

## MỤC LỤC

|   | Trang |
|---|-------|
| LỜI GIỚI THIỆU  | 1     |
| TỔNG QUAN CÁC NGHIÊN CỨU ĐÃ CÓ  | 4     |
| CHƯƠNG 1: MỐI QUAN HỆ GIỮA CHÍNH SÁCH CUNG TIỀN<br>VỚI MỘT SỐ NHÂN TỐ VĨ MÔ   | 7     |
| 1.1 Phân tích chính sách tiền tệ thông qua các mô hình<br>cho tiền cơ sở khả dụng   | 7     |
| 1.2 Phân tích mối quan hệ giữa tiền tệ và thu nhập  | 21    |
| 1.3 Phân tích mối quan hệ giữa tiền tệ và giá cả  | 27    |
| 1.4 Phân tích mối quan hệ giữa tiền tệ và cán cân thanh toán  | 30    |
| 1.5 Mối quan hệ nhân quả giữa tiền tệ và các nhân tố vĩ mô  | 41    |
| CHƯƠNG 2: PHÂN TÍCH ĐỊNH LƯỢNG ẢNH HƯỞNG CỦA CHÍNH<br>SÁCH CUNG TIỀN TỚI MỘT SỐ NHÂN TỐ VĨ MÔ CỦA<br>VIỆT NAM TRONG GIAI ĐOẠN GẦN ĐÂY | 52    |
| 2.1 Kinh tế Việt nam và chính sách tiền tệ trong giai đoạn 1995- 2006   | 52    |
| 2.1 Phân tích chính sách tiền tệ thông qua các mô hình cho tiền cơ sở   | 56    |
| 2.3 Ảnh hưởng của lượng cung tiền tới thu nhập  | 77    |
| 2.4 Ảnh hưởng của tiền tệ đến giá cả  | 94    |
| 2.5 Ảnh hưởng của tiền tệ đến cán cân thanh toán  | 111   |
| CHƯƠNG 3: TỔNG KẾT VÀ CÁC KIẾN NGHỊ NHẰM NÂNG CAO<br>HIỆU LỰC CỦA CHÍNH SÁCH TIỀN TỆ  | 131   |
| 3.1 Tổng kết  | 131   |
| 3.2 Các kiến nghị nhằm nâng cao hiệu lực của chính sách tiền tệ   | 137   |
| KẾT LUẬN  | 142   |
| DANH MỤC CÁC CÔNG TRÌNH CỦA TÁC GIẢ   | 144   |
| DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO   | 145   |
| PHỤ LỤC   | 156   |
| MỤC LỤC CHI TIẾT  | 219   |

## DANH MỤC CÁC CHỮ VIẾT TẮT

| <b>Viết tắt</b> | <b>Nguyên văn tiếng Việt</b>                                  | <b>Nguyên văn tiếng Anh</b>                         |
|-----------------|---|---|
| Br              | Khối lượng tiền vay từ NHTW                                   | Commercial Banks' borrowing from other Central Bank |
| BP              | Cán cân thanh toán  | Balance of Payment                                  |
| C               | Khối lượng tiền mặt   | Currency  |
| CB              | Tín dụng của các NHTM   | Credit of Commercial Banks                          |
| CDMB            | Tín dụng của các NHTM   | Credit to Deposit Money Bank                        |
| CE              | Tín dụng cho các doanh nghiệp Nhà nước                        | Credit to Government Enterprises                    |
| CGG             | Khối lượng tiền theo yêu cầu Chính phủ                        | Claims on General Government                        |
| CP              | Tín dụng cho khu vực tư nhân                                  | Credit to Private Sector                            |
| CPI (P)         | Chỉ số giá tiêu dùng của Việt Nam (Tính theo năm 1994 = 100%) | Consumer Price Index                                |
| CSTT            | Chính sách tiền tệ  | Monetary Policy                                     |
| D               | Tổng dư nợ của các NHTM                                       | Total Deposit at Commercial Banks                   |
| DC              | Tín dụng trong nước   | Domestic Credit                                     |
| DD              | Tổng tiền gửi không kỳ hạn                                    | Demand Deposit                                      |
| DGDP            | Chỉ số giá DGDP (GDP deflator)(Năm 1994=100%)                 | Deflator GDP  |
| Dir             | Lãi suất chiết khấu của NHTW                                  | Discount Interest Rates                             |
| DMB             | Tiền cơ sở khả dụng   | Disposable High Powered Money                       |
| Dr              | Lãi suất tiền gửi có kỳ hạn 3 tháng                           | Deposit Interest Rates                              |

|       |   |   |
|-------|---|---|
| ER    | Tổng tiền dự trữ vượt trội của các NHTM   | Excess Reserves Held by Commercial Banks                      |
| GD    | Nợ của Chính phủ  |   |
| GDP   | Tổng sản phẩm quốc nội của Việt Nam (Tính theo giá hiện hành)                     | Gross Domestic Product (at Market Price)                      |
| GDPAG | GDP của khu vực sản xuất các sản phẩm nông nghiệp (theo giá hiện hành)            | Agricultural GDP (at Market Price)                            |
| GDPNA | GDP của khu vực sản xuất các sản phẩm công nghiệp và dịch vụ (Theo giá hiện hành) | Non- Agricultural GDP (at Market Price)                       |
| GE    | Tổng chi tiêu của Chính phủ   | Government Expenditure  |
| GNP   | Tổng sản phẩm quốc dân  | Gross National Product  |
| LA    | Các khoản cho vay và trả trước của các NHTM                                       | Loans and Advances of Commercial Banks                        |
| Lr    | Lãi suất cho vay có kỳ hạn 3 tháng của các NHTM                                   | Lending Interest Rate   |
| M1    | Tổng lượng tiền thu hẹp   | Narrow Money Stock (C+DD + OD)                                |
| M2    | Tổng lượng tiền mở rộng   |   |
| MABP  | Phương pháp tiếp cận tiền tệ tới cán cân thanh toán                               | Broad Money ( $M_1 + SD + TD$ )<br>Money and Balance Payments |
| MB    | Tổng lượng tiền cơ sở   | Monetary Basis  |
| NCG   | Tín dụng ròng cho Chính phủ   | Net Credit to the Government                                  |
| NDA   | Tài sản nội địa ròng  | Net Domestic Assets   |
| NFA   | Tài sản ngoại tệ ròng   | Net Foreign Assets  |
| NHNN  | Ngân hàng Nhà nước  | The State Bank  |

|                |   |  |
|----------------|---|--|
| NHTM           | Ngân hàng Thương mại                                    | The Commercial Bank                        |
| NHTW           | Ngân hàng Trung ương                                    | The Central Bank                           |
| NNML           | Các khoản tài sản phi tiền tệ ròng                      | Net Non-Monetary Liabilities               |
| OD             | Các khoản nợ khác của các NHTM                          | Other Deposits at the Commercial Banks     |
| OiN            | Các khoản phải trả khác ròng tại các NHTM               | Other Items Net                            |
| Pe             | Lạm phát kỳ vọng (được tính là trên một chu kỳ của CPI) | Expected Rate Inflation                    |
| P <sup>f</sup> | Chỉ số giá quốc tế                                      | Foreign Price Index                        |
| Q              | Thu nhập thực (GDP thực tính theo giá 1994)             | Real GDP                                   |
| R              | Lượng tiền mặt dự trữ tại các NHTM                      | Reserves Held by Commercial Banks          |
| RR             | Dự trữ bắt buộc   | Required Reserves Held by Commercial Banks |
| Rr             | Lãi suất tái cấp vốn                                    | Refinancing Interest Rates                 |
| SD             | Tiền gửi tiết kiệm tại các NHTM                         | Savings Deposits at Commercial Banks       |
| TD             | Tiền gửi có kỳ hạn tại các NHTM                         | Time Deposits at Commercial Banks          |
| TL             | Tổng tài sản của các NHTM                               | Total Liabilities of Commercial Banks      |
| X              | Tỷ giá hối đoái giữa VND với USD                        | Exchance Rate Between VND and USD          |

## DANH MỤC CÁC BẢNG BIỂU

|           |  | <i>Trang</i> |
|-----------|--|--------------|
| Bảng 2.1  | Tóm tắt thống kê của các nhân tố tiền cơ sở<br>(Quí 1/1996- quý 4/2004)                              | 57           |
| Bảng 2.2  | Kết quả kiểm định tính dừng của các nhân tố của tiền cơ sở   | 59           |
| Bảng 2.3  | Kiểm định tính dừng của các khối lượng tiền cung ứng   | 60           |
| Bảng 2.4  | Các kết quả hồi quy cho biến phụ thuộc C/DD (1996:1 – 2004:4)  | 65           |
| Bảng 2.5  | Các kết quả hồi quy cho biến phụ thuộc T&S/DD (1996:1 – 2004:4)                                      | 66           |
| Bảng 2.6  | Tóm tắt thống kê chủ yếu cho các số liệu hồi qui của thu nhập (quí 1/ 1995 – quý 4/2006)             | 79           |
| Bảng 2.7  | Kiểm định tính dừng của GDP, GDPAG, GDPNA, GE, M1, M2  | 79           |
| Bảng 2.8  | Tóm tắt thống kê chủ yếu cho các biến giá (quí 1/1995 – quý 4/2006)                                  | 96           |
| Bảng 2.9  | Kiểm định tính dừng của các chuỗi số P, lnP, DGDP, lnDGDP, TYGIA                                     | 97           |
| Bảng 2.10 | Các kết quả hồi qui giữa tiền tệ và giá cả ( 1995:Q1 – 2006:Q4)                                      | 98           |
| Bảng 2.11 | Bảng cán cân thương mại của Việt Nam 1997- 2005  | 112          |
| Bảng 2.12 | Tóm tắt thống kê chủ yếu cho cán cân thanh toán  | 114          |
| Bảng 2.13 | Kiểm định Dickey- Fuller cho các biến trong cán cân thanh toán                                       | 115          |
| Bảng 2.14 | Kết quả kiểm định Granger cho mối quan hệ nhân quả giữa tài sản nội địa ròng và dự trữ ngoại tệ ròng | 125          |

## DANH MỤC CÁC SƠ ĐỒ, ĐỒ THỊ

|          |  | <i>Trang</i> |
|----------|--|--------------|
| Sơ đồ 1  | Các kênh truyền tải của chính sách tiền tệ | 8            |
| Hình 2.1 | Đồ thị của GDP và các bộ phận cấu thành    | 78           |
| Hình 2.2 | Đồ thị của GDP và các bộ phận M1, M2       | 80           |
| Hình 2.3 | Đồ thị của DGDP và CPI                     | 94           |

## LỜI GIỚI THIỆU

### 1. Đặc điểm chung của nền kinh tế

Vào giữa những năm 1980 của thế kỷ 20, nền kinh tế Việt nam rơi vào cuộc khủng hoảng trầm trọng với lạm phát tăng nhanh tới 3 con số, hàng năm tăng trưởng kinh tế chỉ xung quanh 2 phần trăm. Để phản ứng cuộc khủng hoảng này, Chính phủ Việt nam đã đưa ra chính sách đổi mới kinh tế vào năm 1986 mà trong đó cơ chế thị trường đã được thừa nhận. Sau hơn 20 năm theo đuổi chính sách kinh tế thị trường có sự điều tiết của Nhà nước, nền kinh tế Việt nam đã đạt được những thành tựu to lớn. Từ một nền kinh tế với tỷ lệ lạm phát có tốc độ phi mã, ngày nay kinh tế Việt nam có tốc độ tăng trưởng cao, ổn định trên 7%, tỷ lệ lạm phát thấp và luôn giữ mức dưới 10%.

Kết quả cho thấy sự điều tiết của Chính phủ đối với nền kinh tế, đặc biệt là nền kinh tế đang chuyển đổi có một vai trò cực kỳ quan trọng. Một chính sách đúng sẽ thúc đẩy quá trình phát triển, đẩy nhanh quá trình chuyển đổi kinh tế. Một chính sách không đúng sẽ có hậu quả nghiêm trọng là kìm hãm sự phát triển của nền kinh tế, làm chậm quá trình chuyển đổi. Với những thành tựu như hiện nay, trước hết đó là thành quả của công cuộc đổi mới nền kinh tế. Đồng thời đó cũng là kết quả của việc điều tiết đúng đắn các chính sách vĩ mô của Chính phủ, trong đó có chính sách về tiền tệ.

Theo luật NHNN (tháng 4/1998), NHNN hoạt động vì mục tiêu “ổn định giá trị của đồng tiền, góp phần đảm bảo an toàn cho hoạt động ngân hàng và hệ thống các tổ chức tín dụng, thúc đẩy phát triển kinh tế – xã hội theo định hướng xã hội chủ nghĩa” (Điều 1, khoản 3). Với nhiệm vụ được giao, từ nửa cuối thập niên 90, NHNN đã xây dựng một cách có hệ thống một khuôn khổ chính sách tiền tệ gián tiếp và bắt đầu áp dụng các công cụ chính sách tiền tệ gián tiếp, phối hợp đồng bộ giữa các công cụ chính sách tiền tệ, góp phần duy trì ổn định lãi suất, ổn định tiền tệ. Vì vậy việc nghiên cứu vai trò và ảnh

hưởng của chính sách tiền tệ đối với sự ổn định, tăng trưởng của nền kinh tế Việt nam là một vấn đề hết sức cần thiết.

## **2. Đối tượng và mục đích nghiên cứu của đề tài**

Việc nghiên cứu ảnh hưởng của chính sách tiền tệ tới các nhân tố vĩ mô của nền kinh tế Việt nam trong giai đoạn chuyển đổi đã được nhiều nhà kinh tế trong nước cũng như của nước ngoài đề cập tới. Tuy nhiên việc phân tích ảnh hưởng của chính sách tiền tệ về mặt định lượng tới từng nhân tố vĩ mô, mối quan hệ nhân quả giữa lượng tiền cung ứng với các nhân tố này là chưa có nhiều.

Bởi vậy đề tài “*Phân tích định lượng về tác động của chính sách tiền tệ tới một số nhân tố vĩ mô của Việt Nam trong thời kỳ đổi mới*” được luận án lựa chọn nghiên cứu nhằm phân tích tác động trực tiếp về mặt định lượng của chính sách tiền tệ thông qua sự thay đổi lượng tiền cung ứng tới sự thay đổi của một số biến vĩ mô như thu nhập, giá cả và cán cân thanh toán của Việt nam trong giai đoạn vừa qua. Những kết quả thu nhận được dựa trên các lý thuyết cơ bản về tiền tệ và những mô hình thực nghiệm đã được kiểm chứng ở các nền kinh tế khác trên thế giới sẽ là những căn cứ góp phần nghiên cứu vai trò và tác động của chính sách hiện nay của NHTW đối với mục tiêu ổn định giá cả, thúc đẩy tăng trưởng kinh tế và tạo công ăn việc làm, giảm tỷ lệ thất nghiệp.

## **3. Phạm vi nghiên cứu của đề tài**

Phạm vi của luận án sẽ đề cập tới các vấn đề sau: vai trò của cung tiền tệ ở Việt nam, ảnh hưởng trực tiếp của chính sách tiền tệ mà đại diện là lượng tiền cung ứng trong các mối quan hệ giữa tiền tệ và thu nhập, giữa tiền tệ và giá cả, giữa tiền tệ và cán cân thanh toán. Từ các kết quả thu được, luận án sẽ phân tích vai trò của chính sách tiền tệ đối với sự phát triển kinh tế và ổn định giá cả trong giai đoạn vừa qua.

Với mục đích đã nêu, dựa trên lý thuyết tiền tệ hiện đại và áp dụng cho các nước đang phát triển, luận án sẽ ước lượng một số mô hình dựa trên số liệu thu thập được trong thời gian từ 1995 đến 2006 nhằm phân tích ảnh hưởng của chính sách tiền tệ thông qua lượng tiền cung ứng tới các nhân tố vĩ mô. Việc lựa chọn phạm vi nghiên cứu trong giai đoạn này do những nguyên nhân sau:

- Đây là giai đoạn mà lạm phát đã được kiềm chế, nền kinh tế bắt đầu đi vào thế ổn định và phát triển đều đặn hàng năm.
- Mọi chính sách đang hướng tới một nền kinh tế thị trường có sự điều tiết của Nhà nước và chuẩn bị những cơ sở cần thiết để hướng tới sự hội nhập đầy đủ với nền kinh tế thế giới.
- Bắt đầu từ năm 1994, mọi số liệu thống kê đều được tính theo tiêu chuẩn của IMF, từ đó chúng ta mới có tương đối đầy đủ số liệu cần thiết trong phân tích hồi qui.

Từ mục đích, đối tượng và phạm vi nghiên cứu, ngoài phần tổng quan và mở đầu, luận án bao gồm 3 chương chính như sau:

## **CHƯƠNG 1: MỐI QUAN HỆ GIỮA CHÍNH SÁCH CUNG TIỀN VỚI MỘT SỐ NHÂN TỐ VĨ MÔ**

## **CHƯƠNG 2: PHÂN TÍCH ĐỊNH LƯỢNG ẢNH HƯỞNG CỦA CHÍNH SÁCH CUNG TIỀN TỚI MỘT SỐ NHÂN TỐ VĨ MÔ CỦA VIỆT NAM TRONG GIAI ĐOẠN GẦN ĐÂY**

Chương 3: Tổng kết và các kiến nghị nhằm nâng cao hiệu lực của chính sách tiền tệ

## TỔNG QUAN CÁC NGHIÊN CỨU ĐÃ CÓ

Chính sách tiền tệ là một trong những công cụ mà Chính phủ mỗi quốc gia sử dụng để tác động đến nền kinh tế. Với vai trò của mình, Chính phủ muốn điều khiển việc cung tiền và hiệu lực của tiền tệ để tác động đến toàn bộ các hoạt động kinh tế- xã hội hướng theo các mục tiêu chính trị đã được đặt ra. Đó là ổn định kinh tế vĩ mô- giảm thất nghiệp, hạ thấp lạm phát, tăng trưởng kinh tế và cải thiện cán cân thanh toán. Bởi vậy nghiên cứu tác động của chính sách tiền tệ mà đặc trưng là lượng tiền cung ứng trong mỗi giai đoạn tác động đến các nhân tố vĩ mô sẽ cho chúng ta biết được ảnh hưởng tích cực hay không tích cực của tiền tệ, từ đó đưa ra các quyết định thích hợp trong hoạch định chính sách.

Đối với các nước phát triển, nghiên cứu tác động của chính sách tiền tệ, cụ thể là tổng tiền cung ứng, đã có nhiều công trình đề cập tới về mặt lý thuyết định tính cũng như về mặt nghiên cứu thực nghiệm. Trên cơ sở các phương trình đơn giản St. Louis, các kết quả trong NEWTON College Working Paper Spring 2005 và Winter 2005 [59] đã cho thấy mối quan hệ giữa lượng tiền cung ứng M1 với tăng trưởng GDP của nước Mỹ từ quý 1 năm 1961 đến quý 3 năm 2004. Hơn nữa kết quả hồi qui cho các nước phát triển như Pháp, Italia, Canada, Nhật bản cũng thu nhận được với đại diện biến tiền tệ lần lượt là M1, M2, M3. Mỗi quan hệ nhân quả giữa M và GDP cũng được chỉ ra thông qua kiểm định Granger. Các quả cho thấy đối với các nước phát triển, sự gia tăng các lượng tiền cung ứng, nhất là khối lượng tiền M2 có tác động thuận chiều đến sự gia tăng của thu nhập. Đồng thời có tồn tại mối nhân quả giữa các khối lượng tiền cung ứng với thu nhập.

Theo một hướng khác, bằng việc sử dụng phương trình Richard Davis dưới dạng

$$g_t = \alpha + \sum_{i=0}^4 \beta_{t-i} \cdot m_{t-i}$$

trong đó g<sub>t</sub> là sự thay đổi phần trăm của thu nhập danh nghĩa GNP, m là sự thay đổi phần trăm của lượng tiền cung ứng, William E. Cullison ([94]) đã đưa ra những kết quả hồi qui cho nền kinh tế Mỹ theo số liệu từ quý 4 năm 1959 đến quý 4 năm 1979 và đưa ra kết luận rằng khối lượng tiền cung ứng M1 và MB đều có tác động thuận chiều đến GNP kéo dài tới 3 quý, còn tới quý thứ tư thì có tác động ngược chiều nhưng với hệ số khá nhỏ.

Với các nước đang phát triển, sự biến động của lượng tiền cung ứng có ảnh hưởng lớn tới sự biến động của các nhân tố vĩ mô. Tác động đó đã được xem xét cho nền kinh tế Ấn Độ thông qua các kết quả của Gupta, G. S. (1970, 1973, 1987). Khi nghiên cứu kinh tế Trung quốc từ năm 1951 đến 2002, Chow, G. (2004) [49] chỉ ra mối quan hệ giữa tiền tệ, mức giá cả và thu nhập trong các giai đoạn lịch sử khác nhau thông qua các mô hình định lượng và đã đưa ra các kết luận về vai trò rất quan trọng của chính sách tiền tệ trong tăng trưởng kinh tế và ổn định giá cả của Trung quốc. Đặc biệt, bằng cách tiếp cận theo phương pháp trẽ phân phôi Almon, Khatiwada [89] đã đưa ra một cách chi tiết các mối quan hệ giữa tiền tệ và thu nhập, giá cả và cán cân thanh toán của nền kinh tế Népal trong giai đoạn 1966- 1990. Với những đặc điểm tương đối giống nhau giữa hai nền kinh tế Việt nam và Népal trong giai đoạn đầu của nền kinh tế thị trường, các kết quả của Khatiwada [89] sẽ giúp chúng ta xem xét mối quan hệ giữa tiền tệ với các nhân tố vĩ mô của kinh tế Việt nam.

Trước những thành tựu trong công cuộc đổi mới nền kinh tế của Việt nam, một số nhà kinh tế trong và ngoài nước đã nghiên cứu mối quan hệ giữa tiền tệ và những nhân tố như giá cả và lạm phát. Tuy nhiên các công trình nghiên cứu về mặt định lượng cho các mối quan hệ là chưa có nhiều. Nghiên cứu thành quả sau 10 năm đổi mới, chúng ta thấy có công trình nghiên cứu của tác giả Võ Trí Thành [119]. Trong đó tác giả đã phân tích mối quan hệ giữa giá cả và lượng cung tiền thông qua các mô hình VAR. Kết quả nghiên cứu của tác giả Phan Thị Hồng Hải [3] đã đề cập tới vai trò của chính sách

tiền tệ tới lạm phát, tác động thuận chiều của độ trễ trước một chu kỳ của cung tiền tới lạm phát. Chúng ta còn thấy kết quả nghiên cứu của các tác giả Trương Quang Hùng và Vũ Hoài Bảo, Đỗ Thu Hương cũng chỉ ra ảnh hưởng của yếu của cung tiền đến lạm phát. Mỗi quan hệ giữa tiền tệ với giá cả, tiền tệ với cán cân thanh toán trong giai đoạn này cũng được các nhà nghiên cứu tiền tệ ở Viện Quản lý Kinh tế Trung ương và Vụ Chính sách Tiền tệ Ngân hàng Trung ương đề cập tới [22]. Các tác giả đã phân tích mối quan hệ định tính giữa tiền tệ và cán cân thanh toán thông qua các chính sách. Đồng thời các công trình cũng mới chỉ ra phương trình hồi quy cho hệ số vô hiệu và hệ số triệt tiêu. Tuy nhiên các công trình nghiên cứu chưa đưa ra được phương trình luồng dự trữ và phương trình vô hiệu. Đặc biệt chúng ta thấy các tác giả chưa đưa ra mối quan hệ nhân quả giữa lượng tài sản ngoại tệ ròng và tín dụng nội địa, vấn đề về tính đồng thời và sự điều hòa trong thị trường hối đoái. Vì vậy trong phần nghiên cứu của luận án sẽ đề cập tới những vấn đề còn bỏ ngỏ nêu trên.

## CHƯƠNG 1

# MỐI QUAN HỆ GIỮA CHÍNH SÁCH CUNG TIỀN VỚI MỘT SỐ NHÂN TỐ VĨ MÔ

### **1.2 PHÂN TÍCH CHÍNH SÁCH TIỀN TỆ THÔNG QUA CÁC MÔ HÌNH CHO TIỀN CƠ SỞ KHẢ DỤNG**

#### **1.2.1 Chính sách tiền tệ và vai trò của chính sách tiền tệ**

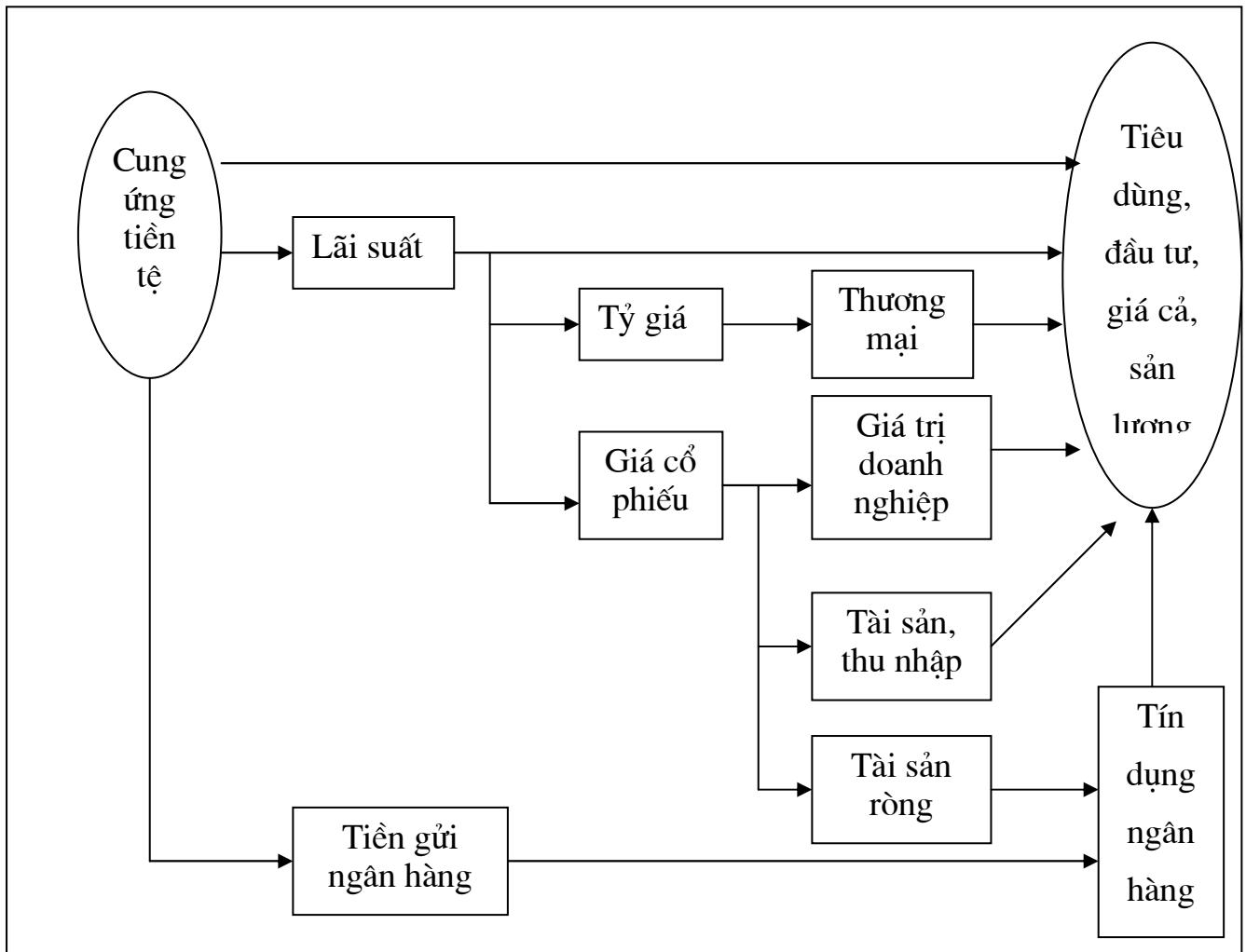
Chính sách tiền tệ là một trong những chính sách quản lý kinh tế vĩ mô mà trong đó NHTW thông qua các công cụ của mình thực thi các chính sách liên quan đến tiền tệ nhằm thực hiện các mục tiêu về tăng trưởng kinh tế, ổn định giá cả, cân bằng cán cân thanh toán và giải quyết công ăn việc làm. Thông thường Quốc hội hoặc Chính phủ giao việc điều hành chính sách tiền tệ cho NHTW đảm nhiệm. Do đó quản lý và điều hành CSTT có một vai trò quan trọng trong công tác hoạch định chính sách nhằm thoả mãn các yêu cầu trước mắt và lâu dài của nền kinh tế.

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 NHTW là rất khó khăn. Bất kỳ một động thái nào về tiền tệ của NHTW 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.

Chính sách tiền tệ tác động tới nền kinh tế theo 3 kênh chủ yếu được biểu diễn theo **Sơ đồ 1.1**

*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 cân thiết của tổng cầu, đáp ứng các mục tiêu ngắn hạn về mức sản lượng và tỷ lệ việc làm. Tuy nhiên

lượng tiền cung ứng đó cũng phải xác định hợp lý để không ảnh xáu đến mục tiêu ổn định giá cả.



### Sơ đồ 1.1 Các kênh truyền tải của chính sách tiền tệ

Nguồn: *Vụ Chính sách tiền tệ, Ngân hàng Trung ương*.

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 bình 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.

Là một trong những hệ thống chỉ tiêu của các chính sách kinh tế, CSTT được thực hiện thông qua các chỉ tiêu như: khối lượng tiền cơ sở, khối lượng tín dụng, khối lượng tiền cung ứng, lãi suất các loại, tỷ giá, khối lượng tiền dự trữ của các ngân hàng. Tuỳ theo điều kiện kinh tế – xã hội cụ thể của từng giai đoạn và mục tiêu cụ thể của nền kinh tế, việc lựa chọn một hoặc một số chỉ tiêu nêu trên tạo thành một hệ thống mục tiêu điều hành của CSTT. Sự biến động của các chỉ tiêu này phản ánh điều kiện tiền tệ của nền kinh tế nhằm mục đích:

- ❖ Nới lỏng điều kiện tiền tệ bằng cách mở rộng khối lượng tiền cung ứng, hạ lãi suất hoặc tăng tỷ giá. Hành vi này của CSTT nhằm thúc đẩy đầu tư, tiêu dùng và xuất khẩu ròng góp phần khôi phục và tăng trưởng kinh tế.
- ❖ Thắt chặt điều kiện tiền tệ thông qua việc tăng lãi suất, giảm khối lượng tiền cung ứng, giảm tỷ giá... nhằm giảm sự phát triển quá nóng của nền kinh tế, ngăn chặn nguy cơ lạm phát.

Các chỉ tiêu của CSTT và ảnh hưởng của chúng trong quá trình phát triển kinh tế luôn được các nhà kinh tế quan tâm. Với chỉ tiêu lãi suất, các kết quả nghiên cứu trong [3], [7] cho thấy ảnh hưởng của lãi suất tới mục tiêu kiềm chế lạm phát của nền kinh tế Việt nam trong giai đoạn vừa qua. Tuy nhiên mục tiêu của NHTW cần kiểm soát về cơ bản toàn bộ khối lượng tiền và các luồng tiền trong nền kinh tế cho thấy vai trò quan trọng của lượng tiền cung ứng trong tăng trưởng kinh tế, ổn định giá cả và cân bằng cán cân thanh toán. Mặt khác khối lượng tiền cung ứng liên quan chặt chẽ với hệ số nhân tiền. Vì vậy trước hết trong phần này chúng ta sẽ xem xét các nhân tố cấu thành lên hệ số nhân tiền và tác động của chúng tới cung tiền thông qua các mô hình quan hệ được xây dựng lên.

## 1.2.2 Cơ sở lý luận cho chính sách cung tiền

### 1.1.2.1 Tính ngoại sinh của cung tiền

Cung tiền là khối lượng tiền tệ được NHTW tính toán và phát hành vào lưu thông trên cơ sở nhu cầu tiền tệ của nền kinh tế trong từng thời kỳ để đảm bảo lưu thông tiền tệ ổn định. Việc nghiên cứu về hành vi của lượng tiền cung ứng trong mỗi giai đoạn đã có nhiều nhà kinh tế học đề cập tới. Từ những năm 60 của thế kỷ trước, Macesich và Tsai [94] đã đưa ra các mối quan hệ của cung tiền, trong đó đã giả định rằng cung tiền như là một biến ngoại sinh được xác lập do các nhà hoạch định chính sách. Những giả thiết này dựa trên cơ sở cung tiền quan hệ với tiền cơ sở thông qua hệ số nhân tiền được xác định bởi tỷ lệ dự trữ và tỷ lệ tiền mặt. Cho hệ số này không đổi, cung tiền có thể được điều khiển bằng việc điều khiển tiền cơ sở, tài sản nợ của chính các tổ chức tiền tệ. Keynes và một số lớn các nhà lý thuyết tiền tệ cũng đã coi cung tiền như là một biến ngoại sinh được xác định bởi các nhà hoạch định chính sách tiền tệ.

Khi nghiên cứu mối quan hệ giữa chính sách tiền tệ với các biến số thực của nền kinh tế Việt Nam trong thời gian vừa qua, tác giả Tô Kim Ngọc chỉ ra rằng các điều kiện tiền tệ có ảnh hưởng đến các nhân tố khác. Tổng phương tiện thanh toán M2 có vai trò như là biến ngoại sinh trong các phương trình hồi quy đã cho thấy tác động chi phối của nó đến một số biến vĩ mô của nền kinh tế ([7], trang 111).

Một số các nhà nghiên cứu tiền tệ cho rằng những hoạch định chính sách sẽ có ảnh hưởng vượt ra khỏi khuôn khổ của khối lượng tiền, trong khi đó một số khác lại cho rằng cách xác định khối lượng tiền chỉ là một phần của các giải pháp đồng thời cho tất cả các biến trong các lĩnh vực tài chính và các lĩnh vực thực của nền kinh tế. Các nhà nghiên cứu tiền tệ không từ chối thực tế tất yếu này nhưng đòi hỏi những mô hình hành vi của hệ thống công cộng và

ngân hàng phải là ổn định và dự báo được để có thể cho phép các nhà hoạch định chính sách điều khiển khôi lượng tiền tệ ([89], trang 15)

Việc quyết định nắm giữ tiền mặt (liên quan tới nợ không kỳ hạn của các ngân hàng) cho xã hội bị ảnh hưởng bởi các nhân tố chẳng hạn như tỷ lệ chiết khấu, tỷ lệ cho vay, khả năng chi tiêu tiền mặt ... Như vậy cung tiền lại trở thành hàm hành vi của dân chúng, của các ngân hàng thương mại và của các nhà hoạch định chính sách. Hơn nữa nếu các nhà hoạch định chính sách có sự kiểm soát đối với tiền cơ sở thì đó là sự kiểm soát rất ít đối với hành vi của các NHTM và công chúng. Một sự thay đổi nhằm giảm bớt cung tiền nhờ kiểm soát tiền cơ sở có thể bị hạn chế do các NHTM xây dựng lên dự trữ của họ bằng các công cụ khác như đi vay hoặc bằng việc giảm tỷ lệ dự trữ. Tương tự, một sự đổi thay từ tiền mặt đến tiền gửi và cũng vậy một sự đổi thay từ cá nhân đến công chúng làm thay đổi giá trị của hệ số nhân tiền (mà trong đó các nhà hoạch định sẽ kiểm soát được rất ít). Hơn nữa, việc kiểm soát tiền cơ sở về thực chất là một việc khó trong một nền kinh tế mà ở đó sự biến động thất thường của cán cân thanh toán có liên quan lớn đến nó và sự thâm hụt tài chính đã trở thành một hiện tượng cấu trúc. Tình hình đó còn khó khăn hơn trong những nền kinh tế đang phát triển mà trong đó thị trường tiền tệ và thị trường vốn phát triển yếu và rất nhiều công cụ kiểm soát tiền tệ kém hiệu quả ([89], trang 15)

Những phân tích trên cho thấy xét trên một góc độ nào đó, cung tiền là biến ngoại sinh, trên một khía cạnh khác, nó lại trở thành một biến nội sinh chịu tác động của các nhân tố khác. Tuy nhiên vì mục đích là xem xét tác động trực tiếp của cung tiền trong các phân tích, tức là chỉ xem xét trên kênh truyền tải trực tiếp của cung tiền, nên chúng ta coi cung tiền như là một biến ngoại sinh đại diện cho chính sách tiền tệ tác động đến các biến vĩ mô của nền kinh tế.

### **1.1.2.2 Xây dựng mô hình hệ số nhân tiền cơ sở khả dụng**

Về phương diện tổng quát, vấn đề cung tiền như là kết quả của tiền cơ sở, tỷ lệ tiền mặt, tỷ lệ dự trữ và tỷ lệ tiền gửi có kỳ hạn đã được nhiều nghiên cứu khác nhau đề cập đến. Nhưng có sự không thống nhất trong việc lựa chọn phạm vi khối lượng tiền, tiền mặt, tiền cơ sở và tỷ lệ dự trữ thoả đáng. Một số nghiên cứu lựa chọn tiền cơ sở đã hiệu chỉnh, trong khi đó một số khác thì không. Mô hình xác định hệ số nhân tiền  $m_1$  và  $m_2$  liên quan tới khối lượng tiền cung ứng M1 và M2 đã được xây dựng [4]. Những mô hình này cho thấy một sự thay đổi trong tiền cơ sở dẫn đến sự thay đổi trong lượng tiền cung ứng M1 và trong M2. Tuy nhiên trong các công thức đó chưa cho thấy khả năng dịch chuyển thay đổi của các khoản nợ từ dạng này sang dạng khác (tức là từ nợ có kỳ hạn sang nợ không kỳ hạn hoặc tiền gửi cá nhân) và vì thế chưa phân tích ảnh hưởng của các nhân tố đến hệ số nhân tiền. Đồng thời lượng tiền dự trữ vượt trội của các NHTM cũng chưa được phản ánh trong các kết quả đã cho. Từ đó đòi hỏi chúng ta xây dựng một mô hình hoàn chỉnh hơn.

Một số yếu tố cần thiết trong việc xác định hệ số nhân tiền. Thứ nhất chúng ta bám sát M2 để phân tích vì M1 tiền hẹp bao gồm tiền mặt và tiền gửi không kỳ hạn (ở các NHTM) và các khoản nợ khác, còn M2 được NHTW coi là tổng phương tiện thanh toán. Thứ hai, chúng ta đưa ra “tính khả dụng” hơn là khái niệm “mức độ” của tiền cơ sở (tiền có quyền lực cao) cho phân tích cung tiền. Chúng ta đi từ tính có quyền lực cao (High Powered Money) của lượng tiền cơ sở MB (tiền dự trữ) theo luật định của các NHTM đến tính khả dụng (Disposable High Powered Money) của nó (chúng ta ký hiệu là DMB: tiền cơ sở khả dụng hay tiền có quyền lực cao khả dụng). Thứ ba, khi các NHTM đòi hỏi được nắm giữ lượng dự trữ, một phần của tiền cơ sở sẽ bị phong toả. Từ đó chúng ta đưa tỷ lệ dự trữ vượt trội mà các NHTM nắm giữ vào trong mô hình để xem xét tác động của tỷ lệ này. Thứ tư, chúng ta xem

xét thành phần “các khoản nợ khác” trong hệ thống ngân hàng như là một thực thể riêng biệt trong phân tích cung tiền

Mô hình hệ số nhân tiền của cung tiền có thể xuất phát từ tính khả dụng của tiền cơ sở ( $DMB^S$ ). Cầu tiền cơ sở khả dụng như vậy ( $DMB^D$ ) được tạo ra một phần do công chúng như tiền mặt và tiền gửi không kỳ hạn, còn một phần do các NHTM tạo ra chặng hạn như dự trữ vượt trội. Cầu tiền mặt ( $C^d$ ) cũng như tiền gửi không kỳ hạn ( $DD^d$ ) bị biến động do thu nhập và tỷ lệ lãi suất. Bởi vậy ta có thể được giả định rằng cầu tiền mặt và tiền gửi không kỳ hạn có tương quan cao. Khi đó mối quan hệ này được chỉ định dưới dạng

$$C^d = k \cdot DD \quad (1.1)$$

trong đó  $k$  là hệ số tỷ lệ thâu tóm ảnh hưởng các nhân tố cấu trúc, nhân tố tổ chức và kinh tế khác nhau.

Cầu cho dự trữ vượt trội ( $ER^d$ ) về phía các NHTM phát sinh do sự tiêu hao tiền mặt cũng như tiêu hao tiền chuyển khoản. Khi đó giả thiết cầu cho dự trữ vượt trội được xác định bởi tổng tiền gửi của các NHTM và có thể được đưa vào như là một hàm tăng của tổng các khoản tiền gửi có dạng:

$$ER^d = r \cdot D \quad (1.2)$$

trong đó  $r$  là tỷ lệ dự trữ vượt trội được các NHTM nắm giữ.

Sự phân chia tổng tiền gửi giữa tiền gửi không kỳ hạn, có kỳ hạn và các khoản nợ khác được quyết định do công chúng. Giả sử công chúng yêu cầu tiền gửi có kỳ hạn như là một phần chắc chắn của tiền gửi không kỳ hạn, chúng ta có thể chỉ định:

$$TD^d = t \cdot DD \quad (1.3)$$

Khi đó:  $ER^d = r \cdot D = r \cdot (DD + TD) = r \cdot (1+t) \cdot DD \quad (1.4)$

Hơn nữa giả thiết rằng các khoản nợ khác cũng tỷ lệ với tiền gửi không kỳ hạn thì:

$$OD^d = d \cdot DD \quad (1.5)$$

Vì vậy:  $DMB^d = C^d + ER^d + OD^d \quad (1.6)$

Thực hiện phép thế thu được:

$$DMB^d = [k + r \cdot (1+t) + d] \cdot DD \quad (1.7)$$

Thị trường cho tiền cơ sở cân bằng khi  $DMB^d = DMB^s$  nên ta có :

$$DMB = DD \cdot [k + r \cdot (1+t) + d] \quad (1.8)$$

$$\Rightarrow DD = \frac{1}{[k + r \cdot (1+t) + d]} \cdot DMB \quad (1.9)$$

Ở đây thừa số thứ nhất chính là hệ số nhân dư nợ.

$$\text{Do } M = C + DD + OD \text{ nên } M = \frac{1+k+d}{[k+r.(1+t)+d]} \cdot DMB \quad (1.10)$$

$$\text{khi đó thừa số } m = \frac{1+k+d}{[k+r.(1+t)+d]} \quad (1.11)$$

là hệ số nhân tiền đi kèm với DMB và như vậy ta có

$$M = m \cdot DMB \quad (1.12)$$

Trong trường hợp này DMB sẽ có bậc thấp hơn phạm vi của MB (được xác định là tổng dự trữ bắt buộc của các NHTM) nên m sẽ có giá trị cao hơn giá trị của m trong trường hợp được xác định như là giá trị của M so với MB. Với việc giấu đi các khoản dự trữ theo luật định vào trong DMB và biểu diễn m như là hàm hành vi của k, t, d, r, chúng ta có thể phân loại rõ ràng hơn m như là một biến tự chính sách và DMB như là một biến kiểm soát chính sách rộng hơn. Hơn nữa, một sự thay đổi lớn trong yêu cầu dự trữ theo luật định có thể là nguyên nhân cho những sự thay đổi lớn trong việc đo lường m dẫn tới một sự cảm giác sai lầm là sự thực m cũng không ổn định ([92], trang 18).

Những đóng góp của các thành phần khác nhau trong m được xem xét trong các đạo hàm riêng của m theo các thành phần của nó. Từ (1.11) ta có:

$$\frac{\delta m}{\delta k} = \frac{-[1-r(1+t)]}{[k+r(1+t)+d]^2} < 0 \quad \text{với } r(1+t) < 1 \quad (1.13)$$

$$\frac{\delta m}{\delta t} = \frac{-(1+k+d)r}{[k+r(1+t)+d]^2} < 0 \quad (1.14)$$

$$\frac{\delta m}{\delta d} = \frac{-(1-r(1+t))}{[k+r(1+t)+d]^2} < 0 \quad \text{với } r(1+t) < 1 \quad (1.15)$$

$$\frac{\delta m}{\delta r} = \frac{-(1+k+d)(1+t)}{[k+r(1+t)+d]^2} < 0 \quad (1.16)$$

Trong các đạo hàm ở trên,  $\delta m/\delta k$  nhận giá trị âm với  $r(1+t) < 1$  vì sự tăng trong  $k$  có nghĩa là có sự thoát ra lớn của MB vào trong khối lượng tiền mặt được nắm giữ bởi công chúng và hạ thấp cơ sở dự trữ của các ngân hàng thương mại để mở rộng tín dụng và tạo tiền gửi. Điều kiện  $r(1+t) < 1$  cũng được thoả mãn trong thời kỳ nghiên cứu của chúng ta (xem Bảng A7, phụ lục A).  $\delta m/\delta t$  âm vì việc nắm giữ lượng dự trữ vượt quá lượng tiền gửi có kỳ hạn sẽ làm suy yếu khối lượng dư thừa hiện tại để duy trì tiền gửi không kỳ hạn phụ và sự gia tăng trong tỷ lệ tiền gửi có kỳ hạn làm giảm lượng tiền gửi không kỳ hạn và do đó giảm cung tiền.  $\delta m/\delta d$  cũng âm với  $r(1+t) < 1$  bởi vì với cách xác định của chúng ta (mà các khoản nợ khác là một phần  $d$  nào đó của tiền gửi không kỳ hạn ở các NHTM). Một sự tăng trong  $d$  có nghĩa là một sự biến mất lớn của MB dưới dạng nắm giữ tiền gửi thuộc khu vực tư nhân tại NHTW và như thế có một sự suy giảm trong cơ sở dự trữ của các NHTM và sau đó sự suy giảm trong việc tạo tiền gửi.  $\delta m/\delta r$  cũng âm khi  $r(1+t) < 1$  vì sự tăng cầu dự trữ tiền mặt vượt trội trong ngân hàng liên quan tới các khoản tiền gửi làm suy giảm dự trữ thặng dư và vì thế tiền gửi tạo nên quyền lực của các ngân hàng.

Phần đóng góp tương ứng của mỗi tỷ lệ cho  $\Delta m$  có thể được ước lượng từ mối quan hệ hàm số của  $m$  với  $k, r, t$ , và  $d$ . Bởi vậy chúng ta có

$$m = f(k, r, t, d) \quad (1.17)$$

Vi phân toàn phần  $dm$  là:

$$dm = \frac{\delta m}{\delta k} \cdot dk + \frac{\delta m}{\delta r} \cdot dr + \frac{\delta m}{\delta t} \cdot dt + \frac{\delta m}{\delta d} \cdot dd \quad (1.18)$$

Dưới dạng số gia toàn phần ta có:

$$\Delta m = \frac{\delta m}{\delta k} \cdot \Delta k + \frac{\delta m}{\delta r} \cdot \Delta r + \frac{\delta m}{\delta t} \cdot \Delta t + \frac{\delta m}{\delta d} \cdot \Delta d + e \quad (1.19)$$

ở đây  $e$  là số hạng sai số xấp xỉ. Chia hai vế cho  $\Delta m$  thu được

$$1 = \frac{\delta m}{\delta k} \cdot \frac{\Delta k}{\Delta m} + \frac{\delta m}{\delta r} \cdot \frac{\Delta r}{\Delta m} + \frac{\delta m}{\delta t} \cdot \frac{\Delta t}{\Delta m} + \frac{\delta m}{\delta d} \cdot \frac{\Delta d}{\Delta m} + \frac{e}{\Delta m} \quad (1.20)$$

Hệ thức này sẽ phản ánh phần đóng góp tương ứng của mỗi tỷ lệ trong  $\Delta m$ . Các bảng A9, A10, A11 phụ lục A cho thấy ở giai đoạn đang nghiên cứu kết quả là phù hợp những lý luận đã nêu.

### 1.1.2.3 Nguồn gốc của tiền cơ sở.

Tiền cơ sở là tài sản nợ của NHTW. Nó bao gồm tiền mặt lưu thông ngoài hệ thống ngân hàng và ở các NHTM, tiền gửi của các NHTM, khoản vay nước ngoài, vốn của NHTW và các khoản nợ khác tại NHTW. Nó còn được gọi là tiền có quyền lực cao vì nó được xác định là tiện lợi nhất trong thanh toán và vì nó hoạt động như là một nhân tố cơ bản cho việc tạo bội số của tiền (tiền gửi không kỳ hạn) của các NHTM. Nguồn gốc của tiền cơ sở MB là tài sản có của NHTW bao gồm tài sản ngoại tệ ròng (NFA), tín dụng cho chính phủ, tín dụng cho các doanh nghiệp chính phủ, tín dụng cho các NHTM, tín dụng cho khu vực tư nhân và tài sản phi tiền tệ ròng khác (OIN).

Khi nghiên cứu các nhân tố xác định cung tiền, Friedman và Schwartz ([63], trang 134) đã cho rằng tiền cơ sở được xác định như là tổng lượng tiền mặt C do khu vực dân cư nắm giữ và lượng tiền mặt dự trữ R tại hệ thống các ngân hàng:

$$MB = C + R \quad (1.21)$$

Phương trình đã chỉ ra các bộ phận cấu thành của tiền cơ sở. Nhưng với nó chúng ta chưa thấy hết được các bộ phận chi tiết của MB và với đẳng thức này, chúng ta sẽ không thấy được ảnh hưởng của sự biến động của các nhân tố cấu thành lên MB.

Trong kết quả nghiên cứu của Khatiwada ([89], trang 19) tiền cơ sở được xác định theo phương trình:

$$MB = NFA + NCG + CE + CB + CP - NNML \quad (1.22)$$

Phương trình trên đã đưa ra một cách chi tiết các bộ phận cấu thành của MB để từ đó dễ dàng phân tích sự biến động của chúng ảnh hưởng như thế nào tới sự biến động của MB. Tuy nhiên do NHTW Việt nam không có quan hệ trực tiếp với các doanh nghiệp và các tổ chức kinh tế trong khu vực tư nhân, mà những đơn vị này có quan hệ với các NHTM. Vì vậy cũng xuất phát từ đẳng thức của Friedman và Schwartz, chúng ta coi MB là tài sản nợ của NHTW cân bằng với các tài sản có của NHTW bao gồm: lượng tiền ngoại tệ ròng (NFA), tín dụng cho Chính phủ ròng NCG), tín dụng cho các ngân hàng (CDMB) và các tài sản có khác (OiN). Khi đó tiền cơ sở được xác định bởi đẳng thức

$$MB = C + R = NFA + NCG + CDMB + OiN \quad (1.23)$$

Phần đóng góp tương ứng của các bộ phận cho  $\Delta MB$  được xác định nhờ thực hiện sai phân phương trình (1.23) và chia cho  $\Delta MB$ . (Bảng A3, A4, A5, Phụ lục A). Những thay đổi trong MB xuất hiện như là sự thay đổi đồng thời của những yếu tố cấu thành lên MB và được chúng ta xem xét ở phần sau.

#### **1.1.2.3.1 Tài sản ngoại tệ ròng (NFA)**

Đây là thành phần mà NHTW có thể tác động trên thị trường ngoại hối. Vì NHTW là nơi nắm giữ và kiểm soát duy nhất dự trữ ngoại hối quốc gia nên khi có thâm hụt (hay thặng dư) trong cán cân thanh toán, NHTW sẽ bán (hoặc mua) ngoại tệ. Hành vi này ảnh hưởng trực tiếp đến dự trữ ngoại hối và do đó ảnh hưởng đến khối lượng tiền MB ([4], trang 205). Từ đó có thể thấy những biến động trong NFA xuất hiện do việc giao dịch ngoại hối của NHTW với phần còn lại của thế giới sẽ ảnh hưởng tới tình trạng của cán cân thanh toán. Còn việc mua và nắm giữ ngoại tệ của các NHTM không ảnh hưởng đến việc mở rộng MB. Chỉ khi nào các NHTM bán ngoại tệ cho NHTW sẽ làm tăng dự trữ ngoại hối của NHTW và do đó làm tăng MB.

Trong các số liệu thu nhận được, thành phần này lớn nhất. Bình quân trong giai đoạn đang nghiên cứu thành phần này chiếm tới 97,7% trong tổng lượng MB. Điều đó phản ánh vai trò quan trọng của NHTW trong nhiệm vụ nắm giữ và kiểm soát duy nhất ngoại tệ nhằm giữ cho tỷ giá ổn định và đảm bảo cân bằng thanh toán. Sự gia tăng bình quân của NFA trong thời kỳ nghiên cứu lên tới trên 6,60% phản ánh tính tích cực của cân bằng thanh toán trong giai đoạn vừa qua. Tuy nhiên sự thay đổi thất thường của sự biến động này còn cho thấy sự quản lý không chặt chẽ nguồn ngoại tệ của NHTW khi trong nền kinh tế tình trạng ngoại tệ trôi nổi trên thị trường tự do quá lớn. Mặt khác, trong một nền kinh tế mà thâm hụt ngân sách thường xuyên, NHTW luôn bội chi, nếu luồng ngoại tệ vào không lớn hơn khoản bội chi của Chính phủ thì điều đó sẽ không mở rộng được ảnh hưởng của luồng ngoại tệ tới MB vào bởi vì khi đó mỗi sự gia tăng trong NFA của NHTW sẽ được bù đắp bởi một sự suy giảm trong tín dụng rộng của Chính phủ. Tương tự, nếu Chính phủ vay NHTW để mua ngoại tệ từ NHTW thì sự gia tăng này trong MB lại được bù lại bởi sự suy giảm trong NFA của NHTW bên tài sản nợ. *Sự gia tăng thường xuyên thành phần NFA còn cho thấy NHTW đã sử dụng có hiệu quả công cụ nghiệp vụ thị trường mở trong cân bằng cân bằng thanh toán.*

#### **1.1.2.3.2 Tín dụng cho Chính phủ (NCG)**

Vì chính sách tài chính của Chính phủ mở rộng nên thâm hụt ngân sách luôn xảy ra. Khi đó NHTW cho Chính phủ vay để bù đắp thiếu hụt tạm thời hoặc bội chi ngân sách. NHTW thực hiện tín dụng cho Chính phủ thông qua hình thức mua chứng khoán của Chính phủ như trái phiếu được sự bảo lãnh của chính phủ, trái phiếu kho bạc, tín phiếu kho bạc

Tài trợ (hay bù đắp) cho thâm hụt bao gồm các khoản vay chính từ bên ngoài và các khoản vay nội địa. Nhưng vì dòng tiền vay ngoại tệ là không chắc chắn và đôi khi không đúng thời điểm nên Chính phủ phải vay từ NHTW, một nơi tạm thời tốt nhất. Hơn nữa, phần lớn các dự án tài trợ nước

ngoài đều có những qui định cần thiết cho việc sử dụng tài khoản viện trợ và khi tình trạng thu của Chính phủ không đủ chi thì việc vay từ các nguồn trong nước trở thành không tránh khỏi ngay cả khi có các khoản viện trợ nước ngoài. Vay nội địa bao gồm phát hành trái phiếu và bội chi từ NHTW. Vì NHTW đóng vai trò là người quản lý nợ nội địa của Chính phủ, nó không chỉ là bà đỡ cho việc phát hành trên thị trường mà còn giúp đỡ nó nếu phản ứng thị trường không đủ thoả đáng để thu hút trái khoán. Trái phiếu của Chính phủ được phát hành trong năm tài chính nhưng do lãi suất của phần lớn trái phiếu không đủ sức cạnh tranh với lãi suất thị trường nên các NHTM là những nơi thu hút chính của những trái phiếu đó. Sự vượt trội của việc mua bán này được hỗ trợ từ NHTW, thậm chí thông qua nó để có thể tổ chức phát hành sau tới các định chế tài chính khác. Cầu cho những trái phiếu như vậy thường được đưa đến từ các tổ chức trung gian phi ngân hàng. Mặt khác, NHTW phải cung cấp những điều kiện thiết yếu thanh toán tự động và không giới hạn cho các chủ trái phiếu. Điều đó có nghĩa là không cân xứng với nghiệp vụ thị trường mở của NHTW, nó phải được mua bất cứ loại chứng khoán nào không được chú ý trong thị trường nhưng không thể bán chúng tại lúc khớp lệnh để thu hút tài sản vượt trội trong thị trường. Từ đó dẫn tới một thị trường rất nhiều vốn cho trái khoán của Chính phủ. NHTW trở thành người nắm giữ chính các loại trái khoán như vậy cho các NHTM mà ở đó đòi hỏi phải biết một tình thế chắc chắn cho các tài sản của họ ở dưới dạng trái khoán chính phủ để duy trì một tỷ lệ thanh khoán qui định. Nhưng việc nắm giữ trái khoán chính phủ với các NHTM không phải là phát sinh ra MB, đó đơn giản chỉ là phân phối lại danh mục tài sản của các ngân hàng. Nó chỉ có quan hệ với MB nếu các NHTM cầm cố trái phiếu tại NHTW và cuối cùng khoản vay của họ đòi hỏi việc tạo lập ra các quỹ. Một trạng thái nữa có thể ảnh hưởng đến MB. Đó là khi Chính phủ vay từ NHTW để mua ngoại hối từ chính NHTW. Hành vi này

sẽ làm thay đổi tài sản ngoại tệ ròng của NHTW, dẫn tới thay đổi danh mục tài sản của NHTW.

#### ***1.1.2.3.3 Tín dụng cho các ngân hàng thương mại (CDMB)***

Việc cung cấp tín dụng cho các NHTM là một kênh cung ứng MB của NHTW, vì vậy thay đổi trong tín dụng của NHTW cho các NHTM sẽ ảnh hưởng tới lượng tiền cơ sở MB.

Xu hướng thời vụ và có tính chất chu kỳ trong huy động vốn và trong nhu cầu tín dụng của khách hàng đã làm nảy sinh nhu cầu vay NHTW của các NHTM. Từ trước năm 1999, NHTW đã sử dụng phương thức tái cấp vốn có thể chấp nhầm bù đắp khó khăn tạm thời cho các NHTM. Nhưng đến tháng 11/1999, NHTW bắt đầu áp dụng hình thức tái chiết khấu. Đây là phương thức cho vay quan trọng nhất và có ưu điểm cơ bản là tác động ngay đến số tiền dự trữ. Chúng ta có thể nhận thấy từ quý 4/1999, thành phần này tăng vượt trội so với giai đoạn trước (Bảng A3, A4, phụ lục A). Với tỷ trọng bình quân chiếm tới trên 26,6% trong MB cho thấy đây là một trong hai nhân tố quan trọng của MB. Ngoài ra NHTW còn cho vay dưới hình thức tái cầm cố, thế chấp, cho vay thanh toán bù trừ. Tuy nhiên qua quan sát chúng ta thấy ở giai đoạn cuối của thời kỳ nghiên cứu, sự gia tăng của lượng tiền phần lớn âm. Hiện tượng này có thể được giải thích bởi khả năng tự đáp ứng nhu cầu vốn của các NHTM. Nhưng cũng có thể lý giải điều này bởi lý do, với lãi suất tái chiết khấu, các NHTM muốn vay từ NHTW đòi hỏi phải có các loại giấy tờ có giá và phải chịu những qui định chặt chẽ của NHTW. Vì vậy trên thực tế các NHTM vay từ NHTW giảm đi, trong khi đó khối lượng tiền vay giữa các NHTM khá lớn nhưng chúng ta lại không có đầy đủ số liệu cho hiện tượng này.

#### ***1.1.2.3.4 Những khoản phải trả phi tiền tệ ròng khác (OiN)***

OiN là phần vượt trội của vốn, các quĩ và các khoản phải trả (bao gồm:

vốn pháp định, qui thực hiện chính sách tiền tệ, khoản dự phòng bù đắp rủi ro trong hoạt động của NHTW, chênh lệch các khoản thu và chi phát sinh trong năm tài chính, các khoản phải trả cho khách hàng..) so với các tài sản khác. Như vậy đây là khoản mục bao gồm nhiều bộ phận trong đó yếu tố ảnh hưởng mạnh nhất đến lượng tiền dự trữ là tiền mặt trong quá trình thu nhận xuất phát từ yêu cầu thanh toán không dùng tiền mặt qua NHTW ([4], trang 206). Trong thời gian quan sát, sự đóng góp bình quân của OiN lên tới 33,45% theo hướng ngược lại cho thấy vai trò chủ yếu của OiN trong việc kiểm chế sự bùng nổ của MB.

## **1.2 PHÂN TÍCH MỐI QUAN HỆ GIỮA TIỀN TỆ VÀ THU NHẬP**

### **1.2.1 Cơ sở lý luận cho mối quan hệ tiền tệ và thu nhập**

Việc giải thích mối quan hệ tiền tệ - thu nhập là một vấn đề của lý thuyết vĩ mô, liên quan tới sự dao động của chu kỳ kinh doanh trong dài hạn. Tuy nhiên, tính ổn định của những mối quan hệ tiền tệ - thu nhập đã đi đến đổ vỡ trong những năm tám mươi của thế kỷ 20 và những dự báo của các nhà kinh tế đã trở thành sai lầm. Vì vậy mục tiêu lạm phát hoặc những hệ thống chính sách tiền tệ trọn tru nhất đã trở thành mục tiêu tiền tệ có tính lý thuyết.

Từ giữa những năm 80, những vấn đề mới về tiền tệ đã nảy sinh. Không chỉ là các mối quan hệ tiền tệ - thu nhập cổ điển biến mất, mà xuất hiện mối quan hệ tiền tệ - thu nhập mới: tổng tiền mở rộng trong một số nước công nghiệp dường như là trễ sau thu nhập danh nghĩa, điều đó là quá đối ngược với những gì mà các nhà kinh tế theo chủ nghĩa trọng tiền đã làm. Khi đó, một số lớn các nghiên cứu thực nghiệm đã được tiến hành để điều tra nghiên cứu mối quan hệ tiền tệ - thu nhập ở các nước phát triển. Friedman và Meiselman [62] đã tiến hành kiểm định mối quan hệ ổn định giữa tốc độ tiền tệ và hệ số nhân đầu tư cho nền kinh tế Mỹ bằng việc sử dụng các phương trình dạng rút gọn. Đồng thời, các ông quan sát mối quan hệ đóng và chắc chắn giữa cung tiền và tiêu dùng hoặc thu nhập, mối quan hệ yếu hơn giữa chi tiêu tự định và tiêu

dùng và đi đến kết luận rằng đã có mối quan hệ nhân quả chạy từ tiền tệ tới tiêu dùng hoặc thu nhập và cũng như vậy có mối tương quan giữa chi tiêu tự định và tiêu dùng giản đơn. Đó chính là sự phản ánh ảnh hưởng của tiền tệ tới cả hai vấn đề rộng lớn đã nêu.

Theo Khatiwada ([89], trang 48), nghiên cứu của F - M đã tạo ra nhiều tranh luận và phê phán, chẳng hạn như của Ando và Modigliani [37], Deprano và Mayer [58], Hester [72], Moroney và Mason [99]. Những phê phán chính trong các mô hình của F - M là: sai lầm về phân định hoàn toàn giữa các nhân tố nội sinh và ngoại sinh, giữa các mối quan hệ cấu trúc và các dạng rút gọn [98]; các định nghĩa chi tiết về tiền tệ và chi tiêu tự định thiên về sự thừa nhận, sự chỉ định chưa hoàn toàn của họ cho mô hình lý thuyết về xác định thu nhập. Hơn nữa, các kết quả của Moroney và Mason [99], Modigliant [98] đã chỉ ra rằng phương trình rút gọn F - M chỉ được đúng vững nếu cầu tiền chỉ là một hàm của một biến thu nhập, còn tỷ lệ lãi suất không có ảnh hưởng trong đó.

Tuy nhiên, các nhà tiền tệ học đã ứng dụng các phương trình rút gọn để xác nhận về ảnh hưởng trực tiếp của cung tiền tới thu nhập tiền tệ. Trong phương trình đơn giản dạng rút gọn về mối quan hệ sâu sắc giữa tiền tệ và các hoạt động tài chính, Anderson và Jordan đã chỉ ra rằng phản ứng của các hoạt động kinh tế tới các hoạt động tiền tệ là rộng hơn, dự đoán được hơn và nhanh hơn phản ứng của các hoạt động tài chính. Với các thực nghiệm đã tìm được, Anderson - Jordan đã đi đến kết luận cung tiền là một chỉ số quan trọng của toàn bộ các hoạt động có tính ổn định, kể cả tiền tệ và tài chính ([35, tr.129]).

Những kết quả của Anderson-Jordan đã không được De Leeuw [57] thừa nhận vì theo De Leeuw các hệ số trong các phương trình đã bị làm sai lệch nghiêm trọng bởi các phương trình đồng thời. Theo De Leeuw, những biến kinh tế cần thiết trong về phải của các phương trình dạng rút gọn St. Louis đòi hỏi phải thực sự là các biến ngoại sinh và cung tiền không thỏa mãn yêu cầu này. Tuy nhiên, kết quả thực nghiệm đã tìm được của David [54] đã

ủng hộ các kết quả của Anderrson- Jordan. Tương tự, các kết quả của Anderson và Carlson [36] cũng đã chỉ ra rằng những hoạt động của tiền tệ được đo bởi sự thay đổi trong quỹ tiền tệ mà đóng vai trò chiến lược, còn các hoạt động tài chính chỉ có ảnh hưởng trong ngắn hạn.

Các mô hình dạng rút gọn được đưa ra để nhằm thảo luận các vấn đề:

- Tính không có khả năng để kiểm định lý thuyết cơ bản và vì thế tính không có khả năng để đưa ra lời giải thích có tính thuyết phục của các kết quả.
- Tính nội sinh của các biến giải thích và các sai lầm chỉ định của phương trình ước lượng
- Bảo lưu mối quan hệ nhân quả từ thu nhập đến tiền tệ.
- Thiên nhiều về khuynh hướng trọng tiền ([89], trang 49).

Để làm rõ hơn các vấn đề đã nêu, De Leeuw và Gramlich [57] đã đưa ra các mô hình cấu trúc hoàn toàn. Các mô hình này đã chỉ ra một số lớn các phương trình hành vi và nhận thấy vai trò của tiền tệ trong xác định thu nhập là yếu hơn vai trò của tiền tệ trong phương trình ước lượng dạng St. Louis. Một loại mô hình cấu trúc động có liên quan tới các phương trình hành vi của Moroney và Mason [99] đã cho thấy rằng cả tiền cơ sở và chi tiêu chính phủ đều có tác động tới tổng cầu và ảnh hưởng trễ của chính sách tiền tệ là dài hơn ảnh hưởng của sự thay đổi của chính sách tài chính. Đồng thời tính ngoại sinh của cung tiền đã được chứng minh [62]. Hơn nữa các kết quả chỉ ra rằng những sự thay đổi của cung tiền dường như đi trước sự thay đổi của sản phẩm đầu ra [109].

