

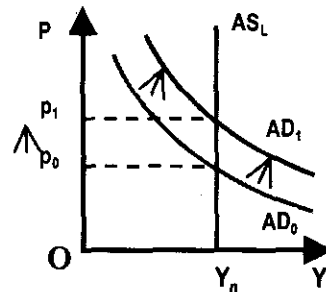
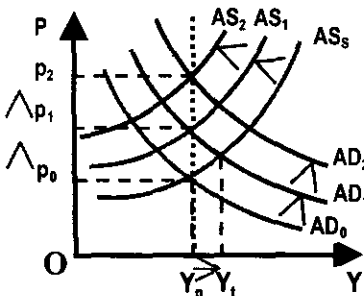
Các nhân tố quyết định lạm phát của Việt Nam dựa trên cách tiếp cận tiền tệ

NGUYỄN CAO ĐỨC

I. CÁCH TIẾP CẬN TIỀN TỆ TỚI LẠM PHÁT

Lạm phát thường được hiểu là "... sự gia tăng liên tục của mức giá chung theo thời gian hay là sự sụt giảm liên tục sức mua của đồng tiền" trong một khoảng thời gian nhất định (Laidler and Parkin, 1975, tr 741). Mức giá chung của nền kinh tế được xác định qua việc đo lường chỉ số giá cả tiêu dùng (CPI), chỉ số giá bán lẻ (RPI), chỉ số giá cả sản xuất (PPI), hoặc là chỉ số điều chỉnh GDP (GDP deflator),... Tỷ lệ lạm phát được tính như sau: $\pi_t = (P_t - P_{t-1}) * 100 / P_{t-1}$ với π_t là tỷ lệ lạm phát, còn $P_{(t)}$ và $P_{(t-1)}$ là mức giá chung ở thời kỳ (t) và (t-1).

ĐỒ THỊ 1: Lạm phát theo quan điểm của các nhà kinh tế học tiền tệ.

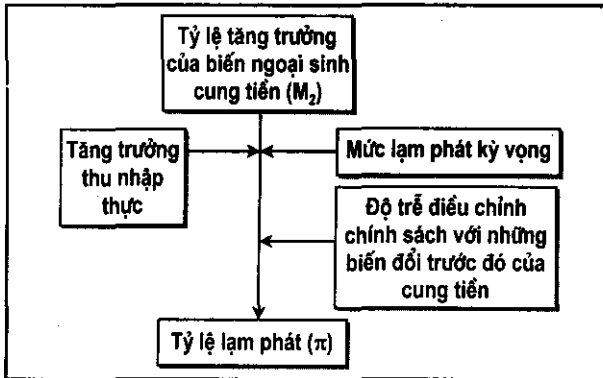


Bên cạnh đó, quan điểm chủ yếu của các nhà kinh tế học tiền tệ về lạm phát được rút ra từ phương trình trao đổi của Fisher (1911): $MV=PY$ trong đó M là mức cung tiền, V là tốc độ lưu thông tiền tệ, P là mức giá chung và Y là sản lượng thực tế của nền kinh tế với nhận định chủ yếu là V và Y được quyết định hoàn toàn độc lập trong dài hạn. Do vậy, kết luận của họ là nếu khối lượng cung tiền trong nền kinh tế tăng trưởng quá nhanh so với tốc độ tăng trưởng sản lượng tiềm năng của nền kinh tế sẽ làm gia tăng mức giá chung của nền kinh tế

($\uparrow \uparrow M \rightarrow P \uparrow$). Milton Friedman (Friedman, 1970, tr 24) - nhà kinh tế học tiền tệ nổi tiếng nhất đã từng nói "Lạm phát ở mọi lúc, mọi nơi luôn là một hiện tượng tiền tệ... và nó có thể được tạo ra chỉ bằng cách tăng khối lượng cung tiền nhanh hơn nhiều so với tăng sản lượng". Các nhà kinh tế học tiền tệ cũng cho rằng, tăng trưởng cung tiền như là một biến ngoại sinh tác động tới lạm phát của nền kinh tế.

Nguyễn Cao Đức, Ths, Trung tâm Phân tích và Dự báo, Viện Khoa học Xã hội Việt Nam.

ĐỒ THỊ 2: Mô hình về lạm phát của trường phái tiền tệ.



II. THỰC TRẠNG LẠM PHÁT Ở VIỆT NAM

1. Tổng quan tình hình lạm phát

Lạm phát ở Việt Nam được tính toán dựa trên chỉ số giá tiêu dùng CPI. Nền kinh

tế Việt Nam đã trải qua hầu hết các loại lạm phát như *lạm phát phi mã* trong thời kỳ 1986-1988 với tỷ lệ lạm phát trung bình năm đạt 463,9%/năm (mức đỉnh điểm là 774,7% vào năm 1986 và 393,8% vào năm 1988); *lạm phát cao* trong thời kỳ 1989-1992 với tỷ lệ lạm phát bình quân năm tương ứng là 46,7%/năm; *lạm phát thấp* trong thời kỳ 1996-1999 và 2001-2004 với tỷ lệ lạm phát tương ứng là 4,4%/năm và 4,3%/năm; và thậm chí là cả *giảm phát* trong năm 2000 (-0,6%). Về căn bản, quá trình *giảm lạm phát* ở Việt Nam đã diễn ra qua nhiều giai đoạn ngắn (khoảng 4 năm mỗi kỳ) như thời kỳ 1986-1989, thời kỳ 1990-1993, thời kỳ 1994-1997, và giai đoạn cực ngắn (khoảng 2 năm) như thời kỳ 1998-1999, thời kỳ 2002-2003, và thời kỳ 2004-2005.

BẢNG 1: Lạm phát với môi trường kinh tế vĩ mô của Việt Nam, 1986-2004.

	1987-1989	1990-1994	1995-1999	2000-2004	1987-2004
Tăng trưởng CU	286,9	44,8	25,9	27,3	78,9
Tăng trưởng M ₁	286,9	44,8	25,9	27,3	78,9
Tăng trưởng M ₂	318,3	43,5	27,2	22,7	84,3
Độ mở kinh tế	44,9	57,2	75,3	104,9	71,6
Chỉ số GDP_def	281,1	36,4	9,38	3,76	63,9
Tăng trưởng GDP	4,77	7,30	7,51	7,23	6,90
Tỷ lệ lạm phát	217,2	34,3	6,02	4,33	48,3

Trong đó: CU là lượng tiền mặt trong lưu thông; M₁ là cung tiền hẹp; M₂ là tổng phương tiện thanh toán; GDP_def là chỉ số điều chỉnh GDP; GDP là tổng sản phẩm quốc nội.

Nguồn: Tổng cục Thống kê, 2004; Ngân hàng Nhà nước Việt Nam, 2004; Quỹ Tiền tệ quốc tế, 2004; và tính toán của tác giả.

2. Phản ứng chính sách kinh tế vĩ mô giai đoạn 1986-1990

Trong giai đoạn này, nền kinh tế Việt Nam không chỉ chứng kiến đã xảy ra hiện tượng *lạm phát phi mã* với mức đỉnh điểm là 774,7% vào năm 1986; 223,1% (1987) và 393,8% (1988), mà còn ghi nhận sự thành công trong việc chống và kiểm chế lạm phát xuống mức 34,7% vào năm 1989. Mặc dù chịu nhiều ảnh hưởng của các nhân tố khác, song hiện tượng siêu lạm phát của Việt Nam thời kỳ này gắn chặt với sự gia tăng kỷ lục

về tốc độ tăng trưởng lượng tiền trong lưu thông (CU) tương ứng là 272,7% năm 1987 và 399,5% năm 1988; cũng như là sự gia tăng quá mức của tăng trưởng cung tiền mở rộng M₂ tương ứng là 320,5% (năm 1987) và gần 445,4% (năm 1988) do tiến hành bù đắp thâm hụt ngân sách nhà nước bằng cách phát hành tiền. Trên thực tế, có khoảng 63% tổng mức thâm hụt cân cân ngân sách nhà nước là được bù đắp dưới dạng phát hành tiền mặt qua Ngân hàng Trung ương. Không những thế, tốc độ lưu thông tiền tệ (V) trong

nền kinh tế cũng cao kỷ lục, đạt mức 6,09 lần và 6,00 lần trong hai năm liên tiếp 1987 và 1988. Mức tín dụng trong nước cũng ở trong tình trạng quá nóng với tốc độ tăng trưởng tín dụng đạt 429% năm 1986 và

394,9% năm 1988. Hầu hết tín dụng trong nước ở thời kỳ này đều được dành phân bổ cho các doanh nghiệp quốc doanh với hiệu quả đầu tư thấp, năng suất không cao và giá trị gia tăng không lớn.

