

BỘ GIÁO DỤC VÀ ĐÀO TẠO
TRƯỜNG ĐẠI HỌC KINH TẾ TP. HỒ CHÍ MINH



ĐỀ TÀI NGHIÊN CỨU KHOA HỌC

Mã số:

NGHIÊN CỨU THỰC NGHIỆM VỀ CÁC
CÔNG CỤ CHÍNH SÁCH TIỀN TỆ Ở
VIỆT NAM

MỤC LỤC

1. Giới thiệu.....	1
2. Tổng quan các nghiên cứu trước đây và mục tiêu bài nghiên cứu.....	2
2.1. Tổng quan các nghiên cứu trước đây	2
2.2. Mục tiêu bài nghiên cứu.....	7
2.3. Sơ lược phát triển kinh tế gần đây của Việt Nam.....	7
3. Phương pháp nghiên cứu	10
3.1. Giới thiệu mô hình	11
3.1.1. Mô hình đánh giá phản ứng của chính sách tiền tệ.....	11
3.1.2. Mô hình đánh giá hiệu quả của chính sách tiền tệ	14
3.2. Dữ liệu	15
3.3. Biến phụ thuộc	15
3.4. Biến giải thích.....	15
4. Nội dung và kết quả nghiên cứu	18
4.1. Thống kê mô tả biến (tổng hợp) và kiểm tra độ tương quan và mức ý nghĩa các biến:.....	18
4.2. Phản ứng của chính sách tiền tệ	19
4.2.1. Mô hình và xử lý số liệu.....	19
4.2.2. Phân tích kết quả mô hình:	21
4.3. Hiệu quả của chính sách tiền tệ.....	22
4.3.1. Xử lý tính dừng của số liệu.....	22
4.3.2. Hàm phản ứng đẩy.....	22
4.3.3. Phân rã phương sai	26
4.3.4. Kiểm định nhân quả Granger.....	30
5. Phân tích lịch sử.....	31
6. Kết luận và một số khuyến nghị.....	35
6.1. Kết luận.....	35
6.2. Một số khuyến nghị.....	35
6.2.1. Nâng cao tính hiệu quả của các công cụ chính sách tiền tệ.....	36
6.2.2. Nâng cao tính chủ động của các công cụ chính sách tiền tệ.....	37

DANH MỤC MỘT SỐ TỪ KHÓA

STT	TỪ KHOÁ	GIẢI THÍCH
1	Quy tắc Taylor	Quy tắc lần đầu tiên được đưa ra bởi nhà kinh tế học Mỹ John B. Taylor in 1993, là quy tắc của chính sách tiền tệ, quy định Ngân hàng Trung ương nên thay đổi lãi suất danh nghĩa như thế nào để đáp ứng các thay đổi của lạm phát, GDP hoặc các điều kiện kinh tế khác
2	Quy tắc McCallum	Quy tắc được đưa ra bởi Bennett T. McCallum. Quy tắc này mô tả mối quan hệ giữa mức tăng trưởng trong cung tiền được thiết lập bởi Ngân hàng Trung ương với lạm phát.
3	Lỗ hổng lạm phát	Khoảng chênh lệch giữa tỷ lệ lạm phát kỳ vọng và tỷ lệ lạm phát thực tế
4	Lỗ hổng sản lượng	Khoảng chênh lệch giữa GDP thực tế và GDP tiềm năng
5	Tỷ giá hối đoái thực hiệu lực	Tỷ giá hối đoái hiệu lực là tỷ lệ trao đổi giữa một đồng tiền X với nhiều đồng tiền khác cùng lúc (thông thường là đồng tiền của các bạn hàng thương mại lớn). Tỷ giá này được tính dựa trên giá trị bình quân gia quyền của các tỷ giá song phương giữa đồng tiền X với từng đồng tiền kia.
6	GMM	Phương pháp động lượng tổng quát (Generalized method of moments)
7	VAR	Mô hình tự hồi quy vector

DANH MỤC BẢNG

Bảng 1: Thông kê mô tả các biến kinh tế vĩ mô và kiểm tra độ tương quan và mức ý nghĩa các biến 18	18
Bảng 2: Ước lượng GMM hai phương trình của quy tắc Taylor và quy tắc McCallum 20	20
Bảng 3: Phân rã phương sai của sai số dự báo : $x_t = (\pi_t, y_t, e_t, r_t, m_t)'$ 27	27
Bảng 4: Phân rã phương sai của $x_t = (\pi_t, y_t, e_t, m_t, r_t)'$ 28	28
Bảng 5: Kết quả kiểm định nhân quả Granger 29	29

DANH MỤC HÌNH

Hình 1: Tốc độ tăng trưởng kinh tế Việt Nam từ năm 1986 - 2011	8
Hình 2: Chuỗi biểu diễn các biến kinh tế vĩ mô	16
Hình 3: Đồ thị hàm phản ứng đẩy theo trật tự $x_t = (\pi_t, y_t, e_t, r_t, m_t)'$	22
Hình 4: Đồ thị hàm phản ứng đẩy theo trật tự $x_t = (\pi_t, y_t, e_t, m_t, r_t)'$	23
Hình 5: Đồ thị biểu diễn lãi suất và tỷ lệ lạm phát từ Q1.1996 đến Q1.2012	30
Hình 6: Đồ thị biểu diễn tốc độ tăng trưởng cung tiền và tỷ lệ lạm phát từ Q1.1996 đến Q1.2012	30

1. Giới thiệu

Chính sách tiền tệ có vai trò cực kỳ quan trọng đối với sự phát triển của nền kinh tế từng quốc gia. Vì vậy, việc nghiên cứu quy tắc chính sách tiền tệ là một lĩnh vực nghiên cứu thiết thực trong kinh tế học. Công cụ của chính sách tiền tệ là hệ thống các biện pháp mà Ngân hàng Nhà nước có thể sử dụng để điều chỉnh, tác động trực tiếp hoặc gián tiếp tới mức cung cầu tiền tệ, nhằm đạt được mục tiêu cao nhất của chính sách tiền tệ đã đề ra. Việc sử dụng công cụ chính sách tiền tệ chỉ phát huy được hiệu quả khi nó tạo ra được cơ chế truyền dẫn tác động dây chuyền từ công cụ chính sách tiền tệ tác động đến mục tiêu hoạt động, mục tiêu trung gian, mục tiêu cuối cùng của chính sách tiền tệ. Bài nghiên cứu tiến hành kiểm tra thực nghiệm về phản ứng của hai kênh dẫn truyền chính sách tiền tệ chủ yếu ở Việt Nam là: cung tiền và lãi suất tới các điều kiện kinh tế vĩ mô và mức độ hiệu quả của những biến chính sách này tới mục tiêu: tăng trưởng kinh tế và kiểm soát lạm phát – mục tiêu hàng đầu của chính sách tiền tệ Việt Nam giai đoạn hiện nay.

Chúng tôi phân tích phản ứng và mức độ hiệu quả đó bằng cách ước tính các quy tắc Taylor và McCallum cho chính sách tiền tệ Việt Nam, sử dụng mô hình động lực tổng quát GMM, mô hình tự hồi quy vector VAR với dữ liệu hàng quý trong giai đoạn 2000 – 2011.

Kết quả cho thấy rằng, các biến chính sách tiền tệ phản ứng đối với tăng trưởng kinh tế và tỷ lệ lạm phát nhưng tầm quan trọng của những phản ứng này lại yếu hơn nhiều so với những quan sát trong những nền kinh tế thị trường. Cung tiền phản ứng với tỷ lệ lạm phát và sản lượng thực một cách chủ động và có những ảnh hưởng nhất định vào tỷ lệ lạm phát và sản lượng thực trong tương lai. Ở một góc độ khác, lãi suất cơ bản phản ứng đến tỷ lệ lạm phát và không phản ứng với sản lượng thực. Chúng cũng không có bất kỳ ảnh hưởng nào đến tỷ lệ lạm phát và sản lượng thực trong tương lai.

2. Tổng quan các nghiên cứu trước đây và mục tiêu bài nghiên cứu

2.1. Tổng quan các nghiên cứu trước đây

Chính sách tiền tệ có vai trò cực kỳ quan trọng đối với sự phát triển của nền kinh tế từng quốc gia. Vì vậy, việc đánh giá chính sách tiền tệ là một lĩnh vực nghiên cứu thiết thực trong kinh tế học. Có rất nhiều bài nghiên cứu về vấn đề này nhưng phần lớn các nghiên cứu trước đây đều được thực hiện cho các nền kinh tế phát triển. Điển hình như nghiên cứu của Sargent và Wallace (1975) cho rằng chính sách tiền tệ có thể không hiệu quả với những kỳ vọng hợp lý. Sau đó là nghiên cứu của Lucas (1976), người phê phán những dự đoán ngẫu thơ của những mô hình phi cấu trúc được ước lượng với dữ liệu lịch sử, những nghiên cứu về việc đánh giá chính sách tiền tệ lại tiếp tục được thực hiện vào cuối những năm 80, 90. Để có cái nhìn chi tiết và rõ ràng hơn, chúng tôi tiến hành phân loại bộ các nghiên cứu trong lịch sử, cụ thể là các phần sau đây.

Những nghiên cứu về quy tắc Taylor

Một nghiên cứu không thể bỏ qua là Taylor (1993), người đã đưa ra một quy tắc cho Ngân hàng Trung ương để thiết lập một lãi suất mục tiêu danh nghĩa để đáp ứng các thay đổi của lạm phát, sản lượng cũng như các điều kiện kinh tế khác. Quy tắc mô tả cách Ngân hàng Trung ương gia tăng (giảm) lãi suất mục tiêu khi lạm phát kỳ vọng cao (thấp) hơn lạm phát mục tiêu mong muốn và khi sản lượng thực tế cao (thấp) hơn sản lượng tiềm năng. Cụ thể, quy tắc Taylor khuyến nghị một mức lãi suất thấp (Chính sách tiền tệ nới lỏng) để thúc đẩy tăng trưởng kinh tế, ngược lại quy tắc cũng khuyến nghị một mức lãi suất cao (Chính sách tiền tệ thắt chặt) để giảm áp lực lạm phát trong trường hợp lạm phát lớn hơn lạm phát mục tiêu hoặc sản lượng thực tế lớn hơn sản lượng tiềm năng. Quy tắc Taylor và những biến thể của nó đã ước lượng thực nghiệm cho Mỹ và những quốc gia khác bởi những kinh tế gia trên thế giới. Nghiên cứu của Clarida cùng các đồng sự (1998) cung cấp một số bằng chứng quốc tế, cụ thể là ước lượng hàm phản ứng của chính sách tiền tệ với lãi suất áp dụng cho hai nhóm quốc gia là G3 (Đức, Nhật, Mỹ), E3 (Anh, Pháp, Italia).

Để kiểm định xem hành vi của Ngân hàng Trung ương các nước Mỹ, Nhật Bản và một số quốc gia châu Âu, nghiên cứu của Clarida, Gali và Gertler (1998a) đã ước lượng quy tắc chính sách tiền tệ tương lai bằng việc sử dụng phương pháp GMM. Họ tìm thấy rằng những Ngân hàng Trung ương của Mỹ, Nhật Bản, Đức theo đuổi một dạng ẩn của lạm phát mục tiêu. Theo nghiên cứu của Clarida, Gali và Gertler (1998b), GMM được sử dụng rộng rãi để kiểm định hành vi của các Ngân hàng Trung ương ở các nước phát triển. Bằng việc sử dụng dữ liệu cho Mỹ, Anh, Nhật Bản; Chada, Lucio và Giorgio (2004) đã mở rộng bài nghiên cứu của họ để kiểm định vai trò chung của giá cả tài sản và tỷ giá hối đoái. Họ đã chứng tỏ được rằng những nhà làm chính sách tiền tệ sử dụng giá cả tài sản và tỷ giá hối đoái không chỉ như một phần của tập hợp thông tin mà còn để thiết lập lãi suất chính sách. Bằng việc sử dụng GMM, Me'sonnier và Renne (2004) đã ước tính hàm phản ứng của chính sách tiền tệ khu vực châu Âu. Họ tìm thấy rằng sự hiện diện của thành phần mang tính hệ thống trong chính sách tiền tệ đã chiếm ưu thế trong khu vực châu Âu suốt hai thập niên gần đây. Auray và Fe've (2003) đã kiểm định hành vi của lãi suất danh nghĩa và lạm phát bằng việc sử dụng một mô hình giá cứng (sticky price) với một quy luật tăng cung tiền ngoại sinh ở Mỹ. Họ tìm thấy một mối quan hệ giữa lãi suất danh nghĩa và lạm phát tương tự như được mô tả trong quy tắc Taylor. Tiếp theo sau nghiên cứu năm 1993, Taylor (2001) đã mở rộng quy tắc bằng cách thêm vào biến tỷ giá hối đoái và xem biến tỷ giá hối đoái như một biến kinh tế phản ánh lãi suất chính. Kuzin (2006) sử dụng khuôn khổ để phân tích các kinh nghiệm kiểm soát lạm phát của Ngân hàng Trung ương Đức. Kết quả của bài nghiên cứu cho thấy lo ngại lạm phát của Ngân hàng Trung ương Đức thay đổi, cụ thể là có những lúc lo ngại cao và có những lúc lo ngại thấp trong khoảng thời gian thực hiện mục tiêu tiền tệ. Điều này đã lý giải rằng tại sao hệ số lạm phát ước lượng luôn không vượt quá 1 (hệ số lạm phát ước lượng bé hơn hoặc bằng 1) trong quy tắc Taylor đơn giản, như vậy chính sách tiền tệ ở đây là kiểm soát lạm phát chứ không phải là ổn định lạm phát. Bên cạnh đó, nghiên cứu của Esanov và các đồng sự (2005) cho thấy các đánh giá về chính sách tiền tệ của Nga. Bài nghiên cứu xem xét việc tiến hành chính sách tiền tệ và hành vi thiết lập công cụ chính sách tiền tệ dựa trên quy tắc Taylor của

Ngân hàng Trung ương Nga. Tác giả đã sử dụng các quy tắc chính sách tiền tệ khác nhau và thử nghiệm xem Ngân hàng Trung ương Nga có phản ứng với những thay đổi trong lạm phát, với lỗ hồng sản lượng và với tỷ giá hối đoái một cách nhất quán và có thể dự đoán được. Kết quả của bài nghiên cứu chỉ ra rằng, trong giai đoạn từ 1993 đến 2004, Ngân hàng Trung ương Nga sử dụng cung tiền là công cụ chính sách chính. Ngoài ra, nghiên cứu của Kim và Nelson (2006) sử dụng một mô hình với hệ số thay đổi theo thời gian để đánh giá những quy tắc chính sách tiền tệ tương lai.

Những nghiên cứu được thực hiện ở những nền kinh tế đang phát triển

Bên cạnh những nghiên cứu ở những nước phát triển thì cũng có một số ít nghiên cứu đã kiểm định quy tắc chính sách tiền tệ ở những nước đang phát triển cụ thể là Alkan và Nargelecekenler (2008) ước tính hàm phản ứng của chính sách tiền tệ trước đó và tương lai của Ngân hàng Trung ương Thổ Nhĩ Kỳ bằng việc xem xét thời kỳ trước khủng hoảng từ tháng 8 năm 2001 đến tháng 9 năm 2006, với tâm điểm là lạm phát mục tiêu. Họ đã chỉ ra rằng Ngân hàng Trung ương Thổ Nhĩ Kỳ cũng áp dụng quy tắc Taylor trong việc thiết lập lãi suất. Trong mô hình tương lai, hệ số phản ứng của lạm phát và lỗ hồng sản lượng lớn hơn trong mô hình trước đó. Những kết quả những mô hình tương lai phản ánh những chính sách được thực hiện ở Thổ Nhĩ Kỳ. Trong thời kỳ trước khủng hoảng lạm phát kỳ vọng là biến phản ứng chính của Ngân hàng Trung ương Thổ Nhĩ Kỳ. Bài nghiên cứu của Longzhen Fan, Yihong Yu a, Chu Zhang (2009) xem xét phản ứng của các chính sách tiền tệ của chính phủ về cung tiền và lãi suất đến các điều kiện kinh tế và sự hiệu quả của các chính sách trong nỗ lực đạt được mục tiêu thúc đẩy tăng trưởng kinh tế và kiểm soát lạm phát. Tác giả phân tích phản ứng và tính hiệu quả bằng ước tính quy tắc Taylor, quy tắc McCallum, mô hình tự hồi quy véc tơ, sử dụng dữ liệu hàng quý trong thời kỳ 1992-2009. Nhìn chung, những kết quả cho thấy rằng các biến chính sách tiền tệ phản ứng đối với tăng trưởng kinh tế và tỷ lệ lạm phát nhưng tầm quan trọng của những phản ứng này lại yếu hơn nhiều so với những quan sát trong những nền kinh tế thị trường. Cung tiền phản ứng với tỷ lệ lạm phát và sản lượng thực một cách chủ

động và có những ảnh hưởng nhất định vào tỷ lệ lạm phát và sản lượng thực trong tương lai. Ở một góc độ khác, lãi suất cơ bản phản ứng một cách bị động đến tỷ lệ lạm phát và không phản ứng với sản lượng thực. Chúng không có bất kỳ ảnh hưởng nào đến tỷ lệ lạm phát và sản lượng thực trong tương lai. Ngoài ra, nghiên cứu của Abdul Aleem và Amine Lahiani (2011) nói về bằng chứng thực nghiệm ở Pakistan. Bài nghiên cứu này ước tính chính sách tương lai của Pakistan để kiểm tra xem hành vi thiết lập lãi suất của Ngân hàng Nhà nước Pakistan, nghiên cứu các giới hạn bên ngoài tác động đến chính sách tiền tệ, lạm phát cơ bản và lỗ hổng sản lượng từng quốc gia. Kết quả bài nghiên cứu này cho thấy phản ứng của Ngân hàng Nhà nước Pakistan với những thay đổi trong lạm phát, lỗ hổng sản lượng và lãi suất FED. Tác giả sử dụng phương pháp GMM để ước tính quy tắc chính sách tiền tệ tương lai cho Pakistan. Các kết quả cho thấy rằng quy tắc Taylor đơn giản không giải thích được hành vi thiết lập lãi suất của Ngân hàng Nhà nước Pakistan. Chúng tôi còn tìm hiểu bài nghiên cứu viết về quy tắc Taylor và chính sách tiền tệ của Tunisia, được viết bởi Imen Mohamed Sghaier, 2012. Bài nghiên cứu này ước tính hàm phản ứng chính sách tiền tệ của Ngân hàng Trung ương Tunisia bằng việc sử dụng dữ liệu hàng quý từ quý 2-1993 đến quý 4-2011. Những chính sách mà Ngân hàng Trung ương Tunisia áp dụng được phân tích theo quy tắc Taylor. Những kết quả thực nghiệm cho thấy rằng Ngân hàng Trung ương Tunisia đã áp dụng quy tắc này nhằm đưa ra hành vi thiết lập lãi suất cho mình. Trong mô hình tương lai, hệ số phản ứng của lạm phát kỳ vọng lớn hơn hệ số của lỗ hổng lạm phát, điều này phù hợp với thực tế rằng lạm phát là công cụ cơ bản của chính sách tiền tệ. Những kết quả của những mô hình tương lai phản ánh những chính sách đã được thực hiện ở Tunisia.