Những giải thích hợp lý đòi hỏi phải có một minh chứng thực nghiệm khác. Khi chấp nhận cung tiền như là biến nội sinh mà xu thế thời gian của nó phụ thuộc vào sự thiếu hụt của ngân sách nhà nước và đường lối tài chính của chính phủ thì cần phải làm sáng tỏ vai trò của nhân tố thời gian trong cung tiền và sự phát sinh lạm phát. Vì thế, tỷ lệ tiền phát sinh thực có thể phân chia thành hai phần, phần dự đoán trước được và phần không dự đoán trước được.

Khi đó những sự biến động dự đoán trước được trong tỷ lệ tăng trưởng của cung tiền sẽ trực tiếp dẫn tới những thay đổi tỷ lệ lạm phát và những thay đổi không dự đoán trước được chỉ tác động tới thu nhập thực và cuối cùng tác động tới sự dao động của tỷ lệ lạm phát ([89], trang 50).

Mối quan hệ giữa tiền tệ và thu nhập đã được nghiên cứu nhiều ở các nước phát triển. Những công trình từ trước những năm 80 của thế kỷ trước và gần đây là những kết quả được công bố trong NEWTON College Working Paper Spring 2005 [59] cho thấy mối quan hệ chặt chẽ giữa tiền tệ và thu nhập ở Mỹ, Pháp, Italia, Canada, Nhật bản. Đồng thời trong những kết quả đó đã chỉ rõ mối quan hệ nhân quả giữa tiền tệ và thu nhập, giữa các bộ phận tiền tệ và thu nhập thông qua các kiểm định Granger và kiểm định Sim.

Tuy nhiên những nghiên cứu thực nghiệm về mối quan hệ tiền tệ - thu nhập ở các nước đang phát triển là rất ít. Ở Ấn độ, Prasad [108] đã kiểm định mô hình lý thuyết định lượng theo phương pháp luận Friedman và Meiselman [62] xác nhận tính chân thực của phương pháp này. Bhattachrya [43], trong khi không đồng ý với định nghĩa của thu nhập được dùng trong mối quan hệ tiền tệ thu nhập, cho rằng không những nhân tử Keynes mà cả những phân tích tiền tệ là phù hợp với nguồn gốc thu nhập từ những khu vực phi tiền tệ. Hơn nữa, khi nói rằng chỉ thu nhập bằng tiền hoặc tiêu dùng là biến phụ thuộc, tiền hụt hoặc chi tiêu tự định là biến độc lập, ông đã kiểm định lại phương trình Friedman và Meiselman. Kết quả đã gợi ý rằng không có nhiều sự lựa chọn giữa cung tiền và chi tiêu tự định như là biến chính sách cho mục đích ổn định ở Ấn độ. Tuy vậy, những phân tích thực nghiệm về mối quan hệ nhân quả giữa tiền tệ và thu nhập tiền tệ đã không chỉ ra được dạng trực tiếp của tính nhân quả giữa chúng. Trong kết quả của mình, Khatiwada [89] khi nghiên cứu vai trò của cung tiền và mối quan hệ nhân quả giữa tiền tệ và thu nhập của nền kinh tế Népan, đã cho thấy rằng giá trị hiện thời của M1 là có ý nghĩa trong những thay đổi của thu nhập, còn các giá trị tương lai của M1 là

không có ý nghĩa trong đó. Đồng thời kết quả của kiểm định Granger và của kiểm định Sim đều cho một hướng nhân quả duy nhất đi từ tiền tệ tới thu nhập tiền tệ.

Đặc biệt, khi nghiên cứu mối quan hệ giữa các nhân tố tiền tệ, giá cả và thu nhập trong nền kinh tế vĩ mô Trung quốc từ năm 1952 đến năm 2002, tác giả Gregory Chow [49], bằng việc sử dụng mô hình VAR đã cho thấy mối quan hệ năng động giữa các nhân tố này. Với việc so sánh hai nền kinh tế Mỹ và Trung quốc, các kết quả đã cho thấy sự giống nhau về mô hình mà Friedman và Meiselman đề xuất giữa nền kinh tế Trung quốc với nền kinh tế của các nước Phương Tây phát triển.

### **1.2.2 Mô hình quan hệ giữa cung tiền tệ và thu nhập**

Để kiểm tra mối quan hệ giữa tiền tệ và thu nhập có hai loại mô hình chính được sử dụng: dạng rút gọn và dạng cấu trúc [89]. Những nhà kinh tế học ủng hộ loại cơ chế chuyển giao của Keynes thì nghiêng về phía mô hình cấu trúc, còn những người khác thiên theo hướng mô hình phương trình đơn dạng rút gọn. Trong khi đó một vài người thông qua một số bước trung gian kiểm tra mối quan hệ với sự trợ giúp của một vài phương trình. Việc lựa chọn loại mô hình cấu trúc hay rút gọn đều phải dựa trên những cơ sở sau:

- Cấu trúc kinh tế của nước mà chúng ta đang nghiên cứu.
- Nguồn số liệu.

Ở những nước đã có thị trường tài chính phát triển mạnh mẽ thì có rất nhiều sự thay thế đầu tư từ tiền sang các tài sản tài chính khác hoặc từ tài sản trong quá khứ sang tài sản vật chất trong hiện tại. Trong khi đó, hệ thống tài chính của Việt nam được thành lập từ lâu nhưng hầu hết hoạt động còn dựa trên nền tảng của cơ chế cũ. Trong thời kỳ đầu của giai đoạn chúng ta nghiên cứu, thị trường chứng khoán vừa mới thành lập ở mức khởi đầu với 4 công ty tham gia. Giai đoạn này, thị trường chứng khoán có hoạt động nhưng chưa sôi động, hầu hết mọi người dân còn chưa hiểu biết về thị trường chứng khoán. Số

lượng các công ty cổ phần hóa mới chiếm một tỷ trọng rất nhỏ, các tổ chức tài chính lớn phần nhiều do nhà nước nắm giữ. Vì vậy hầu như có sự thay thế trực tiếp giữa tiền tệ và các tài sản vật chất. Với nền kinh tế vừa được chuyển đổi từ nền kinh tế tập trung, bao cấp sang trạng thái vận hành theo cơ chế thị trường, trong đó thị trường chứng khoán hoạt động không sôi động thì lãi suất và cung tiền đã trở thành những công cụ để điều hành chính sách tiền tệ. Trên thực tế, trong khoảng thời gian mà chúng ta nghiên cứu, ảnh hưởng của giá cổ phiếu không tác động nhiều đến thu nhập và thu nhập từ lãi suất chiếm tỷ lệ rất nhỏ so với thu nhập cá nhân, thu nhập từ cổ phiếu lại hầu như không quan sát được. Hơn nữa, trong một nền kinh tế tài chính kiềm chế và nguồn vốn ép buộc mà ở đó việc thực thi tỷ lệ lãi suất trong khu vực nhà nước thấp hơn tỷ lệ thực phổ biến trong khu vực phi nhà nước thì tính có hiệu lực của các nguồn ngân sách trở thành một nhân tố chủ yếu để xác định cầu đầu tư hơn là tỷ lệ lãi suất ([89], trang 52).

Ảnh hưởng của tỷ lệ lãi suất tới tiêu dùng được giả định thông qua những sự thay đổi giá cổ phiếu và trực tiếp tác động tới thu nhập của các tài sản tài chính. Nhưng trong giai đoạn nghiên cứu, thị trường chứng khoán không sôi động, thu nhập theo lãi suất cổ phiếu là rất thấp so với thu nhập cá nhân. Vì vậy hiệu quả của nguồn vốn tới thu nhập là rất lớn và nó có thể sẽ được giải thích bởi lý thuyết xấp xỉ lượng hóa. Đồng thời trong một nền kinh tế chuyển đổi từng phần, với một chính sách tiền tệ hướng dân tới cơ chế thị trường mở thì để nghiên cứu ảnh hưởng của tiền tệ, chúng ta phải lựa chọn một loại phương trình đơn giản cho việc ước lượng mối quan hệ tiền tệ và thu nhập. Hơn nữa từ **Sơ đồ 1.1**, chúng ta thấy có kênh truyền tải trực tiếp từ khối lượng tiền cung ứng tới thu nhập. Vì vậy để xem xét tác động của chính sách tiền tệ tác động tới thu nhập, chúng ta lựa chọn phương trình ước lượng dạng:

$$Y = f(M) \quad (1.24)$$

ở đây M đại diện cho khối lượng tiền cung ứng của NHTW trong từng giai đoạn, Y là đại diện cho tổng thu nhập của nền kinh tế trong giai đoạn đó.

## 1.5 PHÂN TÍCH MỐI QUAN HỆ GIỮA TIỀN TỆ VÀ GIÁ CẢ

### 1.5.1 Cơ sở lý luận

Theo các nhà kinh tế học, giả sử vào một thời điểm nào đó tỷ lệ thay đổi của sản lượng và vận tốc lưu thông tiền tệ được xem là bằng không, lạm phát xảy ra khi và chỉ khi cung ứng tiền tăng. Đứng trên quan điểm đó, Friedman cho rằng lạm phát được gây ra bởi một trong 3 nguyên nhân sau:

- Cung ứng tiền tăng nhanh
- Chi phí đẩy giá lên cao
- Lãi suất hạ, tỷ giá giữa nội tệ và ngoại tệ tăng [21], trang 543)

Khi phân tích lạm phát ở các nước đang phát triển có hai quan điểm khác nhau về vấn đề này. Phái những nhà theo chủ nghĩa trọng tiền giải thích rằng lạm phát là một hiện tượng tiền tệ và tăng giá là do tăng cung tiền. Vì vậy mô hình tiền tệ về lạm phát đã được nhấn mạnh nhiều trong lý thuyết định lượng tiền tệ cổ điển và những nhân tố lạm phát luôn được đưa vào trong các hàm về tiền tệ. Về phía những người theo trường phái cơ cấu lại cho rằng tăng giá là do tăng chi phí sản xuất mà nó được bắt nguồn từ những yếu tố khách quan bên ngoài, việc tăng giá chỉ là nhất thời nên không cần phải có những chính sách cấp bách.

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  $MV = P.Q$ , trong đó M là khối lượng tiền tệ giao dịch, V là tốc độ lưu thông tiền tệ, P là mức giá của rõ 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 ở phần trước chúng ta đã thấy rằng thu nhập thực tế phụ thuộc vào mức cung tiền tệ. Ở đây, khi 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 [64], 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 ([89], trang 73). 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 NHTW 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 nên không thể gây ra tăng giá liên tục. Vì vậy chỉ còn nhân tố cung tiền sẽ làm cho mức giá tăng.

Dựa trên những minh chứng có tính lịch sử, nhiều nghiên cứu thực nghiệm đã thừa nhận mối quan hệ giữa tiền tệ và giá cả trong dài hạn, [48], [63]. Trường phái các nhà phi tiền tệ đều nhận thấy có một mối quan hệ mạnh giữa giá cả và tiền tệ nhưng lại cho rằng không nhất thiết một yếu tố sẽ là nguyên nhân của yếu tố kia. Thông qua lý thuyết lượng hóa, các nghiên cứu đó đều thừa nhận khả năng ảnh hưởng chạy từ giá tới tiền tệ là nhỏ so với ảnh hưởng chạy từ tiền sang giá và tiền tệ được xác định như là biến ngoại sinh. Trong khi đó, các trường phái khác lại nhìn nhận tiền tệ như là biến nội sinh và có thể được xác định rõ trong trường hợp lạm phát.

### **1.5.2 Chỉ định mô hình**

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  $M$ . Nói cách khác nếu cho một trạng thái của vận tốc lưu thông tiền tệ, mức giá cả được xác định bởi lượng cung tiền danh nghĩa cho một đơn vị của thu nhập. Từ tính ổn định trong tỷ lệ thay thế cận biên giữa tiền thực tế và hàng hóa kéo theo mối liên kết cổ điển giữa những sự thay đổi trong mức giá và những sự thay đổi trong lượng cung tiền đối với một đơn vị sản phẩm, điều đó có nghĩa là xã hội mong muốn nắm giữ một phần thu nhập thực dưới dạng tiền mặt [109].

Lý thuyết định lượng cũng có thể được đưa ra dưới dạng các số gia tăng trưởng là  $\Delta \ln M + \Delta \ln V = \Delta \ln P + \Delta \ln Q$ . Thực hiện dưới dạng hàm số chúng ta có thể viết lại đẳng thức này như sau:

$$\Delta \ln P = f(\Delta \ln M) + g(\Delta \ln V, \Delta \ln Q)$$

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 sai phân tuyến tính sẽ là:

$$\Delta \ln P_t = a_0 + a_1 \Delta \ln M_t + U \quad (1.25)$$

trong đó  $U$  là sai số ngẫu nhiên.

Dạng (1.25) được đưa ra thực chất là một mô hình dạng giống như rút gọn ([41], trang 22). Trong mô hình này chúng ta giả định rằng mối quan hệ giữa vận tốc lưu thông tiền tệ và sản phẩm đều ra là ổn định hơn mối quan hệ giữa những thay đổi trong tiền tệ với những thay đổi trong mức giá. Khi đó số hạng  $a_0$  cần phải nhỏ. 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 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. ([89], trang 78)

## 1.6 PHÂN TÍCH MỐI QUAN HỆ GIỮA TIỀN TỆ VÀ CÁN CÂN THANH TOÁN

### 1.6.1 Cơ sở lý luận cho cán cân thanh toán

Trước hết chúng ta xét khái niệm của cán cân thanh toán và ý nghĩa của những khái niệm trong đó.

Theo các nhà kinh tế, cán cân thanh toán là một bản báo cáo thống kê, ghi chép tất cả các giao dịch kinh tế giữa những người cư trú (cư dân) của nước bản địa với cư dân của phần còn lại của thế giới trong một thời kỳ nhất định, thời kỳ báo cáo thông thường tất cả các số liệu thống kê trong tài khoản là một năm.

Như vậy cán cân thanh toán là một trong những bản báo cáo thống kê quan trọng nhất của mọi quốc gia. Nó thể hiện số lượng hàng hóa, dịch vụ xuất nhập khẩu của một quốc gia. Nó cho biết rằng quốc gia đó đang đi vay hay đang cho thế giới vay. Ngoài ra các con số trong bản báo cáo còn cho biết thêm cơ quan quản lý tiền tệ trung ương của quốc gia đó đang tăng hay giảm mức dự trữ ngoại tệ của nó.

Về mặt lịch sử, đã có nhiều cách tiếp cận khác nhau khi phân tích cán cân thanh toán: đó là theo cơ chế luồng giá tiền cổ điển, phương pháp tiếp cận co giãn, phương pháp nhân tử Keynes, phương pháp chính sách kinh tế và gần đây là phương pháp tiền tệ [88].

*Phương pháp cơ chế luồng giá tiền cổ điển* giả thiết rằng tổng lượng tiền mà được điều chỉnh một cách tự động cho nhu cầu của nó, thông qua sự dư thừa hay thiếu hụt trong cán cân thanh toán, được gây lên bởi những ảnh hưởng của các mức giá cả của tiền tệ liên quan tới sự dư thừa cung hoặc dư thừa cầu tiền tệ [88].

*Phương pháp tiếp cận co giãn* xem xét tác động của những sự thay đổi trong những giá cả liên quan theo những luồng thương mại và chỉ quan tâm tới tác động của những sự thay đổi tỷ giá chuyển đổi trong đó (theo giả thiết là mọi thứ khác là không thay đổi).

*Phương pháp hấp thụ* lại tập trung vào tài khoản tiền bên ngoài và giải thích sự cân bằng trong các tài khoản này như là sự khác nhau giữa tổng thu nhập nội địa với chi tiêu.

*Phương pháp nhân tử* Keynes đã giải thích rằng cầu của xuất khẩu và nhập khẩu hàng hoá như là một hàm của thu nhập và của giá tương ứng của hàng hóa trong thị trường nội địa và thị trường thế giới, cuối cùng được xác định bởi tiêu dùng thông qua phương pháp nhân tử.

*Phương pháp chính sách kinh tế* thừa nhận rằng sự mất giá sẽ cải thiện cán cân thương mại một nước nếu cả hai điều kiện ổn định và chuyển nhượng đều thỏa mãn.

Hầu hết những phương pháp tiếp cận tới cán cân thanh toán được nêu ở trên đã phê phán cách xử lý cán cân thanh toán như là một sự cân bằng luồng vốn, bỏ qua vai trò của chính sách tiền tệ trong việc phân tích ảnh hưởng của sự mất giá, chỉ nghiên cứu sự cân bằng của các tài khoản tiền tệ và thương mại và không thừa nhận ảnh hưởng của tổng khối lượng tiền nội tệ (tín dụng nội địa) trong xác định cán cân thanh toán [114], [115]. Đồng thời những phương pháp tiếp cận này giả định rằng những cú sốc tiền tệ trong cán cân thanh toán có thể được làm giảm thiểu đi bởi những nhà hoạch định chính sách [52]. Những lý thuyết đó cơ bản mới chỉ dựa trên những ảnh hưởng qua lại giữa giá cả và thu nhập trong bảng cân cân thanh toán mà bỏ qua những ảnh hưởng của tiền tệ.

*Phương pháp tiếp cận tiền tệ* (MABP) được sử dụng phổ biến như là một bộ phận mở rộng của chính sách tiền tệ đóng cũng như cơ sở của những qui định chính sách của IMF, đã được xây dựng một cách cẩn thận cho trường

hợp ngắn hạn ([89], trang 103). Về thực chất MABP là một dạng hiện đại của lý thuyết luồng giá cổ điển được phát triển bởi Hume, những người đề xuất dạng hiện đại này là Johnson [88], Hahn [71], Frenkel [61], Musa [101] và những nhà kinh tế học của IMF như Polak [107], Guitan [68]. Nội dung cơ bản của MABP là đã coi cán cân thanh toán như là một “hiện tượng của lý thuyết tiền tệ” [89], trong đó cầu và cung tiền tệ đóng vai trò chủ đạo trong việc xác định nó. MABP giải thích rằng bất kỳ một sự vượt trội nào của cung tiền tệ (hoặc cầu tiền tệ) sẽ được làm dịu bớt đi bởi một dòng ra (hoặc dòng vào) của những lượng dự trữ ngoại tệ bằng cách tạo ra sự thiếu hụt (hay sự thặng dư) trong cán cân thanh toán. Trong một lãnh thổ, khi mà cầu tiền tệ không đổi, một sự tự tăng của cung tiền sẽ dẫn tới sự tăng về cầu hàng hóa, dịch vụ và trái khoán. Dưới tác động của hệ thống tỷ giá cố định, việc tăng cầu nội địa dẫn tới một sự tăng giá của các tài sản tài chính và sản phẩm nội địa trong mối quan hệ ngắn hạn cũng như trong thị trường ngoại tệ. Tài sản tài chính và sản phẩm nội địa sẽ được thay thế bởi các tài sản ngoại tệ không chỉ trong các thị trường nội địa mà còn được thay thế trong các thị trường nước ngoài (ở những nơi giá của những tài sản đó giảm). Nhưng tất cả những vấn đề đó sẽ dẫn tới sự suy giảm của xuất khẩu và gia tăng nhập khẩu trong một bảng cán cân thanh toán kém giá trị. Hậu quả của bảng cán cân thanh toán kém giá trị được phản ánh qua sự thay đổi của cân bằng tiền tệ đối với các loại hàng hóa, dịch vụ và chứng khoán ngoại tệ. Từ đó sẽ làm suy giảm nguồn dự trữ ngoại tệ trong bảng cán cân thanh toán mà đó như là một bộ phận xác định của tiền cơ sở MB, dẫn tới suy yếu trong MB và trong M [89].

#### **Các đặc tính cơ bản của MABP là:**

Thứ nhất MABP là lý thuyết kinh tế vĩ mô giải thích toàn bộ cán cân thanh toán bằng việc tập trung trực tiếp vào sự tương tác các mối quan hệ tổng thể đơn giản [89] và không đề cập tới các bộ phận cấu thành của nó.

Thứ hai, thặng dư (thâm hụt) trong cán cân thanh toán là kết quả của sự mất cân đối trong thị trường tiền tệ và sự mất cân đối cán cân thanh toán như thế đòi hỏi phải có những tác động của chính sách tiền tệ và chính sách tài chính.

Thứ ba, cầu về tiền là một mối quan hệ vốn và những sự biến đổi trong cung tiền liên quan đến cầu của nó, mà những mối quan hệ này kết hợp với sự mất cân đối của cán cân thanh toán nhằm hướng tới một sự cân bằng vốn. [51], [105].

Thứ tư, trong phạm vi mất giá giống nhau, sự kiềm chế nhập khẩu và những hàng rào thuế quan chỉ có ảnh hưởng trong cán cân thanh toán và những sự thay đổi tỷ giá chỉ là sự thay thế cho những sự thay đổi trong tín dụng nội địa mà chúng được đưa vào bảng cán cân thanh toán thông qua hiệu quả cân bằng thực [51].

Thứ năm, lý thuyết sẽ không còn hiệu lực trong dài hạn, khi mà những giả định cân bằng giống nhau trong thị trường tiền tệ (tức là lượng cầu tiền bằng với lượng cung tiền), giá tiền công linh hoạt, ngang bằng với giá của các loại hàng hóa mậu dịch trong tất cả các nước mà các giá này có thể thích hợp hơn.

Thứ sáu, vốn tiền tệ là biến nội sinh vì nó được liên kết với bảng cán cân thanh toán của đất nước.

Dạng cơ bản của MABP dựa trên giả định về cầu tiền ổn định như là một hàm của vài biến vĩ mô, thanh toán chứng khoán hoàn hảo trong thị trường hàng hóa và vốn hướng tới sự cân bằng giá cả và tỷ lệ lãi suất tương ứng qua các nước, giá linh hoạt và đầy đủ việc làm, cân bằng trong thị trường tiền tệ và có chế độ tỷ giá cố định. Dẫu sao một trong số những điều được nêu là quá mạnh để có thể chấp nhận được trong hoàn cảnh thế giới thực ([89], trang 103- 104)

Với những giả thiết đó, một dạng trọn vẹn để phân tích những sự xáo

động trong toàn bộ bảng cân cân thanh toán chính là thị trường tiền tệ. Theo luật Walras, tổng luồng cầu hàng hóa và dịch vụ vượt trội, tức là thâm hụt trong bảng cân cân thanh toán, phải bằng luồng cung tiền vượt trội [115]. Sự thâm hụt (hay thặng dư) trong cân cân thanh toán (BP) có thể được phản ánh qua công thức sau [114]

$$B = \lambda \cdot [M^D(\dots) - M^S] \quad 1.26)$$

Trong đó  $B$  = sự thay đổi dự trữ ngoại tệ

$M^D$  = cầu tiền ,  $M^S$  = cung tiền

$\lambda$  = tốc độ hiệu chỉnh kỳ vọng từ cầu đến cung và ngược lại (thông thường là hằng số).

Do BP có quan hệ với dòng cung hoặc cầu tiền vượt trội cùng với một sự điều chỉnh nguồn vốn trong thị trường tiền tệ nên BP là một hiện tượng tiền tệ. Tuy nhiên điều đó cũng không hạn chế được ảnh hưởng của những nhân tố phi tiền tệ trong BP. Những đề xuất của MABP cho rằng những nhân tố đó cũng cần được phân tích trong khuôn khổ của việc phân tích tiền tệ [101]. Trong phân tích của mình, Musa đã cho rằng tính linh động của vốn, hàng hóa phi mậu dịch, sự trượt giá, sự tích lũy hàng tồn kho, trạng thái mất cân đối, tăng trưởng và rất nhiều điều phức tạp khác cũng sẽ không cung cấp cho một điều gì để thoát khỏi đặc tính tiền tệ căn bản của BP, nhất là trong dài hạn. Nếu một quốc gia chấp nhận những công cụ chính sách thương mại như thuế quan, hạn ngạch, điều hành tỷ giá,... thì sẽ làm giảm khối lượng nhập khẩu dưới mức thị trường tự do của nó. Khi đó giá nội địa của những hàng hóa có thể nhập khẩu được tăng lên và giá các hàng hóa thay thế cũng tăng, làm cho mức giá chung bị đẩy lên [42]. Khi giá tăng sẽ có sự tăng của cầu cho cán cân tiền trong ngân khố, và nếu việc tăng trong cầu này không đáp ứng với bộ phận nội tệ của kho tiền (tức là tài sản nội địa), thì cũng sẽ đáp ứng với thành phần bên ngoài (tức là tài sản ngoại tệ) do việc bán các loại hàng hóa, dịch vụ và chứng khoán trên thị trường quốc tế và đó chính là nguyên nhân của một

cán cân thanh toán thặng dư (hoặc một sự suy giảm trong thâm hụt). Như vậy sự biến động của cán cân thanh toán có chứa đựng một nghĩa tiền tệ trong đó. Trên thực tế giả thuyết rằng cung tiền điều chỉnh tới cầu là dựa trên giá trị của giả định về tính biến động hoàn hảo của hàng hóa và vốn qua các nước khác nhau.

Theo Khatiwada [89], mặc dù đã cố giảm đi nhiều giả thiết, MABP vẫn có nhiều điều cần phải đề cập tới. Tsiang [114] chỉ ra rằng dạng công thức (1.26) của phương trình BP là có ít giá trị dự đoán trước được trừ khi  $M^D$  có thể được chỉ định một cách chính xác và nó phải được biết một cách chắc chắn. Nhưng điều đó lại có cơ sở tương đối yếu trong những trường hợp khi một số lớn các nghiên cứu thực nghiệm về cầu tiền đã thiết lập được một mối quan hệ bền vững giữa lượng cầu tiền và một vài biến khác. Vấn đề đó cũng không phản ánh được điều gì về sự biến động ngoại tệ phát sinh từ những sự thay đổi trong tài khoản thương mại, tài khoản vốn hay một sự kết hợp của cả hai yếu tố này. Bởi vậy với MABP, điều quan trọng là phải theo sát những chính sách kinh tế. Như vậy những nghiên cứu thực nghiệm trong MABP chỉ là một công cụ hơn là một chấp nhận của lý thuyết. Các vấn đề đó có được vì mô hình ước lượng có tính vượt trội từ đẳng thức tài khoản tiền tệ (bảng tính cán cân) không có nội dung thực nghiệm. Điều này cũng chỉ ra rằng MABP không thể áp dụng cho những vấn đề hiện hành vì nó bỏ qua những vấn đề ngắn và trung hạn [89]. Phần lớn những lý luận chống lại MABP là cho rằng các giả định của nó là quá chặt, đặc biệt những giả định về tính ngoại sinh của thành phần nội địa của cung tiền, về giá cả, tỷ lệ lãi suất hay mức độ và tỷ lệ tăng trưởng của thu nhập thực. Việc thảo luận nhiều nhất là giả định về tính ngoại sinh của tài sản nội địa, theo đó có nghĩa là những qui định tiền tệ không cho phép tiền dự trữ sinh lời qua thông qua một số sự biến đổi trong tài sản nội địa [87]. Nếu những luật định tiền tệ cho phép một số chính sách tiền tệ có thể điều tiết được bởi việc làm mất ảnh hưởng của dự trữ đến cung tiền,

thì vấn đề về nguyên nhân dự trữ sẽ nảy sinh. Điều này sẽ tạo ra phương trình đồng thời có xu hướng sử dụng cho tất cả những nghiên cứu thực nghiệm dựa trên sự chỉ định từ những phương trình đơn giản.

Không chú ý đến những nhược điểm của MABP mà các nhà kinh tế học đã chỉ ra, MABP thích hợp với nội dung của chúng ta bởi các lý do sau:

1. Nó cung cấp một dạng thực nghiệm ít phức tạp nhất để ước lượng chính sách cũng như so sánh để phân tích lựa chọn.
2. Từ tổng các tài khoản vốn và tiền, nó thừa nhận là một nước có thể duy trì thâm hụt trong tài khoản hiện thời do thu hút vốn ngoại tệ và duy trì một tài khoản thặng dư vốn, có nghĩa là chấp nhận thu hút của các tài khoản ngoại tệ và thiết lập cán cân thanh toán ổn định bằng cách bù đắp những biến động tài khoản hiện thời để phát triển kinh tế.
3. Giám sát các nhân tố bên ngoài như là một điều kiện với các khoản vay từ nhiều phía (đặc biệt từ IMF) cũng như cần chú trọng vào toàn bộ BP như là biến mục tiêu.
4. Nó cung cấp các gợi ý có tính chất về mặt chính sách mà có thể dễ dàng áp dụng và các kết quả có giá trị.
5. Các kết quả thực nghiệm trước đây đã chỉ ra rằng biến tiền tệ là có ý nghĩa trong thu nhập danh nghĩa và giá nội địa nhưng mối quan hệ của nó với các nhân tố đó không phải là đóng, do đó nó sẽ là phù hợp khi xem xét tiền tệ có ý nghĩa hay không trong BP.

### **1.6.2 Các loại mô hình chỉ định**

Những nghiên cứu thực nghiệm cho MABP đã phân ra thành ba loại mô hình chỉ định để phân tích luồng dự trữ như sau:

#### ***1.6.2.1 Mô hình thông thường.***

Phần lớn các nghiên cứu thực nghiệm đều xuất phát từ các phương trình ước lượng cho luồng dự trữ với sự giúp đỡ của các mối quan hệ trong thị

trường tiền tệ. Khi đó hàm cầu được chỉ định như là một hàm của các biến bao gồm: thu nhập thực ( $Q$ ) hiện thời hoặc xa hơn, tỷ lệ thay đổi lãi suất của chi phí cơ hội hoặc tỷ lệ lạm phát kỳ vọng.

$$M^D = P \cdot f(Q, i) \quad (1.27)$$

ở đây  $P$  = mức giá,  $Q$  = thu nhập thực,  $i$  là tỷ lệ thay đổi lãi suất.

Hàm cung tiền được chỉ định như sau:

$$M^S = m \cdot MB = m ( R_1 + DC_1 ) \quad (1.28)$$

$$\text{Hoặc} \quad M^S = R_2 + DC_2 \quad (1.29)$$

trong đó  $R_1$  = tài sản ngoại tệ ròng của Ngân hàng Trung ương

$DC_1$  = tín dụng trong nước ròng của Ngân hàng Trung ương

$m$  = hệ số nhân tiền

$R_2$  = tài sản ngoại tệ ròng của hệ thống ngân hàng

$DC_2$  = tín dụng trong nước ròng của hệ thống ngân hàng.

Giả sử rằng trong dài hạn thị trường tiền tệ ở trạng thái cân bằng, tức là

$$M^D = M^S \quad (1.30)$$

Thay (1.27), (1.28) vào (1.30) với chú ý rằng trong (1.27), hàm  $f(Q, i)$  được cho dưới dạng Cobb-Douglas và thực hiện việc tính hệ số tăng trưởng toàn phần cho các nhân tố  $M^D$  và  $M^S$ , chúng ta thu được mô hình ước lượng để phân tích luồng dự trữ như sau:

$$\frac{1}{MB} \Delta R_1 = a_1 r_q + a_2 r_i + a_3 r_p - a_4 r_m - a_5 \cdot \frac{1}{MB} \Delta DC_1 + U \quad (1.31)$$

trong đó  $r_j$  với  $j = Q, i, P, m$  là các hệ số tăng trưởng,  $U$  là sai số ngẫu nhiên.

Tương tự khi ta thay phương trình (1.29) cho (1.28) thì mô hình ước lượng có dạng:

$$\frac{1}{M} \Delta R_2 = a_1 r_Q + a_2 r_i + a_3 r_P + a_4 \cdot \frac{1}{M} \Delta DC_2 + U \quad (1.32)$$

Dấu của các hệ số đòi hỏi

$$a_1 > 0, a_2 < 0, a_3 \approx 1, a_4 = a_5 = -1$$

Điều này cho thấy để hàm cầu tiền là một hàm ổn định một cách hợp lý, các hệ số  $a_3, a_4, a_5$  cần phải xấp xỉ với giá trị kỳ vọng của chúng.

#### **1.4.2.2 Mô hình cải biên**

Theo Khatiwada [89] một số mô hình cải biên cho cân cân thanh toán đã được áp dụng cho các nước phát triển và đang phát triển. Các mô hình đó phân tích BP ở mức độ không tổng hợp [68], [115], làm giảm bớt ảnh hưởng của những biến động tỷ giá chuyển đổi [50], [96] và có sự tồn tại hàng hóa phi mậu dịch [47], [115], sát nhập sự biến động của ngoại tệ như là một biến giải thích trong BP ([115]), chấp nhận sự tồn tại những hoạt động có tính tiêu cực của các chính sách tiền tệ [47], [115], [105]. Với những giả thiết đó, do điều kiện chúng ta không có đầy đủ những số liệu để nghiên cứu nên các mô hình này chỉ đưa ra mang tính tham khảo.

#### **1.4.2.3 Mô hình thị trường hối đoái tích cực.**

Vì giả thiết về sự tồn tại chế độ tỷ giá hối đoái cố định là cần thiết cho trường hợp không cân bằng trở thành một yếu tố xác định của BP, và vì từ đầu những năm 1970 một số nước đã không lựa chọn hoặc chế độ tỷ giá hối đoái mềm dẻo hay chế độ tỷ giá cố định cứng nhắc mà là một chế độ tỷ giá hối đoái thả nổi có quản lý, việc ứng dụng MABP tới những nền kinh tế đó cần phải có một vài sự sửa đổi. Với một mô hình sửa đổi, được biết đến như là một mô hình thị trường hối đoái tích cực, đã từng được thừa nhận bởi một số các nghiên cứu để kiểm tra ảnh hưởng của nội tệ mất cân đối trong BP cũng như trong tỷ giá nên với chế độ tỷ giá hối đoái có quản lý, những cú sốc tiền tệ không chỉ được bù đắp đầy đủ bởi dự trữ hay tỷ giá hối đoái mà phải bằng cả hai nhân tố này. Khi đó phương trình ước lượng được cho dưới dạng:

$$\frac{1}{MB} \Delta R + r_x = a_1 r_Q + a_2 r_f + a_3 r_i + a_4 \frac{1}{MB} \Delta DC \quad (1.33)$$

trong đó  $r_x$  là tỷ lệ tăng trưởng tỷ giá hối đoái,  $r_f$  là tỷ lệ tăng trưởng giá ngoại tệ,  $r_i$  là tỷ lệ tăng trưởng của giá cổ phiếu.

Các kết quả thực nghiệm, được kiểm tra bằng các phương pháp khác nhau của ước lượng, đã chỉ ra rằng sự mất cân đối của tiền tệ là có ý nghĩa tác dụng âm trong BP và tỷ giá; còn thu nhập thực, giá trong nước và giá ngoại tệ và những sự phát triển tiền ngoại tệ lại có ảnh hưởng dương và có ý nghĩa trong phần lớn các trường hợp mà trong đó ảnh hưởng của các biến phụ thuộc có tầm quan trọng trong mối liên hệ mở nhất của nền kinh tế.

#### **1.4.2.4 Chỉ định phương trình ước lượng.**

Chúng ta sử dụng loại mô hình thông thường cho MP với hệ thống phương trình thị trường tiền tệ gồm hàm cầu tiền, hàm cung tiền và điều kiện cân bằng trên thị trường. Hàm cầu tiền được biểu diễn dưới dạng

$$M^D = P \cdot Q_p^{b_j} \quad (1.34)$$

Trong đó  $Q_p$  là thu nhập thực thường xuyên,  $P$  là mức giá,  $b_j$  là hệ số co giãn của cầu tiền tệ theo thu nhập. Trong kết quả của mình, Khatiwada đã sử dụng thu nhập thường xuyên  $Q_p$  là trung bình trượt 3 năm của GDP thực [89]. Với dạng hàm đã cho, ta thấy nó là hàm thuần nhất bậc một theo mức giá. Hơn nữa, theo Tullio [115], thu nhập thường xuyên được chọn bởi những lý do sau

- Thu nhập thường xuyên được cho là độc lập với chính sách tiền tệ hơn và có quan hệ đóng hơn với những nguồn tài nguyên và những sự thay đổi công nghệ.
- Thu nhập thường xuyên được xem như là biến số có mức độ thích hợp hơn so với thu nhập hiện thời.

Hàm cung tiền được cho dưới dạng:

$$M^S = m \cdot DMB = m \cdot (NFA + NDA - RR) \quad (1.35)$$

ở đây NFA là tài sản ngoại tệ ròng của NHTW, NDA là tín dụng nội địa ròng của NHTW,  $m$  là hệ số nhân tiền, RR là dự trữ tiền mặt theo qui định của các NHTM, DMB là tiền cơ sở khả dụng

Phương trình (1.35) cho thấy tiền cơ sở bao gồm các thành phần trong nước và quốc tế. Khi đó cân bằng thị trường tiền tệ sẽ là

$$M^S = M^D \quad (1.36)$$

Thay (1.28) và (1.29) thu được

$$m. (NFA + NDA - RR) = P. Q_P^{b_j} \quad (1.37)$$

Thực hiện logarit tự nhiên hai vế ta có

$$\ln m + \ln(NFA + NDA - RR) = \ln P + b_j \cdot \ln Q_P$$

Vì phân hai vế theo thời gian và xấp xỉ bởi sai phân bậc nhất ta thu được

$$\frac{\Delta NFA}{NFA + NDA - RR} = \Delta \ln P + b_j \cdot \Delta \ln Q_P - \Delta \ln m - \frac{\Delta NDA}{NFA + NDA - RR} + \frac{\Delta RR}{NFA + NDA - RR}$$

Khi đó mô hình ước lượng tương ứng sẽ là

$$\frac{\Delta NFA}{DMB} = b_1 \cdot \Delta \ln Q_P + b_2 \cdot \Delta \ln P - b_3 \cdot \Delta \ln m - b_4 \cdot \frac{\Delta NDA}{DMB} + b_5 \cdot \frac{\Delta RR}{DMB} + U \quad (1.38)$$

ở đây  $b_1 > 0$ ,  $b_2 \approx 1$ ,  $b_3 = b_4 = -1$ ,  $b_5 = 1$

Trong phương trình trên,  $b_1$  được kỳ vọng là dương vì sự gia tăng của thu nhập thực sẽ dẫn tới cầu tiền sẽ cao, khi đó các tài sản nước ngoài nêu trên tới BP thặng dư. Vì chúng ta đã giả định một sự cân bằng dài hạn trong thị trường tiền tệ, tức là cầu tiền bằng với cung tiền, cầu tiền cao dẫn tới xuất khẩu hàng hóa, dịch vụ và chứng khoán đổi lấy ngoại tệ tạo ra thặng dư BP và do đó tăng ngân khố. Nếu hàm cầu tiền được chỉ định đúng thì giá trị  $b_1$  là xung quanh đơn vị,  $b_2$  được kỳ vọng dương và xấp xỉ 1; nếu cầu tiền không phù hợp với các nguồn nội địa thì sẽ phải được hỗ trợ bởi các nguồn từ bên ngoài, tức là thặng dư BP do xuất khẩu hàng hóa và chứng khoán.  $b_3$  được kỳ vọng là -1 vì nhân tử tiền tệ tăng sẽ tăng cung tiền và căn cứ vào lượng cầu, phần vượt trội của cung tiền được rút đi thông qua sự thoát ra của dự trữ, tức là thâm hụt trong BP.  $b_4$  là hệ số bù, được kỳ vọng là âm vì sự gia tăng trong ngân khố thông qua mở rộng tín dụng nội địa tạo ra một sự cung tiền dư thừa so với lượng cầu cho nó; khi đó việc cân bằng giữa cung tiền với cầu được thông qua một lượng xuất ra từ dự trữ, tức là thâm hụt BP. Nếu hàm cầu được chỉ định đúng,  $b_4$  là -1 ngay cả trong trường hợp những tác động của mở rộng

tín dụng ảnh hưởng tới giá, sản lượng và tỷ lệ lãi suất [61]. Còn nếu những nhà quản lý tiền tệ chấp nhận một số chính sách thắt chặt thì nó sẽ khác –1 [95]. Hơn nữa, nếu thiếu vắng tính linh hoạt của vốn, nó không có khả năng dùng tiền cung vượt trội để mua (bán) hàng hóa và chứng khoán trên thị trường quốc tế; vì thế hệ số bù là nhỏ. Trong trường hợp hàm cầu tiền không ổn định thì các hệ số  $b_2$ ,  $b_3$  và  $b_4$  được giả định sẽ nhận giá trị âm hoặc dương nào đó ([118], trang 291).  $b_5$  được kỳ vọng là dương và xấp xỉ 1 do sự hạn chế của tiền cơ sở vì nhu cầu dự trữ tiền mặt rất lớn của các NHTM sẽ tạo nên sự mất cân đối giữa cầu và cung tiền khả dụng cũng như các loại khác, khi đó cầu tiền sẽ được đáp ứng từ một luồng chảy vào của thành phần tiền ngoại tệ trong tiền khả dụng.

## **1.5 MỐI QUAN HỆ NHÂN QUẢ GIỮA TIỀN TỆ VÀ CÁC NHÂN TỐ VĨ MÔ**

### **1.5.1 Cơ sở lý luận cho mối quan hệ nhân quả tiền tệ – thu nhập**

Với kỹ thuật hồi qui, việc phân tích mối quan hệ giữa biến tiền tệ (M) với biến thu nhập (GDP) phản ánh việc gia tăng khối lượng tiền tệ sẽ ảnh hưởng như thế nào đến sự gia tăng của thu nhập. Tuy nhiên, những kết quả đó chưa đưa ra kết luận về mối quan hệ nhân quả giữa hai nhân tố. Vấn đề chúng ta tâm trong phần này là quan hệ giữa chúng như thế nào: 1/tiền là nguyên nhân và thu nhập là kết quả, 2/ thu nhập là nguyên nhân còn tiền là kết quả hoặc 3/ hay cả hai đều là hệ quả của biến số thứ ba. Theo Khatiwada [89], các nhà tiền tệ học cho rằng tiền là căn nguyên riêng gây ra sự biến động về kinh tế, còn quan điểm của các nhà phê bình lại cho rằng tiền là yếu tố thích nghi thu động trước các điều kiện kinh tế ít ảnh hưởng độc lập ([89]; trang 85) và kể từ những năm đầu của thập niên 70 những điều này đã không ngừng được kiểm chứng bằng nhiều công cụ kinh tế lượng khác nhau. Trong thực tiễn, một trong những điều phản đối đằng thức “dạng rút gọn” của Frideman-Meiselman [62] và Anderson-Jordan [35] là khả năng gây ra sự đảo ngược từ

thu nhập sang tiền tệ. Bởi vậy việc đưa ra các kết quả hồi qui, đối chiếu với các kiểm định của Granger [66] và Sim [111] sẽ cho phép kết luận về mối quan hệ nhân quả giữa tiền tệ và thu nhập và có hay không khả năng đảo ngược này.

### **1.5.1.1 Các lý luận cơ bản của Granger trong kiểm định mối nhân quả tiền tệ- thu nhập**

Granger [66] khẳng định mối quan hệ nhân quả của khả năng dự đoán trước. Ông đặt định đề rằng  $X$  được coi là nguyên nhân gây ra  $Y$  nếu  $Y$  được tiên đoán một cách chính xác hơn bằng cách tính biến số  $X$  với các thông tin cho trước trong mô hình. Khi điều tra định hướng của mối quan hệ nguyên nhân kết quả giữa tiền và thu nhập bằng tiền, phương trình hồi quy của Granger có dạng:

$$Y_t = \sum_{i=1}^n a_i M_{t-i} + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + U_{1t} \quad (1.39)$$

$$M_t = \sum_{i=1}^n c_i M_{t-i} + \sum_{j=1}^m d_j Y_{t-j} + U_{2t} \quad (1.40)$$

Trong đó  $Y$  là GDP tính theo giá hiện tại,  $M$  là lượng cung tiền tệ,  $a_i$ ,  $b_j$ ,  $c_i$ ,  $d_j$  là các tham số cần ước lượng,  $n$ ,  $m$  là độ dài các biến giải thích và  $U_1$ ,  $U_2$  là các sai số ngẫu nhiên (được giả định là các “nhiễu trắng”)

Mối quan hệ nhân quả duy nhất từ  $M$  sang  $Y$  được chỉ ra nếu  $\Sigma a_i \neq 0$  và  $\Sigma d_j = 0$ . Mối quan hệ nhân quả duy nhất từ  $Y$  sang  $M$  cũng được chỉ ra nếu  $\Sigma a_i = 0$  và  $\Sigma d_j \neq 0$ . Quan hệ nhân quả phản hồi hoặc liên quan trực tiếp với nhau tồn tại nếu  $\Sigma a_i \neq 0$  và  $\Sigma d_j \neq 0$ , còn tính độc lập của nó sẽ được chỉ ra khi  $\Sigma a_i = 0$  và  $\Sigma d_j = 0$  [69]. Mặc dù hiện vẫn có những điều mâu thuẫn trong định nghĩa về mối quan hệ nhân quả của Granger, nhưng đối với khả năng nhạy cảm của nó với những kiểm định khác nhau đã được áp dụng và những phép biến đổi đã lựa chọn ([102], trang 31], kiểm định này đã được

áp dụng rộng rãi trong nhiều nghiên cứu thực nghiệm để điều tra mối quan hệ nhân quả giữa tiền tệ và thu nhập.

Tuy nhiên, để thực hiện kiểm định Granger, yêu cầu rằng các chuỗi thời gian có mối quan hệ không tách rời nhau sẽ phải được phân tích sao cho hiệp phương sai ổn định. Rất nhiều các kỹ thuật thống kê đã được áp dụng để loại trừ các yếu tố quyết định và các yếu tố không ổn định từ các chuỗi thời gian. Một vài nhân tố trong số đó là: 1/ trước hết, hồi quy từng chuỗi thời gian liên tiếp nhau, tính xu thế theo thời gian và những biến giả mùa vụ là tuyến tính, đồng thời sử dụng các phần dư làm hệ số hồi quy và hồi quy và, 2/ gộp xu thế thời gian tuyến tính và các biến giả mùa vụ vào phương trình ban đầu để ước lượng, 3/ sử dụng phương pháp chọn lọc dữ liệu của Sim trước khi kiểm định hồi quy và 4/ phải tính sai phân bậc nhất và sai phân bậc hai các chuỗi thời gian ([106], trang 431-58). Để cho đơn giản, chúng ta áp dụng phương pháp cuối cùng. Khi điều tra xem tốc độ gia tăng về dữ liệu có bất biến hay không, người ta đã thực hiện hai loại kiểm định sau đây: Kiểm định tổng thể ARMA và kiểm định được áp dụng bởi Darrat [53] và Singh [112]. Đối với kiểm định thứ nhất, các chuỗi thời gian trong cung ứng tiền tệ và thu nhập được hồi quy theo các giá trị trễ tương ứng của chúng. Box- Pierce *Q-statistic* đã chỉ ra rằng các chuỗi đó không có bản chất tự hồi quy. Đối với loại kiểm định thứ hai, chuỗi tiền tệ và thu nhập được hồi quy theo hệ số hằng số và theo xu thế thời gian. Do hệ số trong biến xu thế thời gian không có vai trò đáng kể về mặt thống kê (chỉ ở mức 5%) trong mỗi lần ước lượng, nên có thể suy ra rằng nhân tố tăng trưởng của dữ liệu đã đạt được mức độ ổn định. Hơn nữa, do các chuỗi là sai phân bậc nhất của loga tự nhiên của bậc của số liệu, nên khả năng về tính phương sai sai số không đồng đều cũng bị suy giảm.

### 1.5.1.2 Các lý luận cơ bản của Sim trong kiểm định mối quan hệ nhân quả

Kiểm định của Sim về mối quan hệ nhân quả được xem như là một phiên bản biến đổi của Granger [89]. Ban đầu được áp dụng để kiểm định tính định hướng của mối quan hệ nhân quả giữa tiền tệ và thu nhập tại Hoa Kỳ, kiểm định của Sim [111] bao gồm việc kiểm định mô hình hồi quy hai chiều của dạng sau đây:

$$Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^{n_1} b_i M_{t-i} + U_{1t} \quad (1.41)$$

$$M_t = c_0 + \sum_{i=1}^{n_2} d_i Y_{t-i} + U_{2t} \quad (1.42)$$

Trong đó  $U_1$  và  $U_2$  là các “nhiều trắng”, và  $n_1$  và  $n_2$  là thời hạn tương ứng của quá trình phân phối độ trễ đối với các giá trị tương lai và trước đây của  $M$  và  $Y$ . Sim cho rằng mối quan hệ duy nhất từ  $M$  sang  $Y$  sẽ tồn tại nếu trong quá trình quy hồi  $Y$  theo các giá trị trước đây, các giá trị hiện tại và tương lai của  $M$ , các hệ số về các giá trị hiện tại và quá khứ được coi là các giá trị quan trọng nhưng hệ số về giá trị tương lai của  $M$  không được coi là yếu tố quan trọng; và trong việc hồi quy  $M$ , các giá trị trước đây, các giá trị hiện tại và tương lai của  $Y$ , các hệ số về các giá trị trước đây và các giá trị hiện tại không được coi là quan trọng nhưng giá trị tương lai lại được phát hiện thấy là có ý nghĩa. Vì thế theo giả thuyết không thì  $Y$  không phải là nguyên nhân của  $M$ ,  $b_i$  trong phương trình (1.41) sẽ bằng không 0 (tức là  $H_0 : b_{t+1}=b_{t+2}=\dots=b_{t+n_1}=0$ ) với  $i < 0$  và  $d_i$  trong phương trình (1.42) sẽ bằng không 0 ( $H_0 : d_{t-1}=d_{t-2}=\dots=d_{t-n_2}=0$ ) với  $i > 0$ . Tương tự, cũng theo giả thuyết thì  $M$  không gây ảnh hưởng tới  $Y$ ,  $b_i$  trong phương trình (1.41) bằng không 0 với  $i > 0$  và  $d_i$  trong phương trình (1.42) cũng bằng không 0 với  $i < 0$ .

Kể từ khi kiểm định F được sử dụng để kiểm định những giả thuyết là những thành phần nhiều  $U_1$  và  $U_2$  là không tương quan chuỗi với nhau, một

số công cụ thống kê được sử dụng để phát hiện những quá trình sai số không tương quan chuỗi trong các chuỗi. Sim đã sử dụng phương pháp lọc trong dữ liệu bằng cách chuyển sang mô hình loga tự nhiên. Ông lý giải rằng phương pháp lọc này có thể làm cân bằng mật độ hâu hết các chuỗi thời gian kinh tế gây ra các phần dư hồi quy gần giống như những nhiễu trắng vậy. Rất nhiều các nghiên cứu thực nghiệm đã áp dụng phương pháp lọc tương tự trong khi thực hiện kiểm định. Tuy nhiên, việc áp dụng một cách đặc biệt phương pháp lọc Sim cho một nền kinh tế có cơ cấu và định chế khác nhau sẽ có hiệu quả thấp [120]. Thay vào đó, các phương pháp lọc được đánh giá về mặt thực nghiệm đã được một số nhà nghiên cứu sử dụng và những phương pháp này bấy lâu nay được cho là khác với những phương pháp của Sim ([89], trang 66). Với mục đích của chúng ta, các dữ liệu được giải thích như là dạng sai phân bậc nhất của loga các giá trị và không chỉ ra mô hình tự hồi quy. Vì thế người ta coi các phần dư là “nhiều trắng” còn các chuỗi thời gian là hiệp phương sai dừng ([89], trang 66)

### **1.5.2 Cơ sở lý luận cho mối quan hệ nhân quả giữa tiền tệ và giá cả**

Theo Khatiwada [89], phương pháp ước lượng bình phương bé nhất cho mối quan hệ tiền tệ giá cả sẽ mất ý nghĩa nếu mối quan hệ nhân quả từ biến độc lập M đến biến phụ thuộc P là không theo một hướng duy nhất. Nếu mối quan hệ đa phương tồn tại, phương pháp ước lượng các tham số bình phương bé nhất thất bại do tính cộng tuyến giữa các biến số. Một trong những lập luận đối ngược với mô hình lạm phát tiền tệ lại cho rằng cung tiền không phải là biến ngoại sinh mà đúng hơn đó là một sự thích ứng có tính thụ động của những điều kiện kinh doanh. Lý luận này cho rằng đã có một ảnh hưởng của giá cả đến cung tiền thông qua sự thiếu hụt của ngân sách chính phủ, nhu cầu tín dụng trong khu vực tư nhân đối với các ngân hàng là cao. Đồng thời giá cả cũng ảnh hưởng đến tiền lương và tỷ giá hối đoái [34]. Hơn nữa, điều này đã thừa nhận là nếu mọi sự kỳ vọng là hợp lý thì các yếu tố kinh tế sẽ quan tâm

tới cơ cấu của lạm phát tổng quát và điều này sẽ dẫn tới coi tỷ lệ lạm phát là một hàm của tỷ lệ tăng trưởng dự đoán trước trong tương lai của cung tiền. Như vậy giá được giả định là dẫn dắt cung tiền ([89], trang 95).

Giống như trong phân quan hệ giữa tiền tệ và thu nhập, có hai dạng kiểm định cho mỗi quan hệ nhân quả giữa tiền tệ và giá cả được đề cập tới: kiểm định Granger và kiểm định Sim. Tuy nhiên với các kiểm định này, các chuỗi số liệu cần phải thỏa mãn các điều kiện sau:

- Điều chỉnh tính tự tương quan của biến phụ thuộc, nếu không thì sẽ đưa ra những kết luận sai lầm về tính nhân quả [67]
- Phải chọn lựa độ dài trễ thích hợp, bởi vì ảnh hưởng của tính nhân quả là thường xuyên nhạy cảm đối với việc sử dụng độ dài trễ trong các ước lượng hồi quy [60], [75], [113].

Theo Khatiwada [89], vì các chuỗi thời gian trong các kiểm định là vi phân bậc nhất của các giá trị ở dạng logarit tự nhiên nên rất có thể chúng là các chuỗi dừng. Còn đối với độ dài trễ, do số liệu chúng ta thu nhập được là theo quý, đặc tính mô hình trễ phân phối và hơn nữa theo nhận định về độ dài trễ được chọn nếu hệ số của nó là bé nhất nên chúng ta sẽ chọn độ dài trễ từ 3 đến 5 quý.

Tính nhân quả theo hướng Granger được nhận ra như sau :

1/ Tiền tệ (M) là nguyên nhân của giá cả (P) nếu những dự báo của giá cả dựa trên tất cả những thông tin trong quá khứ kể cả tiền tệ là tốt hơn dựa trên những thông tin trong quá khứ loại trừ tiền tệ M,

2/ Giá cả (P) là nguyên nhân của tiền tệ M nếu các dự báo của tiền tệ dựa trên những thông tin trong quá khứ bao gồm cả P là tốt hơn những thông tin trong quá khứ loại trừ giá cả P.

Các mô hình cho kiểm định Granger được chỉ định như sau:

$$\Delta \ln P_t = a_0 + \sum_{i=1}^m b_i \Delta \ln P_{t-i} + \sum_{j=1}^n c_j \Delta \ln M_{t-j} + U_1 \quad (1.43)$$

$$\Delta \ln M_t = a_1 + \sum_{i=1}^m d_i \Delta \ln M_{t-i} + \sum_{j=1}^n f_j \Delta \ln P_{t-j} + U_2 \quad (1.44)$$

i = 1, 2, ..., m, j = 1, 2, ..., n, trong đó m = , hoặc < , hoặc > n.

Nếu M là nguyên nhân gây ra P thì các ước lượng của OLS cần phải chỉ ra rằng các hệ số c<sub>j</sub> trong phương trình (1.43) là khác không và có ý nghĩa thống kê, còn f<sub>j</sub> trong phương trình (1.44) nếu khác không thì không có ý nghĩa thống kê.

Các mô hình cho kiểm định Sim được chỉ định như sau:

$$\Delta \ln P_t = c_0 + \sum_{i=n_1}^{n_2} g_i \Delta \ln M_{t-i} + U_3 \quad (1.45)$$

$$\Delta \ln M_t = c_1 + \sum_{i=n_1}^{n_2} h_i \Delta \ln P_{t-i} + U_4 \quad (1.46)$$

M không là nguyên nhân của P nếu g<sub>i</sub> = 0 với i > 0 trong phương trình (1.45) và h<sub>i</sub> = 0 với i < 0 trong phương trình (1.46). Cũng như vậy, P không phải là nguyên nhân gây lên M nếu g<sub>i</sub> = 0 với i < 0 trong phương trình (1.45) và h<sub>i</sub> = 0 với i > 0 trong phương trình (1.46).

### 1.5.3 Cơ sở lý luận cho mối quan hệ giữa tài sản nội địa ròng và dự trữ ngoại tệ ròng

Việc phân tích MABP chỉ ra rằng có một mối quan hệ giữa sự tăng trưởng của tài sản nội địa ròng với sự thay đổi của dự trữ ngoại tệ ròng, ảnh hưởng trong mối quan hệ trực tiếp chạy từ tài sản nội địa ròng. Điều đó có nghĩa tài sản nội địa được giả định là biến ngoại sinh tác động tới sự thay đổi dự trữ ngoại tệ. Nhưng các nhà nghiên cứu lại cho rằng mối quan hệ ngược chiều đi từ tài sản nội địa đến thay đổi dự trữ ngoại tệ là không chắc chắn. Điều này đặt ra khả năng có mối quan hệ đi từ sự thay đổi dự trữ ngoại tệ đến tài sản nội địa bởi những lý do sau:

- NHTW có thể điều khiển tài sản nội địa để vô hiệu ảnh hưởng của sự thay đổi dự trữ ngoại tệ trong cung tiền

- Các chính sách tín dụng của các NHTM có thể là nguyên nhân gây ra sự tăng tài sản nội địa khi có sự suy giảm trong dự trữ ngoại tệ (xuất hiện khi các NHTM suy giảm dự trữ ngoại hối nhưng lại có ý định không cắt giảm các khoản vay từ NHTW [47]).

Tính trực tiếp của mối quan hệ nhân quả đi từ sự thay đổi dự trữ ngoại tệ đến tài sản nội địa không được đặt ra như là một đòi hỏi phải giải quyết của MABP. Nếu điều này được đặt ra thì tài sản nội địa trở thành nhân tố được đưa thêm vào một cách bị động chỉ để thích ứng với những biến động của cán cân thanh toán chứ không phải là một công cụ để làm ổn định nó. Hơn nữa mối tương quan âm giữa tài sản nội địa và dự trữ ngoại tệ không đủ mạnh để MABP thừa nhận; vì vậy vấn đề đặt ra là xem xét trong mối quan hệ nhân quả, ảnh hưởng sẽ đi từ nhân tố nào đến nhân tố nào.

Các nghiên cứu thực nghiệm về tính trực tiếp của mối quan hệ nhân quả được thực hiện theo ba dạng sau:

- Sử dụng quá trình bình phương bé nhất hai giai đoạn để ước lượng cho phương trình luồng dự trữ và phương trình vô hiệu
- Sự phát triển của một mô hình vĩ mô hoàn hảo ( Phụ lục D)
- Sử dụng phương pháp kiểm định Granger và kiểm định Sim

Việc sử dụng kiểm định Granger và kiểm định Sim nhằm kiểm tra sự tồn tại mối quan hệ quan lại giữa tài sản nội địa với sự thay đổi dự trữ ngoại tệ. Nếu các kiểm định này chỉ ra rằng có mối quan hệ nhân quả chạy từ tài sản nội địa đến dự trữ ngoại tệ, thì có thể chấp nhận tài sản nội địa là biến ngoại sinh và có thể là một công cụ mạnh của chính sách tiền tệ cho sự ổn định cán cân thanh toán.

❖ Các mô hình Granger được chỉ định như sau:

$$\left(\Delta NFA / DMB\right)_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_i \left(\Delta NFA / DMB\right)_{t-i} + \sum_{j=0}^n b_j \left(\Delta NDA / DMB\right)_{t-j} + U_t \quad (1.47)$$

$$\left(\Delta NDA / DMB\right)_t = c_0 + \sum_{i=1}^m c_i \left(\Delta NDA / DMB\right)_{t-i} + \sum_{j=0}^n d_j \left(\Delta NFA / DMB\right)_{t-j} + V_t \quad (1.48)$$

Để NDA không phải là nguyên nhân của NFA thì  $b_j = 0$  với  $j > 0$  và để NDA không phải là nguyên nhân tất cả của NFA thì  $b_j = 0$  với  $j \geq 0$ . Tương tự, để NFA không phải là nguyên nhân của NDA thì  $d_j > 0$ , còn để NFA không phải là nguyên nhân tất cả của NDA thì  $d_j = 0$  với  $j \geq 0$

❖ Các mô hình của kiểm định Sim được chỉ định như sau:

$$\left(\Delta NFA / DMB\right)_t = e_0 + \sum_{i=-n}^n p_i \left(\Delta NDA / DMB\right)_{t-i} + U_t \quad (1.49)$$

$$\left(\Delta NDA / DMB\right)_t = c_0 + \sum_{i=-n}^n q_i \left(\Delta NFA / DMB\right)_{t-i} + V_t \quad (1.50)$$

Để NFA không phải là nguyên nhân của NDA thì  $p_i = 0$  với  $i < 0$  trong phương trình (1.47) và  $q_i = 0$  với  $i > 0$  trong phương trình (1.48), còn để NDA không phải là nguyên nhân của NFA,  $p_i = 0$  với  $i > 0$  trong phương trình (1.49) và  $q_i = 0$  với  $i < 0$  trong phương trình (1.50)

#### 1.5.4 Vấn đề về tính đồng thời

Vấn đề về kết quả của dự trữ trong mối quan hệ giữa tài sản nội địa và tài sản ngoại tệ đã được nhiều nhà nghiên cứu kinh tế đề cập tới. Do mục tiêu của NHTW là nhằm ổn định các lĩnh vực bên trong cũng như bên ngoài và thúc đẩy tăng trưởng kinh tế nên NHTW cố gắng theo đuổi một chính sách tiền tệ phù hợp sao cho hàm của các biến tiền tệ là thích hợp với mục tiêu đó. Mục tiêu của tiền tệ, trong chừng mực các biến mục tiêu trung gian không thay đổi, có thể là phạm vi của khối lượng tiền ngân quỹ, tiền cơ sở hoặc thành phần nội địa của tiền cơ sở (tài sản nội địa ròng) và tiếp đó là những mức độ đòi hỏi tăng trưởng của biến tiền tệ theo hướng ngược lại các chỉ thị của ngân hàng trung ương: *hàm phản ứng*. Chẳng hạn khi các nhà hoạch định chính sách đặt ra mục tiêu tỷ lệ tăng trưởng cung tiền phù hợp với mục tiêu của tỷ lệ tăng trưởng thực, giá cả và cán cân thanh toán, và nếu như có một dự

trữ ngoại tệ ngoại sinh được đưa vào làm cho cung tiền vượt trội thì ngân hàng trung ương có thể thực hiện biện pháp bù đắp bằng cách mở thị trường chứng khoán. Sự vô hiệu hoàn toàn là có thể nếu như thị trường tài chính phát triển tốt và vì thế không có ảnh hưởng bất lợi tới các điều kiện của biến mục tiêu tiền tệ đã được thừa nhận ([89], trang 120) Nhưng điều đó là chưa có thể đạt được trong điều kiện mà thị trường tài chính của chúng ta còn mới bắt đầu hình thành và chưa phát triển. Quyền mà những nhà hoạch định tiền tệ có được là điều khiển thành phần nội địa của tổng tiền bằng việc xác định lượng tín dụng trực tiếp cũng như tín dụng tràn và các mức độ gián tiếp khác như tái cấp vốn, tỷ lệ chiết khấu, công bố tỷ lệ lãi suất và tỷ lệ dự trữ bắt buộc. Theo tổ chức IMF – WB, bao trùm trên các biến tiền tệ và tài chính, việc các nhà hoạch định chính sách đưa ra mục tiêu tăng trưởng của tài sản nội địa ròng của hệ thống các ngân hàng và theo đuổi chính sách vô hiệu để đạt được mục đích là hoàn toàn có thể thực hiện được. Tuy nhiên trong một hệ thống tỷ giá cố định và thị trường tài chính kém phát triển thì không dễ dàng vô hiệu hóa ảnh hưởng của luồng dự trữ vượt trội trong tiền cơ sở hoặc trong tiền ngân khố. Câu trả lời cho luồng dự trữ thâm hụt và tiếp theo là sự mất cân bằng trong thị trường tiền tệ được giải quyết bởi thâm hụt tài chính lớn do chính phủ thông qua các món vay ngân hàng. Về mặt trực quan, việc vô hiệu hóa trở lên có hiệu quả do việc chuyển từ thâm hụt ngân sách chính phủ sang thâm hụt cán cân thanh toán để giữ DMB được ở mức mong muốn.

Khi thảo luận về vấn đề mối quan hệ nhân quả giữa tài sản nội địa và tỷ giá hối đoái trong luồng dự trữ, những khả năng sau được đưa vào:

1/ Các nhà hoạch định chính sách tiền tệ có thể phán đoán được những sự thay đổi bất thường và dưới mức bảo hiểm trong ngân khố do những biến động trong cán cân thanh toán và cố gắng giữ sự ổn định như trước bằng việc thay đổi tài sản nội địa thông qua các công cụ chính sách trực tiếp hay gián tiếp.

2/ Khi dự trữ ngoại tệ của các NHTM cạn kiệt, họ có thể vay của NHTW một số lượng lớn để có thể tiếp tục duy trì thị trường của họ

3/ Sự thâm hụt tài chính chính phủ có thể được xem như là một công cụ tự triệt tiêu luồng ngoại tệ chuyển vào theo nghĩa khi dòng viện trợ cao (tức là có sự tăng dự trữ) sẽ có đòi hỏi khắt khe hơn đối với việc cho vay của ngân hàng hoặc việc tồn tại một số lượng lớn các khoản vay vượt trội của chính phủ sẽ được giảm bớt, mà điều này sẽ dẫn tới một sự suy giảm tín dụng cho chính phủ và sau đó làm giảm thành phần nội địa trong tiền cơ sở.

