

Mối quan hệ giữa tiền tệ và giá cả của Việt Nam qua một số mô hình định lượng

BÙI DUY PHÚ

Trong giai đoạn vừa qua, Việt Nam đã thành công trong việc kiềm chế lạm phát, ổn định giá cả, kinh tế ngày càng tăng trưởng. Để đạt được những thành tựu đó có sự đóng góp của các nhân tố của nền kinh tế, trong đó có vai trò quan trọng của ngân hàng thông qua những chính sách tiền tệ. Mục đích của bài viết là nghiên cứu tác động của chính sách tiền tệ của Ngân hàng Nhà nước Việt Nam, mà biểu hiện bằng lượng tiền cung ứng tới sự gia tăng của giá cả thông qua các mô hình định lượng. Các mô hình như vậy được trình bày dưới hai giả thiết là nền kinh tế đóng và nền kinh tế mở.

1. Cơ sở lý luận cho mối quan hệ giữa tiền tệ và giá cả

Trong phương trình trao đổi của Irving Fisher, mối quan hệ giữa tiền tệ và giá cả được thể hiện bởi phương trình định lượng $M.V = P.Q$, trong đó M là khối lượng tiền tệ giao dịch, V là tốc độ lưu thông tiền tệ, P là mức giá của rổ hàng hóa được chọn, Q là mức thu nhập thực tế. Theo lý thuyết xác định mối quan hệ giữa tiền tệ và thu nhập, chúng ta thấy rằng thu nhập thực tế phụ thuộc vào mức cung tiền tệ. Ở đây, khi chúng ta cho tốc độ lưu thông tiền tệ và thu nhập không đổi (điều này được giả định trong ngắn hạn) thì mỗi sự thay đổi của M sẽ kéo theo sự thay đổi tỷ lệ thuận của P . Tuy nhiên lý thuyết định lượng hiện đại cũng cho thấy rằng mối quan hệ giữa mức cung tiền tệ và giá cả không nhất thiết phải tuân theo mức biến đổi tỷ lệ thuận, mà trong đó đã giả thiết rằng mỗi sự thay đổi của mức cung tiền sẽ ảnh hưởng tới thu nhập thực tế cũng như mức giá cả. Còn

trong dài hạn, ảnh hưởng của mức cung tiền tới thu nhập thực tế và tốc độ lưu thông tiền tệ không còn⁽¹⁾. Khi đó thu nhập thực tế sẽ được giả định là hàm của các nhân tố thực khác, chẳng hạn như các nguồn tài nguyên, tiến bộ công nghệ, còn tốc độ V là hàm của một số nhân tố đặc trưng. Điều này có nghĩa là đã có một hàm cầu ổn định cho những nhân tố cân bằng tiền thực tế.

Về mặt lý thuyết, trong phân tích dài hạn mức giá tăng khi mức cung giảm hay mức cầu tăng. Tổng cung giảm có thể do những cú sốc bất lợi về công nghệ, cung lao động giảm hay giá của các yếu tố sản xuất tăng. Nhưng tổng cung giảm không gây ra sự tăng giá liên tục trừ khi chúng được tiếp ứng bởi Ngân hàng Trung ương tăng lượng tiền liên tục. Tổng cầu tăng có thể do tăng tiêu dùng của Chính phủ, giảm thuế hoặc do tăng cung tiền. Việc tăng chi tiêu của Chính phủ hay giảm thuế là có giới hạn, không thể gây ra tăng giá liên tục, nên chỉ còn nhân tố cung tiền sẽ làm cho mức giá tăng.

2. Tổng quan về các nghiên cứu thực nghiệm đã có

Đã có một số nghiên cứu thực nghiệm về mối quan hệ giữa tiền tệ và giá cả trong các nước đang phát triển. Các nghiên cứu thực nghiệm cho nền kinh tế Ấn Độ đã được xem xét. Chẳng hạn theo khuôn khổ lý thuyết định lượng có nghiên cứu của Gupta, Lahiri, theo khuôn khổ cấu trúc có nghiên cứu của Bhattacharya. Trong khuôn khổ nghiên cứu

Bùi Duy Phú, Ths, Học viện Ngân hàng.

(1). Khatiwada, Y.R. (1994) "Some aspects of monetary policy in Nepal" South Asian Publishers New Delhi, pp. 73.