BẢNG 2: Ma trận tương quan riêng phần các nhân tố tiền tệ với lạm phát, 1986-1990

	gIFL	gCU	gM1	gM2	gQM	gNDC	gDD	V
gIFL	1,000							
gCU	0,961**	1,000						
gM1	0,956**	0,998***	1,000					
gM2	0,912*	0,990***	0,991***	1,000				
gQM	0,445	0,657	0,683	0,755	1,000			
gNDC	0,922*	0,990***	0,985**	0,993***	0,695	1,000		
gDD	0,951**	0,994***	0,998***	0,989**	0,701	0,977**	1,000	
V	0,918*	0,916*	0,934*	0,895	0,633	0,859	0,948*	1,000

Ghi chú: ký hiệu *, **, và *** thể hiện mức có ý nghĩa thống kê ở mức 10%, 5% và 1%.

Nguồn: Tính toán của tác giả dựa trên số liệu của Ngân hàng Nhà nước Việt Nam, 2004; Quỹ Tiền tệ quốc tế, 2004; và Ngân hàng Thế giới, 2004; trong đó gIFL là tỷ lệ lạm phát, gCU là tốc độ tăng trưởng lượng tiền trong lưu thông, gM1 và gM2 là tốc độ tăng trưởng cung tiền hẹp và tổng phương tiện thanh toán, gQM là tốc độ tăng trưởng lượng gần-như-tiền (quasi-money), gNDC là tốc độ tăng trưởng tín dụng trong nước, gDD là tốc độ tăng trưởng tiền gửi không kỳ hạn, và V là tốc độ lưu thông tiền tệ trong nền kinh tế.

Để đối phó với tình trạng này, nhiều chương trình và chính sách cải cách đã được tiến hành với các mức độ ảnh hưởng khác nhau tới việc chống lạm phát. Đến giữa năm 1988, với sự chuyển giao chức năng kinh doanh ngân hàng thương mại từ Ngân hàng Nhà nước Việt Nam sang 4 ngân hàng quốc doanh khác được xem là một bước cải cách quan trọng đầu tiên đối với hệ thống ngân hàng một cấp trước đây. Chính điều này đã hạn chế đáng kể mức cung ứng tín dụng nóng cho các doanh nghiệp nhà nước theo kiểu kế hoạch chỉ tiêu rớt trước, và tốc độ tăng trưởng tín dụng trong nước đã được kiềm chế tụt xuống chỉ còn khoảng gần 155,1%. Bên cạnh đó, Ngân hàng Nhà nước cũng điều chỉnh lại chính sách tiền tệ theo hướng thắt chặt dần (tốc độ tăng M_2 giảm xuống còn 188,79% năm 1989) và tăng mạnh lãi suất tiền gửi tiết kiệm lên có bảo đảm bằng vàng theo Nghị định số 59/CT ngày 10-3-1989 và Quyết định số 39/HĐBT ngày 10-4-1989 nhằm thu bớt lượng tiền mặt trong lưu thông và tiền nhàn rỗi trong dân (tỷ lệ tiền

gửi tiết kiệm của hộ gia đình so với GDP đã tăng từ 1,5% năm 1988 lên tới 5,3% năm 1989) góp phần đáng kể vào giảm tốc độ tăng trưởng của lượng tiền mặt trong lưu thông (CU) xuống còn 129,69% năm 1989. Tốc độ lưu thông của tiền tệ trong nền kinh tế đã giảm xuống rất nhanh chỉ còn ở mức khoảng 3,79 lần trong năm 1989. Thêm vào đó, Ngân hàng Nhà nước cũng chủ trương tiến hành phá giá mạnh đồng nội tệ từ tháng 3-1989, và điều chỉnh tỷ giá theo sát với tín hiệu của thị trường, đồng thời bãi bỏ chế độ đa tỷ giá để tiến tới thống nhất tỷ giá và công bố tỷ giá chính thức cho giao dịch chung, đã góp phần rất quan trọng cải thiện cán cân thương mại với mức thâm hụt giảm xuống còn 619,8 triệu USD năm 1989. Nhờ thực hiện chính sách tiền tệ (và chính sách tài khóa) thắt chặt dần mà tỷ lệ lạm phát của Việt Nam đã giảm xuống chỉ còn khoảng 34,7% trong năm 1989.

3. Phản ứng chính sách kinh tế vĩ mô giai đoạn 1990-1994

Lạm phát của Việt Nam giai đoạn 1990-1994 thuộc loại *lạm phát cao* (tỷ lệ lạm phát

Các nhân tố ...

bình quân năm là 34,3%) với mức đỉnh điểm là 67,5% năm 1991, nhưng ngoại trừ riêng đối với năm 1993 vì tỷ lệ lạm phát năm này đã giảm xuống ở mức thấp kỷ lục là 5,2%.

Phản ứng của các chính sách kinh tế vĩ mô,

đặc biệt là chính sách tiền tệ thắt chặt trong giai đoạn này khá hiệu quả với mục tiêu chống và kiềm chế lạm phát. Tốc độ tăng trưởng mức cung tiền mở rộng M2 (và của cung tiền hẹp M1) đã giảm tương ứng, từ mức 78,7% (và của M1 là 55,6%) năm 1991 xuống chỉ còn 18,95% (và của M1 là 31,44%) trong năm 1993. Đồng thời đây cũng là lần đầu tiên tốc độ tăng trưởng của yếu tố gần-như-tiền (quasi-money: QM) giảm xuống rất mạnh tương ứng từ 127% năm 1991 xuống còn -9,8% trong năm 1993. Kể từ tháng 6-1992, chính sách lãi suất được điều chỉnh lại nhằm đảm bảo lãi suất thực dương. Chính việc chuyển từ hình thức lãi suất thực âm năm 1991 trong chính sách tiền tệ sang hình thức lãi suất thực dương năm 1992 đã giúp thu hút đáng kể lượng tiền nhàn rỗi trong dân chúng và lượng tiền mặt trong lưu thông, góp phần làm giảm tốc độ tăng trưởng của lượng

dụng trong nước dành cho khu vực ngoài nhà nước đã đạt được tốc độ tăng trưởng cao hơn rất nhiều so với khu vực nhà nước, cụ thể là đã gia tăng từ mức 65,53% năm 1991 lên tới 177,91% năm 1993. Đây được xem như là

*khu vực năng động, có hiệu quả sử dụng vốn đầu tư và tỷ suất sinh lời khá trong cơ chế thị trường. Nhìn chung, trong thời kỳ này có thể nhận thấy rõ tác động của chính sách tiền tệ thắt chặt tới việc kiềm chế lạm phát, đồng thời cũng thể hiện rõ mối tương quan chặt của lạm phát với tăng trưởng M2 (hệ số tương quan riêng phần là 0,9127**) và tốc độ tăng trưởng gần-như-tiền QM (0,9232**).*

Cũng trong thời kỳ này, tỷ giá hối đoái danh nghĩa đã được điều tiết sát hơn với tín hiệu của thị trường, nhưng tăng vọt vào năm 1991 với tốc độ tăng trưởng là 103,1% so với năm 1990. Nó có thể được xem như là một trong số các nhân tố chủ yếu (cộng với ảnh hưởng xấu về tâm lý đối với người dân do cuộc khủng hoảng về đổ bể các tổ chức tín dụng năm 1990 để lại dư âm) đã góp phần gây ra ảnh hưởng trực tiếp sự tăng giá chung của nền kinh tế năm 1991.

tiền mặt trong lưu thông (M2) từ mức 77,95%

ĐỒ THỊ 3: Tương quan ảnh hưởng

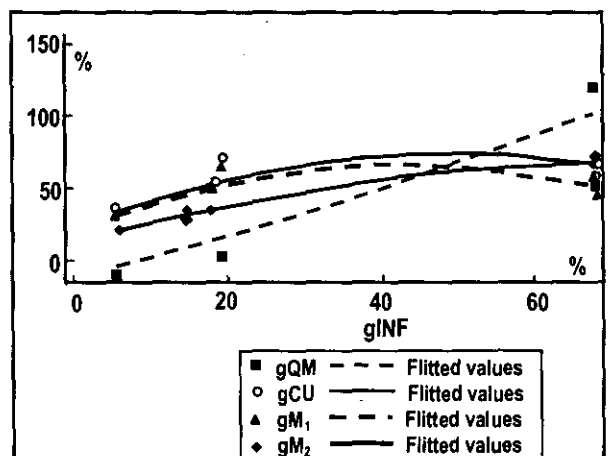
bình quân năm là 34,3%) với mức đỉnh điểm là 67,5% năm 1991, nhưng ngoại trừ riêng đối với năm 1993 vì tỷ lệ lạm phát năm này đã giảm xuống ở mức thấp kỷ lục là 5,2%. Phản ứng của các chính sách kinh tế vĩ mô, đặc biệt là chính sách tiền tệ thắt chặt trong giai đoạn này khá hiệu quả với mục tiêu chống và kiềm chế lạm phát. Tốc độ tăng trưởng mức cung tiền mở rộng M2 (và của cung tiền hẹp M1) đã giảm tương ứng, từ mức 78,7% (và của M1 là 55,6%) năm 1991 xuống chỉ còn 18,95% (và của M1 là 31,44%) trong năm 1993. Đồng thời đây cũng là lần đầu tiên tốc độ tăng trưởng của yếu tố gần-như-tiền (quasi-money: QM) giảm xuống rất mạnh tương ứng từ 127% năm 1991 xuống còn -9,8% trong năm 1993. Kể từ tháng 6-1992, chính sách lãi suất được điều chỉnh lại nhằm đảm bảo lãi suất thực dương. Chính việc chuyển từ hình thức lãi suất thực âm năm 1991 trong chính sách tiền tệ sang hình thức lãi suất thực dương năm 1992 đã giúp thu hút đáng kể lượng tiền nhàn rỗi trong dân chúng và lượng tiền mặt trong lưu thông, góp phần làm giảm tốc độ tăng trưởng của lượng tiền mặt trong lưu thông (CU) từ mức 71,87% năm 1991 xuống chỉ còn 34,4% trong năm 1993. Kể từ ngày 1-3-1994 đến ngày 1-11-1994, Ngân hàng Nhà nước ra quyết định duy trì tỷ lệ dự trữ bắt buộc đối với loại hình tiền gửi không kỳ hạn và tiết kiệm không kỳ hạn ở mức 13%, đối với tiết kiệm kỳ hạn 3 tháng và kỳ hạn 6 tháng đều là 7%.

