

Một số mô hình định lượng phản ánh tác động của lượng tiền cung ứng đến sự gia tăng chỉ số giá DGDP

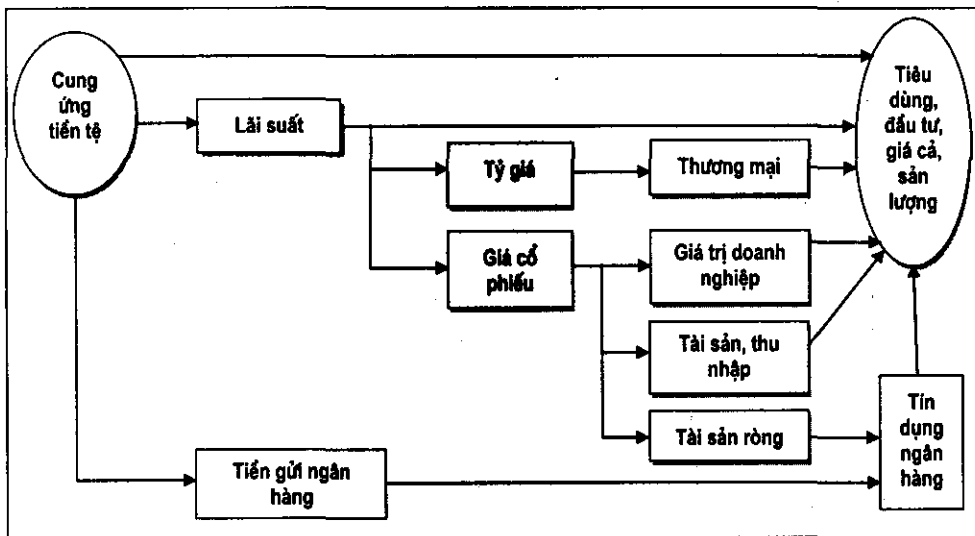
BÙI DUY PHÚ
PHẠM TUẤN HÒA

• Chính sách tiền tệ và vai trò của chính sách tiền tệ

Với chức năng quản lý một đối tượng có tính nhạy cảm và tính cộng đồng cao như tiền tệ, việc điều hành và thực thi chính sách tiền tệ của Ngân hàng Trung ương là rất khó khăn. Bất kỳ

một động thái nào về tiền tệ của Ngân hàng Trung ương đều có thể gây ra những phản ứng tức thời tới các hoạt động của nền kinh tế. Bởi vậy trong việc hoạch định chính sách tiền tệ cần phải xây dựng một chính sách hợp lý chứa đựng cả yếu tố ngắn hạn lẫn yếu tố dài hạn.

Các kênh truyền tải của chính sách tiền tệ



Chính sách tiền tệ tác động tới nền kinh tế theo 3 kênh chủ yếu được biểu diễn theo sơ đồ trên.

Tiền là một phương tiện trung gian trong giao dịch, là phương tiện cuối cùng để thanh toán. Khi nền kinh tế phát triển, các loại hình dịch vụ sẽ phát triển đòi hỏi một lượng tiền tương xứng để đáp ứng những nhu cầu thanh toán của nền kinh tế. Vì vậy *trong dài hạn* mục tiêu của chính sách tiền tệ là tạo ra một lượng tiền vừa đủ để phục vụ các nhu cầu tăng trưởng giao dịch, đáp ứng yêu cầu tăng trưởng kinh tế, tỷ lệ lạm phát hợp lý và

biên ổn giá cả. Do tiền là một loại hàng hóa đặc biệt nên khi cung ứng ra ngoài lưu thông, cần phải xem xét tác động của nó sau một khoảng thời gian sau đó.

Trong ngắn hạn, khi nền kinh tế còn chưa phát triển thì mục tiêu kích cầu nhằm gia tăng sản lượng, phát triển kinh tế. Do đó ngân hàng phải cung ứng một lượng tiền vừa đủ để duy trì sự tăng trưởng cần thiết của tổng cầu.