ảnh hưởng của chính sách tiền tệ tới giá cả của nền kinh tế Nepal, các kết quả nghiên cứu của Fry, Pant và Sharma cho thấy mối quan hệ yếu giữa tiền tệ và giá cả, trong khi đó các nghiên cứu của Wallace và Mc Nown và Khatiwada lại cho thấy có một mối quan hệ mạnh giữa các nhân tố này. Hơn nữa, các kết quả của Khatiwada còn cho thấy một nhân tố tác động mạnh đến giá cả của Nepal, đó là giá cả của Ấn Độ. Khi nghiên cứu mối quan hệ giữa tiền tệ, mức giá và sản phẩm đầu ra của nền kinh tế Trung Quốc từ năm 1952 đến năm 2002, Chow⁽²⁾ đã đưa ra mối quan hệ giữa những nhân tố này để giải thích sự thành công của Trung Quốc trong việc tăng giá hoặc giảm giá trong từng giai đoạn của nền kinh tế.

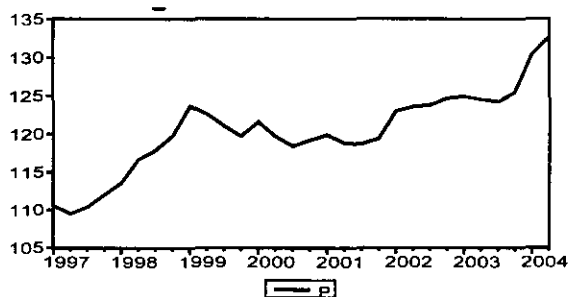
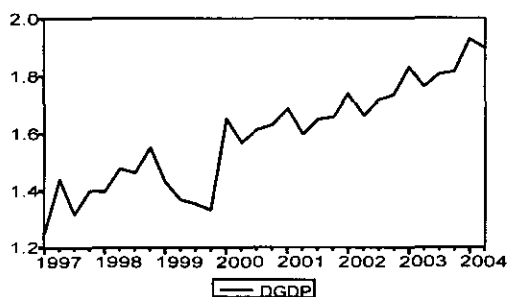
Đã có nhiều công trình nghiên cứu phân tích định tính và định lượng cho mối quan hệ giữa chính sách tiền tệ và giá cả của Việt Nam trong giai đoạn này. Kết quả mà Đỗ Thu Hương⁽³⁾ hay các kết luận do các tác giả Trương Quang Hùng và Vũ Hoài Bảo đã chỉ ra rằng: sự thay đổi của M1 cũng như M2

hàng năm có ảnh hưởng yếu đến sự thay đổi của chỉ số giá CPI⁽⁴⁾. Khi phân tích mối quan hệ giữa cung tiền và lạm phát, tác giả Phan Thị Hồng Hải⁽⁵⁾ cho rằng: ảnh hưởng trễ của cung tiền dẫn đến lạm phát là điều không thể tránh khỏi khi nền kinh tế hoạt động kém hiệu quả. Tuy nhiên các kết quả thu được chưa phản ánh ảnh hưởng lâu dài của nhân tố tiền tệ đến thay đổi giá cả, vì xem xét tác động của các biến trễ mà độ dài trễ chỉ là 1 hoặc 2 thì ảnh hưởng quan sát được là không rõ ràng. Do vậy trong nghiên cứu ảnh hưởng của cung tiền tới giá cả, chúng ta xét tác động với độ trễ kéo dài cùng tác động của một số nhân tố khác, chẳng hạn như chỉ số giá xuất nhập khẩu, tỷ giá hối đoái...

3. Các biến số được chọn để ước lượng mô hình

Lạm phát được đo lường bởi tỷ lệ lạm phát, đó là sự gia tăng của mức giá tổng quát theo thời gian. Hai thước đo thông dụng để phản ánh mức giá tổng quát là chỉ số giá tiêu dùng CPI và chỉ số điều chỉnh DGDP (GDP lạm phát).