Việc hình thành hệ thống ngân hàng hai cấp năm 1991 và thực sự đi vào hoạt động từ năm 1992 được xem là bước cải cách quan trọng thứ hai đối với hệ thống ngân hàng của Việt Nam, nhằm tách bạch rõ chức năng quản lý nhà nước của Ngân hàng Trung ương với chức năng kinh doanh cho hệ thống ngân hàng thương mại quốc doanh. Điều này đã góp phần quan trọng vào quyết định giảm dần và tiến tới chấm dứt việc phát hành tiền để bù đắp thâm hụt ngân sách nhà nước năm 1993 của Ngân hàng Nhà nước Việt Nam; đồng thời gia tăng hoạt động tín dụng cho các khu vực khác ngoài khu vực các doanh nghiệp nhà nước. Trên thực tế, lượng vốn tín

dụng trong nước dành cho khu vực ngoài nhà nước đã đạt được tốc độ tăng trưởng cao hơn rất nhiều so với khu vực nhà nước, cụ thể là đã gia tăng từ mức 65,53% năm 1991 lên tới 177,91% năm 1993. Đây được xem như là khu vực năng động, có hiệu quả sử dụng vốn đầu tư và tỷ suất sinh lời khá trong cơ chế thị trường. Nhìn chung, trong thời kỳ này có thể nhận thấy rõ tác động của chính sách tiền tệ thắt chặt tới việc kiềm chế lạm phát, đồng thời cũng thể hiện rõ mối tương quan chặt của lạm phát với tăng trưởng M2 (hệ số tương quan riêng phần là 0,9127^{**}) và tốc độ tăng trưởng gần-như-tiền QM (0,9232^{**}).

Cũng trong thời kỳ này, tỷ giá hối đoái danh nghĩa đã được điều tiết sát hơn với tín hiệu của thị trường, nhưng tăng vọt vào năm 1991 với tốc độ tăng trưởng là 103,1% so với năm 1990. Nó có thể được xem như là một trong số các nhân tố chủ yếu (cộng với ảnh hưởng xấu về tâm lý đối với người dân do cuộc khủng hoảng về đổ bể các tổ chức tín dụng năm 1990 để lại dư âm) đã góp phần gây ra ảnh hưởng trực tiếp sự tăng giá chung của nền kinh tế năm 1991.

ĐỒ THỊ 3: Tương quan ảnh hưởng của các nhân tố tiền tệ với lạm phát, 1990-1994.



Nguồn: Tính toán của tác giả dựa trên số liệu của Ngân hàng Nhà nước Việt Nam, 2004; Quỹ Tiền tệ quốc tế, 2004; và Ngân hàng Thế giới, 2004. Trong đó gINF là tỷ lệ lạm phát, gCU là tốc độ tăng trưởng lượng tiền trong lưu thông, gM1 và gM2 là tốc độ tăng trưởng cung tiền hẹp và tổng phương tiện thanh toán, gQM là tốc độ tăng trưởng lượng gần-như-tiền (quasi-money).

4. Phản ứng chính sách kinh tế vĩ mô giai đoạn 1995-2004

Trong giai đoạn 1995-2004, nền kinh tế Việt Nam đã diễn ra không chỉ hiện tượng *giảm lạm phát* tương ứng từ mức 12,7% năm 1995 xuống chỉ còn 0,1% năm 1999, mà còn cả hiện tượng *giảm phát hay thiếu phát* trong năm 2000 (-0,6%) và rồi lạm phát lại tái xuất hiện với sự gia tăng nhanh từ mức 0,8% năm 2001 lên tới 9,5% vào năm 2004. Trên thực tế, trong những năm đầu của thời kỳ này, chính sách tiền tệ thắt chặt đã được tiến hành với mức tăng trưởng của cung tiền M2 (và M1) giảm xuống tương ứng từ 33,2% (và 34,54%) năm 1994 xuống chỉ còn 25,6% (và 24,61%) năm 1998. Lượng tiền mặt trong lưu thông cũng giảm tốc độ khá nhanh từ mức 30,99% năm 1994 xuống chỉ còn 7,43% năm 1998. Nhưng kết quả là lạm phát lại ở mức khá cao khoảng 9,2% năm 1998.

Thời kỳ này ghi nhận việc sử dụng khá linh hoạt các công cụ kiểm soát cung tiền của Ngân hàng Nhà nước. Thay vì chính sách lãi suất thực dương với khung lãi suất cho vay tối đa và lãi suất tiền gửi tối thiểu tính đến cuối tháng 12-1995, Ngân hàng Nhà nước đã tiến hành việc thực hiện quá trình tự do hóa lãi suất tiền gửi; lãi suất cho vay được quản lý và kiểm soát dưới cơ chế trần lãi suất cho vay kể từ tháng 1-1996. Tiếp đến tháng 8-2000, đối với đồng nội tệ thì áp dụng cơ chế điều hành lãi suất cơ bản; còn đối với ngoại tệ thì áp dụng cơ chế lãi suất thị trường có quản lý của Ngân hàng Nhà nước. Từ tháng 6-2001, lãi suất ngoại tệ trên thị trường đã được tự do hóa hoàn toàn bằng việc bãi bỏ quy định về biên độ lãi suất cho vay đối với USD và mức lãi suất huy động vốn là 2,0-2,2%/năm và lãi suất cho vay là 2,75%-5%/năm. Đến tháng 6-2002, thay vì sử dụng cơ chế lãi suất cũ Ngân hàng Nhà nước đã ra Quyết định số 546/2002/QĐ/NHNN chuyển sang cơ chế lãi suất "thỏa thuận" đối với đồng nội tệ của các tổ chức tín dụng và khách hàng dựa trên sự tương tác giữa cung và cầu vốn trên thị trường. Ngân hàng Nhà nước công bố lãi suất cơ bản (0,6%/tháng hay 7,2%/năm) chỉ mang tính chất tham khảo và ít tác động tới lãi suất

của các tổ chức tín dụng. Ngoài ra, công cụ dự trữ bắt buộc cũng được điều chỉnh lại với tỷ lệ dự trữ bắt buộc là 10% áp dụng thống nhất cho tất cả các loại tiền gửi tại thời điểm 1-10-1995. Để thực hiện mục tiêu nới lỏng chính sách tiền tệ nhằm kích cầu từ năm 1999, tỷ lệ dự trữ bắt buộc đối với các tổ chức tín dụng đã giảm nhanh từ mức 7% xuống chỉ còn ở mức 5% cho tiền gửi có kỳ hạn dưới 12 tháng cho các ngân hàng thương mại quốc doanh, ngân hàng liên doanh, ngân hàng thương mại cổ phần và công ty tài chính và 3% cho ngân hàng nông nghiệp và phát triển nông thôn. Đến tháng 5-2001, tỷ lệ dự trữ bắt buộc đối với tiền gửi đồng nội tệ đã giảm xuống mức 3%.

Bên cạnh đó, công cụ tái cấp vốn cũng được áp dụng theo Quyết định số 285/QĐ-NH14 của Ngân hàng Nhà nước. Theo đó, việc cho vay tái cấp vốn này sẽ được tiến hành dưới hai hình thức, đó là cho vay theo đối tượng chỉ định và cho vay thế chấp chứng từ. Cũng trong năm 1999, lãi suất cho vay tái cấp vốn đã được giảm 4 lần với mức 1,1%/tháng đầu năm xuống chỉ còn khoảng 0,5%/tháng cuối năm. Đến năm 2001, lãi suất cho vay tái cấp vốn lại được giảm xuống chỉ còn 0,4%/tháng. Trong thời kỳ này, nghiệp vụ thị trường mở cũng đã được chuẩn bị từ đầu năm 1996, song phải đến ngày 12-7-2000 nó mới chính thức đi vào hoạt động nhằm điều tiết lượng cung tiền trong nền kinh tế. Việc triển khai nghiệp vụ thị trường mở đã đánh dấu một bước khá quan trọng về chuyển biến trong điều hành chính sách tiền tệ của Việt Nam, từ việc chủ yếu sử dụng công cụ trực tiếp trong việc kiểm soát cung tiền sang sử dụng công cụ gián tiếp của Ngân hàng Nhà nước dựa trên tín hiệu của thị trường tiền tệ.