Bên cạnh các nghiên cứu trên, có một số ít các nghiên cứu thực nghiệm ước tính quy tắc chính sách tiền tệ cho thị trường mới nổi và đang phát triển, đa phần trong số đó tập trung vào các quốc gia có khuôn khổ lạm phát mục tiêu. Nổi bật có nghiên cứu Yazgan và Yimazkuday (2007) đã chứng tỏ rằng quy tắc Taylor tương lai cung cấp một mô tả hợp lý hành vi của Ngân hàng Trung ương Israel và Thổ Nhĩ Kỳ.

Torres (2003) kiểm định quy tắc chính sách tiền tệ cho Mexico và phát hiện ra rằng những chính sách tiền tệ của Mexico phù hợp với hệ thống lạm phát mục tiêu. Bằng việc sử dụng một hàm phản ứng kinh tế mở tiêu chuẩn, Mohanty và Klau (2004) cho thấy rằng trong nhiều nền kinh tế mới nổi lãi suất phản ứng một cách mạnh mẽ đối với các cú sốc tỷ giá hối đoái.

Các nghiên cứu về quy tắc McCallum

Song song với việc tìm hiểu các bài nghiên cứu về quy tắc Taylor, chúng tôi cũng tìm hiểu về quy tắc Mc Callum. Quy tắc McCallum (1988) mô tả tốc độ tăng trưởng cung tiền. Quy tắc McCallum gốc mô tả tốc độ tăng trưởng cung tiền như là một hàm của tốc độ tăng trưởng GDP và vòng quay tiền. Để tương tự với quy tắc Taylor nhiều công trình nghiên cứu gần đây sửa đổi các quy tắc McCallum để cung tiền là một hàm của lỗ hổng lạm phát dự kiến và lỗ hổng sản lượng. Một ví dụ cụ thể là bài nghiên cứu của Esanov (2005). Quy tắc McCallum đã sửa đổi mô tả cách Ngân hàng Trung ương giảm (tăng) cung tiền khi lạm phát thực tế cao (thấp) hơn lạm phát mục tiêu kỳ vọng và khi sản lượng thực tế lớn (nhỏ) hơn sản lượng tiềm năng.

Chúng tôi còn tìm hiểu một số bài nghiên cứu về chính sách tiền tệ được thực hiện ở Việt Nam, nổi bật nhất là Ulrich Camen (2006) bàn về chính sách tiền tệ Việt Nam trong trường hợp là một quốc gia đang trong thời kỳ chuyển tiếp, nghiên cứu này cho thấy rằng chính phủ Việt Nam đã đạt được những tiến bộ ấn tượng trong việc thực hiện cải cách khu vực tài chính và giới thiệu những công cụ chính sách tiền tệ gián tiếp trong 10 năm, từ năm 1996 đến năm 2006. Tuy nhiên, trong con mắt nhận định của quốc tế, Việt Nam cần thiết cải cách khu vực tài chính và chính sách tiền tệ hơn nữa, và chính phủ Việt Nam đã nhận thấy tầm quan trọng của việc tiếp tục quá trình cải cách này.

Những nghiên cứu về các quy tắc chính sách tiền tệ dựa vào mô hình VAR

Ngoài ra cũng có một bộ nghiên cứu về các quy tắc chính sách tiền tệ dựa vào mô hình tự hồi quy véc tơ VAR. Những nghiên cứu quan trọng nhất là Sims (1992), Bernanke and Blinder (1992), Cristiano et al. (1999). Họ kết luận rằng lãi suất mục

tiêu của FED và dự trữ không vay là những biến chính sách tiền tệ đặc trưng ở Mỹ, trong khi sự đổi mới của biến cung tiền không phải là những biến lý tưởng để đại diện cho những cú sốc chính sách tiền tệ. Bên cạnh đó, Malik (2007) ước tính mô hình VAR để xác định những mục tiêu của chính sách tiền tệ ở Pakistan và cho thấy rằng chính sách tiền tệ ở đây phụ thuộc vào lãi suất nước ngoài. Berument và Tasci (2004) ước tính quy tắc chính sách tiền tệ tương lai cho Thổ Nhĩ Kỳ và tìm ra rằng Ngân hàng Trung ương Thổ Nhĩ Kỳ phản ứng với những thay đổi trong dự trữ ngoại hối và sản lượng.

2.2. Mục tiêu bài nghiên cứu

Bài nghiên cứu của chúng tôi tập trung giải quyết hai câu hỏi cho chính sách tiền tệ của Việt Nam :

- Cung tiền và lãi suất cơ bản phản ứng như thế nào với các biến kinh tế vĩ mô như: sản lượng, tỷ lệ lạm phát và tỷ giá hối đoái thực hiệu lực?
- Đánh giá hiệu quả của chính sách tiền tệ: chính sách tiền tệ ảnh hưởng đến kết quả sản lượng và tỷ lệ lạm phát tương lai như thế nào?

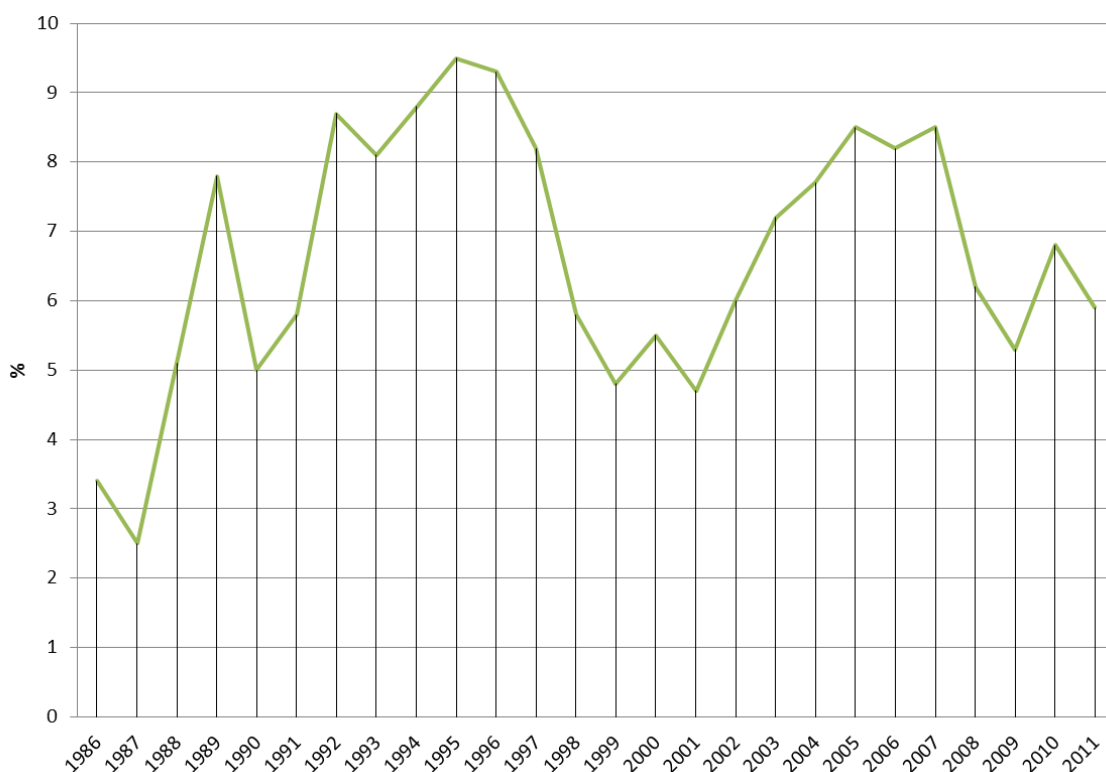
Về câu hỏi, các công cụ chính sách tiền tệ phản ứng như thế nào, chúng tôi áp dụng các khuôn khổ quy tắc Taylor và quy tắc McCallum được sử dụng rộng rãi trong các nghiên cứu trước để ước tính phản ứng của lãi suất cơ bản ngắn hạn và tỷ lệ tăng trưởng của cung tiền thực so với sản lượng thực tế và tỷ lệ lạm phát. Sau đó, để phân tích tính hiệu quả của các biến chính sách tiền tệ, chúng tôi áp dụng mô hình tự hồi quy vector (VAR) kiểm tra hàm phản ứng đầy của các biến kinh tế vĩ mô tới biến chính sách và phân tích sự phân rã phương sai của các sai số dự báo trong mô hình VAR.

2.3. Sơ lược phát triển kinh tế gần đây của Việt Nam

Việt Nam là nền kinh tế lớn thứ 6 ở Đông Nam Á và lớn thứ 57 trên thế giới xét theo quy mô tổng sản phẩm nội địa danh nghĩa năm 2011 và đứng thứ 128 xét theo tổng sản phẩm nội địa danh nghĩa bình quân đầu người, đây là một nền kinh tế mới

nổi và có những chuyển biến mạnh mẽ trong vài chục năm trở lại đây. Việt Nam bắt đầu tiến hành cải cách kinh tế vào năm 1986, một mốc thời gian cực kỳ có ý nghĩa đối với kinh tế, xã hội, chính trị Việt Nam. Thời kỳ đầu 1986-2000 gọi là thời kỳ chuyển tiếp của nền kinh tế Việt Nam, từ nền kinh tế kế hoạch hóa tập trung sang vận hành theo cơ chế thị trường, tuy vẫn gặp nhiều hạn chế bởi sự quản lý của nhà nước. Và vào đầu những năm 1990, kinh tế Việt Nam trở dậy mạnh mẽ, trong thời kỳ đó, tăng trưởng kinh tế trung bình hằng năm đạt khoảng 7.4%, kinh tế Việt Nam bắt đầu có những chuyển biến tốt. Từ chỗ phải nhập khẩu lương thực, Việt Nam đã sản xuất đủ tự cung cấp, có dự trữ và còn xuất khẩu gạo. Chính vì với chính sách mở cửa, đặc biệt vào năm 1995, dòng chảy ngoại tệ vào Việt Nam rất lớn, kinh tế ngày càng phát triển, do đó Ngân hàng Nhà nước Việt Nam đóng một vai trò ngày càng quan trọng đối với sự phát triển của quốc gia. Trong thời gian này, Việt Nam luôn giữ mức tăng trưởng cao, nhưng đánh đổi lại, đây cũng là thời kỳ mà chúng ta trải qua những đợt lạm phát lớn. Đó là vào năm 1986-1988, lạm phát Việt Nam ở mức hơn 30%, những năm sau đó, lạm phát Việt Nam bắt đầu giảm và ở mức 20% vào năm 1992 và đến năm 1995, lạm phát Việt Nam đã đáp xuống mức 10%. Thời kỳ này, Việt Nam đã thể hiện rõ động thái chính sách của mình, đó là hạn chế chính sách tiền tệ, tăng cường vai trò của chính sách tài khóa. Sau năm 1995, lạm phát Việt Nam dần ổn định hơn và luôn giữ ở mức vừa phải, nhưng đến năm 2004 lạm phát tăng lên lại đến 9.5 %/ năm và 8.4% trong năm 2005.

Trải qua biết bao thăng trầm, chặng đường hơn 25 năm đổi mới ấy đã đem lại những thành công đáng ghi nhận. Từ một nền kinh tế nông nghiệp lạc hậu, tổng sản phẩm quốc nội (GDP) bình quân đầu người chỉ 86 USD, Việt Nam đã trở thành nước có thu nhập trung bình với GDP bình quân đầu người năm 2011 lên tới 1.300 USD. Trong số những cột mốc quan trọng trên chặng đường phát triển, việc trở thành thành viên của Tổ chức Thương mại Thế giới vào cuối năm 2006 có thể coi là cột mốc quan trọng nhất.

Hình 1: Tốc độ tăng trưởng kinh tế Việt Nam từ năm 1986 - 2011

Nguồn: IFS

Việt Nam đã quá chú trọng đến con số tăng trưởng mà quên đi hai chữ bền vững, vì vậy những quyết sách làm cho kinh tế tăng trưởng luôn ở mức nóng đã làm cho Việt Nam vẫn chưa thể cất cánh và gặp rất nhiều khó khăn. Trong quá trình đổi mới, có những giai đoạn tốc độ tăng trưởng được đẩy lên rất nhanh và cũng có những giai đoạn bị chậm lại do nhiều yếu tố chủ quan và khách quan. Nếu như năm 2007 được xem là đỉnh cao với tốc độ tăng trưởng GDP lên tới 8,5% thì từ đó đến nay, Việt Nam đã trải qua một giai đoạn hết sức khó khăn. Những yếu kém trong hệ thống kinh tế càng được bộc lộ một cách rõ ràng, cụ thể nhất là hàng loạt vụ sáp nhập, hợp nhất diễn ra trong hệ thống ngân hàng Việt Nam vào năm 2011, 2012; nợ xấu của các ngân hàng được phanh phui nhiều hơn, phần chìm của tảng băng ngày càng hiện rõ. Việt Nam đang đứng trước những mâu thuẫn: tăng trưởng không cao nhưng luôn quá nóng, tiền tệ và tín dụng bị thắt chặt nhưng lạm phát vẫn cao, đồng Việt Nam bị phá giá liên tục nhưng nhập siêu vẫn luôn cao và ngày càng trầm trọng hơn. Liệu lời giải nằm ở đâu khi mà chúng ta cứ nằm trong cái vòng luẩn quẩn ấy? Việc

phát triển dựa trên đầu tư khiến lượng cung tiền trong nền kinh tế tăng với tốc độ chóng mặt, và tất nhiên, điều đánh đổi ở đây là khó có thể giữ lạm phát ở mức thấp. Theo Ngân hàng Phát triển châu Á, trong giai đoạn 2006-2010, lượng cung tiền M_2 của Việt Nam liên tục tăng ít nhất 20% mỗi năm, thậm chí có năm tăng tới 46% (2007). Lượng cung tiền M_2 của năm 2010 là 2,789 triệu tỉ đồng, tăng gấp hơn 3 lần so với năm 2006 và gấp gần 10 lần so với năm 2001.

Cung tiền tăng rất nhanh trong khi thực lực của nền kinh tế không mạnh. Hiệu quả sử dụng vốn thấp khiến lượng hàng hóa sản xuất ra không tăng cùng nhịp với tốc độ tăng cung tiền. Tất cả những điều này dẫn đến giá cả leo thang, tiền đồng mất giá. Cao điểm của lạm phát là vào năm 2008 (do tốc độ tăng cung tiền quá lớn của năm 2007). Tiếp sau đó, năm 2009 lạm phát hạ nhiệt xuống dưới một con số vì chính sách thắt chặt trong năm 2008. Tuy nhiên, với việc Chính phủ nới lỏng cung tiền trở lại vào năm 2009 và 2010, tiền đồng lại tiếp tục rơi vào vòng xoáy mất giá trong năm 2010 và 2011.

Thời gian gần đây, hệ thống ngân hàng liên tục gặp khó khăn do ảnh hưởng xấu của khủng hoảng kinh tế, bất động sản đóng băng, nợ xấu ngân hàng không ngừng gia tăng... Và câu hỏi đặt ra rằng liệu các chính sách tiền tệ mà Ngân hàng Nhà nước Việt Nam đưa ra, những phản ứng ngược và hiệu quả của nó đã góp phần như thế nào vào sự phát triển kinh tế đất nước hiện nay? Chính vì thế, trọng trách của Ngân hàng Nhà nước vô cùng lớn trong việc đưa ra các chính sách đúng đắn và kịp thời. Ngân hàng Nhà nước Việt Nam cần phối hợp các công cụ hợp lý nhất để nhanh chóng tái cấu trúc hệ thống ngân hàng và giúp ổn định nền kinh tế càng sớm càng tốt.

Từ những thực tế khách quan, những nhận định chủ quan và hoàn cảnh kinh tế hiện tại, việc nghiên cứu về những công cụ điều tiết của Ngân hàng Nhà nước, cụ thể là lãi suất và cung tiền là điều rất được quan tâm hiện nay. Và những biến động kinh tế trong hơn 20 năm qua của Việt Nam sẽ giúp ích cho việc nghiên cứu về hiệu quả và phản ứng của chính sách tiền tệ Việt Nam.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Giới thiệu mô hình

Chúng tôi sử dụng phương pháp định lượng kết hợp với định tính để xem xét phản ứng cũng như hiệu quả của chính sách tiền tệ. Về phương pháp định lượng chúng tôi sử dụng phương pháp động lượng tổng quát GMM để xem xét phản ứng của chính sách tiền tệ và mô hình tự hồi quy vector VAR để đánh giá hiệu quả của chính sách tiền tệ lên nền kinh tế thực.

Để đánh giá phản ứng của chính sách tiền tệ, trong bài nghiên cứu này chúng tôi xây dựng mô hình dựa trên quy tắc Taylor đối với công cụ lãi suất và quy tắc McCallum cho cung tiền. Sau đó chúng tôi sử dụng phương pháp GMM để ước tính các tham số cần tìm cho hai phương trình. Đối với phần đánh giá hiệu quả của chính sách tiền tệ, đầu tiên chúng tôi giới thiệu mô hình tự hồi quy vector VAR. Sau khi kiểm tra tính dừng của các biến, chúng tôi vẽ hàm phản ứng đẩy, phân tích phân rã phương sai của sai số dự báo và sử dụng kiểm định nhân quả Granger để đưa ra kết quả chắc chắn. Cuối cùng, chúng tôi sử dụng dữ liệu lịch sử để phân tích định tính về chính sách tiền tệ Việt Nam.