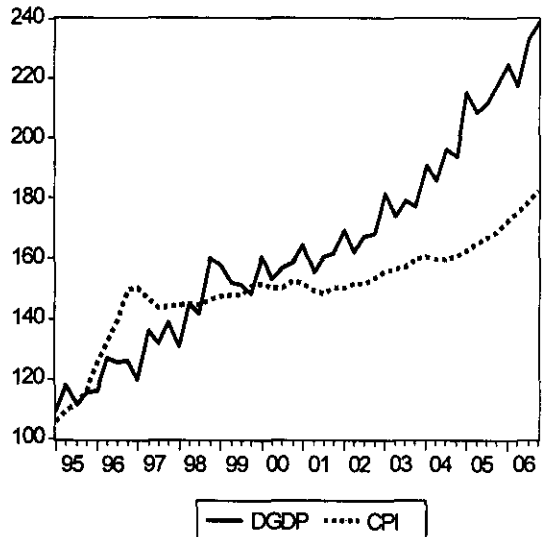
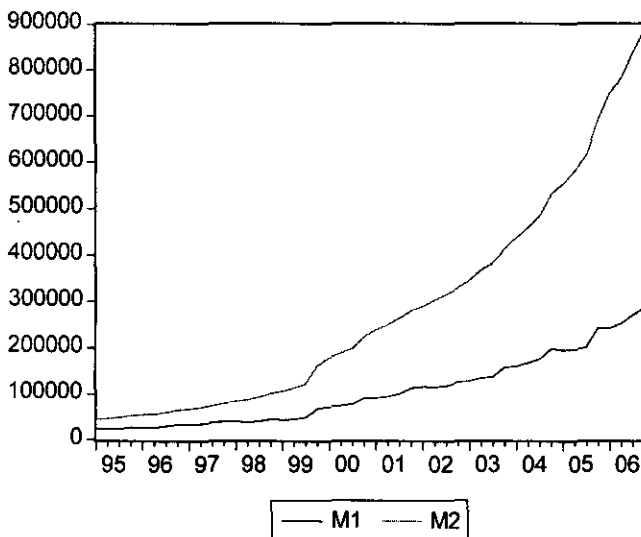
Bùi Duy Phú, Ths; Phạm Tuấn Hòa, Ths, Học viện Ngân hàng.

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. Những thành tựu là sự đóng góp của nhiều nhân tố khác nhau của nền kinh tế, trong đó có vai trò quan trọng của các ngân hàng thông qua những chính sách tiền tệ. Trên cơ sở lý luận về mối quan hệ giữa tiền tệ và giá cả, mục đích của bài viết là nghiên cứu tác động theo kênh trực tiếp 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 trong giai đoạn vừa qua. Khi đó các mô hình thực nghiệm được xây dựng để nghiên cứu *tác động trực tiếp* về mặt định lượng trong ngắn hạn và dài hạn của lượng tiền cung ứng đến sự gia tăng của chỉ số giá DGDP của Việt Nam.

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 giá DGDP (GDP deflator). CPI là một tỷ số phản ánh giá của rổ hàng hóa tiêu dùng trong nhiều năm khác nhau so với giá của cùng rổ hàng

hóa đó trong năm gốc được chọn lựa để tính toán. Như vậy chỉ số này phụ thuộc vào năm gốc được chọn và sự lựa chọn rổ hàng hóa tiêu dùng. Chỉ số giá DGDP 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 ([1]). Nó cho biết 1 đơn vị GDP của thời kỳ đang nghiên cứu có mức giá bằng bao nhiêu phần trăm so với mức giá của năm cơ sở. Nó bao gồm giá tất cả các hàng hóa và dịch vụ được sản xuất trong nền kinh tế và trọng số được điều chỉnh tùy thuộc vào mức độ đóng góp tương ứng của các loại hàng hóa và dịch vụ vào giá trị gia tăng. Về mặt khái niệm đây là chỉ số đại diện tốt hơn cho việc tính toán tỷ lệ lạm phát trong nền kinh tế. Việc nghiên cứu tác động của cung tiền đến sự gia tăng của CPI đã có nhiều công trình đề cập tới. Tuy nhiên những công trình nghiên cứu liên quan đến chỉ số DGDP là chưa nhiều. Do đó trong phần nghiên cứu này, chúng ta lựa chọn chỉ số giá tiêu dùng DGDP làm đại diện cho mức giá cả trong các mô hình xem xét.

Đồ thị của M1, M2, DGDP và CPI



Từ đồ thị ở hình trên chúng ta thấy trong giai đoạn nghiên cứu, chỉ số giá DGDP có sự gia tăng rõ rệt hơn chỉ số giá tiêu dùng CPI. Bởi vậy việc xây dựng các mô hình thực

thực nghiệm phân tích tác động của lượng cung tiền tới DGDP có thể là một hướng tiếp cận để làm cơ sở đánh giá ảnh hưởng của lượng tiền cung ứng tới giá cả. Chúng ta sẽ lần

Một số mô hình ...

lượt xem xét tác động của từng bộ phận M1 và M2 đến DGDP trong ngắn hạn và dài hạn.