Trong chỉ định phương trình vô hiệu dưới đây, nếu hệ số vô hiệu xuất hiện có ý nghĩa thống kê với giá trị âm, thì chúng ta có thể khẳng định rằng có một hàm của một số hoặc tất cả những luồng nhân quả ngược đã thảo luận ở trên ([89], trang 121)

Phương trình luồng dự trữ và vô hiệu được chỉ định như sau:

$$\frac{\Delta NFA}{DMB} = a_0 + a_1 \Delta \ln Q + a_2 \Delta \ln P + a_3 \frac{\Delta NDA}{DMB} + a_4 \frac{\Delta RR}{DMB} + a_5 \Delta \ln m + U \quad (1.51)$$

$$\frac{\Delta NDA}{DMB} = b_0 + b_1 \Delta \ln P + b_2 \frac{\Delta NFA}{DMB} + b_3 \Delta \ln GD + U \quad (1.52)$$

Biến GD là nợ của Chính phủ được tính đến như là một trong các biến ngoại sinh xác định NDA, nó biểu thị rằng tín dụng cho chính phủ như là một yếu tố chính của tiền cơ sở. Dấu của các hệ số  $a_1$ ,  $a_2$ ,  $a_4$ ,  $b_1$  và  $b_3$  được hy vọng là dương,  $a_5$  là âm,  $a_3$  là hệ số bù và  $b_2$  là hệ số vô hiệu. Nếu trường hợp vô hiệu hoàn toàn,  $b_2$  sẽ là -1 và nếu với giả thiết không vô hiệu hệ số này sẽ xấp xỉ 0.

**CHƯƠNG 2**  
**PHÂN TÍCH ĐỊNH LƯỢNG ẢNH HƯỞNG**  
**CỦA CHÍNH SÁCH CUNG TIỀN TỚI MỘT SỐ NHÂN TỐ VĨ MÔ**  
**CỦA VIỆT NAM TRONG GIAI ĐOẠN GẦN ĐÂY**

Trong chương trước, chúng ta đã đưa ra các cơ sở lý luận cho những mô hình phản ánh nguồn gốc của khối lượng tiền cung ứng mà đại diện là khối lượng tiền cơ sở (tiền có quyền lực cao) MB. Đồng thời những lý luận cơ bản cho các mô hình phản ánh mối quan hệ giữa lượng tiền cung ứng với các nhân tố vĩ mô như thu nhập, giá cả và ảnh hưởng của nó đến cán cân thanh toán cũng đã được đưa ra. Trong chương này, chúng ta sẽ phân tích những mối quan hệ đó trong giai đoạn gần đây dựa trên các mô hình thực nghiệm cho nền kinh tế Việt Nam.

**2.1 KINH TẾ VIỆT NAM VÀ CHÍNH SÁCH TIỀN TỆ TRONG GIAI ĐOẠN 1995- 2006**

**2.1.1 Đặc trưng cơ bản của nền kinh tế Việt Nam trong giai đoạn 1995- 2006**

Từ đầu những năm 90 của thế kỷ 20, nền kinh tế Việt Nam bắt đầu thoát khỏi khủng hoảng kinh tế và đi dần vào thế ổn định, lạm phát đã được ngăn chặn, đời sống của nhân dân từng bước được cải thiện và nâng cao. Cũng bắt đầu từ đây, các thị trường từng bước được hình thành và mở rộng đồng bộ. Tuy nhiên do tác động của cuộc khủng hoảng tài chính tiền tệ trong khu vực (năm 1997- 1999), kinh tế trong nước diễn biến phức tạp. Kinh tế đang trong đà phát triển đã rơi vào tình trạng suy giảm từ mức 9,4% năm 1996 xuống mức 4,5% năm 1999. Trên thị trường, lạm phát tuy đã được kìm chế nhưng chưa ổn định. Khi lạm phát còn ở mức hai con số trong những năm đầu thập kỷ 90, mọi cố gắng trong các chính sách kinh tế đã kiềm chế tới mức 4,5%

năm 1996 nhưng tới năm 1998 tăng lên đến 8,8%. Từ đồ thị hình 2.3 chúng ta thấy thời kỳ 1999 – 2001, lạm phát suy giảm, thậm chí sự tăng trưởng của giá cả còn nhận giá trị âm ở năm 2000. Hơn nữa ở giai đoạn này, kinh tế trong nước và quốc tế có nhiều diễn biến bất lợi như sự gia tăng giá của một số mặt hàng chiến lược đã tác động đến giá cả của thế giới. Tuy nhiên, bằng các nỗ lực trong và ngoài nước, nền kinh tế đã bắt đầu trở lại thế ổn định từ năm 2003 đến nay. Kinh tế tăng trưởng đều đặn hàng năm, lạm phát luôn được kiểm soát và bình ổn. Những thành quả thu được trong thời gian qua là kết quả của các chính sách điều hành kinh tế vĩ mô của Chính phủ, trong đó có vai trò quan trọng của NHTW trong việc điều hành chính sách tiền tệ.

### **2.1.2 Chính sách tiền tệ của NHTW đối với nền kinh tế**

Do diễn biến phức tạp của nền kinh tế, chính sách tiền tệ trong thời kỳ vừa qua có thể được chia thành hai giai đoạn:

*1/ Từ năm 1995 đến năm 1999.*

Trong giai đoạn này, NHTW theo đuổi chính sách tiền tệ thắt chặt để ổn định tiền tệ, tăng dự trữ ngoại tệ, ổn định lãi suất, kiểm soát tỷ giá để khuyến khích xuất khẩu, hạn chế nhập khẩu nhằm hạn chế tác động bất lợi của cuộc khủng hoảng tài chính tiền tệ trong khu vực, hỗ trợ tăng trưởng kinh tế đạt mức cao, kiểm soát lạm phát và cải thiện cán cân thanh toán. Với mục đích đó, các công cụ của chính sách tiền tệ đã được vận hành theo hướng gắn chặt với yêu cầu của nền kinh tế:

- + Công cụ lãi suất: NHTW đã thực hiện cơ chế điều hành lãi suất trần cho vay ngắn hạn, trung và hạn hạn. Với việc liên tục giảm lãi suất này đã hỗ trợ tích cực trong việc tăng trưởng kinh tế. Hơn nữa từ tháng 1/1998, chính sách lãi suất đã được thực hiện trong mối quan hệ hài hòa với cơ chế tỷ giá nhằm hạn chế những ảnh hưởng của cuộc khủng hoảng tài chính tiền tệ khu vực bằng cách tự do hóa hoàn toàn lãi suất huy động, chỉ áp dụng một lãi suất

trần cho vay ngắn hạn và trung hạn. Cơ chế “trần lãi suất cho vay” luôn có sự điều chỉnh để bám sát mục tiêu tăng trưởng kinh tế và đã góp phần phát triển chiêu sâu thị trường tài chính, ổn định thị trường tiền tệ.

+ Công cụ tỷ giá: Do thâm hụt cán cân quá lớn, NHTW tiến hành phá giá đồng tiền dần dần từng bước nhằm thu hẹp khoảng cách giữa tỷ giá chính thức với tỷ giá trên thị trường tự do và thực tế đến tháng 2 năm 1999, NHTW đã công bố tỷ giá giao dịch bình quân trên thị trường ngoại tệ liên ngân hàng, thực hiện điều hành chế độ tỷ giá hối đoái theo hướng thị trường có sự quản lý của Nhà nước. Với cơ chế điều hành đó, cán cân thanh toán đã được cải thiện, cán thương mại đã chuyển từ bội chi sang bội thu năm 1999, năm 2000 (Bảng 2.11)

+ Công cụ dự trữ bắt buộc: Việc thực thi chính sách cung tiền theo công cụ dự trữ bắt buộc nhằm đảm bảo lượng tiền cung ứng sẽ giảm sút (khi tỷ lệ này tăng lên) hay tăng lên (khi tỷ lệ này giảm sút). Trong giai đoạn đang nghiên cứu, với một tỷ lệ dự trữ bắt buộc khá cao (tối thiểu là 10%, tối đa là 35%) và cứng nhắc đã hạn chế khả năng phát triển thị trường tiền tệ và vai trò điều của NHTW. Chính vì vậy đến tháng 2 năm 1999, NHTW đã ban hành quyết định mới để điều chỉnh mức dự trữ bắt buộc. Việc thực hiện công cụ dự trữ này cho phép NHTW tăng khả năng kiểm soát đối với M1.

+ Hạn mức tín dụng: Trong điều kiện thị trường thứ cấp chưa phát triển, NHTW chưa thể sử dụng các công cụ tiền tệ của thị trường mở để kiểm soát sự gia tăng của tổng phương tiện thanh toán thì việc sử dụng hạn mức tín dụng nhằm hạn chế hệ số nhân tiền, nâng cao chất lượng tín dụng. Tuy nhiên vì là một công cụ trực tiếp nên nó không được điều chỉnh một cách linh hoạt theo thị trường, dẫn tới chưa đáp ứng nhu cầu về vốn của nền kinh tế.

+ Nghiệp vụ tái cấp vốn: Đây là một nghiệp vụ mà NHTW cho thực hiện nhằm cung cấp vốn cho các NHTM và các tổ chức tài chính khác của nền

kinh tế. Trên thực tế nghiệp vụ này chỉ được thực thi cho những NHTM quốc doanh, còn các NHTM cổ phần hay các tổ chức tín dụng khác rất ít được NHTW tái cấp vốn do những điều kiện cho những khoản vay chưa được đảm bảo. Tuy nhiên mức lãi suất tái cấp vốn chưa được điều chỉnh linh hoạt nên có ảnh hưởng đến vai trò điều tiết thị trường của NHTW thông qua nghiệp vụ này.

## *2/Từ năm 2000 đến năm 2006*

Ở giai đoạn này mục tiêu điều hành chính sách tiền tệ của NHTW là thực hiện một chính sách tiền tệ nói lỏng thận trọng để vừa đảm bảo mục tiêu ổn định giá trị đồng tiền, kiểm soát lạm phát ở mức không quá 5%, góp phần thúc đẩy tăng trưởng kinh tế, đồng thời thực hiện chủ trương kích cầu của Chính phủ, tiếp tục ổn định hệ thống ngân hàng. Để đạt được mục tiêu đề ra, NHTW đã thực hiện đổi mới điều hành các công cụ của chính sách tiền tệ, đáp ứng với yêu cầu của nền kinh tế và xu hướng chung của thị trường tài chính thế giới thông qua các nghiệp vụ:

- + Công cụ lãi suất: NHTW đã thay cơ chế lãi suất trần bằng cơ chế điều hành lãi suất cơ bản và sau đó đến tháng 6 năm 2002 được thay thế bằng cơ chế lãi suất thỏa thuận trong hoạt động tín dụng thương mại bằng VND của các tổ chức tín dụng đối với khách hàng. Việc thực thi cơ chế lãi suất thỏa thuận (mà thực chất là tự do hóa lãi suất) có những đóng góp lớn trong quá trình điều tiết vốn của nền kinh tế. Tuy nhiên với điều kiện thị trường trong quá trình mở hoàn toàn, sự biến động lớn của nguồn ngoại tệ, cơ chế lãi suất này đôi khi đã làm dịch chuyển lượng tiền gửi từ nội tệ sang ngoại tệ. Điều đó đòi hỏi phải có những công cụ khác để hoàn thiện hơn cơ chế lãi suất nhằm đảm bảo tính tự do hoàn toàn của nó.

- + Công cụ tỷ giá: Ngoài những qui định cho luồng ngoại tệ luân chuyển nhằm kiểm soát trạng thái ngoại hối, việc thực thi một chế độ tỷ giá linh hoạt

có tác động rất lớn đến trạng thái cân bằng của cán cân thanh toán. Với cơ chế tỷ giá được áp dụng, biến đổi tỷ giá ngoại hối trên thị trường đã không còn nhiều biến động lớn. Sự sai lệch giữa tỷ giá công bố và tỷ giá trên thị trường tự do đã thu hẹp đáng kể và không gây ra những biến động lớn và đặc biệt áp lực tăng tỷ giá đã giảm đáng kể.

+ Công cụ dự trữ bắt buộc: Với vai trò tương đối quan trọng trong điều tiết thị trường, NHTW đã thường xuyên thay đổi mức dự trữ bắt buộc của các tổ chức tín dụng, tạo điều kiện mở rộng tín dụng, kích thích đầu tư. Đồng thời, mức dự trữ bắt buộc còn được áp dụng cho cả những khoản tiền gửi ngoại tệ và mở rộng diện kiểm soát cho các khoản tiền gửi huy động dưới 24 tháng.

+ Nghiệp vụ tái cấp vốn: Từ tháng 4 năm 2003, NHTW bắt đầu tạo lập khung điều hành lãi suất. Từ đó, lãi suất tái cấp vốn là lãi suất trần, lãi suất chiết khấu là lãi suất sàn. Đồng thời việc nới lỏng các điều kiện cấp vốn tạo cơ hội giá tăng vốn nhanh chóng trên thị trường tiền tệ.

Ngoài ra, từ tháng 7 năm 2000, NHTW đưa vào sử dụng nghiệp vụ thị trường mở và từ tháng 7 năm 2001, đưa vào nghiệp vụ Swap. Đó là những công cụ tiền tệ gián tiếp nhằm điều tiết vốn khả dụng và và lãi suất thị trường có hiệu quả hơn.

## **2.2 PHÂN TÍCH CHÍNH SÁCH TIỀN TỆ THÔNG QUA CÁC MÔ HÌNH CHO TIỀN CƠ SỞ**

### **2.2.1 Phân tích số liệu và các kết quả**

Để phân tích cung tiền, chúng ta sử dụng các số liệu từ quý 1 năm 1996 đến quý 4 năm 2005. Số liệu, khối lượng tiền cơ sở khả dụng DMB, M1, M2, khối lượng tiền cơ sở MB, các bộ phận cấu thành của nó và các số liệu cho các biến khác được lấy theo báo cáo của IMF từ năm 1996 đến 2005. Sở dĩ chúng ta sử dụng các số liệu này vì bắt đầu từ 1995, các báo cáo của IMF mới cho chúng ta đầy đủ những thông số theo tiêu chuẩn và được tính theo quý. Đồng

thời từ năm 1995, nền kinh tế đi vào thế ổn định. Các số liệu về lãi suất được lấy theo các Báo cáo thường niên của NHTW từ các năm 1996 đến năm 2005. (Tên của các chuỗi số liệu đã được nêu trong bảng các chữ viết tắt).

**Bảng 2.1 Tóm tắt thống kê của các nhân tố tiền cơ sở (Quí 1/1996- quý 4/2004)**

| Biến   | Số quan sát | Giá trị trung bình | Giá trị lớn nhất | Giá trị nhỏ nhất | Độ lệch chuẩn |
|--------|-------------|--------------------|------------------|------------------|---------------|
| Q      | 36          | 71679,21           | 96868            | 54477,09         | 12676,25      |
| C /DD  | 36          | 1,54394            | 2,0631           | 1,21968          | 0,1889        |
| Dr     | 36          | 6,56               | 10,2             | 3,54             | 1,9216        |
| YNA /Y | 36          | 0,7734             | 0,858            | 0,681            | 0,0433        |
| TD     | 36          | 0,5885             | 0,70             | 0,457            | 0,056         |
| YAG/Y  | 36          | 0,2266             | 0,319            | 0,142            | 0,0433        |
| TD/DD  | 36          | 1,4765             | 2,3319           | 0,8418           | 0,3587        |
| Lr     | 36          | 11,221             | 15,0             | 6,80             | 2,3255        |
| Er     | 36          | 0,0795             | 0,169            | -0,002           | 0,0415        |
| Br     | 36          | 12,25057           | 19,742           | 4,249            | 5,8255        |
| Rr     | 36          | 7,4267             | 12,0             | 4,80             | 2,90          |
| LA/TL  | 36          | 0,6576             | 12               | 4,8              | 2,9           |
| GDP    | 36          | 115276,3           | 182105           | 64325            | 30053,55      |
| Dir    | 36          | 0,67               | 1,35             | 0,0              | 0,5412        |
| M1     | 36          | 85299,91           | 197989,0         | 26232,8          | 498584,22     |
| M2     | 36          | 218669,9           | 532348,4         | 54791,51         | 142314,9      |
| DMB    | 36          | 62410,5            | 122684           | 26103            | 32345,2       |

*Ghi chú : YNA = GDPNA, YAG = GDPAG, Y = GDP. Các biến GDP, Q, GDPNA, GDPAG, TD, DD, DMB, M1, M2, LA, TL có đơn vị đo là tỷ đồng, các biến lãi suất có đơn vị đo %/năm*

*Việc thống kê các chỉ số cơ bản kiểm định tính dừng của các chuỗi số*

liệu cũng như việc thực hiện hồi qui các phương trình được thực hiện trên phần mềm EVIEWS 5.0. Trong bảng 2.1, Q là thu nhập thực của nền kinh tế, được lấy theo quý và tính theo giá năm 1994 dựa trên Báo cáo của Tổng cục Thống kê. GDP là số liệu của thu nhập danh nghĩa được tính theo giá hiện hành (tức là theo giá tại thời điểm mà số liệu thu nhận được). GDPAG là thu nhập danh nghĩa trong khu vực sản xuất các sản phẩm nông nghiệp. GDPNA là thu nhập danh nghĩa trong khu vực sản xuất các hàng công nghiệp và dịch vụ. GDPAG và GDPNA là hai bộ phận cấu thành của GDP, C là số liệu khối lượng tiền mặt trong lưu thông trên thị trường, DD là lượng tiền gửi không kỳ hạn trong các NHTM.

Do số liệu về tiền tệ thu nhận được dựa trên Báo cáo của IMF, trong đó không tách ra được hai khối lượng tiền gửi có kỳ hạn và tiền gửi tiết kiệm có kỳ hạn nên chúng ta gộp tổng của hai khối lượng tiền này thành biến TD. Các biến lãi suất Dir, Dr, Er, Lr, Br, Rr, La, TL được lấy theo các Báo cáo thường niên của Ngân hàng Nhà nước Việt Nam từ năm 1996 đến 2004. Tóm tắt những chỉ số thống kê cơ bản của các chuỗi số liệu cho trong bảng 2.1. Vì số liệu cho các biến hồi qui của chúng ta đều là các chuỗi số theo thời gian, nên chúng ta tiến hành kiểm định tính dừng của chúng. Kiểm định Dickey- Fuller được sử dụng để kiểm định nghiệm đơn vị với giả thiết  $H_0$  chấp nhận cho biết chuỗi là không dừng. Các kết quả của kiểm định cho ở Bảng 2.2 (Phụ lục E). Kết quả cho thấy với độ dài trễ là 1, ngoại trừ các chuỗi C/DD, GDPAG/GDP, GDPNA/GDP, Lr là các chuỗi dừng với mức ý nghĩa 5%, các chuỗi Q, Dr, TD, TD/DD, ER/D, Br, Rr, LA/TL là các chuỗi không dừng với mức ý nghĩa 10% nhưng với mức ý nghĩa 1%, tất cả các chuỗi ở dạng sai phân bậc nhất, độ trễ kéo dài là 1 đều là các chuỗi dừng.

### **2.2.2 Tỷ lệ tăng trưởng của cung tiền**

Trước hết từ số liệu nhận được chúng ta thấy tỷ lệ trung bình của cung

**Bảng 2.2 Kết quả kiểm định tính dừng của các nhân tố của tiền cơ sở**

| Biến  | Mức độ | Độ trễ | Giá trị KĐ | Giá trị tối hạn ADF |         |         | Tính dừng  |
|-------|--------|--------|------------|---------------------|---------|---------|------------|
|       |        |        |            | 1%                  | 5%      | 10%     |            |
| Q     | Q      | 1      | -0.3945    | -3.6353             | -2.9499 | -2.6133 | Không dừng |
|       | D(1)   | 1      | -4.8370    | -3.6422             | -2.9527 | -2.6148 | Dừng 1%    |
| C/DD  | C/DD   | 1      | -3.3626    | -3.6353             | -2.9499 | -2.6133 | Dừng 5%    |
|       | D(1)   | 1      | -4.6686    | -3.6422             | -2.9527 | -2.6148 | Dừng 1%    |
| Dr    | Dr     | 1      | -2.2217    | -3.6353             | -2.9499 | -2.6133 | Không dừng |
|       | D(1)   | 1      | -3.2071    | -3.6422             | -2.9527 | -2.6148 | Dừng 5%    |
| YAG/Y | YAG/Y  | 1      | -4.1330    | -3.6353             | -2.9499 | -2.6133 | Dừng 1%    |
|       | D(1)   | 1      | 5.7582     | -3.6422             | -2.9527 | -2.6148 | Dừng 1%    |
| TD    | TD     | 1      | -1.3198    | -3.6353             | -2.9499 | -2.6133 | Không dừng |
|       | D(1)   | 1      | -6.9706    | -3.6422             | -2.9527 | -2.6148 | Dừng 1%    |
| YNA/Y | YNA/Y  | 1      | -4.1330    | -3.6353             | -2.9499 | -2.6133 | Dừng 1%    |
|       | D(1)   | 1      | -5.7582    | -3.6422             | -2.9527 | -2.6148 | Dừng 1%    |
| TD/DD | TD/DD  | 1      | -0.8524    | -3.6353             | -2.9499 | -2.6133 | Không dừng |
|       | D(1)   | 1      | -5.7976    | -3.6422             | -2.9527 | -2.6148 | Dừng 1%    |
| Lr    | Lr     | 1      | -3.5976    | -3.6353             | -2.9499 | -2.6133 | Dừng 5%    |
|       | D(1)   | 1      | -4.5453    | -3.6422             | -2.9527 | -2.6148 | Dừng 1%    |
| Er/D  | Er/D   | 1      | -2.0491    | -3.6353             | -2.9499 | -2.6133 | Không dừng |
|       | D(1)   | 1      | -4.7461    | -3.6422             | -2.9527 | -2.6148 | Dừng 1%    |
| Br    | Br     | 1      | -0.8928    | -3.6353             | -2.9499 | -2.6133 | Không dừng |
|       | D(1)   | 1      | -4.3274    | -3.6422             | -2.9527 | -2.6148 | Dừng 1%    |
| Rr    | Rr     | 1      | -2.3791    | -3.6353             | -2.9499 | -2.6133 | Không dừng |
|       | D(1)   | 1      | -4.3015    | -3.6422             | -2.9527 | -2.6148 | Dừng 1%    |
| LA/TL | LA/TL  | 1      | -1.1438    | -3.6353             | -2.9499 | -2.6133 | Không dừng |
|       | D(1)   | 1      | 3.8837     | -3.6422             | -2.9527 | -2.6148 | Dừng 1%    |
| GDP   | GDP    | 1      | 2,525      | -2,6162             | -1,9481 | -1,612  | Dừng 5%    |
|       | D(1)   | 1      | -19,9456   | -3,5812             | -2,9266 | -2,6014 | Dừng 1%    |

Ghi chú: YAY/Y là GDPAG/GDP, YNA/Y là GDPNA/GDP, D(1) là sai phân cấp 1

tiền M1 từ quý 1 năm 1996 đến quý 4 năm 2004 là 2,508% (xem bảng A1, phụ lục A). Tỷ lệ cao nhất quan sát thấy được là năm 1999 (4,49%), còn thấp nhất là của năm 2002 (1,18%). Theo quan sát, cung tiền theo từng quý đều đặn tăng, ngoại trừ một số quý tỷ lệ này âm. Đặc biệt ở quý 4 năm 1999, tỷ lệ này lên tới 14,34%. Trong khi đó tỷ lệ tăng trưởng của thu nhập thực là quá thấp, trung bình hàng năm là 0,934% với mức cao nhất theo quý là 2,87%. Điều đó chỉ ra rằng khi tỷ lệ tăng trưởng của cung tiền tăng nhanh hơn tỷ lệ tăng trưởng của thu nhập thực, tạo ra một áp lực lên giá cả và cân cân thanh toán của nền kinh tế.

### 2.2.3 Mối quan hệ giữa cung tiền và tiền cơ sở khả dụng (tiền có quyền lực cao khả dụng)

Chúng ta chỉ định mối quan hệ giữa cung tiền hẹp M1 và tiền cơ sở khả dụng DMB dưới dạng mô hình hồi qui bậc nhất và dạng sai phân bậc nhất như sau

$$M1 = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot DMB + U_1 \quad (2.1)$$

$$\Delta M1 = \beta_0 + \beta_1 \cdot \Delta DMB + U_2 \quad (2.2)$$

Trước khi đi thực hiện các kiểm định cho các mô hình trên, chúng ta kiểm tra tính dừng của hai chuỗi này.

**Bảng 2.3 Kiểm định tính dừng của các khối lượng tiền cung ứng**

| Biến | Mức độ | Độ trễ | Giá trị KĐ | Giá trị tối hạn ADF |         |         | Tính dừng  |
|------|--------|--------|------------|---------------------|---------|---------|------------|
|      |        |        |            | 1%                  | 5%      | 10%     |            |
| M1   | M1     | 1      | 3.8095     | -3.5778             | -2.9256 | -2.6005 | Dùng 1%    |
|      | D(1)   | 1      | -4.2839    | -3.5814             | -2.9271 | -2.6013 | Dùng 1%    |
| M2   | M2     | 1      | 4.9466     | -3.5778             | -2.9256 | -2.6005 | Dùng 1%    |
|      | D(1)   | 1      | -8,2358    | -3.5814             | -2.9271 | -2.6013 | Dùng 1%    |
| DMB  | DMB    | 1      | 0,8018     | -3.6353             | -2.9499 | -2.6133 | Không dừng |
|      | D(1)   | 1      | -5,7077    | -3.6422             | -2.9527 | -2.6148 | Dùng 1%    |

Bằng kiểm định Dickey- Fuller cho kiểm định nghiệm đơn vị với giả thiết  $H_0$  là chuỗi không dừng thu được kết quả trong bảng 2.3. Chúng ta thấy với mức ý nghĩa 1%, các chuỗi số M1 và M2 cùng với sai phân bậc nhất của chúng đều là các chuỗi dừng với độ trễ kéo dài là 1. Còn chuỗi số DMB là chuỗi không dừng, nhưng chuỗi sai phân bậc nhất là chuỗi dừng với độ trễ kéo dài là 1 (Phụ lục E). Như vậy chúng ta tin tưởng sẽ không có hồi qui giả mạo trong các kết quả hồi qui liên quan.

Thực hiện hồi qui với các số liệu đã có thu được

$$M1 = -0,1096 + 1,431 * DMB \quad (2.3)$$

$$T \quad (-0,014) \quad (15,47)^*$$

$$R^2 = 0,879 \quad F = 239,4 \quad D - W = 1,315$$

$$\Delta M1 = 2,549 + 0,917 * \Delta DMB \quad (2.4)$$

$$T \quad (2,77)^* \quad (7,26)^*$$

$$R^2 = 0,6304 \quad F = 26,43 \quad D - W = 2,05$$

(Trong kết quả các phương trình hồi qui, các giá trị trong dấu ( ) chỉ giá trị của thống kê T, còn dấu (\*), (\*\*) chỉ mức ý nghĩa 5%, 10%)

Trong cả hai phương trình, hệ số của tiền cơ sở khả dụng đều có ý nghĩa thống kê ở mức 5%. Tuy nhiên trong phương trình (2.3) DMB là chuỗi không dừng, hệ số chặn không có ý nghĩa thống kê và còn khuyết tật tự tương quan mà khi thực hiện khắc phục chúng ta thu được quá trình không dừng. Phương trình (2.4) là phương trình không còn các khuyết tật. Hệ số của  $\Delta DMB$  bằng 0,917 có ý nghĩa thống kê cao cho thấy nếu lượng tiền cơ sở khả dụng gia tăng 1% thì lượng tiền hép cung ứng sẽ tăng 0,917%. Hơn nữa hai chuỗi trong phương trình hồi qui là hai chuỗi dừng nên không có hồi qui giả mạo. Hệ số  $R^2 = 0,6304$  có thể coi là chấp nhận trong các mô hình với biến sai phân. Kết quả chứng tỏ sự gia tăng lượng tiền hép phụ thuộc chặt chẽ vào sự gia tăng lượng tiền cơ sở khả dụng.

## 2.2.4 Các yếu tố quyết định của hệ số nhân tiền khả dụng

Việc xác định hệ số nhân tiền m theo hướng tiếp cận đã nêu ở chương trước cho thấy những yếu tố ảnh hưởng tới hệ số nhân tiền bao gồm tỷ lệ tiền mặt, tỷ lệ dự trữ vượt trội của các ngân hàng, tỷ lệ tiền gửi và tỷ lệ các khoản nợ khác. Khi xem xét ảnh hưởng của những nhân tố này cho thấy trung bình trong thời kỳ đang nghiên cứu, các nhân tố này đóng góp cho  $\Delta m$  lần lượt là 23,1%, (-)43,6%, 2,5% và 44,5%. Theo từng năm, sự đóng góp của các nhân tố này thay đổi thất thường nhưng nhìn chung chúng đều ảnh hưởng theo giá trị dương tới  $\Delta m$ . Đặc biệt năm 1999, tất cả các yếu tố đều ảnh hưởng âm tới  $\Delta m$ . Hành vi và tác động của các nhân tố này đã được phân tích trong các giáo trình lý thuyết tiền tệ ([4], trang 210). Bởi vậy ở phần sau chúng ta sẽ phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến chúng thông qua các mô hình thực nghiệm.

### 2.2.4.1 Tỷ lệ giữa sử dụng tiền mặt với tiền gửi không kỳ hạn

Chức năng tiền tệ của tiền gửi không kỳ hạn bị giới hạn bởi sự thiếu các dịch vụ ngân hàng thoả đáng và thói quen của dân chúng về sử dụng tiền mặt trong thanh toán. Khi đó tiền mặt đóng cả hai vai trò trung gian chuyển đổi và chức năng giữ giá trị của tiền. Số liệu quan sát được cho thấy tỷ lệ tiền mặt còn quá lớn trong khối lượng tiền. Tuy nhiên sự suy giảm của tỷ lệ này theo thời gian cho thấy các dịch vụ ngân hàng đã được phát triển. Từ đó chúng ta sẽ đi đến việc xem xét các nhân tố ảnh hưởng tới tỷ lệ này.

Tỷ lệ tiền mặt với tiền gửi không kỳ hạn (C/DD) không chỉ phản ánh sự thay đổi giữa C và DD mà còn là sự thay đổi vượt ra ngoài đến các tài sản khác. Bởi vậy để kiểm tra các nhân tố ảnh hưởng đến tỷ lệ tiền mặt đòi hỏi phải nhận diện ra các nhân tố gây ra biến động của C và DD cũng như sự biến động giữa hai nhân tố này. Hơn nữa, kết quả của Khatiwada ([89], trang 32) cho thấy cầu tiền mặt như là một hàm tăng của các nhân tố như thu nhập, hàm

giảm của lãi suất và tỷ lệ lạm phát kỳ vọng. Từ đó chúng ta sẽ phân tích một số yếu tố xác định của tiền mặt.

### ❖ Thu nhập thực

Kết quả nghiên cứu của các nhà kinh tế đã cho rằng mỗi sự gia tăng trong thu nhập thực sẽ làm suy giảm cầu tiền mặt nếu trong nền kinh tế đó nâng cao kỹ thuật thanh toán bằng séc ([89], trang 33). Bởi vậy thu nhập thực được tính đến như là một biến giải thích trong hàm tỷ lệ tiền mặt vì những lý do sau:

- Tính co giãn của thu nhập đối với tiền mặt được tìm thấy một cách có ý nghĩa (Bảng A12, phụ lục A)
- Thu nhập thực còn đại diện cho một loạt các biến phát triển khác của nền kinh tế. Kinh tế phát triển càng cao thì càng hạ thấp tỷ lệ giữ tiền mặt trong dân chúng, dân chúng sẽ quản lý tiền mặt có hiệu quả hơn và do đó ảnh hưởng đến tỷ lệ tiền mặt với tiền gửi không kỳ hạn.

### ❖ Hiệu lực của các dịch vụ ngân hàng

Ở các nước đang phát triển, hiệu quả các dịch vụ nợ của các ngân hàng là một nhân tố quan trọng gây ra sự biến động từ tiền mặt sang tiền gửi không kỳ hạn. Sự bùng nổ hệ thống các ngân hàng gây ra sự xáo động lớn trong các dịch vụ thanh toán và do đó gia tăng sự chuyển dịch từ tiền mặt sang tiền gửi không kỳ hạn và tiền gửi có kỳ hạn. Điều này chứng tỏ việc gia tăng các chi nhánh ngân hàng của là một yếu tố tác động lớn đến tỷ lệ tiền mặt. Với Việt nam, từ chỗ chỉ có 4 ngân hàng quốc doanh nắm vai trò chủ đạo, đến cuối những năm 90 của thế kỷ 20 và những năm đầu của thập niên này, cùng với sự phát triển kinh tế là sự phát triển và mở rộng của hệ thống các NHTM, các NHTM mở rộng mạng lưới và nâng cao năng lực hoạt động. Ngoài ra có thêm nhiều NHTM cổ phần được phép hoạt động và liên tục phát triển cả về quy mô và trình độ. Đáng tiếc là chúng ta không có đầy đủ các số liệu về sự phát triển

các chi nhánh nên việc xem xét tác động của biến giải thích này được đưa vào hệ số chặn trong các phương trình hồi quy.

### ❖ Lãi suất

Tiền mặt và tiền gửi không kỳ hạn là tài sản mang sắc thái phi lãi suất của dân chúng. Bởi vậy chi phí cơ hội cho việc nắm giữ các tài sản này được đo bởi lãi suất tiền gửi. Nếu lãi suất tiết kiệm tăng, tiền gửi có kỳ hạn tăng, tỷ lệ tiền mặt sẽ giảm đi và ngược lại. Những sự thay đổi này dẫn đến sự biến động từ tiền mặt đến tiền gửi có kỳ hạn, tác động đến việc tạo tiền thứ cấp của ngân hàng. Từ đó kỳ vọng cho hệ số của biến lãi suất đưa vào là âm trong các phương trình hồi quy.

### ❖ Các thành phần của thu nhập

Với chính sách đổi mới kinh tế, các thành phần kinh tế đã phát triển không ngừng, trong đó chúng ta coi sự gia tăng thu nhập ở khu vực sản xuất nông nghiệp như là một sự gia tăng thu nhập trong các cơ sở sản xuất sản phẩm thuộc lĩnh vực nông nghiệp, còn sự gia tăng thu nhập ở khu vực sản xuất phi nông nghiệp được xem như là sự gia tăng thu nhập của các cơ sở sản xuất công nghiệp và dịch vụ. Bởi vậy sự tăng trưởng cao của thu nhập của khu vực nông nghiệp sẽ gia tăng tỷ lệ tiền mặt và đó là khuyết tật có tính toàn cầu ([89], trang 33). GDPNA và GDPAG là hai bộ phận cấu thành của khối lượng thu nhập GDP. Từ đó tỷ lệ của thu nhập nông nghiệp với tổng thu nhập được đưa vào phương trình hồi quy như là một biến giải thích với hệ số dương. Tuy nhiên, khi nền kinh tế phát triển, bộ phận thu nhập của khu vực phi nông nghiệp sẽ gia tăng nhanh hơn và chiếm tỷ trọng rất lớn trong tổng thu nhập. Bởi vậy chúng ta cũng sẽ đưa nhân tố này vào các mô hình như một biến giải thích để xem xét tác động của nó.

### ❖ Các nhân tố khác ảnh hưởng đến tỷ lệ tiền mặt

Trong quá trình đổi mới, xã hội có nhiều biến động. Các nhân tố như

**Bảng 2.4 Các kết quả hồi quy cho biến phụ thuộc C/DD (1996:1 – 2004:4)**

| Pt | Hệ số<br>chẵn   | Q                   | Dr               | GDPAG/GDP          | GDPNA/GDP       | C/DD(-1)          | T                  | R <sup>2</sup> | F     | D-W   |
|----|---|---------------------|------------------|--------------------|-----------------|-------------------|--------------------|----------------|-------|-------|
| 1  | 1,653<br>(8,06)*  | -0,0022<br>(-0,97)  | 0,0167<br>(0,74) | -0,652<br>(-1,32)  | -               | -                 | -                  | 0,896          | 62,89 | 2,56  |
| 2  | 1,73<br>(8,83)*   | -0,0046<br>(-3,39)* | 0,0133<br>(0,58) | -                  | -               | -                 | -                  | 0,887          | 81,36 | 2,518 |
| 3  | 1,54<br>(8,7)*  | -                   | 0,019<br>(0,84)  | -1,037<br>(-3,57)* | -               | -                 | -                  | 0,89           | 83,71 | 2,49  |
| 4  | 1,81<br>(6,9)*  | -0,0017<br>(-0,71)  | 0,018<br>(0,78)  | -0,74<br>(-1,43)   | -               | -                 | -0,0072<br>(-0,78) | 0,895          | 49,5  | 2,48  |
| 5  | 1,8<br>(6,65)*  | -0,0046<br>(6,65)*  | 0,0136<br>(0,58) | -                  | -               | -                 | -0,0036<br>(-0,38) | 0,89           | 59,3  | 2,47  |
| 6  | 1,00<br>(1,72)**  | -0,0022<br>(-1,10)  | 0,0168<br>(0,54) | -                  | 0,652<br>(1,32) | -                 | -                  | 0,893          | 62,89 | 2,56  |
| 7  | 0,7736<br>(3,56)*   | -0,0043<br>(2,67)*  |                  |                    |                 | 0,6896<br>(8,97)* |                    | 0,842          | 53,09 | 2,05  |
| 8  | 0,7078 - 0,0114Dr(-1) - 1,818 GDPAG/GDP + 0,844C/DD(-1)<br>( 5,44)* (-1,3)** (-1,82)* (14,02)*                        |                     |                  |                    |                 |                   |                    | 0,886          | 56,22 | 2,076 |
| 9  | 2,129 - 0,0065Q - 0,692 GDPAG/GDP(-1)<br>(10,0)* (-3,45)* (-1,89)**   |                     |                  |                    |                 |                   |                    | 0,865          | 64,28 | 2,504 |
| 10 | - 0,986 - 0,0139Dr(-1) + 1,836 GDPNA/GDP + 0,799C/DD(-1) - 0,0026T<br>(-2,97)* (-1,64)*** (4,37)* (911,7)* (-1,42)*** |                     |                  |                    |                 |                   |                    | 0,894          | 47,03 | 2,101 |

**Bảng 2.5 Các kết quả hồi quy cho biến phụ thuộc T&S/DD (1996:1 – 2004:4)**

| Pt | Hệ số<br>chăń       | Q                   | Dr                 | Pe                   | T&S/DD(-1)       | T                | R <sup>2</sup> | F     | D-W   |
|----|---------------------|---------------------|--------------------|----------------------|------------------|------------------|----------------|-------|-------|
| 1  | -2,916<br>(-1,97)** | -0,004<br>(-1,5)*** | 0,044<br>(1,12)    | 0,035<br>(3,13)*     | -                | -                | 0,742          | 20,83 | 2,01  |
| 2  | 2,009<br>(1,55)***  | -0,005<br>(-2,19)*  | 0,064<br>(1,67)*   | -                    | -                | -                | 0,747          | 30,44 | 2,326 |
| 3  | 2,091<br>(3,35)*    | -0,0048<br>(-2,03)* | -                  | -                    | -                | -                | 0,724          | 42,03 | 2,39  |
| 4  | -2,84<br>(-2,42)*   | -0,0059<br>(-2,3)*  | -                  | 0,037<br>(3,89)*     | -                |                  | 0,775          | 35,5  | 2,223 |
| 5  | 0,82<br>(1,02)      | -0,005<br>(-1,78)** | 11,21<br>(7,77)*   | -0,012<br>(-1,63)*** | -                | 0,074<br>(8,5)*  | 0,838          | 40,1  | 1,93  |
| 6  | 0,559<br>(2,46)*    | -0,0079<br>(-2,36)* | 0,0295<br>(1,6)*** | -                    | 0,558<br>(4,41)* | 0,026<br>(4,41)* | 0,817          | 33,4  | 2,26  |
| 7  | 0,28<br>(0,32)      | -0,0082<br>(-2,3)*  | 0,029<br>(1,5)***  | 0,0027<br>(0,32)     | 0,559<br>(4,35)* | 0,0295<br>(2,9)* | 0,817          | 25,97 | 2,27  |

**Ghi chú:** Những giá trị trong dấu ( ) là giá trị của thống kê T, dấu (\*), (\*\*), (\*\*\* ) cho biết hệ số chấp nhận với mức ý nghĩa 5%, 10%, 15%.

quá trình đô thị hoá, vấn đề lạm phát và thất nghiệp, lượng tiền ngoại tệ trôi nổi trên thị trường tự do, tính không chắc chắn và độ rủi ro khi thiếu khả năng chi trả của ngân hàng cũng là những nhân tố tác động đến tỷ lệ tiền mặt. Tuy nhiên vì không có đầy đủ các dữ liệu nên chúng ta không đưa vào trong các phương trình hồi quy. Từ đó mô hình hồi quy được chỉ định như sau

$$C/DD = a_0 + a_1 Q + a_2 Dr + a_3 GDPAG/GDP + U \quad (2.5)$$

Ở đây  $Q$  là thu nhập thực được tính theo giá năm 1994,  $Dr$  lãi suất tiền gửi 3 tháng,  $GDPAG/GDP$  là tỷ lệ giữa thu nhập danh nghĩa của khu vực nông nghiệp và tổng thu nhập danh nghĩa (được tính theo giá hiện hành). Dấu của các hệ số hồi quy được kỳ vọng là  $a_1 < 0$ ,  $a_2 < 0$ ,  $a_3 > 0$ .

#### ❖ Các kết quả hồi quy.

Kết quả hồi qui mô hình (2.5) đã cho trong bảng 2.4. Trong tất cả các phương trình, hệ số chặn đều dương với ý nghĩa 5% cho thấy sự phát triển nhanh chóng mang lưới các chi nhánh ngân hàng đã có tác động lớn đến tỷ lệ tiền mặt. Hệ số của thu nhập thực thoả mãn yêu cầu về dấu nhưng quá nhỏ. Kết quả chỉ ra lãi suất tiền gửi không ảnh hưởng đến tỷ lệ tiền mặt, nhưng với các phương trình (8) và (10) cho thấy lãi suất trước một chu kỳ lại có ảnh hưởng một cách có ý nghĩa đến tỷ lệ này và cũng thoản mãn yêu cầu về dấu. Biến xu thế  $T$  được đưa vào trong các phương trình hồi qui như là đại diện cho những tiến bộ nhưng cũng không cho chúng ta kết quả có ý nghĩa. Các phương trình (8) và (10) chỉ ra rằng tỷ lệ tiền mặt ở thời kỳ trước có ảnh hưởng lớn đến thời kỳ đang nghiên cứu. Đặc biệt trong tất cả các phương trình hồi qui mà có mặt biến thu nhập nông nghiệp, dấu của biến này đều âm, dấu của biến thu nhập phi nông nghiệp lại dương. Từ số liệu thu nhận được, chúng ta có thể giải thích được rằng trong giai đoạn nghiên cứu, nền kinh tế phát triển, nhưng sự phát triển của khu vực phi nông nghiệp là lớn hơn. Ở giai đoạn đầu mức thu nhập của khu vực sản xuất phi nông nghiệp gần gấp đôi, tới giai đoạn cuối đã đạt tới gấp ba lần mức thu nhập của khu vực sản xuất nông

nghiệp. Trong khi đó, hệ thống thanh toán của các ngân hàng cũng đang ở thời kỳ mở rộng và phát triển nên chưa đáp ứng với yêu cầu thanh toán hiện đại của nền kinh tế. Bởi vậy sự phát triển của các thành phần kinh tế phi nông nghiệp có tác động lớn tới tỷ lệ tiền mặt là hợp lý. Hệ số xác định bởi  $R^2$  và các giá trị F trong tất cả các phương trình đều rất cao cho thấy các phương trình hồi qui nhận được là phù hợp.

Nhận thấy rằng các kết quả thu được đã phản ánh xu hướng của sự phụ thuộc của tỷ lệ tiền mặt với tổng tiền gửi vào lãi suất tiền gửi có kỳ hạn và giá trị của chính tỷ lệ này ở chu kỳ trước. Đồng thời cũng nhận thấy rằng điều kiện  $a_2 < 0$  là quá chặt, bởi lẽ lãi suất tiền gửi có kỳ hạn không thể lớn tùy ý mà nó chịu tác động của yêu cầu lãi suất trần và lãi suất sàn của NHTW. Vì vậy chúng ta xây dựng một mô hình cải biên như sau:

$$C/DD = a_0 + a_1 Q + a_2 Dr + a_3 Dr^*Dr + a_4 Dr^*Dr^*Dr + a_5 C/DD(-1) + U \quad (2.6)$$

Chúng ta đề nghị một mô hình mà trong đó biến lãi suất có kỳ hạn được đưa vào ở dạng đa thức bậc ba với mong muốn sẽ tìm được các giá trị cực đại và cực tiểu của nó. Nói cách khác, chúng ta hy vọng sẽ thu được lãi suất trần và lãi suất trần của tiền gửi có kỳ hạn trong những điều kiện các biến giải thích khác không đổi. Thực hiện hồi qui mô hình này thu được kết quả

$$C/DD = -1,007 - 0,0063Q + 0,958Dr - 0,146Dr^2 + 0,00699Dr^3 + 0,677C/DD(-1) \quad (2.7)$$

$$T \quad (-1,73)^{**} \quad (-3,54)^* \quad (2,9)^* \quad (-2,9)^* \quad (2,8)^* \quad (8,13)^*$$

$$R^2 = 0,8788 \quad F = 32,63 \quad D - W = 2,24$$

Mô hình thu được không có các khuyết tật, đồng thời ta có hai giá trị

$$Dr_{min} = 5,2123\%/năm \quad \text{và} \quad Dr_{max} = 8,7411\%/năm$$

Dấu của Q và dấu của biến trễ C/DD(-1) phù hợp với yêu cầu. Kết quả cho chúng ta một hướng tiếp cận tới các mô hình có chứa yếu tố lãi suất nhằm xác định mức tối đa và mức tối thiểu của yếu tố này trong điều kiện của mô hình đặt ra. Kết quả hồi qui khi thay biến thu nhập bởi các bộ phận của nó cũng cho kết quả tốt (Phụ lục A)

#### **2.2.4.2 Tỷ lệ giữa tiền gửi có kỳ hạn và tiền gửi không kỳ hạn**

Tỷ lệ này chính là tỷ số giữa hai bộ phận cấu thành nên tổng tiền gửi của ngân hàng. Những nhân tố tác động lên tỷ số này sẽ cho chúng ta biết ảnh hưởng sự chuyển đổi từ tiền gửi không kỳ hạn sang tiền gửi có kỳ hạn và ngược lại. Bảng A7 cho thấy nhìn chung tỷ số này tăng dần. Nó có thể được giải thích bởi các nhân tố như thu nhập, lãi suất tiền gửi, tỷ lệ lạm phát kỳ vọng ([89], trang 38)

Kinh tế phát triển, cơ hội kinh doanh của dân chúng nhiều hơn và khuynh hướng thay đổi dạng tiết kiệm từ hình thức không kỳ hạn sang hình thức có kỳ hạn cũng có thể sẽ thay đổi. Nhưng điều đó cũng không có nghĩa là khuynh hướng này tăng lên. Bởi vì khi kinh tế phát triển, cơ hội đầu tư tăng nên khả năng chuyển hóa từ tiền gửi tiết kiệm sang đầu tư cao hơn sẽ ảnh hưởng đến sự biến động của tỷ lệ tiền gửi có kỳ hạn. Vì vậy thu nhập thực được đưa vào như một biến giải thích trong mô hình ước lượng cho tỷ lệ tiền gửi có kỳ hạn.

Lãi suất tiền gửi có kỳ hạn là chi phí cơ hội của lượng tiền gửi mà dân chúng mong muốn khi chuyển tiền của mình cho ngân hàng. Sức hấp dẫn của lãi suất tiền gửi là một trong những nhân tố mạnh nhằm thu hút lượng tiền trong lưu thông và điều này đã được minh chứng bởi sự thành công của ngân hàng và chính phủ trong việc kìm hãm lạm phát ở cuối những năm 80, đầu những năm 90 của thế kỷ 20. Sự gia tăng của lãi suất tiền gửi có kỳ hạn tạo lực hấp dẫn để dân chúng chuyển từ tiền gửi dạng không kỳ hạn sang hình thức có kỳ hạn. Từ đó lãi suất tiền gửi có kỳ hạn được đưa vào như là một đối số đồng biến với tỷ số mà chúng ta nghiên cứu.

Tỷ lệ lạm phát kỳ vọng đưa vào như là một biến giải thích bởi vì lạm phát kỳ vọng được giả định có ảnh hưởng lớn trong nợ dài hạn hơn là trong nợ ngắn hạn. Tỷ lệ lạm phát kỳ vọng (xấp xỉ bằng tỷ lệ lạm phát thực trễ một chu kỳ) có thể được coi là một mức so sánh so với lãi suất tiền gửi để từ đó có sự

lựa chọn trong các hình thức đầu tư của dân chúng. Tương tự như vậy, sự thay đổi các cơ chế tài chính, sự gia tăng của các hình thức đầu tư trong nền kinh tế đang phát triển cũng có thể ảnh hưởng đến sự biến động của tiền gửi có kỳ hạn. Hơn nữa, sự phát triển nhanh chóng hệ thống các ngân hàng dẫn tới sự bùng nổ các chi nhánh ngân hàng là một trong những nhân tố làm gia tăng lượng tiền gửi có kỳ hạn. Do điều kiện không có được số liệu số các chi nhánh ngân hàng nên trong các mô hình hồi qui chúng ta giả định rằng yếu tố này nằm trong hệ số chặn. Từ đó mô hình hồi qui được chỉ định dưới dạng

$$TD/DD = b_0 + b_1.Q + b_2.Dr + b_3.Pe + U \quad (2.8)$$

trong đó Q là thu nhập thực được tính theo giá của năm 1994, Dr là lãi suất tiền gửi 3 tháng, Pe là lạm phát kỳ vọng (được đo bằng tỷ lệ lạm phát thực trê một chu kỳ, thực tế chúng ta đo bằng CPI trê một chu kỳ). Kết quả hồi qui cho các phương trình xuất phát từ mô hình này được cho trong bảng 2.5.

Trong các phương trình thu được, hệ số của thu nhập đều âm với mức ý nghĩa 5% nhưng với giá trị quá nhỏ. So sánh với kết quả từ bảng 2.4 chúng khá giống nhau chứng tỏ thu nhập ảnh hưởng đến hai thành phần của tổng tiền gửi, tức là tiền gửi không kỳ hạn và có kỳ hạn, là như nhau. Kết quả hồi qui riêng biệt cho TD và DD theo thu nhập (Phụ lục B) cho thấy hệ số co giãn theo thu nhập của TD và DD chênh lệch thấp, gần như là bằng nhau. Điều đó đã giải thích cho chúng ta thấy tại sao trong tất cả các phương trình hồi qui mà có sự tham gia của biến thu nhập thì hệ số của nó đều rất nhỏ.

Trong bảng 2.5, hệ số của tỷ lệ lạm phát kỳ vọng hoặc âm hoặc dương nhưng khá gần 0 hoặc không có ý nghĩa ở mức 5% cho thấy sự biến động của lạm phát kỳ vọng ảnh hưởng rất nhỏ đến tỷ lệ tiền gửi này. Còn hệ số của biến lãi suất tiền gửi có kỳ hạn đều dương và có giá trị cao ở mức ý nghĩa 5% cho thấy tính hấp dẫn của lãi suất tiền gửi. Ở phương trình (5) giá trị này đạt tới 11,21 với mức ý nghĩa 5% chúng tỏ cơ cấu tiền gửi sẽ thay đổi mạnh mẽ nếu lãi suất tiền gửi có kỳ hạn cao. Kết quả này là phù hợp với nhận định mà

chúng ta đã nêu ở phần trên. Hệ số biến xu thế được tìm thấy là có ý nghĩa ở mức 5% trong các phương trình (5), (6), (7).

Phương trình (6) là phương trình tốt nhất chúng ta thu được, trong đó các hệ số hồi qui đều có ý nghĩa thống kê ở mức 5%. Hiện tượng tự tương quan và các khuyết tật không tìm thấy trong phương trình này. Đặc biệt khi biến trẽ một chu kỳ của TD/DD được đưa vào trong các phương trình hồi qui, hệ số của nó đều có ý nghĩa thống kê cao ở mức 5% đều có giá trị ổn định xung quanh 0,6. Điều này chứng tỏ có một phần của tỷ lệ cơ cấu tiền gửi ở giai đoạn trước ảnh hưởng trong giai đoạn hiện tại.

Với mong muốn đi tìm giới hạn của mức lãi suất lớn nhất và mức lãi suất nhỏ nhất theo hướng tiếp cận dạng hàm đa thức bậc ba của lãi suất, chúng ta có mô hình

$$TD/DD = c_0 + c_1 Q + c_2 Dr + c_3 Dr^2 + c_4 Dr^3 + c_5 Pe + U \quad (2.9)$$

Qua việc kiểm định lựa chọn mô hình, biến Pe đã bị loại bỏ. Kết quả thu được mô hình không còn khuyết tật như sau:

$$\begin{aligned} TD/DD &= 4,71 - 0,0056Q - 1,9235Dr + 0,28895Dr^2 - 0,01335Dr^3 \\ T &\quad (3,21)^* \quad (-2,64)^* \quad (-2,75)^* \quad (2,78)^* \quad (-2,70)^* \\ &\quad + 0,055T + [AR(1) = 0,64658] \quad (2.10) \\ R^2 &= 0,8539 \quad F = 27,27 \quad D - W = 2,26 \\ &\quad (5,66)^* \quad (7,31) \end{aligned}$$

Hệ số chặn dương khá lớn, dấu của biến thu nhập đều có ý nghĩa thống kê cao cho thấy kết quả phù hợp với kết quả đã tìm được ở trên. Chúng ta cũng thu được hai giá trị

$$Dr_{min} = 1,645\%/năm \quad \text{và} \quad Dr_{max} = 9,221\%/năm$$

Với dấu của hệ số  $Dr^3$  âm cho thấy trong giai đoạn đang xét, tỷ số TD/DD nằm ở vùng đồng biến với biến Dr trong cấu trúc của đa thức bậc ba, phù hợp với nhận xét đã nêu.

#### 2.2.4.3 Tỷ lệ dự trữ - tiền gửi

Tổng khối lượng tiền dự trữ của các NHTM được phân chia thành hai

bộ phận: dự trữ bắt buộc do NHTW qui định và khối lượng dự trữ vượt trội.

Việc các ngân hàng quyết định tăng hay giảm tỷ lệ dự trữ vượt trội là do những lý do khác nhau. Tỷ lệ dự trữ vượt trội tăng lên khi nhu cầu chi trả và thanh toán tiền mặt của dân chúng tăng lên và giảm đi khi lãi suất tiền vay tăng lên và ngược lại. Đồng thời mức dự trữ vượt trội đảm bảo cho ngân hàng đáp ứng kịp thời các nghĩa vụ tài chính khác. Để làm điều được điều đó đương nhiên ngân hàng phải hy sinh một chi phí cơ hội đo lường bằng lãi suất tiền vay ([4], trang 211).

Như vậy có thể nói rằng tỷ lệ dự trữ vượt trội nhạy cảm đối với tỷ lệ lãi suất. Mặt khác tỷ lệ dự trữ bắt buộc không chỉ là một hàm hành vi của một biến nào đó, tỷ lệ này còn được quyết định bởi NHTW. Thông qua các công cụ dự trữ bắt buộc, việc thu hẹp hay mở rộng tỷ lệ dự trữ sẽ có ảnh hưởng đến cung tiền và do đó có ảnh hưởng đến DMB. Một số nhà kinh tế đã xác nhận rằng dự trữ vượt trội được xác định bởi các nhân tố như tổng tiền nợ của các ngân hàng, các tỷ lệ cho vay của họ, tỷ lệ chiết khấu của NHTW, dự trữ bắt buộc và nhiều nhân tố định chế khác ([89], trang 41). Từ đó chúng ta xem xét hành vi của tỷ lệ dự trữ vượt trội bởi vì như đã nêu ở phần trước nó có một ý nghĩa đối với hệ số nhân tiền.

#### ❖ Hàm dự trữ vượt trội:

Dự trữ vượt trội đã được giả định bị ảnh hưởng bởi tổng dư nợ hoặc tổng các khoản nợ, lãi suất cho vay và trả trước (biến chi phí cơ hội), sự biến động tiền gửi và một số nhân tố định chế khác chẳng hạn như tình trạng ổn định của hệ thống ngân hàng, hiệu quả trong quản lý tiền mặt, sự tăng lên trong thanh toán cửa sổ và phát triển nợ liên ngân hàng. Các biến được đưa vào trong mô hình hồi qui là lãi suất cho vay, tỷ lệ tiền gửi có kỳ hạn với tổng tiền gửi, độ trễ của tỷ lệ vượt trội và có dạng sau

$$ER/D = a_0 + a_1 Lr + a_2 TD/D + a_3 ER/D_{(-1)} + U \quad (2.11)$$

trong đó ER dự trữ vượt trội, D tổng tiền gửi, Lr lãi suất cho vay 3 tháng của các NHTM, TD tiền gửi có kỳ hạn và tiết kiệm. Các hệ số được kỳ vọng có dấu là:  $a_1 < 0$ ,  $a_2 < 0$ ,  $a_3 < 0$  hoặc  $> 0$ .  $a_1$  cần phải âm vì với lãi suất cho vay cao, chi phí cơ hội của việc nắm giữ tiền vượt trội trở nên cao và các ngân hàng có khuynh hướng giảm thiểu dự trữ của họ,  $a_2$  cũng được giả định âm vì các ngân hàng có thể có các tỷ lệ dự trữ vượt trội yêu cầu khác nhau với hai loại tiền gửi, tức là cao đối với tiền gửi không kỳ hạn và thấp đối với tiền gửi có kỳ hạn, bởi vì với tiền gửi không kỳ hạn, tiền mặt được rút ra mà không cần có thông báo trước, còn tiền gửi có kỳ hạn thì việc rút tiền ra với thông báo trước,  $a_3$  có thể âm cũng có thể dương tùy thuộc vào trạng thái của dự trữ vượt trội, hoặc nó thấp hơn mức yêu cầu hoặc vượt trên mức yêu cầu. Nếu dự trữ vượt trội của năm tiền mặt thấp hơn mức yêu cầu thì  $a_3$  cần phải dương, trường hợp ngược lại sẽ là âm.

Biến xu thế được đưa vào trong phương trình hồi qui nhằm phản ánh sự phát triển của các định chế. Với sự phát triển các định chế, các ngân hàng thương mại có thể quản lý tốt hơn tiền mặt và với tỷ lệ dự trữ vượt trội thấp, họ có thể quản lý được các nhu cầu thanh khoản của họ. Sự phát triển hệ thống thông tin bên trong mỗi ngân hàng và giữa các ngân hàng, việc tin học hóa trong quản lý các giao dịch của ngân hàng, giao thông vận tải, sự phát triển của thị trường tiền tệ, tính đặc thù của ngành công nghiệp ngân hàng và việc cải thiện các kỹ thuật quản lý tiền tệ trong những năm qua là những sự phát triển có tính chất tổ chức để có thể giảm bớt tỷ lệ dự trữ vượt trội. Đó là các yếu tố mà biến xu thế đại diện. Bởi vậy hệ số của nó được kỳ vọng âm

Xa hơn nữa, chúng ta giả định rằng các ngân hàng có thể mở rộng tín dụng tới dân chúng mà không có bất kỳ hạn chế nào hoặc đầu tư chứng khoán chính phủ theo yêu cầu. Khi đó sẽ có một mức cầu vượt trội cho tín dụng từ dân chúng và NHTW đã điều chỉnh một cách gián tiếp bằng các nghiệp vụ tín dụng của ngân hàng. Nhưng giả thiết này là chưa có giá trị đầy đủ vì các

NHTM thường phải đối mặt với sự thiếu hụt của cầu tín dụng từ dân chúng (do kinh doanh đình trệ hoặc do không có các vật thế chấp đảm bảo để cầm cố tại các ngân hàng) và trần tín dụng thường do NHTW qui định. Giả thiết thứ hai cho rằng các NHTM có thể đầu tư vào chứng khoán chính phủ nhiều như họ mong muốn là không thể chấp nhận được, dẫn đến sự cân nhắc trần tín dụng trong cho vay của ngân hàng cho chính phủ trong vài năm và tỷ lệ lãi suất trái phiếu kho bạc của chính phủ là không hấp dẫn. Để thu được ảnh hưởng của các biến này, hàm dự trữ vượt trội được chỉ định như sau

$$ER/D = c_0 + c_1(Lr - Rr) + c_2 TD/D + c_3 LA/TL + U \quad (2.12)$$

trong đó  $Rr$  lãi suất tái cấp vốn,  $LA/TL$  tỷ lệ cho vay và trả trước của dân chúng với tổng các khoản nợ (TL). Kỳ vọng dấu của  $c_3$  là âm. Sai lệch giữa  $Lr$  và  $Rr$  được đưa vào như một biến giải thích để giảm thiểu tính cộng tuyến giữa  $Lr$  và  $Rr$ .

#### ❖ Các kết quả hồi qui

Phương trình hồi qui sau khi đã điều chỉnh tự tương quan bậc nhất cho (1.29) thu được

$$ER/D = 0,2517 + 8,94E-05*Lr - 0,351*TD/D + 0,37*ER/D(-1) \quad (2.13)$$

(T) (3,23)\* (0,024) (-3,58)\* (1,67)\*\*

$$R^2 = 0,834 \quad F = 36,495 \quad D - W = 1,859$$

Kết quả cho thấy hệ số của  $Lr$  dương không phù hợp với lý thuyết. Tuy nhiên nó quá nhỏ và không có ý nghĩa thống kê ở mức 5% cho thấy lãi suất tiền vay không phải là nhân tố để các ngân hàng xem xét giảm thiểu tỷ lệ vượt trội. Hệ số  $TD/D$  thoả mãn yêu cầu về dấu âm với mức ý nghĩa 5% cho thấy nếu các ngân hàng gia tăng được tỷ lệ tiền gửi có kỳ hạn thì sẽ giảm đáng kể tỷ lệ dự trữ vượt trội. Tương tự hệ số của  $ER/D(-1)$  cũng thoả mãn về dấu dương cao ở mức 5% chỉ ra rằng hành vi nắm giữ tiền vượt trội hiện tại chịu ảnh hưởng cao bởi hành vi nắm giữ tiền vượt trội trong quá khứ, sự thiếu hụt trong năm tiền mặt ở quá khứ đòi hỏi phải gia tăng tỷ lệ này trong tương lai.

Thực hiện hồi qui phương trình (2.11) trong đó thay thế biến xu thế cho biến trẽ của ER/D và đã điều chỉnh tự tương quan bậc nhất thu được

$$ER/D = 0,282 - 0,000685*Lr - 0,284*TD/D - 0,0018*T \quad (2.14)$$

$$(T) \quad (3,28)^* \quad (-0,15) \quad (-2,54)^* \quad (-0,85)$$

$$R^2 = 0,831 \quad F = 36,94 \quad D - W = 1,45$$

Hệ số của biến Lr quá gần 0 và giống như trên không có ý nghĩa ở mức 5% trong cả hai trường hợp. Vì vậy chúng ta có thể không xét đến ảnh hưởng của nó (Kết quả phương trình hồi qui tốt được cho trong bảng A12, phụ lục A). Hệ số của biến xu thế khi đưa vào trong mô hình là không có ý nghĩa ở mức 5%. Hệ số R<sup>2</sup> trong cả hai mô hình hồi qui là giống nhau. Giá trị F cao cho thấy hàm hồi qui đang xét là phù hợp. Giá trị D - W cho biết cả hai mô hình không có hiện tượng tự tương quan theo kết quả của kiểm định h-Durbin.

Hồi qui phương trình (2.12) và điều chỉnh tự tương quan bậc nhất thu được

$$ER/D = 0,251 - 0,356*TD/D + 0,0071*LA/TL + 0,367*ER/D(-1) \quad (2.15)$$

$$(T) \quad (4,19)^* \quad (-3,49)^* \quad (0,15) \quad (1,66)^{**}$$

$$R^2 = 0,834 \quad F = 36,53 \quad D - W = 1,88$$

Trong phương trình này hệ số của TD/D và ER/D(-1) đều có ý nghĩa và khá gần với kết quả đã thu được ở trên, hệ số của LA/TL quá nhỏ và không có ý nghĩa thống kê. Kết quả không khác xa so với những kết quả đã thu được. Việc đưa thêm biến lãi suất tái cấp vốn vào trong phương trình dưới dạng bậc nhất thì tỷ lệ dự trữ vượt trội cũng không chịu tác động của nhân tố này. Tỷ lệ này chịu tác động lớn của sự thay đổi cấu thành của tổng tiền gửi và đặc biệt là hành vi nắm giữ tiền vượt trội ở thời kỳ trước.

Thực hiện hồi qui một mô hình để tìm giới hạn ảnh hưởng của các loại lãi suất tới tỷ lệ ER/D, sau khi đã điều chỉnh tự tương quan bậc nhất thu được

$$ER/D = -0,259686 + 0,000386Rr^3 - 0,012972Rr^2 + 0,128063Rr - 0,034279 TD/D$$

$$T \quad (-2,17)^* \quad (3,5)^* \quad (-3,4)^* \quad (3,27)^* \quad (-2,29)^*$$

$$\begin{aligned}
 & -0,02785 \text{ Dir}^2 + 0,538471 \text{ER/D}(-1) & (2.16) \\
 & (-2,64)^* & (4,38)^* \\
 R^2 & = 0,5723 & F = 25,38 & D - W = 1,9318
 \end{aligned}$$

Trong đó  $Rr$  là lãi suất tái cấp vốn,  $Dir$  là lãi suất chiết khấu. Những kết quả thực nghiệm cho thấy tỷ lệ ER/D không chịu ảnh hưởng từ lãi suất tiền gửi  $Lr$  và tỷ lệ giữa tổng tiền cho vay với tổng các khoản nợ, mà chịu tác động lớn từ sự thay đổi cấu thành của tổng tiền gửi và đặc biệt là hành vi nắm giữ tiền vượt trội ở thời kỳ trước. Sự tồn tại ảnh hưởng của lãi suất tái cấp vốn dưới dạng đa thức bậc ba mà các hệ số của nó đều có ý nghĩa đã cho thấy tỷ lệ dự trữ vượt trội chịu ảnh hưởng của lãi suất tái cấp vốn và kết quả cho chúng ta hai mức giá trị

$$Rr_{min} = 6,92\%/\text{năm} \quad \text{và} \quad Rr_{max} = 17,645\%/\text{năm}$$

Còn lãi suất chiết khấu có mặt trong mô hình ở dạng bình phương với hệ số âm có ý nghĩa cho thấy ảnh hưởng ngược chiều giữa ER/D và tỷ lệ lãi suất này.

