” của hành vi tăng giá, kỳ vọng thích nghi về lạm phát (tức là, nếu lạm phát trong thời kỳ trước ở mức cao, công chúng sẽ kỳ vọng mức lạm phát cao trong tương lai và gây ra lạm phát).

Thứ hai, ΔINF_{t-2} : với mức ý nghĩa 10% hệ số biến thiên hai quý trước đó của lạm phát có mối quan hệ ngược chiều với biến thiên lạm phát hiện tại. Biến thiên của lạm phát trước đó 2 quý tăng 1% thì biến thiên lạm phát hiện tại giảm khoảng 0,27%. Điều

này cho thấy khoảng hai quý sau khi có sự gia tăng của lạm phát thì lạm phát có xu hướng giảm khi những chính sách kiềm chế lạm phát phát huy tác dụng.

Thứ ba, ΔGEX_{t-2} : với mức ý nghĩa 5% hệ số biến thiên trước đó 2 quý của tốc độ tăng tỷ giá có mối quan hệ ngược chiều với biến thiên lạm phát hiện tại. Biến thiên của tốc độ tăng tỷ giá danh nghĩa trước đó 2 quý tăng 1% thì biến thiên lạm phát hiện tại giảm khoảng 0,53%. Sự mất giá của đồng nội tệ so với đồng đô la Mỹ có thể làm giá hàng nhập khẩu đắt hơn và làm tăng lạm phát trong nước. Tuy nhiên, nếu trong cùng thời gian đó đồng tiền của các nước mà Việt Nam nhập khẩu mất giá nhiều hơn so với đồng đô la Mỹ thì mối quan hệ trên có thể có chiều ngược lại. Việc sử dụng tỷ giá hối đoái hiệu quả danh nghĩa (tức là tỷ giá bình quân theo tỷ trọng thương mại từ các thị trường khác nhau như đồng yên của Nhật) sẽ cho kết quả chính xác hơn. Tuy nhiên, sự hạn chế về số liệu không cho phép điều đó.

Thứ tư, $ECT_{t-1} = -0,4541$: có nghĩa là giá trị biến thiên của lạm phát - D(INF) bị khử đi khoảng 45,41%; đây cũng là mức chênh lệch giữa biến thiên ngắn hạn và dài hạn. Chúng ta thấy rằng hệ số ước lượng của ECT ở độ trễ t-1 trong ngắn hạn có dấu âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Hệ số điều chỉnh mất cân bằng của ECT_{t-1} đã đảm bảo rằng nghiên cứu có tồn tại quan hệ dài hạn giữa các biến độc lập và biến phụ thuộc. Đồng thời, hệ số ECT_{t-1} âm cũng cho thấy sự điều chỉnh biến lạm phát là do hệ số này

điều chỉnh sai số. Điều này chứng tỏ những cú sốc hoặc biến động ngắn hạn sẽ làm ảnh hưởng đến lạm phát Việt Nam và mất khoảng gần 2,2 quý để các điều chỉnh trong ngắn hạn đạt được điểm cân bằng trong dài hạn.

Thứ năm, từ kết quả Bảng 6 và Bảng 8 cũng cho thấy lạm phát trong nước thời kỳ này trong ngắn hạn cũng không chịu ảnh hưởng bởi sự thay đổi của giá hàng hóa thế giới.

4. Kết luận

Kết quả nghiên cứu cho thấy các chuỗi dữ liệu đa số dừng ở sai phân bậc 0, chỉ có biến tốc độ tăng trưởng kinh tế và tốc độ tăng cung tiền là dừng ở sai phân bậc 1, có ít nhất một mối quan hệ đồng tích hợp giữa các biến được tìm thấy làm cơ sở cho việc xác định mối quan hệ trong dài hạn; đồng thời mô hình hiệu chỉnh sai số cho thấy mối quan hệ giữa các biến trong ngắn hạn. Trong dài hạn, kết quả nghiên cứu cho thấy: tốc độ tăng cung tiền M2 và tốc độ tăng trưởng kinh tế có mối quan hệ cùng chiều với