Trong giai đoạn này, mối tương quan giữa các nhân tố tiền tệ và lạm phát thuộc dạng tương quan lỏng và ít có ý nghĩa thống kê, kể cả khi đã tiến hành thử nghiệm lấy trễ một năm đối với M1, M2 hay lượng tiền trong lưu thông (CU). Thực tế đã chứng tỏ nhận định này. Trong năm 1999, mặc dù chính sách tiền tệ đã được nới lỏng với mức tăng trưởng M2 đạt 39,28%; tăng trưởng M1 đạt mức 34,61% và tăng trưởng lượng tiền mặt trong lưu thông

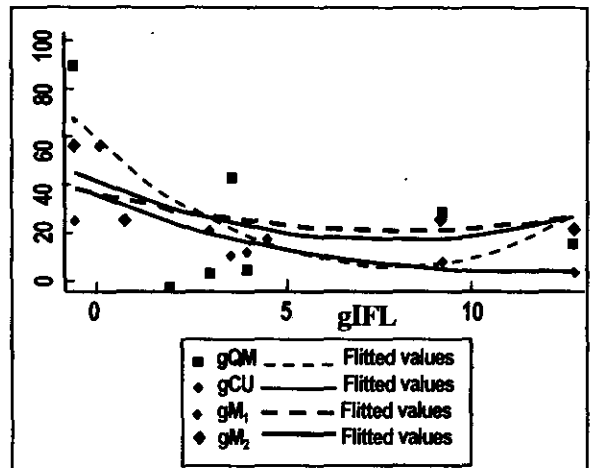
đạt 54,08%... song tỷ lệ lạm phát trong năm này lại đạt mức rất thấp, chỉ 0,1%. Thậm chí cả khi Ngân hàng Nhà nước tiếp tục tiến hành đẩy mạnh việc nới lỏng chính sách tiền tệ nhằm kích cầu thể hiện qua sự gia tăng về tốc độ tăng trưởng của cung tiền M2 (đạt mức 56,2%), cung tiền hẹp M1 (đạt 44,62%), lượng gần-như-tiền (89,2%) hay lượng tín dụng trong nước (73,33%) thì hiện tượng thiếu phát vẫn xảy ra trong năm 2000 với tỷ lệ đo được là -0,6%.

Vấn đề được đặt ra ở đây, đó là tại sao tăng trưởng cung tiền đã gia tăng lớn như vậy mà tỷ lệ lạm phát lại rất thấp trong mấy năm liền (1999-2001)? Ngoài lý do dư âm tác động tiêu cực của cuộc khủng hoảng tài chính châu Á tới sự suy giảm của tổng cầu (qua đó ảnh hưởng tới sự suy giảm của mức giá chung của nền kinh tế), thì câu trả lời có thể là do tốc độ lưu thông tiền tệ của nền kinh tế thời kỳ này đã có xu hướng giảm rất nhanh, từ mức 4,34 lần trong năm 1995 xuống chỉ còn 1,98 lần trong năm 2000, và 1,47 lần trong năm 2003. Hệ số tương quan riêng phần giữa tốc độ lưu thông tiền tệ và tỷ lệ lạm phát thời kỳ này là tương đối chặt và có ý nghĩa thống kê ở mức 10% (0,639^{*}). Bên cạnh đó, số nhân tiền tệ đo được trong thời kỳ này cũng có xu hướng tăng khá nhanh, từ mức 2,0 lần trong năm 1995 lên tới mức 3,1 lần năm 2003. Hệ số tương quan riêng phần giữa số nhân tiền tệ với tỷ lệ lạm phát trong thời kỳ này là khá chặt và có ý nghĩa thống kê ở mức 10% (-0,610^{*}).

Trên thực tế, với các mức tăng trưởng cung tiền M2 được ghi nhận trong năm 2003 là 24,94%, tăng trưởng lượng tiền trong lưu thông CU (21,98%) và tăng trưởng lượng gần-như-tiền QM (3,7%) thì rõ ràng là thiếu cơ sở để đi đến kết luận rằng nguyên nhân chính đẩy lạm phát lên tới mức 9,5% trong năm 2004 là bắt nguồn chủ yếu từ các tác động có độ trễ về mặt chính sách của các nhân tố tiền tệ trong năm 2003, bởi lẽ xu hướng suy giảm tốc độ

lưu thông tiền tệ trong nền kinh tế vẫn diễn ra tương đối nhanh, số nhân tiền tệ vẫn có chiều hướng gia tăng trong nền kinh tế, đồng thời mức tăng trưởng của tổng phương tiện thanh toán M2 trong năm 2004 vẫn được duy trì ở dưới mức 25% (thấp hơn rất nhiều khi so với mức tăng trưởng M2 là 56,2%, của CU là 25,6% và của QM là 89,2% trong năm 2000, mà tỷ lệ lạm phát năm 2001 cũng chỉ ở mức 0,8%). Mặc dù không thể phủ nhận sự gia tăng nhanh về tốc độ tăng trưởng tín dụng trong nước đang có chiều hướng "nóng lên" từ mức 25,48% năm 2002 lên tới 37,35% năm 2004, đã gây ra những áp lực tiềm tàng nhất định tới sự biến động của chỉ số giá tiêu dùng trong thời kỳ này (mối tương quan giữa tăng trưởng tín dụng trong nước và lạm phát thời kỳ này là lỏng và hầu như ít có ý nghĩa thống kê ở mức 10%, kể cả khi đã tính trễ 1 năm, tuy nhiên nếu có kéo dài tình trạng "tín dụng nóng" thì chắc chắn ảnh hưởng tích lũy gộp của nó lên lạm phát sẽ có ý nghĩa thống kê).

ĐỒ THỊ 6: Tương quan ảnh hưởng của các nhân tố tiền tệ với lạm phát, 1995-2004.



Nguồn: Tính toán của tác giả dựa trên số liệu của Ngân hàng Nhà nước Việt Nam, 2004; Quỹ Tiền tệ quốc tế, 2004; và Ngân hàng Thế giới, 2004. Trong đó gIFL là tỷ lệ lạm phát, gCU là tốc độ tăng trưởng lượng tiền trong lưu thông, gM1 và gM2 là tốc độ tăng trưởng cung tiền hẹp và tổng phương tiện thanh toán, gQM là tốc độ tăng trưởng lượng gần-như-tiền (quasi-money).

III. MÔ HÌNH CÁC NHÂN TỐ QUYẾT ĐỊNH LẠM PHÁT Ở VIỆT NAM.

Để có thể đưa ra được những khuyến nghị về mặt chính sách có độ tin cậy và hữu ích thì điều cần thiết là phải tiến hành kiểm nghiệm lại những nhận định trên về các nhân tố chính của lạm phát ở Việt Nam trong giai đoạn 1986-2004 dưới dạng mô hình kinh tế lượng.

Do hạn chế về tính sẵn có và đồng bộ của dữ liệu theo tháng, nên mô hình các nhân tố quyết định lạm phát ở Việt Nam sẽ được xây dựng dựa trên mô hình tiền tệ mở rộng có tính đến một vài nhân tố cơ cấu trong mô hình. Mô hình biến thể các nhân tố quyết định lạm phát trong giai đoạn 1991:1 đến 1999:5 (dữ liệu chính thức theo tháng) tại Việt Nam được xác định như sau:

$$\pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{n_M} \alpha_{iM} gM_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_Y} \alpha_{iY} gY_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_w} \alpha_{iw} w_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_{\pi^e}} \alpha_{i\pi^e} \pi_{t-i}^e \quad (1)$$

Trong đó: π và gM là tỷ lệ lạm phát và tốc độ tăng trưởng tổng phương tiện thanh toán, gY là tốc độ tăng trưởng sản phẩm công nghiệp thực tế, và w là tỷ lệ lợi tức lên đồng đô la Mỹ đang được lưu thông trong nền kinh tế (tỷ lệ phần trăm) tính theo tỷ giá thị trường

($w = \varepsilon_{(Market)} - i_d$), $\varepsilon_{(Market)}$ là tốc độ tăng trưởng của tỷ giá hối đoái thị trường, i_d là lãi suất tiền gửi tiết kiệm kỳ hạn 3 tháng, và π^e là tỷ lệ lạm phát kỳ vọng. Dấu của tổng các hệ số của mỗi nhân tố quy định lạm phát được xác định như sau: $\sum \alpha_{iM} > 0$, $\sum \alpha_{iY} < 0$, $\sum \alpha_{iw} > 0$, $\sum \alpha_{i\pi^e} > 0$.

BẢNG 3: Kiểm định Unit Root đối với tính dừng, 1991:1-1999:5.