#### ❖ Việc vay từ Ngân hàng Trung ương

Khi các NHTM thiếu hụt dự trữ hoặc quá ít tiền mặt để thực hiện thanh toán cho khách hàng thì có thể vay từ NHTW. Việc vay từ NHTW chịu tác động từ ba yếu tố: hạn mức tín dụng, các qui định chặt chẽ của NHTW và lãi suất chiết khấu. Khối lượng tiền vay từ NHTW có thể được chỉ định như là một hàm của sự sai khác giữa lãi suất cho vay và lãi suất tái cấp vốn, lãi suất chiết khấu của NHTW, tỷ lệ giữa tổng tiền cho vay với tổng các khoản nợ và sự thay đổi trong tổng tiền gửi của các ngân hàng được chỉ định như sau

$$BR = d_0 + d_1.(Lr - Rr) + d_2.LA/TL + d_3.\Delta D + d_4 Dir + d_5 Dir^2 + d_6 Dir^3 + U \quad (2.17)$$

ở đây  $BR$  là tổng tiền vay từ NHTW,  $LA/TL$  là tỷ lệ cho vay và trả trước của dân chúng với tổng các khoản nợ (TL),  $Dir$  là lãi suất chiết khấu,  $\Delta D$  là sự thay đổi của tổng tiền gửi. dấu của các hệ số hồi qui được kỳ vọng:  $d_1 > 0$ ,  $d_2 > 0$ ,  $d_3 < 0$ . Khi thực hiện hồi qui, hệ số của yếu tố  $LA/TL$  không có ý nghĩa

thống kê chúng ta loại ra khỏi mô hình. Việc đưa biến lãi suất chiết khấu vào trong mô hình nhằm mục đích vừa xét ảnh hưởng của nó vừa có thể xác định được giá trị lớn nhất của yếu tố này trong hành vi cho vay của NHTW. Thực hiện hồi qui, khắc phục khuyết tật tự tương quan bậc nhất thu được:

$$BR = 16,5131 - 0,0464^* \cdot \Delta D + 8,809^* Dir - 3,0717^* Dir^2 \quad (2.18)$$

T (0,912) (-1,34) (4,09)\* (2,29)\*\*

$$R^2 = 0,9714 \quad F = 246,76 \quad D-W = 1,524$$

Kết quả cho hệ số của  $\Delta D$  âm, hay tổng dư nợ tăng thì các NHTM giảm vay từ NHTW là phù hợp. Các hệ số của lãi suất tái chiết khấu có ý nghĩa thống kê và Dấu của  $Dir^2$  âm, còn dấu của  $Dir$  dương cho thấy nếu lãi suất này tăng vượt quá ngưỡng 1,43 thì sự gia tăng này là suy giảm hành vi vay từ NHTW của các NHTM. Những yếu tố lãi suất khác không ảnh hưởng đến hành vi này cho thấy việc vay của các NHTM chỉ diễn ra trong những tình huống khách quan nào đó mà chưa có điều kiện xem xét trong mô hình của chúng ta.

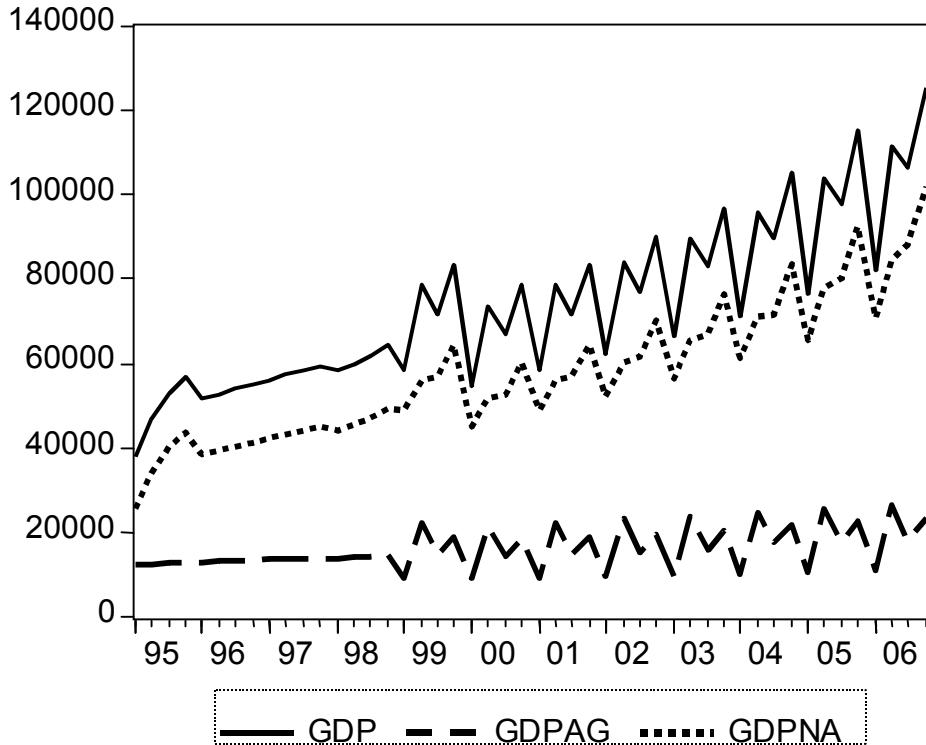
## 2.3 ẢNH HƯỞNG CỦA LƯỢNG CUNG TIỀN TỚI THU NHẬP

### 2.3.1 Phân tích dữ liệu và các kết quả hồi quy.

#### 2.3.1.1 Phân tích dữ liệu.

Các số liệu để dùng hồi qui được lấy từ nguồn số liệu của IMF, của Tổng cục Thống kê và từ các Báo cáo thường niên của Ngân hàng Nhà nước Việt nam. Thu nhập danh nghĩa được biểu thị bởi GDP, là tổng sản phẩm quốc nội, được lấy theo giá hiện hành (giá tại thời điểm thu nhận số liệu đó). Trong quá trình nghiên cứu, chúng ta sẽ xem xét tác động đồng thời của chính sách tiền tệ và chính sách tài khóa tới tăng trưởng. Vì vậy để đại diện cho chính sách tài khóa, chúng ta sẽ sử dụng số liệu chi tiêu Chính phủ GE. Các số liệu này được lấy từ các Báo cáo của Tổng cục Thống kê, Kho bạc Nhà nước theo giá hiện hành từ quý 1 năm 1995 đến quý 4 năm 2006. Đơn vị đo cho các số liệu là tỷ đồng. Để xét tác động trực tiếp của tiền tệ tới thu nhập, chúng ta sử

dụng biến ngoại sinh lần lượt là khối lượng tiền cung ứng M1 và M2. Các khối lượng tiền này được lấy từ Báo cáo của IMF theo từng quý.



**Hình 2.1** Đồ thị GDP và các bộ phận của nó

Từ hình 2.1 chúng ta có thể nhận thấy xu thế tăng của GDP cùng với các bộ phận cấu thành của nó. Chúng ta coi thu nhập được cấu thành từ hai bộ phận: một bộ phận là thu nhập do các ngành sản xuất ở lĩnh vực nông nghiệp mang lại được ký hiệu là GDPAG, bộ phận còn lại là thu nhập do các ngành sản xuất ở những lĩnh vực công nghiệp và dịch vụ mang lại mà chúng ta gọi là thu nhập phi nông nghiệp, ký hiệu là GDPNA. Ngoài ra, do GDP có tính thời vụ, vì vậy chúng thực hiện hiệu chỉnh yếu tố thời vụ trong GDP, thu được chuỗi ADY. Các chỉ số thống kê được cho trong bảng 2.6

Kiểm định tính dừng của các chuỗi số liệu được cho trong bảng 2.7. Kết quả kiểm định cho thấy hầu hết các chuỗi số liệu là các chuỗi dừng với mức ý nghĩa 1%, ngoại trừ GDP và M1 dừng với mức ý nghĩa 5%,

**Bảng 2.6 Tóm tắt thống kê chủ yếu cho các số liệu hồi qui của thu nhập  
(quí 1/ 1995 – quý 4/2006) (Đơn vị : Tỷ đồng)**

| Biến  | Số quan sát | Giá trị trung bình | Giá trị lớn nhất | Giá trị nhỏ nhất | Độ lệch chuẩn |
|-------|-------------|--------------------|------------------|------------------|---------------|
| GDP   | 48          | 128468,8           | 298956,0         | 54194,03         | 61957,38      |
| GDPAG | 48          | 16311,82           | 26960,0          | 9190,11          | 4905,388      |
| GDPNA | 48          | 58128,19           | 101941,0         | 25666,74         | 16482,84      |
| GE    | 48          | 39738,25           | 140882,7         | 14356,94         | 28122,06      |
| M1    | 48          | 105261,5           | 186946,9         | 23195,5          | 75941,8       |
| M2    | 48          | 286846,8           | 890053,3         | 45080,35         | 237982,9      |
| ADY   | 48          | 127953,8           | 273852,7         | 52968,97         | 58527,54      |

*ADY là chuỗi GDP đã hiệu chỉnh thời vụ*

**Bảng 2.7 Kiểm định tính dừng của GDP, GDPAG, GDPNA, GE, M1, M2**

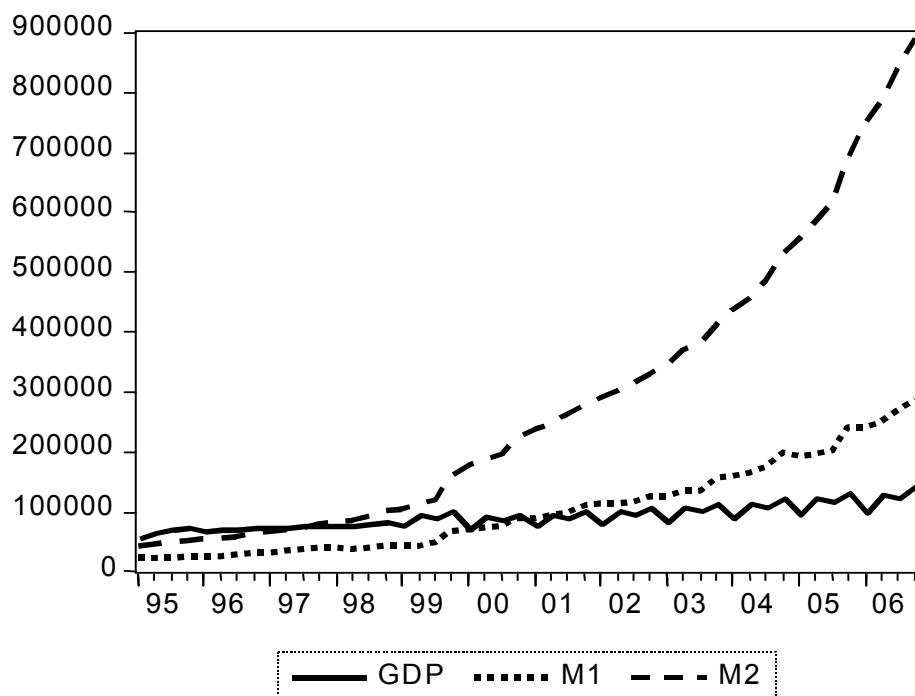
| Biến             | Độ trễ | Giá trị KĐ | Giá trị tối hạn ADF |         |         | Tính dừng      |
|------------------|--------|------------|---------------------|---------|---------|----------------|
|                  |        |            | 1%                  | 5%      | 10%     |                |
| GDP              | 1      | 2,5251     | -2,6162             | -1,948  | -1,6123 | Dừng 5%        |
| GDP –GDP(-1)     | 1      | -19,9456   | -3,5812             | -2,9266 | -2,6014 | Dừng 1%        |
| GDPAG            | 1      | -2,8507    | -3,5812             | -2,9266 | -2,6014 | Dừng 10%       |
| GDPAG –GDPAG(-1) | 1      | -24,3778   | -3,5812             | -2,9266 | -2,6014 | Dừng 1%        |
| GDPNA            | 1      | 2,0067     | -2,6162             | -1,948  | -1,6120 | Dừng 1%        |
| GDPNA –GDPNA(-1) | 1      | -12,6608   | -2,6162             | -1,948  | -1,6123 | Dừng 1%        |
| GE               | 1      | 7,1927     | -3,5812             | -2,9266 | -2,6014 | Dừng 1%        |
| GE-GE(-1)        | 3      | 10,8249    | -4,1865             | -3,5181 | -3,1817 | Dừng xu thế 1% |
| M1               | 1      | 3,3185     | -3,5777             | -2,9252 | -2,6007 | Dừng 5%        |
| M1-M1(-1)        | 1      | -6,5515    | -3,5812             | -2,9266 | -2,6014 | Dừng 1%        |
| M2               | 1      | 10,6016    | -3,5777             | -2,9252 | -2,6007 | Dừng 1%        |
| M2-M2(-1)        | 1      | -4,7634    | -4,1706             | -3,5107 | -3,1855 | Dừng xu thế 1% |
| ADY              | 1      | 2,6649     | -2,6162             | -1,948  | -1,6123 | Dừng 1%        |
| ADY –ADY(-1)     | 1      | -8,2716    | -3,5847             | -2,9281 | -2,6022 | Dừng 1%        |

GDPAG dừng với mức ý nghĩa 10%. Từ các kết quả này cho thấy các kết quả hồi qui có sự tham gia của các chuỗi số liệu này sẽ không có hồi qui giả mạo.

Để xem xét tác động trực tiếp của chính sách tiền tệ tới thu nhập thông qua khối lượng tiền cung ứng, chúng ta sử dụng phương pháp ước lượng OLS và dữ liệu đưa vào được cho trong ba dạng:

- ảnh hưởng trực tiếp từ khối lượng tiền cung ứng đối với GDP và các bộ phận cấu thành của GDP
- ảnh hưởng dưới dạng sai phân bậc nhất của số liệu
- ảnh hưởng dưới dạng sai phân bậc nhất của logarit tự nhiên của số liệu.

### **2.3.1.2 Mô hình hồi quy không có trễ:**



**Hình 2.2** Đồ thị của GDP và các bộ phận M1, M2

Từ số liệu M1, M2 thu nhận được và đồ thị trong **hình 2.2**, chúng ta thấy từ quý 3 năm 1999, các khối lượng tiền cung ứng có sự thay đổi rõ rệt. Sự gia tăng rất lớn của khối lượng tiền cung ứng, đặc biệt là M2 cho thấy NHTW đã thực thi chính sách tiền tệ nới lỏng. Vì vậy để xét ảnh hưởng của các khối lượng tiền cung ứng trong hai giai đoạn đã trình bày ở trên (trang 55) chúng ta

đưa vào biến giả D3 nhận giá trị 0 từ quý 1 năm 1995 đến quý 2 năm 1999, nhận giá trị 1 từ quý 3 năm 1999 đến quý 4 năm 2006. Bằng phương pháp ước lượng OLS, sau khi điều chỉnh tự tương quan bậc nhất thu được hai phương trình ước lượng sau

$$GDP = 32163,37 + 0,7354 * M1 + 22968,85 * D3 - 0,5341 * M1 * D3 \quad (2.19)$$

|   |                 |                |                |                 |
|---|-----------------|----------------|----------------|-----------------|
| T | <b>(5,304)*</b> | <b>(4,24)*</b> | <b>(3,54)*</b> | <b>(-3,08)*</b> |
|   | $R^2 = 0,8523$  |                | $F = 60,6$     | $D - W = 1,988$ |

$$GDP = 37029,84 + 0,2762 * M2 + 22463,92 * D3 - 0,2149 * M2 * D3 \quad (2.20)$$

|   |                |                |                |                  |
|---|----------------|----------------|----------------|------------------|
| T | <b>(8,17)*</b> | <b>(4,62)*</b> | <b>(4,57)*</b> | <b>(-3,596)*</b> |
|   | $R^2 = 0,8583$ |                | $F = 63,6$     | $D - W = 1,936$  |

Các hệ số hồi qui gắn liền với biến D3 đều có ý nghĩa thống kê cao chỉ ra rằng trong hai giai đoạn, ảnh hưởng của các khối lượng tiền cung ứng tới thu nhập có sự khác nhau rõ rệt. Các kiểm định cho thấy trong mô hình không có khuyết tật. Hệ số  $R^2$  trong hai phương trình cao cho thấy hai phương trình là chấp nhận được. Với mức ý nghĩa 5%, các hệ số có chứa D3 đều chấp nhận giả thiết khác 0 cho thấy giữa hai giai đoạn có sự khác nhau rất lớn. Trả lại giá trị của D3 cho mỗi giai đoạn ta có các phương trình sau

+/ Giai đoạn 1995 – 1999, các phương trình hồi qui có dạng

$$GDP = 32163,37 + 0,7354 * M1$$

$$GDP = 37029,84 + 0,2762 * M2$$

+/ Giai đoạn 1999 – 2006, các phương trình hồi qui có dạng

$$GDP = 55132,22 + 0,2013 * M1$$

$$GDP = 59493,76 + 0,0613 * M2$$

Các phương trình của giai đoạn từ 1995 đến 1999 có hệ số chặn thấp hơn hệ số chặn trong giai đoạn sau, nhưng hệ số của các biến tiền tệ lại lớn hơn rất nhiều. Điều đó cho thấy ở giai đoạn này việc mở rộng lượng tiền cung ứng có tác dụng trực tiếp rất lớn đến sự tăng trưởng kinh tế. Trong giai đoạn sau, hệ số của biến tiền tệ đã giảm đi rất nhiều, nhưng hệ số chặn lại có giá trị lớn hơn nhiều giai đoạn trước. Từ đồ thị ở hình 2.2 chúng ta thấy ở giai đoạn sau, khối

lượng tiền cung ứng cao nhưng hệ số của cả hai biến M1 và M2 trong hai phương trình đều có giá trị nhỏ hơn cho thấy tính trực tiếp của việc mở rộng tiền tệ tới tăng trưởng đã giảm đi. Tuy nhiên với hệ số chặn lớn hơn giai đoạn trước một cách có ý nghĩa thống kê cho thấy tác động gián tiếp của việc mở rộng tiền tệ. Xét tác động của các bộ phận M1, M2 đến các bộ phận của thu nhập chúng ta thu được các phương trình hồi qui sau khi đã điều chỉnh tự tương quan bậc nhất

$$+/ GDPAG = 13054,28 + 1414,89*D3 + 0,02245*M1 \quad (2.21)$$

|   |          |          |         |
|---|----------|----------|---------|
| T | (28,14)* | (1,73)** | (4,22)* |
|---|----------|----------|---------|

$$R^2 = 0,6335 \quad F = 24,77 \quad D - W = 2,109$$

$$GDPAG = 13303,9 + 1573,24*D3 + 0,0070*M2 \quad (2.22)$$

|   |          |          |         |
|---|----------|----------|---------|
| T | (30,49)* | (2,509)* | (4,41)* |
|---|----------|----------|---------|

$$R^2 = 0,6426 \quad F = 25,77 \quad D - W = 2,099$$

$$+/ GDPNA = 18897,09 + 21079,34*D3 + 0,7069*M1 - 0,5225*M1*D3 \quad (2.23)$$

|   |         |         |        |          |
|---|---------|---------|--------|----------|
| T | (3,07)* | (3,16)* | (4,0)* | (-2,95)* |
|---|---------|---------|--------|----------|

$$R^2 = 0,8523 \quad F = 60,6 \quad D - W = 1,988$$

$$GDPNA = 26723,81 + 17719,79*D3 + 0,229545*M2 - 0,1747*M2*D3 \quad (2.24)$$

|   |         |         |         |           |
|---|---------|---------|---------|-----------|
| T | (6,41)* | (3,91)* | (4,21)* | (-3,198)* |
|---|---------|---------|---------|-----------|

$$R^2 = 0,8913 \quad F = 86,,24 \quad D - W = 2,078$$

Các hệ số của các biến chứa D3 đều có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 5% cho thấy giữa hai giai đoạn, sự mở rộng tiền tệ có tác động khác nhau đến thu nhập cũng như các bộ phận cấu thành của nó. Trong khi ở giai đoạn đầu, tác động trực tiếp của mở rộng tiền tệ lên thu nhập lớn thì ở giai đoạn sau tác động này có giảm đi. Tuy nhiên tác động gián tiếp ở giai đoạn sau lại cao hơn giai đoạn đầu, mặc dù trong giai đoạn sau, lượng tiền cung ứng tăng lên rất nhanh (Từ đồ thị 2.2 chúng ta thấy ở những năm cuối của thời kỳ quan sát, lượng tiền cung ứng M2 tăng gấp 3 lần lượng tiền M1). Trong kết quả thu được ở hai giai đoạn, hệ số của M1 đều cao hơn hệ số của M2 cho thấy sự ưu thích tiền mặt còn cao trong các hoạt động kinh tế. Tuy nhiên so sánh hai giai đoạn chúng ta thấy các hệ số này đều giảm đi ở giai đoạn sau.

Hệ số của các lượng tiền cung ứng trong các phương trình cho GDPNA cao hơn trong các phương trình cho GDPAG, như vậy lượng tiền cung ứng ảnh hưởng lên thu nhập của khu sản xuất các sản phẩm phi nông nghiệp lớn hơn ảnh hưởng lên thu nhập của khu vực sản xuất sản phẩm nông nghiệp. Điều này là phù hợp với thực tế vì ở thời kỳ sau của giai đoạn nghiên cứu, nền kinh tế đang phát triển với tốc độ cao, cơ cấu ngành nghề thay đổi và hình thức quan hệ giữa các chủ thể kinh tế khác xa so với thời kỳ trước, do đó nhu cầu về tiền tệ đã có sự đổi thay. *Sản xuất hàng hóa trở thành một tất yếu của các quá trình sản xuất.*

Hơn nữa từ hình 2.1 cho thấy chuỗi số liệu thu nhập có chứa yếu tố thời vụ. Vì vậy, để loại bỏ yếu tố thời vụ, chúng ta thực hiện hiệu chỉnh và thu được chuỗi số liệu thu nhập không chứa yếu tố thời vụ ADY. Kiểm định nghiệm đơn vị của chuỗi ADY cho thấy ADY cùng với sai phân của nó có độ trễ kéo dài 1 đều là những chuỗi dừng. Từ đó chúng ta xét tác động của các khối lượng tiền cung ứng đến ADY. Kết quả thu được sẽ cho chúng ta thấy rõ ảnh hưởng của cung tiền đến tăng trưởng khi loại bỏ yếu tố thời vụ

Sau khi điều chỉnh tự tương quan bậc nhất và khắc phục các khuyết tật, thu được các phương trình sau

$$ADY = 50700,23 + 0,7345 * M1 \quad (2.25)$$

$$T \quad (15,62)^* \quad (29,21)^*$$

$$R^2 = 0,9248 \quad F_{Sta} = 270,58 \quad DW = 1,9254$$

$$ADY = 60945,15 + 0,23417 * M2 \quad (2.26)$$

$$T \quad (20,48)^* \quad (29,09)^*$$

$$R^2 = 0,9219 \quad F_{Sta} = 259,66 \quad DW = 1,9421$$

So sánh với các phương trình của chuỗi chưa hiệu chỉnh thời vụ chúng ta thấy các kết quả thu được không khác nhau nhiều về cấu trúc cũng như giá trị của các hệ số hồi qui tìm được. Hệ số xác định bội  $R^2$  rất cao chứng tỏ sự phù hợp của mô hình thu được. Hệ số chặn trong các trường hợp này đều rất lớn với mức ý nghĩa thống kê 5% chứng tỏ sự tăng trưởng của nền kinh tế còn

chịu tác động của một số nhân tố mạnh nào đó mà chúng ta chưa đề cập tới (chẳng hạn sự gia tăng của các chi nhánh ngân hàng)

### **2.3.1.3 Hồi quy có biến trễ và trễ sai phân**

Để xem xét tốc độ tăng cung tiền ảnh hưởng như thế nào tới thu nhập, chúng ta sử dụng các phương trình sai phân cấp 1. Tuy nhiên khi thực hiện hồi qui với các biến đưa vào dưới dạng sai phân cấp 1 chúng ta thấy không thỏa mãn về mặt lý thuyết. Bởi vậy chúng ta xem xét tác động của cung tiền dưới dạng trễ.

#### **❖ Tác động của độ trễ trong thu nhập.**

Để xem xét ảnh hưởng của trễ kéo dài trong các phương trình hồi quy chúng ta thực hiện hồi qui cho GDP chịu tác động của từng bộ phận của cung tiền (phương trình 5 và 6, phụ lục B). Kết quả nhận được cho thấy trong mô hình còn khuyết tật. Sử dụng kỹ thuật trễ Almon với bậc đa thức được chọn là bậc 4 thu được

- Với tác động của M1, sau khi loại bỏ các hệ số không có ý nghĩa ta có  

$$\text{GDP} = 63966,81 + 0,668707*M1 + 1,4626*M1(-1) + 3,6098*M1(-2) \quad (2.27)$$

$$T \quad (14,54)^* \quad (2,12)^* \quad (4,26)^* \quad (8,097)^*$$

$$R^2 = 0,8441 \quad F-\text{Sta} = 20,824 \quad D-W \text{ Sta} = 2,523$$

Mô hình cuối cùng thu được không còn hiện tượng phương sai của các sai số ngẫu nhiên không đồng đều và không có đa cộng tuyến giữa các biến giải thích. Kiểm định tự tương quan bậc nhất cho thấy không có hiện tượng tự tương quan. Các hệ số hồi quy của M1, M1(-1), M1(-2) đều có ý nghĩa với mức ý nghĩa 5%. Kết quả đã cho phép ta khẳng định rằng, mức cung tiền trong quý, trước đó một và hai quý có ảnh hưởng lớn đến mức thu nhập.

- Bằng kỹ thuật trễ Almon với đa thức bậc 4 và không có điều kiện ràng buộc cho M2 ta thu được kết quả hồi quy sau:

$$\text{GDP} = 70496,6 + 0,6559*M2 - 1,3007*M2(-1) + 1,3651*M2(-2) - 0,8831*M2(-3) + 0,3862*M2(-4)$$

$$T \quad (11,17)^* \quad (2,047)^* \quad (-2,59)^* \quad (2,70)^* \quad (-1,73)^{**} \quad (1,202)^{**}$$

$$R^2 = 0,8458 \quad F-\text{Sta} = 21,9451 \quad D-W \text{ Sta} = 3,15 \quad (2.28)$$

Mô hình thu được cũng không còn các khuyết tật như trong mô hình xuất phát. Sử dụng kiểm định tự tương quan bậc nhất cho thấy trong mô hình không có tự tương quan giữa các sai số ngẫu nhiên.

Hai mô hình thu được từ việc sử dụng trễ Almon ta thấy rằng mức thu nhập phụ thuộc chặt chẽ mức cung tiền trong từng quý và cả 4 quý trước đó. Do đó ta trở lại vấn đề xem xét tác động của trễ sai phân tới thu nhập.

Kết quả hồi quy đã cho

$$\Delta GDP = 11993 + 0,095 * \Delta M1 + 0,9179 * \Delta M1(-1) + 1,277 * \Delta M1(-2) + 0,539 * \Delta M1(-3) \quad (2.29)$$

|       |         |         |                          |         |                        |
|-------|---------|---------|--------------------------|---------|------------------------|
| T     | (3,03)* | (0,306) | (3,06)*                  | (4,26)* | (1,74)**               |
| $R^2$ | 0,5875  |         | $F$ - Statistic = 7,477* |         | D- W Statistic = 1,411 |

Với mức ý nghĩa 10%, các hệ số của  $\Delta M1(-1)$ ,  $\Delta M1(-2)$ ,  $\Delta M1(-3)$  đều chấp nhận, còn đối với hệ số của  $\Delta M1$  là nhỏ và không có ý nghĩa. Điều này phù hợp với kết luận mà chúng ta đã rút ra ở trên là ảnh hưởng của mức gia tăng tiền trong quý tới mức gia tăng thu nhập là chưa rõ ràng.

Sử dụng kỹ thuật trễ Almon với đa thức bậc hai cho các hệ số hồi quy, không có ràng buộc cho kết quả ước lượng tốt nhất với độ dài trễ là ba:

$$\Delta GDP = 125737,71 + 0,05189 * \Delta M1 + 0,994 * \Delta M1(-1)$$

|       |   |          |   |  |
|-------|---|----------|---|--|
| T     | ( 33,54)*   | ( 0,183) | ( 3,874)*                                 |  |
|       | $+ 1,175 * \Delta M1(-2) + 0,595 * \Delta M1(-3)$ |          | (2.30)                                    |  |
|       | (5,34)*   |          | ( 2,038)*                                 |  |
| $R^2$ | 0,6253  |          | $F$ - Sta = 10,1991      D- W Sta = 1,434 |  |

(2.30) cho thấy sự gia tăng của khối lượng tiền cung ứng M1 trong các quý trước có tác động lớn đến sự gia tăng của thu nhập. Các hệ số hồi quy đều dương và đều có ý nghĩa với mức 5%. Sự gia tăng của tiền tệ có ảnh hưởng tới mức gia tăng thu nhập. Tổng các hệ số các biến trễ là 2,8146 phản ánh lượng tiền cung ứng M1 gia tăng một đơn vị làm gia tăng 2,8146 đơn vị của GDP. Hệ số hằng số có ý nghĩa rất cao phản ánh ảnh hưởng tới thu nhập của các biến không được chỉ ra trong mô hình là rất lớn. Giá trị của hệ số xác định bội

$R^2$  là 0,6253, với giá trị này thường được coi là tốt khi sử dụng phương trình sai phân.

Với độ trễ của M2, sau khi loại bỏ các biến không có ý nghĩa thống kê và thực hiện kiểm định tự tương quan bậc nhất thu được kết quả hồi qui

$$\Delta GDP = 609,80 + 0,1695 * \Delta M2 - 0,6532 * \Delta M2(-1) + 0,5481 * \Delta M2(-2) \quad (2.31)$$

T (0,75) (2,35)\* (-6,21)\* (7,21)\*

$R^2 = 0,8545 \quad F - Sta = 57,25 \quad D - W = 1,998$

Các khuyết tật trong mô hình đã được khắc phục. Hệ số  $R^2 = 0,8545$  cho thấy mô hình được chấp nhận. Phương trình (2.31) cho thấy với độ trễ sai phân kéo dài đến 2 quý, sự gia tăng của M2 có ảnh hưởng đến sự gia tăng của thu nhập. Tuy nhiên ảnh hưởng của các độ trễ có khác nhau. Tại thời điểm đang xét và trước đó hai quý, M2 gia tăng một đơn vị kéo theo sự gia tăng của GDP là 0,7176 đơn vị. Trong khi đó, sự gia tăng một đơn vị M2 ở quý trước làm suy giảm 0,6532 đơn vị thu nhập. Tổng các hệ số của  $\Delta M2$  là 0,0644 cho thấy sự gia tăng của M2 có tác động thuận chiều đến sự gia tăng của thu nhập.

So sánh với kết quả tác động của M1 chúng ta thấy rằng, mặc dù trong thời kỳ quan sát, lượng tiền cung ứng M2 gia tăng rất lớn so với sự gia tăng của M1, nhưng sự gia tăng của M1 lại có ảnh hưởng đến thu nhập lớn hơn rất nhiều ảnh hưởng của sự gia tăng M2. Kết quả này phù hợp với kết quả từ các phương trình (2.19), (2.20) và cho thấy sự ưa thích tiền mặt còn cao của nền kinh tế.

#### ❖ Mô hình hồi quy tuyến tính loga của các yếu tố

Chúng ta xét mô hình có độ trễ kéo dài của các tỷ lệ tăng trưởng, sau khi đã thực hiện kiểm định tự tương quan bậc nhất thu được

$$\Delta LNGDP = 0,00213 + 0,59454 * \Delta LNM1(-3) \quad (2.32)$$

T (0,129) (2,55)\*

$R^2 = 0,7391 \quad F - Sta = 56,64 \quad D - W = 2,34$

$$\Delta LNGDP = 0,015130 + 1,0238 * \Delta LNM2(-3) - 0,7449 * \Delta LNM2(-4) \quad (2.33)$$

|   |                |                   |                |
|---|----------------|-------------------|----------------|
| T | (0,53)         | (2,4)*            | (-1,73)**      |
|   | $R^2 = 0,7385$ | $F - Sta = 35,78$ | $D - W = 2,37$ |

Trong các mô hình thu được, chúng ta đã loại ra những biến trễ không có ý nghĩa thống kê và các khuyết tật đã được khắc phục. Hệ số  $R^2$  trong cả hai mô hình đều lớn hơn 0,7, với những mô hình dạng sai phân loga, các giá trị này cho phép chấp nhận mô hình. Các kết quả đó cho thấy, chỉ có sự tăng trưởng của M1 và M2 của ba và bốn quý trước là có ảnh hưởng đến sự tăng trưởng của thu nhập. Nếu trước ba quý M1 tăng trưởng 1% thì thu nhập sẽ tăng trưởng khoảng 0,54954%. Còn nếu trước ba và bốn quý, M2 tăng trưởng 1% thì thu nhập tăng trưởng khoảng 0,2789%.

Các kết quả đã thu được dưới dạng mô hình tác động trực tiếp của lượng cung tiền hay dưới dạng sai phân, loga sai phân của cung tiền đều cho chúng ta khẳng định sự gia tăng tiền tệ có ảnh hưởng trực tiếp tới sự gia tăng của thu nhập. Hơn nữa ảnh hưởng của gia tăng M1 lớn hơn ảnh hưởng của M2 cho thấy tính phụ thuộc vào tiền mặt của thu nhập. Đó cũng là một đặc trưng của nền kinh tế trong quá trình chuyển đổi.

### 2.3.2 Ảnh hưởng của chính sách tài khóa và chính sách tiền tệ tới thu nhập.

#### 2.3.2.1 Dạng phương trình ước lượng

David Begg ([2]) khẳng định, sự gia tăng chi tiêu của chính phủ sẽ làm tăng mức thu nhập cân bằng ngay cả khi chúng ta tính đến thị trường tiền tệ và tác động của lãi suất đến tổng cầu. Do vậy trong phần này chúng ta nghiên cứu ảnh hưởng của chính sách tài khóa và tiền tệ tới thu nhập dựa trên phương trình dạng rút gọn của mô hình St. Louis. Thu nhập danh nghĩa được biểu hiện bởi GDP tính theo giá hiện hành, tác động của tiền tệ được thể hiện qua khối lượng tiền thu hẹp M2 và tác động của chính sách tài khóa thể hiện qua khối lượng chi tiêu của chính phủ GE. Mô hình hồi qui được đưa ra có dạng:

$$GDP_t = a_0 + \sum_{i=0}^j m_i M2_{t-i} + \sum_{i=0}^k g_i GE_{t-i} + U_{1t} \quad (2.34)$$

### 2.3.2.2 Kết quả hồi quy

Dựa trên các số liệu thu nhận được, chúng ta đi kiểm định tác động đồng thời của sự gia tăng lượng tiền cung ứng và sự gia tăng chi tiêu Chính phủ đến sự gia tăng của thu nhập. Từ số liệu của GE và những thời điểm mà Chính phủ tăng mức lương cơ bản, chúng ta xây dựng biến giả D5 nhận giá trị 0 từ quý 1 năm 1995 đến quý 3 năm 2003, nhận giá trị 1 từ quý 4 năm 2003 đến quý 4 năm 2006, D6 nhận giá trị 0 từ quý 1 năm 1995 đến quý 3 năm 2005, nhận giá trị 1 từ quý 4 năm 2005 đến quý 4 năm 2006.

Sau khi khắc phục tự tương quan bậc nhất, tác động trực tiếp của lượng tiền cung ứng và chi tiêu Chính phủ tới GDP được biểu diễn bởi phương trình

| Biến phụ thuộc  | GDP           |                    |
|-----------------|---------------|--------------------|
| Biến giải thích | Hệ số hồi quy | Giá trị thống kê T |
| c               | 3561,622      | (0,226)            |
| M2(-1)          | 0,43188       | (2,023)**          |
| M2(-3)          | 0,64742       | (2,32)*            |
| M2(-4)          | - 0,73165     | (-2,94)*           |
| D3*M2           | 1,14476       | (4,72)*            |
| D3*M2(-1)       | - 1,46108     | (-4,76)*           |
| GE              | 2,45160       | (2,50)*            |
| D5*GE           | - 0,54382     | (-2,98)*           |
| D6*GE           | - 0,87272     | (3,70)*            |

$$R^2 = 0,9511 \quad F- Sta = 71,23 \quad D - W = 2,28 \quad (2.35)$$

Theo từng giai đoạn ta có

+/ Giai đoạn từ quý 1 năm 1995 đến quý 2 năm 1999 phương trình có dạng

$$\begin{aligned} GDP = & 3561,622 + 0,43188 * M2(-1) + 0,64742 * M2(-3) - 0,73165 * M2(-4) \\ & + 2,45160 * GE \end{aligned}$$

+/ Giai đoạn từ quý 2 năm 1999 đến quý 3 năm 2003 phương trình có dạng

$$\text{GDP} = 3561,622 + 1,14476 * \text{M2} + 0,43188 * \text{M2}(-1) - 1,0292 * \text{M2}(-1) + 0,64742 * \text{M2}(-3) - 0,73165 * \text{M2}(-4) + 2,45160 * \text{GE}$$

+/ Giai đoạn từ quý 4 năm 2003 đến quý 3 năm 2005 phương trình có dạng

$$\text{GDP} = 3561,622 + 1,14476 * \text{M2} + 0,43188 * \text{M2}(-1) - 1,0292 * \text{M2}(-1) + 0,64742 * \text{M2}(-3) - 0,73165 * \text{M2}(-4) + 1,90732 * \text{GE}$$

+/ Giai đoạn từ quý 4 năm 2005 đến quý 4 năm 2006 phương trình có dạng

$$\text{GDP} = 3561,622 + 1,14476 * \text{M2} + 0,43188 * \text{M2}(-1) - 1,0292 * \text{M2}(-1) + 0,64742 * \text{M2}(-3) - 0,73165 * \text{M2}(-4) + 2,78004 * \text{GE}$$

Trong quá trình hồi qui, các biến trẽ của GE đã được đưa vào trong các phương trình hồi qui, nhưng các hệ số hồi qui của chúng đều không có ý nghĩa thống kê nên đã bị loại bỏ. Hệ số xác định  $R^2 = 0,9511$  cao hơn các hệ số  $R^2$  thu được trong các phương trình chỉ có biến tiền tệ cho thấy, khi đưa thêm biến GE có ảnh hưởng lớn đến thu nhập. Các kiểm định xem xét các khuyết tật trong mô hình cho thấy mô hình thu được là mô hình tốt. Kết quả thu được khẳng định việc mở rộng lượng tiền cung ứng và gia tăng chi tiêu Chính phủ đều có ảnh hưởng tới sự gia tăng của thu nhập và trong mỗi giai đoạn, ảnh hưởng đó cũng khác nhau. Hệ số của GE nhận giá trị dương cao và có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 5% cho thấy khi Chính phủ gia tăng chi tiêu, thu nhập sẽ gia tăng. Từ phương trình cho giai đoạn từ quý 4 năm 2005 đến quý 4 năm 2006 chúng ta thấy nếu Chính phủ gia tăng chi tiêu một đồng thì thu nhập sẽ gia tăng 2,78 đồng.

Các hệ số của biến tiền tệ đều có ý nghĩa thống kê với mức 5% cho tới độ trẽ thứ tư. So sánh với kết quả nhận được khi xem xét mô hình chỉ có biến tiền tệ tác động tới thu nhập chúng ta thấy, khi thêm biến chi tiêu của chính phủ, lượng cung tiền những thời kỳ trước ba và bốn quý đều có ý nghĩa thống kê với mức 5%. Tổng các hệ số của biến tiền tệ của cả 4 quý là 0,46321, trong khi đó mức chi tiêu tại thời điểm đang xét là có ý nghĩa thống kê 5% và bằng 2,78. Kết quả này cho thấy mối quan hệ chặt chẽ giữa chính sách tiền tệ và

chính sách tài khóa trong mục tiêu tăng trưởng kinh tế. Hơn nữa kết quả này còn cho thấy đối với nền kinh tế Việt nam trong giai đoạn vừa qua, *Ảnh hưởng của chính sách tài khóa thông qua chỉ tiêu của Chính phủ tác động tới thu nhập vượt trội ảnh hưởng của chính sách tiền tệ.*

### 2.3.3 Kiểm định Granger về mối quan hệ nhân quả giữa tiền tệ và thu nhập

Trước hết từ lý luận tổng quát của Granger sử dụng hồi qui không ràng buộc cho phương trình

$$Y_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i X_{t-i} + U_t \quad (2.36)$$

và hồi qui phương trình thu hẹp

$$Y_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + U_t \quad (2.37)$$

Sau đó sử dụng các tổng phần dư tính thống kê F để kiểm định cho giả thiết  $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_m = 0$ . Nếu cho phép bác bỏ  $H_0$  có ý nghĩa thì ta từ bỏ giả thiết “X không gây ra sự thay đổi của Y”. Trong trường hợp của chúng ta, Y chính là GDP tính theo giá hiện tại, X là lượng cung tiền M1 .

Hồi qui phương trình không ràng buộc thu được:

$$\begin{aligned} GDP = & 0.188 * GDP(-1) + 0.887 * GDP(-2) - 0.0181 * GDP(-3) - 1.456 * M1(-1) \\ & + 1.127 * M1(-2) + 0.417 * M1(-3) \end{aligned} \quad (2.38)$$

RSS = 1.54E+09

Hồi qui phương trình thu hẹp ta có kết quả:

$$\begin{aligned} GDP = & 0.043 * GDP(-1) + 0.958 * GDP(-2) + 0.05 * GDP(-3) \quad (2.39) \\ RSS = & 3.15E+09 \end{aligned}$$

Giá trị F = 5,48, còn  $F_{0,05}(3,37) = 2,84$ , với giá trị này, chúng ta bác bỏ giả thiết  $H_0$  nêu trên, chấp nhận giả thiết cung tiền M1 có gây ra sự thay đổi của thu nhập với mức ý nghĩa 5%.

Hồi qui cho biến M2 thu được

$$GDP = -0,0623 * GDP(-1) + 0,7742 * GDP(-2) + 0,2261 * GDP(-3) - 0,4486 * M2(-1)$$

$$- 0,08396 * M2(-2) + 0,6663 * M2(-3) \quad (2.40)$$

$$RSS = 2,16E+10$$

Phương trình thu hẹp có dạng

$$GDP = 0,0080 * GDP(-1) + 0,81678 * GDP(-2) + 0,26380 * GDP(-3) \quad (2.41)$$

$$RSS = 2,57E+10$$

Giá trị F = 2,647, còn  $F_{0,1}$  (3,37) = 2,23, với giá trị này, chúng ta bác bỏ giả thiết  $H_0$ , chấp nhận giả thiết cung tiền M2 có gây ra sự thay đổi của thu nhập với mức ý nghĩa 10%

Để xem xét tác động trở lại, ta xét phương trình không ràng buộc và phương trình thu hẹp trong đó Y là mức cung tiền, X là GDP. Kết quả thu được

$$\begin{aligned} M1 = & 0,810 * M1(-1) - 0,30 * M1(-2) + 0,59 * M1(-3) - 0,04 * GDP(-1) \\ & + 0,095 * GDP(-2) - 0,0495 * GDP(-3) \end{aligned} \quad (2.42)$$

$$RSS = 1,65E+09$$

Phương trình thu hẹp là

$$M1 = 0,68 * M1(-1) + 0,07 * M1(-2) + 0,33 * M1(-3) \quad (2.43)$$

$$RSS = 2,03E+09$$

Giá trị F = 2,9932,  $F_{0,05}$  (3,37) = 2,84 cũng cho phép ta bác bỏ giả thiết  $H_0$ , chấp nhận giả thiết thu nhập có gây ra sự thay đổi của cung tiền M1 một cách có ý nghĩa.

Thực hiện kiểm định theo Granger cho số gia của các biến loga ta có

$$\begin{aligned} \Delta LNGDP = & -0,7802 * \Delta LNGDP(-1) - 0,0399 * \Delta LNGDP(-2) \\ & - 0,11319 * \Delta LNM1(-1) + 0,44760 * \Delta LNM1(-2) \end{aligned} \quad (2.44)$$

$$RSS = 0,922826$$

$$\Delta LNGDP = -0,80711 * \Delta LNGDP(-1) - 0,00532 * \Delta LNGDP(-2) \quad (2.45)$$

$$RSS = 0,971921$$

Giá trị F = 74,43, còn  $F_{0,05}$  (3,37) = 2,84, với giá trị này, chúng ta bác bỏ giả thiết  $H_0$ , chấp nhận giả thiết sự gia tăng cung tiền M1 có gây ra sự tăng trưởng của thu nhập với mức ý nghĩa 5%.

Với M2 chúng ta có

$$\begin{aligned}\Delta \text{LNGDP} = & -1,09229 * \Delta \text{LNGDP}(-1) - 0,61287 * \Delta \text{LNGDP}(-2) - 0,47278 * \Delta \text{LNGDP}(-3) \\ & + 0,24359 * \Delta \text{LNM2}(-1) + 0,02695 * \Delta \text{LNM2}(-2) + 1,11974 * \Delta \text{LNM2}(-3)\end{aligned}\quad (2.46)$$

RSS = 0,60192

$$\begin{aligned}\Delta \text{LNGDP} = & -0,82733 * \Delta \text{LNGDP}(-1) - 0,199168 * \Delta \text{LNGDP}(-2) \\ & - 0,21900 * \Delta \text{LNGDP}(-3)\end{aligned}\quad (2.47)$$

RSS = 0,926381

Giá trị F = 515,65, còn F<sub>0,05</sub> (3,37) = 2,84, với giá trị này, chúng ta bác bỏ giả thiết H<sub>0</sub>, chấp nhận giả thiết sự gia tăng cung tiền M2 có gây ra sự tăng trưởng của thu nhập với mức ý nghĩa 5%.

Để xét tác động của GDP tới M2 chúng ta có

$$\begin{aligned}\Delta \text{LNM2} = & 0,02655 * \Delta \text{LNGDP}(-1) + 0,087541 * \Delta \text{LNGDP}(-2) - 0,001334 * \Delta \text{LNGDP}(-3) \\ & + 0,498425 * \Delta \text{LNM2}(-1) - 0,03928 * \Delta \text{LNM2}(-2) + 0,39289 * \Delta \text{LNM2}(-3)\end{aligned}\quad (2.48)$$

RSS = 0,072053

$$\begin{aligned}\Delta \text{LNM2} = & 0,4830 * \Delta \text{LNM2}(-1) + 0,08123 * \Delta \text{LNM2}(-2) + 0,321400 * \Delta \text{LNM2}(-3)\end{aligned}\quad (2.49)$$

RSS = 0,083346

Giá trị F = 515,65, còn F<sub>0,05</sub> (3,37) = 2,84, với giá trị này, chúng ta bác bỏ giả thiết H<sub>0</sub>, chấp nhận giả thiết sự tăng trưởng của thu nhập có gây ra sự gia tăng cung tiền M2 với mức ý nghĩa 5%.

Các kết quả nhận được phù hợp với những lý luận cơ bản và như vậy có quan hệ nhân quả phản hồi giữa hai nhân tố thu nhập và lượng cung tiền tệ. Vấn đề này còn được làm sáng tỏ qua kết quả trong bảng 2.9 và bảng 2.10

### 2.3.4 Các kết quả thu được cho kiểm định Sim

Kiểm định cho phương trình (2.23) thu được

$$\begin{aligned}\text{M1} = & -67817,457 + 0,13510 * \text{GDP}(-2) + 0,34855 * \text{GDP}(-1) + 0,39875 * \text{GDP} \\ & + 0,2641 * \text{GDP}(1) + 0,1976 * \text{GDP}(2)\end{aligned}\quad (2.50)$$

RSS = 4,17E+09

$$\begin{aligned}\text{M1} = & -61314,68231 + 0,40080 * \text{GDP} + 0,51780 * \text{GDP}(1) + 0,3390 * \text{GDP}(2)\end{aligned}\quad (2.51)$$

RSS = 6,92E+09

Thực hiện kiểm định các hệ số của các giá trị trong quá khứ của GDP bằng kiểm định F cho ta  $F = 7,55$ , còn  $F_{0,05}(2,38) = 3,23$  bắc bỏ giả thiết  $H_0$ , nghĩa là mức thu nhập trong các thời kỳ trước có là nguyên nhân của M1.

$$\begin{aligned} M2 &= -248898,542 + 0,54021 * GDP(-2) + 1,01017 * GDP(-1) \\ &\quad + 0,96160 * GDP + 0,949296 * GDP(1) + 0,67530 * GDP(2) \end{aligned} \quad (2.52)$$

$$\begin{aligned} RSS &= 3,39E+10 \\ M2 &= -226786,297 + 1,00485 * GDP + 1,6933 * GDP(1) + 1,15274 * GDP(2) \\ RSS &= 6,0E+10 \end{aligned} \quad (2.53)$$

Thực hiện kiểm định các hệ số của các giá trị trong quá khứ của GDP bằng kiểm định F cho ta  $F = 8,265$ , còn  $F_{0,05}(2,38) = 3,23$  bắc bỏ giả thiết  $H_0$ , nghĩa là mức thu nhập trong các thời kỳ trước có là nguyên nhân của M2.

$$\begin{aligned} GDP &= 52140,85276 + 1,34367 * M1(-2) - 2,31684 * M1(-1) + 2,35435 * M1 \\ &\quad - 1,052968 * M1(1) + 0,42071 * M1(2) \end{aligned} \quad (2.54)$$

$$\begin{aligned} RSS &= 1,18E+10 \\ GDP &= 50361,6740 + 1,3616 * M1 - 1,08374 * M1(1) + 0,46370 * M1(2) \\ RSS &= 2,03E+10 \end{aligned} \quad (2.55)$$

Thực hiện kiểm định các hệ số của các giá trị trong quá khứ của M1 bằng kiểm định F cho ta  $F = 18,226$ , còn  $F_{0,05}(2,38) = 3,23$  bắc bỏ giả thiết  $H_0$ , nghĩa là mức M1 trong các thời kỳ trước có là nguyên nhân của thu nhập.

$$\begin{aligned} GDP &= 60157,047 + 1,3371 * M2(-2) - 2,3824 * M2(-1) + 1,91879 * M2 \\ &\quad - 1,218270 * M2(1) + 0,59783 * M2(2) \end{aligned} \quad (2.56)$$

$$\begin{aligned} RSS &= 1,5E+10 \\ GDP &= 59885,791 + 0,4271 * M2 - 0,5948 * M2(1) + 0,39161 * M2(2) \\ RSS &= 2,37E+10 \end{aligned} \quad (2.57)$$

Thực hiện kiểm định các hệ số của các giá trị trong quá khứ của M2 bằng kiểm định F cho ta  $F = 6,97$  còn  $F_{0,05}(2,38) = 3,23$  bắc bỏ giả thiết  $H_0$ , nghĩa là mức M2 trong các thời kỳ trước có là nguyên nhân của thu nhập.

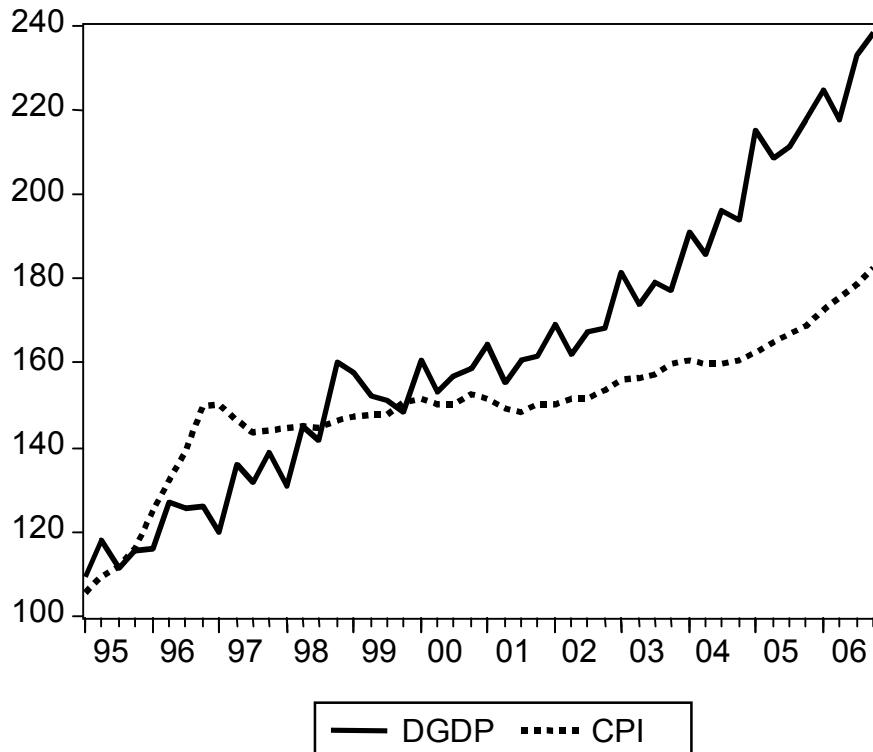
Các kết quả thu nhận được từ kiểm định Granger và kiểm định Sim cho thấy có mối quan hệ nhân quả giữa lượng tiền cung ứng và thu nhập, sự gia

tăng của lượng tiền cung ứng có ảnh hưởng tới sự tăng trưởng của thu nhập và ngược lại, sự tăng trưởng kinh tế cũng đòi hỏi phải gia tăng tiền cung ứng.

## 2.4 ẢNH HƯỞNG CỦA TIỀN TỆ ĐẾN GIÁ CẨM

### 2.4.1 Phương pháp luận nghiên cứu

#### 2.4.1.1 Các biến số được chọn để ước lượng mô hình.



**Hình 2.3.** Đồ thị của DGDP và CPI

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). Chỉ số giá tiêu dùng CPI 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. 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 ([2]). Nó bao gồm 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. Ngoài ra còn có một chỉ số giá mà không bị tác động bởi những cú sốc tạm thời và 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 điều hành chính sách tiền tệ của NHTW cũng như của Chính phủ ([7], trang 3). Bởi vậy trong phân nghiên cứu này chúng ta lựa chọn chỉ số giá tiêu dùng CPI và DGDP là đại diện cho mức giá cả trong các mô hình xem xét. Đơn vị đo của CPI và DGDP là % và được lấy theo giá năm gốc là 1994.

Vấn đề thứ hai là sự lựa chọn số liệu tiền cung ứng để đại diện cho lượng tiền tệ trong mô hình: Khối lượng tiền cung ứng hẹp M1 hay tiền mở rộng M2. Chúng ta sẽ lần lượt xem xét tác động của từng bộ phận M1 và M2 đến giá cả trong ngắn hạn và dài hạn.

#### **2.4.1.2 Số liệu cho hồi quy**

Các số liệu phản ánh biến của M1, M2, GDP, chỉ số CPI và chỉ số giá DGDP được lấy theo quý, 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. Như phân trên đã trình bày, sở dĩ khảo sát của chúng ta được thực hiện trong giai đoạn này vì đây là giai đoạn các biến số kinh tế mang tính thị trường cao hơn giai đoạn trước. 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.

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 đã nêu ở chương trước, mục đích của phần này 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. Đồng thời qua đó cũng nghiên cứu mối quan hệ nhân quả giữa lượng tiền cung ứng và giá cả. Chúng ta tập trung vào việc xây dựng mô hình nghiên cứu tác động trực tiếp của lượng tiền cung ứng đến các chỉ số giá của Việt nam xem xét ảnh hưởng của cung tiền đến giá cả trong ngắn hạn và dài hạn. Đồng thời chúng ta sẽ tiến hành kiểm định mối quan hệ nhân quả giữa hai nhân tố tiền tệ và giá cả.

**Bảng 2.8 Tóm tắt thống kê chủ yếu cho các biến giá cả (quí 1/1995 – quý 4/2006)**

| Biến   | Số quan sát | Giá trị trung bình | Giá trị lớn nhất | Giá trị nhỏ nhất | Độ lệch chuẩn |
|--------|-------------|--------------------|------------------|------------------|---------------|
| CPI    | 48          | 150,038            | 182,33           | 105,57           | 16,1212       |
| LnCPI  | 48          | 5,005              | 5,206            | 4,659            | 0,1148        |
| DGDP   | 48          | 163,52             | 238,54           | 109,67           | 34,100        |
| LnDGDP | 48          | 5,076              | 5,475            | 4,697            | 0,207         |

#### 2.4.2 Phân tích trong ngắn hạn

Trước hết chúng ta kiểm định tính dừng của các chuỗi số liệu. Kết quả trong bảng 2.9 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 các hồi qui giả mạo trong các mô hình mà chúng ta xem xét.

Ước lượng (1.25) 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 mở rộng M2 với tỷ lệ tăng trưởng của chỉ số giá CPI là lớn hơn so với mối quan hệ giữa các chỉ số khác. Các kết quả hồi quy thu được trong bảng 2.10

**Bảng 2.9 Kiểm định tính dừng của các chuỗi số P, lnP, DGDP, lnDGDP, TYGIA**

| Biến   | Mức độ | Độ trễ | Giá trị KĐ | Giá trị tới hạn ADF |         |         | Tính dừng |
|--------|--------|--------|------------|---------------------|---------|---------|-----------|
|        |        |        |            | 1%                  | 5%      | 10%     |           |
| P      | Level  | 1      | 5,433      | -2,6151             | -1,948  | -1,6124 | Dừng 1%   |
|        | D(1)   | 1      | -4,2839    | -3,5814             | -2,9271 | -2,6013 | Dừng 1%   |
| LnP    | Level  | 1      | 3,248      | -2,6112             | -1,948  | -1,6124 | Dừng 1%   |
|        | D(1)   | 1      | -4,3406    | -2,6112             | -1,948  | -1,6124 | Dừng 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%   |

Từ kết quả ở bảng 2.10, các hệ số hồi qui của các biến M1 và M2 đều dương với mức ý nghĩa 10% và 15% cho thấy sự tăng trưởng của khối lượng tiền cung ứng mở rộng cũng như tiền thu hẹp đều có ảnh hưởng tới sự tăng trưởng của CPI. Trong khi đó ảnh hưởng của các biến này lên chỉ số DGDP là chưa thấy rõ nét trong ngắn hạn. Phương trình thứ ba và thứ tư cho thấy nếu M1 tăng 10% thì CPI sẽ tăng 0,54%, còn nếu M2 tăng 10% thì CPI sẽ tăng 1,062%. Điều này cho ta thấy sự gia tăng của khối lượng tiền mở rộng có ảnh hưởng nhiều đến sự gia tăng của chỉ số CPI trong ngắn hạn.

Khi đưa thêm biến thu nhập thực vào các mô hình hồi qui, các hệ số thu được có dấu âm là phù hợp về mặt lý thuyết nhưng giá trị thống kê của chúng quá thấp. Như vậy trong ngắn hạn, ảnh hưởng của sự gia tăng thu nhập lên chỉ số CPI là chưa rõ rệt. Tuy nhiên khi xem xét ảnh hưởng của nó tới chỉ số DGDP, các hệ của Q lại mang dấu âm với mức ý nghĩa 5%. Điều này cho thấy sự gia tăng của thu nhập sẽ làm suy giảm DGDP. Các hệ số R<sup>2</sup> 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.

**Bảng 2.10 Các kết quả hồi qui giữa tiền tệ và giá cả (1995:Q1 – 2006:Q4)**

| PT | Biến phụ<br>thuộc | Hệ số<br>chận | Các biến độc lập |          |          | R <sup>2</sup> | F      | D-W   |
|----|-------------------|---------------|------------------|----------|----------|----------------|--------|-------|
|    |                   |               | Δ ln M1          | Δ ln M2  | Δ ln Q   |                |        |       |
| 1  | Δ ln P            | 0,0082        | 0,0386           | -        | -        | 0,427          | 16,05* | 1,88  |
|    |                   | (1,24)***     | (1,34)***        |          |          |                |        |       |
| 2  | Δ ln P            | 0,004         | -                | 0,0098   | -        | 0,443          | 17,12* | 1,847 |
|    |                   | (0,53)        |                  | (1,78)*  |          |                |        |       |
| 3  | Δ ln P            | 0,0075        | 0,054            | -        | -0,0783  | 0,4395         | 10,98* | 1,903 |
|    |                   | (0,45)        | (1,63)**         |          | (-0,96)  |                |        |       |
| 4  | Δ ln P            | 0,0035        | -                | 0,1062   | -0,0783  | 0,4494         | 11,4** | 1,857 |
|    |                   | (1,11)        |                  | (1,58)** | (-0,68)  |                |        |       |
| 5  | Δ ln DGDP         | 0,015         | 0,082            | -        | -        | 0,4016         | 14,43  | 1,878 |
|    |                   | (2,66)*       | (0,15)           |          |          |                |        |       |
| 6  | Δ ln DGDP         | 0,016         | -                | -0,0019  | -        | 0,401          | 14,41  | 1,889 |
|    |                   | (1,84)**      |                  | (-0,015) |          |                |        |       |
| 7  | Δ ln DGDP         | 0,0202        | -0,018           | -        | -0,164   | 0,58           | 19,38* | 1,75  |
|    |                   | (4,0)*        | (-0,26)          |          | (-4,2)*  |                |        |       |
| 8  | Δ ln DGDP         | 0,0265        | -                | -0,111   | -0,173   | 0,59           | 20,16* | 1,78  |
|    |                   | (3,44)*       |                  | (1,040)  | (-4,31)* |                |        |       |

Ghi chú: Dấu (\*), (\*\*), (\*\*\* ) chỉ mức ý nghĩa 5%, 10%, 15%

Khi thực hiện hồi qui mà trong đó biến giải thích lần lượt là M1 hoặc M2, biến phụ thuộc là giá cả P, các hệ số của chúng đều dương và có ý nghĩa thống kê cho thấy sự gia tăng khối lượng tiền cung ứng có tác động đến sự gia tăng của giá cả. Từ phương trình 1 đến phương trình 4 trong **Bảng 2.10** chúng ta thấy khi xem xét ảnh hưởng kết hợp giữa lượng tiền cung ứng và sự gia tăng của thu nhập trong thời kỳ quan sát, dấu của hệ số thu nhập là âm phù hợp về

mặt lý thuyết, mặc dù nó vẫn chưa có ý nghĩa về mặt thống kê. Trong những trường hợp này, hệ số của M1 và M2 và hệ số R<sup>2</sup> cao hơn. Điều này cho ta kết luận là sự gia tăng tiền tệ có tác động đến sự thay đổi của mức giá ở Việt nam.

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 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 đô thị của M1, M2, P 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 1 năm 1995 đến quý 4 năm 1996, nhận giá trị 1 từ quý 1 năm 1997 đến quý 4 năm 2006, D2 nhận giá trị 0 từ quý 1 năm 1995 đến quý 2 năm 2002, nhận giá trị 1 từ quý 3 năm 2002 đến quý 4 năm 2006, D3 nhận giá trị 0 từ quý 1 năm 1995 đến quý 2 năm 1999, nhận giá trị 1 từ quý 3 năm 1999 đến quý 4 năm 2006, D4 nhận giá trị 0 từ quý 1 năm 1995 đến quý 1 năm 1997 và từ quý 3 năm 1998 đến quý 4 năm 2006, nhận giá trị 1 từ quý 2 năm 1997 đến quý 2 năm 1998.

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

$$\Delta \ln P = 0,032 - 0,027*D1 + 0,053*\Delta \ln M1 - 0,28D4*\Delta \ln M1 \quad (2.58)$$

$$T \quad (3,7*) \quad (-3,01)^* \quad (1,64)** \quad (-1,79)**$$

$$R^2 = 0,504 \quad F\text{- Statistic} = 10,42 \quad D - W \text{ Statistic} = 1,80$$

$$\Delta \ln P = 0,0387 + 0,011*D2 - 0,0463*D3 - 0,0289*D4$$

$$T \quad (5,76)^* \quad (1,55)*** \quad (-4,37)^* \quad (-3,06)^*$$

$$-0,38D1*\Delta \ln M2 + 0,491D3*\Delta \ln M2 \quad (2.59)$$

$$(-2,68)^* \quad (3,15)^*$$

$$R^2 = 0,5505 \quad F\text{-statistic} = 7,96 \quad D - W \text{ Statistic} = 1,88$$

$$\Delta \ln DGDP = 0,0156 - 0,024*D1 + 0,021*D2 + 0,0326*D4 + 0,66D1*\Delta \ln M1$$

$$\begin{array}{ccccccc}
 T & (1,92)** & (-1,85)** & (-2,3)* & (1,91)** & (2,43)* \\
 & - 0,52D3^*\Delta\ln M1 - 0,65D4^*\Delta\ln M1 & & & & & (2.60) \\
 & (-2,09)* & & (-1,95)** & & & \\
 \end{array}$$

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

$$\Delta\ln DGDP = 0,0129 - 0,314*D1 + 0,314*D3 + 0,324*D4 + 4,135D1^*\Delta\ln M2$$

$$\begin{array}{ccccccc}
 T & (1,59)*** & (-3,03)* & (3,0)* & (2,89)* & (3,06)* \\
 & - 4,907D3^*\Delta\ln M2 - 5,02D4^*\Delta\ln M2 & & & & & (2.61) \\
 & (-3,03)* & & (-2,77)* & & & \\
 \end{array}$$

$$R^2 = 0,528 \quad F\text{-statistic} = 6,08 \quad D-W \text{ Statistic} = 2,01$$

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 (2.58 ), giai đoạn từ quý 1 năm 1995 đến quý 4 năm 1996, D1 = 0, D4 = 0 có dạng

$$\Delta\ln P = 0,032 + 0,053\Delta\ln M1$$

Giai đoạn từ quý 2 năm 1997 đến quý 2 năm 1998, D1 =1, D4 = 1

$$\Delta\ln P = 0,005 - 0,227\Delta\ln M1$$

Giai đoạn từ quý 3 năm 1997 đến quý 4 năm 2006, D1 =1, D4 =0

$$\Delta\ln P = 0,005 + 0,053\Delta\ln M1$$

2/ Với phương trình (2.59), từ quý 1 năm 1995 đến quý 4 năm 1996 và từ quý 3 năm 1998 đến quý 2 năm 1999, D1 = D2 = D3 = D4 = 0 phương trình ở dạng không đổi cho thấy sự tăng của M2 không ảnh hưởng tới sự tăng của giá.