3.1.1. Mô hình đánh giá phản ứng của chính sách tiền tệ

Quy tắc Taylor ban đầu cho rằng lãi suất mục tiêu của ngân hàng Trung ương, r_t^* được xác định bởi phương trình sau:

$$r_t^* = a_c^* + a_\pi^* [E r_{t+1} I_t - \pi^*] + a_y y_t \quad (1)$$

Trong đó, π_t là tỷ lệ lạm phát thực hàng năm tại thời điểm t , π^* là tỷ lệ lạm phát mục tiêu, I_t là hệ thống thông tin sẵn có cho Ngân hàng Trung ương tại thời điểm t , và y_t là lỗi hồng sản lượng. Tham số a_π^* là lãi suất danh nghĩa cân bằng dài hạn. Tham số $a_\pi^* > 0$ và $a_y > 0$ là thước đo phản ứng của lãi suất mục tiêu thông qua lỗi hồng lạm phát, $E r_{t+1} I_t - \pi^*$, và lỗi hồng sản lượng, y_t . Trong phương trình này, một tham số $a_t^* > 1$ thể hiện một chính sách lãi suất chủ động nghĩa là một chính sách tiền tệ ổn định lạm phát và ngược lại một tham số $a_t^* < 1$ thể hiện một chính sách lãi suất thụ động tức điều tiết sự thay đổi trong lạm phát. Tương tự, một giá trị a_y càng cao nghĩa là có phản ứng càng tích cực của chính sách lãi suất cơ bản đối với lỗi hồng sản lượng. Bởi vì tỷ lệ lạm phát là dai dẳng, nên $E r_{t+1} I_t = \pi_t$ tuân

theo quy tắc Taylor và nhiều tác giả khác. Tóm lại, chúng ta giả sử $E r_{t+1} | I_t = \gamma \pi_t$ với $\gamma \leq 1$. Ký hiệu $a_\pi = \gamma a_\pi^*$, và $a_c = a_c^* - a_\pi^* \pi^*$, (1) có thể viết lại:

$$r_t^* = a_c + a_\pi \pi_t + a_y y_t \quad (2)$$

Theo Taylor(2001) và Chadha cùng các đồng sự. (2004), cũng xem xét sự tương quan giữa lãi suất cơ bản tới tỷ giá hối đoái thực hiệu lực. Bên cạnh đó, Mohanty và Klau (2004) đã chỉ ra rằng trong nền kinh tế của những thị trường mới nổi lãi suất cơ bản phản ứng mạnh đối với những cú sốc tỷ giá hối đoái, do đó nghiên cứu của chúng tôi cũng phân tích vai trò của tỷ giá hối đoái thực trong bước tiếp theo. Vì thế, quy tắc Taylor đơn giản sẽ mở rộng bao gồm tỷ giá hối đoái thực như là một biến giải thích thêm vào sau đây:

$$r_t^* = a_c + a_\pi \pi_t + a_y y_t + a_e e_t \quad (3)$$

Theo lập luận của Taylor (2001), dấu của a_e đề nghị là âm khi tỷ giá hối đoái là giá trị của đồng nội tệ theo ngoại tệ (trung bình có trọng số).

Trong thực tế, Ngân hàng Trung ương có xu hướng duy trì sự ổn định (smoothing) trong lãi suất thực tế, điều này phản ánh trong lãi suất hiện tại. Sack và Wieland (1999) cho thấy bằng chứng làm ổn định lãi suất (smoothing) là một thực tế phổ biến của các Ngân hàng Trung ương tại các nền kinh tế, và giải thích cho hành vi này là do (i) kỳ vọng hướng tới tương lai; (ii) không chắc chắn liên quan đến dữ liệu về sản lượng và lạm phát (iii) không chắc chắn về cơ chế truyền tải chính sách tiền tệ. Theo các nghiên cứu trước, họ thường giả định rằng lãi suất thực tế, r_t , là trung bình có trọng số của lãi suất mục tiêu, r_t^* , và lãi suất đã tồn tại r_{t-1} , cộng với tín hiệu nhiễu (noise) ε_t do các yếu tố ngẫu nhiên khác nhau vào thời điểm đó. Hành vi làm ổn định này được trình bày bởi công thức:

$$r_t = (1 - \rho)r_t^* + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Với $0 \leq \rho < 1$ là tham số ổn định. Theo hành vi điều chỉnh một phần này, Ngân hàng Trung ương vào mỗi thời kỳ sẽ điều chỉnh công cụ của mình để loại bỏ một phần $(1 - \rho)$ lỗ hổng giữa mức mục tiêu của nó và những giá trị quá khứ của nó. Do đó tham số này nắm bắt khuynh hướng ổn định sự thay đổi trong lạm phát của Ngân

hàng trung ương. Trường hợp $\rho=0$, tương ứng với quy tắc Taylor gốc (không làm ổn định). Bằng cách kết hợp (3) và (4), chúng ta có được phương trình hệ số-cố định theo quy tắc Taylor cho lãi suất cơ bản thực tế

$$r_t = (1-\rho) a_c + (1-\rho) a_\pi \pi_t + (1-\rho) a_y y_t + (1-\rho) a_e e_t + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Quy tắc McCallum tổng quát trong bài nghiên cứu này lấy tốc độ tăng trưởng mục tiêu của cung tiền có tương tác với lỗ hổng lạm phát, lỗ hổng sản lượng, và để nghiên cứu tính đối xứng, ta thêm biến tỷ giá hối đoái thực vào :

$$m_t^* = b_c + b_\pi \pi_t + b_y y_t + b_e e_t \quad (1')$$

Chúng tôi cũng xem xét mô hình với tốc độ tăng trưởng thực tế của cung tiền thực phụ thuộc vào giá trị độ trễ của nó trong một biến giải thích bổ sung, thêm vào một tín hiệu nhiễu, η_t :

$$m_t = (1-\phi) m_t^* + \phi m_{t-1} + \eta_t \quad (2')$$

Trong đó m_t là tốc độ tăng trưởng thực tế của cung tiền thực vào cuối mỗi quý thứ t và η_t là tín hiệu nhiễu. Không giống như quy tắc Taylor, giá trị trễ của tốc độ tăng trưởng cung tiền thực tế có thể được thêm vào vì lý do khác hơn là xem xét đến việc làm cho ổn định (smoothing). Tác giả Longzhen Fan a, Yihong Yu a, Chu Zhang (2010) cho rằng trong khi Ngân hàng Trung ương có thể thiết lập lãi suất cơ bản của mình một cách chính xác, tốc độ tăng trưởng thực của cung tiền thực không hoàn toàn xác định bởi Ngân hàng Trung ương. Nguyên nhân đầu tiên, do sự xuất hiện của yếu tố lạm phát bất ngờ trong cung tiền thực mà nằm ngoài tầm kiểm soát của Ngân hàng Trung ương. Quan trọng hơn, có nhiều yếu tố về phía cầu có thể ảnh hưởng đến cung tiền thực được ghi nhận lại. Bên cạnh đó, Ngân hàng Trung ương vẫn chưa có sự độc lập trong việc thực hiện chính sách tiền tệ. Chúng tôi nhận thấy điều này phù hợp với đặc điểm của nền kinh tế Việt Nam. Hơn nữa, một chính sách tiền tệ có thể xác định rằng: cung tiền hiện tại nên chỉnh sửa lại bất kỳ sự thay đổi trong cung tiền quá khứ từ mục tiêu của chúng. Kết quả là, ký hiệu ϕ không thể dễ dàng xác định như một tiên nghiệm (theo cách suy diễn). Kết hợp (1') và (2') ta được mô hình cần ước tính:

$$m_t = (1 - \phi) b_c + (1 - \phi) b_\pi \pi_t + (1 - \phi) b_y y_t + (1 - \phi) b_e e_t + \phi m_{t-1} + \eta_t \quad (3')$$

Quy tắc ổn định cho cung tiền được giả định là phản chu kỳ. Vì vậy, chúng tôi kỳ vọng $b_\pi < 0$ và $b_y < 0$.

3.1.2. Mô hình đánh giá hiệu quả của chính sách tiền tệ

Để phân tích tính hiệu quả của chính sách tiền tệ, chúng tôi phân tích xem liệu các biến kinh tế vĩ mô sẽ phản ứng như thế nào trước sự thay đổi trong các biến chính sách. Theo những bài nghiên cứu gần đây Sims (1992), Bernanke and Blinder (1992), Cristiano cùng các đồng sự (1999), mô hình hồi quy vector VAR là công cụ thích hợp được sử dụng để phân tích mối quan hệ giữa lãi suất cơ bản, tỷ lệ tăng trưởng của cung tiền thực, tỷ lệ lạm phát và lỗ hổng sản lượng. Chúng tôi biểu thị x_t là một vector với các thành phần y_t , π_t , e_t , r_t , and m_t . Phương trình VAR cho x_t được biểu thị bằng :

$$x_t = a_0 + \sum_{k=0}^p A_k x_{t-k} + \varepsilon_t$$

Trong đó a_0 là một vector 4 chiều (4-vector) không đổi, A_i là một ma trận 5×5 không đổi và ε_t là sai số. Trong khi mô hình VAR có thể được sử dụng để phân tích sự tương tác giữa tất cả các thành phần của x_t , mục đích của chúng tôi trong phần này là để phân tích hiệu quả của các biến chính sách tiền tệ (r_t , m_t) trên các biến số kinh tế hiện tại và tương lai (y_t , π_t , e_t). Đối với mục đích này, mô hình với hệ số không đổi dường như thích hợp bởi vì những gì chúng tôi đang cố gắng nắm bắt ở đây là phản ứng tổng hợp của nền kinh tế đối với phản ứng tổng thể các biến chính sách, không giống như các quy tắc Taylor và quy tắc McCallum trong đó mô tả quyền tùy nghi của ngân hàng trung ương. Bậc của VAR, $p = 1$, được xác định bởi kiểm định likelihood-ratio. Chúng tôi sử dụng hàm phản ứng đẩy, phân rã phương sai và kiểm định Granger trong mô hình VAR để phân tích sự tương tác ấy.

3.2. Dữ liệu

Chúng tôi sử dụng dữ liệu theo quý từ quý I năm 2000 đến quý 4 năm 2011 trong bài nghiên cứu này. Trong đó

3.3. Biến phụ thuộc

Theo những nhận định ở phần tổng quan nghiên cứu và mô hình, chúng tôi sử dụng hai biến: lãi suất thực r_t và cung tiền M_2 là hai kênh dẫn truyền chính sách tiền tệ mạnh mẽ ở Việt Nam.

Trong đó, lãi suất cơ bản, r_t là trung bình cộng của lãi suất cho vay và lãi suất tiền gửi theo năm trong quý thứ t . Cả hai loại lãi suất này đều được thiết lập bởi Ngân hàng Nhà nước Việt Nam và được xem như lãi suất chuẩn ở Việt Nam. Chúng có mối tương quan khá cao, chênh lệch khoảng 3.48% giữa lãi suất cho vay và lãi suất tiền gửi. Biến cung tiền thực, m_t , là tốc độ tăng trưởng của cung tiền thực (M_2) trừ đi tỷ lệ lạm phát ở quý thứ t so với cùng kỳ năm ngoái. Đối với một số nghiên cứu ở các quốc gia phát triển, nhiều tác giả cho rằng biến cung tiền không phải là một biến thể hiện chính sách tiền tệ lý tưởng bởi vì trong cung tiền còn bao gồm cả cú sốc cầu. Tuy nhiên, ở Việt Nam, Ngân hàng Nhà nước lại sử dụng cung tiền như là một công cụ chính sách tiền tệ chính yếu, bên cạnh những công cụ khác như lãi suất, tín dụng, bảo hiểm của ngân hàng Nhà nước... Vì vậy, cung tiền là một biến chính sách tiền tệ quan trọng ở Việt Nam, như đã chứng minh trong bài nghiên cứu này. Dữ liệu những biến số này được lấy từ Webiste của Quỹ Tiền tệ Thế giới IMF.

3.4. Biến giải thích

Tỷ lệ lạm phát, π_t , là tỷ lệ tăng trưởng của Chỉ số giá tiêu dùng CPI ở quý thứ t so với cùng quý năm ngoái. Đối với Việt Nam, Chỉ số CPI được lấy từ IMF trong đó lấy năm gốc là năm 1995.

Tỷ giá hối đoái thực hiệu lực REER được chúng tôi tính toán từ dữ liệu của 20 đối tác thương mại chính của Việt Nam. Giỏ tiền tệ mà chúng tôi lựa chọn gồm 20 nước

đối tác thương mại chính với Việt Nam (vì không thu thập được số liệu của Đài Loan do Đài Loan vẫn chưa là thành viên của IMF). Kỳ gốc mà chúng tôi lựa chọn là quý 1 năm 2000 vì tại năm này cán cân thương mại của Việt Nam tuy có thâm hụt nhưng giá thấp. Do đó, tỷ giá phản ánh được ngang giá sức mua giữa VND với các đồng tiền còn lại hay tỷ giá hiệu lực đa phương có thể được xem là bằng 1.

$$REER_t = \prod_{j=1}^n e_{jt} \frac{P_{jt}}{P_t}^{w_{jt}}$$

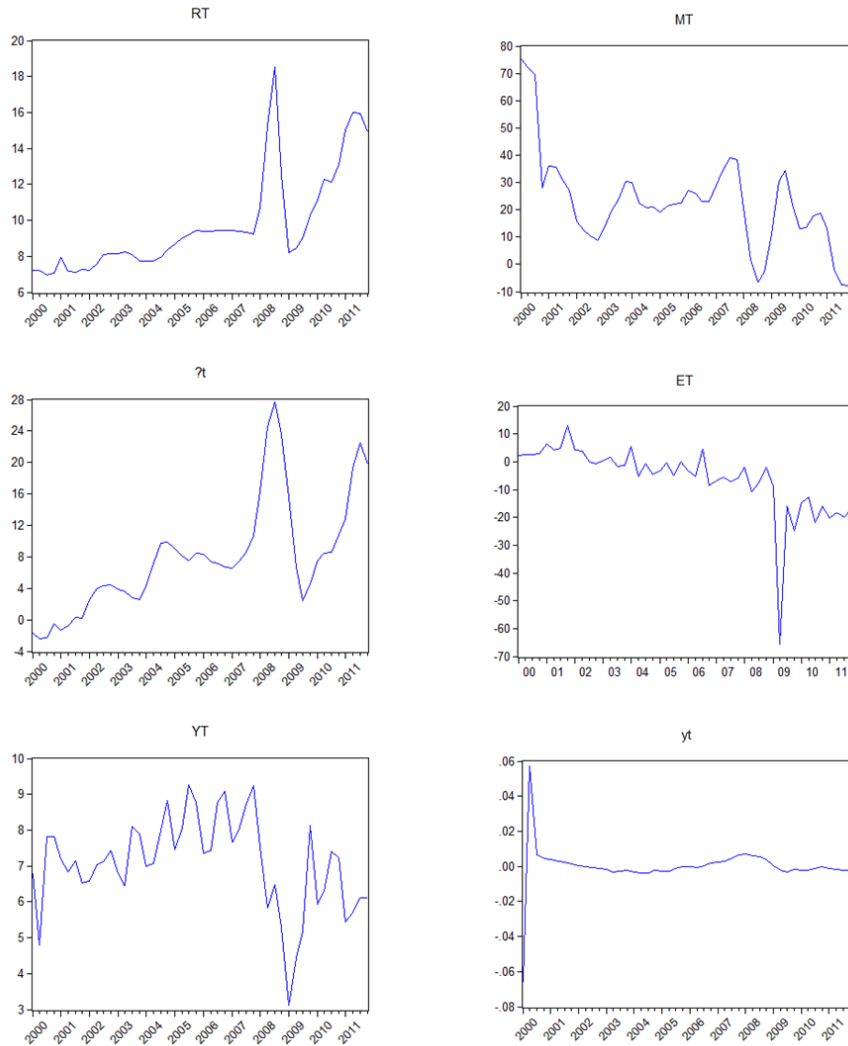
- Trong đó: t là thời gian theo quý
- $n=20$ là số nước đối tác thương mại chính của Việt Nam.
- e_{jt} là tỷ giá giao ngay của đồng tiền nước j so với VND (trong trường hợp này VND là đồng định giá còn đồng tiền nước j là đồng yết giá) tại quý thứ t và được tính theo chỉ số với kỳ gốc là quý 1 năm 2000.
- P_t là chỉ số giá hàng hoá trong nước
- P_{jt} là chỉ số giá hàng hoá nước j

Trong nghiên cứu này, chúng tôi sử dụng biến $e_t = 100 \cdot \log(\text{REER})$ để phản ánh biến tỷ giá hối đoái thực REER. Cách tính này cũng phù hợp với một số nghiên cứu như Longzhen Fan, Yihong Yu, Chu Zhang – (2010)

Y_t là tốc độ tăng trưởng của Tổng sản phẩm quốc nội GDP ở quý thứ t so với cùng quý năm ngoái. Theo quy tắc Taylor và McCallum, lỗ hổng sản lượng, y_t , được xác định bởi $\log \text{GDP}$ trừ đi giá trị tiềm năng. Cách tính lỗ hổng sản lượng được tính như sau. Đầu tiên, vào cuối mỗi quý thứ t , chúng tôi tính trung bình trượt 4 bậc của $\log \text{GDP}$ hàng quý $\log \text{GDP}_t = \frac{1}{4} \sum_{j=0}^3 \log \text{GDP}_{t-j}$. Giá trị GDP tiềm năng được tính toán bởi bộ lọc Hodrick và Prescott thông qua phần mềm Eview, với $\lambda = 1600$. Lỗ hổng sản lượng được chúng tôi tính toán bằng cách lấy giá trị GDP trượt trừ đi giá trị GDP tiềm năng ở quý thứ t .

Hình 2. Chuỗi biểu diễn các biến kinh tế vĩ mô.

Sáu hình minh họa quan sát hàng quý (%) của lãi suất cơ bản, r_t , tỷ lệ tăng trưởng của cung tiền thực, m_t , tỷ lệ lạm phát hàng năm, π_t , tỷ giá hối đoái thực, e_t , tỷ lệ tăng trưởng của GDP, Y_t , và lỗ hồng sản lượng, y_t , được tính bởi bộ lọc Hodrick và Prescott



Hình 2 cho thấy các biểu đồ chuỗi thời gian của các biến kinh tế vĩ mô tính theo phần trăm. Điều kiện kinh tế vĩ mô của Việt Nam trong suốt thời kỳ mẫu trải qua những biến động đáng kể như được đề cập ở phần trước. Những đặc điểm đáng chú ý nhất là tăng trưởng sản lượng thấp trong suốt thời kỳ 2007 - 2009 và tỷ lệ lạm phát cao cũng tập trung chủ yếu vào thời kỳ 2007 - 2009. Đường lỗ hồng sản lượng, y_t , trong hình xác nhận trực giác những gì mà nền kinh tế trải qua trong suốt thời kỳ

mẫu. Chênh lệch giữa sản lượng thực tế và sản lượng tiềm năng là không đáng kể vào những năm 2002 - 2006. Tỷ giá hối đoái thực biến động trong thời kỳ mẫu và có xu hướng giảm dưới mức 0 chứng tỏ Việt Nam đang thực hiện chính sách phá giá đồng nội tệ, và lần phá giá mạnh nhất rơi vào giai đoạn 2008 – 2009.

Hình 2 cung cấp một cái nhìn tổng quát vào các biến chính sách tiền tệ phản ứng như thế nào với các biến kinh tế vĩ mô. Lãi suất cơ bản biến động theo sau tỷ lệ lạm phát. Chúng trải qua những biến động lớn trong suốt toàn bộ thời kỳ mẫu, đặc biệt những biến động trong nửa sau thời kỳ là lớn hơn. Tốc độ tăng trưởng tiền thực cũng phản ứng với sản lượng. Thời kỳ có tốc độ tăng cung tiền thấp nhất vào năm 2008 theo sau thời kỳ tăng trưởng sản lượng khá cao và tỷ lệ lạm phát cao.

4. Nội dung và kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả biến (tổng hợp) và kiểm tra độ tương quan và mức ý nghĩa các biến:

Các dữ liệu vĩ mô của Việt Nam trong thời kỳ mẫu từ Quý 1 năm 2000 đến Quý 4 năm 2011 được sử dụng trong bài nghiên cứu này.