Biến	Thống kê ADF cho β_1	Giá trị phê phán ADF (5%)
	1991:1-1999:5	1991:1-1999:5
π	-3,118 & -4,915	-2,890 & -2,890
gM_1	-3,963	-3,458
gM_2	-3,936	-3,463
$w = \varepsilon_{(Market)} - i_d$	-3,968 & -3,695	-3,459 & -3,465
gY	-6,719 & -8,706	-3,459 & -3,457

Chú ý: giá trị phê phán ADF ở mức 5% có kích cỡ mẫu 100 là -2,89 (Maddala, 1992).

Nguồn: Tính toán của tác giả dựa trên bộ cơ sở dữ liệu theo tháng trong toàn bộ thời kỳ từ 1991:1-1999:5 trong mô hình (1).

Kết quả kiểm định đối với tính dừng của các chuỗi dữ liệu $gM1$, $gM2$, π , gY và w theo tháng cho Việt Nam trong toàn bộ giai đoạn 1991:1-1999:5 được thể hiện trong bảng trên. Độ trễ của mỗi nhân tố quyết định lạm phát trong mô hình trên được lựa chọn phù hợp với chuỗi thủ tục được đưa ra bởi tác giả Hsiao (1981) dựa trên công thức tính toán Akaike's FPE.

Kết quả ước lượng của mô hình các nhân tố quyết định lạm phát dựa trên cách tiếp cận tiền tệ mở rộng được chia ra làm 2 giai đoạn ngắn, đó là giai đoạn 1991:1-1994:10 và giai đoạn 1994:11-1999:5, với mục đích nhằm phân tích rõ hơn các ảnh hưởng trong ngắn hạn và trong dài hạn của các nhân tố quyết định lên sự biến động của lạm phát ở Việt Nam.

BẢNG 4: Kết quả ước lượng trong trường hợp sử dụng M2 và ε_{Market} : 1991:1-1994:10

Độ trễ	gM2	gY	π_1 (π^c)	$\omega(\varepsilon_{Market}-i_d)$
0	0,0188 (0,240)	-0,1880 (-2,05)*		0,0307 (0,406)
1	0,1172 (1,664)	-0,2351 (-2,37)**	0,4005 (1,775)*	0,0110 (0,129)
2	0,1128 (1,533)		-0,5917 (-2,51)**	0,0240 (0,347)
3	-0,0479 (-0,603)		0,2980 (1,878)*	0,2229 (3,67)***
4	0,1205 (1,384)		0,0776 (-0,479)	-0,1125 (-1,487)
5	-0,1497 (-1,869)*		0,0300 (0,227)	0,2247 (3,25)***
6	0,1498 (1,944)*		-0,0030 (-0,022)	
7			0,2080 (2,001)*	
8			0,0506 (0,518)	
9			0,0438 (0,386)	
Tổng cộng các hệ số độ trễ (Σ)	0,3215	-0,4231	0,5138	0,4008
Kiểm định Wald $\Sigma=0, \chi^2(1)$	3,453*	4,047*	3,437*	19,3***
Thống kê F về sự kết hợp có ý nghĩa thống kê của các độ trễ	3,141*	4,939**	3,086*	7,30***
Kiểm định Wald $\Sigma\alpha_{iM}=1$	10,9***		Chow test $\chi^2(25)$	39,17

Nguồn: Duc (2001).

Bốn biến gM2, gY, π_1 , và ω trong mô hình (1) đều có ý nghĩa thống kê tại các mức ý nghĩa khác nhau 10%, 5% và 1%. Vì vậy, chúng là các chỉ số dự báo hữu ích cho việc giải thích sự thay đổi của lạm phát ở Việt Nam thời kỳ 1991:1-1994:10. Mặc dù cả bốn biến gM, gY và ω cũng như π_1 đều có ảnh hưởng ngắn hạn lên tỷ lệ lạm phát và các dấu của chúng cũng phù hợp với dự báo của lý thuyết kinh tế vĩ mô, song mức độ ảnh hưởng thì hơi khác nhau. Điều này cũng phù hợp với những phân tích ở phần trên về mức độ ảnh hưởng dương của các nhân tố tăng trưởng cung tiền hay tăng trưởng tổng phương tiện thanh toán M2 lên lạm phát. Kết quả cho thấy tác động có độ trễ về mặt chính sách tiền tệ khi thay đổi cung tiền M2 có ý nghĩa thống kê ở

mức từ 5 đến 6 tháng. Điều đó hàm ý rằng khi Ngân hàng Nhà nước tiến hành điều chỉnh (tăng hay giảm) cung tiền thì thường phải mất từ 5-6 tháng sau đó sự điều chỉnh này mới có tác dụng thực sự đối với lạm phát. Kết quả này dường như là chậm hơn đối với phản ứng từ sự điều chỉnh của chính sách tỷ giá và lãi suất. Kết quả trên phản ánh rõ nếu chính sách lãi suất hay chính sách tỷ giá được điều chỉnh thì thường phải mất từ 3-5 tháng sau đó sự điều chỉnh này sẽ có tác động thực đến lạm phát. Tuy nhiên, kết luận rút ra từ mô hình đối với lạm phát kỳ vọng lại nhanh hơn rất nhiều. Thường thì các tin đồn thất thiệt về lạm phát tăng hay giảm sẽ có tác động ngay đến kỳ vọng của người dân về lạm phát và thường chỉ ngay

tháng sau là lập tức có thể ảnh hưởng đến xu hướng biến động của lạm phát (sở dĩ có tình trạng này bởi vì trong giai đoạn 1991-

1994 đã xảy ra nhiều cuộc đổ bể tín dụng tràn lan, sự phá giá mạnh đồng tiền, lạm phát phi mã đang tồn tại ở thời kỳ này,...).

BẢNG 5: Kết quả ước lượng trong trường hợp sử dụng M2 và ε_{Market} : 1994:11-1999:5

Độ trễ	gM2	gY	π_1 (π^e)	ω ($\varepsilon_{Market}-i_d$)
0	0,1165 (2,04)**	-0,0742 (-3,08)***		-0,0320 (-0,331)
1	0,0335 (0,617)	-0,0720 (-2,88)***	0,1946 (1,150)	0,1324 (1,219)
2	0,0786 (1,309)		-0,0247 (-0,150)	-0,0906 (-0,864)
3	0,0540 (0,879)		0,0787 (0,443)	0,0510 (0,481)
4	0,0359 (0,570)		0,2064 (1,135)	0,0344 (0,333)
5	0,0521 (0,137)		-0,1901 (-0,985)	0,0659 (0,728)
6	0,0087 (0,137)		-0,0043 (-0,023)	
7			0,0978 (0,524)	
8			0,0772 (0,445)	
9			0,3019 (2,16)**	
Tổng cộng các hệ số độ trễ (Σ)	0,3793	-0,1462	0,7375	0,1611
Kiểm định Wald $\Sigma=0, \chi^2(1)$	4,192*	18,22***	2,955	1,761
Kiểm định Wald $\Sigma\alpha_{im}=1$	5,16***			
Thống kê F về sự kết hợp có ý nghĩa thống kê của các độ trễ	3,996*	9,137***	2,234	4,458*

Nguồn: Duc (2001).

Kết quả cho thấy cả bốn biến gM2, gY, π_1 và ω trong mô hình các nhân tố quyết định lạm phát đều có ý nghĩa thống kê tại các mức ý nghĩa khác nhau 10%, 5% và 1%. Do đó, chúng cũng được xem như là các chỉ số hữu ích cho việc giải thích sự thay đổi của lạm phát ở Việt Nam thời kỳ 1994:11-1999:5. Theo kết quả ước lượng được, bốn biến gM, gY và ω cũng như π_1 đều có ảnh hưởng ngắn hạn lên tỷ lệ lạm phát và các dấu của chúng cũng phù hợp với lý thuyết kinh tế vĩ mô. Tuy nhiên mức độ ảnh hưởng của nhân tố lạm phát kỳ vọng đã giảm xuống rất nhiều. Kết quả cho thấy tác động có độ trễ về mặt phản ứng của lạm phát kỳ vọng là có ý nghĩa thống kê ở mức 9 tháng sau đó. Đây là một sự khác biệt lớn so với ảnh hưởng của lạm phát kỳ vọng trong giai đoạn 1991:1-1994:10. Sở dĩ có sự khác biệt lớn này bởi vì trong giai