HÌNH 1: Đồ thị của DGDP và CPI (P)



Chỉ số giá tiêu dùng là một tỷ số phản ánh giá của rổ hàng hóa trong nhiều năm khác nhau so với giá của cùng rổ hàng hóa đó trong năm gốc được chọn lựa để tính toán. Chỉ số GDP lạm phát là chỉ số có mức độ bao phủ rộng nhất. Chỉ số này được hiểu là tỷ số giữa chỉ số GDP tính theo giá hiện hành so với chỉ số GDP tính theo giá so sánh⁽⁶⁾. Ngoài ra còn có một chỉ số được dùng làm cơ sở cho hoạch định và đánh giá hoạt động của chính sách tiền tệ, đó là chỉ số lạm phát cơ bản. Tuy nhiên với Việt Nam, trong những năm qua

đã sử dụng chỉ số giá tiêu dùng (CPI) để xác định lạm phát và sử dụng nó cho mục đích

(2) Chow, G. (2004), "Money, Price Level and Output in the Chinese Macro Economy", Princeton University Yan Shen, Peking University, CEPS Working Paper No. 98.

(3) Hương, Đỗ Thị (2005), "Analysis of trade policy reform and its impact on Vietnam's exports during the 1986- 1995 period", Vietnam- Netherlands Master in Development Economics (MDE) Program, NEU.

(4) Trương Quang Hùng và Vũ Hoài Bảo, (2004), "Nhìn lại lý thuyết truyền thống về lạm phát và phân tích trường hợp Việt Nam", Chuyên mục nghiên cứu kinh tế.

(5), (6) Phan Thị Hồng Hải, "Lạm phát trong các nước chuyển đổi kinh tế và vấn đề kiểm chế lạm phát ở Việt Nam", Luận án Tiến sĩ, Đại học Kinh tế Quốc dân, 2005.

điều hành chính sách tiền tệ của Ngân hàng Trung ương cũng như của Chính phủ⁽⁷⁾, nên trong phần nghiên cứu này chúng ta lựa chọn chỉ số giá tiêu dùng CPI là đại diện cho mức giá cả trong các mô hình xem xét.

Số liệu cho hồi quy

Các số liệu phản ánh diễn biến của M1, M2, GDP, chỉ số CPI được lấy theo quý, là số liệu báo cáo ở ngày cuối cùng của mỗi quý trong giai đoạn từ quý I năm 1997 đến quý II năm 2004 với năm cơ sở là năm 1995. Các số liệu này được tập hợp từ các nguồn thông tin công khai từ: Báo cáo thường niên của Ngân hàng Nhà nước Việt Nam, báo cáo của IMF, Niên giám của Tổng cục Thống kê hoặc theo tính toán của tác giả.

Phương trình ước lượng

Chúng ta trở lại phương trình định lượng của Irving Fisher $MV = PQ$. Từ đó ta có $P = MV/Q$. Nếu giả định rằng vận tốc lưu thông tiền tệ V và thu nhập thực là ổn định, khi đó mức giá P sẽ trở thành một hàm của lượng tiền cung ứng M . Thực hiện loga cơ số tự nhiên hai vế và đưa ra dưới dạng các số gia tăng trưởng là $\Delta \ln M + \Delta \ln V = \Delta \ln P + \Delta \ln Q$

$\Rightarrow \Delta \ln P = f(\Delta \ln M) + g(\Delta \ln V, \Delta \ln Q) + U$ trong đó U là sai số ngẫu nhiên. Nếu chúng ta giả định rằng hàm $g(\Delta \ln V, \Delta \ln Q)$ có thể xấp xỉ bởi một hệ số không đổi a_0 thì hàm số này có dạng:

$$\Delta \ln P = f(\Delta \ln M) + a_0$$

Dưới dạng mô hình hồi quy sẽ là:

$$\Delta \ln P_t = a_0 + a_1 \Delta \ln M_t + U(1)$$

Số hạng a_0 cần phải nhỏ và vì a_0 đại diện cho sự ảnh hưởng của thu nhập thực và tốc độ lưu thông, dấu của nó sẽ âm nếu ảnh hưởng của sự tăng trưởng thu nhập thực mạnh hơn sự tăng trưởng của tốc độ lưu thông. Các giả thuyết của lý thuyết định lượng chặt chẽ đã chỉ ra rằng trong dài hạn thì $a_0 = 0$, $a_1 \approx 1$. Nếu $a_0 > 0$ hoặc < 0 thì điều này chỉ ra rằng những sự thay đổi trong giá có thể tìm thấy trong việc tính toán sự thay đổi trong thu nhập thực và tốc độ lưu thông tiền tệ⁽⁸⁾.