+ Mô hình hồi qui thực nghiệm

Để xác định tác động trực tiếp của cung tiền tới mức gia tăng của DGDP, mô hình hồi qui được đưa ra dưới dạng:

$$DGDP_t = f(M_t) + U_t \quad (1)$$

Khi đó mô hình hồi qui sai phân tuyến tính sẽ là:

$$\Delta \ln DGDP_t = a_0 + a_1 \Delta \ln M_t + U_t \quad (2)$$

trong đó U_t là sai số ngẫu nhiên, $a_0 \neq 0$. Giả thiết $a_0 \neq 0$ được đưa ra nhằm khẳng định ảnh hưởng đến sự gia tăng của giá cả không chỉ do sự gia tăng của cung tiền mà còn do những nhân tố khác không có trong

mô hình.

Số liệu của M1, M2, Q, chỉ số giá DGDP là số liệu báo cáo ở ngày cuối cùng của mỗi quý trong giai đoạn từ quý I năm 1995 đến quý IV năm 2006 với năm cơ sở là năm 1994, trong đó Q là thu nhập thực tính theo giá năm 1994. Đơn vị của M1, M2, Q là nghìn tỷ đồng, còn của DGDP là % với năm gốc 1994 là 100%. Các số liệu này được tập hợp từ các nguồn thông tin công khai: 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. Các kết quả hồi qui được thực hiện trên phần mềm của kinh tế lượng EVIEW5.0.

BẢNG 1: Tóm tắt thống kê chủ yếu cho các biến hồi qui (quý I/1995 – quý IV/2006)

| Biến | Số quan sát | Giá trị trung bình | Giá trị lớn nhất | Giá trị nhỏ nhất | Độ lệch chuẩn |
|--------|-------------|--------------------|------------------|------------------|---------------|
| M1 | 48 | 105261,5 | 186946,9 | 23195,5 | 75941,8 |
| M2 | 48 | 286846,8 | 890053,3 | 45080,35 | 237982,9 |
| DGDP | 48 | 163,52 | 238,54 | 109,67 | 34,100 |
| LnDGDP | 48 | 5,076 | 5,475 | 4,697 | 0,207 |
| Q | 48 | 74440,02 | 125327 | 38283 | 19972,47 |
| LnQ | 48 | 11,1834 | 11,73868 | 10,55276 | 0,264455 |

+ Phân tích trong ngắn hạn

Trước hết chúng ta kiểm định tính dừng của các chuỗi số liệu dựa trên kiểm định Dickey-Fuller. Kết quả trong bảng 2 cho thấy các chuỗi

số liệu mà chúng ta sử dụng đều là các chuỗi dừng ở mức ý nghĩa 1%, độ trễ kéo dài 1 và có hệ số chặn. Điều này sẽ loại bỏ hồi qui giả mạo trong các mô hình mà chúng ta xem xét:

BẢNG 2: Kiểm định tính dừng của các chuỗi số Q, lnQ, DGDP, lnDGDP

| Biến | Mức độ | Độ trễ | Giá trị KF | Giá trị tới hạn ADF | | | Tính dừng |
|--------|--------|--------|------------|---------------------|---------|---------|----------------|
| | | | | 1% | 5% | 10% | |
| M1 | Level | 1 | 3,3185 | -3,5777 | -2,9252 | -2,6007 | Dừng 5% |
| | D(1) | 1 | -6,5515 | -3,5812 | -2,9266 | -2,6014 | Dừng 1% |
| M2 | Level | 1 | 10,6016 | -3,5777 | -2,9252 | -2,6007 | Dừng 1% |
| | D(1) | 1 | -4,7634 | -4,1706 | -3,5107 | -3,1855 | Dừng xu thế 1% |
| DGDP | Level | 1 | 4,41689 | -2,6112 | -1,948 | -1,6124 | Dừng 1% |
| | D(1) | 1 | -13,4428 | -3,5812 | -2,9266 | -2,6814 | Dừng 1% |
| LnDGDP | Level | 1 | -4,1689 | -2,6151 | -1,948 | -1,6124 | Dừng 1% |
| | D(1) | 1 | -3,9052 | -2,6174 | -1,9483 | -1,6122 | Dừng 1% |
| Q | Level | 1 | -3,6082 | -4,1678 | -3,5088 | -3,1840 | Dừng xu thế 5% |
| | D(1) | 1 | -6,0904 | -3,5814 | -2,9271 | -2,6013 | Dừng 1% |
| LnQ | Level | 1 | -5,4815 | -4,1678 | -3,5088 | -3,1840 | Dừng 1% |
| | D(1) | 1 | -6,2978 | -4,1728 | -3,5112 | -3,1854 | Dừng 1% |

Ước lượng (2) với việc thay thế lần lượt các biến giải thích trong mô hình cho chúng ta mối quan hệ giữa tỷ lệ tăng

trưởng của cung tiền với tỷ lệ tăng trưởng của chỉ số giá DGDP thu được trong bảng 3.