đoạn 1994:11-1999:5, tỷ lệ lạm phát bình quân đã ở mức vừa phải (một con số) cộng thêm với sự cải cách hệ thống ngân hàng diễn ra mạnh mẽ cho nên tâm lý của người dân e ngại về sự gia tăng của lạm phát đã giảm xuống nhiều. Họ tin tưởng hơn vào sự ổn định của đồng Việt Nam và mức lạm phát thấp sẽ được duy trì. Chính vì vậy, ảnh hưởng của lạm phát kỳ vọng trong giai đoạn này lên lạm phát đã chậm hơn so với giai đoạn trước. Bên cạnh đó, tác động của sự thay đổi chính sách cung tiền trong giai đoạn này có độ trễ ngắn hơn rất nhiều. Điều này có thể được lý giải bởi vì trong suốt giai đoạn này, Ngân hàng Nhà nước Việt Nam chủ yếu là tiến hành chính sách tiền tệ thắt chặt thông qua việc hạn chế sự gia tăng của tổng phương tiện thanh toán và tăng lãi suất; đồng thời đây cũng là thời kỳ có tốc độ tăng

trường kinh tế bình quân khá cao (ngoại trừ năm 1999). Chính điều này đã khiến cho tác động của tăng trưởng cung tiền trở nên có độ trễ ngắn hơn đến lạm phát so với thời kỳ trước. Một điểm khác biệt nữa so với giai đoạn trước đó là trong giai đoạn này ảnh hưởng của việc điều chỉnh chính sách tỷ giá hối đoái như phá giá đồng Việt Nam - đã ít có ảnh hưởng trực tiếp ngắn hạn có ý nghĩa thống kê tới xu hướng biến động của lạm phát như trước. Đây là một tín hiệu tích cực

cho thấy sự điều chỉnh chính sách tỷ giá đã theo sát với tín hiệu thị trường, đồng thời nó cũng đưa một hàm ý rằng việc phá giá đồng Việt Nam một cách chậm rãi sẽ ít gây ra ảnh hưởng đột biến cho lạm phát (dĩ nhiên là trong ngắn hạn, còn trong dài hạn thì ảnh hưởng sẽ khác biệt nhiều). Kết quả này cũng được thực tế trong giai đoạn sau đó chứng tỏ là tương đối phù hợp khi Việt Nam chủ động phá giá đồng nội tệ (ở mức thấp), song tỷ lệ lạm phát của Việt Nam vẫn ở mức thấp.

BẢNG 6: Kết quả ước lượng trong trường hợp sử dụng M2 và ϵ_{Market} : 1991:1-1999:5

Độ trễ	gM2	gY	$\pi_1 (\pi^e)$	$\omega(\epsilon_{Market} \cdot i_d)$
0	0,0840 (2,19)**	-0,0666 (-3,18)***		-0,0399 (-0,790)
1	0,0660 (1,70)*	-0,0724 (-3,38)***	0,2213 (1,945)*	0,0195 (0,349)
2	0,1266 (3,15)***		-0,1501 (-1,319)	-0,0233 (-0,421)
3	0,0163 (0,395)		0,1077 (0,998)	0,2055 (3,81)***
4	0,0582 (1,397)		0,1464 (1,345)	-0,0839 (-1,458)
5	-0,0061 (-0,155)		-0,0462 (-0,434)	0,1168 (2,35)**
6	-0,0060 (-0,153)		0,0015 (0,015)	
7			0,0708 (0,759)	
8			0,0054 (0,064)	
9			0,1154 (1,520)	
Tổng cộng các hệ số độ trễ (Σ)	0,3400	-0,1390	0,4722	0,1947
Kiểm định Wald $\Sigma=0, \chi^2(1)$	5,202**	19,7***	10,7***	8,76***
Kiểm định Wald $\Sigma\alpha_{im}=1$	19,7***			
Thống kê F về sự kết hợp có ý nghĩa thống kê của các độ trễ	2,270**	9,86***	2,46**	4,64***
Tự tương quan (LM test, $\chi^2(12)$)	13,20	Hệ số R-squared 0,737		
Tính chuẩn (Jarque-Bera test, $\chi^2(2)$)	0,359	Hệ số R-Squared hiệu chỉnh 0,644		
Dạng hàm	$\chi^2(2)$ 12,73	Thống kê DW-statistic 1,819		

Nguồn: Duc (2001).

Chú thích: *, **, và *** là các ký hiệu có ý nghĩa thống kê tại các mức 10%, 5%, và 1% tương ứng.

Tuy nhiên khi nhìn vào kết quả cuối cùng thì có thể nhận thấy rằng, trong dài hạn nếu gM2 thay đổi, thì lạm phát cũng sẽ cần khoảng một hoặc hai tháng sau đó để điều chỉnh toàn bộ cho phù hợp với những sự thay đổi của cung tiền mở rộng (broad

money). Trong cả ba trường hợp, tỷ lệ lạm phát đều phản ứng rất nhạy cảm với độ trễ ngắn của tăng trưởng cung tiền trong nền kinh tế. Điều đó cũng cho thấy rằng, chính sách quản lý cung tiền có ảnh hưởng tương đối lớn lên lạm phát trong dài hạn tại Việt

Nam. Ngoài ra, nếu ω thay đổi trong trường hợp sử dụng tỷ giá hối đoái chính thức, thì sẽ cần khoảng 1, 2, 3 hoặc 4 tháng sau để cho lạm phát kịp thời điều chỉnh toàn bộ cho phù hợp với sự thay đổi đó của ω . Nếu ω thay đổi trong trường hợp sử dụng tỷ giá hối đoái thị trường, thì sẽ cần khoảng 3 hoặc 5 tháng sau để cho lạm phát kịp thời điều chỉnh toàn bộ với sự thay đổi đó. Nhìn chung thì ảnh hưởng của độ trễ tối đa của ω là trong khoảng 4 tháng trong trường hợp sử dụng tỷ giá hối đoái chính thức và khoảng 5 tháng trong trường hợp sử dụng tỷ giá thị trường. Kết quả ước lượng hồi quy của mô hình lạm phát ở Việt Nam cũng chỉ cho thấy tỷ lệ lạm phát kỳ vọng π^e được xem như là một trong những nhân tố quyết định tỷ lệ lạm phát ở Việt Nam. Có thể thấy rõ rằng trong tất cả ba trường hợp nêu trên thì π^e là nhân tố hữu ích trong việc dự báo lạm phát cả trong ngắn và dài hạn. Nhân tố quyết định tỷ lệ lạm phát này có ảnh hưởng dài hạn đối với tỷ lệ lạm phát và nó có dấu dương thể hiện sự tương đối phù hợp với dự đoán của lý thuyết kinh tế vĩ mô.

IV. TÓM LƯỢC CÁC NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG TỚI LẠM PHÁT GIAI ĐOẠN 1986- 2004.

- Trong giai đoạn 1986-1990, ảnh hưởng có ý nghĩa thống kê (*chủ yếu ở mức 1%*) của các nhân tố tiền tệ (*như tăng trưởng lượng cung tiền hẹp M1, tăng trưởng tổng phương tiện thanh toán M2, tăng trưởng lượng gần-như-tiền QM, tăng trưởng lượng tiền trong lưu thông, tăng trưởng tín dụng trong nước,...*) tới sự bùng nổ của lạm phát là rất rõ ràng và mạnh hơn nhiều so với ảnh hưởng có ý nghĩa thống kê (*đan xen cả ở mức 1%, 5% và 10%*) của các nhân tố cơ cấu.

- Trong giai đoạn 1990-1994, các nhân tố tiền tệ (*như tăng trưởng lượng cung tiền hẹp M1, tăng trưởng tổng phương tiện thanh toán M2, tăng trưởng lượng gần-như-tiền QM, tăng trưởng lượng tiền trong lưu thông, tăng trưởng tín dụng trong nước,...*) vẫn duy trì mức độ ảnh hưởng quyết định có ý nghĩa thống kê (*đan xen ở mức 1%, 5% và thậm chí*

là ở cả mức 10%) tới xu hướng biến động mạnh của lạm phát bên cạnh ảnh hưởng có ý nghĩa thống kê của các nhân tố cơ cấu tới lạm phát.

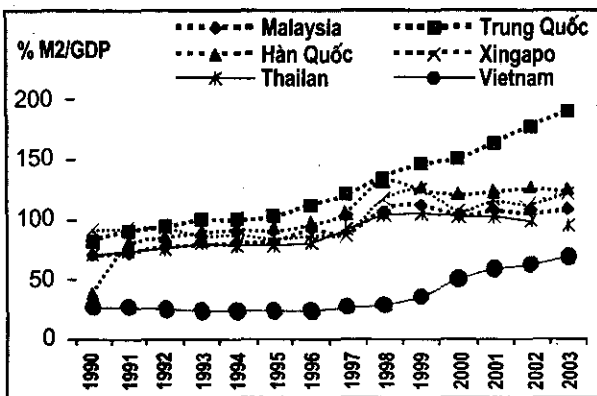
- Trong giai đoạn 1995-2003, ảnh hưởng của các nhân tố tiền tệ tới sự biến động của lạm phát đã giảm đi khá nhiều, cụ thể là trong giai đoạn 1995-1999, ảnh hưởng của các nhân tố tiền tệ tới lạm phát (*tăng trưởng tổng phương tiện thanh toán M2*) chỉ có ý nghĩa thống kê đa phần ở mức 10%; còn trong toàn bộ giai đoạn 1995-2004 thì hầu như tất cả các nhân tố tiền tệ (như tăng trưởng cung tiền hẹp M1, tăng trưởng tổng phương tiện thanh toán M2, tăng trưởng lượng gần-như-tiền QM và tăng trưởng lượng tiền trong lưu thông CU, tăng trưởng tín dụng trong nước,...) đều không có mối liên hệ rõ ràng có ý nghĩa thống kê (thậm chí chỉ ở mức 10%) với xu hướng biến động của tỷ lệ lạm phát. Trong giai đoạn này, ảnh hưởng của các nhân tố cơ cấu lên lạm phát lại dường như có ý nghĩa thống kê mạnh hơn rất nhiều (đan xen ở cả mức 1%, 5% và 10%) trong việc giải thích sự biến động của lạm phát.