Giai đoạn từ quý 2/1997 đến quý 2/1998, D1 = D4 =1, phương trình có dạng

$$\Delta\ln P = 0,0098 - 0,38\Delta\ln M2$$

Giai đoạn từ quý 3/1998 đến quý 2/1999, D1=1, D2 = D3 = D4 = 0, phương trình có dạng

$$\Delta\ln P = 0,0387 - 0,38D1^*\Delta\ln M2$$

Giai đoạn từ quý 3/1999 đến quý 2/2002, D2 = D4 = 0, D1 = D3 = 1, phương trình có dạng

$$\Delta \ln P = -0,00763 + 0,1191 \Delta \ln M2$$

Giai đoạn từ quý 3/2002 đến quý 4/2006, D4 = 0, D1 = D2 = D3 = 1, phương trình có dạng

$$\Delta \ln P = 0,0034 + 0,076 \Delta \ln M2$$

3/ Với phương trình (2.60), từ quý 1/1995 đến quý 4/1996 và từ quý 3/1998 đến 2/1999, D1 = D2 = D3 = D4 = 0, phương trình có dạng không đổi

$$\Delta \ln DGDP = 0,0156$$

Giai đoạn từ quý 2/1997 đến quý 2/1998, D2 = D3 = 0, D1 = D4 = 1, phương trình có dạng

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

Giai đoạn từ quý 3/1999 đến quý 2/2002, D2 = D4 = 0, D1 = D3 = 1, phương trình có dạng

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

Giai đoạn từ 3/2002 đến quý 4/2006, D4 = 0 phương trình có dạng

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

4/ Với phương trình (2.61), giai đoạn từ quý 1/1995 đến quý 1/1996 khi các biến giả đều nhận giá trị 0, phương trình có dạng

$$\Delta \ln DGDP = 0,0129$$

Giai đoạn từ quý 2/1997 đến quý 2/1998, D2 = D3 = 0, D1 = D4 = 1, phương trình có dạng

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

Giai đoạn từ quý 3/1999 đến quý 2/2002, D2 = D4 = 0, D1 = D3 = 1, phương trình có dạng

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

Giai đoạn từ 3/2002 đến quý 4/2006, D4 = 0 phương trình có dạng

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

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 tăng P và DGDP có khác nhau và đều thỏa mãn yêu cầu về mặt lý thuyết cũng

như thực tế. Chẳng hạn trong giai đoạn từ 1997 đến 2002, từ biến đổi thất thường của chỉ số giá cả, bằng việc thay thế giá trị của các biến giả vào trong các phương trình thu được, chúng ta thấy trong giai đoạn P giảm, hệ số của các lượng tiền cung ứng đều âm. 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. Tuy nhiên tác động của sự tăng trưởng các khối lượng tiền cung ứng lên từng nhân tố CPI hay DGDP có sự khác nhau. Trong khi sự gia tăng của khối lượng tiền M2 có ảnh hưởng nhiều hơn tới sự gia tăng của giá cả thì với sự gia tăng của DGDP, sự gia tăng của M1 làm gia tăng DGDP, còn sự gia tăng của M2 làm suy giảm DGDP. Các kết quả thu được đã cho thấy *trong ngắn hạn*, sự gia tăng của các khối lượng tiền cung ứng có ảnh hưởng tích cực tới sự gia tăng của giá cả.

#### **2.4.3 Phân tích trong dài hạn**

Trong phần này chúng ta sẽ 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 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 ([7], trang 6).

\*/Thực hiện hồi qui tác động của M1 dưới dạng loga với độ trễ kéo dài tới tăng trưởng của chỉ số P, với chú ý rằng phương trình thu được là phương trình đã được kiểm tra không còn khuyết tật, thu được phương trình hồi qui tốt. 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 và

khi đưa giá trị của các biến giả, thu được phương trình hồi qui cho các thời kỳ như sau:

| Biến phụ thuộc         | $\Delta LNP$  |                    |
|------------------------|---------------|--------------------|
| Biến giải thích        | Hệ số hồi quy | Giá trị thống kê T |
| D2                     | 0,0087        | (2,18)*            |
| $\Delta LNM1$          | 14,7884       | (4,3)*             |
| $\Delta LNM1(-1)$      | 0,0311        | (1,91)*            |
| $\Delta LNM1(-2)$      | 3,1219        | (4,18)*            |
| $\Delta LNM1(-3)$      | - 7,1822      | (- 4,4)*           |
| $\Delta LNM1(-4)$      | - 15,6283     | (- 4,2)*           |
| $D1 * \Delta LNM1$     | - 14,7277     | (- 4,3)*           |
| $D1 * \Delta LNM1(-2)$ | - 3,0361      | (- 4,0)*           |
| $D1 * \Delta LNM1(-3)$ | 7,1605        | (4,37)*            |
| $D1 * \Delta LNM1(-4)$ | 15,6617       | (4,21)*            |
| $D2 * \Delta LNM1$     | - 0,07881     | (- 2,1)*           |
| $D3 * \Delta LNM1$     | - 0,1159      | (- 2,6)*           |

$$R^2 = 0,883 \quad F\text{- Statistic} = 21,26 \quad D-W = 2,27 \quad (2.62)$$

1/ Từ quý 1/1995 đến quý 2/1997,  $D1 = D2 = D3 = 0$ , phương trình có dạng

$$\begin{aligned} \Delta LNP = & 14,7884 * \Delta LNM1 + 0,0311 * \Delta LNM1(-1) + 3,1219 * \Delta LNM1(-2) \\ & - 7,1822 * \Delta LNM1(-3) - 15,6283 * \Delta LNM1(-4) \end{aligned}$$

2/ Từ quý 3/1997 đến quý 2/1999,  $D2 = D3 = 0$ ,  $D1 = 1$ , thu được

$$\begin{aligned} \Delta LNP = & 0,0604 * \Delta LNM1 + 0,0311 * \Delta LNM1(-1) + 0,0858 * \Delta LNM1(-2) \\ & - 0,0117 * \Delta LNM1(-3) + 0,0334 * \Delta LNM1(-4) \end{aligned}$$

3/ Từ quý 3/1999 đến quý 2/2002  $D2 = 0$ ,  $D1 = D3 = 1$ , thu được

$$\begin{aligned} \Delta LNP = & 0,0604 * \Delta LNM1 + 0,0311 * \Delta LNM1(-1) - 0,0301 * \Delta LNM1(-2) \\ & - 0,0117 * \Delta LNM1(-3) - 0,0334 * \Delta LNM1(-4) \end{aligned}$$

4/ Từ quý 3/2002 đến quý 4/2006,  $D1 = D2 = D3 = 1$ , ta có

$$\Delta LNP = 0,0087 - 0,0181 * \Delta LNM1 + 0,0311 * \Delta LNM1(-1) - 0,0301 * \Delta LNM1(-2)$$

$$- 0,0117 * \Delta LNM1(-3) + 0,0334 * \Delta LNM1(-4)$$

\*/Với tác động của các biến trễ của M2 tới tăng trưởng của chỉ số P thu được

| Biến phụ thuộc         | $\Delta LNP$  |                    |
|------------------------|---------------|--------------------|
| Biến giải thích        | Hệ số hồi quy | Giá trị thống kê T |
| C                      | 5,93898       | (4,98)*            |
| D1                     | -5,84518      | (-4,91)*           |
| <b>D3</b>              | - 0,1067      | (-3,27)*           |
| $\Delta LNM2$          | 16,1476       | (4,1)*             |
| $\Delta LNM2(-1)$      | - 67,1534     | (-4,71)*           |
| $\Delta LNM2(-2)$      | 3,9015        | (2,5)*             |
| $\Delta LNM2(-3)$      | - 73,0311     | (-4,68)*           |
| $\Delta LNM2(-4)$      | - 0,4718      | (-2,74)*           |
| $D1 * \Delta LNM2$     | - 6,05268     | (-4,08)*           |
| $D1 * \Delta LNM2(-1)$ | 66,6285       | (4,67)*            |
| $D1 * \Delta LNM2(-2)$ | -3,9559       | (-2,54)*           |
| $D1 * \Delta LNM2(-3)$ | 72,2818       | (4,64)*            |
| $D2 * \Delta LNM2(-2)$ | 0,2001        | (3,92)*            |
| $D3 * \Delta LNM2(-1)$ | 0,54237       | (2,08)*            |
| $D3 * \Delta LNM2(-3)$ | 0,7714        | (4,64)*            |
| $D3 * \Delta LNM2(-4)$ | 0,52512       | (3,02)*            |

$$R^2 = 0,8968 \quad F - Sta = 15,63 \quad D - W = 1,914 \quad (2.63)$$

Các hệ số hồi qui đều có ý nghĩa thống kê 5% cho thấy trong từng giai đoạn, sự gia tăng M2 có tác động khác nhau đến sự gia tăng của giá cả. Giá trị  $R^2 = 0,8968$  khẳng định sự phù hợp của phương trình thu được. Thay giá trị của các biến giả theo từng thời kỳ thu được các phương trình:

1/Từ quý 1/1995 đến quý 2/1997,  $D1 = D2 = D3 = 0$ , phương trình có dạng

$$\Delta LNP = 5,93898 + 16,1476 * \Delta LNM2 - 67,1534 * \Delta LNM2(-1) + 3,9015 * \Delta LNM2(-2)$$

$$-73,0311 * \Delta LNM2(-3) - 0,4718 * \Delta LNM2(-4)$$

2/ Từ quý 3/1997 đến quý 2/1999, D2 = D3 = 0, D1 = 1, thu được

$$\Delta LNP = 0,0968 + 0,09492 * \Delta LNM2 - 0,4249 * \Delta LNM2(-1)$$

$$- 0,0544 * \Delta LNM2(-2) - 0,7493 * \Delta LNM2(-3) - 0,4718 * \Delta LNM2(-4)$$

3/ Từ quý 3/1999 đến quý 2/2002 D2 = 0, D1 = D3 = 1, thu được

$$\Delta LNP = - 0,0990 + 0,09492 * \Delta LNM2 + 0,01747 * \Delta LNM2(-1) - 0,0544 * \Delta LNM2(-2)$$

$$+ 0,0221 * \Delta LNM2(-3) + 0,05332 * \Delta LNM2(-4)$$

4/ Từ quý 3/2002 đến quý 4/2006, D1 = D2 = D3 = 1, ta có

$$\Delta LNP = - 0,0990 + 0,09492 * \Delta LNM2 + 0,01747 * \Delta LNM2(-1) + 0,1457 * \Delta LNM2(-2)$$

$$+ 0,0221 * \Delta LNM2(-3) + 0,05332 * \Delta LNM2(-4)$$

Thúc hiến hải qui t,c ®éng cña c,c biến trô cña M1 vµ M2 ®ün chØ sè DGDP thu ®-ic  
\*/ Với tác động của M1 tới DGDP thu được phương trình

| Biến phụ thuộc  | <b>ΔLNDGDP</b> |                    |
|-----------------|----------------|--------------------|
| Biến giải thích | Hệ số hồi quy  | Giá trị thống kê T |
| C               | - 2,162088     | (-2,43)*           |
| D1              | 0,5079         | (2,59)*            |
| <b>D2</b>       | 0,02553        | (3,15)*            |
| <b>D3</b>       | 1,63126        | (2,32)*            |
| <b>D4</b>       | -1,11639       | (-2,32)*           |
| ΔLNM1           | 6,071857       | (2,63)*            |
| ΔLNM1(-1)       | 2,77606        | (1,79)**           |
| ΔLNM1(-2)       | 17,64487       | (2,55)*            |
| ΔLNM1(-3)       | 13,51859       | (2,34)*            |
| ΔLNM1(-4)       | 10,24758       | (2,44)*            |
| D1*ΔLNM1        | 1,5874         | (1,65)**           |
| D1*ΔLNM1(-1)    | 12,6616        | (2,59)*~           |
| D1*ΔLNM1(-2)    | -3,17899       | (-3,94)*           |

|              |            |          |
|--------------|------------|----------|
| D3*ΔLNM1     | -7,75676   | (-2,40)* |
| D3*ΔLNM1(-1) | -15,0314   | (-2,35)* |
| D3*ΔLNM1(-2) | - 14,6997  | (-2,33)* |
| D3*ΔLNM1(-3) | - 13,3630  | (-2,31)* |
| D3*ΔLNM1(-4) | - 10,1369  | (-2,42)* |
| D4*ΔLNM1     | - 10,55896 | (-2,62)* |

$$R^2 = 0,9066 \quad F - Sta = 11,24 \quad D - W = 2,2574 \quad (2.64)$$

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

1/Từ quý 1/1995 đến quý 2/1997, D1= D2 = D3 = D4 =0, phương trình có dạng

$$\Delta LNDGDP = -2,162088 + 6,071857 * \Delta LNM1 + 2,77606 * \Delta LNM1(-1)$$

$$+ 17,64487 * \Delta LNM1(-2) + 13,51859 * \Delta LNM1(-3) + 10,24758 * \Delta LNM1(-4)$$

2/Từ quý 3/1997 đến quý 2/1998, D2 = D3 = 0, D1 = D4 =1phương trình có dạng

$$\Delta LNDGDP = - 3,279478 - 2,899703 * \Delta LNM1 + 15,43766 * \Delta LNM1(-1)$$

$$+ 14,46588 * \Delta LNM1(-2) + 13,51859 * \Delta LNM1(-3) + 10,24758 * \Delta LNM1(-4)$$

3/Từ quý 3/1998 đến quý 2/1999, D2 = D3 = D4 = 0, D1 =1 phương trình có dạng

$$\Delta LNDGDP = - 1,654188 + 7,659257 * \Delta LNM1 + 15,43766 * \Delta LNM1(-1)$$

$$+ 14,46388 * \Delta LNM1(-2) + 13,51859 * \Delta LNM1(-3) + 10,24758 * \Delta LNM1(-4)$$

4/Từ quý 3/1999 đến quý 2/2002, D2 = D4 = 0, D1 = D3 =1 phương trình có dạng

$$\Delta LNDGDP = - 0,022928 - 0,097503 * \Delta LNM1 + 0,40626 * \Delta LNM1(-1)$$

$$- 0,23382 * \Delta LNM1(-2) + 0,15559 * \Delta LNM1(-3) + 0,11068 * \Delta LNM1(-4)$$

5/Từ quý 3/2002 đến quý 4/2006, D4 = 0, D1 = D2 =D3 =1 phương trình có dạng

$$\Delta LNDGDP = 0,002602 - 0,097503 * \Delta LNM1 + 0,40626 * \Delta LNM1(-1)$$

$$- 0,23382 * \Delta LNM1(-2) + 0,15559 * \Delta LNM1(-3) + 0,11068 * \Delta LNM1(-4)$$

\*/ Với tác động của M2 tới DGDP, sau khi khắc phục các khuyết tật và loại bỏ các 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 và thay các giá trị của biến giả, thu được phương trình cho các giai đoạn

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

$$R^2 = 0,8114 \quad F-Sta = 6,99 \quad D - W = 2,059 \quad (2.65)$$

1/Từ quý 1/1995 đến quý 1/1997, D1= D2 = D3 = D4 = 0, phương trình có dạng

$$\Delta LNDGDP = 1,4956 + 14,3438 * \Delta LNM2 - 1,6541 * \Delta LNM2(-1)$$

$$- 14,00215 * \Delta LNM2(-2) + 0,20749 * \Delta LNM2(-3)$$

2/ Từ quý 2/1997 đến quý 2/1998, D2 = D3 = 0, D1 = D4 = 1, thu được

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

3/ Từ quý 3/1998 đến quý 2/1999 D2 = D3 = D4 = 0, D1 = 1, thu được

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

4/ Từ quý 3/1999 đến quý 4/2006 D4 = 0, D1 = D3 = 1, thu được

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

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  $\bar{R}^2$  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 P và chỉ số DGDP. Hơn nữa, hệ số hồi qui của các biến trẽ của M1 và M2 đều có ý nghĩa thống kê cho thấy, các chỉ số giá 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 trẽ đã có tác động thuận chiều tới sự gia tăng của các chỉ số CPI và DGDP. Kết quả chỉ ra rằng nếu trong một năm, lượng tiền cung ứng M2 gia tăng 10% thì chỉ số CPI sẽ tăng 3,33%.

Một đặc điểm rất quan trọng thu được là hệ số của  $\Delta LNM2$  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 hơn chỉ số giá CPI.

Như vậy 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*.

#### **2.4.4 Mối quan hệ nhân quả giữa tiền tệ và giá cả.**

Cơ sở lý luận cho việc áp dụng các kiểm định về mối quan hệ nhân quả giữa tiền tệ và giá cả đã được trình bày ở chương trước. Trong phần này, dựa trên các số liệu thu nhận được, chúng ta tiến hành hồi qui lần lượt các mối quan hệ giữa các dạng của biến tiền tệ và giá cả. Khi thực hiện hồi qui, các biến được đưa vào dưới dạng sai phân loga tự nhiên.

$$\Delta LNP = 0,0119 + 0,08745 * \Delta LNP1(-3) - 0,09455 * \Delta LNP1(-2) + 0,6435 * \Delta LNP1(-1) \\ - 0,0610 * \Delta LNM1(-3) - 0,08413 * \Delta LNM1(-2) - 0,01135 * \Delta LNM1(-1) \quad (2.66)$$

$$RSS = 0,008531$$

$$\Delta LNP = 0,00320 + 0,2032 * \Delta LNP1(-3) - 0,25488 * \Delta LNP1(-2) + 0,7091 * \Delta LNP1(-1) \quad (2.67)$$

$$RSS = 0,01016$$

Thực hiện kiểm định các hệ số của các giá trị trong quá khứ của M1 bằng kiểm định F cho ta  $F = 1,97$ , còn  $F_{0,25}(3,37) = 1,42$  bác bỏ giả thiết  $H_0$ , nghĩa là khối lượng M1 trong các thời kỳ trước có là nguyên nhân của P.

$$\Delta LNP = 0,01287 - 0,09147 * \Delta LNP(-2) + 0,68157 * \Delta LNP(-1) - 0,03843 * \Delta LNM2(-1) \\ - 0,09434 * \Delta LNM2(-1) \quad (2.68)$$

$$RSS = 0,010137$$

$$\Delta LNP = 0,004298 - 0,0846 * \Delta LNP(-2) + 0,68512 * \Delta LNP(-1) \quad (2.69)$$

$$RSS = 0,010929$$

Thực hiện kiểm định các hệ số của các giá trị trong quá khứ của M2 bằng kiểm định F cho ta  $F = 1,45$ , còn  $F_{0,25}(2,40) = 1,44$  bác bỏ giả thiết  $H_0$ , nghĩa là khối lượng M2 trong các thời kỳ trước có là nguyên nhân của P.

Dựa trên lý luận của Sim, chúng ta thực hiện các kiểm định mà trong đó có cả các giá trị tương lai với giả thiết  $H_0$  các hệ số của các biến trẽ bằng 0. Kết quả thu được

+/ Tác động của P tới M1

$$\begin{aligned}\Delta LNM1 = & 0,05817 + 0,6690 * \Delta LNP(-2) - 1,6992 * \Delta LNP(-1) + 0,98366 * \Delta LNP \\ & + 1,04988 * \Delta LNP(1) - 1,5469 * \Delta LNP(2)\end{aligned}\quad (2.70)$$

$$RSS = 0,144215$$

$$\begin{aligned}\Delta LNM1 = & 0,0556 - 0,11487 * \Delta LNP + 1,45823 * \Delta LNP(1) - 1,61157 * \Delta LNP(2) \quad (2.71) \\ & RSS = 0,168802\end{aligned}$$

Thực hiện kiểm định các hệ số của các giá trị trong quá khứ của P bằng kiểm định F cho ta  $F = 2,69$ , còn  $F_{0,10}(2,37) = 2,44$  bắc bỏ giả thiết  $H_0$ , nghĩa là mức giá P trong các thời kỳ trước có là nguyên nhân của M1.

+/ Tác động của P tới M2

$$\begin{aligned}\Delta LNM2 = & 0,0689 + 0,6921 * \Delta LNP + 0,02272 * \Delta LNP(1) - 0,6382 * \Delta LNP(2) \\ & - 0,75623 * \Delta LNP(-1) + 0,15114 * \Delta LNP(-2)\end{aligned}\quad (2.72)$$

$$RSS = 0,057336$$

$$\begin{aligned}\Delta LNM2 = & 0,06666 + 0,14875 * \Delta LNP + 0,17934 * \Delta LNP(1) - 0,6338 * \Delta LNP(2) \quad (2.73) \\ & RSS = 0,063797\end{aligned}$$

Thực hiện kiểm định các hệ số của các giá trị trong quá khứ của P bằng kiểm định F cho ta  $F = 1,87$ , còn  $F_{0,25}(2,37) = 1,44$  bắc bỏ giả thiết  $H_0$ , nghĩa là mức giá P trong các thời kỳ trước có là nguyên nhân của M2.

+/ Tác động của M1 tới P

$$\begin{aligned}\Delta LNP = & 0,01318 + 0,01993 * \Delta LNM1 - 0,06478 * \Delta LNM1(1) + 0,06844 * \Delta LNM1(2) \\ & + 0,0263 * \Delta LNM1(-1) - 0,10386 * \Delta LNM1(-2)\end{aligned}\quad (2.74)$$

$$RSS = 0,01568$$

$$\begin{aligned}\Delta LNP = & 0,01324 + 0,01876 * \Delta LNM1 - 0,05947 * \Delta LNM1(1) + 0,0048 * \Delta LNM1(2) \quad (2.75) \\ & RSS = 0,018166\end{aligned}$$

Thực hiện kiểm định các hệ số của các giá trị trong quá khứ của M1 bằng kiểm định F cho ta  $F = 2,5317$ , còn  $F_{0,10}(2,37) = 2,49$  bắc bỏ giả thiết  $H_0$ , nghĩa là các giá trị trong các thời kỳ trước của M1 có là nguyên nhân của P.

$$\Delta LNP = 0,02085 + 0,00818 * \Delta LNM2 - 0,0625 * \Delta LNM2(1) + 0,02169 * \Delta LNM2(2)$$

$$- 0,0178 * \Delta LNM2(-1) - 0,1240 * \Delta LNM2(-2) \quad (2.77)$$

$$RSS = 0,016355$$

$$\Delta LNP = 0,01613 - 0,00077 * \Delta LNM2 - 0,0590 * \Delta LNM2(1)$$

$$- 0,02489 * \Delta LNM2(2) \quad (2.78)$$

$$RSS = 0,01819$$

Thực hiện kiểm định các hệ số của các giá trị trong quá khứ của M2 bằng kiểm định F cho ta  $F = 1,8663$ , còn  $F_{0,25}(2,37) = 1,44$  bắc bỏ giả thiết  $H_0$ , nghĩa các giá trị trong các thời kỳ trước của M2 có là nguyên nhân của P.

Các kết quả thu được cho thấy trong mối quan hệ nhân quả, trước một và hai chu kỳ quan sát, M và P đều là những nguyên nhân trực tiếp tác động của nhau.

## 2.5 ẢNH HƯỞNG CỦA TIỀN TỆ ĐẾN CÁN CÂN THANH TOÁN

### 2.5.1 Vài nét về thực tiễn cân cân thanh toán của Việt nam

Để phù hợp với quá trình cải cách kinh tế trong nền kinh tế thị trường, công tác thống kê của Việt nam trong giai đoạn vừa qua cũng thay đổi nhằm mục đích phục vụ cho công tác phân tích, là cơ sở cho việc điều hành các chính sách kinh tế vĩ mô. Từ khi Pháp lệnh Ngân hàng ra đời, theo chức năng nhiệm vụ, NHTW lập Bảng cân đối tiền tệ và Bảng cán cân thanh toán quốc tế của Việt nam. Đây là hai trong 4 tài khoản kinh tế vĩ mô của nền kinh tế (Hệ thống tài khoản quốc gia, Ngân sách chính phủ, cân đối tiền tệ và cán cân thanh toán).

Nhìn nhận lại diễn biến cán cân thanh toán trong giai đoạn 1997 – 2005 chúng ta có thể thấy một số đặc điểm nổi bật sau :

Về cán cân thương mại, xuất nhập khẩu hàng hóa chiếm tỷ trọng lớn nhất. Với chiến lược phát triển nền kinh tế theo hướng xuất khẩu, sức cạnh tranh thương mại quốc tế của các ngành kinh tế Việt Nam đã được cải thiện đáng kể làm cho kim ngạch xuất khẩu hàng hóa tăng đều qua các năm (Bảng 2.11). Tuy nhiên, do yêu cầu phát triển của nền kinh tế, nhập khẩu hàng hóa

và để đáp ứng nhu cầu đầu tư nên kim ngạch nhập khẩu cũng gia tăng đáng kể, đặc biệt đối với hàng hóa thiết yếu như xăng dầu, phân bón, thiết bị máy móc. Chính vì vậy trong giai đoạn này cán cân thương mại của Việt Nam thường ở tình trạng thâm hụt (trừ năm 2000 và 2001).

**Bảng 2.11 Bảng cán cân thương mại của Việt Nam 1997- 2005**

*Đơn vị: Triệu USD*

| Năm                | 1997   | 1998   | 1999   | 2000   | 2001   | 2002   | 2003   | 2004   | 2005   |
|--------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Xuất khẩu          | 9.185  | 9.361  | 11.523 | 14.449 | 15.027 | 16.706 | 19.986 | 24.562 | 27.582 |
| Nhập khẩu          | 11.592 | 11.494 | 11.6   | 14.071 | 14.4   | 17.582 | 22.495 | 27.017 | 30.339 |
| Cán cân thương mại | -2.407 | -2.133 | -0.077 | 0.378  | 0.627  | -0.876 | -2.509 | -2.455 | -2.757 |

*Nguồn: Ngân hàng Nhà nước, Báo cáo của IMF*

*Về cán cân dịch vụ*, kim ngạch xuất nhập khẩu dịch vụ chiếm một tỷ trọng khá nhỏ trong tổng thu chi cán cân vãng lai. Trong giai đoạn 1997-2005, các ngành kinh doanh dịch vụ của Việt Nam đã có những bước phát triển mạnh khá nhanh nhưng so với các nước trong khu vực thì mức độ cạnh tranh vẫn còn khá khiêm tốn. Đó cũng là một nguyên nhân khiến cho cán cân dịch vụ thường ở trạng thái nhập siêu. Do nền kinh tế Việt Nam còn phụ thuộc nhiều vào sản xuất hàng hóa, nên khi nhập khẩu hàng hóa tăng lên, các khoản chi phí chuyên chở tăng lên làm cho cán cân dịch vụ luôn trong tình trạng thâm hụt.

*Về cán cân thu nhập*, xuất phát từ tình hình thực tế nền kinh tế đang thiếu vốn, Việt nam đã chú trọng thu hút vốn nước ngoài (chủ yếu dưới dạng đầu tư trực tiếp nước ngoài và vay nợ từ nước ngoài). Đầu tư ra nước ngoài còn rất ít và chủ yếu dưới dạng tiền gửi của hệ thống ngân hàng tại các ngân hàng nước ngoài để phục vụ nghiệp vụ thanh toán quốc tế. Phần thu lãi từ các nghiệp vụ này là nhỏ. Trong khi đó, lợi nhuận thu được từ các dự án đầu tư trực tiếp của nước ngoài được chuyển ra nước ngoài nên cán cân thu nhập luôn trong tình trạng thâm hụt.

*Về chuyển giao vãng lai một chiêu*, do chính sách thuế kiều hối thay đổi, các khoản tiền ngoại tệ do người Việt nam sinh sống tại nước ngoài chuyển về đã tăng từ 885 triệu USD năm 1997, 2,1 tỷ năm 2002 đến 3,8 tỷ năm 2004. Sự thặng dư của cán cân chuyển giao vãng lai một chiêu đã góp phần thu hẹp đáng kể mức độ thâm hụt cán cân vãng lai.

*Về cán cân vốn*, với chính sách thúc đẩy phát triển kinh tế, khuyến khích đầu tư trực tiếp nước ngoài nên trong cán cân thanh toán vốn, nguồn vốn do đầu tư trực tiếp nước ngoài chiếm một tỷ trọng khá lớn. Bên cạnh đó, sự phát triển của thị trường chứng khoán Việt Nam cũng thu hút nguồn vốn gián tiếp khá lớn. Tất cả đã làm cho cán cân vốn của Việt Nam liên tục thặng dư trong giai đoạn vừa qua.

*Về cán cân thanh toán tổng thể*, trong giai đoạn 1997-2004, mặc dù cán cân vãng lai của Việt nam vẫn thâm hụt, nhưng do đã tiếp cận được những nguồn vốn nước ngoài nên không những đủ để bù đắp thâm hụt cán cân vãng lai mà còn góp phần tạo thặng dư ngoại tệ. Từ đó làm cho thặng dư cán cân tổng thể trong giai đoạn tăng dần lên trong các năm.

Việc nghiên cứu mối quan hệ giữa tiền cung ứng với cán cân thanh toán quốc tế đã được nhiều nhà nghiên cứu đề cập tới. Chẳng hạn các nhà nghiên cứu của Viện Quản lý Kinh tế Trung ương đã xem xét tác động của sự biến đổi của GDP và sự thay đổi tài sản nội địa rộng đến sự thay đổi của luồng vốn ngoại tệ. Nhóm các nhà nghiên cứu của Vụ Chính sách Tiền tệ thuộc NHTW [20] đã nghiên cứu tác động của chỉ số giá CPI, sự thay đổi của lãi suất ngắn hạn và mức tăng trưởng của sản lượng ngành công nghiệp đến sự thay đổi của luồng tài sản ngoại tệ rộng.

Trước hết các kết quả thu được phù hợp về mặt lý thuyết. Đặc biệt quan trọng nhất là hệ số bù đều khác -1 một cách có ý nghĩa. Trong các kết quả nghiên cứu đó, các tác giả đã cho thấy trong bối cảnh nền kinh tế mở, diễn biến tiền tệ chịu tác động của diễn biến cán cân thanh toán ([20], trang 97).

Đồng thời các kết quả còn cho thấy, để có thể kiểm soát chặt chẽ luồng vốn ngoại tệ, giảm tình trạng đô la hóa trong nền kinh tế cần phải đưa ra những giải pháp quản lý hợp lý nhằm thu hút lượng tiền ngoại tệ ở bên ngoài. Tuy nhiên, mối tác động trở lại của chính sách tiền tệ mà đặc biệt là lượng tiền tín dụng nội địa đến dự trữ ngoại tệ cũng như mối quan hệ nhân quả giữa chúng chưa được đề cập tới. Bởi vậy trong phần sau, chúng ta sẽ xem xét mối quan hệ đó.

### **2.5.2 Chỉ định mô hình trong cán cân thanh toán và các kết quả hồi qui**

#### **2.5.2.1 Số liệu cho hồi qui**

**Bảng 2. 12 Tóm tắt thống kê chủ yếu cho cán cân thanh toán**

| Biến                     | Số quan sát | Giá trị trung bình | Giá trị lớn nhất | Giá trị nhỏ nhất | Độ lệch chuẩn |
|--------------------------|-------------|--------------------|------------------|------------------|---------------|
| $\frac{\Delta NFA}{DMB}$ | 131         | 0,011136           | 0,092529         | -0,029491        | 0,016506      |
| $\frac{\Delta NDA}{DMB}$ | 131         | 0,010872           | 0,634525         | -0,1548084       | 0,1548        |
| $\frac{\Delta RR}{DMB}$  | 131         | 0,00350            | 0,06543          | -0,062776        | 0,020373      |
| $\Delta \ln Q_p$         | 131         | 0,00614            | 0,090961         | -0,074846        | 0,031396      |
| $\Delta \ln P$           | 131         | 0,004026           | 0,037296         | -0,011061        | 0,008362      |
| $\Delta \ln m$           | 131         | -0,006525          | 3,31504          | -2,377704        | 0,37560       |
| TYGIA                    | 132         | 13640,88           | 15923,91         | 11011,0          | 1782,696      |
| DAPF                     | 131         | -0,03422           | 0,065594         | -4,572304        | 0,39976       |
| CGG                      | 132         | 29012,01           | 182441,6         | 11913,97         | 23910,27      |

Các số liệu được lấy theo tháng từ tháng 1 năm 1995 đến tháng 12 năm 2005 theo các báo cáo của NHTW và của IMF, hệ số nhân tiền  $m = M2/DH$ ,  $P$  là chỉ số giá CPI (năm 1994 = 100%) còn  $Q_p$  là trung bình trượt 5 tháng của

thu nhập thực GDP lấy theo giá năm 1994, TYGIA là biến tỷ giá hối đoái giữa đồng tiền Việt Nam (VND) với đồng tiền đô la Mỹ, P<sup>f</sup> là chỉ số giá quốc tế được lấy theo Báo cáo của IMF, DAPF là sai phân bậc nhất của biến lnP<sup>f</sup>.

Các chỉ số thống kê chủ yếu của các chuỗi số liệu được cho trong bảng 2.12.

**Bảng 2.13 Kiểm định Dickey- Fuller cho các biến trong cán cân thanh toán**

| Biến  | Độ trễ | Giá trị KĐ | Giá trị tối hạn ADF |         |        | Tính dùng |
|---|--------|------------|---------------------|---------|--------|-----------|
|   |        |            | 1%                  | 5%      | 10%    |           |
| $\frac{\Delta NFA}{DMB}$                              | 1      | -9,0613    | -3,4812             | -2,884  | -2,579 | Dùng 1%   |
| $\frac{\Delta NFA}{DMB} - \frac{\Delta NFA}{DMB}(-1)$ | 1      | -12,7166   | -3,4820             | -2,884  | -2,579 | Dùng 1%   |
| $\frac{\Delta NDA}{DMB}$                              | 1      | -16,9554   | -3,4812             | -2,884  | -2,579 | Dùng 1%   |
| $\frac{\Delta NDA}{DMB} - \frac{\Delta NDA}{DMB}(-1)$ | 1      | -16,6277   | -3,4820             | -2,884  | -2,579 | Dùng 1%   |
| $\frac{\Delta RR}{DMB}$                               | 1      | -13,6404   | -3,4812             | -2,884  | -2,579 | Dùng 1%   |
| $\frac{\Delta RR}{DMB} - \frac{\Delta RR}{DMB}(-1)$   | 1      | -14,0977   | -3,4820             | -2,884  | -2,579 | Dùng 1%   |
| $\Delta \ln Q_P$                                      | 1      | -7,0594    | -3,4838             | -2,885  | -2,579 | Dùng 1%   |
| $\Delta \ln Q_P - \Delta \ln Q_P(-1)$                 | 1      | -11,6362   | -3,4837             | 2,885   | -2,579 | Dùng 1%   |
| $\Delta \ln P$  | 1      | -9,1179    | -3,4812             | -2,884  | -2,579 | Dùng 1%   |
| $\Delta \ln P - \Delta \ln P(-1)$                     | 1      | -13,0092   | -3,4820             | -2,884  | -2,579 | Dùng 1%   |
| $\Delta \ln m$  | 1      | -15,7211   | -3,4816             | -2,884  | -2,579 | Dùng 1%   |
| $\Delta \ln m - \Delta \ln m(-1)$                     | 1      | -19,6340   | -3,4820             | -2,884  | -2,579 | Dùng 1%   |
| TYGIA   | 1      | -3,2769    | -2,5828             | -1,943  | -1,615 | Dùng 1%   |
| TYGIA-TYGIA(-1)                                       | 1      | -13,975    | -3,4812             | -2,884  | -2,579 | Dùng 1%   |
| DAPF  | 1      | -344,3452  | -3,4812             | 2,8838  | -2,579 | Dùng 1%   |
| DAPF-DAPF(-1)   | 1      | -235,7732  | -3,4816             | -2,8839 | -2,579 | Dùng 1%   |
| CGG   | 1      | -5,2977    | -3,4812             | 2,8839  | -2,579 | Dùng 1%   |
| CGG – CGG(-1)   | 1      | -13,7474   | -3,4816             | -2,8839 | -2,579 | Dùng 1%   |

Thực hiện kiểm định tính dừng của các chuỗi thời gian theo kiểm định Dickey- Fuller với giả thiết  $H_0$  là chuỗi không dừng trên EVIEWS 5.0 thu được trong Bảng 2.13. Kết quả cho thấy các chuỗi được sử dụng cùng với sai phân bậc nhất đều là chuỗi dừng với mức ý nghĩa 1%. Nó cho phép chúng ta tin tưởng rằng sẽ không có hồi qui giả mạo trong những mô hình hồi qui sẽ được tiến hành ở phần sau liên quan tới các biến đang xem xét.

### 2.5.2.2 Phương trình hồi qui cho luồng dự trữ ngoại tệ ròng

Mô hình đánh giá ảnh hưởng của các nhân tố tới sự gia tăng của luồng ngoại tệ được cho dưới dạng

$$\frac{\Delta NFA}{DMB} = b_1 \cdot \Delta \ln Q_P + b_2 \cdot \Delta \ln P - b_3 \cdot \Delta \ln m - b_4 \cdot \frac{\Delta NDA}{DMB} + b_5 \cdot \frac{\Delta RR}{DMB} + U \quad (2.79)$$

ở đây  $b_1 > 0$ ,  $b_2 \approx 1$ ,  $b_3 = b_4 = -1$ ,  $b_5 = 1$

Kết quả hồi qui cho ta phương trình ước lượng

$$\frac{\Delta NFA}{DMB} = 0,405^* \Delta \ln Q_P + 0,226^* \Delta \ln P - 0,095^* \Delta \ln m - 0,113^* \frac{\Delta NDA}{DMB} + 0,116^* \frac{\Delta RR}{DMB} \quad (2.80)$$

T  $(2,11)^*$   $(1,73)^{**}$   $(-3,62)^*$   $(-4,81)^*$   $(1,69)^{**}$

$$R^2 = 0,1748 \quad F = 4,74^* \quad DW = 2,1836$$

Các hệ số hồi qui thu được có dấu đúng với yêu cầu và đều có ý nghĩa thống kê với mức 5%, chỉ có hệ số của chỉ số giá chấp nhận với mức 25%. Hệ số bù  $b_4$  khác -1 theo kiểm định Wald (Phụ lục D) cho thấy NHTW đã chấp nhận một số chính sách thắt chặt. Hơn nữa giá trị của nó nhỏ cho thấy chúng ta chưa có khả năng dùng cung tiền vượt trội để mua chứng khoán trên thị trường thế giới. Các hệ số  $b_2$ ,  $b_3$ ,  $b_4$  nhỏ cho thấy hàm cầu tiền là không ổn định. Hơn nữa  $b_5$  quá nhỏ so với yêu cầu cho thấy cầu tiền không được đáp ứng từ thành phần ngoại tệ trong tiền khả dụng khi cung và cầu tiền mất cân đối. Hệ số  $R^2$  nhỏ vì ta hồi qui mô hình không có hệ số chặn.

### 2.5.2.3 Biến đổi mô hình

Phương pháp tiếp cận tiền tệ đến cán cân thanh toán (MABP) đã được mở rộng và cải tiến trong những năm gần đây. Nó được phát triển trong khuôn khổ một nền kinh tế mở mà trong đó không có hàng hóa phi mậu dịch, luồng hàng hóa mậu dịch và vốn tự do, mức giá nội địa được ghì với mức giá thế giới thông qua việc buôn bán bình đẳng, còn mức giá thế giới được xác định bởi cung và cầu tiền trong nền kinh tế toàn cầu. Tuy nhiên trên thực tế không có một nền kinh tế mở hoàn toàn nào mà lại thiếu vắng hàng hóa phi mậu dịch. Bởi vậy phương pháp tiếp cận này được mở rộng và cải tiến để chấp nhận sự tồn tại của hàng hóa phi mậu dịch, hạn chế luồng vốn và thương mại, và do đó sẽ có sự không nhất quán trong mức giá nội địa và thế giới. Một khi sự không nhất quán này được thừa nhận, sự mất cân đối tiền tệ sẽ biến mất không chỉ do mức dự trữ ngoại hối mà còn do mức giá nội địa, thậm chí còn do mức sản lượng đầu ra thực tế trong ngắn hạn của nền kinh tế. Ngoài ra, những dạng tiếp cận mới của MABP gần đây còn cho thấy sự vượt trội cung tiền sẽ xảy ra trong trường hợp tổn thất dự trữ ngoại tệ, sự suy giảm của tỷ giá ngoại hối, hoặc sự kết hợp của cả hai trường hợp này. Khi đó một cơ chế tỷ giá ngoại hối mềm dẻo và thả nổi có quản lý sẽ có tác dụng trong việc xác định luồng dự trữ ngoại tệ và tín dụng nội địa ([89], trang 113)

#### ❖ **Sự tồn tại của hàng hóa phi mậu dịch.**

Hàng hóa phi mậu dịch tồn tại trong một nền kinh tế là do chi phí vận chuyển quá cao, làm cho hàng hóa mậu dịch không có lãi hoặc do hàng hóa nhập khẩu bị ngăn cản. Sự tồn tại hàng hóa phi mậu dịch trong nền kinh tế chỉ ra rằng giá nội địa không được xác định trong thị trường thế giới. Trong trường hợp này, lý thuyết về ngang giá sức mua mà ở đó việc thừa nhận giá nội địa như là sản phẩm của giá ngoại tệ và tỷ giá ngoại hối không còn ý nghĩa. Hơn nữa, sự gia tăng mức giá nội địa sẽ có ảnh hưởng kéo theo cầu tiền và cán cân thanh toán sẽ ở dưới mức cân đối ([96], trang 7). Xa hơn nữa, trong trường hợp mà cung tiền vượt trội do sự tăng giá hàng hóa phi mậu dịch, sự

vượt trội cầu hàng hóa mậu dịch sẽ nhỏ hơn mức mà lẽ ra nó phải có. Từ đó sẽ dẫn tới làm chậm việc thanh toán chứng khoán trong thị trường hàng hóa mậu dịch và việc điều chỉnh sự mất cân đối trong cán cân thanh toán chậm lại. Tuy nhiên chúng ta cũng nhận thấy rằng, nếu một số hàng hóa là phi mậu dịch, nhưng với một thời gian đủ dài và với một khối lượng đủ lớn thì việc tiêu thụ và thu lãi sẽ dần dần xích lại gần với giá cả của những hàng hóa mậu dịch. Do đó sự tồn tại của hàng hóa phi mậu dịch được giả định là không ảnh hưởng nhiều đến lạm phát trong dài hạn, nhưng như Tulio [89] đã trình bày, tốc độ điều chỉnh những cú sốc tiền tệ cho BP là có quan hệ một cách trực tiếp từ tỷ lệ của hàng hóa mậu dịch đến hàng hóa phi mậu dịch.

Nền kinh tế Việt nam trong giai đoạn chuyển đổi, sản xuất hàng hoá chưa cao cả về số lượng lẫn chủng loại mặt hàng, mà mức tiêu dùng của nhân dân ngày càng tăng. Việt nam có đường biên giới và đường biển dài. Quan hệ của Việt nam với các nước trong khu vực ngày càng mở rộng và phát triển. Nhu cầu về xuất nhập khẩu hàng hóa rất lớn. Vì vậy việc tồn tại hàng hóa phi mậu dịch trên thị trường là một thực tế. Từ đó chúng ta coi tỷ lệ tăng trưởng của giá nội địa như là trung bình có trọng số của sự gia tăng giá hàng hóa mậu dịch và phi mậu dịch:

$$\Delta \ln P = Z \cdot \Delta \ln P_T + (1 - Z) \Delta \ln P_N \quad (2.81)$$

trong đó  $P_T$  là giá hàng hóa mậu dịch,  $P_N$  là giá hàng hóa phi mậu dịch,  $Z$  là phần của hàng hóa mậu dịch trong tổng tiêu dùng nội địa và  $(1 - Z)$  là phần của hàng hóa phi mậu dịch trong tổng tiêu dùng nội địa,  $0 < Z < 1$ . Đẳng thức trên chỉ ra rằng sự gia tăng của giá cả nội địa có thể được coi là sự gia tăng trung bình có trọng số của hai nhân tố giá hàng hóa mậu dịch và giá hàng hóa phi mậu dịch. Hơn nữa, chúng ta nhận thấy rằng giá hàng hóa mậu dịch lại chỉ được xác định từ giá cả của thế giới trong một nền kinh tế mở. Vì vậy ta lại có đẳng thức:

$$P_T = X \cdot P^f \quad (2.82)$$

$$\Rightarrow \Delta \ln P_T = \Delta \ln X + \Delta \ln P^f \quad (2.83)$$

trong đó  $P^f$  là mức giá thế giới,  $X$  là tỷ giá hối đoái.

Khi đó chúng ta sẽ có phương trình cho tỷ lệ lạm phát nội địa phụ thuộc vào mức giá của hàng hóa phi mậu dịch:

$$\Delta \ln P = Z \cdot \Delta \ln X + Z \cdot \Delta \ln P^f + (1 - Z) \cdot \Delta \ln P_N \quad (2.84)$$

Khi  $P_T$  được đưa vào với tư cách là biến độc lập thì hệ số của nó phải nhỏ hơn đơn vị. Đồng thời có nhân tố hàng hóa phi mậu dịch trong BP sẽ cho thấy sự khác nhau giữa tỷ lệ tăng trưởng giá nội địa và giá quốc tế trong phương trình ước lượng. Đó chính là một sự thay đổi nhằm phản ánh tác động của những nhân tố thực của giá nội địa trong BP ([89], trang 115).

#### ❖ **Sự thay đổi tỷ giá.**

Chế độ tỷ giá của một quốc gia là tập hợp các quy tắc, cơ chế xác định và điều tiết tỷ giá của quốc gia đó. Khi Chính phủ đã quyết định lựa chọn một chế độ tỷ giá cụ thể thì mọi kế hoạch, phân tích kinh tế phải dựa trên chế độ tỷ giá đó. Về mặt lý thuyết, chế độ tỷ giá được phân thành các loại: chế độ tỷ giá cố định, chế độ tỷ giá thả nổi và chế độ tỷ giá thả nổi có điều tiết. Đối với Việt nam, IMF phân loại chế độ tỷ giá của Việt nam là chế độ tỷ giá thả nổi có điều tiết, theo đó NHTW chỉ công bố 1 tỷ giá là tỷ giá giao dịch bình quân trên thị trường ngoại tệ liên ngân hàng của đồng Việt nam với đồng đô la Mỹ. Tỷ giá này được áp dụng làm cơ sở cho các tổ chức tín dụng được phép kinh doanh ngoại hối xác định tỷ giá mua bán ngoại tệ, áp dụng để tính thuế xuất nhập khẩu và làm cơ sở để NHTW công bố tỷ giá đồng Việt nam với các ngoại tệ khác. Như vậy, mỗi sự thay đổi của tỷ giá sẽ tác động tới sự biến động của lượng ngoại tệ và do đó trong phương trình ước lượng của các luồng tiền dự trữ, việc đưa biến tỷ giá là cần thiết.

#### **2.5.2.4 Các kết quả ước lượng**

Chúng ta thực hiện các biến đổi để thu được phương trình luồng dự trữ. Thay thế các phương trình (2.82), (2.83), (2.84) vào phương trình (2.81) ta có

$$\frac{\Delta NFA}{DMB} = Z \cdot \Delta \ln X + Z \cdot \Delta \ln P^f + (1 - Z) \cdot \Delta \ln P_N + d_1 \Delta \ln Q_P - \Delta \ln m - \frac{\Delta NDA}{DMB} + b_5 \cdot \frac{\Delta RR}{DMB}$$

Giả định rằng trong ngắn hạn giá của hàng hóa phi mậu dịch không đổi thì  $\Delta \ln P_N = 0$ . Mô hình hồi qui có dạng

$$\frac{\Delta NFA}{DMB} = c_1 \cdot \Delta \ln X + c_2 \cdot \Delta \ln P^f + c_3 \Delta \ln Q_P + c_4 \cdot \Delta \ln m + c_5 \cdot \frac{\Delta NDA}{DMB} + c_6 \frac{\Delta NDA}{DMB} + U \quad (2.85)$$

trong đó  $0 < c_1 = c_2 < 1$ ,  $c_3 > 0$ ,  $c_4 = c_5 = -1$ ,  $c_6 = 1$ . Hệ số  $c_2$  phản ánh tỷ lệ giá trị của hàng hóa mậu dịch trong tổng tiêu dùng nội địa và nằm giữa 0 và 1.

Sau khi điều chỉnh tự tương quan bậc nhất, ta thu được

$$\begin{aligned} \frac{\Delta NFA}{DMB} &= 0,526 * \Delta \ln T Y G I A + 0,263 * \Delta \ln A P F + 0,384 * \Delta \ln Q_P - 0,094 * \Delta \ln m \\ T &\quad (2,26)^* \quad (1,33)^{***} \quad (2,01)^* \quad (-3,57)^* \\ &\quad - 0,113 * \frac{\Delta NDA}{DMB} + 0,109 * \frac{\Delta NDA}{DMB} \\ &\quad (4,79)^* \quad (1,58)^{***} \\ R^2 &= 0,2105 \quad F = 4,9766^* \quad D - W = 2,15526 \end{aligned} \quad (2.86)$$

Các hệ số hồi qui thu được đều có dấu đáp ứng yêu cầu và có ý nghĩa thống kê. Hệ số  $c_2 = 0,263$  cho thấy hàng hóa mậu dịch chiếm gần 26,3% trong tổng tiêu dùng nội địa. Hệ số bù khác -1 với ý nghĩa 5% theo kiểm định Wald (Phụ lục D). Hệ số  $c_1 = 0,526$  có ý nghĩa thống kê cao cho thấy mỗi sự gia tăng của tỷ giá kéo theo sự gia tăng của luồng ngoại tệ.

#### ❖ Chính sách tiền tệ trong điều kiện có chu chuyển vốn

Việc khẳng định rằng có mối quan hệ ngược chiều giữa tín dụng nội địa với các luồng dự trữ được đặt ra như là một tiêu chuẩn của MABP có thể không chỉ do cách bù lại của thành phần ngoại tệ trong tổng tiền ngân sách (hay tiền cơ sở) mà còn có thể do tính vô hiệu của NHTW, tức là mỗi khi có sự thay đổi trong các lượng dự trữ thì sẽ bắt đầu một chính sách thay đổi đối ngược trong tín dụng nội địa. Trên thực tế những nhà hoạch định chính sách tiền tệ có thể làm giảm ảnh hưởng của BP đến cung tiền do tính biến động của bộ phận nội địa của tăng trưởng tiền tệ. Nếu NHTW thành công trong việc vố

hiệu luồng dự trữ bằng việc thay đổi tín dụng nội địa, thì việc chỉ định một hàm ngược hoặc một phương trình vô hiệu và giải quyết đồng thời luồng dự trữ và phương trình vô hiệu là cần thiết để ngăn ngừa tính chêch trong ước lượng cũng như để nhận ra tính trực tiếp của kết quả. Dạng tổng quát của hàm đó như sau:

$$\Delta NDA = \alpha \cdot \Delta NFA + \beta \cdot X_{nx1} + U \quad (2.87)$$

trong đó  $X_{nx1}$  là véc tơ của tất cả ( $n$ ) biến (khác với NFA) có ảnh hưởng đến NDA và  $\beta_{1xn}$  là véc tơ các hệ số của  $X$ . Trong trường hợp vô hiệu hoàn toàn, hệ số vô hiệu  $\alpha$  được hy vọng là -1, còn trong trường hợp vô hiệu từng phần nó là một giá trị nằm giữa 0 và 1.

Hồi qui phương trình với số liệu thu nhập từ tháng 1 năm 1995 đến tháng 12 năm 2005 thu được

$$\Delta NDA = 3161,238 + 0,8112^* \Delta NFA \quad (2.88)$$

$$T \quad (3,46)^* \quad (2,258)^*$$

$$R^2 = 0,1627 \quad F = 12,34^* \quad DW = 2,005$$

Kết quả trên cho thấy hệ số vô hiệu khá cao và nghiêng nhiều về 1, đồng thời sử dụng kiểm định Wald hệ số này khác -1 một cách có ý nghĩa thống kê. Điều này cho thấy NHTW mới chỉ vô hiệu từng phần trong điều chỉnh cán cân thanh toán. (Phụ lục D)

### ❖ Vấn đề về tính đồng thời

Vấn đề về kết quả của dự trữ trong mối quan hệ giữa tín dụng nội địa và tài sản ngoại tệ đã được nhiều nhà nghiên cứu kinh tế đề cập tới. Do mục tiêu của NHTW là nhằm ổn định các lĩnh vực bên trong cũng như bên ngoài và thúc đẩy tăng trưởng kinh tế nên NHTW cố gắng theo đuổi một chính sách tiền tệ phù hợp sao cho hàm của các biến tiền tệ là thích hợp với mục tiêu đó. Mục tiêu của tiền tệ, trong chừng mực các biến mục tiêu trung gian không thay đổi, có thể là phạm vi của khối lượng tiền ngân quỹ, tiền cơ sở hoặc thành phần nội địa của tiền cơ sở (tín dụng nội địa ròng) và tiếp đó là những

mức độ đòi hỏi tăng trưởng của biến tiền tệ theo hướng ngược lại các chỉ thị của ngân hàng trung ương: *hàm phản ứng*. Chẳng hạn khi các nhà hoạch định chính sách đặt ra mục tiêu tỷ lệ tăng trưởng cung tiền phù hợp với mục tiêu của tỷ lệ tăng trưởng thực, giá cả và cán cân thanh toán, và nếu như có một dự trữ ngoại tệ ngoại sinh được đưa vào làm cho cung tiền vượt trội thì ngân hàng trung ương có thể thực hiện biện pháp bù đắp bằng cách mở thị trường chứng khoán. Sự vô hiệu hoàn toàn là có thể nếu như thị trường tài chính phát triển tốt và vì thế không có ảnh hưởng bất lợi tới các điều kiện của biến mục tiêu tiền tệ đã được thừa nhận ([89], trang 120). Nhưng điều đó là chưa có thể đạt được trong điều kiện mà thị trường tài chính ở giai đoạn đang nghiên cứu của chúng ta còn mới bắt đầu hình thành và phát triển chưa mạnh mẽ. Quyền mà những nhà hoạch định tiền tệ có được là điều khiển thành phần nội địa của tổng tiền bằng việc xác định lượng tín dụng trực tiếp cũng như tín dụng trán và các mức độ gián tiếp khác như tái cấp vốn, tỷ lệ chiết khấu, công bố tỷ lệ lãi suất và tỷ lệ dự trữ bắt buộc. Theo tổ chức IMF – WB, bao trùm trên các biến tiền tệ và tài chính, việc các nhà hoạch định chính sách đưa ra mục tiêu tăng trưởng của tài sản nội địa ròng của hệ thống các ngân hàng và theo đuổi chính sách vô hiệu để đạt được mục đích là hoàn toàn có thể thực hiện được. Tuy nhiên trong một hệ thống tỷ giá cố định và thị trường tài chính kém phát triển thì không dễ dàng vô hiệu hóa ảnh hưởng của luồng dự trữ vượt trội trong tiền cơ sở hoặc trong tiền ngân khố. Câu trả lời cho luồng dự trữ thâm hụt và tiếp theo là sự mất cân bằng trong thị trường tiền tệ được giải quyết bởi thâm hụt tài chính lớn do chính phủ thông qua các món vay ngân hàng. Về mặt trực quan, việc vô hiệu hóa trở lên có hiệu quả do việc chuyển từ thâm hụt ngân sách chính phủ sang thâm hụt cán cân thanh toán để giữ DMB được ở mức mong muốn.

Khi thảo luận về vấn đề mối quan hệ nhân quả giữa tài sản nội địa và tỷ giá chuyển đổi trong luồng dự trữ, những khả năng sau được đưa vào:

1/ Các nhà hoạch định chính sách tiền tệ có thể phán đoán được những sự thay đổi bất thường và dưới mức bảo hiểm trong ngân khố do những biến động trong cán cân thanh toán và cố gắng giữ sự ổn định như trước bằng việc thay đổi tín dụng nội địa thông qua các công cụ chính sách trực tiếp hay gián tiếp.

2/ Khi dự trữ ngoại tệ của các ngân hàng thương mại cạn kiệt, họ có thể vay của ngân hàng trung ương một số lượng lớn để có thể tiếp tục duy trì thị trường của họ

3/ Sự thâm hụt tài chính chính phủ có thể được xem như là một công cụ tự triệt tiêu luồng ngoại tệ chuyển vào theo nghĩa khi dòng viện trợ cao (tức là có sự tăng dự trữ) sẽ có đòi hỏi khắt khe hơn đối với việc cho vay của ngân hàng hoặc việc tồn tại một số lượng lớn các khoản vay vượt trội của chính phủ sẽ được giảm bớt, mà điều này sẽ dẫn tới một sự suy giảm tín dụng cho chính phủ và sau đó làm giảm thành phần nội địa trong tiền cơ sở.

Trong chỉ định phương trình vô hiệu dưới đây, nếu hệ số vô hiệu xuất hiện có ý nghĩa thống kê với giá trị âm, thì chúng ta có thể khẳng định rằng có một hàm của một số hoặc tất cả những luồng nhân quả ngược đã thảo luận ở trên ([89], trang 121)

Phương trình luồng dự trữ và vô hiệu được chỉ định như sau:

$$\frac{\Delta NFA}{DMB} = a_0 + a_1 \Delta \ln Q_p + a_2 \Delta \ln P + a_3 \frac{\Delta NDA}{DMB} + a_4 \frac{\Delta RR}{DMB} + a_5 \Delta \ln m + U \quad (2.89)$$

$$\frac{\Delta NDA}{DMB} = b_0 + b_1 \Delta \ln P + b_2 \frac{\Delta NFA}{DMB} + b_3 \Delta \ln GD + U \quad (2.90)$$

Biến GD là nợ của Chính phủ được tính đến như là một trong các biến ngoại sinh xác định NDA, nó biểu thị rằng tín dụng cho chính phủ như là một yếu tố chính của tiền cơ sở. Dấu của các hệ số  $a_1$ ,  $a_2$ ,  $a_4$ ,  $b_1$  và  $b_3$  được hy vọng là dương,  $a_5$  là âm,  $a_3$  là hệ số bù và  $b_2$  là hệ số vô hiệu. Nếu trường hợp vô hiệu hoàn toàn,  $b_2$  sẽ là -1 và nếu với giả thiết không vô hiệu hệ số này sẽ xấp xỉ 0.

### ❖ Các kết quả ước lượng về tính đồng thời

Với biến nợ của Chính phủ (GD) số liệu quan sát cho thấy trong năm 1999, 2000, có một số nhận giá trị âm. Điều này phản ánh tại những thời điểm đó, Chính phủ đã tiến hành trả nợ cho hệ thống ngân hàng. Vì vậy, để hợp lý khi tiến hành hồi quy, chúng ta thay biến GD trong (2.90) bằng CGG (Claim on General Government). Thực hiện hồi qui cho (2.89) và (2.90) bằng phương pháp bình phương bé nhất có trọng số và thu được

#### **Phương trình luồng dự trữ**

$$\frac{\Delta NFA}{DMB} = 0,011 - 0,018 * \Delta \ln Q_P - 0,042 * \Delta \ln P - 0,134 * \frac{\Delta NDA}{DMB}$$

|   |                |          |                                   |                          |
|---|----------------|----------|-----------------------------------|--------------------------|
| T | (5,5)*         | (1,64)** | (0,3)                             | (7,05)*                  |
|   |                |          | + 0,153 * $\frac{\Delta RR}{DMB}$ | - 0,121 * $\Delta \ln m$ |
|   |                |          | (2,35)*                           | (5,5)*                   |
|   | $R^2 = 0,2965$ |          | $F = 10,754^*$                    | $DW = 0,2965$            |

(2.91)

#### **Phương trình vô hiệu**

$$\frac{\Delta NDA}{DMB} = 0,0417 - 1,738 * \Delta \ln P - 2,1157 * \frac{\Delta NFA}{DMB} - 0,2147 * \Delta \ln CGG$$

|   |        |          |                |               |
|---|--------|----------|----------------|---------------|
| T | (3,2)* | (-1,508) | (-3,32)*       | (-8,23)*      |
|   |        |          | $R^2 = 0,4228$ | $F = 25,64^*$ |
|   |        |          | $DW = 2,537$   |               |

(2.92)

Các hệ số trong phương trình luồng dự trữ có dấu thoả mãn yêu cầu trừ dấu của thu nhập và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%. Hệ số bù không khác xa so với các kết quả ở phần trên. Trong phương trình vô hiệu các hệ số đều có nghĩa nhưng dấu của hệ số giá cả và tín dụng cho chính phủ là âm, sai lệch so với kỳ vọng.

Từ phương trình luồng dự trữ cho thấy trong cấu thành của tiền cơ sở, sự biến động của tài sản nội địa ròng ngược chiều với sự biến động của tài sản ngoại tệ ròng. Hệ số của thu nhập âm cho thấy nếu thu nhập thực tăng 10% sẽ làm giảm 0,18 đơn vị tỷ lệ giữa NFA và DMB. Hệ số giá không có ý nghĩa cho thấy sự biến động của giá không ảnh hưởng đến luồng dự trữ.

Hệ số của  $\frac{\Delta NFA}{DMB}$  âm và có ý nghĩa còn hệ số giá là không có ý nghĩa cho thấy hàm phản ứng ngược của ngân hàng được xác lập chủ yếu do vị thế của cán cân thanh toán của đất nước ([89], trang 123). Hệ số vô hiệu âm khác 0 còn cho thấy các nhà hoạch định chính sách *đang vô hiệu từng phần (chủ động hoặc bị động) ảnh hưởng của những sự thay đổi dự trữ ngoại tệ trong dự trữ tiền nhưng không vô hiệu hoàn toàn*. Hệ số bù trong phương trình luồng dự trữ cũng như hệ số vô hiệu trong phương trình vô hiệu đều âm cho ta phỏng đoán về sự tồn tại một vài sự tương đồng nào đó trong mối quan hệ nhân quả giữa tài sản ngoại tệ ròng và tài sản nội địa ròng của Việt nam. Các kết quả này đã gạt bỏ mối nghi ngờ là trong MABP không tồn tại những tính vô hiệu chủ động. Hơn nữa, tương tự như các kết quả đã thu được, sự tồn tại hệ số vô hiệu cùng với hệ số bù có ý nghĩa thống kê cho kết luận rằng *tài sản nội địa ròng là một biến ngoại sinh và có thể được sử dụng điều khiển để ổn định cán cân thanh toán*.

### 2.5.3 Mối quan hệ nhân quả giữa tài sản nội địa ròng và dự trữ ngoại tệ ròng

**Bảng 2.14 Kết quả kiểm định Granger cho mối quan hệ nhân quả giữa tài sản nội địa ròng và dự trữ ngoại tệ ròng**

| Pairwise Granger Causality Tests |             |             |             |
|----------------------------------|-------------|-------------|-------------|
| Date: 09/12/06                   | Time: 11:56 |             |             |
| Sample: 1995M01 2005M12          |             |             |             |
| Lags: 1                          |             |             |             |
| Null Hypothesis:                 | Obs         | F-Statistic | Probability |
| D2 does not Granger Cause D1     | 130         | 3.06426     | 0.08245     |
| D1 does not Granger Cause D2     |             | 2.17832     | 0.14244     |
| Lags: 2                          |             |             |             |
| D2(-2) does not Granger Cause D1 | 129         | 1.51613     | 0.22360     |
| D1 does not Granger Cause D2(-2) |             | 1.35695     | 0.26124     |
| Lags: 3                          |             |             |             |
| D2 does not Granger Cause D1     | 128         | 1.15541     | 0.32975     |
| D1 does not Granger Cause D2     |             | 1.17021     | 0.32403     |
| Lags: 4                          |             |             |             |
| D2 does not Granger Cause D1     | 127         | 0.75236     | 0.55837     |
| D1 does not Granger Cause D2     |             | 0.83046     | 0.50837     |

Trong đó  $D1 = \frac{\Delta NDA}{DMB}$ ,  $D2 = \frac{\Delta NFA}{DMB}$

Từ lý luận cơ bản về mối quan hệ nhân quả giữa tài sản nội địa và dự trữ ngoại tệ, sử dụng số liệu thu được từ tháng 1 năm 1995 đến tháng 12 năm 2005, sử dụng kiểm định Granger chúng ta có kết quả về mối quan hệ này trong bảng 2.14. Trong các mô hình, giả thiết  $H_0$  được đưa ra một biến không là nguyên nhân của biến kia trong mô hình hồi qui. Kết quả cho thấy chỉ có mối quan hệ giữa  $\frac{\Delta NDA}{DMB}$  và  $\frac{\Delta NFA}{DMB}$  là bác bỏ  $H_0$ , còn các mối quan hệ khác đều bác bỏ  $H_1$ .

### Kiểm định Sim cho kết quả

$$\begin{aligned} \frac{\Delta NFA}{DMB} &= 0,012 - 0,0074^* \frac{\Delta NDA}{DMB} (-2) - 0,0136^* \frac{\Delta NDA}{DMB} (-1) - 0,0508^* \frac{\Delta NDA}{DMB} \\ T &\quad (6,64)^* \quad (-0,785) \quad (-1,19) \quad (-4,34)^* \\ &\quad - 0,02^* \frac{\Delta NDA}{DMB} (1) - 0,008^* \frac{\Delta NDA}{DMB} (2) \end{aligned} \quad (2.93)$$

(-1,74)\*\*      (-0,85)

$$R^2 = 0,2148 \quad F = 5,4270 \quad DW = 2,0491$$

$$\begin{aligned} \frac{\Delta NDA}{DMB} &= 0,0284 + 0,2870^* \frac{\Delta NFA}{DMB} (-2) + 0,8551^* \frac{\Delta NFA}{DMB} (-1) - 3,9518^* \frac{\Delta NFA}{DMB} \\ T &\quad (2,1)^* \quad (0,37) \quad (0,97) \quad (-4,47)^* \\ &\quad + 1,5696^* \frac{\Delta NFA}{DMB} (1) - 0,4774^* \frac{\Delta NFA}{DMB} (2) \end{aligned} \quad (2.94)$$

(1,78)\*\*      (-0,6)

$$R^2 = 0,2831 \quad F = 7,835 \quad DW = 2,097$$

Các kết quả thu được từ kiểm định Granger và kiểm định Sim cho thấy các biến trẽ của NDA và NFA đều chấp nhận giả thiết  $H_0$ , tức là NDA không là nguyên nhân của NFA và ngược lại. Chỉ có chính giá trị tại thời điểm đang nghiên cứu, với mức ý nghĩa 15% trong kiểm định Granger và với mức ý nghĩa 5% trong kiểm định Sim, kết quả đã bác bỏ giả thiết  $H_0$ , thừa nhận giả thiết  $H_1$ . Điều đó cho phép kết luận là có tồn tại mối nhân quả giữa NDA và

NFA. Như vậy mỗi sự gia tăng của luồng tài sản ngoại tệ kéo theo sự suy giảm luồng tài sản nội địa và ngược lại.

#### 2.5.4 Mô hình điều hoà thị trường hối đoái

Một đề xuất có tính lý thuyết cơ sở cho mô hình điều hoà thị trường hối đoái là bất kỳ một sự mất cân bằng nào đó trong thị trường tiền tệ có thể được điều chỉnh bởi một sự thay đổi trong dự trữ ngoại hối, một sự thay đổi tỷ giá hoặc bởi một sự kết hợp giữa các chế độ tỷ giá hối đoái cố định, thả nổi hay tỷ giá hối đoái thả nổi có điều tiết. Ở đây cần nhận thấy rằng bất kỳ một cú sốc từ bên trong hay bên ngoài không phải được gây ra bởi một mình cán cân thanh toán. Với chế độ tỷ giá hối đoái có điều tiết, sự biến động của tỷ giá ảnh hưởng đến sự thay đổi luồng tài sản ngoại tệ đã được xét ở trên. Tuy nhiên như kết quả đã đưa ra, khối lượng xuất nhập khẩu chiếm tỷ trọng lớn trong cán cân thanh toán. Điều này cho thấy sức sản xuất phát triển, kéo theo sự gia tăng của tài sản nội địa cũng như tài sản ngoại tệ. Những sự thay đổi đó cũng kéo theo thay đổi cung cầu ngoại tệ ([4], trang 393) và từ đó làm thay đổi tỷ giá. Bởi vậy chúng ta sẽ xem xét tỷ giá như là một biến nội sinh trong mô hình điều hoà.