4. Phân tích trên các mô hình định lượng

4.1. Phân tích trong ngắn hạn

Ước lượng (1) với việc thay thế lần lượt các biến giải thích trong mô hình cho kết quả hồi quy ở trong bảng 1.

BẢNG 1: Các kết quả hồi qui (1997: M3 - 2004: M2)

PT	Biến phụ thuộc	Các biến độc lập				R ²	F	D-W
		Hệ số chặn	$\Delta \ln M1$	$\Delta \ln M2$	$\Delta \ln Q$			
1	$\Delta \ln P$	0,0098 (3,26)*	-0,07 (-2,07)*	-	-	0,136	4,27*	1,51
2	$\Delta \ln P$	0,0113 (2,42)*	-	-0,079 (-1,28)	-	0,058	1,65	1,497
3	$\Delta \ln P$	0,0095 (3,30)*	-0,055 (1,63)**	-	-0,021 (-1,8)**	0,234	3,98*	1,42
4	$\Delta \ln P$	0,011 (2,53)*	-	-0,064 (-1,17)	-0,024 (-2,11)*	0,195	3,15**	1,35
5	$\Delta \ln DGDP$	0,016 (1,13)	-0,038 (-0,23)	-	-	0,002	0,05	2,7
6	$\Delta \ln DGDP$	0,012 (0,57)	-	0,033 (0,125)	-	0,005	0,016	2,76
7	$\Delta \ln DGDP$	0,014 (1,12)	0,06 (0,42)	-	-0,44 (-2,86)*	0,24	4,14*	2,73
8	$\Delta \ln DGDP$	0,011 (0,59)	-	0,094 (0,40)	-0,141 (-2,87)*	0,24	4,13*	2,74

Ghi chú: Dấu (*), (**) chỉ mức ý nghĩa 5%, 10%.

(7) Trương Quang Hùng và Vũ Hoài Bảo, (2004), "Nhìn lại lý thuyết truyền thống về lạm phát và phân tích trường hợp Việt Nam", Chuyên mục nghiên cứu kinh tế.

(8) Khatiwada, Y.R. (1994) "Some aspects of monetary policy in Nepal" South Asian Publishers New Delhi, p. 78.

Hệ số của tăng trưởng cung tiền hẹp trong phương trình thứ nhất có giá trị âm nhưng rất nhỏ. Điều này chỉ ra rằng mức giá sẽ giảm 0,7% nếu mức cung tiền hẹp tăng 10%. Hệ số R^2 của các phương trình thu được là quá nhỏ. Hệ số chặn thu được trong các phương trình đều dương, rất nhỏ nhưng có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 5%, cho thấy *tốc độ lưu thông tiền tệ trong ngắn hạn có tác động đến mức tăng của giá cả*. Đồng thời các kết quả nhận được cho thấy trong ngắn hạn, *tác động của mức cung tiền tới sự gia tăng của giá cả là không lớn*.

Phân tích trong dài hạn

Có hai cách tiếp cận để xem xét ảnh hưởng của cung tiền tới giá cả trong dài hạn: phương pháp trung bình trượt và mô hình trễ có phân phối.

Việc áp dụng phương pháp trung bình trượt nhằm loại bỏ yếu tố chu kỳ, mùa vụ cũng như những yếu tố thất thường khác trong biến cung tiền và giá cả để từ đó thiết lập một mối quan hệ xác thực giữa chúng. Sử dụng phương pháp hồi qui OLS, thực hiện trung bình trượt 9 quý cho các số liệu thu được kết quả tốt nhất là:

$$\Delta \ln P_t = 0,0148 - 0,185$$

$$\Delta \ln M_t + 0,0019 \Delta \ln Q_t$$

$$Se \quad (7,45)^* \quad (-5,94)^* \quad (0,08)$$

$$R^2 = 0,668 \quad F = 18,08^* \quad D - W = 1,24 \quad n = 21$$

P_t , M_t , Q_t là số liệu của P , $M1$, Q lấy trung bình trượt 9 quý (Se là sai số chuẩn của các hệ số hồi qui, dấu (*), (**) chỉ mức ý nghĩa 5%, 10%).