- Riêng đối với năm 2004, lạm phát gia tăng cao tới mức 9,5% bắt nguồn chủ yếu từ các cú sốc phía cung trong quá trình hội nhập và toàn cầu hóa của các nhân tố cơ cấu - như cú sốc giá xăng dầu, sắt thép, phân bón, dược phẩm, tăng lương, lương thực, thực phẩm, đất đai nhà ở, cấu trúc thị trường bất cân xứng, sự yếu kém của các cơ quan quản lý giá cả thị trường, sự độc quyền trong phân phối của một số ngành,... Trên thực tế có một số ý kiến cho rằng, nếu lạm phát ở Việt Nam năm 2004 không phải bắt nguồn chủ yếu từ nguyên nhân tiền tệ, mà là do ảnh hưởng của cú sốc cung thì tại sao lạm phát ở Việt Nam lại cao như vậy (9,5%) trong khi một số nước khác như: Mỹ, Nhật, hay một số nước đang phát triển ở châu Á khác như Thái Lan, Malaysia lại có mức lạm phát khá thấp? Câu trả lời cho sự chênh lệch này có lẽ nằm chính trong sự khác nhau cơ bản về cơ cấu nội tại của nền kinh tế giữa Việt Nam với các nước này trong

việc ứng phó với các cú sốc từ phía cung trong quá trình hội nhập và toàn cầu hóa (cộng thêm một phần là quyền số của nhóm lương thực, thực phẩm của Việt Nam trong việc tính chỉ số giá tiêu dùng CPI còn tương đối cao so với một số nước khác). Sự khác nhau chủ yếu về cơ cấu nội tại được thể hiện rõ ở một số điểm chính sau đây:

Thứ nhất, tỷ lệ giữa tổng phương tiện thanh toán M2 so với tổng sản phẩm quốc nội của Việt Nam thấp hơn rất nhiều so với các nước khác trong khu vực. Nếu như năm 1990, tỷ lệ giữa M2 so với GDP của Việt Nam chỉ là 27,1% thì tỷ lệ này của Hàn Quốc đã là 38,4%; của Thái Lan là 70%; của Malaysia là 70,5% và của Trung Quốc là 82,5%. Đến năm 2003, mặc dù tỷ lệ M2/GDP của Việt Nam đã được gia tăng khá nhanh lên tới mức xấp xỉ gần 67,9%, song nó vẫn còn khá cách biệt so với tỷ lệ này của các nước khác trong khu vực như của Hàn Quốc (124,5%); của Thái Lan (95,0%); của Malaysia (108,7%) và của Trung Quốc (189,2%). Điều này muốn nói lên rằng nền kinh tế Việt Nam vẫn còn có hệ thống tài chính chưa phát triển và được xem như là nền kinh tế "tiền mặt". Do vậy, khả năng ứng phó với các cú sốc phía cung và giảm thiểu bớt ảnh hưởng ngoại lai tiêu cực từ các cú sốc phía cung này của Việt Nam sẽ kém hơn so với các nước này cũng là điều dễ hiểu.

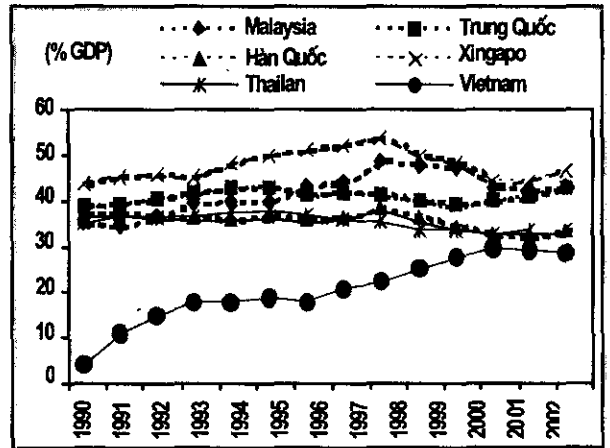
ĐỒ THỊ 7: Tỷ lệ M2/GDP của Việt Nam so với một số nước, 1990-2003.



Nguồn: Quỹ Tiền tệ quốc tế, 2004; Ngân hàng Thế giới, 2004; và tính toán của tác giả.

Thứ hai, đó là sự khác biệt về tỷ lệ tiết kiệm nội địa của Việt Nam theo giá thực tế cũng thấp hơn nhiều so với các nước khác trong khu vực châu Á. Tỷ lệ tiết kiệm nội địa so với GDP của Việt Nam là 10,1% trong năm 1991 thì của Hàn Quốc đã là 37,2%; của Thái Lan là 36,1%; của Malaysia là 34,1% và của Trung Quốc là 39,2%. Đến năm 2003, mặc dù khoảng cách khác biệt đã được rút ngắn lại, song trên thực tế tỷ lệ tiết kiệm nội địa của Việt Nam (28,21%) vẫn thấp hơn so với các nước khác như của Hàn Quốc (32,82%); của Thái Lan (33,14%); của Malaysia (42,93%) và của Trung Quốc (42,68%). Chính sự khác nhau về tỷ lệ tiết kiệm nội địa sẽ dẫn đến sự khác nhau về tình trạng mất cân đối giữa vốn đầu tư và tiết kiệm trong nền kinh tế.

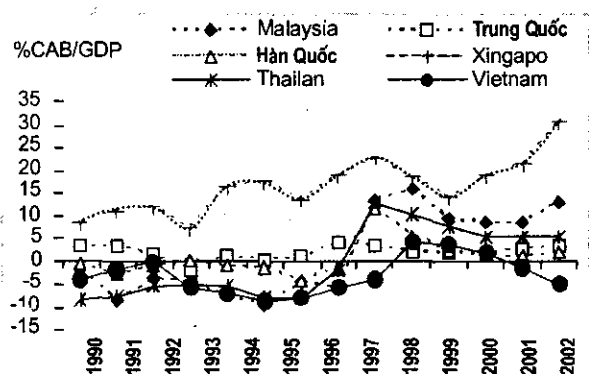
ĐỒ THỊ 8: Tiết kiệm nội địa của Việt Nam so với một số nước, 1990-2003.



Nguồn: Quỹ Tiền tệ quốc tế, 2004; Ngân hàng Thế giới, 2004; và tính toán của tác giả.

Thứ ba, đó là sự khác biệt về tỷ lệ phần trăm của cán cân tài khoản vãng lai (CAB) so với GDP tính theo giá hiện hành của Việt Nam so với các nước khác trong khu vực châu Á. Trong khi tỷ lệ này của Việt Nam trong năm 1990 là -4,0% thì của Hàn Quốc chỉ là -0,8%; của Thái Lan là -8,4%; của Malaysia là -2,1% và của Trung Quốc là 3,1% thì đến năm 2003, khoảng cách khác biệt hầu như không được rút ngắn lại mà còn gia tăng với tỷ lệ này của Việt Nam (-4,8%); của Hàn Quốc (2%); của Thái Lan (5,6%); của Malaysia (13%) và của Trung Quốc (3,2%).

ĐỒ THỊ 9: Cán cân tài khoản vãng lai/GDP của Việt Nam và một số nước, 1990-2003.



Nguồn: Quỹ Tiền tệ quốc tế, 2004; Ngân hàng Thế giới, 2004; và tính toán của tác giả.

V. NGỤ Ý CHÍNH SÁCH KINH TẾ VĨ MÔ CHO VIỆT NAM

Nghiên cứu này đã chỉ ra rằng:

Tỷ lệ lạm phát kỳ vọng chứa đựng nhiều thông tin có giá trị về hành vi của sự gia tăng mức giá chung *trong dài hạn*. Chính vì vậy, những cam kết chắc chắn đối với việc kiểm soát lạm phát thấp và ổn định nên được xem như là một trong những điểm bắt đầu quan trọng của việc hình thành chính sách vĩ mô để củng cố niềm tin của dân chúng vào các chính sách kinh tế vĩ mô và đồng tiền trong nước, đồng thời góp phần hạ thấp kỳ vọng vào lạm phát cao trong tương lai. Trong bối cảnh có lạm phát thấp, thì nhiều sự chú ý nên được dành cho việc điều chỉnh lại và kiểm soát lạm phát tại các mức hợp lý hơn (ví dụ 5-8%) nhằm thúc đẩy tăng trưởng kinh tế cao ở Việt Nam.