BẢNG 3: Các kết quả hồi qui giữa tiền tệ và chỉ số giá DGDP (1995:Q1 – 2006:Q4)

| 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 | $\Delta \ln DGDP$ | 0,015 | 0,082 | - | - | 0,4016 | 14,43 | 1,878 |
| | T | (2,66)* | (0,15) | | | | | |
| 2 | $\Delta \ln DGDP$ | 0,016 | - | -0,0019 | - | 0,401 | 14,41 | 1,889 |
| | T | (1,84)** | | (-0,015) | | | | |
| 3 | $\Delta \ln DGDP$ | 0,0202 | -0,018 | - | -0,164 | 0,58 | 19,38* | 1,75 |
| | T | (4,0)* | (-0,26) | | (-4,2)* | | | |
| 4 | $\Delta \ln DGDP$ | 0,0265 | - | -0,111 | -0,173 | 0,59 | 20,16* | 1,78 |
| | T | (3,44)* | | (1,040) | (-4,31)* | | | |

Ghi chú: Dấu (*), (**), (***) chỉ mức ý nghĩa 5%, 10%, 15% của các giá trị thống kê T.

Từ kết quả ở bảng 3, các hệ số hồi qui của các biến M1 và M2 cho thấy ảnh hưởng của các biến này lên chỉ số DGDP là chưa thấy rõ nét trong ngắn hạn. Khi đưa thêm biến thu nhập thực vào các mô hình hồi qui, hệ số hồi qui thu được có dấu âm là phù hợp về mặt lý thuyết với mức ý nghĩa 5%. Điều này cho thấy sự gia tăng của thu nhập sẽ làm suy giảm DGDP. Các hệ số R² trong các phương trình thu được có giá trị từ 0,4 đến 0,6 có thể coi là chấp nhận được trong các phương trình hồi qui với biến dưới dạng loga ([3]).

Kết quả hồi qui trong đó biến DGDP như là biến phụ thuộc cho thấy, trong ngắn hạn lượng tiền cung ứng chưa ảnh hưởng rõ nét đến sự gia tăng của DGDP, mà chỉ có sự tăng trưởng của thu nhập ảnh hưởng tới sự biến động của nó. Tuy nhiên từ số liệu thu nhận được và đồ thị của M1, M2, CPI và DGDP cho thấy, trong giai đoạn nghiên cứu các số liệu có sự biến

động theo các thời kỳ khác nhau. Vì vậy để nghiên cứu sự khác biệt ảnh hưởng trong từng thời kỳ, chúng ta đưa thêm các biến giả vào các quá trình hồi qui.

Chúng ta gọi D1 là biến nhận giá trị 0 từ quý I năm 1995 đến quý IV năm 1996, nhận giá trị 1 từ quý I năm 1997 đến quý IV năm 2006, D2 nhận giá trị 0 từ quý I năm 1995 đến quý II năm 2002, nhận giá trị 1 từ quý III năm 2002 đến quý IV năm 2006, D3 nhận giá trị 0 từ quý I năm 1995 đến quý II năm 1999, nhận giá trị 1 từ quý III năm 1999 đến quý IV năm 2006, D4 nhận giá trị 0 từ quý I năm 1995 đến quý I năm 1997 và từ quý III năm 1998 đến quý IV năm 2006, nhận giá trị 1 từ quý II năm 1997 đến quý II năm 1998.

Thực hiện hồi qui ảnh hưởng của sự tăng trưởng M1, M2 tới sự gia tăng của DGDP, sau khi khắc phục tự tương quan bậc nhất và các khuyết tật khác, thu được các phương trình hồi qui sau:

$$\begin{aligned} \Delta \ln \text{DGDP} &= 0,0156 \cdot 0,024 \cdot D1 + 0,021 \cdot D2 + 0,0326 \cdot D4 + 0,66D1 \cdot \Delta \ln M1 \\ T & \quad (1,92)^{**} \quad (-1,85)^{**} \quad (-2,3)^* \quad (1,91)^{**} \quad (2,43)^* \\ & - 0,52D3 \cdot \Delta \ln M1 - 0,65D4 \cdot \Delta \ln M1 \\ & \quad (-2,09)^* \quad (-1,95)^{**} \end{aligned} \quad (3)$$