Bảng 1. Thống kê mô tả các biến kinh tế vĩ mô và kiểm tra độ tương quan và mức ý nghĩa các biến:

Bên cạnh giá trị trung bình và độ lệch chuẩn được tính theo %, bảng cũng cho thấy độ nhọn, độ dốc và tự tương quan, ρ_i , được lấy trễ 6 kỳ. Thời kỳ mẫu từ Q1.2000- Q4.2011 ngoại trừ biến e_t được bắt đầu từ Q1.1995.

Biến	Mean	St.Dev	Skew	Kurt	ρ_1	ρ_2	ρ_3	ρ_4	ρ_5	ρ_6
r_t	9.74	2.82	1.43	4.18	0.82	0.54	0.36	0.28	0.27	0.26
m_t	22.85	17.50	1.00	5.14	0.73	0.38	0.08	0.02	0.02	0.02
π_t	7.88	7.22	0.97	3.56	0.87	0.61	0.36	0.19	0.11	0.08
Y_t	7.07	1.29	-0.61	3.55	0.59	0.31	0.32	0.34	0.10	-0.08
y_t	0.00	0.01	-0.94	21.87	-0.37	0.02	0.02	0.01	0.00	-0.01
e_t	-0.06	0.12	-2.54	12.95	0.49	0.49	0.44	0.39	0.39	0.34

	r_t	m_t	π_t	y_t	e_t	r_{t-1}	m_{t-1}	π_{t-1}	y_{t-1}	e_{t-1}
r_t	1									
m_t	-0.66	1								
π_t	0.85	-0.73	1							
y_t	-0.1	0.53	-0.16	1						
e_t	-0.43	0.22	-0.34	0.18	1					
r_{t-1}	0.86	-0.66	0.85	-0.11	-0.37	1				
m_{t-1}	-0.51	0.84	-0.62	0.55	0.32	-0.62	1			
π_{t-1}	0.71	-0.67	0.91	-0.17	-0.45	0.84	-0.71	1		
y_{t-1}	0.03	-0.06	0.07	-0.56	0.03	0.04	-0.02	0.05	1	
e_{t-1}	-0.48	0.2	-0.3	0.18	0.5	-0.42	0.22	-0.33	0.05	1

4.2. Phản ứng của chính sách tiền tệ

4.2.1. Mô hình và xử lý số liệu

Chúng tôi sử dụng phương pháp động lượng tổng quát (Generalized method of moments) -GMM để ước tính các tham số chưa biết trong các quy tắc chính sách tiền tệ của Taylor và McCallum được mô tả bởi hai phương trình (5) và (3'). Có thể thấy các công cụ tương quan với các biến nội sinh và không tương quan với sai số hệ thống, ước lượng bởi mô hình GMM là phù hợp nhất và tiệm cận chuẩn. Phương pháp GMM được sử dụng rộng rãi trong việc kiểm tra hành vi lãi suất của Ngân hàng Trung ương trong cả những nước phát triển và những nước đang phát triển điển hình như Me´sonnier và Renne (2004) sử dụng GMM ước lượng hàm phản ứng của chính sách tiền tệ trong khu vực Châu Âu. Auray và Fe`ve (2003) kiểm tra hành vi của lãi suất danh nghĩa và lạm phát bằng việc sử dụng mô hình giá cứng (sticky-price) với quy tắc tiền ngoại sinh của Mỹ. Aleem và Lahiani (2011) cũng sử dụng GMM nghiên cứu quy tắc chính sách tiền tệ cho nước đang phát triển cụ thể là Pakistan.

Để ước lượng các tham số trong hai phương trình dựa vào phương pháp GMM, chúng tôi cần phải thiết lập các biến công cụ (instruments). Dựa trên bài nghiên cứu của nhiều tác giả Clarida cùng các đồng sự (1998), Aleem và Lahiani (2011), chúng tôi sử dụng độ trễ bốn quý của biến lãi suất, lạm phát và lỗi hỏng sản lượng, cung tiền trong bộ công cụ. Chúng tôi kiểm định các giới hạn xác định quá mức (overidentifying restrictions) bằng thống kê Hansen- J. Chúng tôi so sánh giá trị thống kê Hansen J với χ^2 . Giá trị χ^2 đối với từng phương trình được gán là χ^2 (L-K), với L là số công cụ và K là số biến được sử dụng trong phương trình. Nếu giá trị χ^2 cao hơn thống kê Hansen- J thì không bác bỏ H_0 tức là những giới hạn xác định quá mức bên trên thỏa mãn.

Bảng 2: Ước lượng GMM hai phương trình của quy tắc Taylor và quy tắc McCallum .

Đặc điểm 1 và 2 ước lượng quy tắc Taylor sử dụng biến công cụ là trễ 4 quý của lãi suất cơ bản, lỗi hỏng sản lượng, tỷ lệ lạm phát, tỷ giá hối đoái thực. Đặc điểm 3 và 4 ước lượng cho quy tắc McCallum sử dụng biến công cụ là trễ 4 quý của cung tiền, lỗi hỏng sản lượng, tỷ lệ lạm phát, tỷ giá hối đoái thực. Giá trị P-values được thể hiện trong ngoặc đơn. Giá trị χ^2 lấy ở mức ý nghĩa 5%.

A.		r_t					J- statics	χ^2 (12)
	a_c	$a\pi$	a_y	a_e	ρ			
1	6.752	0.358	10.554		0.648	16.7312	23.36	
	0	0	-0.916		0	-0.2119		
2	7.344	0.216	59.41	-0.114	0.553	16.6738	21.3	
	0	0	-0.564	-0.001	0	-0.1623		
B.		m_t					J- statics	χ^2 (12)
	b_c	$b\pi$	b_y	b_e	ρ			
3	37.782	-2.141	518.446		0.644	22.2106	23.36	
	0	0	-0.455		0	-0.0522		
4	36.871	-2.713	1406.45	-0.849	0.655	25.4807	21.3	
	0	0	-0.076	-0.007	-0.002	-0.0127		

4.2.2. Phân tích kết quả mô hình:

Bảng 2 thể hiện kết quả hồi quy của phương trình quy tắc Taylor (5) và phương trình quy tắc McCallum (3') cho mẫu từ quý 1 năm 2000 đến quý 4 năm 2011 sử dụng ước lượng GMM. Trong Panel A đặc điểm 1 chỉ ra ước lượng của quy tắc Taylor đơn giản (không thêm biến e_t) và đặc điểm 2 chỉ ra ước lượng của quy tắc Taylor mở rộng (có thêm biến e_t). Kết quả cho thấy ngoại trừ a_y , tất cả các biến còn lại đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Lãi suất cơ bản phản ứng dương với tỷ lệ lạm phát và có ý nghĩa thống kê. Tuy nhiên, phản ứng này là bị động $a_\pi=0.216 < 1$ tức là chính sách lãi suất của Ngân hàng Nhà nước là để điều tiết lạm phát chứ không phải ổn định lạm phát. Phản ứng của lãi suất cơ bản với lỗ hồng sản lượng là dương nhưng lại không có ý nghĩa thống kê. Đúng như dự đoán, dấu của a_e là âm, có ý nghĩa cả về thống kê lẫn về kinh tế. Điều này cho thấy Ngân hàng Trung ương điều hành chính sách lãi suất còn nhằm ổn định tỷ giá. Tham số ổn định lãi suất ρ khá cao (0.553) và có ý nghĩa thống kê. Con số này hàm ý rằng Ngân hàng Trung ương Việt Nam đặt một nỗ lực rất lớn trong việc làm ổn định lãi suất. Cuối cùng, kiểm định Hansen's J-statistic không từ chối giả thuyết H_0 tức là chấp nhận hạn chế xác định quá mức (overidentifying restrictions).

Kết quả của quy tắc McCallum được trình bày ở Panel B bảng 2. Đặc điểm 3 chỉ ra ước lượng của quy tắc McCallum đơn giản (không thêm biến e_t) và đặc điểm 4 chỉ ra ước lượng của quy tắc McCallum mở rộng (có thêm biến e_t). Khác với kết quả từ ước lượng quy tắc Taylor, kết quả trong Panel B có sự khác biệt, trong đặc điểm 4 biến lỗ hồng sản lượng không có ý nghĩa thống kê, tức cung tiền chỉ phản ứng với lãi suất. Trong khi đó, đặc điểm 5 cho thấy tất cả các tham số ước lượng đều có ý nghĩa thống kê. Do đó chúng tôi cho rằng ở quy tắc McCallum, mô hình mở rộng giải thích tốt hơn cho phản ứng của cung tiền. Theo kết quả, tỷ lệ tăng trưởng cung tiền thực phản ứng với cả tỷ lệ lạm phát, lỗ hồng sản lượng, và tỷ giá hối đoái thực. Phản ứng này là âm đối với tỷ lệ lạm phát (-2.713) và tỷ giá hối đoái thực (-0.849). Một điều đặc biệt là trái với dự đoán, phản ứng của cung tiền lại là dương và lớn có ý nghĩa thống kê (1406.45) đối với lỗ hồng sản lượng.

Nhìn chung, từ kết quả trên chúng tôi đưa ra kết luận mức lãi suất cơ bản phản ứng thụ động với lỗ hồng lạm phát, nhưng nó không tương tác với lỗ hồng sản lượng, trong khi cung tiền tương tác với cả lỗ hồng lạm phát và lỗ hồng sản lượng.

4.3. Hiệu quả của chính sách tiền tệ

4.3.1. Xử lý tính dừng của số liệu

Để sử dụng mô hình VAR, các biến đưa vào mô hình yêu cầu phải đảm bảo tính dừng. Do đó, trước khi thực hiện hàm phản ứng đẩy, phân rã phương sai, kiểm định Granger, chúng tôi kiểm tra tính dừng của các biến bằng việc sử dụng kiểm định nghiệm đơn vị (Unit Root Test) với tiêu chuẩn Schwarz Information Criteria (SIC). Một biến dừng khi kết quả cho thấy giả thuyết H_0 của nghiệm đơn vị bị từ chối tức giá trị thống kê τ (tau statistic) lớn hơn giá trị giá trị τ tra bảng DF ở mức 1%, 5%, 10% và ngược lại. Nếu biến không dừng, chúng tôi tiếp tục lấy sai phân và tiếp tục thực hiện kiểm định nghiệm đơn vị như trên.

Kết quả kiểm định này cho thấy chuỗi lỗ hồng sản lượng và cung tiền M_2 dừng. Ba chuỗi còn lại là tỷ giá hối đoái thực, lãi suất cơ bản, tỷ lệ lạm phát là các chuỗi không dừng. Để khắc phục chúng tôi lấy sai phân bậc nhất của cả ba chuỗi không dừng và tiếp tục sử dụng kiểm định nghiệm đơn vị, kết quả là cả ba chuỗi đều dừng tại sai phân bậc nhất.

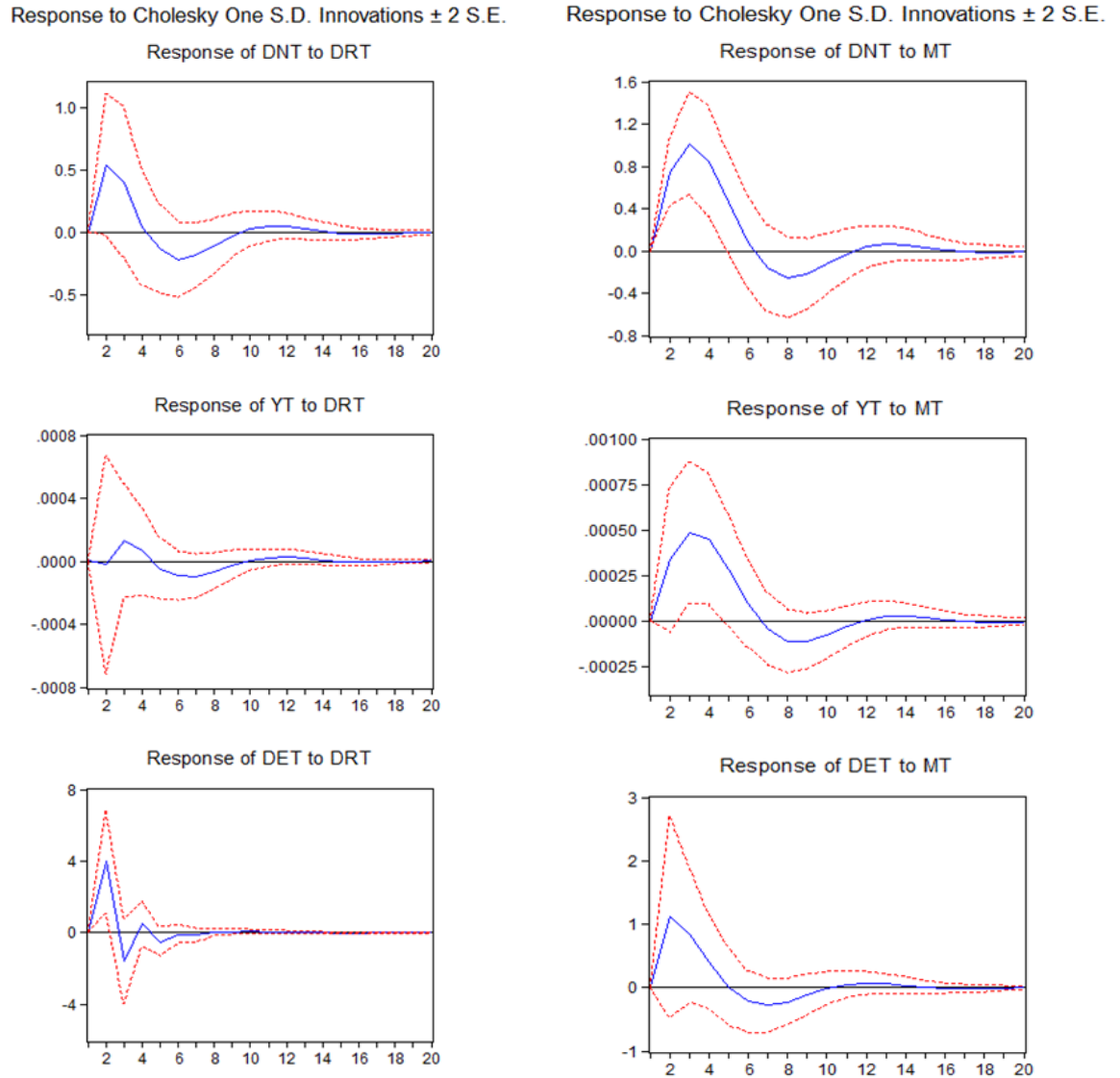
4.3.2. Hàm phản ứng đẩy

Chúng tôi vẽ đồ thị hàm phản ứng đẩy của tỷ lệ lạm phát, lỗ hồng sản lượng, và tỷ giá hối đoái thực hiệu lực đối với lãi suất cơ bản và tỷ lệ tăng trưởng cung tiền thực. Hàm phản ứng đẩy được kỳ vọng sẽ tăng trong một thành phần theo tỷ lệ phần trăm của x_{t+k} cho gia tăng một phần trăm trong một thành phần khác của x_t . Xem một ví dụ, một sự gia tăng trong tỷ lệ lạm phát ở thời kỳ $t+4$ cho một phần trăm gia tăng trong cung tiền thực vào thời kỳ t . Hình 3 dựa trên $x_t = (\pi_t, y_t, e_t, r_t, m_t)'$ trong khi hình 4 dựa trên $x_t = (\pi_t, y_t, e_t, m_t, r_t)'$. Chúng tôi đưa ra hai kết quả từ hai trật tự khác nhau của x_t để chỉ ra sự chắc chắn trong kết quả vì trật tự rất quan trọng. Đường đậm là ước lượng hàm phản ứng đẩy. Đường nét đứt ở trên là phân vị thứ 95 của

phân phối nhân tố ước lượng và đường nét đứt ở dưới là phân vị thứ 15 của phân phối.

Hình bên trái ở trên của hình 3 cho thấy hàm phản ứng đẩy của lạm phát đối với lãi suất cơ bản là dương và tối đa đạt khoảng 0.5 tại gần quý 2. Trong hình bên trái giữa, hàm phản ứng đẩy của lỗ hồng sản lượng đối với lãi suất cơ bản gần như bằng 0 qua các thời kỳ. Trong bảng bên trái dưới, hàm phản ứng đẩy của lỗ hồng sản lượng đối với lãi suất cơ bản cho thấy tỷ giá hối đoái thực hiệu lực cũng có phản ứng với lãi suất cơ bản nhưng phản ứng này là không ổn định và tồn tại trong khoảng thời gian ngắn khoảng 8 quý. Tóm lại đồ thị cho thấy lãi suất cơ bản có tác động lên những hoạt động của nền kinh tế trong tương lai nhưng tác động này nhỏ và khá mờ nhạt.