- Tăng trưởng cung tiền danh nghĩa (bao gồm cả gM1, gM2) là có mối quan hệ dương và có ý nghĩa thống kê đối với tỷ lệ lạm phát ở Việt Nam *trong dài hạn*. Vì vậy để duy trì lạm phát thấp và ổn định, tốt nhất là tạo sự độc lập lớn hơn cho Ngân hàng Nhà nước Việt Nam trong việc hình thành, thực hiện và điều chỉnh chính sách tiền tệ. Trong dài hạn, chính sách quản lý tăng trưởng cung tiền danh nghĩa nên được đặt dưới sự kiểm soát chặt chẽ bởi ngân hàng Nhà nước Việt Nam dựa trên cả phía cung lẫn phía cầu trên thị trường.

- Tỷ lệ lợi tức lên đồng đô la Mỹ chứa đựng nhiều thông tin có giá trị về hành vi giá cả *trong dài hạn* ở Việt Nam. Mối quan hệ giữa sự thay đổi trong tỷ giá hối đoái và tỷ lệ lãi suất tiền gửi tiết kiệm có kỳ hạn có ảnh hưởng lớn đối với chính sách hướng tới việc thúc đẩy giá trị đồng Việt Nam. Những thay đổi này nên được duy trì một cách hợp lý, đủ để lạm phát có thể được điều chỉnh phù hợp với thay đổi đó của ngân hàng Nhà nước Việt Nam.

- Một chính sách lãi suất tích cực nên được coi như là một chính sách không chỉ bảo đảm tỷ lệ lãi suất tiền gửi tiết kiệm thực dương, mà nó còn phải là một chính sách có tính đến cả tỷ lệ phá giá của đồng VND và tỷ lệ lãi suất tiền gửi của đồng đô la Mỹ. Vì vậy, các nỗ lực của Ngân hàng Nhà nước Việt Nam nhằm làm cho VND hấp dẫn hơn thông qua chính sách lãi suất và chính sách tỷ giá hối đoái nên được duy trì linh hoạt hơn, để không chỉ kiềm chế lạm phát thấp mà còn thúc đẩy tăng trưởng kinh tế trong trung và dài hạn.

- Mức độ ảnh hưởng của các nhân tố quyết định tỷ lệ lạm phát ở Việt Nam đã thay đổi đáng kể trong thời kỳ 1991-1999 (kể từ cuối năm 1994 và đầu năm 1995). Kết quả này đưa ra hàm ý rằng, khi độ mở của nền kinh tế thay đổi theo chiều hướng gia tăng nhanh thì rất cần thiết và sẽ rất có ích khi tiến hành sửa đổi hiệu chỉnh lại hệ thống chính sách vĩ mô hiện hành một cách linh hoạt hơn, nhằm đáp ứng kịp thời những thay đổi lớn về môi trường kinh tế vĩ mô của một nền kinh tế đang trong quá trình chuyển dịch sang nền kinh tế thị trường, trước xu thế hội nhập và toàn cầu hóa đang ngày càng gia tăng. Bởi vì một trong những mục tiêu quan trọng nhất của Việt Nam trong giai đoạn 1995-2010 là đạt tăng trưởng kinh tế cao, cho nên chính sách tiền tệ thắt chặt trong những năm qua (trước năm 1999) là ít tạo thuận lợi cho mục tiêu này. Do việc thực hiện quản lý cung tiền nổi lũng trong ngắn hạn có ảnh hưởng dương lên lạm phát với ý nghĩa thống kê kém hơn rất nhiều so với ảnh hưởng của nó trong dài hạn, nên việc Ngân hàng Nhà nước nổi lũng chính sách cung tiền để kích cầu trong bối cảnh có lạm phát quá thấp là khá phù hợp (giai đoạn 1999-2003). Tuy nhiên, đến năm 2004 do tỷ lệ

lạm phát đã ở mức 9,5% và tăng trưởng kinh tế cũng đạt được ở mức 7,69%, nên việc tiến hành chính sách tiền tệ thận trọng có kiểm soát chặt chẽ nhưng linh hoạt hơn là điều cần thiết, nhằm tránh các ảnh hưởng tích lũy cộng dồn của tăng trưởng cung tiền và tín dụng nóng (không gắn với phát triển bền vững của nền kinh tế) lên xu hướng biến động của lạm phát trong dài hạn.

- Tỷ giá hối đoái ảnh hưởng lên tỷ lệ lạm phát ở Việt Nam đã yếu dần đi trong ngắn hạn (có ý nghĩa thống kê ở mức 10%). Điều đó có nghĩa rằng, việc phá giá đồng VND một cách chậm rãi trong ngắn hạn sẽ ít có ảnh hưởng đáng kể tới sự thay đổi đột biến của tỷ lệ lạm phát (kết quả này có lẽ sẽ khác đi nếu tiến hành phá giá mạnh và duy trì trong dài hạn). Vì vậy, Ngân hàng Nhà nước nên tiến hành điều chỉnh chính sách tỷ giá hối đoái một cách linh hoạt hơn nữa, nhằm cải thiện khả năng cạnh tranh của hàng hóa Việt Nam trên thị trường quốc tế trong ngắn hạn. Tuy nhiên, trong dài hạn có lẽ sẽ là có ích hơn khi nói lỏng việc quản lý chính sách tỷ giá hối đoái thông qua: cách thứ nhất là nên áp dụng đa dạng các đồng ngoại tệ mạnh khác trong trao đổi thương mại, thay vì chỉ dùng một ngoại tệ mạnh chủ yếu là đồng đô la Mỹ; cách thứ hai là thông qua việc mở rộng hơn nữa biên độ dao động của tỷ giá hối đoái, đồng VND có thể được dao động một cách tự do hơn theo tín hiệu thị trường, nhằm phản ánh chính xác hơn những điều kiện thực của thị trường ngoại hối tại Việt Nam.

- Ngoài ra, mặc dù các công cụ trực tiếp của chính sách tiền tệ là rất có hiệu quả trong việc kiểm soát lạm phát, tuy nhiên chúng có lẽ là có hại cho các hoạt động kinh doanh trong nền kinh tế đang nỗ lực tăng trưởng. Vì vậy, Ngân hàng Nhà nước nên tăng cường việc sử dụng các công cụ gián tiếp của chính sách tiền tệ nhằm điều tiết lượng cung tiền trong nền kinh tế như công cụ thị trường mở,... Một chính sách lãi suất thực dương tích cực để bảo vệ đồng VND là rất cần thiết, bởi vì nó hoạt động cùng với chính sách tài khóa và tiền tệ chặt để xây dựng niềm tin của dân chúng vào các nỗ lực của Nhà nước trong việc kiểm soát lạm phát. Tuy nhiên, nếu tỷ lệ lãi suất tiền gửi

quá cao thì nó cũng đẩy tỷ lệ lãi suất cho vay lên cao hơn. Điều đó có lẽ có hại cho sự phát triển của nền kinh tế đang nỗ lực đạt tăng trưởng cao trong quá trình chuyển dịch. Vì vậy, Ngân hàng Nhà nước nên hướng chính sách lãi suất thực dương tới cơ chế vận hành một cách linh hoạt hơn (tự do hóa lãi suất) để thúc đẩy tăng trưởng kinh tế cao. Cải cách chính sách tín dụng và đẩy mạnh hoạt động thị trường mở cũng nên được xem như là một cải cách ưu tiên hàng đầu trong giai đoạn tới.

- Để có thể hiểu rõ hơn nữa nguyên nhân cơ bản của lạm phát và đưa ra cách phòng chống kiểm soát lạm phát có hiệu quả, thì điều cần thiết là phải tiến hành phối kết hợp cả trường phái cơ cấu và trường phái tiền tệ với nhau nhằm nghiên cứu lạm phát một cách toàn diện và có hệ thống. Điều này đã được Seers (1981a, tr 9) khẳng định "*Chẳng có lời giải thích nào của trường phái tiền tệ hay trường phái cơ cấu là đủ cả. Chúng ta cần phải dựa trên cả hai để giải thích lạm phát*". Nhận định này đã được kiểm chứng không chỉ trong lý thuyết kinh tế học hiện đại (Kirkpatrick and Nixon, 1987), mà còn được kiểm nghiệm cả ở trong thực tiễn dưới dạng các nghiên cứu thực chứng sử dụng mô hình toán ở nhiều nước trên thế giới (Wachter, 1976; Bhalla, 1981; Harberger, 1963;...) và nó tỏ ra tương đối phù hợp với các nước đang phát triển, đặc biệt là Việt Nam trong bối cảnh hội nhập và toàn cầu hóa đang ngày càng gia tăng./.

TÀI LIỆU THAM KHẢO:

1. Addison, J.T., Burton, J. and Torrance, T.S. (1980) 'On the causes of inflation', *The Manchester School*, Vol. 48, pp. 140-156.
2. Baer, W. (1967) "The inflation controversy in Latin America: a survey", *Latin American Research Review*, Spring.
3. Bhalla, S. (1981) "The transmission of inflation into developing countries", in W.R. Cline and associates *World Inflation and Developing Countries*, The Brookings Institution.
4. Canavese, A.J. (1982) "The structuralist explanation in the theory of inflation", *World Development*, Vol. 10, No. 7, July, pp 523-529.
5. Duc, Nguyen Cao (2001) "Determinants of inflation in Vietnam and Macroeconomic policy implications", M.A thesis, ISS-NEU.