$$R^2 = 0,511 \quad F\text{-statistic} = 5,67 \quad D - W \text{ Statistic} = 1,98$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln \text{DGDP} &= 0,0129 \cdot 0,314 \cdot D1 + 0,314 \cdot D3 + 0,324 \cdot D4 + 4,135D1 \cdot \Delta \ln M2 \\ T & \quad (1,59)^{***} \quad (-3,03)^* \quad (3,0)^* \quad (2,89)^* \quad (3,06)^* \\ & - 4,907D3 \cdot \Delta \ln M2 - 5,02D4 \cdot \Delta \ln M2 \\ & \quad (-3,03)^* \quad (-2,77)^* \end{aligned} \quad (4)$$

$$R^2 = 0,528 \quad F\text{-statistic} = 6,08$$

D - W Statistic = 2,01

Chúng ta giải thích kết quả của từng phương trình trên cơ sở thay các giá trị của biến giả vào theo từng giai đoạn.

1. Với phương trình (3), từ quý I/1995 đến quý IV/1996 và từ quý III/1998 đến II/1999, $D1 = D2 = D3 = D4 = 0$, phương trình có dạng không đổi:

$$\Delta \ln \text{DGDP} = 0,0156$$

Giai đoạn từ quý II/1997 đến quý II/1998, $D2 = D3 = 0$, $D1 = D4 = 1$, phương trình có dạng:

$$\Delta \ln \text{DGDP} = 0,0282 + 0,01 \Delta \ln M1$$

Giai đoạn từ quý III/1999 đến quý II/2002, $D2 = D4 = 0$, $D1 = D3 = 1$, phương trình có dạng:

$$\Delta \ln \text{DGDP} = -0,0084 + 0,11 \Delta \ln M1$$

Giai đoạn từ III/2002 đến quý IV/2006, $D4 = 0$ phương trình có dạng:

$$\Delta \ln \text{DGDP} = 0,0126 + 0,11 \Delta \ln M1$$

2. Với phương trình (4), giai đoạn từ quý I/1995 đến quý I/1996 khi các biến giả đều nhận giá trị 0, phương trình có dạng:

$$\Delta \ln \text{DGDP} = 0,0129$$

Giai đoạn từ quý II/1997 đến quý II/1998, $D2 = D3 = 0$, $D1 = D4 = 1$, phương trình có dạng:

$$\Delta \ln \text{DGDP} = 0,0229 - 0,885 \Delta \ln M2$$

Giai đoạn từ quý III/1999 đến quý II/2002, $D2 = D4 = 0$, $D1 = D3 = 1$, phương trình có dạng:

$$\Delta \ln \text{DGDP} = 0,0129 - 0,732 \Delta \ln M2$$

Giai đoạn từ quý III/2002 đến quý IV/2006, $D4 = 0$ phương trình có dạng:

$$\Delta \ln \text{DGDP} = 0,0129 - 0,732 \Delta \ln M2$$

Những kết quả thu được đã chứng tỏ rằng trong từng thời kỳ mà chúng ta đã xây dựng các biến giả, ảnh hưởng của lượng tiền cung ứng đến sự gia tăng của DGDP có khác nhau và đều thỏa mãn yêu cầu về mặt lý thuyết cũng như thực tế. Hệ số hồi qui của các biến giả đều có ý nghĩa thống kê cho thấy, trong mỗi giai đoạn, cấu trúc mô hình có sự khác biệt một cách có ý nghĩa. Các kết quả thu được đã cho thấy *trong ngắn hạn*, sự gia tăng của các khối lượng tiền cung ứng có ảnh hưởng tới sự gia tăng của giá cả. Nhưng từ kết quả chúng ta thấy ở ngắn hạn, sự gia tăng của M1 có tác động làm gia tăng DGDP, trong khi đó sự gia tăng của M2 lại có tác động ngược lại đối với DGDP. Các hệ số R^2 còn thấp đòi hỏi chúng ta phải đi xác định các phương trình tốt hơn để đánh giá rõ nét ảnh hưởng của cung tiền.

+ Phân tích trong dài hạn

Trong phần này chúng ta xem xét tác động của sự thay đổi khối lượng tiền cung ứng tới sự thay đổi giá cả *trong dài hạn* của Việt Nam. Bởi lẽ trong thực tế, mối quan hệ giữa sự thay đổi trong lượng tiền cung ứng và sự thay đổi trong mức giá có độ trễ theo thời gian. Theo đó, tác động của sự thay đổi trong lượng tiền sẽ chuyển toàn bộ vào sự gia tăng của mức giá tổng quát, các biến số

Một số mô hình ...

sẽ trở về đúng với xu hướng của nó trong dài hạn và nhiều nghiên cứu thực nghiệm đã chỉ ra rằng độ trễ thời gian khoảng 12 tháng đến 14 tháng ([2]).