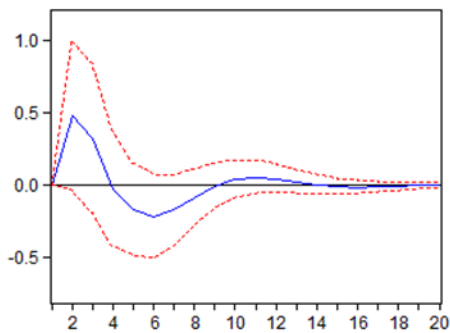
Hình 3: Đồ thị hàm phản ứng đẩy của tỷ lệ lạm phát, lỗ hổng sản lượng, và tỷ giá hối đoái thực có hiệu lực đối với lãi suất chính thức và tỷ lệ tăng trưởng cung tiền thực theo trật tự $\mathbf{x}_t = (\pi_t, y_t, e_t, r_t, m_t)'$



Hình 4: Đồ thị hàm phản ứng đẩy của tỷ lệ lạm phát, lỗ hổng sản lượng, và tỷ giá hối đoái thực có hiệu lực đối với lãi suất chính thức và tỷ lệ tăng trưởng cung tiền thực theo trật tự $x_t = (\pi_t, y_t, e_t, m_t, rt)'$

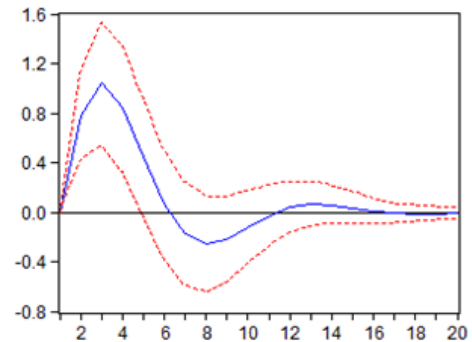
Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Response of DNT to DRT

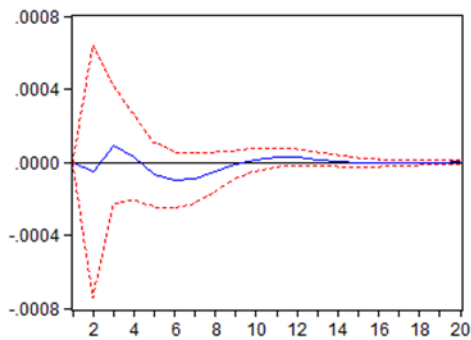


Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

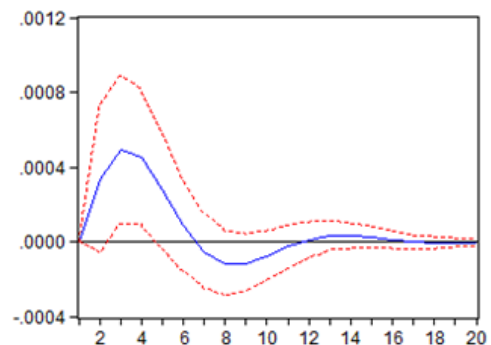
Response of DNT to MT



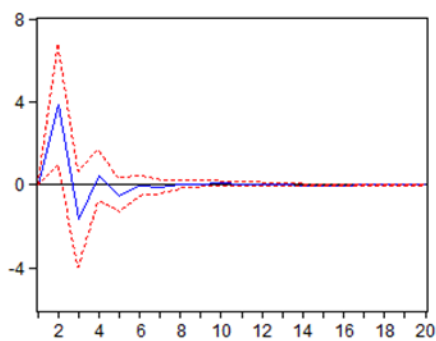
Response of YT to DRT



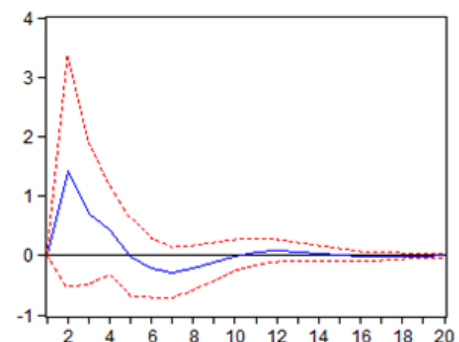
Response of YT to MT



Response of DET to DRT



Response of DET to MT



Hình bên phải trên cho thấy phản ứng của tỷ lệ lạm phát với tốc độ tăng trưởng cung tiền thực là dương cho khoảng 20 quý và mạnh mẽ hơn nhiều so với phản ứng này với lãi suất cơ bản. Đường cong cũng có bướu và tối đa khoảng 1.0 đạt tại gần

quý 3. Các phản ứng đáng kể cho các khoảng thời gian ngắn. Hình bên phải giữa cho thấy phản ứng của lỗ hổng sản lượng với cung tiền thực là dương và đáng kể. Độ lớn của phản ứng là khá nhỏ. Một phần trăm giảm trong cung tiền thực làm cho lỗ hổng sản lượng giảm nhỏ hơn 0.0025 trong quý tiếp theo. Tác động tối đa đạt gần quý 3 và sau đó giảm dần theo thời gian. Trong hình bên phải dưới, phản ứng đẩy của tỷ giá hối đoái thực hiệu lực đối với cung tiền thực là dương và đáng kể. Khác với hàm phản ứng đẩy của tỷ giá hối đoái thực hiệu lực với lãi suất cơ bản, phản ứng này đối với cung tiền là lâu dài hơn sau khoảng 14 quý. Nhìn chung, cung tiền có một sự tác động mạnh mẽ lên các hoạt động của nền kinh tế trong tương lai.

Trong hình 4 trật tự của hai biến bị hoán đổi, tất cả các hàm phản ứng đẩy cho kết quả tương tự như hình 2. Điều này cho thấy kết quả là khá chắc chắn đối với trật tự của vector VAR.

Kết quả của hàm phản ứng đẩy là khá chắc chắn với những kết quả trước về làm thế nào những biến chính sách tiền tệ phản ứng với các biến kinh tế. Lãi suất cơ bản là bị động đối với những thay đổi trong lạm phát. Thêm vào đó, lãi suất cơ bản không phản ứng với lỗ hổng sản lượng. Theo kết quả, lỗ hổng sản lượng là không bị tác động bởi lãi suất cơ bản hiện tại. Mặt khác, tốc độ tăng trưởng của cung tiền thực phản ứng với cả tỷ lệ lạm phát và lỗ hổng sản lượng. Cung tiền hiện tại cũng có một số ảnh hưởng đến tỷ lệ lạm phát và lỗ hổng sản lượng.

4.3.3. Phân rã phương sai

Bảng 3 và 4 cho biết phân rã phương sai của phân tích VAR cho ba khoảng thời gian: 0 quý, 4 quý, 20 quý. Bảng 3 cho kết quả với $x_t = (\pi_t, y_t, e_t, r_t, m_t)'$ và bảng 4 cho kết quả với $x_t = (\pi_t, y_t, e_t, m_t, r_t)'$. Một con số tỷ lệ trong cột j của hàng i thể hiện một tỷ lệ phần trăm thay đổi qua các quý nào đó trong tương lai của $x_{i,t+k}$ bởi $x_{j,t+s}$ với $s = 0, 1, 2, \dots, k-1$. Ví dụ, con số cuối của cột đầu tiên là 44.97 có nghĩa là 44.97 % của thay đổi trong m_{t+20} là do π_{t+s} với s nằm giữa 0 và 19. Các con số quan tâm lớn nhất là sự thay đổi của π_t , y_t , và e_t do r_t và m_t . Những con số (in đậm) đo lường những tác động của các biến chính sách tiền tệ đối với các biến kinh tế tương lai.

Chúng ta cũng nhìn vào các thay đổi của r_t và m_t do π_t , y_t , và e_t để so sánh. Những con số (in nghiêng) đo lường phản ứng của các biến chính sách tiền tệ đối với các biến kinh tế trong quá khứ.

Những con số in đậm trong bảng 3 cho thấy phần lớn sự thay đổi trong tỷ lệ lạm phát trong tương lai và lỗ hổng sản lượng là do cung tiền thực, nhưng không phải do mức lãi suất cơ bản. Như 28.81% của sự thay đổi trong tỷ lệ lạm phát sau 4 quý và 28.11% của sự thay đổi trong tỷ lệ lạm phát sau 20 quý được cho là do cung tiền thực. 7.92% sự thay đổi trong lỗ hổng sản lượng sau 4 quý và tỷ lệ này là 9,18% sau 20 quý là do cung tiền thực. Trong khi đó chỉ khoảng 5.7% của sự thay đổi trong tỷ lệ lạm phát sau 4 quý và 6% của sự thay đổi trong tỷ lệ lạm phát sau 20 quý là do lãi suất cơ bản. Đối với lỗ hổng sản lượng, 0.32% sự thay đổi trong lỗ hổng sản lượng sau 4 quý và tỷ lệ này là 0.67% sau 20 quý là do lãi suất cơ bản. Các sự thay đổi trong tỷ giá hối đoái thực trong tương lai được giải thích bởi phần lớn do mức lãi suất cơ bản, chứ không phải do việc cung tiền thực .

Các tỷ lệ của sự thay đổi trong tương lai của lãi suất cơ bản và cung tiền là do lạm phát và lỗ hổng sản lượng hiện tại thể hiện trong in nghiêng trong bảng 3, có xu hướng lớn hơn. Có một sự bất cân xứng giữa tác động của biến kinh tế lên biến chính sách và tác động của biến chính sách lên biến kinh tế. Sự bất cân xứng này phản ánh sự thụ động của biến chính sách trong phản ứng đối với biến kinh tế.

Kết quả này cũng phù hợp với những gì đã chỉ ra trong phân tích hàm phản ứng đầy đủ là lãi suất cơ bản dường như không có nhiều tác động tới tỷ lệ lạm phát cũng như lỗ hổng sản lượng trong khi đó cung tiền tỏ ra là một công cụ có hiệu quả khi đóng góp nhiều trong sự thay đổi trong các biến kinh tế như lạm phát và lỗ hổng sản lượng.

Trong bảng 4 trật tự của các biến được thay đổi thành $x_t = (\pi_t, y_t, e_t, m_t, r_t)'$. Các số có sự khác nhau một chút so với bảng 3 nhưng hàm ý của nó thì cũng tương tự .

Bảng 3. Phân rã phương sai của sai số dự báo : $x_t = (\pi_t, y_t, e_t, r_t, m_t)'$.

Bảng này thể hiện phân rã phương sai của sai số dự báo của tỷ lệ lạm phát, π_t , lỗ hồng sản lượng, y_t , tỷ giá hối đoái thực hiệu lực, e_t , lãi suất cơ bản, r_t , tỷ lệ tăng trưởng cung tiền thực, m_t . Kỳ dự báo là 0 quý, 4 quý, 20 quý. Những con số (%) chỉ ra sự thay đổi vào những khoảng thời gian tương lai của biến bên trái được đóng góp bởi biến ở cột trên cùng. Thời kỳ mẫu là quý 1 năm 2000 đến quý 4 năm 2011.

	$d\pi_t$	y_t	de_t	dr_t	m_t
$d\pi_t$					
0 quý	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00
4 quý	62.25034	2.041499	1.190535	5.699206	28.81842
20 quý	62.50013	2.228472	1.155451	6.002072	28.11387
dy_t					
0 quý	0.499467	99.50053	0	0	0
4 quý	3.596097	88.07578	0.109114	0.316111	7.902902
20 quý	6.744802	83.25509	0.14851	0.666924	9.184676
de_t					
0 quý	0.098418	0.529475	99.37211	0	0
4 quý	2.47377	0.371008	85.15412	10.77523	1.225871
20 quý	2.855213	0.393151	84.57387	10.84437	1.333397
r_t					
0 quý	<i>30.10681</i>	<i>0.105841</i>	<i>9.868497</i>	59.91885	0
4 quý	<i>29.18588</i>	<i>0.966578</i>	<i>10.06539</i>	50.96158	8.82058
20 quý	<i>30.88326</i>	<i>1.099686</i>	<i>9.667134</i>	49.06276	9.287163
dm_t					
0 quý	<i>12.1375</i>	<i>0.263792</i>	<i>0.197909</i>	0.523011	86.87779
4 quý	<i>46.46506</i>	<i>1.882734</i>	<i>0.623328</i>	4.475355	46.55353
20 quý	<i>44.97892</i>	<i>2.113924</i>	<i>0.798576</i>	4.866921	47.24166

Bảng 4 . Phân rã phương sai của $\mathbf{x}_t = (\pi_t, y_t, e_t, m_t, r_t)'$

Bảng này thể hiện phân rã phương sai của sai số dự báo của tỷ lệ lạm phát, π_t , lỗ hồng sản lượng, y_t , tỷ giá hối đoái thực hiệu lực, e_t , lãi suất cơ bản, r_t , tỷ lệ tăng trưởng cung tiền thực, m_t . Kỳ dự báo là 0 quý, 4 quý, 20 quý. Những con số (%) chỉ ra sự thay đổi vào những khoảng thời gian tương lai của biến bên trái được đóng góp bởi biến ở cột trên cùng. Thời kỳ mẫu là quý 1 năm 2000 đến quý 4 năm 2011.

	$d\pi_t$	y_t	de_t	dr_t	m_t
$d\pi_t$					
0 quý	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00
4 quý	62.25034	2.041499	1.190535	4.200528	30.3171
20 quý	62.50013	2.228472	1.155451	4.793833	29.32211
dy_t					
0 quý	0.499467	99.50053	0	0	0
4 quý	3.596097	88.07578	0.109114	0.174103	8.044911
20 quý	6.744802	83.25509	0.14851	0.559373	9.292228
de_t					
0 quý	0.098418	0.529475	99.37211	0	0
4 quý	2.47377	0.371008	85.15412	10.42082	1.580289
20 quý	2.855213	0.393151	84.57387	10.48852	1.689252
dm_t					
0 quý	12.1375	0.263792	0.197909	0	87.4008
4 quý	46.46506	1.882734	0.623328	4.688296	46.34058
20 quý	44.97892	2.113924	0.798576	4.871896	47.23668
r_t					
0 quý	30.10681	0.105841	9.868497	59.56029	0.358558
4 quý	29.18588	0.966578	10.06539	50.26513	9.517022
20 quý	30.88326	1.099686	9.667134	48.39848	9.95144

4.3.4. Kiểm định nhân quả Granger

Để kiểm tra kết quả một lần nữa này chúng tôi cũng thực hiện kiểm định nhân quả Granger để xem mối quan hệ nhân quả của các biến chính sách (r_t , m_t) với các biến kinh tế (π_t , y_t , e_t). Kiểm định nhân quả Granger sẽ cho thấy biến này có phải là nguyên nhân sinh ra biến kia hay không và ngược lại. Kết quả kiểm định này được thể hiện trong bảng 5.

Bảng 5. Kết quả kiểm định nhân quả Granger.

Kiểm định mối quan hệ của tỷ lệ lạm phát, π_t , lỗ hồng sản lượng, y_t , tỷ giá hối đoái thực hiệu lực, e_t , lãi suất cơ bản, r_t , tỷ lệ tăng trưởng cung tiền thực, m_t .

A. Biến phụ thuộc: $d\pi_t$			
Bao gồm	Chi-sq	df	Prob.
y_t	7.77625	1	0.0053
de_t	0.457627	1	0.4987
dr_t	3.560077	1	0.0592
m_t	27.11857	1	0.0000
B. Biến phụ thuộc: y_t			
Bao gồm	Chi-sq	df	Prob.
$d\pi_t$	3.645109	1	0.0562
de_t	0.004884	1	0.9443
dr_t	0.020498	1	0.8862
m_t	2.947684	1	0.086
C. Biến phụ thuộc: de_t			
Bao gồm	Chi-sq	df	Prob.
$d\pi_t$	0.183706	1	0.6682
y_t	0.65839	1	0.4171
dr_t	7.846946	1	0.0051
m_t	2.036819	1	0.1535
D. Biến phụ thuộc: dr_t			
Bao gồm	Chi-sq	df	Prob.

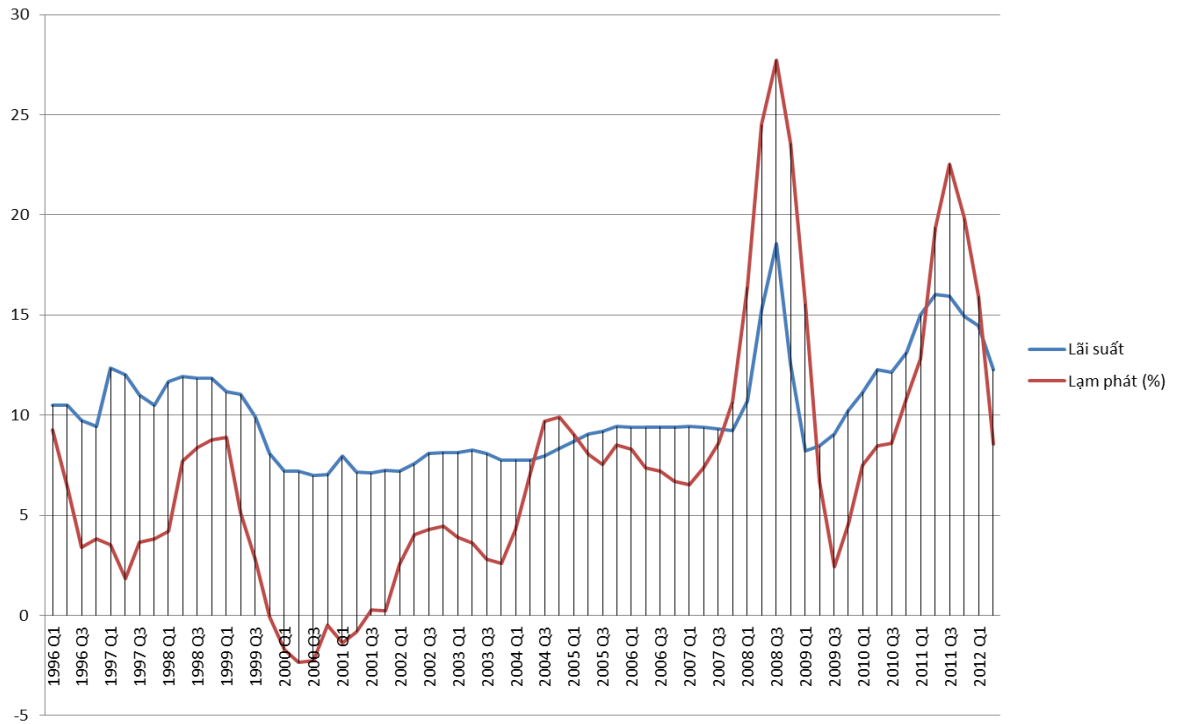
$d\pi_t$	2.133556	1	0.1441
y_t	2.919549	1	0.0875
de_t	0.523109	1	0.4695
m_t	6.654253	1	0.0099
E. Biến phụ thuộc : m_t			
Bao gồm	Chi-sq	df	Prob.
$d\pi_t$	7.537413	1	0.006
y_t	3.7203	1	0.0538
de_t	0.517408	1	0.4719
dr_t	1.226295	1	0.2681

Nhìn vào dòng in đậm trong Panel A, B, C kiểm định Granger cho thấy cung tiền có tác động nhân quả lên lạm phát và lỗ hổng sản lượng tức nó là nguyên nhân gây ra sự thay đổi trong lạm phát và lỗ hổng sản lượng. Trong khi đó, lãi suất cơ bản có tác động tới lạm phát nhưng lại không tác động tới lỗ hổng sản lượng. Một điều cũng khá thú vị nữa là tỷ giá hối đoái thực hiệu lực lại dường như chịu sự tác động của lãi suất cơ bản mà không có quan hệ nhân quả với cung tiền. Kết quả này phù hợp với những gì chúng tôi đã chỉ ra trong phân tích hàm phản ứng đẩy và phân rã phương sai trong phân tích ở trên.

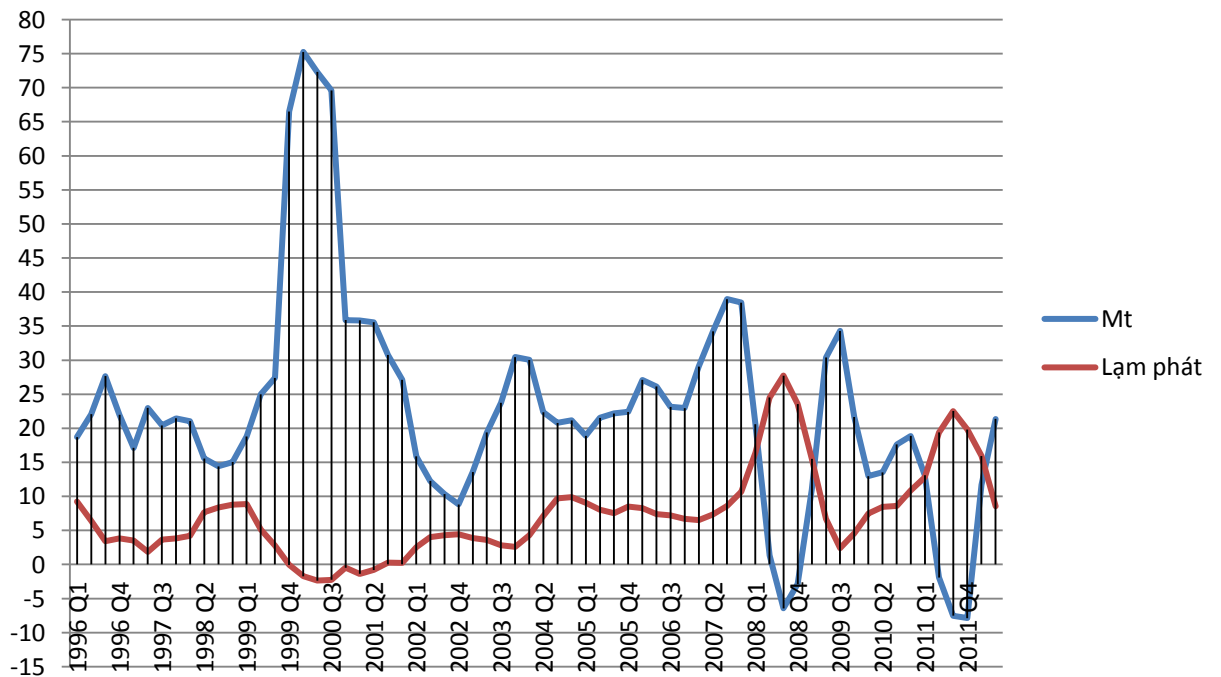
5. Phân tích lịch sử

Những kết quả phân tích kinh tế được tiến hành trong 2 mục cuối có thể được giải thích từ những quan điểm lịch sử. Chúng tôi tóm tắt các đặc điểm chính của các biến chính sách tiền tệ bên dưới bằng cách đề cập đến các sự kiện chính xảy ra trong suốt thời kỳ mẫu và cả những giai đoạn trước.