tỷ lệ lạm phát. Còn trong ngắn hạn, tỷ lệ lạm phát hiện tại có mối quan hệ với tỷ lệ lạm phát quý trước với tương quan cùng chiều, và tương quan ngược chiều với tỷ lệ lạm phát và tốc độ tăng tỷ giá hối đoái danh nghĩa hai quý trước đó. Tốc độ điều chỉnh dự kiến chỉ ra rằng: những cú sốc hoặc biến động ngắn hạn sẽ làm ảnh hưởng đến lạm phát Việt Nam và mất khoảng gần 2,2 quý để các điều chỉnh trong ngắn hạn đạt được điểm cân bằng trong dài hạn. Một điều nhận thấy nữa đó là lạm phát ở Việt Nam có nguồn gốc chủ yếu từ khu vực trong nước, khác với giải thích thường xuyên của Chính phủ là lạm phát chủ yếu do các yếu tố bên ngoài như giá cả thế giới (nhập khẩu lạm phát). Bên cạnh đó, nghiên cứu còn cho thấy vai trò của yếu tố kỳ vọng lên việc tăng giá trong nước, sự kỳ vọng này bắt nguồn từ nhiều nguyên nhân khác nhau nhưng cuối cùng lại chủ yếu do sự ảnh hưởng của lạm phát cao trong quá khứ và vấn đề của người làm chính sách.

Tài liệu tham khảo

- Phạm Thế Anh (2009), 'Xác định các nhân tố quyết định lạm phát ở Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế & Phát triển*, số 150, 29-35.
- Nguyễn Cao Đức (2005), 'Các nhân tố quyết định lạm phát ở Việt Nam dựa trên cách tiếp cận cơ cấu', *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế*, số 7, 3-16.
- Nguyễn Cao Đức (2006), 'Các nhân tố quyết định lạm phát của Việt Nam dựa trên cách tiếp cận tiền tệ', *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế*, số 4, 3-16.
- Nguyễn Thị Liên Hoa & Trần Đặng Dũng (2013), 'Nghiên cứu lạm phát tại Việt Nam theo phương pháp SVAR', *Tạp chí Phát triển và Hội nhập*, số 10, 32-38.
- Nguyễn Thị Thu Hằng & Nguyễn Đức Thành (2010), *Các nhân tố vĩ mô quyết định lạm phát ở Việt Nam giai đoạn 2000-2010: các bằng chứng và thảo luận*, Trung tâm Nghiên cứu Kinh tế và Chính sách VEPRI, Hà Nội.
- Hoàng Đình Minh (2014), 'Mối quan hệ giữa lạm phát và tỷ giá hối đoái trong nền kinh tế Việt Nam', luận án tiến sĩ, Trường Đại học Bách khoa Hà Nội.
- Tổng cục Thống kê (2009, 2010, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015), *Niên giám thống kê*, Nhà xuất bản Thống kê, Hà Nội.
- Võ Trí Thành (Chủ biên) (2000), *Trình tự tỷ giá ở Việt Nam: thông tin và lựa chọn chính sách*, Viện Nghiên cứu Quản lý Kinh tế Trung ương, Hà Nội.
- Bui Thi Kim Thanh (2008), *Inflation in Vietnam over the period 1990-2007*, Netherlands.
- Callen, Chang (1999), *Modeling and Forecasting Inflation in India*, IMF, Working Paper No. 99/119.
- Choong, C.K., Y. Zulkornain & K.S. Venus (2005), *Export-led growth hypothesis in Malaysia: An investigation using bounds test*, *Sunway Acad*, 2: 13-22.
- Johansen, S. & K. Juselius (1990), *Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money*, *Oxford Bull.Econ.Stat.*, 52: 169-210.
- Pesaran, M.H., Y. Shin & R.J. Smith (2001), 'Bounds testing approaches to the analysis of level relationships', *J. Appl. Economet.*, no 16, 289-326.