* Thực hiện hồi qui tác động của M1 dưới dạng loga với độ trễ kéo dài tới tăng trưởng của chỉ số DGDP, với chú ý rằng phương trình thu được là phương trình hồi

qui tốt và không còn khuyết tật. Khi đưa thêm vào các biến giả, chúng ta có một phương trình với hệ số R^2 khá cao. Hệ số của các biến giả đều có ý nghĩa thống kê với mức 5%, khẳng định tác động của chính sách tiền tệ có sự khác nhau trong mỗi giai đoạn. Kết quả hồi qui cho chúng ta phương trình hồi qui sau:

| Biến phụ thuộc | ΔLNDGDP | |
|-------------------------------|------------------------|--------------------|
| | Hệ số hồi quy | Giá trị thống kê T |
| C | - 2,162088 | (-2,43)* |
| D1 | 0,5079 | (2,59)* |
| D2 | 0,02553 | (3,15)* |
| D3 | 1,63126 | (2,32)* |
| D4 | -1,11639 | (-2,32)* |
| ΔLNMI | 6,071857 | (2,63)* |
| $\Delta \text{LNMI}(-1)$ | 2,77606 | (1,79)** |
| $\Delta \text{LNMI}(-2)$ | 17,64487 | (2,55)* |
| $\Delta \text{LNMI}(-3)$ | 13,51859 | (2,34)* |
| $\Delta \text{LNMI}(-4)$ | 10,24758 | (2,44)* |
| $D1 * \Delta \text{LNMI}$ | 1,5874 | (1,65)** |
| $D1 * \Delta \text{LNMI}(-1)$ | 12,6616 | (2,59)* |
| $D1 * \Delta \text{LNMI}(-2)$ | -3,17899 | (-3,94)* |
| $D3 * \Delta \text{LNMI}$ | -7,75676 | (-2,40)* |
| $D3 * \Delta \text{LNMI}(-1)$ | -15,0314 | (-2,35)* |
| $D3 * \Delta \text{LNMI}(-2)$ | - 14,6997 | (-2,33)* |
| $D3 * \Delta \text{LNMI}(-3)$ | - 13,3630 | (-2,31)* |
| $D3 * \Delta \text{LNMI}(-4)$ | - 10,1369 | (-2,42)* |
| $D4 * \Delta \text{LNMI}$ | - 10,55896 | (-2,62)* |

$$R^2 = 0,9066 \quad F - \text{Sta} = 11,24 \quad D - W = 2,2574 \quad (5)$$

Thay giá trị của các biến giả theo từng thời kỳ thu được các phương trình:

1. Từ quý II/1995 đến quý II/1997, $D1 = D2 = D3 = D4 = 0$, phương trình có dạng $\Delta \text{LNDGDP} = -2,162088 + 6,071857 * \Delta \text{LNMI} + 2,77606 * \Delta \text{LNMI}(-1)$

$$+ 17,64487 * \Delta \text{LNMI}(-2) + 13,51859 * \Delta \text{LNMI}(-3) + 10,24758 * \Delta \text{LNMI}(-4)$$

2. Từ quý III/1997 đến quý II/1998, $D2 = D3 = 0$, $D1 = D4 = 1$ phương trình có dạng $\Delta \text{LNDGDP} = - 3,279478 - 2,899703 * \Delta \text{LNMI} + 15,43766 * \Delta \text{LNMI}(-1)$

$$+ 14,46588 * \Delta \text{LNMI}(-2) + 13,51859 * \Delta \text{LNMI}(-3) + 10,24758 * \Delta \text{LNMI}(-4)$$

Một số mô hình ...