Phương trình ước lượng cho mô hình điều hoà thị trường hối đoái như là một hàm của tăng trưởng thu nhập thực, tỷ lệ tăng trưởng của giá ngoại tệ và những sự thay đổi trong tài sản nội địa dòng tương ứng với tiền cơ sở khả dụng. Các phương trình cơ bản của MABP là:

$$1/ M^D = k.P.Q \quad (2.95)$$

$$2/ M^S = m. DMB = m ( NFA + NDA - RR ) \quad (2.96)$$

$$3/ P = X.P^f \quad (2.97)$$

$$4/ M^S = M^D \quad (2.98)$$

Phương trình thứ nhất là phương trình cân bằng tiền mặt Cambridge, trong đó nó chỉ ra rằng cầu tiền thực như là một tỷ lệ không đổi ( $k$ ) của thu nhập thực ( $Q$ ). Phương trình thứ hai là phương trình cung tiền mà nó chỉ ra

rằng cung tiền là bội của tiền cơ sở khả dụng. Phương trình thứ ba chỉ ra rằng sức mua tương ứng với giá nội địa là kết quả của giá ngoại tệ ( $P^f$ ) và tỷ giá hối đoái của một đồng nội tệ với tiền ngoại tệ (X). Phương trình thứ tư là điều kiện cân bằng trên thị trường tiền tệ.

Thế phương trình (2.97) vào (2.95) sau đó đưa vào phương trình (2.98), thực hiện sai phân theo loga ta có

$$\begin{aligned} \Delta \ln m + \Delta NFA/DMB + \Delta NDA/DMB - \Delta RR/DMB &= \Delta \ln X + \Delta \ln P^f + \Delta \ln Q \\ \Rightarrow \Delta NFA/DMB - \Delta \ln X &= \Delta \ln Q + \Delta \ln P^f - \Delta NDA/DMB - \Delta \ln m + \Delta RR/DMB \end{aligned} \quad (2.99)$$

Trong chế độ tỷ giá hối đoái linh hoạt sẽ không có những sự thay đổi trong lượng tiền dự trữ. Khi đó những cú sốc về tiền tệ sẽ được hạn chế do sự thay đổi tỷ giá. Ở ngắn hạn, khi luồng ngoại tệ không đổi, tức là không có sự gia tăng,  $\Delta NFA/DMB = 0$ , về phải (2.99) trở thành phương trình xác định tỷ giá. Với cơ chế tỷ giá không đổi,  $\Delta \ln X = 0$ , (2.97) sẽ xác định vị thế của dự trữ ngoại hối trong cán cân thanh toán. Còn trong trường hợp cả hai nhân tố này khác 0, mức chuyên lệch giữa hai nhân tố được xác định nhờ các biến về phải của phương trình. Do X là tỷ giá hối đoái giữa một đô la với một số đơn vị tiền tệ của Việt nam (đồng) nên mỗi sự tăng của X thực chất là một sự giảm giá trị của đồng tiền nội địa. Còn khi đồng tiền ngoại tệ giảm giá, nghĩa là tăng trưởng của X âm, thành phần này bổ sung cho  $\Delta NFA/DMB$  để tạo ra sự điều hòa thị trường hối đoái.

Thực hiện hồi qui (2.99), sau khi điều chỉnh tự tương quan bậc nhất thu được ( Phụ lục D)

$$\begin{aligned} (\Delta NFA/DMB - \Delta \ln X) &= 0,323 * \Delta \ln Q + 0,609 * \Delta \ln P^f - 0,103 * \Delta NDA/DMB - \\ T &\quad (1,8)^{**} \quad (6,16)^* \quad (-4,396)^* \\ &\quad 0,083 * \Delta \ln m + 0,072 * \Delta RR/DMB \quad (2.100) \\ &\quad (-3,18)^* \quad (1,06) \\ R^2 &= 0,338 \quad F = 11,548^* \quad DW = 2,142 \end{aligned}$$

Ở đây X là tỷ giá hối đoái của Việt nam,  $P^f$  là chỉ số giá ngoại tệ<sup>2</sup>. Tất cả các hệ số hồi qui đều có ý nghĩa thống kê và phù hợp về dấu, ngoại trừ hệ số của tỷ lệ dự trữ bắt buộc. Kết quả cho thấy mỗi sự thay đổi tài sản nội địa ròng làm thay đổi 10% sự biến động của sự điều hoà thị trường hối đoái theo chiều ngược lại.

Hồi qui đơn lẻ cho các biến về trái thu được (5. Phụ lục D)

$$\begin{aligned} \Delta NFA/DMB &= 0,450 * \Delta \ln Q - 0,124 * \Delta \ln P^f - 0,123 * \Delta NDA/DMB - \\ T &\quad (2,36)^* \quad (-1,28) \quad (-5,34)^* \\ &\quad 0,106 * \Delta \ln m + 0,151 * \Delta RR/DMB \quad (2.101) \\ &\quad (-4,09)^* \quad (2,26)^* \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,1744 \quad F = 17,48^* \quad DW = 2,166$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln X &= 0,177 * \Delta \ln Q - 0,758 * \Delta \ln P^f - 0,028 * \Delta NDA/DMB - \\ T &\quad (2,144)^* \quad (-20,44)^* \quad (-3,186)^* \\ &\quad 0,003 * \Delta \ln m + 0,094 * \Delta RR/DMB \quad (2.102) \\ &\quad (-3,11)^* \quad (3,71)^* \\ &\quad R^2 = 0,7025 \quad F = 52,89^* \quad DW = 2,072 \end{aligned}$$

Các hệ số hồi qui trong hai phương trình có dấu thoả mãn yêu cầu và đều có ý nghĩa thống kê, ngoại trừ dấu của chỉ số giá ngoại tệ trong phương trình đầu. Hệ số vô hiệu trong các phương trình đều khác -1 có ý nghĩa và xấp xỉ bằng nhau. Đặc biệt tác động của các biến ngoại sinh đến sự thay đổi tỷ giá trong phương trình (2.102) rất nhỏ ngoại trừ sự biến động của giá ngoại tệ và sự thay đổi của thu nhập. Hệ số  $R^2$  của phương trình rất lớn cho thấy tính thích hợp của nó trong phân tích. Dấu của chỉ số giá ngoại tệ âm phù hợp với lý thuyết kinh tế và kết quả của phương trình này đã cho chúng ta một hướng xem xét trong quá trình *xây dựng một chế độ tỷ giá hối đoái hợp lý* dựa trên những nhân tố có thể xác định được, trong đó nhân tố ảnh hưởng lớn nhất chính là chỉ số giá  $P^f$  của quốc gia mà đang cần xây dựng tỷ giá hối đoái đối với quốc gia đó và nhân tố tăng trưởng thu nhập.

**Ghi chú:**

1. Mức độ vô hiệu ở mỗi nước có khác nhau. Các kết quả nghiên cứu hệ số triệt tiêu ở Nhật bản trong thời kỳ 1960 cho kết quả hệ số này là 0,77, còn ở Italia hệ số này là 0,43. Trong giai đoạn 1984 đến 1995, hệ số vô hiệu của Thái lan là - 0,68, của Indonesia là - 0,40, của Hàn quốc là - 0,74. Theo kết quả của nhóm nghiên cứu thuộc Vụ Chính sách tiền tệ, NHTW, trong giai đoạn 1991 đến 2000, hệ số vô hiệu của Việt nam là - 0,58.

2. Số liệu cho chỉ số giá ngoại tệ được tác giả tính toán dựa trên đẳng thức  $P = X.P^f$ , trong đó P là chỉ số CPI của Việt nam, X là tỷ lệ tăng trưởng của tỷ giá hối đoái, từ đó ta có  $P^f$ .

## CHƯƠNG 3

### TỔNG KẾT VÀ CÁC KIẾN NGHỊ NHẦM NÂNG CAO HIỆU LỰC CỦA CHÍNH SÁCH TIỀN TỆ

#### 3.1 TỔNG KẾT

Trong phần đầu, ngoài việc nêu ra mục đích và phạm vi của luận án, tổng quan các nghiên cứu trong nước và trên thế giới được đề cập đến. Đó là những kết quả nghiên cứu về ảnh hưởng của chính sách tiền tệ đến phát triển kinh tế của những nước phát triển và các nước đang phát triển đã được công bố. Dựa trên đặc điểm của nền kinh tế Việt nam, so sánh với các nền kinh tế đang phát triển khác trên thế giới, luận án đưa ra hướng tiếp cận các vấn đề liên quan. Với mục đích phân tích tác động của các yếu tố cơ bản của cung tiền đến một số nhân tố vĩ mô, luận án đưa ra các mô hình hồi qui để kiểm chứng các mối quan hệ giữa tiền tệ và thu nhập, giữa tiền tệ và giá cả, giữa tiền tệ và cán cân thanh toán. Đồng thời mối quan hệ nhân quả giữa các nhân tố này cũng được đề cập tới. Từ lý luận cơ bản về các mô hình đánh giá tác động của lượng cung tiền đến các nhân tố vĩ mô đã được ứng dụng ở các nước khác nhau, kết quả nghiên cứu sử dụng các mô hình rút gọn để phân tích thực nghiệm những vấn đề đặt ra.

*Trong chương thứ nhất, theo những lý luận cơ bản và kết quả nghiên cứu của các nhà kinh tế đã công bố, chúng ta khẳng định vai trò ngoại sinh của cung tiền để có thể xem xét tác động của nó trong các mô hình được xây dựng. Vì mục đích phân tích vai trò có tính ngoại sinh của cung tiền mà đặc biệt phân khả dụng của nó nên chúng ta đi tới việc xây dựng các mô hình, xét mối quan hệ giữa cung tiền hẹp với tiền cơ sở khả dụng (tiền có quyền lực cao khả dụng). Từ tính khả dụng của tiền cơ sở, chúng ta đã xây dựng mô hình xác định hệ số nhân tiền tệ trong điều kiện nền kinh tế Việt nam. Đồng thời dựa trên các lý thuyết cơ bản của tiền tệ, mô hình tiền cơ sở thuộc vào những*

nhân tố cơ bản của khối lượng tiền tệ đã được thiết lập nên. Việc phân tích các nhân tố của tiền cơ sở (tiền có quyền lực cao) cho thấy vai trò và ảnh hưởng của chúng đến MB.

Để phân tích ảnh hưởng của tiền tệ đến thu nhập, các lý luận cơ bản và những kết quả nghiên cứu cho các nền kinh tế khác nhau trên thế giới đã được đề cập tới trong luận án. Từ những đặc điểm của nền kinh tế mới chuyển sang cơ chế thị trường có sự quản lý của Nhà Nước, ảnh hưởng trực tiếp của chính sách tiền tệ đến thu nhập đã được đề nghị xem xét trong một mô hình rút gọn dạng St. Louis. Mô hình này sẽ làm cơ sở để chúng ta kiểm chứng từ các số liệu thu nhận được trong giai đoạn vừa qua. Hơn nữa, trong giai đoạn nghiên cứu, nền kinh tế có nhiều biến động. Vì vậy một số biến giả đã được đưa vào trong các mô hình để xem xét cấu trúc mô hình ở những giai đoạn khác nhau.

Nghiên cứu biến động giá cả của nền kinh tế luôn được rất nhiều nhà nghiên cứu kinh tế quan tâm trên nhiều khía cạnh khác nhau. Với mục đích xem xét ảnh hưởng trực tiếp của chính sách tiền tệ đến sự gia tăng của giá cả, phần tiếp theo của luận án đã trình bày những cơ sở lý thuyết cho mối quan hệ giữa lượng tiền cung ứng với sự gia tăng của giá cả. Trên cơ sở phương trình trao đổi của Irving Fisher, với giả thiết vận tốc lưu thông và thu nhập thực tế ổn định, các mô hình phản ánh tác động trực tiếp của sự gia tăng lượng tiền cung ứng đến sự gia tăng của giá cả đã được đưa ra.

Với điều kiện nền kinh tế mở, mọi biến động của kinh tế thế giới đều có ảnh hưởng ít nhiều đến sự biến động kinh tế của một quốc gia. Trong giai đoạn nghiên cứu, nền kinh tế Việt Nam là một nền kinh tế mở từng phần để tiến tới hội nhập hoàn toàn với kinh tế thế giới. Bởi vậy những biến động từ bên ngoài ảnh hưởng về mặt tiền tệ và tài chính sẽ được phản ánh qua tình trạng cán cân thanh toán. Từ đó những phương pháp tiếp cận để nghiên cứu cán cân thanh toán đã được nêu ra. Dựa trên những đặc tính cơ bản của phương pháp tiếp cận tiền tệ MABP và những điều kiện của nền kinh tế,

phương pháp tiếp cận tiền tệ đã được đề nghị sử dụng và từ đó, các mô hình nghiên cứu cho các nhân tố trong cán cân thanh toán được xây dựng lên để làm cơ sở cho những nghiên cứu thực nghiệm trong phần sau.

Việc nghiên cứu tác động của chính sách tiền tệ mà đại diện là các dạng của lượng cung tiền tác động đến những nhân tố vĩ mô sẽ chỉ cho thấy tác động một chiều trong các mối quan hệ này. Bởi vậy dựa trên lý luận và các mô hình của Granger và Sim, mối quan hệ nhân quả giữa lượng tiền cung ứng với các nhân tố cũng được đưa ra nhằm kiểm chứng trong điều kiện nền kinh tế Việt Nam.

*Trong phần đầu của chương 2*, nguồn gốc những sự biến động của tiền có quyền lực cao như NFA, NCG, CDMB, OiN đã được thảo luận. Từ số liệu thu nhận được cho thấy, NFA đã có vai trò rất lớn trong cấu trúc của DMB. Tỷ trọng của thành phần này trong MB trung bình chiếm tới trên 97% với sự tăng trung bình hàng quý là 6,6%. Trong khi đó tỷ trọng của thành phần NCG chiếm 9% với sự tăng trung bình hàng quý chỉ trên 1,14%. Với đặc điểm cơ bản của Ngân Hàng Nhà Nước Việt Nam là không có quan hệ trực tiếp với các doanh nghiệp và khu vực tư nhân mà chỉ quan hệ trực tiếp với các NHTM nên thành phần CDMB có tỷ trọng trên 26,6% trong MB. Tuy nhiên qua quan sát sự suy giảm trung bình hàng quý là 3,5% cho thấy trong thời gian qua các NHTM đã tự gia tăng được vốn để trả cho NHTW. Với trách nhiệm như là kìm chế sự mở rộng của MB, thành phần OiN có tỷ trọng bình quân 33,45% theo hướng ngược lại sự phát triển của MB với sự gia tăng bình quân là 0,35%. Mọi sự biến động của các thành phần trên đã tạo sự gia tăng bình quân 5,8% của MB trong thời kỳ quan sát.

Việc phân tích các yếu tố xác định hệ số nhân tiền như tỷ lệ tiền mặt, tỷ lệ dự trữ vượt trội, tỷ lệ tiền gửi có kỳ hạn và tỷ lệ các khoản nợ khác cho thấy sự đóng góp của các yếu tố này cho sự gia tăng của hệ số nhân tiền là 23,1%, (-43,6%), 2,5% và 44,5%. Theo báo cáo của IMF, khoản tiền tiết kiệm

và tiền gửi có kỳ hạn được gộp chung trong một khoản mục, nên biến tiền gửi có kỳ hạn mà chúng ta đưa ra bao gồm cả hai yếu tố đó. Các yếu tố tác động đến các tỷ lệ này như thu nhập thực tế, tỷ lệ lãi suất tiền gửi có kỳ hạn, sự phát triển của hệ thống các ngân hàng, các thành phần của thu nhập danh nghĩa cũng đã được xem xét dưới góc độ lý luận và kiểm chứng bởi các mô hình hồi qui. Mặc dù thu nhập thực có ảnh hưởng dương với ý nghĩa thống kê 5% tới lượng tiền cung ứng, nhưng nó có ảnh hưởng ngược chiều đối với tỷ lệ tiền mặt. Các thành phần của thu nhập danh nghĩa bao gồm thu nhập của khu vực sản xuất nông nghiệp và phi nông nghiệp đều có ảnh hưởng đến các tỷ lệ nếu trên một cách có ý nghĩa. Vì không có được số liệu thống kê cho sự tăng của hệ thống chi nhánh các ngân hàng nên hệ số chặn dương với ý nghĩa cao cho thấy ảnh hưởng rất lớn của yếu tố này. Biến xu thế được đề cập đến không có ý nghĩa trong tỷ lệ tiền mặt, nhưng lại có ý nghĩa dương trong tỷ lệ tiền gửi có kỳ hạn cho thấy hành vi chi tiêu bằng tiền mặt chưa thay đổi nhiều, nhưng hành vi gia tăng tiền gửi đã thay đổi. Dự trữ vượt trội của các ngân hàng như là một tất yếu trong các quá trình thanh toán của các NHTM. Vì vậy kết quả xem xét hàm tỷ lệ dự trữ vượt trội cho thấy tỷ lệ dự trữ vượt trội của các ngân hàng không ảnh hưởng bởi sự thay đổi tỷ lệ giữa tổng tiền cho vay với tổng các khoản nợ. Tỷ lệ này chịu tác động lớn của sự thay đổi cấu thành của tổng tiền gửi, hành vi nắm giữ tiền vượt trội ở thời kỳ trước và các hình thức lãi suất.

Hơn nữa, dựa trên giả thiết các nhân tố của tiền cơ sở (tiền có quyền lực cao) đều chịu sự tác động của các hình thức lãi suất và những hình thức lãi suất này không phải là không khống chế được. Luận án đề nghị với những mô hình có chứa yếu tố lãi suất thì yếu tố lãi suất có mặt trong các mô hình đó dưới dạng đa thức bậc ba có cực trị. Nếu giả thiết được thỏa mãn thì có thể đi đến xác định được mức giá trị cực đại và giá trị cực tiểu của lãi suất. Kết quả hồi qui với số liệu thu nhận được đã tìm ra những giá trị đó. Nó cho phép

chúng ta xác định mức lãi suất cần thiết để điều chỉnh các yếu tố tác động đến tiền có quyền lực cao. Đặc biệt trong khi xem xét hành vi vay từ NHTW của các NHTM, yếu tố quan trọng trong đó là lãi suất tái chiết khấu đã được chỉ ra mối quan hệ tới hành vi vay dưới dạng parabol lồi với mức tái chiết khấu lớn nhất được tìm ra.

Tác động của lượng cung tiền đến tăng trưởng kinh tế thông qua chỉ số GDP được xem xét *trong phần hai* của chương này. Hơn nữa ảnh hưởng của các dạng cung tiền đến thu nhập cũng như từng bộ phận cấu thành của nó đã được xem xét. Kết quả cho rằng cung tiền tác động đến bộ phận thu nhập của khu vực sản xuất phi nông nghiệp lớn hơn tác động đến bộ phận thu nhập của khu vực sản xuất nông nghiệp. Bằng kỹ thuật trẽ Almon để khắc phục các khuyết tật có trong mô hình, chúng ta thu được các phương trình hồi qui với độ trẽ kéo dài của biến cung tiền và kết quả cho thấy lượng cung tiền sẽ ảnh hưởng đến thu nhập sau hai hoặc ba quý. Khi xét mô hình chính sách tiền tệ mà đại diện là lượng cung tiền và chính sách tài chính thông qua biến chi tiêu của Chính phủ cùng tác động đến thu nhập cho thấy sự gia tăng chi tiêu Chính phủ có ảnh hưởng lớn hơn so với ảnh hưởng của cung tiền. Xuất phát từ thực tiễn trong giai đoạn nghiên cứu, nền kinh tế có nhiều biến động nên bằng việc xây dựng các biến giả để đặc trưng cho từng thời kỳ khác nhau, các phương trình hồi qui thu được đều phù hợp với hệ số xác định  $R^2$  rất cao. Kết quả đã cho thấy trong từng thời kỳ khác nhau, tác động của lượng cung tiền M1, M2 và GE đến tăng trưởng có khác nhau, Từ lý luận cơ bản về mối quan hệ nhân quả giữa tiền tệ và thu nhập của Granger và Sim, kết quả các kiểm định cho thấy các bộ phận của tiền tệ đều có mối quan hệ nhân quả đi từ tiền tệ đến thu nhập, nhưng chỉ có quan hệ từ thu nhập đến M2. Từ đặc điểm của nền kinh tế trong giai đoạn vừa qua, chúng ta đã đưa các biến giả vào trong các mô hình và kết quả đã cho thấy có sự thay đổi cấu trúc mô hình theo từng giai đoạn và

trong mỗi giai đoạn đó, ảnh hưởng của sự gia tăng lượng tiền cung ứng đến tăng trưởng kinh tế có khác nhau.

Việc phân tích mối quan hệ tiền tệ – giá cả được đề cập đến *trong phần thứ ba* của chương hai. Trong ngắn hạn, các mô hình phản ánh tác động của cung tiền đến tỷ lệ tăng trưởng của giá cả mà đại diện là sự tăng trưởng của chỉ số giá tiêu dùng CPI và chỉ số DGDP đã được thực hiện và kết quả cho thấy *trong ngắn hạn*, sự gia tăng cung tiền có tác động trực tiếp đến sự gia tăng của giá cả. Bằng việc đưa thêm biến giả vào trong các phương trình hồi qui, chúng ta thu được các phương trình tốt phản ánh đúng tác động trực tiếp của sự gia tăng các khối lượng tiền cung ứng đến chỉ số CPI và chỉ số DGDP trong từng giai đoạn cụ thể. Kết quả từ phương trình (2.58), (2.59), (2.60), (2.61) cho thấy trong giai đoạn từ quý 3 năm 2002 đến quý 4 năm 2006, nếu tăng 10% lượng tiền M1 thì sẽ làm gia tăng 0,53% mức giá CPI và 1,1% mức chỉ số DGDP, còn nếu gia tăng 10% lượng tiền M2 sẽ làm gia tăng 0,76% mức giá cả nhưng lại làm giảm đi 7,32% mức chỉ số DGDP.

Với việc đưa trễ kéo dài của các biến vào trong mô hình, kết quả cho thấy tác động của lượng tiền cung ứng có ảnh hưởng thuận chiêu đến sự gia tăng của CPI và DGDP tới 4 quý sau. Kết quả chỉ ra rằng nếu trong một năm, lượng tiền cung ứng M2 gia tăng 10% thì chỉ số CPI sẽ tăng 3,33%, còn chỉ số DGDP sẽ gia tăng hơn 270%. Như vậy trong dài hạn, việc gia tăng lượng tiền thanh toán có tác động rất lớn đến sự gia tăng giá cả.

Áp dụng các lý luận cơ bản của Granger và Sims, kiểm định mối quan hệ nhân quả của cung tiền và giá cả cho thấy, các giá trị của kiểm định F đều có ý nghĩa thống kê ở mức 5% cho thấy các khối lượng tiền cung ứng M1, M2 và CPI đều là nguyên nhân trực tiếp của nhau đến hai chu kỳ trong quá trình nghiên cứu.

*Trong phần thứ tư* của chương hai, ảnh hưởng của sự mở rộng tiền tệ lên cân cân thanh toán dựa trên khuôn khổ của phương pháp tiếp cận đến cân cân

thanhtoán (MABP) được đề cập tới. Từ các giả định của môi trường áp dụng MABP, những lý luận cơ bản đã cho phép chúng ta sử dụng các mô hình thực nghiệm để xây dựng và ước lượng phương trình luồng dự trữ. Kết quả đã cho chúng ta những hệ số hồi qui có dấu thoả mãn yêu cầu về mặt lý thuyết. Kiểm định Wald để xét sự khác -1 cho một số hệ số hồi qui đã được tiến hành và cho kết quả thoả đáng. Một hệ số quan trọng trong phương trình luồng dự trữ là hệ số bù đã được tìm thấy với giá trị âm có ý nghĩa thống kê. Nó đã cho chúng ta thấy nếu tỷ lệ tài sản nội địa ròng với DMB tăng 10% làm suy giảm 1,13% tỷ lệ tài sản ngoại tệ ròng. Giá trị của các hệ số hồi qui nhỏ, dựa trên những lý luận cơ bản cho thấy hàm cầu tiên là không ổn định. Hệ số nhân tiên và hệ số dự trữ bắt buộc đều có dấu thoả mãn về mặt lý thuyết. Hệ số của biến tỷ giá hồi đoái cho thấy nếu tỷ giá tăng 1% thì tỷ lệ dự trữ ngoại tệ sẽ tăng 0,526%. Kết quả còn cho thấy trong nền kinh tế, giá trị hàng hoá mậu dịch chiếm khoảng 26,3% trong tổng giá trị tiêu dùng nội địa. Những kết quả quan trọng khi thực hiện hồi qui đồng thời hệ phương trình luồng dự trữ và phương trình vô hiệu phản ánh chính sách tiền tệ của NHTW đang vô hiệu từng phần ảnh hưởng của thay đổi dự trữ ngoại tệ trong dự trữ tiền nhưng không vô hiệu hoàn. Mỗi quan hệ nhân quả giữa tín dụng nội địa ròng và dự trữ ngoại tệ dựa trên cơ sở lý luận và mô hình thực nghiệm của Granger và Sim phản ánh có sự tồn tại mối quan hệ đó. Mỗi sự gia tăng của luồng ngoại tệ ròng kéo theo sự suy giảm của luồng tài sản nội địa ròng. Từ giả thiết cho rằng mỗi sự biến động của tỷ giá đều có ảnh hưởng đến dự trữ ngoại tệ, dẫn tới ảnh hưởng lên cân cân thanhtoán, một mô hình cho thị trường điều hoà được xây dựng. Kết quả cho thấy những nhân tố cơ bản mà mô hình đang xét tác động tới việc gia tăng của tỷ giá là nhỏ. Nói cách khác sự suy giảm giá trị của đồng nội tệ chưa phải do sự gia tăng của các biến vĩ mô đang xét của nền kinh tế.

### **3.2 CÁC KIẾN NGHỊ NHÀM NÂNG CAO HIỆU LỰC CỦA CHÍNH SÁCH TIỀN TỆ**

Kết quả thu được từ việc phân tích thực nghiệm ảnh hưởng của chính

sách tiền tệ thông qua lượng cung tiền tới các nhân tố vĩ mô của nền kinh tế cho chúng ta những kết luận sau:

*Thứ nhất*, những sự thay đổi trong khối lượng tiền là một hàm ổn định của sự thay đổi trong khối lượng tiền cơ sở khả dụng (mà còn được gọi là tiền có quyền lực cao khả dụng). Như vậy các nhà hoạch định chính sách tiền tệ có thể kiểm soát sự thay đổi khối lượng tiền bằng cách quản lý khối lượng tiền cơ sở một cách thoả đáng. Việc phân tích nguồn gốc của tiền cơ sở chỉ ra rằng tài sản ngoại tệ ròng có một tỷ trọng rất lớn trong nó. Mà hai nhân tố ảnh hưởng lớn nhất đến tỷ số này là tỷ giá hối đoái và thu nhập thực tế. Trong giai đoạn hiện tại, khi nền kinh tế phát triển, thu nhập thực tế tăng đều đặn, một chính sách hợp lý điều chỉnh tỷ giá hối đoái làm tăng tài sản ngoại tệ ròng sẽ có tác động tích cực đến cán cân thanh toán. Mặt khác từ phương trình của tỷ giá (2.102) cho thấy sự biến động của tỷ giá phụ thuộc lớn nhất vào hai nhân tố là thu nhập và giá ngoại tệ, mà giá ngoại tệ là một biến ngoại sinh chúng ta không thể điều khiển được. Bởi vậy nếu thu nhập tăng trưởng bình quân hàng năm là 8%, kết quả sẽ chỉ cho ta thấy tỷ giá hối đoái sẽ tăng bình quân 1,416% trong điều kiện các yếu tố khác giả thiết không thay đổi. Kết luận này cho thấy tính ổn định của chế độ tỷ giá hối đoái mà NHTW đang theo đuổi.

*Thứ hai*, việc xem xét các tỷ lệ ảnh hưởng đến hệ số nhân tiền đã dẫn đến việc xem xét ảnh hưởng của các yếu tố lãi suất tác động tới chúng dưới dạng mô hình mà trong đó lãi suất tham gia như là một biến giải thích của một hàm bậc ba. Kết quả thực nghiệm có ý nghĩa thống kê cao phản ánh các yếu tố lãi suất có ảnh hưởng lớn đến các tỷ lệ của hệ số nhân tiền. Mặt khác kết quả hồi qui còn cho chúng ta những mức giá trị lớn nhất và nhỏ nhất của lãi suất tác động tới các yếu tố đang xem xét. Như vậy để nâng cao hiệu quả của chính sách cung tiền, việc điều khiển mức lãi suất nằm trong khuôn khổ giá trị nhỏ nhất và giá trị lớn nhất sẽ cho biết giá trị của các tỷ lệ tiền tệ liên quan đến cung tiền và từ đó xác định được hệ số nhân tiền. Đồng thời kết quả cho

hướng nghiên cứu những tình huống trong đó yếu tố lãi suất đóng vai trò là biến giải thích thì sự có mặt của nó ở dạng đa thức bậc ba hoặc một parabol lồi. Nếu điều kiện này được thỏa mãn với mức ý nghĩa thống kê cao sẽ cho phép xác định mức lãi suất nhỏ nhất và lớn nhất. Từ đó kết hợp với những chính sách định tính và yêu cầu cụ thể sẽ xác định được mức lãi suất hợp lý để đạt mục tiêu đề ra.

*Thứ ba*, tiền thu hẹp và tiền mở rộng đều có tác động tích cực đến thu nhập, nhưng bộ phận tiền thu hẹp có ảnh hưởng vượt trội so với bộ phận tiền mở rộng. Tuy nhiên tác động của chúng đến bộ phận thu nhập phi nông nghiệp lớn hơn tác động đến bộ phận thu nhập nông nghiệp. Việc tìm ra ảnh hưởng trễ của các khối tiền đến thu nhập cho thấy khi điều chỉnh lượng cung tiền ở một quí nào đó thì cần phải tính đến ảnh hưởng của sự tăng này còn có tác động tích cực tới 4 quí sau đối với sự tăng trưởng kinh tế.

*Thứ tư*, trong kết quả hồi qui mô hình nghiên cứu tác động đồng thời của sự tăng trưởng cung tiền với sự gia tăng chi tiêu Chính phủ đến thu nhập, ảnh hưởng của chi tiêu Chính phủ vượt trội ảnh hưởng của cung tiền và có ảnh hưởng tức thì đến thu nhập. Điều đó cho thấy chính sách tài khoá mà đại diện là mức chi tiêu chính phủ là nhân tố mạnh thúc đẩy tăng trưởng kinh tế. Từ phương trình (2.35) cho thấy sau bốn quí, nghĩa là sau một năm, cung tiền gia tăng 1% gây lên 0,46321% sự gia tăng của GDP, còn chi tiêu Chính phủ trong quí đang xét gia tăng 1% sẽ kéo theo 2,78 % sự gia tăng của GDP. Kết quả cho thấy với nền kinh tế của Việt Nam trong giai đoạn hiện nay, chính sách tài khoá có vai trò rất quan trọng đối với tăng trưởng kinh tế.

*Thứ năm*, việc xem xét mối quan hệ nhân quả giữa các bộ phận của cung tiền với thu nhập cho thấy có mối quan hệ nhân quả chạy từ tiền tệ đến thu nhập, trong đó khối lượng tiền M2 có vai trò quan trọng. Điều này cho thấy sự tăng trưởng đều đặn của nền kinh tế đòi hỏi *sự gia tăng khối lượng tiền*

mở rộng M2, thu hẹp khói lượng tiền hẹp M1. Nhưng điều đó cũng dẫn đến vấn đề về xác định mức lãi suất tiền gửi mà đã được nêu ở phần thứ hai.

*Thứ sáu*, trong ngắn hạn cũng như trong dài hạn, sự gia tăng của tiền cung ứng là một trong những nguyên nhân trực tiếp của sự gia tăng giá cả (trong cả hai trường hợp dùng chỉ số CPI hay DGDP làm đại diện cho giá cả). Hơn nữa từ các mô hình thu được với hệ số chặn dương có ý nghĩa thống kê cho thấy để có một đánh giá tổng quát cho vấn đề lạm phát, cần phải được xem xét trên góc độ tương đối đầy đủ các yếu tố vĩ mô của nền kinh tế mà trước hết các số liệu của các yếu tố đó phải thu thập được. Mặt khác mối quan hệ nhân quả giữa lượng tiền cung ứng và giá cả đã được chỉ ra và mối quan hệ này kéo dài tới hai quý. Kết quả này cho thấy để gia tăng lượng tiền cung ứng cần phải xem xét mức giá cả và khói lượng tiền cung ứng trước đó.

*Thứ bảy*, từ kết quả hồi qui phương trình luồng dự trữ, nếu tài sản nội địa gia tăng 10% chỉ làm suy giảm 1,13% tài sản ngoại tệ ròng phản ánh trạng thái mất cân bằng trong cán cân thanh toán. Trong khi mỗi sự gia tăng của thu nhập và giá cả kéo theo sự gia tăng luồng dự trữ rất lớn thì ảnh hưởng của cung tiền lại là nhỏ. Mặt khác khi xem xét mối quan hệ giữa tiền tệ với giá cả, tiền tệ với thu nhập chúng ta đều thấy ảnh hưởng rất lớn của mức chi tiêu của Chính phủ trong đó. Như vậy sự biến động của chi tiêu Chính phủ có ảnh hưởng lớn đến một thành phần lớn của tiền cơ sở khả dụng DMB.

*Thứ tám*, việc tồn tại hệ số bù và hệ số vô hiệu trong mối quan hệ đồng thời giữa tài sản ngoại tệ ròng và tài sản nội địa cho thấy tồn tại sự vô hiệu nhưng là sự vô hiệu không hoàn toàn. Kết quả thực nghiệm tìm được cho thấy khi tỷ lệ tài sản nội địa ròng với tiền cơ sở khả dụng gia tăng 1 đơn vị thì tỷ lệ ngoại tệ ròng với tiền cơ sở khả dụng suy giảm 0,134 đơn vị, ngược lại một sự gia tăng của tỷ lệ ngoại tệ ròng kéo theo sự suy giảm 2,12 đơn vị của tỷ lệ tài nội địa. Những kết quả trên là phù hợp với kết quả khi thực hiện kiểm định cho mối quan hệ nhân quả giữa hai nhân tố này. Tuy nhiên tính trực tiếp từ tài

sản ngoại tệ ròng đến tín dụng nội địa và ngược lại chỉ tồn tại ở ngay chu kỳ quan sát mà không có ở các chu kỳ khác cho thấy tác dụng tức thì của các nhân tố trong việc điều chỉnh cán cân thanh toán. Hơn nữa khi cán cân thanh toán mất cân bằng, việc điều chỉnh *luồng dự trữ ngoại tệ ròng* có hiệu quả hơn việc điều chỉnh *tài sản nội địa ròng*.

*Thứ chín*, trong một cơ chế tỷ giá thả nổi có điều tiết, mức tỷ giá hối đoái mà NHTW đang theo đuổi là một trong những công cụ có hiệu quả để gia tăng nguồn ngoại tệ. Với các kết quả thu nhận được chúng ta thấy, sự gia tăng tỷ giá kéo theo sự gia tăng luồng ngoại tệ, dẫn tới sự suy giảm tài sản nội địa ròng. Như vậy việc điều chỉnh tỷ giá hối đoái hợp lý có thể điều hoà được luồng ngoại tệ ròng và tài sản nội địa ròng. Kết quả này cho thấy cơ chế tỷ giá hối đoái thả nổi có điều tiết là một trong những nhân tố quan trọng trong việc cân bằng cán cân thanh toán.

*Thứ mười*, từ mô hình điều hoà thị trường hối đoái cho thấy ảnh hưởng tích cực của luồng dự trữ, còn ảnh hưởng của cung tiền là rất nhỏ. Hơn nữa ảnh hưởng của biến thu nhập trong mô hình này rất lớn cho thấy sự phát triển kinh tế vẫn là nhân tố quan trọng trong cân bằng cán cân thanh toán, còn yếu tố cung tiền chưa có được vai trò đó.

*Thứ mười một*, trong kết quả thực nghiệm hệ số của yếu tố chỉ số giá quốc tế có ý nghĩa thống kê cao. Điều này cho thấy tác động của các nhân tố bên ngoài có ảnh hưởng lớn đến cán cân thanh toán. Vì vậy khi xây dựng những mô hình cho nền kinh tế mở, biến chỉ số giá thế giới cần được đưa vào như là một biến giải thích không thể thiếu trong các mô hình hồi qui đó.

## KẾT LUẬN

Luận án với đề tài: “*Phân tích định lượng về tác động của chính sách tiền tệ tới một số nhân tố vĩ mô của Việt Nam trong thời kỳ đổi mới*” đã tập trung nghiên cứu tác động trực tiếp của việc gia tăng các khối lượng tiền cung ứng tới tăng trưởng kinh tế và sự gia tăng của giá cả trong thời gian vừa qua. Những nội dung cụ thể mà luận án đã đạt được là:

1. Đã đưa ra một cách có hệ thống cơ sở lý luận của chính sách cung tiền thông qua các mô hình phản ánh tác động của các yếu tố lãi suất tới những nhân tố cơ bản của hệ số nhân tiền cơ sở. Từ đó đã đưa ra kiến nghị về xây dựng những mô hình có chứa yếu tố lãi suất để có thể xác định được mức lãi suất hợp lý phù hợp với yêu cầu của các vấn đề được đặt ra.
2. Là một trong ba kênh truyền dẫn của chính sách tiền tệ tới tăng trưởng thu nhập, giá cả, việc xem xét tác động của chính sách tiền tệ thông qua khối lượng tiền cung ứng theo kênh trực tiếp dưới dạng các mô hình hồi qui đã được đề cập tới. Với việc lựa chọn hai nhân tố vĩ mô cơ bản của nền kinh tế là thu nhập và giá cả, bằng cách xây dựng các biến giả phù hợp với từng giai đoạn của nền kinh tế, luận án đã đưa ra hệ thống các mô hình thực nghiệm chứng tỏ rằng việc gia tăng khối lượng tiền cung ứng có tác động lớn đến tăng trưởng kinh tế và giá cả trong ngắn hạn cũng như trong dài hạn.
3. Khi xem xét ảnh hưởng đồng thời của chính sách tiền tệ và chính sách tài khóa, kết quả đã cho thấy vai trò quan trọng của chúng trong quá trình thúc đẩy sự tăng trưởng kinh tế.
4. Các mối quan hệ nhân quả giữa lượng cung tiền với thu nhập, giữa cung tiền với giá cả và mối quan hệ nhân quả giữa tài sản nội địa rộng với dự trữ ngoại tệ đã được xem xét và luận án đã chỉ ra các mối quan hệ nhân quả giữa những nhân tố đó. Đó là một trong những cơ sở để các nhà hoạch định

chính sách xem xét khi thực thi chính sách tiền tệ thông qua lượng tiền cung ứng trong một vài quí.

5. Việc xây dựng một bức tranh toàn cảnh để đánh giá tác động về mặt định lượng của chính sách tiền tệ tới các nhân tố vĩ mô trong nền kinh tế mở là một vấn đề rất cần thiết. Để đạt được mục tiêu đó, đòi hỏi phải có đầy đủ cơ sở lý thuyết và các số liệu cần thiết của đầy đủ các nhân tố vĩ mô trong một khoảng thời gian dài, trong một hệ thống các phương trình quan hệ và với khuôn khổ của một luận án, vấn đề tổng thể đó chưa được đề cập đến.

Tóm lại, nghiên cứu này đã cố gắng đi từ những phân tích đến thu thập số liệu, thực hiện hồi qui các phương trình ước lượng dựa trên phần mềm Eviews 5 nhằm đưa ra các mối quan hệ định lượng tương ứng giữa lượng tiền cung ứng với các nhân tố vĩ mô và cân cân thanh toán và đạt được mục tiêu đề ra. Tuy nhiên dù đã cố gắng, song các cơ sở lý luận, các kết quả thu được có thể chưa thực sự đầy đủ và hoàn chỉnh. Vì vậy tác giả mong nhận được sự góp ý của các thầy cô và những người quan tâm đến lĩnh vực này nhằm hoàn thiện vấn đề nghiên cứu.

Xin chân thành cảm ơn.

## **DANH MỤC CÁC BÀI BÁO ĐÃ ĐƯỢC CÔNG BỐ**

1. Bùi Duy Phú (2006), “Phân tích ảnh hưởng của chính sách tiền tệ tới tăng trưởng kinh tế Việt Nam thông qua các mô hình định lượng”, *Tạp chí Kinh tế & Phát triển*, Số Đặc san Khoa Toán Kinh tế, 10/2006, trang 24 – 27.
2. Bùi Duy Phú (2006), “Mối quan hệ nhân quả giữa cung tiền và tăng trưởng kinh tế của Việt Nam trong thời kỳ đổi mới”, *Tạp chí Ngân hàng*, số 24, 12/2006, trang 3 –6.
3. Bùi Duy Phú (2006), “Kiểm định Granger, Sim và mối quan hệ nhân quả giữa tiền tệ và giá cả của Việt Nam trong giai đoạn vừa qua”, *Tạp chí Khoa học & Đào tạo Ngân hàng*, số 55, 12/2006, trang 16 - 19
4. Bùi Duy Phú (2007), “Mối quan hệ giữa tiền tệ và cán cân thanh toán thông qua một số mô hình định lượng”, *Tạp chí Kinh tế & Phát triển*, số 117, 3/2007, trang 48 – 51.
5. Bùi Duy Phú (2007), “Mối quan hệ giữa tiền tệ và giá cả của Việt Nam qua một số mô hình định lượng”, *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế*, số 4 (347), 4/2007, trang 21 – 26.
6. Bùi Duy Phú, Phạm Tuấn Hòa (2007), “Mối quan hệ nhân quả giữa tín dụng nội địa ròng với dự trữ ngoại tệ và mô hình điều hòa tỷ giá trong cán cân thanh toán”, *Tạp chí Ngân hàng*, số 15, 8/2007, trang 14 – 17.
7. Bùi Duy Phú (2007), “Hệ số nhân tiền qua khái niệm tiền cơ sở khả dụng và một số mô hình phản ánh tác động của lãi suất”, *Tạp chí Ngân hàng*, số 24, 12/2007, trang 15 - 20
8. Bùi Duy Phú, Phạm Tuấn Hòa (2008), “Một số mô hình định lượng phản ánh tác động của lượng tiền cung ứng đến sự gia tăng chỉ số giá DGDP”, *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế*, số 5 (360), 5/2008, trang 25 - 32

**TÀI LIỆU THAM KHẢO**  
**Tiếng Việt**

1. Lê Vinh Danh (1996), *Tiền và hoạt động Ngân hàng*, Nhà xuất bản Chính trị Quốc gia, Hà nội.
2. David B., Fischer S. và Dornbusch R. (1992), *Kinh tế học*, Nhà Xuất bản Giáo dục, Hà Nội.
3. Phan Thị Hồng Hải (2005), *Lạm phát trong các nước chuyển đổi kinh tế và vấn đề kiểm chế lạm phát ở Việt nam*, Luận án Tiến sỹ, Đại học Kinh tế Quốc dân.
4. Học viện Ngân hàng (2001), *Giáo trình Lý thuyết Tiền tệ Ngân hàng*, Nhà xuất bản Thống kê, Hà nội.
5. Học viện Tài chính, Viện Nghiên cứu Khoa học Thị trường giá cả (2005), *Kiểm soát lạm phát trong điều kiện mặt bằng mới giá thế giới*, Tài liệu hội thảo khoa học.
6. Trương Quang Hùng và Vũ Hoài Bão (2004), “Nhìn lại lý thuyết truyền thống về lạm phát và phân tích trường hợp Việt nam”, *Chuyên mục nghiên cứu kinh tế*, <http://www.fetp.edu.vn/events/theFilename>
7. 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.
8. 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.
9. Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (1996), *Báo cáo thường niên*, Hà Nội
10. Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (1997), *Báo cáo thường niên*, Hà Nội.
11. Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (1998), *Báo cáo thường niên*, Hà Nội.
12. Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (1999), *Báo cáo thường niên*, Hà Nội
13. Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (2000), *Báo cáo thường niên*, Hà Nội.
14. Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (2001), *Báo cáo thường niên*, Hà Nội

15. Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (2002), *Báo cáo thường niên*, Hà Nội.
16. Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (2003), *Báo cáo thường niên*, Hà Nội.
17. Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (2004), *Báo cáo thường niên*, Hà Nội.
18. Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (2005), *Báo cáo thường niên*, Hà Nội.
19. Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (2006), *Báo cáo thường niên*, Hà Nội.
20. Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (2001), *Định hướng chính sách tiền tệ giai đoạn 1996 – 2000*, Đề tài nghiên cứu khoa học cấp ngành, Mã số KHN 95– 04.
21. Ngân hàng Nhà Nước Việt Nam (2007), *Hội thảo báo cáo kết quả các nghiên cứu khoa học của Ngân hàng Nhà nước Việt Nam*, Hà Nội.
22. Nguyễn Đồng Tiến (2001), *Mối quan hệ giữa cán cân thanh toán với việc điều hành tiền cung ứng của Ngân hàng Trung ương*, Đề tài Nghiên cứu Khoa học, Vụ Chính sách Tiền tệ, Ngân hàng Nhà nước Việt nam. Mã số KHN 9901, Hà nội.
23. Tổng cục Thống kê (1996), *Niên giám thống kê*, Hà Nội.
24. Tổng cục Thống kê (1997), *Niên giám thống kê*, Hà Nội.
25. Tổng cục Thống kê (1998), *Niên giám thống kê*, Hà Nội.
26. Tổng cục Thống kê (1999), *Niên giám thống kê*, Hà Nội.
27. Tổng cục Thống kê (2000), *Niên giám thống kê*, Hà Nội.
28. Tổng cục Thống kê (2001), *Niên giám thống kê*, Hà Nội.
29. Tổng cục Thống kê (2002), *Niên giám thống kê*, Hà Nội.
30. Tổng cục Thống kê (2003), *Niên giám thống kê*, Hà Nội.
31. Tổng cục Thống kê (2004), *Niên giám thống kê*, Hà Nội.
32. Tổng cục Thống kê (2005), *Niên giám thống kê*, Hà Nội.
33. Tổng cục Thống kê (2006), *Niên giám thống kê*, Hà Nội.

## Tiếng Anh

34. Aghevli, B.B. and Khan, Molsin (1978), “Government Deficit and the Inflationary Process in Developing Countries”, *IMF Staff Paper*, Vol. 25(3), pp.383- 415.
35. Anderson, L.C. and Jordan, J.L. (1968), “Monetary and Fiscal Actions: A Test of Their Relative Importance in Economic Stabilization”, FRB of St. Louis, *Review*, Vol. 50 (Nov.), pp. 11-24.
36. Anderson, L.C. and Carlson, K.M. (1970), “A Monetaries Model for Economic Stabilization” FRB St Louis, *Review*, April, pp. 45-66., J.L. (1968)
37. Ando, A. and Modigliani, F. (1965), “The Relative Stability of Monetary Velocity and the Investment Multiplier”, *The American Economic Review*, Vol. 55(4), pp. 693-728.
38. Argy, Victor (1969), “Monetary Variables and the Balance of Payments”, *IMF Staff Papers*, Vol.16(2), pp.267-287.
39. Argy, Victor (1970), “Structural Inflation in Developing Countries”, *Oxford Economic Papers*, Vol. 22 (1), pp. 73 – 85.
40. Baro, R.J (1977), “Rational Expectations and Role of Monetary Policy”, *Journal of Monetary Economics*, Vol.2, pp.1-32.
41. Berman, Peter I. (1978), *Inflation and the Money Supply in the United States*, 1956- 1977, Lexington Books, Toronto.
42. Bhatia, S.L. (1982), “The Monetary Theory of Balance of Payments under Fixed Exchange Rates: An Example of India: 1951- 73”, *The Indian Economic Journal*, Vol. 29(3), pp. 30-40.
43. Bhattacharya, B.B. (1972), “Some Direct Test of the Keynesian and the Quantity Theories for India”, *The Indian Economic Review*, Vol. 7 (NS) Apr., pp.16-32.

44. Bhattacharya, B. B. ( 1984), *Public Expenditure, Inflation and Growth: Macroeconomic Analysis for India*, Oxford University Press, Delhi.
45. Bhattacharya, B. B. ( 1987), “The Effectiveness of Monetary Policy in Controlling Inflation: The Indian Experience, 1951 –85”, *Prajnan*, Vol. 16 (4), pp. 419 – 30.
46. Bilquees, Faiz ( 1988), “Inflation in Pakistan Empirical Evidence on the Monetarist and Structuralist Hypothesis”, *The Pakistan Development Review*, Vol. 27 (2), pp. 109- 129.
47. Blejer, M.I. (1977), “ The Short- run Dynamics of Price and the Balance of Payments”, *The American Economic Review*, Vol.67(3), pp. 419-28.
48. Brahmada, P.R. (1980), *Growthless Inflation by means of Stockless Money*, Hymalayan Publishing House, Bombay.
49. [Chow, Gregory C. \(2004\), “Money, Price Level and Output in the Chinese Macro Economy”, CEPS Working Paper No. 98, May 2004, Princeton University Yan Shen, Peking University.](#)
50. Connolly, M. and Taylor, D. (1979), “Exchange Rate Changes and Neutralization: A Test of the Monetary Approach Applied to Developed and Developing Countries”, *Economies*, Vol.46 (Aug), pp. 281-94.
51. Coppock, D.J. (1981), “Some Thoughts on the Monetary Approach to Balance of Payments Theory”, *The Economic Journal of Nepal*, Vol.4(2), pp.1-23.
52. Currie, D.A. (1976), “Some Criticisms of the Monetary Analysis of Balance of Payments Correction”, *The Economic Journal*, Vol. 86
53. [Darrat, Ali F. \(1985\), “Have Large Budget Deficits Caused Rising Trade Deficits”, Southern Economic Journal, Vol.54 \(Apr.\) pp 879- 87.](#)

54. Davis, R.G. (1969), "How Much does Money Matter? A Look at Some Recent Evidence", in W.E. Gibson and C.G. Kaufman (eds.), *Monetary Economies: Readings on Current Issue*, McGraw Jill, Inc, New York.
55. David R. (1996), *Advanced Macroeconomics*, University of California, Berkeley.
56. De Leeuw, F. and Gramlich, F.M. (1968), "The Federal Reserve – MIT Econometric Model", *Federal Reserve Bulletin*, (January), pp. 11-40.
57. De Leeuw, F. and Gramlich, F.M. (1969), "The Channels of Monetary Policy", *Federal Reserve Bulletin*, Vol. 55, pp. 472-491.
58. Deprno, M. and Mayer, Thomas (1965), "Test of the Relative Importance of Autonomous expenditures and Money", *The American Economic Review*, Vol. 55(4), pp. 729-752.
59. [F:\[http\www.causality.fio.htm\]\(http://www.causality.fio.htm\)](http://www.causality.fio.htm), (2005), NEWTON College Working Paper Spring 2005, p.4
60. Feige, E.I. and Pearce, D.K. (1979), "The Casal Relationship between Money and Income: Some Caveats for the Time Series Analysis", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 61( Nov.), pp. 521- 533.
61. Frenkel, J.A. (1971), "A Theory of Money, Trade and the Balance of Payments in a Model of Accumulation", *Journal of International Economics*, Vol.1 (May), pp.159-187.
62. Friedman, M. and Meiselman, D. (1963), "The Relative Stability of Monetary Velocity and the Investment Multiplier in the United States 1898-1958", in *Commision and Monetary and Credit: Stabilization Policies*, Prentice Hall, Engelwood Cliffs, N. J.
63. Friedman, M. and Schwartz, A. (1963), "Money and Business Cycles", *Review of Economics Statistics*, pp. 32- 64.

64. Friemand, M. (1969), *The Optimun Quantity of Monetary and Other Essay*, Macmillan, London.
65. Fry, M.J. (1974), *Resource Mobilization and Financial Development in Nepal*, CEDA and Nepal Rastra Bank, Kathmandu.
66. Granger, C.W.J. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods", *Econometrica*, Vol. 37 (Jul.), pp. 428-438.
67. Granger, C. W.J. and Newbold, P. (1974), "Spurious Regression in Econometrics", *Journal of Econometrics*, Vol.2, pp. 111- 120.
68. Guitan, Mumuel (1973), "Credit Versus Money as an Instrument of Control", *IMF Staff Papers*, Vol.20, pp 111-120.
69. Gujarati, Damodar N. (1986), *Basic Econometrics*, (Second Edition) McGraw- Hill Company, New York.
70. Gupta, G.S. (1970), "A Monetary Policy Model for India: 1948-49 to 1967-68", Unpublished Ph.D. Dissertation, John Hopkins University, Baltimore.
71. Hahn, F.H. (1959), "The Balance of Payments in a Monetary Economy", *Review of Economic Studies*, Vol.26(2).
72. Hester, Donald D. (1964), "Keynes and the Quantity Theory: A comment on the Friedman- Meiselman CMC Paper", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 46 (Nov.), pp. 364-368.
73. Holly, S. and Longbottom, J.A. (1982), "The Empirical Relationship Between the Money Stock and the Price Level in the UK: A Test of Causality", *Bulletin of Economic Research*, Vol.14, pp. 17- 42.

74. 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.
75. Hsiao, Cheng (1981), “Autoregressive Modelling and Money- Income Causality Detection”, *Journal of Monetary Economics*, Vol.7, pp. 85-106.
76. Huong, Do Thi ( 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.
77. Hossian, Md. Akhtar (1986), “An Extension and Application of the Cagan Inflation Model in Selected Developing ESCAP Countries 1960-1982”, *The Bangladesh Development Studies*, Vol.14 (Jun),
78. International Monetary Fund (1998), *International Financial Statistics*.
79. International Monetary Fund (1999), *International Financial Statistics*.
80. International Monetary Fund (2000), *International Financial Statistics*.
81. International Monetary Fund (2001), *International Financial Statistics*.
82. International Monetary Fund (2002), *International Financial Statistics*.
83. International Monetary Fund (2003), *International Financial Statistics*.
84. International Monetary Fund (2004), *International Financial Statistics*.
85. International Monetary Fund (2005), *International Financial Statistics*.
86. International Monetary Fund (2006), *International Financial Statistics*.
87. Johannes, J.M. (1981), “Testing the Exogeneity Specification Underlying the Monetary Approach to the Balance of Payments”, *Review of Economics and Statistics*, Vol.63(1), pp.29- 34.

88. Johnson, H.G. (1972), “The Monetary Approach to the Balance of Payments”, *In Further Essays in Monetary Economics*, Allen and Unwin, London.
89. Khatiwada, Y.R. (1994), *Some aspects of monetary policy in Nepal*, South Asian Publishers New Dehli.
90. Lahiri, A. K., Madhur, S. and Wadhwa, W. (1985), “Price Determination in a Macroeconomic Pramekow”, *Economic Bulletin for Asia and Pacific*, Vol. 36 (1), pp. 14- 25.
91. Laider, D. and Nobay, A.R. (1976) “International Aspects of Inflation: A Survey” in E. Claassen and P. Salin (eds.), *Recent Issures in International Monetary Economies*, North- Holland Publishing Company, Amsterdam.
92. Laidler, D. (1981), “Some Policy Implications of the Monetary Approach to the Balance of Payments and Exchange Rate Analysis”, *Oxford Economic Papers*, Vol.33 (N5) Supplementary, pp. 70-84.
93. Lucas, R.E. (1972), “Expectations and Nautrality of Money”, *Journal of Economic Theory*, Vol.4 (2), pp. 115-138
94. Macesich, G. and Tsai, Hui- Lang (1982), *Money in Economic Systems*, Praeger, New York.
95. Magee, S.P. (1976), “The Empirical Evidence on the Monetary Approach to Balance of Payments and Exchange rates”, *The American Economic Review*, ( Papers and Procedings), Vol.66(2), pp.163-170.
96. McNown, Robert (1980), “A Test of the Monetary Approach to the Balance of Payments for Nepal, 1988 – 1978”, *The Economic Journal of Nepal*, Vol.3(4), pp.1- 15.

97. Meiselman, D.I. (1975) "Worldwide Inflation, A Monetarist View", in D.I. Meiselman and A.B. Laffer, *The Phenomenon of Worldwide Inflation*, American Enterprise Institute for Public Policy Research, Washington D.C.
98. Modigliani, Franco (1963), "The Monetary Mechanism and Its Interaction with Real Phenomena", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 46, pp. 79- 106.
99. Moroney,J.R. and Mason, J.M. (1971), "The Dynamic Impact of Autonomous Expenditure and the Monetary Base on aggregate Income", *Journal of Monetary, Credit and Banking*, Vol.3, pp. 793-813.
100. Mundell, R.A. (1968), *International Economics*, Mcmillan, New York
101. Musa, Michael (1974), "A Monetary Approach to Balance of Payment Analysis", *Journal of Money, Credit and Banking* , Vol.6 (Aug), pp.333-351.
102. Nachne, D.M. and Nadkarni (1985), "Emprical Testing of Certain Monetarist Propositions via Causality Theory: The India Case", *The Indian Economic Journal*, Vol. 33, pp 13- 41
103. Pant, H.D. (1977), "Inflation in Nepal: A Macro Study", in B. Dhungana and N. Kayastha (eds) *Studies on Price*, CEDA, Kathmadu.
104. Pant, H.M. (1978), "An Econometric Analysis of General Level of Prices in Nepal", *The Economic Journal of Nepal*, Vol. 1 (4), pp. 68-69.
105. Petoussis, Emmannel (1985), "Short- Run Dât and Long- Run Theories: Testing the Monetary Approach to the Balance of Payments", *Credit and Capital*, Vol.18(2), pp. 204- 15.

106. Pindyck, R.S. and Rubinfeld, D.I. (1976), “*Econometric Models and Economic Forecasts*”, McGraw Hill, New York.
107. Polak, J.J. (1957), “Monetary Analysis of Income Formation and Payments Problem”, *IMF Staff Papers*, Vol.6, pp 1-50.
108. Prasad, K. (1969), *The Role of Money Supply in a Developing Economy*, Allied Publisher, New Delhi
109. Sargent, T.J. and Wallace, N. (1973), “Rational Expectations and the Dynamics of Hyperinflation”, *International Economic Review*, Vol. 14 (Apr.), pp.328-50.
110. Sharma, G.N. (1987), *Monetary Structure of the Nepalese Economy: Policy Issue in Theory and Practice*, South Asian Publishers, New Delhi.
111. Sims, C.A. (1972), “Money, Income and Causality”, *The American Economic Review*, Vol.62, pp.540- 52.
112. Singh, Balwant (1989), “Money Supply, Prices: Causality Revisited”, *Economic and Political Weekly*, No.25, pp.2613-15.
113. Thornton, D.I. and Batten, D.S. (1985), “Lag Length Selection and Test of Granger Causality between Money and Income”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 17, pp. 164- 178.
114. Tsiang, S.C. (1977), “The Monetary Theoretic Foundation of the Modern Monetary Approach to the Balance of Payments”, *Oxford Economic Papers*, Vol29(3)
115. Tullio, Gluseppe (1981), “Monetary Equilibrium and Balance of Payments Adjustment: An Empirical Test of the U.S. Balance of Payments, 1957-1973”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 11(1)

116. Wallace, M. and McNown, R. (1981), "The Relative Impact of Monetary and Foreign Price Influences on Flation in Nepan", *The Economic Journal of Nepal*, Vol. 4(4), pp. 1-14.
117. Whiteman, M.V.N. (1975), "Global Monetarism and the Monetary Approach to the Balance of Payments", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.(3), pp.491-555.
118. Zecher, J.R. (1976), "Monetary Equilibrium and International Reserve Flow: Australia" in J.A. Frenkel and H.G. Johnson (eds), *The Monetary Approach to the Balance of Payments*, George Allen and Unwin, London.
119. Vo Tri Thanh (1995), "Exchange rate arrangemant: Information content and Policy option", <http://www.eadnwp18.pdf>
120. Williams, D., Goodhart, C.A.E. and Gowland, G.H. (1976), "Money, Income and Causallity: The U.K. Exprience", *The American Economic Review*, Vol. 66, June, pp. 417- 23.