Việc thực hiện hồi qui theo trung bình trượt đã không cho ta thấy rõ được tác động của cung tiền lên giá cả trong dài hạn. Vì vậy chúng ta phải xem xét độ trễ của cung tiền sau một số thời kỳ nào đó. Dạng tổng quát của mô hình trễ phân phối là:

$$\Delta \ln P = a + \sum_{i=0}^n b_i \Delta \ln M_{t-i} + U$$

trong đó b_i là các trọng số hay là các hệ số của trễ phân phối, i là chỉ số chỉ độ trễ ($i = 0,$

1, 2, ...n). Sử dụng kỹ thuật trễ Almon với đa thức bậc bốn ta được kết quả:

$$\Delta \ln P = 0,013 - 0,099 \Delta \ln M_1 +$$

$$0,068 \Delta \ln M_{1-1} - 0,052 \Delta \ln M_{1-2} -$$

$$Se \quad (2,77)^* \quad (-2,53)^* \quad (1,88)^{**} \quad (-1,79)^{**}$$

$$0,084 \Delta \ln M_{1-3} + 0,024 \Delta \ln M_{1-4} -$$

$$0,003 \Delta \ln M_{1-5}$$

$$(-1,62)^{**} \quad (0,197) \quad (-0,01)$$

$$R^2 = 0,543 \quad F = 4,28^* \quad D - W =$$

$$1,35 \quad \sum b_i = 0,022$$

Kết quả trên không khác xa so với kết quả hồi qui ở phần trên. Sau một và ba quý, hệ số của cung tiền dương và thỏa mãn với mức ý nghĩa 10%. Hệ số chặn dương và có ý nghĩa 5% là phù hợp với lý thuyết. Tổng các hệ số cung tiền là dương, cho thấy nếu mức cung tiền tăng 10% thì giá cả sẽ tăng 0,22%. Hệ số xác định bội trong các trường hợp được xét không khác nhau nhiều và là cao đối với trường hợp hồi qui mô hình dạng sai phân. Tuy trong kết quả hệ số $D - W$ tương đối thấp, nhưng sử dụng mô hình $AR(1)$ chúng ta chấp nhận được.

Những kết quả thu được trong cả hai trường hợp trong phân tích tác động ở dài hạn của cung tiền đến giá cả đã đưa chúng ta kết luận rằng: đối với nền kinh tế Việt Nam trong giai đoạn từ 1997 trở lại đây, *việc gia tăng cung tiền không tác động lớn đến sự gia tăng của giá cả*. Trong khi tỷ lệ tăng trưởng tiền tệ bình quân hàng năm trong giai đoạn này là 31% thì tỷ lệ lạm phát là 3,7%. Các phương trình hồi qui cũng cho thấy, cho dù thực hiện với độ trễ kéo dài nhưng chỉ có độ trễ của cung tiền tới quý ba là có ảnh hưởng tới giá cả, còn quá trình kéo dài tiếp theo hoặc không có ý nghĩa hoặc có ảnh hưởng âm. Điều đó cho thấy rằng với chính sách tiền tệ đang được thực thi, trong dài hạn là không ảnh hưởng tới sự gia tăng của giá cả và như vậy *lạm phát của nền kinh tế không phải do sự gia tăng của tiền tệ*, hoàn toàn phụ

hợp với những kết quả nghiên cứu đã được công bố⁽⁹⁾. Hệ số chặn trong các kết quả là dương có ý nghĩa 5% cùng với hệ số R^2 biến động từ 0,54 đến 0,68 cho thấy rằng: sự gia tăng của giá cả của nền kinh tế còn chịu tác động của những nhân tố khác mà chúng song hành tác động cùng với mức cung tiền.