Hình 5. Đồ thị biểu diễn lãi suất và tỷ lệ lạm phát từ Q1.1996 đến Q1.2012



Hình 6. Đồ thị biểu diễn tốc độ tăng trưởng cung tiền và tỷ lệ lạm phát từ Q1.1996 đến Q1.2012



Một đặc điểm quan trọng trong hành vi của các biến chính sách tiền tệ là sự thụ động của nó. Điều này rõ ràng đối với lãi suất cơ bản. Trước 1995, lãi suất cơ bản hầu như không thay đổi. Sau giai đoạn này, lãi suất cơ bản có mức thay đổi đáng kể. Chính phủ đã biết cách sử dụng lãi suất cơ bản kết hợp với cung tiền để hiệu chỉnh nền kinh tế. Việc sụt giảm mạnh lãi suất cơ bản trong giai đoạn 1998-999 như nhìn thấy trong hình trên chính là phản ứng của chính phủ đối với việc lạm phát giảm và sốc cầu âm trong bối cảnh khủng hoảng tài chính châu Á. Tuy nhiên, những thay đổi trong lãi suất cơ bản là trễ đáng kể sau lạm phát. Từ hình trên chúng ta thấy rằng tỷ lệ lạm phát hàng quý đã đi về mức 0 vào cuối năm 1999. Thực tế, lạm phát hàng quý là âm trong suốt hầu hết các quý từ cuối năm 1999 đến gần quý 3 năm 2001. Tuy nhiên, lãi suất cơ bản vẫn duy trì ổn định và ở mức cao khoảng 7-8% không cho thấy dấu hiệu giảm. Sự điều chỉnh chậm chạp của lãi suất cơ bản trong suốt thời kỳ này đã góp phần vào việc phục hồi chậm chạp của nền kinh tế thực, sản lượng thực tế đạt mức thấp trong suốt từ 1998 đến 2001. Thậm chí, từ năm 2001 đến năm 2008, lạm phát tăng rất nhanh đạt gần 27.73 tại thời điểm quý 3 năm 2008 thì lãi suất cơ bản vẫn cho thấy một vai trò khá thụ động khi vẫn duy trì ở mức từ 7-9%. Đặc biệt trong giai đoạn khủng hoảng tài chính thế giới năm 2007 tỷ lệ lạm phát tăng đột ngột ở mức 6.54% tại quý 4 năm 2006 lên 27.73% quý 3 năm 2008 thì lãi suất phản ứng khá trễ (khoảng 2 quý) sau khi lạm phát tăng, tức lãi suất bắt đầu tăng trong quý 2 năm 2007 từ mức 9.38% lên 18.55% tại quý 3 năm 2008.

Trong khi đó phân tích lịch sử biến cung tiền chúng tôi nhận thấy cung tiền dường như chủ động hơn trong phản ứng với các biến chính sách cụ thể ở đây phân tích cho tỷ lệ lạm phát. Trong thời kỳ 1998, lạm phát bắt đầu giảm do ảnh hưởng của khủng hoảng tài chính Châu Á thì cung tiền thực dường như phản ứng ngay tức khắc bằng việc tăng mạnh mẽ từ mức khoảng 15% quý 3 năm 1998 lên tới 75% tại quý 1 năm 2000. Cũng tương tự tại thời điểm lạm phát bắt đầu tăng mạnh mẽ từ quý 3 năm 2007, cung tiền thực phản ứng giảm gần như ngay trong cùng thời điểm để rồi cả hai cùng kết thúc xu hướng tại quý 3 năm 2008. Một sự giải thích tương tự cho thời kỳ quý 3 năm 2008 đến hết thời kỳ mẫu. Điều này chứng tỏ tính chủ động

hơn của cung tiền so với lãi suất cơ bản. Xét theo tính hiệu quả của cung tiền, dù đây là công cụ chủ động và hiệu quả hơn lãi suất song cung tiền vẫn cho thấy sự hạn chế của nó khi tác động đến lạm phát. Như phân tích ở trên cung tiền có tác động đến lạm phát tuy nhiên việc thay đổi cung tiền chưa thật sự tác động tức thời tới lạm phát mà phải có một độ trễ nhất định. Chính vì vậy vậy theo phân tích của ANZ, đối với Việt Nam tăng trưởng tín dụng đối với lạm phát có độ trễ 1-2 quý, tăng trưởng cung tiền đối với lạm phát có độ trễ 2-3 quý (nước phát triển là 1 năm). Sự gia tăng của lạm phát có liên quan đến tăng trưởng cung tiền và tín dụng trong những năm gần đây. Tăng trưởng cung tiền M_2 thực luôn lần lượt duy trì ở mức khoảng 20% kể từ năm 2004, đặc biệt tăng vọt lên khoảng 38.95 % vào quý 3 năm 2007. Việc tăng cung tiền quá mức vào năm 2007 gây ra lạm phát rất cao (cao nhất trong thời kỳ mẫu) bắt đầu tăng từ quý 2 năm 2007 với 6.54% và đạt mức kỷ lục 27.73% tại quý 3 năm 2008 và giảm cung tiền từ quý 3 năm 2007 và sau một năm bắt đầu từ quý 3 năm 2008 tỷ lệ lạm phát bắt đầu giảm.

Theo nhận định của nhiều chuyên gia kinh tế, trong việc điều hành cung tiền ở Việt Nam nhiều năm qua, các cơ quan chức năng luôn thể hiện thiếu nhất quán. Ví như tại những tháng đầu năm 2008, khi lạm phát tăng liên tiếp và tăng mạnh thì các nhà hoạch định chính sách tiền tệ lại loay hoay giữa việc hút tiền về thông qua bán trái phiếu và tăng tỷ lệ dự trữ bắt buộc, với việc bơm tiền ra trước đòi hỏi đáp ứng thanh khoản của các ngân hàng thương mại và mua vào ngoại tệ nhằm duy trì tỷ giá.

Những hành động này một mặt khiến cho các doanh nghiệp và các cá nhân trong nền kinh tế gặp khó khăn trong công tác dự báo và lập kế hoạch sản xuất kinh doanh, mặt khác đẩy kỳ vọng lạm phát lên cao.

Năm 2009, việc điều hành của Ngân hàng Nhà nước có vẻ đã khoa học hơn nhờ việc tiếp thu được các bài học từ những năm trước. Mới đây Ngân hàng Nhà nước đã đặt ra mục tiêu giới hạn tăng tổng phương tiện thanh toán trong khoảng 25%, tín dụng tăng từ 25% đến 27%.

6. Kết luận và một số khuyến nghị

6.1. Kết luận

Trong bài nghiên cứu này chúng tôi giải quyết các vấn đề liên quan đến sự phản ứng và tính hiệu quả của chính sách tiền tệ ở Việt Nam trong những năm gần đây. Những thay đổi lớn trong cả biến kinh tế vĩ mô và biến chính sách tiền tệ cho ta cơ hội để thực hiện nghiên cứu. Bằng việc sử dụng mô hình GMM để xem xét phản ứng của chính sách tiền tệ, bằng chứng thực nghiệm mà chúng tôi đưa ra cho thấy hai biến chính sách tiền tệ: tốc độ tăng trưởng cung tiền thực, và lãi suất cơ bản phản ứng với lỗ hổng sản lượng và tỷ lệ lạm phát. Nhìn chung, chúng tôi thấy rằng cung tiền là công cụ hiệu quả hơn được sử dụng ở Việt Nam khi phản ứng lại cả tỷ lệ lạm phát và lỗ hổng sản lượng một cách chủ động. Trong khi lãi suất cơ bản thì phản ánh lại tỷ lệ lạm phát một cách bị động. Bên cạnh đó chúng tôi sử dụng hàm phản ứng đẩy và phân rã phương sai cùng với kiểm định Granger trong mô hình VAR xem xét tính hiệu quả của chính sách tiền tệ, kết quả cho thấy cung tiền thực tác động mạnh mẽ lên các biến chính sách về lạm phát và sản lượng hơn là lãi suất cơ bản.

Nghiên cứu này cũng có một số hạn chế nhất định, và được kỳ vọng sẽ được khắc phục trong các nghiên cứu sau này. Cơ sở dữ liệu của các biến kinh tế vĩ mô ở Việt Nam còn sơ sài, gây khó khăn trong việc thu thập số liệu. Chúng tôi chỉ thu thập được những dữ liệu đầy đủ nhất tính từ quý 1 năm 2000 nên nghiên cứu chưa phản ánh được những biến động của chính sách tiền tệ và kinh tế vĩ mô trong giai đoạn có nhiều sự kiện cần nói đến trước năm 2000. Điều đó dẫn đến mức đại diện của mẫu chưa cao. Chúng tôi hy vọng rằng những hạn chế trên sẽ được khắc phục trong những bài nghiên cứu tiếp theo về vấn đề này.

6.2. Một số khuyến nghị

Theo như kết quả nghiên cứu về chính sách tiền tệ Việt Nam, chúng tôi thấy rằng công cụ chính của Ngân hàng Nhà nước (NHNN) Việt Nam là cung tiền. Và rõ ràng, Việt Nam chúng ta đang trên đà phát triển nhưng gặp rất nhiều khó khăn, nên

kinh tế của chúng ta đang còn quá trẻ, sức bứt phá sẽ không thể mạnh nếu như NHNN không có các quyết sách hợp lý, nhất là với thời điểm hiện nay, khi mà chúng ta đang cố vùng vẫy khỏi vũng bùn, tránh các vết xe đổ của các nước đi trước. Vì vậy, nhóm nghiên cứu chúng tôi đề xuất một số giải pháp hay một số nhận định mang tính khách quan từ quan điểm nghiên cứu với hi vọng có thể đưa ra những ý kiến hợp lý góp phần thúc đẩy nền kinh tế Việt Nam.

6.2.1. Nâng cao tính hiệu quả của các công cụ chính sách tiền tệ

Thứ nhất, nên đẩy mạnh hơn nữa việc thực hiện các công cụ gián tiếp so với các công cụ trực tiếp kém hiệu quả như công cụ lãi suất. Cụ thể tiếp tục điều hành công cụ dự trữ bắt buộc một cách chủ động và linh hoạt theo diễn biến của thị trường nhằm kiểm soát tiền tệ; mặt khác tạo điều kiện cho các tổ chức tín dụng sử dụng vốn khả dụng linh hoạt và hiệu quả.

Đặc biệt, đẩy mạnh việc đổi mới điều hành công cụ nghiệp vụ thị trường mở, xem thị trường mở là công cụ được sử dụng rộng rãi nhằm duy trì lãi suất chủ đạo “lãi suất liên ngân hàng định hướng”, là nguồn để gia tăng lượng vốn khả dụng của ngân hàng, tạo điều kiện cho các chủ thể kinh tế nhờ đó gia tăng được cơ hội tiếp cận nguồn vốn do lượng cung nhiều hơn; mở rộng việc kết nạp thành viên tham gia trên thị trường mở; hiện đại hoá công nghệ ngân hàng và hệ thống thanh toán, tạo điều kiện thuận lợi cho việc phát triển thị trường thứ cấp về giấy tờ có giá, đa dạng hoá hàng hoá giao dịch trên thị trường mở nhằm đáp ứng thanh khoản cho các tổ chức tín dụng...

Thứ hai, Ngân hàng Nhà nước cần phải kiểm soát, giám sát chặt hệ thống các lãi suất quy định và thực tế diễn biến trên thị trường, động thái của các ngân hàng thương mại đối với các ban hành, nghị định do NHNN đưa ra, tránh tình trạng một quốc gia nhưng rất nhiều mức lãi suất, không tạo được sự thống nhất trong kinh doanh, điều đó vô tình dẫn đến nền kinh tế sẽ hỗn loạn và dễ bị lũng đoạn thị trường.

Thứ ba, Ngân hàng Nhà nước cần chỉ đạo, giám sát các ngân hàng thương mại, ngân hàng đầu tư... nên mở rộng tín dụng với các mức lãi suất ưu đãi cho các doanh nghiệp, nhằm thúc đẩy phát triển kinh tế. Điều này thực sự cần giải quyết cấp bách bởi vì số lượng doanh nghiệp phá sản hàng năm rất nhiều, họ không có vốn để đầu tư, mở rộng sản xuất. Ngân hàng Nhà nước cần tích cực thanh tra các ngân hàng, tiến hành các cuộc nghiên cứu để nắm bắt được các định chế tài chính yếu nhằm củng cố và phát triển hệ thống ngân hàng, vốn dĩ là bộ xương của nền kinh tế.

Thứ tư, Chính phủ cần tung gói cứu trợ tiếp theo nhằm tung vốn ra cho các doanh nghiệp, đặc biệt là bất động sản, bởi thị trường bất động sản đang tuột dốc, giảm giá, nhưng chưa đến ngưỡng, doanh nghiệp họ không thể bán thì không thể mở rộng đầu tư, điều này sẽ làm cho nền kinh tế không thể cất cánh được. Theo quan điểm của chúng tôi, đây thực sự là lúc để bất động sản chúng ta có tính thanh khoản cao hơn, điều đó góp phần rất lớn vào kinh tế và giải quyết các vấn đề xã hội, đặc biệt là nhà ở.

Thứ năm, Ngân hàng Nhà nước cần thiết phải ban hành các quyết định nhằm hỗ trợ cho các doanh nghiệp nhỏ, kinh doanh ở các lĩnh vực xã hội, các lĩnh vực liên quan đến cộng đồng, an sinh, bởi sự phát triển kinh tế quốc gia luôn đi đôi với sự phát triển của các doanh nghiệp xã hội.

6.2.2. Nâng cao tính chủ động của các công cụ chính sách tiền tệ

Thứ nhất, vai trò của Chính phủ, Quốc hội và Ngân hàng Nhà nước trong việc điều hành chính sách tiền tệ nên có sự thay đổi .

Hiện nay, Nhà nước chưa trao đầy đủ chức năng, nhiệm vụ và thẩm quyền cho NHNN với tư cách là một Ngân hàng Trung ương nên tính tự chủ của NHNN còn hạn chế. Điều đó phần nào mất đi tính linh hoạt và tự chủ của NHNN trong quá trình hoạch định và điều hành các công cụ chính sách tiền tệ quốc gia, cũng như khả năng chủ động của NHNN trong việc thực hiện các chức năng, nhiệm vụ của một Ngân hàng Trung ương. Bên cạnh đó, Luật Ngân hàng Nhà nước quy định Ngân hàng Nhà nước là cơ quan xây dựng Chính sách tiền tệ quốc gia trong khi Chính

phủ lại là người xem xét trình Quốc hội và tổ chức thực hiện chính sách tiền tệ quốc gia, đồng thời quyết định lượng tiền cung ứng bổ sung cho lưu thông hàng năm; mục đích sử dụng số tiền này và định kỳ báo cáo Ủy ban Thường vụ Quốc hội; quyết định các chính sách cụ thể khác và các giải pháp thực hiện. Trong bối cảnh Việt Nam đang ngày càng hội nhập với thế giới, chịu sự tác động to lớn của nền tài chính toàn cầu, quy định này dường như không thể đáp ứng yêu cầu của việc điều hành chính sách tiền tệ linh hoạt. Việc Chính phủ đưa ra mức tăng trưởng cung tiền hàng năm không còn phù hợp bởi sự tăng giảm tiền cơ sở luôn chịu tác động của diễn biến khu vực kinh tế đối ngoại, cần thiết phải có những điều chỉnh linh hoạt, kịp thời. Do đó, vai trò của NHNN cần phải được nâng cao hơn nữa trong việc điều hành chính sách tiền tệ để kịp thời phản ứng với những biến động thị trường nhằm đạt được mục tiêu do Chính phủ đề ra .

Theo đó, Quốc hội quyết định định hướng chỉ tiêu lạm phát hàng năm và giám sát việc thực hiện chính sách tiền tệ quốc gia để đạt định hướng chỉ tiêu lạm phát. Chính phủ quyết định mục tiêu điều hành chính sách tiền tệ quốc gia nhằm thực hiện định hướng chỉ tiêu lạm phát hàng năm, còn việc tổ chức và điều hành chính sách tiền tệ quốc gia sẽ trao quyền cho Ngân hàng Nhà nước. NHNN xây dựng định hướng chỉ tiêu lạm phát hàng năm để Chính phủ trình Quốc hội quyết định; triển khai các định hướng, giải pháp điều hành chính sách tiền tệ quốc gia, chủ động sử dụng các công cụ chính sách tiền tệ và các giải pháp khác để thực hiện chính sách tiền tệ quốc gia, đạt định hướng chỉ tiêu lạm phát đã được Quốc hội quyết định. Đồng thời, chủ động trong việc sắp xếp cơ cấu tổ chức và nhân sự; tự chủ về tài chính trong bồi dưỡng, đào tạo nhằm nâng cao trình độ cho đội ngũ cán bộ NHNN; có chế độ đãi ngộ hợp lý để khuyến khích thu hút nhân tài; hiện đại hoá công nghệ quản lý trong việc tổng hợp, thống kê, phân tích, dự báo ... phục vụ cho việc điều hành chính sách tiền tệ

Thứ hai, nên xây dựng các phương án ứng phó của chính sách tiền tệ với những điều kiện kinh tế bất ngờ xảy ra, bên cạnh đó nên khoanh vùng các mục tiêu ổn định

như lạm phát sẽ đi tới đâu để đưa ra các chính sách quyết liệt, chứ chính sách tiền tệ không nên đuổi theo nó.