\*\*\*\*\*

## **PHỤ LỤC**

### Phụ lục A

Bảng A1: M1 và các thành phần của nó (đơn vị: nghìn tỷ đồng)

| <b>Quí</b> | <b>C</b> | <b>DD</b> | <b>OD</b> | <b>M1</b> | <b>T&amp;SD</b> | <b>MB</b> | <b>dlnM</b> |
|------------|----------|-----------|-----------|-----------|-----------------|-----------|-------------|
| 1996/1     | 20.108   | 7.548     | 2.163     | 26.233    | 12.598          | 16.7651   |             |
| 2          | 20.928   | 8.340     | 2.245     | 26.697    | 13.414          | 16.8304   | 0.00761     |
| 3          | 21.787   | 9.233     | 1.885     | 29.763    | 14.361          | 20.2546   | 0.04721     |
| 4          | 22.639   | 10.213    | 2.117     | 33.439    | 12.445          | 20.6812   | 0.05058     |
| 1997/1     | 23.322   | 11.304    | 2.007     | 32.492    | 13.191          | 20.0374   | -0.0125     |
| 2          | 23.957   | 12.434    | 2.011     | 34.097    | 14.937          | 22.1646   | 0.02094     |
| 3          | 24.549   | 13.570    | 1.775     | 37.577    | 16.250          | 23.0327   | 0.04221     |
| 4          | 25.100   | 14.681    | 3.080     | 39.972    | 15.194          | 22.2648   | 0.02683     |
| 1998/1     | 25.278   | 14.683    | 2.863     | 40.068    | 15.744          | 21.135    | 0.00104     |
| 2          | 23.928   | 14.287    | 2.609     | 38.226    | 19.096          | 21.124    | -0.0204     |
| 3          | 25.031   | 15.736    | 2.476     | 40.776    | 19.508          | 24.235    | 0.02805     |
| 4          | 26.965   | 18.241    | 2.830     | 45.207    | 20.091          | 24.353    | 0.0448      |
| 1999/1     | 26.513   | 17.133    | 3.074     | 43.646    | 23.986          | 26.762    | -0.0153     |
| 2          | 25.734   | 19.451    | 3.280     | 45.185    | 26.683          | 25.339    | 0.01505     |
| 3          | 27.000   | 22.137    | 3.417     | 49.137    | 18.636          | 30.373    | 0.03641     |
| 4          | 41.254   | 27.106    | 4.059     | 68.360    | 36.191          | 37.965    | 0.14339     |
| 2000/1     | 42.597   | 28.682    | 4.430     | 71.279    | 42.090          | 35.234    | 0.01816     |
| 2          | 43.654   | 30.717    | 5.105     | 74.370    | 43.867          | 33.4638   | 0.01844     |
| 3          | 45.024   | 33.074    | 5.194     | 78.098    | 45.785          | 33.404    | 0.02124     |
| 4          | 52.208   | 38.781    | 7.045     | 90.989    | 47.462          | 43.851    | 0.06635     |
| 2001/1     | 54.859   | 36.125    | 5.963     | 90.984    | 54.965          | 44.137    | -2E-05      |
| 2          | 57.017   | 37.380    | 6.665     | 94.397    | 55.636          | 45.247    | 0.01599     |
| 3          | 61.421   | 38.618    | 7.874     | 100.038   | 56.788          | 49.22     | 0.02521     |
| 4          | 66.320   | 46.089    | 7.923     | 112.408   | 60.251          | 53.905    | 0.05063     |
| 2002/1     | 74.666   | 40.825    | 8.490     | 115.491   | 64.921          | 59.99     | 0.01175     |
| 2          | 70.381   | 44.213    | 11.275    | 114.594   | 69.362          | 58.386    | -0.0034     |
| 3          | 69.219   | 47.013    | 12.509    | 118.900   | 72.550          | 57.114    | 0.01602     |
| 4          | 74.263   | 51.066    | 9.744     | 125.329   | 77.387          | 66.168    | 0.02287     |
| 2003/1     | 78.873   | 48.902    | 8.584     | 127.775   | 90.799          | 82.616    | 0.00839     |
| 2          | 79.941   | 54.384    | 8.063     | 134.326   | 107.876         | 96.145    | 0.02171     |
| 3          | 80.464   | 55.734    | 7.964     | 136.199   | 122.006         | 88.87     | 0.00601     |
| 4          | 90.584   | 66.441    | 7.899     | 157.025   | 133.617         | 93.284    | 0.06179     |
| 2004/1     | 95.663   | 63.937    | 8.111     | 159.601   | 149.094         | 88.951    | 0.00707     |
| 2          | 94.838   | 72.330    | 8.613     | 167.168   | 152.955         | 90.836    | 0.02012     |
| 3          | 96.295   | 79.336    | 9.143     | 175.631   | 165.471         | 89.147    | 0.02145     |
| 4          | 109.097  | 88.891    | 10.369    | 197.989   | 182.408         | 103.002   | 0.05204     |

Tỷ lệ tăng trưởng của cung tiền (sai phân bậc nhất loga tự nhiên của M1)

|            |         |
|------------|---------|
| 1996       | 0.03514 |
| 1997       | 0.01938 |
| 1998       | 0.01336 |
| 1999       | 0.0449  |
| 2000       | 0.03105 |
| 2001       | 0.02295 |
| 2002       | 0.01181 |
| 2003       | 0.02448 |
| 2004       | 0.02517 |
| Trung bình | 0.02508 |

Nguồn: Báo cáo của IMF

**Bảng A2: Đóng góp tương đối của DMB và dm cho dM**

| Quí    | DMB     | m     | ln DMB  | ln m    | dln DMB  | d n m    | dlnDMB/dlnM | dlnm/dlnM  |
|--------|---------|-------|---------|---------|----------|----------|-------------|------------|
| 1996/1 | 26.103  | 1.142 | 1.41669 | 0.0578  |          |          |             |            |
| 2      | 27.187  | 1.159 | 1.43437 | 0.06412 | 0.01768  | 0.00632  | 2.32186     | 0.82949    |
| 3      | 27.812  | 1.183 | 1.44423 | 0.07303 | 0.00986  | 0.00891  | 0.20883     | 0.18879    |
| 4      | 28.956  | 1.208 | 1.46174 | 0.08194 | 0.01751  | 0.00891  | 0.34621     | 0.17622    |
| 1997/1 | 29.472  | 1.243 | 1.46941 | 0.09447 | 0.00768  | 0.01252  | -0.61519    | -1.00377   |
| 2      | 29.987  | 1.281 | 1.47693 | 0.10742 | 0.00752  | 0.01295  | 0.35917     | 0.61844    |
| 3      | 30.159  | 1.323 | 1.47941 | 0.12148 | 0.00248  | 0.01407  | 0.05872     | 0.33326    |
| 4      | 31.780  | 1.349 | 1.50215 | 0.1299  | 0.02274  | 0.00842  | 0.84746     | 0.31374    |
| 1998/1 | 31.170  | 1.374 | 1.49374 | 0.13796 | -0.00842 | 0.00805  | -8.07884    | 7.72898    |
| 2      | 29.074  | 1.404 | 1.46351 | 0.1474  | -0.03023 | 0.00945  | 1.47890     | -0.46231   |
| 3      | 29.760  | 1.453 | 1.47363 | 0.16229 | 0.01012  | 0.01488  | 0.36085     | 0.53067    |
| 4      | 32.094  | 1.497 | 1.50643 | 0.17514 | 0.03280  | 0.01285  | 0.73207     | 0.28686    |
| 1999/1 | 33.218  | 1.406 | 1.52137 | 0.14813 | 0.01494  | -0.02700 | -0.97911    | 1.76949    |
| 2      | 34.226  | 1.416 | 1.53436 | 0.15107 | 0.01299  | 0.00294  | 0.86307     | 0.19517    |
| 3      | 37.254  | 1.411 | 1.57117 | 0.14943 | 0.03681  | -0.00164 | 1.01085     | -0.04498   |
| 4      | 53.613  | 1.351 | 1.72927 | 0.13059 | 0.15810  | -0.01885 | 1.10256     | -0.13145   |
| 2000/1 | 54.827  | 1.381 | 1.73899 | 0.14015 | 0.00972  | 0.00957  | 0.53545     | 0.52692    |
| 2      | 53.859  | 1.476 | 1.73126 | 0.16898 | -0.00773 | 0.02882  | -0.41940    | 1.56342    |
| 3      | 54.118  | 1.539 | 1.73334 | 0.18726 | 0.00208  | 0.01828  | 0.09813     | 0.86072    |
| 4      | 67.653  | 1.449 | 1.83029 | 0.16109 | 0.09695  | -0.02617 | 1.46116     | -0.39446   |
| 2001/1 | 65.922  | 1.471 | 1.81903 | 0.1675  | -0.01126 | 0.00642  | 471.84608   | -268.82286 |
| 2      | 63.482  | 1.592 | 1.80265 | 0.20194 | -0.01638 | 0.03443  | -1.02418    | 2.15301    |
| 3      | 71.995  | 1.499 | 1.8573  | 0.17577 | 0.05465  | -0.02617 | 2.16821     | -1.03808   |
| 4      | 80.542  | 1.494 | 1.90602 | 0.17436 | 0.04872  | -0.00141 | 0.96217     | -0.02784   |
| 2002/1 | 88.569  | 1.400 | 1.94728 | 0.14607 | 0.04126  | -0.02829 | 3.51129     | -2.40724   |
| 2      | 86.411  | 1.457 | 1.93657 | 0.16335 | -0.01071 | 0.01727  | 3.16282     | -5.10114   |
| 3      | 86.242  | 1.493 | 1.93572 | 0.174   | -0.00085 | 0.01065  | -0.05323    | 0.66474    |
| 4      | 88.884  | 1.520 | 1.94882 | 0.18174 | 0.01310  | 0.00775  | 0.57302     | 0.33874    |
| 2003/1 | 95.391  | 1.429 | 1.97951 | 0.15517 | 0.03069  | -0.02657 | 3.65552     | -3.16516   |
| 2      | 99.387  | 1.433 | 1.99733 | 0.15614 | 0.01782  | 0.00097  | 0.82074     | 0.04462    |
| 3      | 102.162 | 1.411 | 2.00929 | 0.14956 | 0.01196  | -0.00658 | 1.98878     | -1.09456   |
| 4      | 114.592 | 1.439 | 2.05916 | 0.15813 | 0.04987  | 0.00857  | 0.80695     | 0.13862    |
| 2004/1 | 115.173 | 1.456 | 2.06135 | 0.16321 | 0.00219  | 0.00508  | 0.31050     | 0.71937    |
| 2      | 113.945 | 1.543 | 2.0567  | 0.18828 | -0.00465 | 0.02507  | -0.23130    | 1.24593    |
| 3      | 109.076 | 1.694 | 2.03773 | 0.22891 | -0.01897 | 0.04064  | -0.88441    | 1.89463    |
| 4      | 122.684 | 1.698 | 2.08879 | 0.23002 | 0.05106  | 0.00111  | 0.98115     | 0.02130    |

Nguồn: Được tính từ bảng A1Chú ý: ln = logarit tự nhiên, d = Δ

Bảng A3: MB và các thành phần của nó (đơn vị: nghìn tỷ đồng)

| Quí    | <b>MB</b> | <b>NFA</b> | <b>NCG</b> | <b>CDMB</b> | <b>OiN</b> |
|--------|-----------|------------|------------|-------------|------------|
| 1996/1 | 16.7651   | 12.898     | 3.631      | 6.681       | -6.445     |
| 2      | 16.8304   | 13.086     | 3.7374     | 6.519       | -6.512     |
| 3      | 20.2546   | 14.3465    | 4.9691     | 6.841       | -5.902     |
| 4      | 20.6812   | 14.0403    | 5.1929     | 7.693       | -6.245     |
| 1997/1 | 20.0374   | 15.9534    | 3.123      | 7.418       | -6.457     |
| 2      | 22.1646   | 17.0086    | 4.647      | 6.845       | -6.336     |
| 3      | 23.0327   | 19.1858    | 4.1909     | 6.448       | -6.792     |
| 4      | 22.2648   | 19.3921    | 4.0347     | 6.776       | -7.938     |
| 1998/1 | 21.135    | 19.173     | 4.336      | 6.272       | -8.646     |
| 2      | 21.124    | 19.842     | 3.685      | 5.886       | -8.289     |
| 3      | 24.235    | 21.221     | 3.922      | 6.787       | -7.695     |
| 4      | 24.353    | 22.125     | 6.318      | 6.521       | -10.611    |
| 1999/1 | 26.762    | 24.129     | 5.495      | 6.713       | -9.575     |
| 2      | 25.339    | 27.69      | 0.32       | 7.096       | -9.767     |
| 3      | 30.373    | 33.873     | -1.067     | 7.177       | -9.61      |
| 4      | 37.965    | 40.801     | 0.2        | 10.312      | -13.348    |
| 2000/1 | 35.234    | 44.752     | -5.876     | 11.134      | -14.776    |
| 2      | 33.4638   | 44.048     | -6.47      | 11.549      | -15.6632   |
| 3      | 33.404    | 44.743     | -8.368     | 12.797      | -15.768    |
| 4      | 43.851    | 43.857     | 4.322      | 14.234      | -18.562    |
| 2001/1 | 44.137    | 42.913     | 4.884      | 15.385      | -19.045    |
| 2      | 45.247    | 44.681     | 2.712      | 15.705      | -17.851    |
| 3      | 49.22     | 48.76      | 2.897      | 16.482      | -18.919    |
| 4      | 53.905    | 48.503     | 8.031      | 17.776      | -20.405    |
| 2002/1 | 59.99     | 52.818     | 8.639      | 18.463      | -19.93     |
| 2      | 58.386    | 51.436     | 7.671      | 18.736      | -19.457    |
| 3      | 57.114    | 51.585     | 7.52       | 18.879      | -20.87     |
| 4      | 66.168    | 56.592     | 11.125     | 19.182      | -20.731    |
| 2003/1 | 82.616    | 76.954     | 6.836      | 18.696      | -19.87     |
| 2      | 96.145    | 91.401     | 7.308      | 17.982      | -20.546    |
| 3      | 88.87     | 88.202     | 6.898      | 13.791      | -20.021    |
| 4      | 93.284    | 91.046     | 10.67      | 13.565      | -21.997    |
| 2004/1 | 88.951    | 92.67      | 4.399      | 13.956      | -22.074    |
| 2      | 90.836    | 94.669     | 5.024      | 15.094      | -23.951    |
| 3      | 89.147    | 100.644    | -0.965     | 14.309      | -24.841    |
| 4      | 103.002   | 105.699    | 11.276     | 14.4        | -28.373    |
| 2005/1 | 108.611   | 120.438    | 0.738      | 13.63       | -26.195    |
| 2      | 97.19     | 120.221    | -4.331     | 10.962      | -29.662    |
| 3      | 106.614   | 132.546    | -5.821     | 9.499       | -29.61     |
| 4      | 125.643   | 140.448    | 7.873      | 11.024      | -33.702    |

Nguồn: *Banco Central do Brasil*

**Bảng A4: Các nhân tố ảnh hưởng đến sự thay đổi trong MB**

| Quí    | dMB     | dNFA    | dNCG    | dCDMB  | dOiN    |
|--------|---------|---------|---------|--------|---------|
| 1996/2 | 0.0653  | 0.188   | 0.1063  | -0.162 | -0.067  |
| 3      | 3.4242  | 1.2605  | 1.2317  | 0.322  | 0.61    |
| 4      | 0.4266  | -0.3062 | 0.2238  | 0.852  | -0.343  |
| 1997/1 | -0.6438 | 1.9131  | -2.0699 | -0.275 | -0.212  |
| 2      | 2.1272  | 1.0552  | 1.524   | -0.573 | 0.121   |
| 3      | 0.8681  | 2.1772  | -0.4561 | -0.397 | -0.456  |
| 4      | -0.7679 | 0.2063  | -0.1562 | 0.328  | -1.146  |
| 1998/1 | -1.1298 | -0.2191 | 0.3013  | -0.504 | -0.708  |
| 2      | -0.011  | 0.669   | -0.651  | -0.386 | 0.357   |
| 3      | 3.111   | 1.379   | 0.237   | 0.901  | 0.594   |
| 4      | 0.118   | 0.904   | 2.396   | -0.266 | -2.916  |
| 1999/1 | 2.409   | 2.004   | -0.823  | 0.192  | 1.036   |
| 2      | -1.423  | 3.561   | -5.175  | 0.383  | -0.192  |
| 3      | 5.034   | 6.183   | -1.387  | 0.081  | 0.157   |
| 4      | 7.592   | 6.928   | 1.267   | 3.135  | -3.738  |
| 2000/1 | -2.731  | 3.951   | -6.076  | 0.822  | -1.428  |
| 2      | -1.7702 | -0.704  | -0.594  | 0.415  | -0.8872 |
| 3      | -0.0598 | 0.695   | -1.898  | 1.248  | -0.1048 |
| 4      | 10.447  | -0.886  | 12.69   | 1.437  | -2.794  |
| 2001/1 | 0.286   | -0.944  | 0.562   | 1.151  | -0.483  |
| 2      | 1.11    | 1.768   | -2.172  | 0.32   | 1.194   |
| 3      | 3.973   | 4.079   | 0.185   | 0.777  | -1.068  |
| 4      | 4.685   | -0.257  | 5.134   | 1.294  | -1.486  |
| 2002/1 | 6.085   | 4.315   | 0.608   | 0.687  | 0.475   |
| 2      | -1.604  | -1.382  | -0.968  | 0.273  | 0.473   |
| 3      | -1.272  | 0.149   | -0.151  | 0.143  | -1.413  |
| 4      | 9.054   | 5.007   | 3.605   | 0.303  | 0.139   |
| 2003/1 | 16.448  | 20.362  | -4.289  | -0.486 | 0.861   |
| 2      | 13.529  | 14.447  | 0.472   | -0.714 | -0.676  |
| 3      | -7.275  | -3.199  | -0.41   | -4.191 | 0.525   |
| 4      | 4.414   | 2.844   | 3.772   | -0.226 | -1.976  |
| 2004/1 | -4.333  | 1.624   | -6.271  | 0.391  | -0.077  |
| 2      | 1.885   | 1.999   | 0.625   | 1.138  | -1.877  |
| 3      | -1.689  | 5.975   | -5.989  | -0.785 | -0.89   |
| 4      | 13.855  | 5.055   | 12.241  | 0.091  | -3.532  |
| 2005/1 | 5.609   | 14.739  | -10.538 | -0.77  | 2.178   |
| 2      | -11.421 | -0.217  | -5.069  | -2.668 | -3.467  |
| 3      | 9.424   | 12.325  | -1.49   | -1.463 | 0.052   |
| 4      | 19.029  | 7.902   | 13.694  | 1.525  | -4.092  |

Nguồn: Từ bảng A3

**Bảng A5: Phân bố sai phân của các thành phần trong dMB**

| Quí    | dNFA/dMB | dNCG/dMB | dCDMB/dMB | dOIN/dMB |
|--------|----------|----------|-----------|----------|
| 1996/1 | 2.8790   | 1.6279   | -2.4809   | -1.0260  |
| 2      | 0.3681   | 0.3597   | 0.0940    | 0.1781   |
| 3      | -0.7178  | 0.5246   | 1.9972    | -0.8040  |
| 4      | -2.9716  | 3.2151   | 0.4272    | 0.3293   |
| 1997/1 | 0.4961   | 0.7164   | -0.2694   | 0.0569   |
| 2      | 2.5080   | -0.5254  | -0.4573   | -0.5253  |
| 3      | -0.2687  | 0.2034   | -0.4271   | 1.4924   |
| 4      | 0.1939   | -0.2667  | 0.4461    | 0.6267   |
| 1998/1 | -60.8182 | 59.1818  | 35.0909   | -32.4545 |
| 2      | 0.4433   | 0.0762   | 0.2896    | 0.1909   |
| 3      | 7.6610   | 20.3051  | -2.2542   | -24.7119 |
| 4      | 0.8319   | -0.3416  | 0.0797    | 0.4301   |
| 1999/1 | -2.5025  | 3.6367   | -0.2691   | 0.1349   |
| 2      | 1.2282   | -0.2755  | 0.0161    | 0.0312   |
| 3      | 0.9125   | 0.1669   | 0.4129    | -0.4924  |
| 4      | -1.4467  | 2.2248   | -0.3010   | 0.5229   |
| 2000/1 | 0.3977   | 0.3356   | -0.2344   | 0.5012   |
| 2      | -11.6221 | 31.7391  | -20.8696  | 1.7525   |
| 3      | -0.0848  | 1.2147   | 0.1376    | -0.2674  |
| 4      | -3.3007  | 1.9650   | 4.0245    | -1.6888  |
| 2001/1 | 1.5928   | -1.9568  | 0.2883    | 1.0757   |
| 2      | 1.0267   | 0.0466   | 0.1956    | -0.2688  |
| 3      | -0.0549  | 1.0958   | 0.2762    | -0.3172  |
| 4      | 0.7091   | 0.0999   | 0.1129    | 0.0781   |
| 2002/1 | 0.8616   | 0.6035   | -0.1702   | -0.2949  |
| 2      | -0.1171  | 0.1187   | -0.1124   | 1.1108   |
| 3      | 0.5530   | 0.3982   | 0.0335    | 0.0154   |
| 4      | 1.2380   | -0.2608  | -0.0295   | 0.0523   |
| 2003/1 | 1.0679   | 0.0349   | -0.0528   | -0.0500  |
| 2      | 0.4397   | 0.0564   | 0.5761    | -0.0722  |
| 3      | 0.6443   | 0.8546   | -0.0512   | -0.4477  |
| 4      | -0.3748  | 1.4473   | -0.0902   | 0.0178   |
| 2004/1 | 1.0605   | 0.3316   | 0.6037    | -0.9958  |
| 2      | -3.5376  | 3.5459   | 0.4648    | 0.5269   |
| 3      | 0.3649   | 0.8835   | 0.0066    | -0.2549  |
| 4      | 2.6277   | -1.8788  | -0.1373   | 0.3883   |
|        | 0.0190   | 0.4438   | 0.2336    | 0.3036   |
|        | 1.3078   | -0.1581  | -0.1552   | 0.0055   |
|        | 0.4153   | 0.7196   | 0.0801    | -0.2150  |
|        | -1.4351  | 3.3977   | 0.4494    | -1.4119  |

Nguồn: Bảng A4

Bảng A6: Tài sản của các NHTM (đơn vị: Nghìn tỷ đồng)

| Năm    | RR    | ER     | C       | DD     | T&SD    | D       | OD    | LA      | TL      | BR     |
|--------|-------|--------|---------|--------|---------|---------|-------|---------|---------|--------|
| 1996/1 | 3.658 | 3.832  | 20.108  | 7.548  | 12.598  | 20.146  | 2.163 | 19.547  | 54.311  | 5.930  |
| 2      | 3.783 | 4.015  | 20.928  | 8.340  | 13.414  | 21.754  | 2.245 | 20.942  | 56.625  | 6.039  |
| 3      | 3.893 | 4.140  | 21.787  | 9.233  | 14.361  | 23.594  | 1.885 | 22.400  | 59.067  | 6.109  |
| 4      | 4.000 | 4.200  | 22.639  | 10.213 | 12.445  | 22.658  | 2.117 | 23.942  | 61.368  | 6.133  |
| 1997/1 | 4.129 | 4.143  | 23.322  | 11.304 | 13.191  | 24.495  | 2.007 | 25.814  | 64.923  | 6.070  |
| 2      | 4.281 | 4.019  | 23.957  | 12.434 | 14.937  | 27.371  | 2.011 | 27.705  | 68.385  | 5.952  |
| 3      | 4.468 | 3.835  | 24.549  | 13.570 | 16.250  | 29.820  | 1.775 | 29.531  | 72.081  | 5.783  |
| 4      | 4.700 | 3.600  | 25.100  | 14.681 | 15.194  | 29.875  | 3.080 | 31.221  | 75.648  | 5.565  |
| 1998/1 | 5.167 | 3.029  | 25.278  | 14.683 | 15.744  | 30.427  | 2.863 | 32.100  | 78.120  | 5.093  |
| 2      | 5.631 | 2.537  | 23.928  | 14.287 | 19.096  | 33.383  | 2.609 | 32.337  | 81.309  | 4.489  |
| 3      | 6.029 | 2.253  | 25.031  | 15.736 | 19.508  | 35.244  | 2.476 | 32.981  | 86.839  | 5.162  |
| 4      | 6.300 | 2.299  | 26.965  | 18.241 | 20.091  | 38.332  | 2.830 | 34.889  | 92.805  | 4.249  |
| 1999/1 | 5.876 | 3.631  | 26.513  | 17.133 | 23.986  | 41.119  | 3.074 | 36.268  | 97.914  | 4.364  |
| 2      | 5.406 | 5.212  | 25.734  | 19.451 | 26.683  | 46.134  | 3.280 | 77.945  | 101.201 | 5.016  |
| 3      | 5.032 | 6.837  | 27.000  | 22.137 | 18.636  | 40.773  | 3.417 | 79.174  | 108.540 | 6.446  |
| 4      | 4.898 | 8.300  | 41.254  | 27.106 | 36.191  | 63.297  | 4.059 | 112.790 | 143.646 | 11.576 |
| 2000/1 | 5.500 | 7.800  | 42.597  | 28.682 | 42.090  | 70.772  | 4.430 | 121.360 | 160.140 | 12.031 |
| 2      | 5.900 | 5.100  | 43.654  | 30.717 | 43.867  | 74.584  | 5.105 | 133.009 | 169.600 | 12.468 |
| 3      | 6.200 | 3.900  | 45.024  | 33.074 | 45.785  | 78.859  | 5.194 | 140.641 | 180.765 | 13.180 |
| 4      | 9.800 | 8.400  | 52.208  | 38.781 | 47.462  | 86.243  | 7.045 | 155.720 | 208.060 | 14.427 |
| 2001/1 | 10.60 | 5.100  | 54.859  | 36.125 | 54.965  | 91.090  | 5.963 | 164.269 | 223.693 | 15.749 |
| 2      | 12.70 | -0.200 | 57.017  | 37.380 | 55.636  | 93.016  | 6.665 | 172.131 | 234.392 | 15.885 |
| 3      | 13.40 | 2.700  | 61.421  | 38.618 | 56.788  | 95.406  | 7.874 | 180.571 | 244.230 | 17.803 |
| 4      | 13.50 | 6.298  | 66.320  | 46.089 | 60.251  | 106.340 | 7.923 | 198.103 | 257.653 | 17.753 |
| 2002/1 | 11.92 | 5.413  | 74.666  | 40.825 | 64.921  | 105.746 | 8.490 | 198.553 | 259.336 | 18.513 |
| 2      | 10.19 | 4.755  | 70.381  | 44.213 | 69.362  | 113.575 | 11.28 | 209.157 | 277.413 | 19.058 |
| 3      | 8.713 | 4.514  | 69.219  | 47.013 | 72.550  | 119.563 | 12.51 | 221.649 | 285.135 | 19.452 |
| 4      | 7.935 | 4.877  | 74.263  | 51.066 | 77.387  | 128.453 | 9.744 | 231.078 | 303.845 | 19.250 |
| 2003/1 | 10.81 | 7.934  | 78.873  | 48.902 | 90.799  | 139.701 | 8.584 | 243.938 | 319.234 | 19.742 |
| 2      | 15.0  | 11.38  | 79.941  | 54.384 | 107.876 | 162.260 | 8.063 | 265.770 | 341.563 | 19.537 |
| 3      | 16.8  | 13.73  | 80.464  | 55.734 | 122.006 | 177.740 | 7.964 | 277.620 | 352.901 | 18.263 |
| 4      | 20.5  | 16.11  | 90.584  | 66.441 | 133.617 | 200.058 | 7.899 | 296.737 | 370.651 | 14.491 |
| 2004/1 | 14.9  | 11.39  | 95.663  | 63.937 | 149.094 | 213.031 | 8.111 | 324.461 | 394.815 | 14.667 |
| 2      | 14.1  | 10.49  | 94.838  | 72.330 | 152.955 | 225.285 | 8.613 | 356.751 | 423.151 | 15.483 |
| 3      | 13.8  | 3.638  | 96.295  | 79.336 | 165.471 | 244.807 | 9.143 | 398.413 | 448.191 | 14.561 |
| 4      | 13.5  | 3.218  | 109.097 | 88.891 | 182.408 | 271.299 | 10.37 | 420.046 | 491.026 | 16.679 |

Nguồn: Báo cáo của IMF

Bảng A7: Các nhân tố ảnh hưởng đến hệ số nhân tiền (m)

| Quí    | C/DD    | ER/D    | TD/DD   | OD/DD   | r.(1+t)  |
|--------|---------|---------|---------|---------|----------|
| 1996/1 | 2.66419 | 0.1902  | 1.66914 | 0.28658 | 0.50766  |
| 2      | 2.50939 | 0.18454 | 1.60841 | 0.26915 | 0.481367 |
| 3      | 2.35951 | 0.17548 | 1.55532 | 0.20413 | 0.448406 |
| 4      | 2.21668 | 0.18536 | 1.21854 | 0.20727 | 0.411241 |
| 1997/1 | 2.06309 | 0.16913 | 1.16689 | 0.17756 | 0.366483 |
| 2      | 1.92684 | 0.14683 | 1.20135 | 0.16173 | 0.323215 |
| 3      | 1.80912 | 0.12861 | 1.19754 | 0.13077 | 0.282632 |
| 4      | 1.70974 | 0.12051 | 1.03498 | 0.2098  | 0.245225 |
| 1998/1 | 1.72158 | 0.09953 | 1.07226 | 0.19501 | 0.206261 |
| 2      | 1.67481 | 0.07601 | 1.3366  | 0.1826  | 0.177608 |
| 3      | 1.59068 | 0.06392 | 1.23971 | 0.15735 | 0.143153 |
| 4      | 1.47826 | 0.05998 | 1.10142 | 0.15514 | 0.126051 |
| 1999/1 | 1.54748 | 0.08829 | 1.39999 | 0.17943 | 0.211904 |
| 2      | 1.32302 | 0.11297 | 1.37181 | 0.16864 | 0.267952 |
| 3      | 1.21968 | 0.16769 | 0.84185 | 0.15433 | 0.30885  |
| 4      | 1.52195 | 0.13112 | 1.33517 | 0.14975 | 0.306191 |
| 2000/1 | 1.48515 | 0.11021 | 1.46747 | 0.15444 | 0.271948 |
| 2      | 1.42117 | 0.06838 | 1.4281  | 0.1662  | 0.166032 |
| 3      | 1.36131 | 0.04946 | 1.38432 | 0.15705 | 0.117917 |
| 4      | 1.34623 | 0.0974  | 1.22385 | 0.18167 | 0.216601 |
| 2001/1 | 1.51859 | 0.05599 | 1.52152 | 0.16506 | 0.141176 |
| 2      | 1.52533 | -0.0022 | 1.48839 | 0.1783  | -0.00535 |
| 3      | 1.59048 | 0.0283  | 1.47051 | 0.2039  | 0.069916 |
| 4      | 1.43896 | 0.05923 | 1.30728 | 0.17191 | 0.136658 |
| 2002/1 | 1.82893 | 0.05119 | 1.59023 | 0.20796 | 0.132586 |
| 2      | 1.59186 | 0.04187 | 1.56881 | 0.25502 | 0.107555 |
| 3      | 1.47234 | 0.03776 | 1.54319 | 0.26606 | 0.096023 |
| 4      | 1.45426 | 0.03797 | 1.51543 | 0.1908  | 0.095511 |
| 2003/1 | 1.61288 | 0.0568  | 1.85675 | 0.17553 | 0.162251 |
| 2      | 1.46994 | 0.07015 | 1.9836  | 0.14826 | 0.209308 |
| 3      | 1.44371 | 0.07727 | 2.18908 | 0.1429  | 0.24642  |
| 4      | 1.36338 | 0.08052 | 2.01106 | 0.11888 | 0.242465 |
| 2004/1 | 1.49621 | 0.05351 | 2.33189 | 0.12686 | 0.178285 |
| 2      | 1.31118 | 0.04658 | 2.11468 | 0.11908 | 0.145085 |
| 3      | 1.21376 | 0.01486 | 2.0857  | 0.11524 | 0.045856 |
| 4      | 1.22731 | 0.01186 | 2.05204 | 0.11665 | 0.036202 |

Nguồn: Bảng A1 và A6

**Bảng A8: Các nhân tố trong  $\Delta m$** 

| Năm    | $\Delta(C/DD)$ | $\Delta(ER/D)$ | $\Delta(TD/DD)$ | $\Delta(OD/DD)$ |
|--------|----------------|----------------|-----------------|-----------------|
| 1996/1 |                |                |                 |                 |
| 2      | -0.1548        | -0.0057        | -0.0607         | -0.0174         |
| 3      | -0.1499        | -0.0091        | -0.0531         | -0.0650         |
| 4      | -0.1428        | 0.0099         | -0.3368         | 0.0031          |
| 1997/1 | -0.1536        | -0.0162        | -0.0517         | -0.0297         |
| 2      | -0.1363        | -0.0223        | 0.0345          | -0.0158         |
| 3      | -0.1177        | -0.0182        | -0.0038         | -0.0310         |
| 4      | -0.0994        | -0.0081        | -0.1626         | 0.0790          |
| 1998/1 | 0.0118         | -0.0210        | 0.0373          | -0.0148         |
| 2      | -0.0468        | -0.0235        | 0.2643          | -0.0124         |
| 3      | -0.0841        | -0.0121        | -0.0969         | -0.0252         |
| 4      | -0.1124        | -0.0039        | -0.1383         | -0.0022         |
| 1999/1 | 0.0692         | 0.0283         | 0.2986          | 0.0243          |
| 2      | -0.2245        | 0.0247         | -0.0282         | -0.0108         |
| 3      | -0.1033        | 0.0547         | -0.5300         | -0.0143         |
| 4      | 0.3023         | -0.0366        | 0.4933          | -0.0046         |
| 2000/1 | -0.0368        | -0.0209        | 0.1323          | 0.0047          |
| 2      | -0.0640        | -0.0418        | -0.0394         | 0.0118          |
| 3      | -0.0599        | -0.0189        | -0.0438         | -0.0091         |
| 4      | -0.0151        | 0.0479         | -0.1605         | 0.0246          |
| 2001/1 | 0.1724         | -0.0414        | 0.2977          | -0.0166         |
| 2      | 0.0067         | -0.0581        | -0.0331         | 0.0132          |
| 3      | 0.0651         | 0.0305         | -0.0179         | 0.0256          |
| 4      | -0.1515        | 0.0309         | -0.1632         | -0.0320         |
| 2002/1 | 0.3900         | -0.0080        | 0.2830          | 0.0361          |
| 2      | -0.2371        | -0.0093        | -0.0214         | 0.0471          |
| 3      | -0.1195        | -0.0041        | -0.0256         | 0.0110          |
| 4      | -0.0181        | 0.0002         | -0.0278         | -0.0753         |
| 2003/1 | 0.1586         | 0.0188         | 0.3413          | -0.0153         |
| 2      | -0.1429        | 0.0134         | 0.1268          | -0.0273         |
| 3      | -0.0262        | 0.0071         | 0.2055          | -0.0054         |
| 4      | -0.0803        | 0.0033         | -0.1780         | -0.0240         |
| 2004/1 | 0.1328         | -0.0270        | 0.3208          | 0.0080          |
| 2      | -0.1850        | -0.0069        | -0.2172         | -0.0078         |
| 3      | -0.0974        | -0.0317        | -0.0290         | -0.0038         |
| 4      | 0.0136         | -0.0030        | -0.0337         | 0.0014          |

Nguồn: Bảng A7

**Bảng A9: Đạo hàm riêng của các thành phần vi phân của m**

| Quí  | $\delta m/\delta k$ | $\delta m/\delta t$ | $\delta m/\delta d$ | $\delta m/\delta r$ |
|------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 1996 | -0.041              | -0.063              | -0.041              | -0.882              |
| 2    | -0.049              | -0.066              | -0.049              | -0.927              |
| 3    | -0.061              | -0.069              | -0.061              | -1.004              |
| 4    | -0.073              | -0.079              | -0.073              | -0.945              |
| 1997 | -0.093              | -0.081              | -0.093              | -1.033              |
| 2    | -0.116              | -0.078              | -0.116              | -1.169              |
| 3    | -0.145              | -0.077              | -0.145              | -1.308              |
| 4    | -0.161              | -0.075              | -0.161              | -1.268              |
| 1998 | -0.176              | -0.064              | -0.176              | -1.341              |
| 2    | -0.199              | -0.052              | -0.199              | -1.612              |
| 3    | -0.240              | -0.049              | -0.240              | -1.721              |
| 4    | -0.282              | -0.051              | -0.282              | -1.788              |
| 1999 | -0.210              | -0.064              | -0.210              | -1.741              |
| 2    | -0.236              | -0.091              | -0.236              | -1.909              |
| 3    | -0.244              | -0.141              | -0.244              | -1.544              |
| 4    | -0.177              | -0.090              | -0.177              | -1.595              |
| 2000 | -0.199              | -0.080              | -0.199              | -1.782              |
| 2    | -0.271              | -0.058              | -0.271              | -2.043              |
| 3    | -0.329              | -0.047              | -0.329              | -2.243              |
| 4    | -0.257              | -0.081              | -0.257              | -1.847              |
| 2001 | -0.258              | -0.045              | -0.258              | -2.032              |
| 2    | -0.349              | 0.002               | -0.349              | -2.333              |
| 3    | -0.268              | -0.023              | -0.268              | -1.986              |
| 4    | -0.283              | -0.051              | -0.283              | -1.973              |
| 2002 | -0.184              | -0.033              | -0.184              | -1.671              |
| 2    | -0.234              | -0.031              | -0.234              | -1.915              |
| 3    | -0.269              | -0.031              | -0.269              | -2.070              |
| 4    | -0.299              | -0.033              | -0.299              | -2.196              |
| 2003 | -0.220              | -0.042              | -0.220              | -2.093              |
| 2    | -0.237              | -0.055              | -0.237              | -2.339              |
| 3    | -0.224              | -0.059              | -0.224              | -2.455              |
| 4    | -0.255              | -0.067              | -0.255              | -2.513              |
| 2004 | -0.253              | -0.043              | -0.253              | -2.693              |
| 2    | -0.344              | -0.046              | -0.344              | -3.050              |
| 3    | -0.505              | -0.018              | -0.505              | -3.802              |
| 4    | -0.506              | -0.015              | -0.506              | -3.756              |

Nguồn: Bảng A7

**Bảng A10: Những đóng góp của các thành phần sai phân của m đến dm**

| Quí  | $(\delta m/\delta k)*dk$ | $(\delta m/\delta t)*dt$ | $(\delta m/\delta d)*dd$ | $(\delta m/\delta r)*dr$ | $\hat{d}_m$ | dm     | e      |
|------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|-------------|--------|--------|
| 1996 |                          |                          |                          |                          |             |        |        |
| 2    | 0.008                    | 0.004                    | 0.001                    | 0.016                    | 0.029       | 0.017  | 0.012  |
| 3    | 0.009                    | 0.004                    | 0.004                    | 0.065                    | 0.082       | 0.024  | 0.058  |
| 4    | 0.010                    | 0.027                    | 0.000                    | -0.003                   | 0.034       | 0.025  | 0.009  |
| 1997 | 0.014                    | 0.004                    | 0.003                    | 0.031                    | 0.052       | 0.035  | 0.017  |
| 2    | 0.016                    | -0.003                   | 0.002                    | 0.018                    | 0.034       | 0.038  | -0.004 |
| 3    | 0.017                    | 0.000                    | 0.004                    | 0.040                    | 0.062       | 0.042  | 0.020  |
| 4    | 0.016                    | 0.012                    | -0.013                   | -0.100                   | -0.085      | 0.026  | -0.111 |
| 1998 | -0.002                   | -0.002                   | 0.003                    | 0.020                    | 0.018       | 0.025  | -0.007 |
| 2    | 0.009                    | -0.014                   | 0.002                    | 0.020                    | 0.018       | 0.030  | -0.012 |
| 3    | 0.020                    | 0.005                    | 0.006                    | 0.043                    | 0.074       | 0.049  | 0.025  |
| 4    | 0.032                    | 0.007                    | 0.001                    | 0.004                    | 0.043       | 0.044  | 0.000  |
| 1999 | -0.015                   | -0.019                   | -0.005                   | -0.042                   | -0.081      | -0.090 | 0.009  |
| 2    | 0.053                    | 0.003                    | 0.003                    | 0.021                    | 0.079       | 0.010  | 0.069  |
| 3    | 0.025                    | 0.074                    | 0.003                    | 0.022                    | 0.125       | -0.005 | 0.131  |
| 4    | -0.054                   | -0.044                   | 0.001                    | 0.007                    | -0.090      | -0.060 | -0.030 |
| 2000 | 0.007                    | -0.011                   | -0.001                   | -0.008                   | -0.012      | 0.030  | -0.043 |
| 2    | 0.017                    | 0.002                    | -0.003                   | -0.024                   | -0.008      | 0.095  | -0.102 |
| 3    | 0.020                    | 0.002                    | 0.003                    | 0.021                    | 0.045       | 0.063  | -0.018 |
| 4    | 0.004                    | 0.013                    | -0.006                   | -0.045                   | -0.035      | -0.090 | 0.055  |
| 2001 | -0.044                   | -0.013                   | 0.004                    | 0.034                    | -0.020      | 0.022  | -0.041 |
| 2    | -0.002                   | 0.000                    | -0.005                   | -0.031                   | -0.038      | 0.121  | -0.159 |
| 3    | -0.017                   | 0.000                    | -0.007                   | -0.051                   | -0.075      | -0.093 | 0.018  |
| 4    | 0.043                    | 0.008                    | 0.009                    | 0.063                    | 0.123       | -0.005 | 0.128  |
| 2002 | -0.072                   | -0.009                   | -0.007                   | -0.060                   | -0.148      | -0.094 | -0.054 |
| 2    | 0.055                    | 0.001                    | -0.011                   | -0.090                   | -0.045      | 0.057  | -0.102 |
| 3    | 0.032                    | 0.001                    | -0.003                   | -0.023                   | 0.007       | 0.036  | -0.029 |
| 4    | 0.005                    | 0.001                    | 0.022                    | 0.165                    | 0.194       | 0.027  | 0.167  |
| 2003 | -0.035                   | -0.014                   | 0.003                    | 0.032                    | -0.014      | -0.090 | 0.076  |
| 2    | 0.034                    | -0.007                   | 0.006                    | 0.064                    | 0.097       | 0.003  | 0.094  |
| 3    | 0.006                    | -0.012                   | 0.001                    | 0.013                    | 0.008       | -0.022 | 0.030  |
| 4    | 0.020                    | 0.012                    | 0.006                    | 0.060                    | 0.099       | 0.028  | 0.071  |
| 2004 | -0.034                   | -0.014                   | -0.002                   | -0.021                   | -0.071      | 0.017  | -0.088 |
| 2    | 0.064                    | 0.010                    | 0.003                    | 0.024                    | 0.100       | 0.087  | 0.014  |
| 3    | 0.049                    | 0.001                    | 0.002                    | 0.015                    | 0.066       | 0.151  | -0.085 |
| 4    | -0.007                   | 0.000                    | -0.001                   | -0.005                   | -0.012      | 0.004  | -0.017 |

Nguồn: Bảng A2 và A9

**Bảng A11: Đóng góp tương đối của các thành phần sai phân**

| Quí  | $(\delta m/\delta k) \cdot (dk/dm)$ | $(\delta m/\delta t) \cdot (dt/dm)$ | $(\delta m/\delta d) \cdot (dd/dm)$ | $(\delta m/\delta r) \cdot (dr/dm)$ | e/dm    |
|------|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|---------|
| 1996 |                                     |                                     |                                     |                                     |         |
| 2    | 0.451                               | 0.238                               | 0.051                               | 0.966                               | 0.706   |
| 3    | 0.379                               | 0.152                               | 0.164                               | 2.715                               | 2.411   |
| 4    | 0.426                               | 1.084                               | -0.009                              | -0.121                              | 0.380   |
| 1997 | 0.405                               | 0.118                               | 0.078                               | 0.869                               | 0.470   |
| 2    | 0.421                               | -0.071                              | 0.049                               | 0.492                               | -0.109  |
| 3    | 0.406                               | 0.007                               | 0.107                               | 0.960                               | 0.480   |
| 4    | 0.618                               | 0.471                               | -0.492                              | -3.870                              | -4.272  |
| 1998 | -0.083                              | -0.095                              | 0.103                               | 0.786                               | -0.289  |
| 2    | 0.307                               | -0.459                              | 0.082                               | 0.662                               | -0.407  |
| 3    | 0.412                               | 0.097                               | 0.124                               | 0.888                               | 0.520   |
| 4    | 0.727                               | 0.162                               | 0.014                               | 0.091                               | -0.006  |
| 1999 | 0.161                               | 0.212                               | 0.056                               | 0.469                               | -0.102  |
| 2    | 5.560                               | 0.268                               | 0.267                               | 2.157                               | 7.253   |
| 3    | -4.731                              | -13.976                             | -0.655                              | -4.144                              | -24.506 |
| 4    | 0.895                               | 0.737                               | -0.014                              | -0.122                              | 0.496   |
| 2000 | 0.244                               | -0.350                              | -0.031                              | -0.278                              | -1.415  |
| 2    | 0.183                               | 0.024                               | -0.034                              | -0.254                              | -1.080  |
| 3    | 0.311                               | 0.032                               | 0.048                               | 0.323                               | -0.286  |
| 4    | -0.043                              | -0.144                              | 0.070                               | 0.505                               | -0.612  |
| 2001 | -2.061                              | -0.623                              | 0.199                               | 1.565                               | -1.920  |
| 2    | -0.019                              | -0.001                              | -0.038                              | -0.254                              | -1.312  |
| 3    | 0.187                               | -0.004                              | 0.074                               | 0.546                               | -0.197  |
| 4    | -8.819                              | -1.702                              | -1.862                              | -12.990                             | -26.372 |
| 2002 | 0.763                               | 0.099                               | 0.071                               | 0.640                               | 0.572   |
| 2    | 0.975                               | 0.012                               | -0.194                              | -1.586                              | -1.793  |
| 3    | 0.888                               | 0.022                               | -0.082                              | -0.632                              | -0.805  |
| 4    | 0.201                               | 0.034                               | 0.836                               | 6.152                               | 6.224   |
| 2003 | 0.387                               | 0.158                               | -0.037                              | -0.355                              | -0.847  |
| 2    | 10.600                              | -2.185                              | 2.022                               | 19.977                              | 29.413  |
| 3    | -0.273                              | 0.567                               | -0.056                              | -0.611                              | -1.373  |
| 4    | 0.728                               | 0.426                               | 0.218                               | 2.146                               | 2.517   |
| 2004 | -1.985                              | -0.819                              | -0.119                              | -1.267                              | -5.190  |
| 2    | 0.737                               | 0.115                               | 0.031                               | 0.274                               | 0.156   |
| 3    | 0.325                               | 0.004                               | 0.013                               | 0.097                               | -0.562  |
| 4    | -1.584                              | 0.113                               | -0.164                              | -1.219                              | -3.853  |

Trung bình            0,231            -0,436            0,025            0,445            -0,735

Nguồn: Bảng A10

**Bảng A12: Kết quả hồi qui cho cầu tiền**

| Pt | Biến phụ thuộc | Hệ số             | Hệ số các biến độc lập |                    |                |       |       |
|----|----------------|-------------------|------------------------|--------------------|----------------|-------|-------|
|    |                |                   | lnGDP                  | Dr                 | R <sup>2</sup> | F     | D - W |
| 1  | lnM1           | -3,65<br>(-2,48)* | 2,017<br>(6,3)*        | -0,092<br>(-3,1)*  | 0,739          | 46,6  | 1,47  |
| 2  | lnC            | -3,3<br>(-2,22)*  | 1,79<br>(5,56)*        | -0,074<br>(-2,49)* | 0,676          | 34,44 | 1,26  |
| 3  | lnDD           | -5,66<br>(-3,82)* | 2,30<br>(7,17)*        | -0,113<br>(3,8)*   | 0,792          | 62,9  | 1,69  |
| 4  | lnTD           | -8,08<br>(-3,63)* | 2,94<br>(6,08)*        | -0,097<br>(-2,17)* | 0,692          | 37,1  | 1,54  |

**Kết quả hồi qui cho tỷ lệ dự trữ vượt trội**

$$1. \quad ER/D = 0,251 - 0,356*TD/DD + 0,3679*ER/D(-1) + [AR(1) = 0,653] \\ (T) \quad (4,3)^* \quad (-3,7)^* \quad (1,71)** \quad (3,5)^*$$

**Kết quả hồi qui cho khối lượng tiền vay từ NHTW**

$$2. \quad BR=24.29+0.0625*R -0.2469*LA/TL-0.0475*\Delta D+4.262*DR+ [AR(1)=0.9831] \\ T \quad (0,547) \quad (0,37) \quad (-0,08) \quad (-1,29)*** \quad (3,79)^* \\ (19,86)^* \\ R^2 = 0,970 \quad F = 181 \quad D-W = 1,552$$

## Kết quả hồi qui cho C/DD với các bộ phận của thu nhập

Dependent Variable: C/DD

Method: Least Squares

Date: 05/29/07 Time: 09:38

Sample(adjusted): 1996:2 2004:4

Included observations: 35 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 11 iterations

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C                  | 3.662613    | 1.006880              | 3.637588    | 0.0011 |
| DR                 | -0.927646   | 0.453858              | -2.043911   | 0.0501 |
| DR*DR              | 0.134957    | 0.067265              | 2.006335    | 0.0542 |
| DR*DR*DR           | -0.006093   | 0.003188              | -1.911445   | 0.0659 |
| YAY                | -1.154144   | 0.286763              | -4.024733   | 0.0004 |
| AR(1)              | 0.773491    | 0.063671              | 12.14817    | 0.0000 |
| R-squared          | 0.906131    | Mean dependent var    | 1.595565    |        |
| Adjusted R-squared | 0.889947    | S.D. dependent var    | 0.306812    |        |
| S.E. of regression | 0.101783    | Akaike info criterion | -1.577147   |        |
| Sum squared resid  | 0.300432    | Schwarz criterion     | -1.310516   |        |
| Log likelihood     | 33.60008    | F-statistic           | 55.98828    |        |
| Durbin-Watson stat | 2.336077    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

Inverted AR Roots .77

Dependent Variable: C/DD

Method: Least Squares

Date: 05/29/07 Time: 09:41

Sample(adjusted): 1996:2 2004:4

Included observations: 35 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 11 iterations

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C                  | 2.508468    | 0.977300              | 2.566733    | 0.0157 |
| DR                 | -0.927646   | 0.453858              | -2.043911   | 0.0501 |
| DR*DR              | 0.134957    | 0.067265              | 2.006335    | 0.0542 |
| DR*DR*DR           | -0.006093   | 0.003188              | -1.911445   | 0.0659 |
| YNAY               | 1.154144    | 0.286763              | 4.024733    | 0.0004 |
| AR(1)              | 0.773491    | 0.063671              | 12.14817    | 0.0000 |
| R-squared          | 0.906131    | Mean dependent var    | 1.595565    |        |
| Adjusted R-squared | 0.889947    | S.D. dependent var    | 0.306812    |        |
| S.E. of regression | 0.101783    | Akaike info criterion | -1.577147   |        |
| Sum squared resid  | 0.300432    | Schwarz criterion     | -1.310516   |        |
| Log likelihood     | 33.60008    | F-statistic           | 55.98828    |        |
| Durbin-Watson stat | 2.336077    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

Inverted AR Roots .77

## Kết quả hồi qui cho dự trù vượt trội

Dependent Variable: ER

Method: Least Squares

Date: 05/29/07 Time: 11:50

Sample(adjusted): 1996:2 2004:4

Included observations: 35 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C                  | 0.144978    | 0.051212              | 2.830925    | 0.0083 |
| TDD                | -0.025588   | 0.012835              | -1.993710   | 0.0557 |
| LR*LR              | -0.001070   | 0.000537              | -1.991608   | 0.0559 |
| LR*LR*LR           | 4.62E-05    | 2.15E-05              | 2.153198    | 0.0398 |
| ER(-1)             | 0.696546    | 0.118712              | 5.867521    | 0.0000 |
| DR(-1)             | -0.031229   | 0.013897              | -2.247177   | 0.0324 |
| R-squared          | 0.844940    | Mean dependent var    | 0.084514    |        |
| Adjusted R-squared | 0.818206    | S.D. dependent var    | 0.051229    |        |
| S.E. of regression | 0.021843    | Akaike info criterion | -4.655110   |        |
| Sum squared resid  | 0.013836    | Schwarz criterion     | -4.388479   |        |
| Log likelihood     | 87.46443    | F-statistic           | 31.60492    |        |
| Durbin-Watson stat | 1.709051    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

Dependent Variable: ER

Method: Least Squares

Date: 05/29/07 Time: 11:56

Sample(adjusted): 1996:3 2004:4

Included observations: 34 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 28 iterations

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C                  | -0.279562   | 0.120075              | -2.328219   | 0.0279 |
| TDD                | -0.034874   | 0.015165              | -2.299577   | 0.0298 |
| RR                 | 0.131050    | 0.039625              | 3.307255    | 0.0028 |
| DR*DR*DR           | -0.018771   | 0.007346              | -2.555198   | 0.0168 |
| RR*RR              | -0.013097   | 0.003846              | -3.405203   | 0.0022 |
| RR*RR*RR           | 0.000387    | 0.000111              | 3.480360    | 0.0018 |
| ER(-1)             | 0.550081    | 0.123563              | 4.451819    | 0.0001 |
| AR(1)              | 0.051845    | 0.245394              | 0.211273    | 0.8343 |
| R-squared          | 0.869717    | Mean dependent var    | 0.081559    |        |
| Adjusted R-squared | 0.834641    | S.D. dependent var    | 0.048877    |        |
| S.E. of regression | 0.019875    | Akaike info criterion | -4.796348   |        |
| Sum squared resid  | 0.010271    | Schwarz criterion     | -4.437204   |        |
| Log likelihood     | 89.53791    | F-statistic           | 24.79508    |        |
| Durbin-Watson stat | 1.944670    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |
| Inverted AR Roots  | .05         |                       |             |        |

## Phụ lục B

### **Hồi qui mô hình phản ánh mối quan hệ giữa tiền tệ và thu nhập dưới dạng tự hồi qui**

$$1. \quad GDPAG = 20401,18 + 0,052473 * DM + [AR(1)=-0,805923]$$

$$T \quad (19,12)^* \quad (7,5)^* \quad (-6,688)^*$$

$$R^2 = 0,7097 \quad F = 31,7889^* \quad DW = 2,0096 \quad DM = M2 - M1$$

$$2. \quad GDPNA = 51742,42 + 0,2778 * DM + [AR(1) = -0,3044]$$

$$T \quad (30,65)^* \quad (25,25)^* \quad (-1,68)^*$$

$$R^2 = 0,9361 \quad F = 190,36^* \quad DW = 2,0398$$

$$3. \quad GDP = -13612,17 - 0,0508 * M1 + 0,0315 * GDP(-1) + 0,0218 * GDP(-2) +$$

$$T \quad (-0,853) \quad (-0,329) \quad (0,347) \quad (0,203)$$

$$0,0389 * GDP(-3) + 1,1849 * GDP(-4) + [AR(1)=0,479]$$

$$(0,6559) \quad (19,91)^* \quad (2,07)$$

$$R^2 = 0,9943 \quad F = 520,37 \quad DW = 1,9057$$

$$4. \quad GDP = -6918,54 + 0,003 * M2 + 0,016 * GDP(-1) - 0,015 * GDP(-2) +$$

$$T \quad (-6,699)^* \quad (0,097) \quad (0,225) \quad (0,25)$$

$$1,169 * GDP(-4) + [AR(1)=0,5182]$$

$$(20,875)^* \quad (2,67)^*$$

$$R^2 = 0,9941 \quad F = 643,11 \quad D-W = 1,8919$$

Xét ảnh hưởng của trẽ kéo dài trong các phương trình hồi quy.

+Kết quả hồi quy đối với M1 cho ta:

$$5. GDP=63966,807+1,3472*M1-2,2986*M1(-1)+1,9839*M1(-2)-0,7818*M1(-3)$$

$$T \quad (14,54)^* \quad (4,28)^* \quad (-5,65)^* \quad (4,886)^* \quad (-1,696)^*$$

$$+0,3982*M1(-4) \quad (2,8)$$

$$(1,02)$$

$$R^2 = 0,8221 \quad F- Sta = 18,485 \quad D- W Sta = 3,1748$$

+Hồi quy đối với M2 và các biến trẽ cho ta:

$$6. GDP= 70496,604+0,6559*M2-1,3007*M2(-1)+1,3651*M2(-2)$$

$$T \quad (11,17)^* \quad (2,005)^* \quad (-2,59)^* \quad (2,71)^*$$

$$-.8830*M2(-3) + 0.3863*M2(-4) \quad (2.9)$$

(1,738)\*\* (1,10)

$R^2 = 0,7893$       F-Sta = 14,98      D-W Sta = 3,1370

+Hồi qui mô hình phản ánh mối quan hệ giữa tiền tệ và thu nhập dưới dạng tỷ lệ tăng trưởng thu được:

$$7. \Delta \ln GDP = 0,001235 + 0,676029 * \Delta \ln M1$$

T (0,028) (1,38)

$R^2 = 0,0656$       F = 1,895      D - W = 3,295

$$8. \Delta \ln GDP = 0,006303 + 0,445305 * \Delta \ln M2$$

T (0,095) (0,5412)

$R^2 = 0,0107$       F = 0,2929      D - W = 3,4795

## Phụ lục C

1. Ước lượng cho P phụ thuộc tỷ lệ M2 với thu nhập

$$\Delta \ln P = 0,005 + 0,022 \Delta \ln \frac{M_2}{Q}$$

$$T \quad (2,08)^* \quad (1,88)**$$

$$R^2 = 0,115 \quad F = 3,52^* \quad D - W = 1,14$$

$$\Delta \ln DGDP = 0,002 + 0,14 \Delta \ln \frac{M_2}{Q}$$

$$T \quad (0,45) \quad (2,92)^*$$

$$R^2 = 0,24 \quad F = 8,54^* \quad D - W = 2,75$$

2. Kết quả hồi qui cho ảnh hưởng yếu giữa khối lượng tiền mở rộng và giá tăng giá cả

$$\Delta P = 0,0037 + 0,717^* \Delta P(-1) - 0,0215^* \Delta M$$

$$T \quad (1,947)^* \quad (5,31)^* \quad (1,36)***$$

$$R^2 = 0,564 \quad F = 16,18^* \quad D - W = 2,045$$

$$\Delta P = P - P(-1) \quad \Delta M = M2 - M1$$

4. Kết quả hồi qui cho mức tăng trưởng

$$\Delta \ln P = 0,013 - 0,098 \Delta \ln M_1 + 0,07 \Delta \ln M_{1-1} - 0,055 \Delta \ln M_{1-2} -$$

$$T \quad (2,68)^* \quad (-2,38)^* \quad (1,8)** \quad (-1,79)**$$

$$0,08 \Delta \ln M_{1-3} + 0,022 \Delta \ln M_{1-4} - 0,003 \Delta \ln M_{1-5}$$

$$(-2,49)^* \quad (0,55) \quad (-0,07)$$

$$R^2 = 0,544 \quad F = 3,38^* \quad D - W = 1,33$$

## Phụ lục D

### 1. Kiểm định Wald cho hố sè bì phong tròn 6

Wald Test:

Equation: EQKDWALD1

Null Hypothesis: C(4)=-1

|             |          |             |          |
|-------------|----------|-------------|----------|
| F-statistic | 1418.631 | Probability | 0.000000 |
| Chi-square  | 1418.631 | Probability | 0.000000 |

### 2. Kiểm định Wald cho hệ số bù phương trình 7 ( có hàng mâu dịch)

Wald Test:

Equation: EQ09PF

Null Hypothesis: C(5)=-1

|             |          |             |          |
|-------------|----------|-------------|----------|
| F-statistic | 1423.252 | Probability | 0.000000 |
| Chi-square  | 1423.252 | Probability | 0.000000 |

### 3. Kiểm định Wald cho hệ số vô hiệu phương trình 8

Wald Test:

Equation: EQ04

Null Hypothesis: C(1)=-1

|             |          |             |          |
|-------------|----------|-------------|----------|
| F-statistic | 11.97859 | Probability | 0.000734 |
| Chi-square  | 11.97859 | Probability | 0.000538 |

### 4. Hồi qui phương trình luồng dự trữ

Dependent Variable: D4

Method: Least Squares

Date: 09/13/06 Time: 20:40

Sample(adjusted): 1995M09 2005M06

Included observations: 118 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 9 iterations

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| DQP1               | 0.323103    | 0.179326              | 1.801766    | 0.0743 |
| DAPF               | 0.608675    | 0.098763              | 6.162957    | 0.0000 |
| D2                 | -0.102859   | 0.023398              | -4.396108   | 0.0000 |
| DM                 | -0.082851   | 0.026056              | -3.179749   | 0.0019 |
| D3                 | 0.071738    | 0.067697              | 1.059685    | 0.2916 |
| AR(1)              | 0.335465    | 0.092396              | 3.630742    | 0.0004 |
| R-squared          | 0.338182    | Mean dependent var    | 0.008311    |        |
| Adjusted R-squared | 0.308636    | S.D. dependent var    | 0.018690    |        |
| S.E. of regression | 0.015540    | Akaike info criterion | -5.441258   |        |
| Sum squared resid  | 0.027048    | Schwarz criterion     | -5.300375   |        |
| Log likelihood     | 327.0342    | Durbin-Watson stat    | 2.141546    |        |
| Inverted AR Roots  | .34         |                       |             |        |

$$\begin{aligned}
 D1 &= \Delta NFA/DMB - \Delta \ln X, \quad DQP1 = \Delta \ln Q, \quad DAPF = \Delta \ln P^f, \quad D2 = \Delta NDA/DMB \\
 DM &= \Delta \ln m, \quad D3 = \Delta RR/DMB
 \end{aligned}$$

## 5. Hồi qui cho hệ phương trình luồng dự trữ và phương trình vô hiệu

Dependent Variable: D1

Method: Least Squares

Date: 09/13/06 Time: 20:44

Sample(adjusted): 1995M09 2005M06

Included observations: 118 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 7 iterations

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| DQP1               | 0.449852    | 0.190314              | 2.363733    | 0.0198 |
| DAPF               | -0.124204   | 0.096788              | -1.283267   | 0.2020 |
| D2                 | -0.123472   | 0.023121              | -5.340160   | 0.0000 |
| DM                 | -0.105548   | 0.025784              | -4.093542   | 0.0001 |
| D3                 | 0.150775    | 0.066673              | 2.261403    | 0.0257 |
| AR(1)              | 0.390768    | 0.089257              | 4.378004    | 0.0000 |
| R-squared          | 0.174356    | Mean dependent var    | 0.011383    |        |
| Adjusted R-squared | 0.137496    | S.D. dependent var    | 0.016799    |        |
| S.E. of regression | 0.015602    | Akaike info criterion | -5.433376   |        |
| Sum squared resid  | 0.027262    | Schwarz criterion     | -5.292494   |        |
| Log likelihood     | 326.5692    | Durbin-Watson stat    | 2.166398    |        |
| Inverted AR Roots  | .39         |                       |             |        |

Dependent Variable: DX

Method: Least Squares

Date: 09/13/06 Time: 20:47

Sample(adjusted): 1995M09 2005M06

Included observations: 118 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 8 iterations

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| DQP1               | 0.177451    | 0.082758              | 2.144204    | 0.0342 |
| DAPF               | -0.757875   | 0.037124              | -20.41493   | 0.0000 |
| D2                 | -0.028138   | 0.008831              | -3.186230   | 0.0019 |
| DM                 | -0.030781   | 0.009911              | -3.105614   | 0.0024 |
| D3                 | 0.094322    | 0.025390              | 3.714932    | 0.0003 |
| AR(1)              | 0.494394    | 0.083001              | 5.956448    | 0.0000 |
| R-squared          | 0.702548    | Mean dependent var    | 0.003072    |        |
| Adjusted R-squared | 0.689269    | S.D. dependent var    | 0.011138    |        |
| S.E. of regression | 0.006209    | Akaike info criterion | -7.276149   |        |
| Sum squared resid  | 0.004318    | Schwarz criterion     | -7.135267   |        |
| Log likelihood     | 435.2928    | Durbin-Watson stat    | 2.071961    |        |
| Inverted AR Roots  | .49         |                       |             |        |

## 6. Hồi qui cho hệ phương trình luồng dự trữ và phương trình vô hiệu bằng phương pháp bình phương bé nhất có trọng số

System: MYSYS1  
 Estimation Method: Weighted Least Squares  
 Date: 09/13/06 Time: 04:34  
 Sample: 1995M02 2005M12  
 Included observations: 131  
 Total system (balanced) observations 261

|   | Coefficient | Std. Error         | t-Statistic | Prob.  |
|---|-------------|--------------------|-------------|--------|
| C(1)  | 0.010908    | 0.001291           | 8.448726    | 0.0000 |
| C(2)  | -0.017525   | 0.010518           | -1.666235   | 0.0969 |
| C(3)  | -0.042440   | 0.140111           | -0.302905   | 0.7622 |
| C(4)  | -0.133823   | 0.019375           | -6.907169   | 0.0000 |
| C(5)  | 0.153440    | 0.064522           | 2.378107    | 0.0182 |
| C(6)  | -0.120913   | 0.022133           | -5.462984   | 0.0000 |
| C(7)  | 0.041680    | 0.012686           | 3.285625    | 0.0012 |
| C(8)  | -1.738114   | 1.152386           | -1.508273   | 0.1327 |
| C(9)  | -2.115669   | 0.636735           | -3.322685   | 0.0010 |
| C(10)   | -0.214701   | 0.025885           | -8.294523   | 0.0000 |
| Determinant residual covariance                           | 2.39E-06    |                    |             |        |
| Equation: D1=C(1)+C(2)*DQ+C(3)*DP+C(4)*D2+C(5)*D3+C(6)*DM |             |                    |             |        |
| Observations: 130   |             |                    |             |        |
| R-squared   | 0.296520    | Mean dependent var | 0.011121    |        |
| Adjusted R-squared  | 0.268154    | S.D. dependent var | 0.016569    |        |
| S.E. of regression  | 0.014174    | Sum squared resid  | 0.024913    |        |
| Durbin-Watson stat  | 1.732818    |                    |             |        |
| Equation: D2=C(7)+C(8)*DP+C(9)*D1+C(10)*DCGG              |             |                    |             |        |
| Observations: 131   |             |                    |             |        |
| R-squared   | 0.422803    | Mean dependent var | 0.010872    |        |
| Adjusted R-squared  | 0.409168    | S.D. dependent var | 0.154800    |        |
| S.E. of regression  | 0.118988    | Sum squared resid  | 1.798090    |        |
| Durbin-Watson stat  | 2.537483    |                    |             |        |

## 7. Việc xây dựng một mô hình kinh tế vĩ mô hoàn hảo đã được đề cập đến trong các kết quả sau

- Jonson (1976), “Money and Economic Activity in the Open Economy: The United Kingdom 1970- 1980”, *Journal of Political Economy*.
- Melitz, T. and Sterdyniak, H. (1979) “The Monetary Approach to Official Reserves and the Foreign Exchange Rate in France, 1962- 1974: Some Structural Estimates”, *The American Economic Review*.

Để có được những mô hình đó đòi hỏi phải có tương đối đầy đủ các số liệu của các biến vĩ mô của nền kinh tế nên chúng ta không đề cập tới.