4.3. Biến động giá cả trong mô hình kinh tế mở

Theo Khatiwada, mô hình lạm phát cho các nước đang phát triển xuất phát từ lý thuyết định lượng truyền thống thường bị phê phán vì sự thiếu khả năng phù hợp với những ảnh hưởng lạm phát từ thế giới bên ngoài của nó, vì sự coi nhẹ ảnh hưởng của cung tiền trong thu nhập thực thông qua những sự thay đổi của giá cả và vì giả định cơ bản là: "thị trường tiền tệ luôn ở trạng thái cân bằng, điều đó chắc chắn không xảy ra trong một nền kinh tế đang phát triển, mà ở đó thị trường tài chính phát triển không tồn tại"⁽¹⁰⁾. Điều này được quan sát thấy từ những nền kinh tế nhỏ và mở đã phải chịu đựng khi có sự xuất hiện lạm phát của thế giới. Đặc biệt với những nước có chế độ tỷ giá hối đoái cố định, lạm phát từ bên ngoài có thể có vai trò chính trong mức độ lạm phát tổng quát của nước đó. Cho dù ảnh hưởng ban đầu có thể chỉ trong các hàng hóa mậu dịch (và cũng có thể trong các hàng hóa có khả năng bán buôn được), nó có thể chuyển ảnh hưởng tới các loại hàng hóa phi mậu dịch cũng như nó sẽ xuyên tới thị trường lao động hoặc các thị trường thay thế khác. Trường phái những nhà theo lý thuyết trọng tiền cũng nhận thấy rằng một nền kinh tế mở và nhỏ sẽ đặt tỷ lệ lạm phát của thế giới vào điểm thấp nhất trong phân tích dài hạn⁽¹¹⁾. Khi đó lạm phát trên thế giới ảnh hưởng tới nền kinh tế sẽ thông qua những kênh là: khả năng thanh khoản vượt trội do cán cân thanh toán thuận lợi, giá của các loại hàng hóa bán buôn và cầu ở bên ngoài.

Từ khi có chính sách mở cửa, kinh tế đối ngoại của Việt Nam ngày càng phát triển. Giá trị xuất khẩu tăng bình quân hàng năm trên 20,7%, còn giá trị nhập khẩu tăng hàng năm bình quân 20,6%. Đặc điểm quan trọng mà chúng ta phải xem xét riêng biệt đối với kinh tế Việt Nam trong giai đoạn nghiên cứu, đó là sự phát triển của ngành nông nghiệp mà mũi nhọn là sản xuất lương thực xuất khẩu. Từ chỗ là một nước thiếu ăn, Việt Nam đã trở thành nước đứng hàng thứ hai xuất khẩu gạo trên thế giới. Hơn nữa Việt Nam đã trở thành một trong các nước xuất khẩu dầu thô. Một đặc điểm khác cần tính đến là nguồn ngoại tệ, nhất là lượng đôla Mỹ chuyển vào nền kinh tế ngày một nhiều. Đây là một nguồn lực phát triển rất quan trọng nếu thu hút được và đầu tư có hiệu quả, nhưng mặt khác cũng làm gia tăng tình trạng đô la hóa nền kinh tế. Cho dù với một chính sách tỷ giá "thả nổi có quản lý", sự biến động của giá trị các đồng tiền mạnh trên thế giới có tác động đến sức mua của đồng tiền nội địa. Do đó, cùng với những nhân tố được nêu, biến động của tỷ giá giữa đồng Việt Nam với các đồng tiền khác mà đại diện là tỷ giá giữa đồng Việt Nam với đồng đôla Mỹ cũng cần được đưa vào trong mô hình. Ngoài ra, do quan hệ hai chiều giữa Việt Nam và Trung Quốc ngày càng phát triển nên chỉ số giá cả Trung Quốc cũng cần được đưa vào.

Thực hiện hồi qui với các biến được đưa vào là chỉ số CPI, M_1 và các nhân tố khác thu được:

(9) Trương Quang Hùng và Vũ Hoài Bảo, (2004), "Nhìn lại lý thuyết truyền thống về lạm phát và phân tích trường hợp Việt Nam", Chuyên mục nghiên cứu kinh tế.

(10) Hossain, Md. Akhtar (1986) "An Extension and Application of the Cagan Inflation Model Selected Developing ESCAP Countries 1960- 82", *The Bangladesh Development Studies*, Vol.14, pp. 1-27.

11) Laidler, D. and Nobay, A.R. (1976) "International Aspects of Inflation: A Survey" in E. Claassen and P. Salin (eds.), *Recent Issues in International Monetary Economies*, North- Holland Publishing Company, Amsterdam.

$$\begin{aligned} \Delta \ln P &= 0,0147457 - 0,0059^* \Delta \ln M + \\ &0,0212^* \Delta \ln X - 0,2650^* \Delta \ln DAU + \\ SE &\quad (0,004)^* \quad (0,014) (0,0613) \\ &\quad (0,1644) \quad 0,1113^* \Delta \ln GAO - \\ &0,2381^* \Delta \ln GIATQ \quad (0,03588)^* \quad (0,0562)^* \\ R^2 &= 0,7021 \text{ F-Statistic} = 10,8415^* \\ D-W \text{ Sta} &= 1,9159 \end{aligned}$$