3. Từ quý III/1998 đến quý II/1999, $D_2 = D_3 = D_4 = 0$, $D_1 = 1$ phương trình có dạng:

$$\Delta \text{LNDGDP} = -1,654188 + 7,659257 * \Delta \text{LNM1} + 15,43766 * \Delta \text{LNM1}(-1) \\ + 14,46388 * \Delta \text{LNM1}(-2) + 13,51859 * \Delta \text{LNM1}(-3) + 10,24758 * \Delta \text{LNM1}(-4)$$

4. Từ quý III/1999 đến quý II/2002, $D_2 = D_4 = 0$, $D_1 = D_3 = 1$ phương trình có dạng:

$$\Delta \text{LNDGDP} = -0,022928 - 0,097503 * \Delta \text{LNM1} + 0,40626 * \Delta \text{LNM1}(-1) \\ - 0,23382 * \Delta \text{LNM1}(-2) + 0,15559 * \Delta \text{LNM1}(-3) + 0,11068 * \Delta \text{LNM1}(-4)$$

5. Từ quý III/2002 đến quý IV/2006, $D_4 = 0$, $D_1 = D_2 = D_3 = 1$ phương trình có dạng:

$$\Delta \text{LNDGDP} = 0,002602 - 0,097503 * \Delta \text{LNM1} + 0,40626 * \Delta \text{LNM1}(-1) \\ - 0,23382 * \Delta \text{LNM1}(-2) + 0,15559 * \Delta \text{LNM1}(-3) + 0,11068 * \Delta \text{LNM1}(-4)$$

* Với tác động của M2 tới DGDP, sau khi khắc phục các khuyết tật và loại bỏ những hệ số hồi quy không có ý nghĩa thống kê trên cơ sở các kiểm định thích hợp, chúng ta thu được phương trình tốt:

| Biến phụ thuộc | ΔLNDGDP | |
|-------------------------------|------------------------|--------------------|
| | Hệ số hồi quy | Giá trị thống kê T |
| C | 1,4956 | (3,94)* |
| D1 | -1,49962 | (-4,37)* |
| D3 | 0,5211 | (4,09)* |
| D4 | -2,14094 | (-3,58)* |
| ΔLNM2 | 14,3438 | (-3,95)* |
| $\Delta \text{LNM2}(-1)$ | -1,6541 | (-2,74)* |
| $\Delta \text{LNM2}(-2)$ | -14,00215 | (-3,64)* |
| $\Delta \text{LNM2}(-3)$ | 0,20749 | (1,72)** |
| $D1 * \Delta \text{LNM2}$ | 19,3987 | (4,58)* |
| $D1 * \Delta \text{LNM2}(-1)$ | 5,060318 | (4,22)* |
| $D1 * \Delta \text{LNM2}(-2)$ | 13,50442 | (3,51)* |
| $D3 * \Delta \text{LNM2}$ | -5,2542 | (-3,7)* |
| $D3 * \Delta \text{LNM2}(-1)$ | -2,9967 | (3,09)* |
| $D4 * \Delta \text{LNM2}$ | 8,79139 | (2,39)* |
| $D4 * \Delta \text{LNM2}(-2)$ | 18,53762 | (4,05)* |
| $D4 * \Delta \text{LNM2}(-3)$ | 11,76881 | (3,97)* |

$$R^2 = 0,8114 \quad F\text{-Sta} = 6,99 \quad D - W = 2,059 \quad (6)$$

Thay các giá trị của biến giả, thu được phương trình cho các giai đoạn

1. Từ quý I/1995 đến quý I/1997, $D_1 = D_2 = D_3 = D_4 = 0$, phương trình có dạng:

$$\Delta \text{LNDGDP} = 1,4956 + 14,3438 * \Delta \text{LNM2} - 1,6541 * \Delta \text{LNM2}(-1) \\ - 14,00215 * \Delta \text{LNM2}(-2) + 0,20749 * \Delta \text{LNM2}(-3)$$

2. Từ quý II/1997 đến quý II/1998, $D_2 = D_3 = 0$, $D_1 = D_4 = 1$, thu được:

$$\Delta \text{LNDGDP} = -1,64154 + 42,53389 * \Delta \text{LNM2} + 3,406298 * \Delta \text{LNM2}(-1) + 18,03989 * \Delta \text{LNM2}(-2) \\ + 11,9763 * \Delta \text{LNM2}(-3)$$

3. Từ quý III/1998 đến quý II/1999 $D_2 = D_3 = D_4 = 0, D_1 = 1$, thu được:

$$\Delta \text{LNDGDP} = -0,5002 + 33,7425 \cdot \Delta \text{LNM2} + 3,406218 \cdot \Delta \text{LNM2}(-1) - 0,49773 \cdot \Delta \text{LNM2}(-2) + 0,20749 \cdot \Delta \text{LNM2}(-3)$$

4. Từ quý III/1999 đến quý IV/2006 $D_4 = 0, D_1 = D_3 = 1$, thu được:

$$\Delta \text{LNDGDP} = 0,0205 + 28,0883 \cdot \Delta \text{LNM2} + 0,4095 \cdot \Delta \text{LNM2}(-1) - 0,49773 \cdot \Delta \text{LNM2}(-2) + 0,20749 \cdot \Delta \text{LNM2}(-3)$$