Thứ ba, chính sách tiền tệ cần có sự phối hợp với các chính sách kinh tế vĩ mô khác thì mới có thể hướng tới mục tiêu ổn định kinh tế vĩ mô. Chẳng hạn, như chính sách tiền tệ với chính sách thu hút vốn đầu tư nước ngoài. Nếu chúng ta không quản lý tốt nguồn vốn tài trợ ngắn hạn nước ngoài thì có thể khó kiểm soát được lạm phát. Do đó, cần có sự phối hợp chặt giữa chính sách tiền tệ với chính sách tài khoá và chính sách thu hút vốn đầu tư nước ngoài: đánh thuế hoặc yêu cầu ký quỹ đối với dòng vốn ngắn hạn vào Việt Nam

PHỤ LỤC

Phụ lục 1: Dữ liệu mô hình:

Chúng tôi đã cố gắng hoàn thành dữ liệu của mô hình tốt nhất có thể, với dữ liệu về các biến kinh tế vĩ mô được lấy từ Quỹ Tiền tệ thế giới IMF. Ngoài ra, còn có một số dữ liệu chúng tôi thu thập và xử lý trực tiếp qua excel. Và dưới đây là bảng dữ liệu tổng quát của đề tài.

Time	r_{LEND}	$r_{DEPOSIT}$	r_t	M_2	$m_t \%$	$\pi_t (\%)$	GDP	$Y_t \%$	log GDP	GDP TRUOT	GDP PoTential	Output gap (y_t)	REER	e_t
2000 Q1	10.800	3.600	7.200	160,759	75.253	-1.724	54,453	6.787	4.736	4.736	4.802	-0.066	1.049	2.088
2000 Q2	10.800	3.580	7.190	168,407	72.324	-2.365	73,610	4.798	4.867	4.867	4.810	0.057	1.064	2.686
2000 Q3	10.400	3.540	6.970	179,577	69.608	-2.256	66,811	7.822	4.825	4.825	4.818	0.007	1.060	2.543
2000 Q4	10.200	3.893	7.047	196,994	27.920	-0.473	78,792	7.822	4.896	4.831	4.826	0.005	1.066	2.786
2001 Q1	10.650	5.240	7.945	216,185	35.849	-1.371	58,368	7.190	4.766	4.839	4.835	0.004	1.162	6.530
2001 Q2	9.350	4.960	7.155	226,933	35.560	-0.807	78,637	6.829	4.896	4.846	4.843	0.003	1.100	4.157
2001 Q3	9.000	5.200	7.100	235,255	30.752	0.253	71,589	7.152	4.855	4.853	4.851	0.002	1.115	4.744
2001 Q4	8.680	5.817	7.248	250,846	27.113	0.224	83,941	6.535	4.924	4.860	4.859	0.001	1.347	12.939
2002 Q1	8.517	5.900	7.208	256,018	15.874	2.551	62,213	6.588	4.794	4.867	4.867	0.000	1.101	4.195
2002 Q2	8.750	6.390	7.570	263,877	12.254	4.026	84,173	7.040	4.925	4.874	4.875	0.000	1.096	3.996
2002 Q3	9.500	6.700	8.100	269,684	10.338	4.297	76,681	7.113	4.885	4.882	4.883	-0.001	0.999	-0.047
2002 Q4	9.480	6.800	8.140	284,144	8.816	4.459	90,180	7.433	4.955	4.890	4.891	-0.001	0.982	-0.795
2003 Q1	9.413	6.870	8.142	300,781	13.587	3.897	66,441	6.796	4.822	4.897	4.899	-0.002	1.007	0.324
2003 Q2	9.447	7.040	8.243	324,527	19.391	3.593	89,610	6.459	4.952	4.904	4.907	-0.003	1.040	1.683
2003 Q3	9.543	6.607	8.075	341,303	23.745	2.812	82,902	8.113	4.919	4.912	4.915	-0.003	0.965	-1.565
2003 Q4	9.517	5.970	7.743	378,060	30.464	2.588	97,289	7.883	4.988	4.920	4.923	-0.002	0.968	-1.394
2004 Q1	9.540	5.970	7.755	404,093	30.045	4.303	71,080	6.982	4.852	4.928	4.931	-0.003	1.135	5.488
2004 Q2	9.540	5.970	7.755	420,263	22.366	7.134	95,954	7.080	4.982	4.935	4.939	-0.004	0.887	-5.197
2004 Q3	9.680	6.220	7.950	445,393	20.787	9.711	89,537	8.003	4.952	4.943	4.947	-0.004	0.985	-0.636
2004 Q4	10.130	6.525	8.328	495,447	21.156	9.894	105,864	8.814	5.025	4.953	4.955	-0.003	0.899	-4.628

2005 Q1	10.817	6.540	8.678	517,024	18.901	9.046	76,371	7.444	4.883	4.960	4.963	-0.003	0.928	-3.243
2005 Q2	10.877	7.200	9.038	544,601	21.528	8.057	103,670	8.041	5.016	4.969	4.971	-0.003	0.991	-0.413
2005 Q3	11.080	7.310	9.195	577,793	22.176	7.551	97,829	9.261	4.990	4.978	4.979	-0.001	0.895	-4.815
2005 Q4	11.327	7.530	9.428	648,574	22.406	8.501	115,161	8.782	5.061	4.988	4.988	0.000	1.000	-0.015
2006 Q1	11.175	7.610	9.393	699,988	27.092	8.296	81,984	7.350	4.914	4.995	4.996	0.000	0.924	-3.424
2006 Q2	11.175	7.610	9.393	727,165	26.134	7.388	111,361	7.419	5.047	5.003	5.004	-0.001	0.888	-5.157
2006 Q3	11.175	7.650	9.413	753,012	23.137	7.188	106,416	8.778	5.027	5.012	5.012	0.001	1.109	4.501
2006 Q4	11.180	7.650	9.415	841,011	22.960	6.711	125,612	9.075	5.099	5.022	5.020	0.002	0.823	-8.480
2007 Q1	11.180	7.670	9.425	949,181	29.061	6.538	88,263	7.659	4.946	5.030	5.027	0.002	0.856	-6.764
2007 Q2	11.180	7.580	9.380	1,029,562	34.230	7.356	120,257	7.988	5.080	5.038	5.035	0.003	0.876	-5.735
2007 Q3	11.180	7.440	9.310	1,110,983	38.952	8.587	115,706	8.730	5.063	5.047	5.043	0.004	0.844	-7.368
2007 Q4	11.180	7.280	9.230	1,253,997	38.449	10.657	137,217	9.239	5.137	5.057	5.050	0.006	0.871	-6.006
2008 Q1	12.318	9.120	10.719	1,300,249	20.591	16.396	94,901	7.521	4.977	5.065	5.058	0.007	0.953	-2.108
2008 Q2	16.636	13.802	15.219	1,295,492	1.317	24.513	127,257	5.821	5.105	5.071	5.065	0.006	0.777	-10.970
2008 Q3	20.100	16.990	18.545	1,347,514	-6.444	27.734	123,195	6.472	5.091	5.077	5.072	0.005	0.840	-7.560
2008 Q4	14.080	11.010	12.545	1,513,544	-2.875	23.572	144,480	5.293	5.160	5.083	5.079	0.004	0.958	-1.863
2009 Q1	9.540	6.880	8.210	1,645,309	11.007	15.531	97,865	3.123	4.991	5.086	5.086	0.000	0.818	-8.744
2009 Q2	9.570	7.330	8.450	1,775,952	30.380	6.707	132,888	4.425	5.123	5.091	5.093	-0.002	0.221	-65.597
2009 Q3	10.190	7.900	9.045	1,842,315	34.298	2.422	129,581	5.184	5.113	5.097	5.100	-0.003	0.691	-16.033
2009 Q4	10.976	9.530	10.253	1,910,587	21.636	4.597	156,232	8.134	5.194	5.105	5.107	-0.002	0.564	-24.907
2010 Q1	12.000	10.260	11.130	1,982,389	12.988	7.499	103,672	5.934	5.016	5.111	5.114	-0.002	0.713	-14.717
2010 Q2	13.440	11.121	12.281	2,166,591	13.538	8.458	141,243	6.287	5.150	5.118	5.120	-0.002	0.744	-12.823
2010 Q3	13.167	11.100	12.134	2,325,022	17.613	8.588	139,172	7.402	5.144	5.126	5.127	-0.001	0.604	-21.902
2010 Q4	13.934	12.294	13.114	2,478,310	18.873	10.842	167,522	7.226	5.224	5.133	5.134	0.000	0.692	-15.994
2011 Q1	16.045	13.962	15.004	2,495,422	13.082	12.797	109,313	5.441	5.039	5.139	5.140	-0.001	0.629	-20.120
2011 Q2	18.020	14.004	16.012	2,544,739	-1.920	19.373	149,305	5.708	5.174	5.145	5.147	-0.002	0.658	-18.152
2011 Q3	17.910	14.004	15.957	2,673,757	-7.535	22.534	147,690	6.120	5.169	5.152	5.154	-0.002	0.633	-19.829
2011 Q4	15.840	14.004	14.922	2,774,281	-7.883	19.825	177,765	6.114	5.250	5.158	5.160	-0.002	0.675	-17.065

Phụ lục 2: Giải thích các biến

Các biến được sử dụng trong mô hình được tổng hợp trong bảng sau:

STT	BIẾN	VIẾT TẮT	CÁCH TÍNH	NGUỒN
Phụ thuộc	Lãi suất cơ bản	r_t	Bằng trung bình cộng của lãi suất cho vay và lãi suất tiền gửi ở quý thứ t	<i>International Financial Statistics IFS</i>
	Tốc độ tăng trưởng cung tiền thực M2	m_t	Tốc độ tăng trưởng của cung tiền thực (M2) quý thứ t so với cùng kỳ năm ngoái trừ đi tỷ lệ lạm phát ở quý thứ t	<i>International Financial Statistics IFS</i>
Giải thích	Tỷ lệ lạm phát	π_t	Tỷ lệ tăng trưởng của Chỉ số giá tiêu dùng CPI ở quý thứ t so với cùng quý năm ngoái	<i>International Financial Statistics IFS</i>
	Lỗi hồng sản lượng	y_t	Giá trị GDP trung bình trượt trừ đi giá trị GDP tiềm năng ở quý thứ t.	<i>International Financial Statistics IFS</i>
	Tỷ giá hối đoái thực hiệu lực	e_t	$e_t = 100 * \log(\text{REER})$	<i>International Financial Statistics IFS</i>

Phụ lục 3: Thống kê mô tả và kiểm định tự tương quan

Bảng 1 : Thống kê mô tả các biến

Bên cạnh giá trị trung bình và độ lệch chuẩn được tính theo %, bảng cũng cho thấy độ nhọn, độ dốc và tự tương quan, ρ_i , được lấy trễ 6 kỳ. thời kỳ mẫu từ Q1.2000- Q4.2011 ngoại trừ biến e_t được bắt đầu từ Q1.1995.

Biến	Mean	St.Dev	Skew	Kurt	ρ_1	ρ_2	ρ_3	ρ_4	ρ_5	ρ_6
r_t	9.74	2.82	1.43	4.18	0.82	0.54	0.36	0.28	0.27	0.26
m_t	22.85	17.50	1.00	5.14	0.73	0.38	0.08	0.02	0.02	0.02
π_t	7.88	7.22	0.97	3.56	0.87	0.61	0.36	0.19	0.11	0.08
Y_t	7.07	1.29	-0.61	3.55	0.59	0.31	0.32	0.34	0.10	-0.08
y_t	0.00	0.01	-0.94	21.87	-0.37	0.02	0.02	0.01	0.00	-0.01
e_t	-0.06	0.12	-2.54	12.95	0.49	0.49	0.44	0.39	0.39	0.34

	r_t	m_t	π_t	y_t	e_t	r_{t-1}	m_{t-1}	π_{t-1}	y_{t-1}	e_{t-1}
r_t	1									
m_t	-0.66	1								
π_t	0.85	-0.73	1							
y_t	-0.1	0.53	-0.16	1						
e_t	-0.43	0.22	-0.34	0.18	1					
r_{t-1}	0.86	-0.66	0.85	-0.11	-0.37	1				
m_{t-1}	-0.51	0.84	-0.62	0.55	0.32	-0.62	1			
π_{t-1}	0.71	-0.67	0.91	-0.17	-0.45	0.84	-0.71	1		
y_{t-1}	0.03	-0.06	0.07	-0.56	0.03	0.04	-0.02	0.05	1	
e_{t-1}	-0.48	0.2	-0.3	0.18	0.5	-0.42	0.22	-0.33	0.05	1

Phụ lục 4: Kết quả hồi quy

Bảng 2: Ước lượng GMM hai phương trình của quy tắc Taylor và quy tắc McCallum .

Đặc điểm 1 và 2 ước lượng quy tắc Taylor sử dụng biến công cụ là trễ 4 quý của lãi suất cơ bản, lỗ hồng sản lượng, tỷ lệ lạm phát, tỷ giá hối đoái thực. Đặc điểm 3 và 4 ước lượng cho quy tắc McCallum sử dụng biến công cụ là trễ 4 quý của cung tiền, lỗ hồng sản lượng, tỷ lệ lạm phát, tỷ giá hối đoái thực. Giá trị P-values được thể hiện trong ngoặc đơn. Giá trị χ^2 lấy ở mức ý nghĩa 5%.

A.		r_t						
		a_c	a_π	a_y	a_e	ρ	J- statics	χ^2 (12)
1		6.752	0.358	10.554		0.648	16.7312	23.36
		0	0	-0.916		0	-0.2119	
2		7.344	0.216	59.41	-0.114	0.553	16.6738	21.3
		0	0	-0.564	-0.001	0	-0.1623	
B.		m_t						
		b_c	b_π	b_y	b_e	ρ	J- statics	χ^2 (12)
3		37.782	-2.141	518.446		0.644	22.2106	23.36
		0	0	-0.455		0	-0.0522	
4		36.871	-2.713	1406.45	-0.849	0.655	25.4807	21.3
		0	0	-0.076	-0.007	-0.002	-0.0127	

Kiểm định nghiệm đơn vị

Chúng tôi kiểm tra tính dừng của các biến bằng việc sử dụng kiểm định nghiệm đơn vị (Unit Root Test) với tiêu chuẩn Schwarz Information Criteria (SIC). Một biến dừng khi kết quả cho thấy giả thuyết H_0 của nghiệm đơn vị bị từ chối tức giá trị thống kê τ (tau statistic) lớn hơn giá trị giá trị τ tra bảng DF ở mức 1%, 5%, 10% và ngược lại. Nếu biến không dừng, chúng tôi tiếp tục lấy sai phân và tiếp tục thực hiện kiểm định nghiệm đơn vị như trên.

Kết quả kiểm định này cho thấy chuỗi lỗ hổng sản lượng và tỷ lệ tăng trưởng cung tiền M_2 thực dừng ở chuỗi gốc. Ba chuỗi còn lại là tỷ giá hối đoái thực, lãi suất cơ bản, tỷ lệ lạm phát là các chuỗi dừng ở sai phân bậc nhất.

Biến	t-Statistic	p-value
Dữ liệu chuỗi gốc		
e_t	-2.22502	0.2005
r_t	-1.01049	0.7417
m_t	-4.38413	0.0011
π_t	-2.0333	0.2721
y_t	-8.88075	0.0000
Dữ liệu sau khi sai phân bậc nhất		
de_t	-7.7416	0.0000
dr_t	-7.04846	0.0000
$d\pi_t$	-5.62699	0.0000

Giá trị thống kê τ tra bảng DF	Mức 1%	-3.58474
	Mức 5%	-2.92814
	Mức 10%	-2.60223

Bảng 3. Phân rã phương sai của sai số dự báo : $\mathbf{x}_t = (\pi_t, y_t, e_t, r_t, m_t)'$.

Bảng này thể hiện phân rã phương sai của sai số dự báo của tỷ lệ lạm phát, π_t , lỗ hồng sản lượng, y_t , tỷ giá hối đoái thực hiệu lực, e_t , lãi suất cơ bản, r_t , tỷ lệ tăng trưởng cung tiền thực, m_t . Kỳ dự báo là 0 quý, 4 quý, 20 quý. Những con số (%) chỉ ra sự thay đổi vào những khoảng thời gian tương lai của biến bên trái được đóng góp bởi biến ở cột trên cùng. Thời kỳ mẫu là quý 1 năm 2000 đến quý 4 năm 2011.

	$d\pi_t$	y_t	de_t	dr_t	m_t
$d\pi_t$					
0 quý	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00
4 quý	62.25034	2.041499	1.190535	5.699206	28.81842
20 quý	62.50013	2.228472	1.155451	6.002072	28.11387
dy_t					
0 quý	0.499467	99.50053	0	0	0
4 quý	3.596097	88.07578	0.109114	0.316111	7.902902
20 quý	6.744802	83.25509	0.14851	0.666924	9.184676
de_t					
0 quý	0.098418	0.529475	99.37211	0	0
4 quý	2.47377	0.371008	85.15412	10.77523	1.225871
20 quý	2.855213	0.393151	84.57387	10.84437	1.333397
r_t					
0 quý	<i>30.10681</i>	<i>0.105841</i>	<i>9.868497</i>	59.91885	0
4 quý	<i>29.18588</i>	<i>0.966578</i>	<i>10.06539</i>	50.96158	8.82058
20 quý	<i>30.88326</i>	<i>1.099686</i>	<i>9.667134</i>	49.06276	9.287163
dm_t					
0 quý	<i>12.1375</i>	<i>0.263792</i>	<i>0.197909</i>	0.523011	86.87779
4 quý	<i>46.46506</i>	<i>1.882734</i>	<i>0.623328</i>	4.475355	46.55353
20 quý	<i>44.97892</i>	<i>2.113924</i>	<i>0.798576</i>	4.866921	47.24166

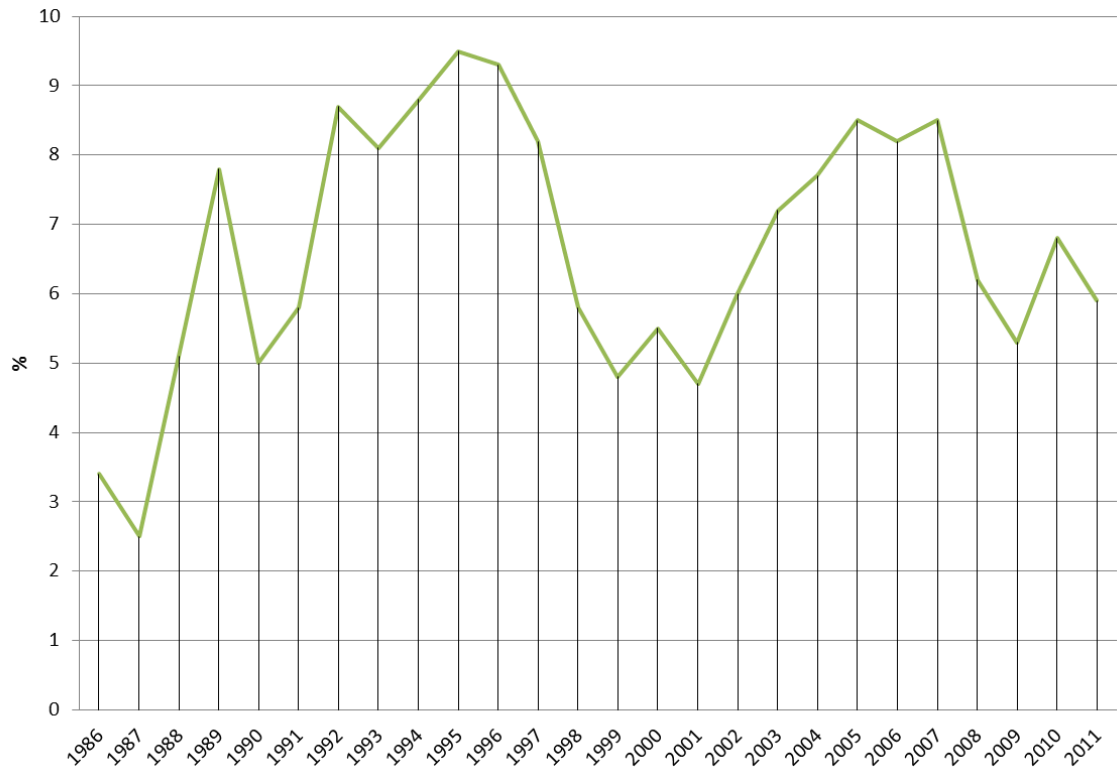
Bảng 4 . Phân rã phương sai của $\mathbf{x}_t = (\pi_t, y_t, e_t, m_t, r_t)'$

Bảng này thể hiện phân rã phương sai của sai số dự báo của tỷ lệ lạm phát, π_t , lỗ hồng sản lượng, y_t , tỷ giá hối đoái thực hiệu lực, e_t , lãi suất cơ bản, r_t , tỷ lệ tăng trưởng cung tiền thực, m_t . Kỳ dự báo là 0 quý, 4 quý, 20 quý. Những con số (%) chỉ ra sự thay đổi vào những khoảng thời gian tương lai của biến bên trái được đóng góp bởi biến ở cột trên cùng. Thời kỳ mẫu là quý 1 năm 2000 đến quý 4 năm 2011.