Khi hồi quy với đại diện tiền tệ là M_2 sau khi đã khắc phục tự tương quan thu được:

$$\begin{aligned} \Delta \ln P &= 0,0034 + 0,0055^* \Delta \ln M2(-1) + \\ &0,2193^* \Delta \ln GAO - 0,1991^* \Delta \ln EPI - \\ SE &\quad (0,0005)^* \quad (0,0085) \\ &\quad (0,02)^* \quad (0,058)^* 0,2556^* \Delta \ln GIATQ + \\ &0,09457^* \Delta \ln GE \quad (0,052)^* \quad (0,007)^* \\ R^2 &= 0,9103 \text{ F-Statistic} = 42,60^* \quad D-W \text{ Sta} \\ &= 1,7767 \end{aligned}$$

Trong các kết quả, toán tử Δ chỉ sai phân bậc nhất các nhân tố, biến X biểu diễn tỷ giá hối đoái giữa đồng Việt Nam với đồng đôla Mỹ, biến DAU biểu thị chỉ số giá dầu thô trên thị trường thế giới được tính theo quý, GAO là chỉ số giá gạo của Việt Nam, EPI là chỉ số giá xuất khẩu, GE là mức chi tiêu của Chính phủ. Riêng $GIATQ$ là chỉ số giá của Trung Quốc, được lấy từ Chow, G. ⁽¹²⁾.

Hai kết quả thu được cho thấy, trong hoạt động kinh tế mở, lượng cung ứng các bộ phận của tiền tệ không có ảnh hưởng tới sự gia tăng của giá cả. Ảnh hưởng của sự biến động tỷ giá đến CPI là không lớn và hệ số thu được không có ý nghĩa thống kê. Hệ số của giá dầu không có ý nghĩa cho thấy: mức biến động của giá xăng dầu không ảnh hưởng tới mức biến động của giá cả. Điều này phù hợp với nhận định của Đại diện thường trú Quỹ Tiền tệ quốc tế ở Việt Nam bởi vì “quyền số của nó trong rổ hàng hóa để tính CPI của Việt Nam thấp”, giá xăng dầu

chỉ chiếm tỷ trọng 9,2% trong CPI, trong đó tác động trực tiếp là 3,3%, tác động gián tiếp là 5,9%. Các kết quả đã chỉ ra chỉ số giá Trung Quốc có ảnh hưởng ngược chiều đến CPI của Việt Nam một cách có ý nghĩa. Điều này được giải thích rằng qua quan sát số liệu thu nhận được, chỉ số giá của Trung Quốc trong giai đoạn vừa qua đều có xu hướng giảm, còn chỉ số CPI của Việt Nam đều tăng nên hệ số hồi qui âm là phù hợp. Đặc biệt chỉ số giá gạo của Việt Nam trong cả hai kết quả hồi quy đều nhận giá trị dương cao với ý nghĩa 5%, phản ánh mức độ phụ thuộc lớn của giá cả vào giá gạo.

Kết luận: từ những kết quả thu được cho thấy:

1. Sự gia tăng lượng tiền cung ứng trong ngắn hạn và dài hạn không ảnh hưởng tới gia tăng giá cả. Giá trị các hệ số R^2 thu được rất nhỏ cho thấy mối quan hệ yếu giữa sự biến động của lượng tiền cung ứng và sự gia tăng của giá cả.
2. Trong dài hạn, ảnh hưởng của cung tiền tới biến động của giá cả phải sau một hoặc ba quý nhưng ở mức độ yếu.
3. Trong mô hình kinh tế mở, chính sách tài chính thông qua mức chi tiêu của Chính phủ có ảnh hưởng tới giá cả nhưng cũng không lớn. Sự gia tăng của giá phụ thuộc nhiều vào các nhân tố vĩ mô khác như gạo, tỷ giá chuyển đổi và giá dầu trên thế giới. *Như vậy có thể nói rằng tiền không phải là nguyên nhân của giá cả. /*

(12) Chow, G. (2004), “Money, Price Level and Output in the Chinese Macro Economy”, Princeton University Yan Shen, Peking University, CEPS Working Paper No. 98.