Việc đưa thêm các biến giả vào trong các phương trình hồi qui, loại đi các biến không có ý nghĩa thống kê, chúng ta đã thu được những phương trình hồi qui có hệ số R^2 và $\overline{R^2}$ đều lớn hơn 0,8, các giá trị thống kê F đều chấp nhận với mức ý nghĩa 5% và hệ số D - W đều xấp xỉ 2. Trong từng thời kỳ, các phương trình hồi qui đều cho thấy rằng, khối lượng tiền cung ứng đều có ảnh hưởng tích cực tới sự gia tăng của chỉ số DGDP. Hơn nữa, hệ số hồi qui của các biến trễ của M1 và M2 đều có ý nghĩa thống kê cho thấy, chỉ số giá DGDP tại thời điểm đang xét còn chịu tác động của khối lượng tiền cung ứng trước đó tới 4 quý. Đặc biệt, trong các phương trình hồi qui cho giai đoạn từ năm 2002 trở lại đây, chúng ta thấy sự gia tăng của khối lượng tiền M2 cùng với các biến trễ đã có tác động thuận chiều tới sự gia tăng của chỉ số DGDP.

Một đặc điểm rất quan trọng thu được là hệ số của ΔLNM2 trong các phương trình cho chỉ số DGDP đều lớn hơn 1 rất nhiều. Điều này chứng tỏ chỉ số DGDP nhạy cảm đối với sự gia tăng của lượng tiền cung ứng M2.

• Kết luận

- Với mục đích xem xét ảnh hưởng về mặt định lượng của lượng tiền cung ứng tác động tới chỉ số giá cả thông qua đại diện là DGDP, các mô hình thực nghiệm có ý nghĩa thống kê cao đã được xây dựng.

- Các mô hình (5), (6) đều có hệ số R^2 rất lớn chứng tỏ tính thích hợp của các phương trình hồi quy thu được. Hơn nữa các phương trình này còn khẳng định rằng trên thực tế sự gia tăng lượng tiền cung ứng còn có ảnh hưởng trễ tới chỉ số giá DGDP sau 3 hoặc 4 quý.

- Các biến giả trong các mô hình hồi qui có ý nghĩa thống kê cao cho thấy trong từng giai đoạn, sự gia tăng của lượng tiền cung ứng tác động đến sự gia tăng của chỉ số giá DGDP có khác nhau. Tuy nhiên khi đưa về giá trị đúng của biến giả, các kết quả đều khẳng định rằng, *trong dài hạn* sự gia tăng của lượng tiền cung ứng trong vòng 4 quý có tác động lớn đến sự gia tăng của giá cả và mặc dù ảnh hưởng trong mỗi quý có khác nhau, nhưng tất cả các kết quả đều chỉ ra rằng *sự gia tăng lượng tiền cung ứng đều có ảnh hưởng đến sự gia tăng của giá cả.*

- Đặc biệt từ phương trình hồi qui (5), (6) giai đoạn từ năm 2002 đến 2006 cho thấy, sự gia tăng của M2 có tác động đến gia tăng của chỉ số DGDP lớn hơn rất nhiều so với sự gia tăng của M1. Trong vòng 4 quý, khi lượng tiền M1 gia tăng 1% làm cho chỉ số giá DGDP gia tăng 0,34121% thì 1% gia tăng của M2 đã làm cho DGDP gia tăng 28,2576%. Điều đó khẳng định rằng mỗi khi gia tăng lượng tiền cung ứng, cần phải *xem xét tới lượng tiền đã cung ứng trong vòng 3 hoặc 4 quý trước đó.* Nói cách khác, lượng tiền cung ứng có tính trễ cao. Vì vậy trong các mô hình định lượng có biến tiền cung ứng, cần phải có mặt các biến trễ của chúng./.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. David B., Fischer S. và Dornbusch R. (1992), *Kinh tế học*, Nhà xuất bản Giáo dục, Hà Nội.
2. Tô Kim Ngọc (2003), *Các giải pháp nhằm tăng cường hiệu lực của chính sách tiền tệ Việt Nam thông qua cơ chế điều chỉnh lãi suất*, Luận án Tiến sỹ, Học viện Ngân hàng.
3. Nguyễn Khắc Minh (2002), *Các phương pháp phân tích và dự báo trong kinh tế*, Nhà xuất bản Khoa học và Kỹ thuật, Hà Nội.