**Phụ lục E**  
**CÁC KIỂM ĐỊNH NGHIỆM ĐƠN VỊ**

|                    |           |                    |         |
|--------------------|-----------|--------------------|---------|
| ADF Test Statistic | -0.394475 | 1% Critical Value* | -3.6353 |
|                    |           | 5% Critical Value  | -2.9499 |
|                    |           | 10% Critical Value | -2.6133 |

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(Q)

Method: Least Squares

Date: 11/22/07 Time: 09:15

Sample(adjusted): 1996:3 2004:4

Included observations: 34 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| Q(-1)              | -0.053253   | 0.134998              | -0.394475   | 0.6959 |
| D(Q(-1))           | -0.839292   | 0.122721              | -6.839006   | 0.0000 |
| C                  | 6.256684    | 9.568557              | 0.653880    | 0.5180 |
| R-squared          | 0.694687    | Mean dependent var    | 1.681247    |        |
| Adjusted R-squared | 0.674989    | S.D. dependent var    | 15.07394    |        |
| S.E. of regression | 8.593612    | Akaike info criterion | 7.224013    |        |
| Sum squared resid  | 2289.355    | Schwarz criterion     | 7.358691    |        |
| Log likelihood     | -119.8082   | F-statistic           | 35.26753    |        |
| Durbin-Watson stat | 1.797682    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

|                    |           |                    |         |
|--------------------|-----------|--------------------|---------|
| ADF Test Statistic | -4.813749 | 1% Critical Value* | -3.6422 |
|                    |           | 5% Critical Value  | -2.9527 |
|                    |           | 10% Critical Value | -2.6148 |

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(Q,2)

Method: Least Squares

Date: 11/22/07 Time: 09:17

Sample(adjusted): 1996:4 2004:4

Included observations: 33 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| D(Q(-1))           | -1.758599   | 0.365328              | -4.813749   | 0.0000 |
| D(Q(-1),2)         | -0.058599   | 0.191811              | -0.305502   | 0.7621 |
| C                  | 2.416356    | 1.579830              | 1.529503    | 0.1366 |
| R-squared          | 0.913279    | Mean dependent var    | 0.723483    |        |
| Adjusted R-squared | 0.907498    | S.D. dependent var    | 28.74817    |        |
| S.E. of regression | 8.743525    | Akaike info criterion | 7.261012    |        |
| Sum squared resid  | 2293.477    | Schwarz criterion     | 7.397058    |        |
| Log likelihood     | -116.8067   | F-statistic           | 157.9687    |        |
| Durbin-Watson stat | 1.849310    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

|                    |           |     |                 |         |
|--------------------|-----------|-----|-----------------|---------|
| ADF Test Statistic | -3.362569 | 1%  | Critical Value* | -3.6353 |
|                    |           | 5%  | Critical Value  | -2.9499 |
|                    |           | 10% | Critical Value  | -2.6133 |

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Dependent Variable: D(C/DD)

Method: Least Squares

Date: 11/22/07 Time: 09:19

Sample(adjusted): 1996:3 2004:4

Included observations: 34 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C/DD(-1)           | -0.232794   | 0.069231              | -3.362569   | 0.0021 |
| D(C/DD(-1))        | -0.248589   | 0.149853              | -1.658884   | 0.1072 |
| C                  | 0.325647    | 0.112746              | 2.888313    | 0.0070 |
| R-squared          | 0.298276    | Mean dependent var    | -0.037708   |        |
| Adjusted R-squared | 0.253004    | S.D. dependent var    | 0.139596    |        |
| S.E. of regression | 0.120651    | Akaike info criterion | -1.307728   |        |
| Sum squared resid  | 0.451258    | Schwarz criterion     | -1.173049   |        |
| Log likelihood     | 25.23138    | F-statistic           | 6.588460    |        |
| Durbin-Watson stat | 2.135348    | Prob(F-statistic)     | 0.004126    |        |

|                    |           |     |                 |         |
|--------------------|-----------|-----|-----------------|---------|
| ADF Test Statistic | -4.668648 | 1%  | Critical Value* | -3.6422 |
|                    |           | 5%  | Critical Value  | -2.9527 |
|                    |           | 10% | Critical Value  | -2.6148 |

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(C/DD,2)

Method: Least Squares

Date: 11/22/07 Time: 09:39

Sample(adjusted): 1996:4 2004:4

Included observations: 33 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| D(C/DD(-1))        | -1.295649   | 0.277521              | -4.668648   | 0.0001 |
| D(C/DD(-1),2)      | 0.055788    | 0.178291              | 0.312906    | 0.7565 |
| C                  | -0.046014   | 0.026922              | -1.709158   | 0.0977 |
| R-squared          | 0.619519    | Mean dependent var    | 0.004952    |        |
| Adjusted R-squared | 0.594154    | S.D. dependent var    | 0.221014    |        |
| S.E. of regression | 0.140799    | Akaike info criterion | -0.996455   |        |
| Sum squared resid  | 0.594733    | Schwarz criterion     | -0.860408   |        |
| Log likelihood     | 19.44150    | F-statistic           | 24.42383    |        |
| Durbin-Watson stat | 2.031061    | Prob(F-statistic)     | 0.000001    |        |

|                    |           |     |                 |         |
|--------------------|-----------|-----|-----------------|---------|
| ADF Test Statistic | -2.221669 | 1%  | Critical Value* | -3.6353 |
|                    |           | 5%  | Critical Value  | -2.9499 |
|                    |           | 10% | Critical Value  | -2.6133 |

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DR)

Method: Least Squares

Date: 11/22/07 Time: 09:40

Sample(adjusted): 1996:3 2004:4

Included observations: 34 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| DR(-1)             | -0.153382   | 0.069039              | -2.221669   | 0.0337 |
| D(DR(-1))          | 0.266428    | 0.161200              | 1.652776    | 0.1085 |
| C                  | 0.967281    | 0.497700              | 1.943500    | 0.0611 |
| R-squared          | 0.190901    | Mean dependent var    | -0.127500   |        |
| Adjusted R-squared | 0.138701    | S.D. dependent var    | 0.894308    |        |
| S.E. of regression | 0.829974    | Akaike info criterion | 2.549252    |        |
| Sum squared resid  | 21.35454    | Schwarz criterion     | 2.683930    |        |
| Log likelihood     | -40.33728   | F-statistic           | 3.657111    |        |
| Durbin-Watson stat | 2.070408    | Prob(F-statistic)     | 0.037500    |        |

|                    |           |     |                 |         |
|--------------------|-----------|-----|-----------------|---------|
| ADF Test Statistic | -3.207098 | 1%  | Critical Value* | -3.6422 |
|                    |           | 5%  | Critical Value  | -2.9527 |
|                    |           | 10% | Critical Value  | -2.6148 |

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DR,2)

Method: Least Squares

Date: 11/22/07 Time: 09:42

Sample(adjusted): 1996:4 2004:4

Included observations: 33 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| D(DR(-1))          | -0.716710   | 0.223476              | -3.207098   | 0.0032 |
| D(DR(-1),2)        | -0.056075   | 0.182444              | -0.307354   | 0.7607 |
| C                  | -0.072156   | 0.160956              | -0.448293   | 0.6572 |
| R-squared          | 0.383746    | Mean dependent var    | 0.021394    |        |
| Adjusted R-squared | 0.342662    | S.D. dependent var    | 1.114810    |        |
| S.E. of regression | 0.903847    | Akaike info criterion | 2.722196    |        |
| Sum squared resid  | 24.50820    | Schwarz criterion     | 2.858242    |        |
| Log likelihood     | -41.91623   | F-statistic           | 9.340616    |        |
| Durbin-Watson stat | 1.995378    | Prob(F-statistic)     | 0.000702    |        |

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GDP)

Method: Least Squares

Date: 11/28/07 Time: 08:52

Sample (adjusted): 1995Q3 2006Q4

Included observations: 46 after adjustments

| Variable                               | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.            |
|--|-------------|-----------------------|-------------|------------------|
| GDP(-1)                                | 0.069560    | 0.027548              | 2.525080    | 0.0152           |
| D(GDP(-1))                             | -0.853715   | 0.092868              | -9.192805   | 0.0000           |
| R-squared                              | 0.652075    | Mean dependent var    | 5282.265    |                  |
| Adjusted R-squared                     | 0.644167    | S.D. dependent var    | 41830.43    |                  |
| S.E. of regression                     | 24952.57    | Akaike info criterion | 23.12985    |                  |
| Sum squared resid                      | 2.74E+10    | Schwarz criterion     | 23.20935    |                  |
| Log likelihood                         | -529.9865   | Durbin-Watson stat    | 2.340346    |                  |
| <hr/>                                  |             |                       |             |                  |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic |             |                       |             | -19.94557 0.0001 |
| Test critical values:                  |             |                       |             |                  |
| 1% level                               |             | -3.581152             |             |                  |
| 5% level                               |             | -2.926622             |             |                  |
| 10% level                              |             | -2.601424             |             |                  |

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GDP,2)

Method: Least Squares

Date: 11/28/07 Time: 09:05

Sample (adjusted): 1995Q3 2006Q4

Included observations: 46 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| D(GDP(-1))         | -1.814420   | 0.090969              | -19.94557   | 0.0000 |
| C                  | 8718.692    | 3732.941              | 2.335609    | 0.0241 |
| R-squared          | 0.900413    | Mean dependent var    | 1062.788    |        |
| Adjusted R-squared | 0.898150    | S.D. dependent var    | 78911.64    |        |
| S.E. of regression | 25183.84    | Akaike info criterion | 23.14830    |        |
| Sum squared resid  | 2.79E+10    | Schwarz criterion     | 23.22780    |        |
| Log likelihood     | -530.4108   | F-statistic           | 397.8256    |        |
| Durbin-Watson stat | 2.226775    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

|  |           |           |        |
|--|-----------|-----------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic |           | 2.664886  | 0.9977 |
| Test critical values:                  | 1% level  | -2.616203 |        |
|  | 5% level  | -1.948140 |        |
|  | 10% level | -1.612320 |        |

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(ADY)

Method: Least Squares

Date: 11/28/07 Time: 11:24

Sample (adjusted): 1995Q3 2006Q4

Included observations: 46 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| ADY(-1)            | 0.062486    | 0.023448              | 2.664886    | 0.0107 |
| D(ADY(-1))         | -0.721605   | 0.112786              | -6.397986   | 0.0000 |
| R-squared          | 0.471798    | Mean dependent var    | 4801.820    |        |
| Adjusted R-squared | 0.459794    | S.D. dependent var    | 28504.56    |        |
| S.E. of regression | 20950.49    | Akaike info criterion | 22.78022    |        |
| Sum squared resid  | 1.93E+10    | Schwarz criterion     | 22.85972    |        |
| Log likelihood     | -521.9450   | Durbin-Watson stat    | 2.525635    |        |

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(ADY,2)

Method: Least Squares

Date: 11/28/07 Time: 11:29

Sample (adjusted): 1995Q4 2006Q4

Included observations: 45 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| D(ADY(-1))         | -2.263035   | 0.273590              | -8.271616   | 0.0000 |
| D(ADY(-1),2)       | 0.346059    | 0.149390              | 2.316479    | 0.0255 |
| C                  | 10280.83    | 3249.877              | 3.163452    | 0.0029 |
| R-squared          | 0.857642    | Mean dependent var    | 83.28527    |        |
| Adjusted R-squared | 0.850863    | S.D. dependent var    | 52801.91    |        |
| S.E. of regression | 20391.16    | Akaike info criterion | 22.74793    |        |
| Sum squared resid  | 1.75E+10    | Schwarz criterion     | 22.86837    |        |
| Log likelihood     | -508.8284   | F-statistic           | 126.5157    |        |
| Durbin-Watson stat | 2.107294    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

|                    |           |     |                 |         |
|--------------------|-----------|-----|-----------------|---------|
| ADF Test Statistic | -4.133047 | 1%  | Critical Value* | -3.6353 |
|                    |           | 5%  | Critical Value  | -2.9499 |
|                    |           | 10% | Critical Value  | -2.6133 |

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GDPAG/GDP)

Method: Least Squares

Date: 11/22/07 Time: 10:00

Sample(adjusted): 1996:3 2004:4

Included observations: 34 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| GDPAG/GDP(-1)      | -1.313217   | 0.317736              | -4.133047   | 0.0003 |
| D(GDPAG/GDP(-1))   | -0.044385   | 0.193386              | -0.229515   | 0.8200 |
| C                  | 0.300903    | 0.072604              | 4.144420    | 0.0002 |
| R-squared          | 0.686851    | Mean dependent var    | 0.000618    |        |
| Adjusted R-squared | 0.666648    | S.D. dependent var    | 0.071002    |        |
| S.E. of regression | 0.040994    | Akaike info criterion | -3.466691   |        |
| Sum squared resid  | 0.052095    | Schwarz criterion     | -3.332012   |        |
| Log likelihood     | 61.93374    | F-statistic           | 33.99724    |        |
| Durbin-Watson stat | 1.924345    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

|                    |           |     |                 |         |
|--------------------|-----------|-----|-----------------|---------|
| ADF Test Statistic | -5.758198 | 1%  | Critical Value* | -3.6422 |
|                    |           | 5%  | Critical Value  | -2.9527 |
|                    |           | 10% | Critical Value  | -2.6148 |

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GDPAG/GDP,2)

Method: Least Squares

Date: 11/22/07 Time: 10:01

Sample(adjusted): 1996:4 2004:4

Included observations: 33 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| D(GDPAG/GDP(-1))   | -1.945436   | 0.337855              | -5.758198   | 0.0000 |
| D(GDPAG/GDP(-1),2) | 0.129003    | 0.182913              | 0.705272    | 0.4861 |
| C                  | 0.002794    | 0.008977              | 0.311229    | 0.7578 |
| R-squared          | 0.859518    | Mean dependent var    | -0.001636   |        |
| Adjusted R-squared | 0.850153    | S.D. dependent var    | 0.132933    |        |
| S.E. of regression | 0.051458    | Akaike info criterion | -3.009582   |        |
| Sum squared resid  | 0.079439    | Schwarz criterion     | -2.873536   |        |
| Log likelihood     | 52.65811    | F-statistic           | 91.77552    |        |
| Durbin-Watson stat | 2.178968    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

|                    |           |     |                 |         |
|--------------------|-----------|-----|-----------------|---------|
| ADF Test Statistic | -4.133047 | 1%  | Critical Value* | -3.6353 |
|                    |           | 5%  | Critical Value  | -2.9499 |
|                    |           | 10% | Critical Value  | -2.6133 |

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GDPNA/GDP)

Method: Least Squares

Date: 11/22/07 Time: 10:07

Sample(adjusted): 1996:3 2004:4

Included observations: 34 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| GDPNA/GDP(-1)      | -1.313217   | 0.317736              | -4.133047   | 0.0003 |
| D(GDPNA/GDP(-1))   | -0.044385   | 0.193386              | -0.229515   | 0.8200 |
| C                  | 1.012314    | 0.245574              | 4.122241    | 0.0003 |
| R-squared          | 0.686851    | Mean dependent var    | -0.000618   |        |
| Adjusted R-squared | 0.666648    | S.D. dependent var    | 0.071002    |        |
| S.E. of regression | 0.040994    | Akaike info criterion | -3.466691   |        |
| Sum squared resid  | 0.052095    | Schwarz criterion     | -3.332012   |        |
| Log likelihood     | 61.93374    | F-statistic           | 33.99724    |        |
| Durbin-Watson stat | 1.924345    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

|                    |           |     |                 |         |
|--------------------|-----------|-----|-----------------|---------|
| ADF Test Statistic | -5.758198 | 1%  | Critical Value* | -3.6422 |
|                    |           | 5%  | Critical Value  | -2.9527 |
|                    |           | 10% | Critical Value  | -2.6148 |

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GDPNA/GDP,2)

Method: Least Squares

Date: 11/22/07 Time: 10:08

Sample(adjusted): 1996:4 2004:4

Included observations: 33 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| D(GDPNA/GDP(-1))   | -1.945436   | 0.337855              | -5.758198   | 0.0000 |
| D(GDPNA/GDP(-1),2) | 0.129003    | 0.182913              | 0.705272    | 0.4861 |
| C                  | -0.002794   | 0.008977              | -0.311229   | 0.7578 |
| R-squared          | 0.859518    | Mean dependent var    | 0.001636    |        |
| Adjusted R-squared | 0.850153    | S.D. dependent var    | 0.132933    |        |
| S.E. of regression | 0.051458    | Akaike info criterion | -3.009582   |        |
| Sum squared resid  | 0.079439    | Schwarz criterion     | -2.873536   |        |
| Log likelihood     | 52.65811    | F-statistic           | 91.77552    |        |
| Durbin-Watson stat | 2.178968    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

|                    |           |     |                 |         |
|--------------------|-----------|-----|-----------------|---------|
| ADF Test Statistic | -1.319814 | 1%  | Critical Value* | -3.6353 |
|                    |           | 5%  | Critical Value  | -2.9499 |
|                    |           | 10% | Critical Value  | -2.6133 |

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TD)

Method: Least Squares

Date: 11/22/07 Time: 10:11

Sample(adjusted): 1996:3 2004:4

Included observations: 34 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| TD(-1)             | -0.173953   | 0.131801              | -1.319814   | 0.1966 |
| D(TD(-1))          | -0.202722   | 0.182112              | -1.113175   | 0.2742 |
| C                  | 0.104789    | 0.078109              | 1.341582    | 0.1895 |
| R-squared          | 0.138351    | Mean dependent var    | 0.001618    |        |
| Adjusted R-squared | 0.082761    | S.D. dependent var    | 0.040062    |        |
| S.E. of regression | 0.038368    | Akaike info criterion | -3.599063   |        |
| Sum squared resid  | 0.045636    | Schwarz criterion     | -3.464384   |        |
| Log likelihood     | 64.18407    | F-statistic           | 2.488767    |        |
| Durbin-Watson stat | 2.139721    | Prob(F-statistic)     | 0.099453    |        |

|                    |           |     |                 |         |
|--------------------|-----------|-----|-----------------|---------|
| ADF Test Statistic | -6.870556 | 1%  | Critical Value* | -3.6422 |
|                    |           | 5%  | Critical Value  | -2.9527 |
|                    |           | 10% | Critical Value  | -2.6148 |

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TD,2)

Method: Least Squares

Date: 11/22/07 Time: 10:12

Sample(adjusted): 1996:4 2004:4

Included observations: 33 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| D(TD(-1))          | -1.839110   | 0.267680              | -6.870556   | 0.0000 |
| D(TD(-1),2)        | 0.412908    | 0.165917              | 2.488633    | 0.0186 |
| C                  | 0.003347    | 0.006359              | 0.526332    | 0.6025 |
| R-squared          | 0.710976    | Mean dependent var    | 0.000121    |        |
| Adjusted R-squared | 0.691708    | S.D. dependent var    | 0.065616    |        |
| S.E. of regression | 0.036433    | Akaike info criterion | -3.700203   |        |
| Sum squared resid  | 0.039820    | Schwarz criterion     | -3.564156   |        |
| Log likelihood     | 64.05334    | F-statistic           | 36.89883    |        |
| Durbin-Watson stat | 1.977247    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

|                    |           |     |                 |         |
|--------------------|-----------|-----|-----------------|---------|
| ADF Test Statistic | -0.852357 | 1%  | Critical Value* | -3.6353 |
|                    |           | 5%  | Critical Value  | -2.9499 |
|                    |           | 10% | Critical Value  | -2.6133 |

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TD/DD)

Method: Least Squares

Date: 11/22/07 Time: 10:13

Sample(adjusted): 1996:3 2004:4

Included observations: 34 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.     |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| TD/DD(-1)          | -0.092069   | 0.108017              | -0.852357   | 0.4006    |
| D(TD/DD(-1))       | -0.221019   | 0.182717              | -1.209626   | 0.2356    |
| C                  | 0.153220    | 0.164322              | 0.932437    | 0.3583    |
| R-squared          | 0.098200    | Mean dependent var    |             | 0.013048  |
| Adjusted R-squared | 0.040019    | S.D. dependent var    |             | 0.210238  |
| S.E. of regression | 0.205988    | Akaike info criterion |             | -0.237900 |
| Sum squared resid  | 1.315364    | Schwarz criterion     |             | -0.103221 |
| Log likelihood     | 7.044294    | F-statistic           |             | 1.687845  |
| Durbin-Watson stat | 2.100093    | Prob(F-statistic)     |             | 0.201469  |

|                    |           |     |                 |         |
|--------------------|-----------|-----|-----------------|---------|
| ADF Test Statistic | -5.797645 | 1%  | Critical Value* | -3.6422 |
|                    |           | 5%  | Critical Value  | -2.9527 |
|                    |           | 10% | Critical Value  | -2.6148 |

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TD/DD,2)

Method: Least Squares

Date: 11/22/07 Time: 10:14

Sample(adjusted): 1996:4 2004:4

Included observations: 33 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.     |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| D(TD/DD(-1))       | -1.626571   | 0.280557              | -5.797645   | 0.0000    |
| D(TD/DD(-1),2)     | 0.269446    | 0.175280              | 1.537227    | 0.1347    |
| C                  | 0.023855    | 0.035618              | 0.669747    | 0.5081    |
| R-squared          | 0.667461    | Mean dependent var    |             | 0.000589  |
| Adjusted R-squared | 0.645292    | S.D. dependent var    |             | 0.341464  |
| S.E. of regression | 0.203367    | Akaike info criterion |             | -0.261103 |
| Sum squared resid  | 1.240742    | Schwarz criterion     |             | -0.125057 |
| Log likelihood     | 7.308194    | F-statistic           |             | 30.10754  |
| Durbin-Watson stat | 1.954623    | Prob(F-statistic)     |             | 0.000000  |

|                    |           |     |                 |         |
|--------------------|-----------|-----|-----------------|---------|
| ADF Test Statistic | -3.597625 | 1%  | Critical Value* | -3.6353 |
|                    |           | 5%  | Critical Value  | -2.9499 |
|                    |           | 10% | Critical Value  | -2.6133 |

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LR)

Method: Least Squares

Date: 11/22/07 Time: 10:18

Sample(adjusted): 1996:3 2004:4

Included observations: 34 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| LR(-1)             | -0.162191   | 0.045083              | -3.597625   | 0.0011 |
| D(LR(-1))          | -0.130104   | 0.154949              | -0.839653   | 0.4075 |
| C                  | 0.015787    | 0.005504              | 2.868160    | 0.0074 |
| R-squared          | 0.294802    | Mean dependent var    | -0.003162   |        |
| Adjusted R-squared | 0.249305    | S.D. dependent var    | 0.009797    |        |
| S.E. of regression | 0.008488    | Akaike info criterion | -6.616140   |        |
| Sum squared resid  | 0.002234    | Schwarz criterion     | -6.481461   |        |
| Log likelihood     | 115.4744    | F-statistic           | 6.479647    |        |
| Durbin-Watson stat | 1.984306    | Prob(F-statistic)     | 0.004455    |        |

|                    |           |     |                 |         |
|--------------------|-----------|-----|-----------------|---------|
| ADF Test Statistic | -4.545284 | 1%  | Critical Value* | -3.6576 |
|                    |           | 5%  | Critical Value  | -2.9591 |
|                    |           | 10% | Critical Value  | -2.6181 |

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LR,2)

Method: Least Squares

Date: 11/22/07 Time: 10:24

Sample(adjusted): 1997:2 2004:4

Included observations: 31 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| D(LR(-1))          | -1.061160   | 0.233464              | -4.545284   | 0.0001 |
| D(LR(-1),2)        | -0.032840   | 0.208053              | -0.157843   | 0.8758 |
| D(LR(-2),2)        | 0.313052    | 0.191600              | 1.633879    | 0.1143 |
| D(LR(-3),2)        | 0.222647    | 0.138126              | 1.611914    | 0.1191 |
| C                  | -0.001821   | 0.001494              | -1.218719   | 0.2339 |
| R-squared          | 0.757374    | Mean dependent var    | 0.001390    |        |
| Adjusted R-squared | 0.720047    | S.D. dependent var    | 0.013292    |        |
| S.E. of regression | 0.007033    | Akaike info criterion | -6.929702   |        |
| Sum squared resid  | 0.001286    | Schwarz criterion     | -6.698413   |        |
| Log likelihood     | 112.4104    | F-statistic           | 20.29021    |        |
| Durbin-Watson stat | 1.919358    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

|                    |           |     |                 |         |
|--------------------|-----------|-----|-----------------|---------|
| ADF Test Statistic | -2.049136 | 1%  | Critical Value* | -3.6353 |
|                    |           | 5%  | Critical Value  | -2.9499 |
|                    |           | 10% | Critical Value  | -2.6133 |

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(ER)

Method: Least Squares

Date: 11/22/07 Time: 10:27

Sample(adjusted): 1996:3 2004:4

Included observations: 34 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| ER(-1)             | -0.178483   | 0.087102              | -2.049136   | 0.0490 |
| D(ER(-1))          | 0.185022    | 0.170922              | 1.082495    | 0.2874 |
| C                  | 0.011329    | 0.008851              | 1.279942    | 0.2101 |
| R-squared          | 0.130904    | Mean dependent var    | -0.005088   |        |
| Adjusted R-squared | 0.074833    | S.D. dependent var    | 0.025685    |        |
| S.E. of regression | 0.024705    | Akaike info criterion | -4.479503   |        |
| Sum squared resid  | 0.018921    | Schwarz criterion     | -4.344824   |        |
| Log likelihood     | 79.15155    | F-statistic           | 2.334623    |        |
| Durbin-Watson stat | 1.934981    | Prob(F-statistic)     | 0.113645    |        |

|                    |           |     |                 |         |
|--------------------|-----------|-----|-----------------|---------|
| ADF Test Statistic | -4.746136 | 1%  | Critical Value* | -3.6422 |
|                    |           | 5%  | Critical Value  | -2.9527 |
|                    |           | 10% | Critical Value  | -2.6148 |

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(ER,2)

Method: Least Squares

Date: 11/22/07 Time: 10:28

Sample(adjusted): 1996:4 2004:4

Included observations: 33 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| D(ER(-1))          | -1.119784   | 0.235936              | -4.746136   | 0.0000 |
| D(ER(-1),2)        | 0.265894    | 0.179333              | 1.482688    | 0.1486 |
| C                  | -0.005339   | 0.004632              | -1.152624   | 0.2582 |
| R-squared          | 0.480842    | Mean dependent var    | 0.000212    |        |
| Adjusted R-squared | 0.446231    | S.D. dependent var    | 0.034691    |        |
| S.E. of regression | 0.025816    | Akaike info criterion | -4.389157   |        |
| Sum squared resid  | 0.019994    | Schwarz criterion     | -4.253111   |        |
| Log likelihood     | 75.42109    | F-statistic           | 13.89293    |        |
| Durbin-Watson stat | 2.002556    | Prob(F-statistic)     | 0.000054    |        |

|                    |           |     |                 |         |
|--------------------|-----------|-----|-----------------|---------|
| ADF Test Statistic | -0.892820 | 1%  | Critical Value* | -3.6353 |
|                    |           | 5%  | Critical Value  | -2.9499 |
|                    |           | 10% | Critical Value  | -2.6133 |

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(BR)

Method: Least Squares

Date: 11/22/07 Time: 10:29

Sample(adjusted): 1996:3 2004:4

Included observations: 34 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| BR(-1)             | -0.035740   | 0.040031              | -0.892820   | 0.3788 |
| D(BR(-1))          | 0.242670    | 0.178248              | 1.361420    | 0.1832 |
| C                  | 0.672189    | 0.522472              | 1.286555    | 0.2078 |
| R-squared          | 0.074826    | Mean dependent var    | 0.312941    |        |
| Adjusted R-squared | 0.015138    | S.D. dependent var    | 1.332462    |        |
| S.E. of regression | 1.322338    | Akaike info criterion | 3.480777    |        |
| Sum squared resid  | 54.20592    | Schwarz criterion     | 3.615456    |        |
| Log likelihood     | -56.17321   | F-statistic           | 1.253612    |        |
| Durbin-Watson stat | 1.965278    | Prob(F-statistic)     | 0.299544    |        |

|                    |           |     |                 |         |
|--------------------|-----------|-----|-----------------|---------|
| ADF Test Statistic | -3.048970 | 1%  | Critical Value* | -3.6422 |
|                    |           | 5%  | Critical Value  | -2.9527 |
|                    |           | 10% | Critical Value  | -2.6148 |

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(BR,2)

Method: Least Squares

Date: 11/22/07 Time: 10:34

Sample(adjusted): 1996:4 2004:4

Included observations: 33 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| D(BR(-1))          | -0.700858   | 0.229867              | -3.048970   | 0.0048 |
| D(BR(-1),2)        | -0.092177   | 0.192227              | -0.479521   | 0.6350 |
| C                  | 0.240172    | 0.244300              | 0.983102    | 0.3334 |
| R-squared          | 0.374401    | Mean dependent var    | 0.062061    |        |
| Adjusted R-squared | 0.332694    | S.D. dependent var    | 1.659507    |        |
| S.E. of regression | 1.355631    | Akaike info criterion | 3.532919    |        |
| Sum squared resid  | 55.13206    | Schwarz criterion     | 3.668965    |        |
| Log likelihood     | -55.29316   | F-statistic           | 8.977007    |        |
| Durbin-Watson stat | 1.944748    | Prob(F-statistic)     | 0.000880    |        |

|                    |           |     |                 |         |
|--------------------|-----------|-----|-----------------|---------|
| ADF Test Statistic | -2.379063 | 1%  | Critical Value* | -4.2505 |
|                    |           | 5%  | Critical Value  | -3.5468 |
|                    |           | 10% | Critical Value  | -3.2056 |

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RR)

Method: Least Squares

Date: 11/22/07 Time: 10:37

Sample(adjusted): 1996:3 2004:4

Included observations: 34 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| RR(-1)             | -0.273408   | 0.114923              | -2.379063   | 0.0239 |
| D(RR(-1))          | 0.066658    | 0.174315              | 0.382402    | 0.7049 |
| C                  | 3.074154    | 1.881565              | 1.633828    | 0.1127 |
| @TREND(1996:1)     | -0.063132   | 0.051078              | -1.235996   | 0.2261 |
| R-squared          | 0.214597    | Mean dependent var    | -0.408824   |        |
| Adjusted R-squared | 0.136057    | S.D. dependent var    | 1.560569    |        |
| S.E. of regression | 1.450526    | Akaike info criterion | 3.691860    |        |
| Sum squared resid  | 63.12075    | Schwarz criterion     | 3.871432    |        |
| Log likelihood     | -58.76162   | F-statistic           | 2.732319    |        |
| Durbin-Watson stat | 2.080302    | Prob(F-statistic)     | 0.061173    |        |

|                    |           |     |                 |         |
|--------------------|-----------|-----|-----------------|---------|
| ADF Test Statistic | -4.381474 | 1%  | Critical Value* | -4.2605 |
|                    |           | 5%  | Critical Value  | -3.5514 |
|                    |           | 10% | Critical Value  | -3.2081 |

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RR,2)

Method: Least Squares

Date: 11/22/07 Time: 10:37

Sample(adjusted): 1996:4 2004:4

Included observations: 33 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| D(RR(-1))          | -1.165900   | 0.266098              | -4.381474   | 0.0001 |
| D(RR(-1),2)        | 0.084450    | 0.182043              | 0.463900    | 0.6462 |
| C                  | -1.473686   | 0.688633              | -2.140017   | 0.0409 |
| @TREND(1996:1)     | 0.051716    | 0.030770              | 1.680725    | 0.1036 |
| R-squared          | 0.545699    | Mean dependent var    | 0.000000    |        |
| Adjusted R-squared | 0.498703    | S.D. dependent var    | 2.241791    |        |
| S.E. of regression | 1.587241    | Akaike info criterion | 3.875084    |        |
| Sum squared resid  | 73.06064    | Schwarz criterion     | 4.056478    |        |
| Log likelihood     | -59.93888   | F-statistic           | 11.61146    |        |
| Durbin-Watson stat | 2.048318    | Prob(F-statistic)     | 0.000036    |        |

|                    |           |     |                 |         |
|--------------------|-----------|-----|-----------------|---------|
| ADF Test Statistic | -1.143821 | 1%  | Critical Value* | -3.6353 |
|                    |           | 5%  | Critical Value  | -2.9499 |
|                    |           | 10% | Critical Value  | -2.6133 |

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LATL)

Method: Least Squares

Date: 11/22/07 Time: 10:38

Sample(adjusted): 1996:3 2004:4

Included observations: 34 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| LATL(-1)           | -0.075906   | 0.066362              | -1.143821   | 0.2615 |
| D(LATL(-1))        | -0.141778   | 0.177237              | -0.799931   | 0.4298 |
| C                  | 0.065044    | 0.043780              | 1.485704    | 0.1475 |
| R-squared          | 0.070422    | Mean dependent var    | 0.014265    |        |
| Adjusted R-squared | 0.010449    | S.D. dependent var    | 0.071171    |        |
| S.E. of regression | 0.070798    | Akaike info criterion | -2.373861   |        |
| Sum squared resid  | 0.155385    | Schwarz criterion     | -2.239182   |        |
| Log likelihood     | 43.35564    | F-statistic           | 1.174228    |        |
| Durbin-Watson stat | 1.970289    | Prob(F-statistic)     | 0.322428    |        |

|                    |           |     |                 |         |
|--------------------|-----------|-----|-----------------|---------|
| ADF Test Statistic | -3.883735 | 1%  | Critical Value* | -3.6422 |
|                    |           | 5%  | Critical Value  | -2.9527 |
|                    |           | 10% | Critical Value  | -2.6148 |

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LATL,2)

Method: Least Squares

Date: 11/22/07 Time: 10:39

Sample(adjusted): 1996:4 2004:4

Included observations: 33 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| D(LATL(-1))        | -1.088995   | 0.280399              | -3.883735   | 0.0005 |
| D(LATL(-1),2)      | -0.076231   | 0.183623              | -0.415150   | 0.6810 |
| C                  | 0.015907    | 0.013444              | 1.183215    | 0.2460 |
| R-squared          | 0.587835    | Mean dependent var    | -0.001303   |        |
| Adjusted R-squared | 0.560358    | S.D. dependent var    | 0.110477    |        |
| S.E. of regression | 0.073253    | Akaike info criterion | -2.303300   |        |
| Sum squared resid  | 0.160978    | Schwarz criterion     | -2.167254   |        |
| Log likelihood     | 41.00446    | F-statistic           | 21.39322    |        |
| Durbin-Watson stat | 1.968881    | Prob(F-statistic)     | 0.000002    |        |

|                    |           |     |                 |         |
|--------------------|-----------|-----|-----------------|---------|
| ADF Test Statistic | -1.477786 | 1%  | Critical Value* | -3.6353 |
|                    |           | 5%  | Critical Value  | -2.9499 |
|                    |           | 10% | Critical Value  | -2.6133 |

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DIR)

Method: Least Squares

Date: 11/23/07 Time: 22:49

Sample(adjusted): 1996:3 2004:4

Included observations: 34 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| DIR(-1)            | -0.119905   | 0.081138              | -1.477786   | 0.1496 |
| D(DIR(-1))         | -0.066243   | 0.175718              | -0.376985   | 0.7088 |
| C                  | 0.097050    | 0.065049              | 1.491947    | 0.1458 |
| R-squared          | 0.078458    | Mean dependent var    | 0.022059    |        |
| Adjusted R-squared | 0.019003    | S.D. dependent var    | 0.250814    |        |
| S.E. of regression | 0.248420    | Akaike info criterion | 0.136702    |        |
| Sum squared resid  | 1.913081    | Schwarz criterion     | 0.271381    |        |
| Log likelihood     | 0.676063    | F-statistic           | 1.319631    |        |
| Durbin-Watson stat | 2.003373    | Prob(F-statistic)     | 0.281829    |        |

|                    |           |     |                 |         |
|--------------------|-----------|-----|-----------------|---------|
| ADF Test Statistic | -4.230400 | 1%  | Critical Value* | -3.6422 |
|                    |           | 5%  | Critical Value  | -2.9527 |
|                    |           | 10% | Critical Value  | -2.6148 |

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DIR,2)

Method: Least Squares

Date: 11/23/07 Time: 22:46

Sample(adjusted): 1996:4 2004:4

Included observations: 33 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| D(DIR(-1))         | -1.153589   | 0.272690              | -4.230400   | 0.0002 |
| D(DIR(-1),2)       | 0.033105    | 0.182474              | 0.181423    | 0.8573 |
| C                  | 0.026218    | 0.045870              | 0.571571    | 0.5719 |
| R-squared          | 0.558795    | Mean dependent var    | 0.000000    |        |
| Adjusted R-squared | 0.529382    | S.D. dependent var    | 0.380583    |        |
| S.E. of regression | 0.261086    | Akaike info criterion | 0.238577    |        |
| Sum squared resid  | 2.044983    | Schwarz criterion     | 0.374623    |        |
| Log likelihood     | -0.936522   | F-statistic           | 18.99784    |        |
| Durbin-Watson stat | 2.009707    | Prob(F-statistic)     | 0.000005    |        |

|  |           |        |
|--|-----------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | 7.192745  | 1.0000 |
| Test critical values:                  |           |        |
| 1% level                               | -3.581152 |        |
| 5% level                               | -2.926622 |        |
| 10% level                              | -2.601424 |        |

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GE)

Method: Least Squares

Date: 11/28/07 Time: 21:31

Sample (adjusted): 1995Q3 2006Q4

Included observations: 46 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| GE(-1)             | 0.244489    | 0.033991              | 7.192745    | 0.0000 |
| D(GE(-1))          | -0.882124   | 0.283792              | -3.108343   | 0.0033 |
| C                  | -4779.409   | 1035.892              | -4.613811   | 0.0000 |
| R-squared          | 0.617292    | Mean dependent var    | 2729.398    |        |
| Adjusted R-squared | 0.599491    | S.D. dependent var    | 5327.443    |        |
| S.E. of regression | 3371.512    | Akaike info criterion | 19.14710    |        |
| Sum squared resid  | 4.89E+08    | Schwarz criterion     | 19.26636    |        |
| Log likelihood     | -437.3834   | F-statistic           | 34.67857    |        |
| Durbin-Watson stat | 1.614532    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

Null Hypothesis: DENTAGE has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=3)

|  | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | 10.82491    | 1.0000 |
| Test critical values:                  |             |        |
| 1% level                               | -4.186481   |        |
| 5% level                               | -3.518090   |        |
| 10% level                              | -3.189732   |        |

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DENTAGE)

Method: Least Squares

Date: 11/28/07 Time: 21:39

Sample (adjusted): 1996Q2 2006Q4

Included observations: 43 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| DENTAGE(-1)        | 1.815059    | 0.167674              | 10.82491    | 0.0000 |
| D(DENTAGE(-1))     | -1.984408   | 0.121602              | -16.31882   | 0.0000 |
| D(DENTAGE(-2))     | -1.901942   | 0.186021              | -10.22434   | 0.0000 |
| D(DENTAGE(-3))     | -3.608940   | 0.201201              | -17.93700   | 0.0000 |
| C                  | -225.4312   | 519.3777              | -0.434041   | 0.6668 |
| @TREND(1995Q1)     | -59.88258   | 25.92988              | -2.309404   | 0.0266 |
| R-squared          | 0.942849    | Mean dependent var    | 752.2587    |        |
| Adjusted R-squared | 0.935126    | S.D. dependent var    | 5119.981    |        |
| S.E. of regression | 1304.082    | Akaike info criterion | 17.31317    |        |
| Sum squared resid  | 62923350    | Schwarz criterion     | 17.55892    |        |
| Log likelihood     | -366.2333   | F-statistic           | 122.0809    |        |
| Durbin-Watson stat | 1.877173    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

|                    |          |     |                 |         |
|--------------------|----------|-----|-----------------|---------|
| ADF Test Statistic | 3.809474 | 1%  | Critical Value* | -3.5778 |
|                    |          | 5%  | Critical Value  | -2.9256 |
|                    |          | 10% | Critical Value  | -2.6005 |

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(M1)

Method: Least Squares

Date: 11/23/07 Time: 21:18

Sample(adjusted): 1995:3 2006:4

Included observations: 46 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| M1(-1)             | 0.066136    | 0.017361              | 3.809474    | 0.0004 |
| D(M1(-1))          | -0.295409   | 0.154361              | -1.913759   | 0.0623 |
| C                  | 499.5466    | 1883.785              | 0.265182    | 0.7921 |
| R-squared          | 0.252335    | Mean dependent var    | 5731.553    |        |
| Adjusted R-squared | 0.217560    | S.D. dependent var    | 8179.191    |        |
| S.E. of regression | 7234.958    | Akaike info criterion | 20.67423    |        |
| Sum squared resid  | 2.25E+09    | Schwarz criterion     | 20.79349    |        |
| Log likelihood     | -472.5073   | F-statistic           | 7.256180    |        |
| Durbin-Watson stat | 2.172867    | Prob(F-statistic)     | 0.001926    |        |

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(M1,2)

Method: Least Squares

Date: 11/23/07 Time: 21:20

Sample(adjusted): 1995:4 2006:4

Included observations: 45 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| D(M1(-1))          | -0.986481   | 0.230274              | -4.283943   | 0.0001 |
| D(M1(-1),2)        | -0.024416   | 0.160634              | -0.151999   | 0.8799 |
| C                  | 5779.101    | 1749.599              | 3.303100    | 0.0020 |
| R-squared          | 0.498475    | Mean dependent var    | 351.0016    |        |
| Adjusted R-squared | 0.474592    | S.D. dependent var    | 11625.62    |        |
| S.E. of regression | 8426.828    | Akaike info criterion | 20.98057    |        |
| Sum squared resid  | 2.98E+09    | Schwarz criterion     | 21.10101    |        |
| Log likelihood     | -469.0628   | F-statistic           | 20.87226    |        |
| Durbin-Watson stat | 1.970975    | Prob(F-statistic)     | 0.000001    |        |

|                    |          |     |                 |         |
|--------------------|----------|-----|-----------------|---------|
| ADF Test Statistic | 4.946573 | 1%  | Critical Value* | -3.5778 |
|                    |          | 5%  | Critical Value  | -2.9256 |
|                    |          | 10% | Critical Value  | -2.6005 |

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(M2)

Method: Least Squares

Date: 11/23/07 Time: 22:01

Sample(adjusted): 1995:3 2006:4

Included observations: 46 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| M2(-1)             | 0.060062    | 0.012142              | 4.946573    | 0.0000 |
| D(M2(-1))          | 0.076471    | 0.162569              | 0.470389    | 0.6405 |
| C                  | 265.3183    | 2256.037              | 0.117604    | 0.9069 |
| R-squared          | 0.709708    | Mean dependent var    | 18341.73    |        |
| Adjusted R-squared | 0.696206    | S.D. dependent var    | 17202.37    |        |
| S.E. of regression | 9481.524    | Akaike info criterion | 21.21507    |        |
| Sum squared resid  | 3.87E+09    | Schwarz criterion     | 21.33433    |        |
| Log likelihood     | -484.9466   | F-statistic           | 52.56327    |        |
| Durbin-Watson stat | 1.964084    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

|                    |           |     |                 |         |
|--------------------|-----------|-----|-----------------|---------|
| ADF Test Statistic | -5.270747 | 1%  | Critical Value* | -3.6422 |
|                    |           | 5%  | Critical Value  | -2.9527 |
|                    |           | 10% | Critical Value  | -2.6148 |

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DMB,2)

Method: Least Squares

Date: 11/23/07 Time: 21:59

Sample(adjusted): 1996:4 2004:4

Included observations: 33 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| D(DMB(-1))         | -1.369534   | 0.259837              | -5.270747   | 0.0000 |
| D(DMB(-1),2)       | 0.344306    | 0.193646              | 1.778019    | 0.0855 |
| C                  | 3.854014    | 1.113959              | 3.459744    | 0.0016 |
| R-squared          | 0.536896    | Mean dependent var    | 0.393424    |        |
| Adjusted R-squared | 0.506023    | S.D. dependent var    | 7.276339    |        |
| S.E. of regression | 5.114066    | Akaike info criterion | 6.188375    |        |
| Sum squared resid  | 784.6102    | Schwarz criterion     | 6.324421    |        |
| Log likelihood     | -99.10818   | F-statistic           | 17.39017    |        |
| Durbin-Watson stat | 1.997137    | Prob(F-statistic)     | 0.000010    |        |

## Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DGDP)

Method: Least Squares

Date: 11/27/07 Time: 02:00

Sample (adjusted): 1995Q2 2006Q4

Included observations: 47 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| DGDP(-1)           | -1.142371   | 0.145739              | -7.838450   | 0.0000 |
| C                  | 123.3626    | 16.72552              | 7.375713    | 0.0000 |
| @TREND(1995Q1)     | 2.726689    | 0.380039              | 7.174752    | 0.0000 |
| R-squared          | 0.584849    | Mean dependent var    | 2.063404    |        |
| Adjusted R-squared | 0.565978    | S.D. dependent var    | 26.57145    |        |
| S.E. of regression | 17.50536    | Akaike info criterion | 8.624592    |        |
| Sum squared resid  | 13483.25    | Schwarz criterion     | 8.742687    |        |
| Log likelihood     | -199.6779   | F-statistic           | 30.99275    |        |
| Durbin-Watson stat | 2.029273    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

## Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DGDP,2)

Method: Least Squares

Date: 11/27/07 Time: 02:07

Sample (adjusted): 1995Q4 2006Q4

Included observations: 45 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| D(DGDP(-1))        | -2.224218   | 0.243549              | -9.132543   | 0.0000 |
| D(DGDP(-1),2)      | 0.411328    | 0.137163              | 2.998817    | 0.0045 |
| C                  | 5.635364    | 3.071956              | 1.834455    | 0.0737 |
| R-squared          | 0.827415    | Mean dependent var    | 0.336667    |        |
| Adjusted R-squared | 0.819197    | S.D. dependent var    | 47.76966    |        |
| S.E. of regression | 20.31213    | Akaike info criterion | 8.924654    |        |
| Sum squared resid  | 17328.47    | Schwarz criterion     | 9.045098    |        |
| Log likelihood     | -197.8047   | F-statistic           | 100.6791    |        |
| Durbin-Watson stat | 2.288699    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

## Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(P)

Method: Least Squares

Date: 11/29/07 Time: 02:08

Sample (adjusted): 1995Q2 2006Q4

Included observations: 47 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| P(-1)              | 0.011648    | 0.002144              | 5.433090    | 0.0000 |
| R-squared          | 0.037223    | Mean dependent var    | 1.517473    |        |
| Adjusted R-squared | 0.037223    | S.D. dependent var    | 2.013046    |        |
| S.E. of regression | 1.975225    | Akaike info criterion | 4.220289    |        |
| Sum squared resid  | 179.4697    | Schwarz criterion     | 4.259654    |        |
| Log likelihood     | -98.17679   | Durbin-Watson stat    | 1.562802    |        |

Dependent Variable: D(LNP)

Method: Least Squares

Date: 11/29/07 Time: 02:12

Sample (adjusted): 1995Q2 2006Q4

Included observations: 47 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| LNP(-1)            | 0.002262    | 0.000449              | 5.039169    | 0.0000 |
| R-squared          | 0.002688    | Mean dependent var    | 0.011026    |        |
| Adjusted R-squared | 0.002688    | S.D. dependent var    | 0.015057    |        |
| S.E. of regression | 0.015037    | Akaike info criterion | -5.535546   |        |
| Sum squared resid  | 0.010401    | Schwarz criterion     | -5.496181   |        |
| Log likelihood     | 131.0853    | Durbin-Watson stat    | 1.611529    |        |

## Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNP,2)

Method: Least Squares

Date: 11/29/07 Time: 02:14

Sample (adjusted): 1995Q3 2006Q4

Included observations: 46 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| D(LNP(-1))         | -0.557097   | 0.128109              | -4.348620   | 0.0001 |
| R-squared          | 0.295484    | Mean dependent var    | -0.000458   |        |
| Adjusted R-squared | 0.295484    | S.D. dependent var    | 0.019271    |        |
| S.E. of regression | 0.016175    | Akaike info criterion | -5.389157   |        |
| Sum squared resid  | 0.011774    | Schwarz criterion     | -5.349404   |        |
| Log likelihood     | 124.9506    | Durbin-Watson stat    | 2.028417    |        |

## Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DGDP)

Method: Least Squares

Date: 11/29/07 Time: 02:17

Sample (adjusted): 1995Q3 2006Q4

Included observations: 46 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| DGDP(-1)           | 0.027026    | 0.006057              | 4.461622    | 0.0001 |
| D(DGDP(-1))        | -0.632124   | 0.118746              | -5.323308   | 0.0000 |
| R-squared          | 0.390704    | Mean dependent var    | 2.618998    |        |
| Adjusted R-squared | 0.376857    | S.D. dependent var    | 8.087951    |        |
| S.E. of regression | 6.384583    | Akaike info criterion | 6.588154    |        |
| Sum squared resid  | 1793.568    | Schwarz criterion     | 6.667660    |        |
| Log likelihood     | -149.5275   | Durbin-Watson stat    | 1.944581    |        |

## Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNDGDP)

Method: Least Squares

Date: 11/29/07 Time: 02:21

Sample (adjusted): 1995Q3 2006Q4

Included observations: 46 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| LNDGDP(-1)         | 0.005043    | 0.001210              | 4.168930    | 0.0001 |
| D(LNDGDP(-1))      | -0.627392   | 0.115145              | -5.448696   | 0.0000 |
| R-squared          | 0.401890    | Mean dependent var    | 0.015289    |        |
| Adjusted R-squared | 0.388297    | S.D. dependent var    | 0.050613    |        |
| S.E. of regression | 0.039585    | Akaike info criterion | -3.578238   |        |
| Sum squared resid  | 0.068946    | Schwarz criterion     | -3.498732   |        |
| Log likelihood     | 84.29947    | Durbin-Watson stat    | 1.894240    |        |

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNDGDP,2)

Method: Least Squares

Date: 11/29/07 Time: 02:22

Sample (adjusted): 1995Q3 2006Q4

Included observations: 46 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| D(LNDGDP(-1))      | -1.624554   | 0.115005              | -14.12592   | 0.0000 |
| C                  | 0.025539    | 0.006137              | 4.161614    | 0.0001 |
| R-squared          | 0.819333    | Mean dependent var    | -0.001123   |        |
| Adjusted R-squared | 0.815227    | S.D. dependent var    | 0.092135    |        |
| S.E. of regression | 0.039604    | Akaike info criterion | -3.577245   |        |
| Sum squared resid  | 0.069015    | Schwarz criterion     | -3.497739   |        |
| Log likelihood     | 84.276663   | F-statistic           | 199.5415    |        |
| Durbin-Watson stat | 1.888487    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

Null Hypothesis: D1 has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=1)

|  | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -9.061295   | 0.0000 |
| Test critical values:                  |             |        |
| 1% level                               | -3.481217   |        |
| 5% level                               | -2.883753   |        |
| 10% level                              | -2.578694   |        |

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(D1)

Method: Least Squares

Date: 11/30/07 Time: 22:53

Sample (adjusted): 1995M03 2005M12

Included observations: 130 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| D1(-1)             | -0.779980   | 0.086078              | -9.061295   | 0.0000 |
| C                  | 0.008772    | 0.001713              | 5.120363    | 0.0000 |
| R-squared          | 0.390787    | Mean dependent var    | 9.78E-05    |        |
| Adjusted R-squared | 0.386027    | S.D. dependent var    | 0.020673    |        |
| S.E. of regression | 0.016199    | Akaike info criterion | -5.392519   |        |
| Sum squared resid  | 0.033586    | Schwarz criterion     | -5.348404   |        |
| Log likelihood     | 352.5138    | F-statistic           | 82.10706    |        |
| Durbin-Watson stat | 2.009412    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

$$Ghi ch\u00f9: D1 = \frac{\Delta NFA}{DMB}$$

Null Hypothesis: D(D1) has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=1)

|  | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -12.71662   | 0.0000 |
| Test critical values:                  |             |        |
| 1% level                               | -3.482035   |        |
| 5% level                               | -2.884109   |        |
| 10% level                              | -2.578884   |        |

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(D1,2)

Method: Least Squares

Date: 11/30/07 Time: 22:56

Sample (adjusted): 1995M05 2005M12

Included observations: 128 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| D(D1(-1))          | -1.852058   | 0.145641              | -12.71662   | 0.0000 |
| D(D1(-1),2)        | 0.275942    | 0.084692              | 3.258182    | 0.0014 |
| C                  | 3.50E-06    | 0.001556              | 0.002249    | 0.9982 |
| R-squared          | 0.749255    | Mean dependent var    | 0.000180    |        |
| Adjusted R-squared | 0.745244    | S.D. dependent var    | 0.034867    |        |
| S.E. of regression | 0.017599    | Akaike info criterion | -5.218837   |        |
| Sum squared resid  | 0.038714    | Schwarz criterion     | -5.151992   |        |
| Log likelihood     | 337.0055    | F-statistic           | 186.7576    |        |
| Durbin-Watson stat | 2.189221    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

$$Ghi ch\u00u1: D(D1) = \frac{\Delta NFA}{DMB} - \frac{\Delta NFA}{DMB}(-1)$$

Null Hypothesis: D2 has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=1)

|  | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -16.95536   | 0.0000 |
| Test critical values:                  |             |        |
| 1% level                               | -3.481217   |        |
| 5% level                               | -2.883753   |        |
| 10% level                              | -2.578694   |        |

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(D2)

Method: Least Squares

Date: 11/30/07 Time: 22:58

Sample (adjusted): 1995M03 2005M12

Included observations: 130 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| D2(-1)             | -1.383946   | 0.081623              | -16.95536   | 0.0000 |
| C                  | 0.015174    | 0.012661              | 1.198434    | 0.2330 |
| R-squared          | 0.691926    | Mean dependent var    | 0.000555    |        |
| Adjusted R-squared | 0.689519    | S.D. dependent var    | 0.258479    |        |
| S.E. of regression | 0.144027    | Akaike info criterion | -1.022373   |        |
| Sum squared resid  | 2.655188    | Schwarz criterion     | -0.978257   |        |
| Log likelihood     | 68.45421    | F-statistic           | 287.4844    |        |
| Durbin-Watson stat | 2.099705    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

$$Ghi ch\u00f9: D2 = \frac{\Delta NDA}{DMB}$$

Null Hypothesis: D(D2) has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=1)

|  | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -16.62772   | 0.0000 |
| Test critical values:                  |             |        |
| 1% level                               | -3.482035   |        |
| 5% level                               | -2.884109   |        |
| 10% level                              | -2.578884   |        |

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(D2,2)

Method: Least Squares

Date: 02/14/08 Time: 22:59

Sample (adjusted): 1995M05 2005M12

Included observations: 128 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| D(D2(-1))          | -2.396979   | 0.144156              | -16.62772   | 0.0000 |
| D(D2(-1),2)        | 0.456072    | 0.079323              | 5.749541    | 0.0000 |
| C                  | -3.77E-05   | 0.015673              | -0.002407   | 0.9981 |
| R-squared          | 0.860591    | Mean dependent var    | 0.001853    |        |
| Adjusted R-squared | 0.858361    | S.D. dependent var    | 0.471158    |        |
| S.E. of regression | 0.177320    | Akaike info criterion | -0.598560   |        |
| Sum squared resid  | 3.930311    | Schwarz criterion     | -0.531715   |        |
| Log likelihood     | 41.30782    | F-statistic           | 385.8215    |        |
| Durbin-Watson stat | 2.299690    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

$$Ghi ch\u00u1: D(D2) = \frac{\Delta NDA}{DMB} - \frac{\Delta NDA}{DMB}(-1)$$

Null Hypothesis: D3 has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=1)

|  | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -13.64040   | 0.0000 |
| Test critical values:                  |             |        |
| 1% level                               | -3.481217   |        |
| 5% level                               | -2.883753   |        |
| 10% level                              | -2.578694   |        |

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(D3)

Method: Least Squares

Date: 11/30/07 Time: 23:01

Sample (adjusted): 1995M03 2005M12

Included observations: 130 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| D3(-1)             | -1.154739   | 0.084656              | -13.64040   | 0.0000 |
| C                  | 0.003604    | 0.001749              | 2.060555    | 0.0414 |
| R-squared          | 0.592435    | Mean dependent var    | -0.000400   |        |
| Adjusted R-squared | 0.589251    | S.D. dependent var    | 0.030678    |        |
| S.E. of regression | 0.019662    | Akaike info criterion | -5.005020   |        |
| Sum squared resid  | 0.049483    | Schwarz criterion     | -4.960904   |        |
| Log likelihood     | 327.3263    | F-statistic           | 186.0605    |        |
| Durbin-Watson stat | 2.028342    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

$$Ghi ch\u00u1: D3 = \frac{\Delta RR}{DMB}$$

Null Hypothesis: D(D3) has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=1)

|  | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -14.09772   | 0.0000 |
| Test critical values:                  |             |        |
| 1% level                               | -3.482035   |        |
| 5% level                               | -2.884109   |        |
| 10% level                              | -2.578884   |        |

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(D3,2)

Method: Least Squares

Date: 11/30/07 Time: 23:02

Sample (adjusted): 1995M05 2005M12

Included observations: 128 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| D(D3(-1))          | -2.104380   | 0.149271              | -14.09772   | 0.0000 |
| D(D3(-1),2)        | 0.322347    | 0.083437              | 3.863370    | 0.0002 |
| C                  | -0.000252   | 0.002082              | -0.121174   | 0.9037 |
| R-squared          | 0.817449    | Mean dependent var    | 2.74E-05    |        |
| Adjusted R-squared | 0.814528    | S.D. dependent var    | 0.054674    |        |
| S.E. of regression | 0.023546    | Akaike info criterion | -4.636544   |        |
| Sum squared resid  | 0.069303    | Schwarz criterion     | -4.569700   |        |
| Log likelihood     | 299.7388    | F-statistic           | 279.8702    |        |
| Durbin-Watson stat | 2.228705    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

$$Ghi ch\u00f9: D(D3) = \frac{\Delta RR}{DMB} - \frac{\Delta RR}{DMB}(-1)$$

Null Hypothesis: DQP has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=1)

|  | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -7.059484   | 0.0000 |
| Test critical values:                  |             |        |
| 1% level                               | -3.483751   |        |
| 5% level                               | -2.884856   |        |
| 10% level                              | -2.579282   |        |

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DQP)

Method: Least Squares

Date: 11/30/07 Time: 23:09

Sample (adjusted): 1995M06 2005M09

Included observations: 124 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| DQP(-1)            | -0.611634   | 0.086640              | -7.059484   | 0.0000 |
| D(DQP(-1))         | 0.253971    | 0.087819              | 2.891984    | 0.0045 |
| C                  | 0.003967    | 0.002434              | 1.629560    | 0.1058 |
| R-squared          | 0.293625    | Mean dependent var    | 0.000201    |        |
| Adjusted R-squared | 0.281950    | S.D. dependent var    | 0.031211    |        |
| S.E. of regression | 0.026447    | Akaike info criterion | -4.403416   |        |
| Sum squared resid  | 0.084636    | Schwarz criterion     | -4.335184   |        |
| Log likelihood     | 276.0118    | F-statistic           | 25.14858    |        |
| Durbin-Watson stat | 2.172706    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

Ghi chú:  $DQP = \Delta \ln Q_p$

Null Hypothesis: D(DQP) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=1)

|  | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -11.63619   | 0.0000 |
| Test critical values:                  |             |        |
| 1% level                               | -3.483751   |        |
| 5% level                               | -2.884856   |        |
| 10% level                              | -2.579282   |        |

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DQP,2)

Method: Least Squares

Date: 11/30/07 Time: 23:10

Sample (adjusted): 1995M06 2005M09

Included observations: 124 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| D(DQP(-1))         | -1.051858   | 0.090395              | -11.63619   | 0.0000 |
| C                  | 0.000201    | 0.002810              | 0.071376    | 0.9432 |
| R-squared          | 0.526031    | Mean dependent var    | 0.000204    |        |
| Adjusted R-squared | 0.522146    | S.D. dependent var    | 0.045274    |        |
| S.E. of regression | 0.031296    | Akaike info criterion | -4.074630   |        |
| Sum squared resid  | 0.119495    | Schwarz criterion     | -4.029141   |        |
| Log likelihood     | 254.6271    | F-statistic           | 135.4009    |        |
| Durbin-Watson stat | 1.969240    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

Ghi chú:  $D(DQP) = \Delta \ln Q_p - \Delta \ln Q_p(-1)$

Null Hypothesis: DP has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=1)

|  | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -9.117925   | 0.0000 |
| Test critical values:                  |             |        |
| 1% level                               | -3.481217   |        |
| 5% level                               | -2.883753   |        |
| 10% level                              | -2.578694   |        |

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DP)

Method: Least Squares

Date: 11/30/07 Time: 23:13

Sample (adjusted): 1995M03 2005M12

Included observations: 130 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| DP(-1)             | -0.721368   | 0.079115              | -9.117925   | 0.0000 |
| C                  | 0.002656    | 0.000733              | 3.625564    | 0.0004 |
| R-squared          | 0.393757    | Mean dependent var    | -0.000226   |        |
| Adjusted R-squared | 0.389021    | S.D. dependent var    | 0.009642    |        |
| S.E. of regression | 0.007537    | Akaike info criterion | -6.922759   |        |
| Sum squared resid  | 0.007271    | Schwarz criterion     | -6.878643   |        |
| Log likelihood     | 451.9794    | F-statistic           | 83.13656    |        |
| Durbin-Watson stat | 1.862472    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

*Ghi chú:* DP = ΔlnP

Null Hypothesis: D(DP) has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=1)

|  | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -13.00915   | 0.0000 |
| Test critical values:                  |             |        |
| 1% level                               | -3.482035   |        |
| 5% level                               | -2.884109   |        |
| 10% level                              | -2.578884   |        |

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DP,2)

Method: Least Squares

Date: 11/30/07 Time: 23:14

Sample (adjusted): 1995M05 2005M12

Included observations: 128 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| D(DP(-1))          | -1.714230   | 0.131771              | -13.00915   | 0.0000 |
| D(DP(-1),2)        | 0.308190    | 0.079665              | 3.868553    | 0.0002 |
| C                  | -2.72E-05   | 0.000737              | -0.036941   | 0.9706 |
| R-squared          | 0.691743    | Mean dependent var    | 3.11E-05    |        |
| Adjusted R-squared | 0.686811    | S.D. dependent var    | 0.014890    |        |
| S.E. of regression | 0.008333    | Akaike info criterion | -6.714010   |        |
| Sum squared resid  | 0.008680    | Schwarz criterion     | -6.647165   |        |
| Log likelihood     | 432.6966    | F-statistic           | 140.2527    |        |
| Durbin-Watson stat | 2.127470    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

*Ghi chú: D(DP) = ΔlnP - ΔlnP(-1)*

Null Hypothesis: DM has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=1)

|  | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -15.72114   | 0.0000 |
| Test critical values:                  |             |        |
| 1% level                               | -3.481623   |        |
| 5% level                               | -2.883930   |        |
| 10% level                              | -2.578788   |        |

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DM)

Method: Least Squares

Date: 11/30/07 Time: 23:17

Sample (adjusted): 1995M04 2005M12

Included observations: 129 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| DM(-1)             | -2.297599   | 0.146147              | -15.72114   | 0.0000 |
| D(DM(-1))          | 0.417455    | 0.081443              | 5.125726    | 0.0000 |
| C                  | -0.012169   | 0.023933              | -0.508466   | 0.6120 |
| R-squared          | 0.842705    | Mean dependent var    | -0.001780   |        |
| Adjusted R-squared | 0.840208    | S.D. dependent var    | 0.679650    |        |
| S.E. of regression | 0.271683    | Akaike info criterion | 0.254619    |        |
| Sum squared resid  | 9.300266    | Schwarz criterion     | 0.321127    |        |
| Log likelihood     | -13.42295   | F-statistic           | 337.5212    |        |
| Durbin-Watson stat | 2.245614    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

Ghi chú:  $DM = \Delta \ln m$

Null Hypothesis: D(DM) has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=1)

|  | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -19.63407   | 0.0000 |
| Test critical values:                  |             |        |
| 1% level                               | -3.482035   |        |
| 5% level                               | -2.884109   |        |
| 10% level                              | -2.578884   |        |

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DM,2)

Method: Least Squares

Date: 11/30/07 Time: 23:17

Sample (adjusted): 1995M05 2005M12

Included observations: 128 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| D(DM(-1))          | -2.715056   | 0.138283              | -19.63407   | 0.0000 |
| D(DM(-1),2)        | 0.566786    | 0.074353              | 7.622962    | 0.0000 |
| C                  | 0.001374    | 0.034279              | 0.040090    | 0.9681 |
| R-squared          | 0.907542    | Mean dependent var    | -0.008503   |        |
| Adjusted R-squared | 0.906063    | S.D. dependent var    | 1.265306    |        |
| S.E. of regression | 0.387806    | Akaike info criterion | 0.966533    |        |
| Sum squared resid  | 18.79915    | Schwarz criterion     | 1.033378    |        |
| Log likelihood     | -58.85813   | F-statistic           | 613.4844    |        |
| Durbin-Watson stat | 2.537391    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

Ghi chú:  $D(DM) = \Delta \ln m - \Delta \ln m(-1)$

Null Hypothesis: X has a unit root  
 Exogenous: None  
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=1)

|  | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | 3.276941    | 0.9997 |
| Test critical values:                  |             |        |
| 1% level                               | -2.582872   |        |
| 5% level                               | -1.943304   |        |
| 10% level                              | -1.615087   |        |

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(X)

Method: Least Squares

Date: 11/30/07 Time: 23:20

Sample (adjusted): 1995M03 2005M12

Included observations: 130 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| X(-1)              | 0.003073    | 0.000938              | 3.276941    | 0.0014 |
| D(X(-1))           | -0.203320   | 0.086778              | -2.342985   | 0.0207 |
| R-squared          | 0.034332    | Mean dependent var    | 37.46852    |        |
| Adjusted R-squared | 0.026787    | S.D. dependent var    | 146.7014    |        |
| S.E. of regression | 144.7232    | Akaike info criterion | 12.80279    |        |
| Sum squared resid  | 2680933.    | Schwarz criterion     | 12.84690    |        |
| Log likelihood     | -830.1812   | Durbin-Watson stat    | 2.029361    |        |

*Ghi chú: X = TYGIA*

Null Hypothesis: D(X) has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=1)

|  | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -13.97498   | 0.0000 |
| Test critical values:                  |             |        |
| 1% level                               | -3.481217   |        |
| 5% level                               | -2.883753   |        |
| 10% level                              | -2.578694   |        |

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(X,2)

Method: Least Squares

Date: 11/30/07 Time: 23:21

Sample (adjusted): 1995M03 2005M12

Included observations: 130 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| D(X(-1))           | -1.208072   | 0.086445              | -13.97498   | 0.0000 |
| C                  | 45.24881    | 13.04092              | 3.469757    | 0.0007 |
| R-squared          | 0.604083    | Mean dependent var    | 0.076215    |        |
| Adjusted R-squared | 0.600990    | S.D. dependent var    | 228.0445    |        |
| S.E. of regression | 144.0494    | Akaike info criterion | 12.79345    |        |
| Sum squared resid  | 2656029.    | Schwarz criterion     | 12.83757    |        |
| Log likelihood     | -829.5745   | F-statistic           | 195.3002    |        |
| Durbin-Watson stat | 2.033391    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

*Ghi chú: DX = TYGIA – TYGIA(-1)*

Null Hypothesis: DAPF has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=1)

|  | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -344.3452   | 0.0001 |
| Test critical values:                  |             |        |
| 1% level                               | -3.481217   |        |
| 5% level                               | -2.883753   |        |
| 10% level                              | -2.578694   |        |

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DAPF)

Method: Least Squares

Date: 11/30/07 Time: 23:24

Sample (adjusted): 1995M03 2005M12

Included observations: 130 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| DAPF(-1)           | -1.000364   | 0.002905              | -344.3452   | 0.0000 |
| C                  | 0.000674    | 0.001166              | 0.578102    | 0.5642 |
| R-squared          | 0.998922    | Mean dependent var    | 0.035227    |        |
| Adjusted R-squared | 0.998913    | S.D. dependent var    | 0.401653    |        |
| S.E. of regression | 0.013241    | Akaike info criterion | -5.795749   |        |
| Sum squared resid  | 0.022441    | Schwarz criterion     | -5.751633   |        |
| Log likelihood     | 378.7237    | F-statistic           | 118573.6    |        |
| Durbin-Watson stat | 2.117251    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

Null Hypothesis: D(DAPF) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=1)

|  | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -235.7732   | 0.0001 |
| Test critical values:                  |             |        |
| 1% level                               | -3.481623   |        |
| 5% level                               | -2.883930   |        |
| 10% level                              | -2.578788   |        |

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DAPF,2)

Method: Least Squares

Date: 11/30/07 Time: 23:25

Sample (adjusted): 1995M04 2005M12

Included observations: 129 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| D(DAPF(-1))        | -0.999539   | 0.004239              | -235.7732   | 0.0000 |
| C                  | 2.34E-05    | 0.001709              | 0.013691    | 0.9891 |
| R-squared          | 0.997721    | Mean dependent var    | -0.035434   |        |
| Adjusted R-squared | 0.997703    | S.D. dependent var    | 0.403483    |        |
| S.E. of regression | 0.019339    | Akaike info criterion | -5.037976   |        |
| Sum squared resid  | 0.047499    | Schwarz criterion     | -4.993638   |        |
| Log likelihood     | 326.9494    | F-statistic           | 55589.01    |        |
| Durbin-Watson stat | 3.032300    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

Null Hypothesis: CGG has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=1)

|  | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -5.297726   | 0.0000 |
| Test critical values:                  |             |        |
| 1% level                               | -3.481217   |        |
| 5% level                               | -2.883753   |        |
| 10% level                              | -2.578694   |        |

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CGG)

Method: Least Squares

Date: 11/29/07 Time: 23:28

Sample (adjusted): 1995M03 2005M12

Included observations: 130 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| CGG(-1)            | -0.545747   | 0.103015              | -5.297726   | 0.0000 |
| D(CGG(-1))         | -0.228721   | 0.086499              | -2.644211   | 0.0092 |
| C                  | 16172.60    | 3567.957              | 4.532735    | 0.0000 |
| R-squared          | 0.387175    | Mean dependent var    | 295.5270    |        |
| Adjusted R-squared | 0.377525    | S.D. dependent var    | 28551.03    |        |
| S.E. of regression | 22525.94    | Akaike info criterion | 22.90553    |        |
| Sum squared resid  | 6.44E+10    | Schwarz criterion     | 22.97170    |        |
| Log likelihood     | -1485.859   | F-statistic           | 40.11855    |        |
| Durbin-Watson stat | 2.082944    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |

Null Hypothesis: D(CGG) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=1)

|  | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -13.74743   | 0.0000 |
| Test critical values:                  |             |        |
| 1% level                               | -3.481623   |        |
| 5% level                               | -2.883930   |        |
| 10% level                              | -2.578788   |        |

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CGG,2)

Method: Least Squares

Date: 11/29/07 Time: 23:28

Sample (adjusted): 1995M04 2005M12

Included observations: 129 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| D(CGG(-1))         | -2.002017   | 0.145628              | -13.74743   | 0.0000 |
| D(CGG(-1),2)       | 0.333083    | 0.084029              | 3.963900    | 0.0001 |
| C                  | 557.6965    | 2074.968              | 0.268773    | 0.7885 |
| R-squared          | 0.778486    | Mean dependent var    | 21.84752    |        |
| Adjusted R-squared | 0.774970    | S.D. dependent var    | 49672.58    |        |
| S.E. of regression | 23563.35    | Akaike info criterion | 22.99575    |        |
| Sum squared resid  | 7.00E+10    | Schwarz criterion     | 23.06226    |        |
| Log likelihood     | -1480.226   | F-statistic           | 221.4065    |        |
| Durbin-Watson stat | 2.163454    | Prob(F-statistic)     | 0.000000    |        |