	$d\pi_t$	y_t	de_t	dr_t	m_t
$d\pi_t$					
0 quý	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00
4 quý	62.25034	2.041499	1.190535	4.200528	30.3171
20 quý	62.50013	2.228472	1.155451	4.793833	29.32211
dy_t					
0 quý	0.499467	99.50053	0	0	0
4 quý	3.596097	88.07578	0.109114	0.174103	8.044911
20 quý	6.744802	83.25509	0.14851	0.559373	9.292228
de_t					
0 quý	0.098418	0.529475	99.37211	0	0
4 quý	2.47377	0.371008	85.15412	10.42082	1.580289
20 quý	2.855213	0.393151	84.57387	10.48852	1.689252
dm_t					
0 quý	<i>12.1375</i>	<i>0.263792</i>	<i>0.197909</i>	0	87.4008
4 quý	<i>46.46506</i>	<i>1.882734</i>	<i>0.623328</i>	4.688296	46.34058
20 quý	<i>44.97892</i>	<i>2.113924</i>	<i>0.798576</i>	4.871896	47.23668
r_t					
0 quý	<i>30.10681</i>	<i>0.105841</i>	<i>9.868497</i>	59.56029	0.358558
4 quý	<i>29.18588</i>	<i>0.966578</i>	<i>10.06539</i>	50.26513	9.517022
20 quý	<i>30.88326</i>	<i>1.099686</i>	<i>9.667134</i>	48.39848	9.95144

Bảng 5. Kết quả kiểm định nhân quả Granger

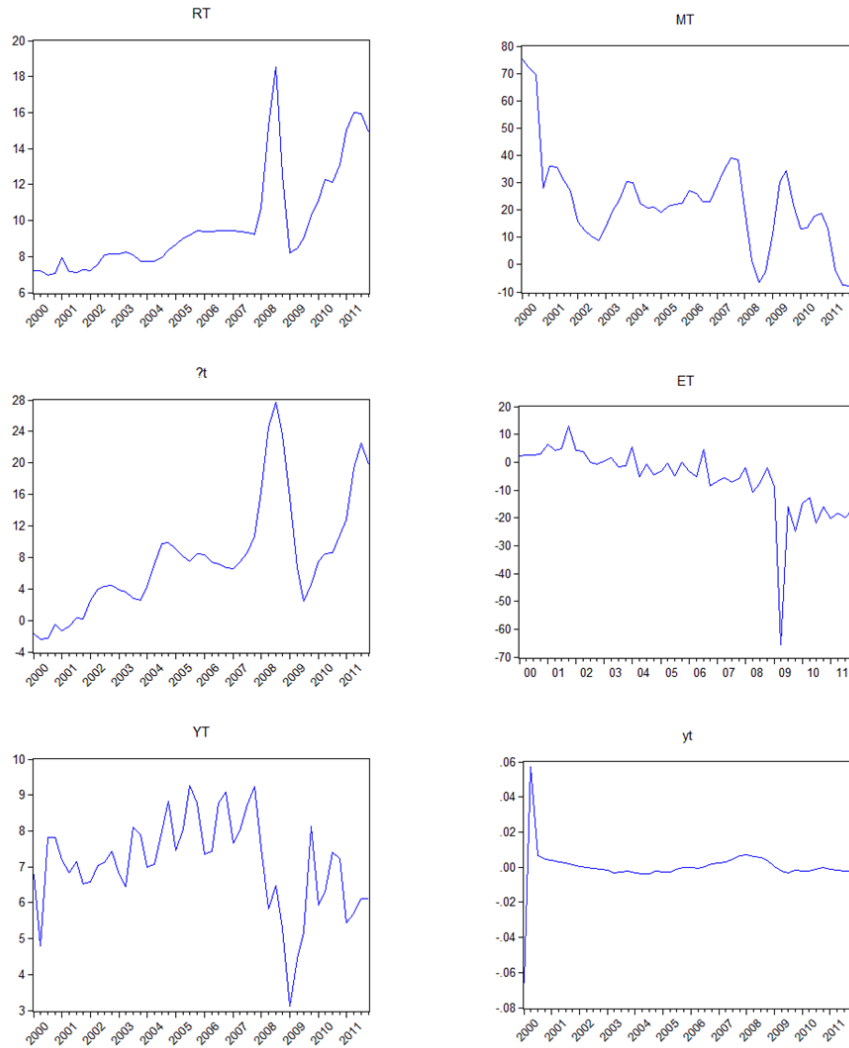
A. Biến phụ thuộc: $d\pi_t$			
Bao gồm	Chi-sq	df	Prob.
y_t	7.77625	1	0.0053
de_t	0.457627	1	0.4987
dr_t	3.560077	1	0.0592
m_t	27.11857	1	0.0000
B. Biến phụ thuộc: y_t			
Bao gồm	Chi-sq	df	Prob.
$d\pi_t$	3.645109	1	0.0562
de_t	0.004884	1	0.9443
dr_t	0.020498	1	0.8862
m_t	2.947684	1	0.086
C. Biến phụ thuộc: de_t			
Bao gồm	Chi-sq	df	Prob.
$d\pi_t$	0.183706	1	0.6682
y_t	0.65839	1	0.4171
dr_t	7.846946	1	0.0051
m_t	2.036819	1	0.1535
D. Biến phụ thuộc: dr_t			
Bao gồm	Chi-sq	df	Prob.
$d\pi_t$	2.133556	1	0.1441
y_t	2.919549	1	0.0875
de_t	0.523109	1	0.4695
m_t	6.654253	1	0.0099
E. Biến phụ thuộc : m_t			
Bao gồm	Chi-sq	df	Prob.
$d\pi_t$	7.537413	1	0.006
y_t	3.7203	1	0.0538
de_t	0.517408	1	0.4719
dr_t	1.226295	1	0.2681

Phụ lục 5: Danh mục hình**Hình 1: Tốc độ tăng trưởng kinh tế Việt Nam năm 1986 - 2011**

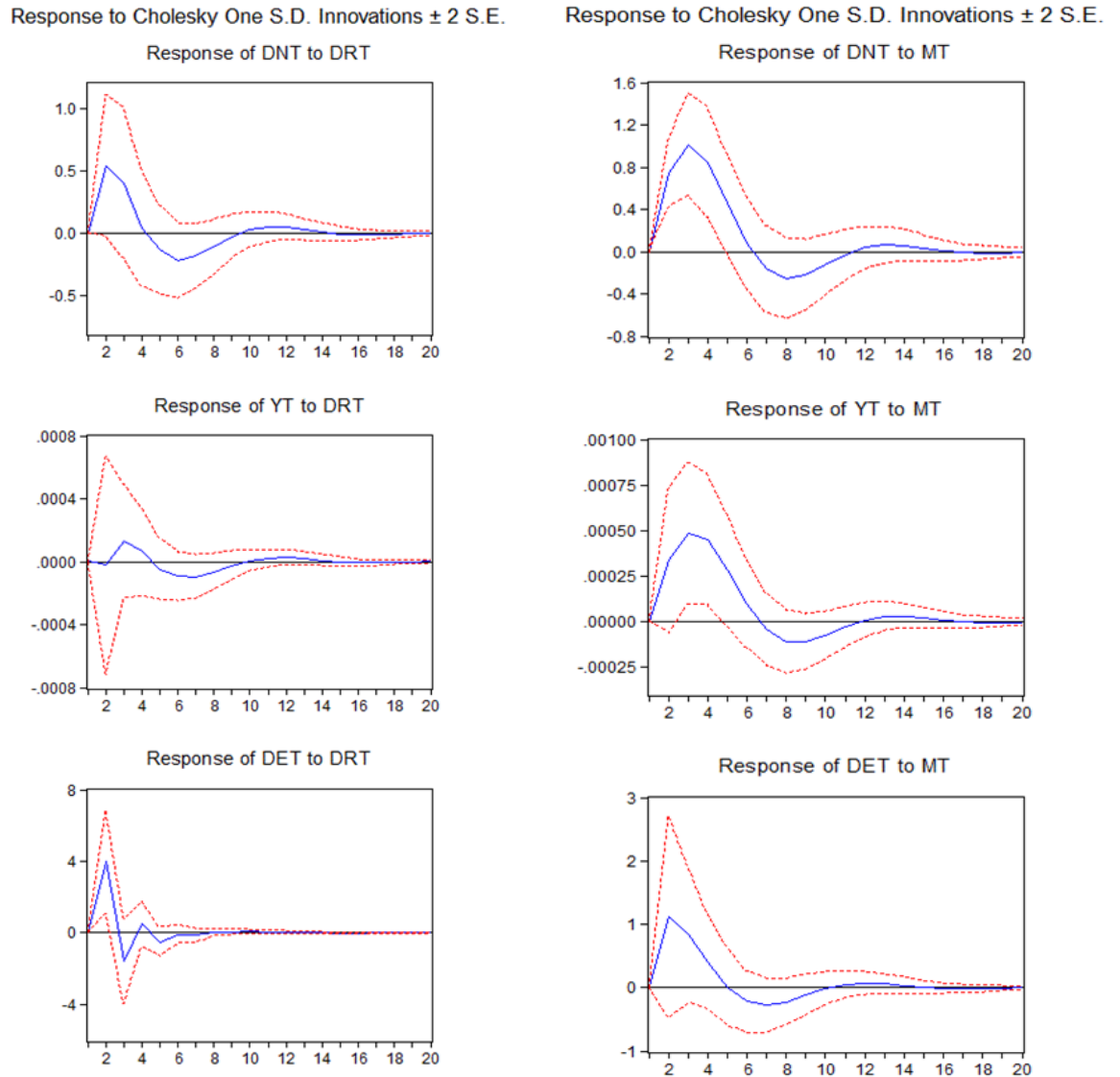
Nguồn: IFS

Hình 2. Chuỗi biểu diễn các biến kinh tế vĩ mô.

Sáu hình minh họa quan sát hàng quý (%) của lãi suất cơ bản, r_t , tỷ lệ tăng trưởng của cung tiền thực, m_t , tỷ lệ lạm phát hàng năm, π_t , tỷ giá hối đoái thực, e_t , tỷ lệ tăng trưởng của GDP, Y_t , và lỗ hổng sản lượng, y_t , được tính bởi bộ lọc Hodrick và Prescott

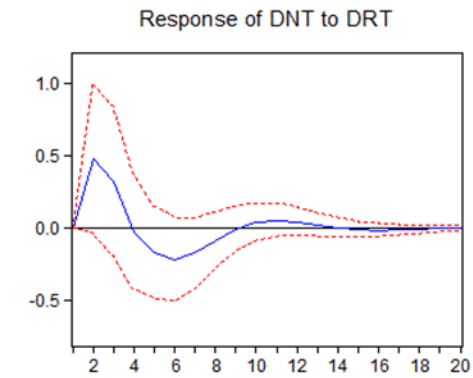


Hình 3: Đồ thị hàm phản ứng đẩy của tỷ lệ lạm phát, lỗi hỏng sản lượng, và tỷ giá hối đoái thực có hiệu lực đối với lãi suất chính thức và tỷ lệ tăng trưởng cung tiền thực theo trật tự $x_t = (\pi_t, y_t, e_t, r_t, m_t)'$

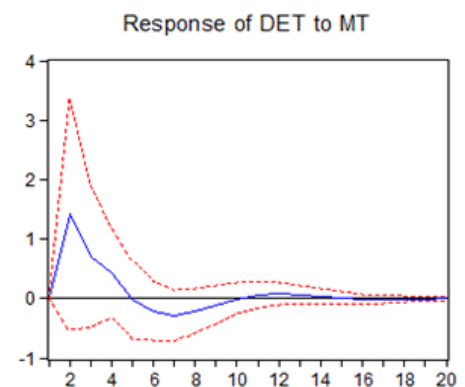
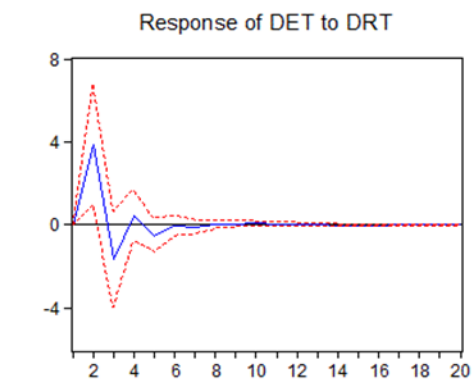
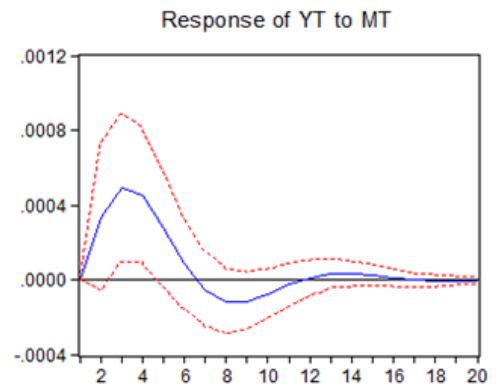
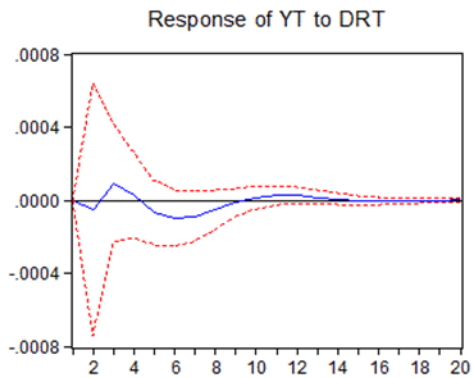
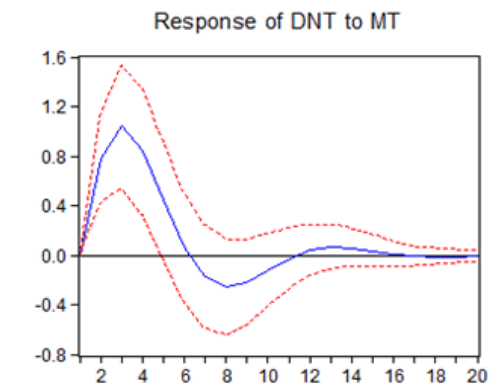


Hình 4: Đồ thị hàm phản ứng đẩy của tỷ lệ lạm phát, lỗi hỏng sản lượng, và tỷ giá hối đoái thực có hiệu lực đối với lãi suất chính thức và tỷ lệ tăng trưởng cung tiền thực theo trật tự $x_t = (\pi_t, y_t, e_t, m_t, rt)'$

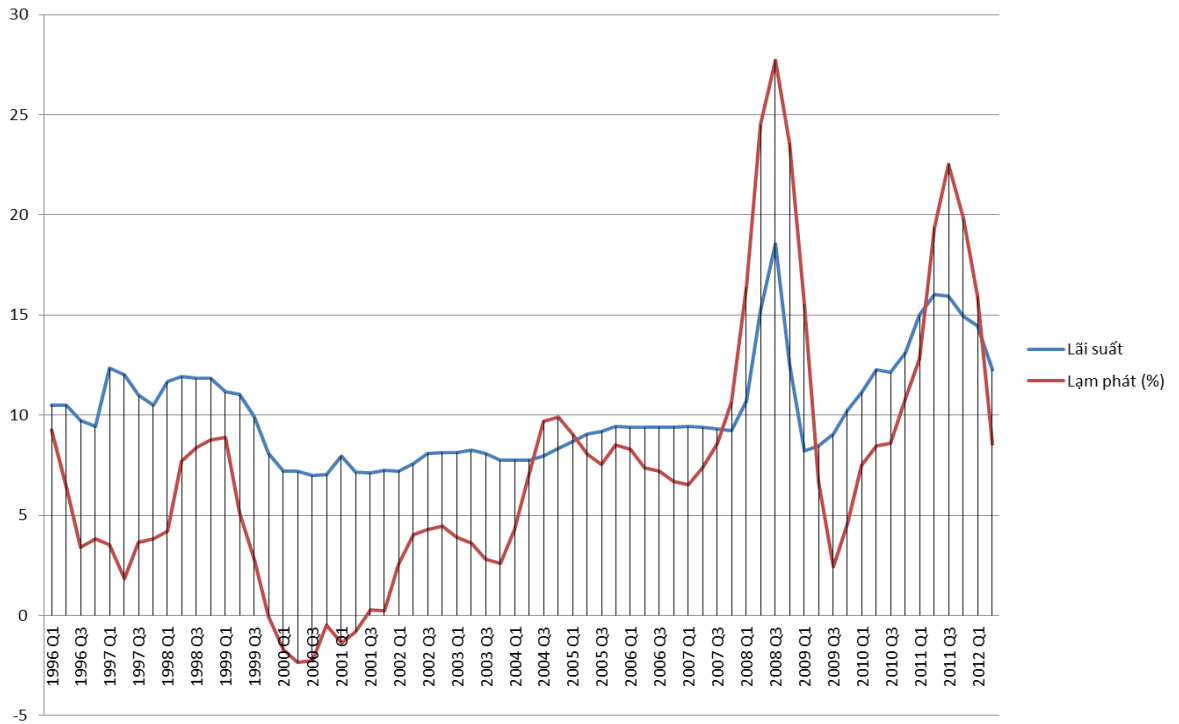
Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



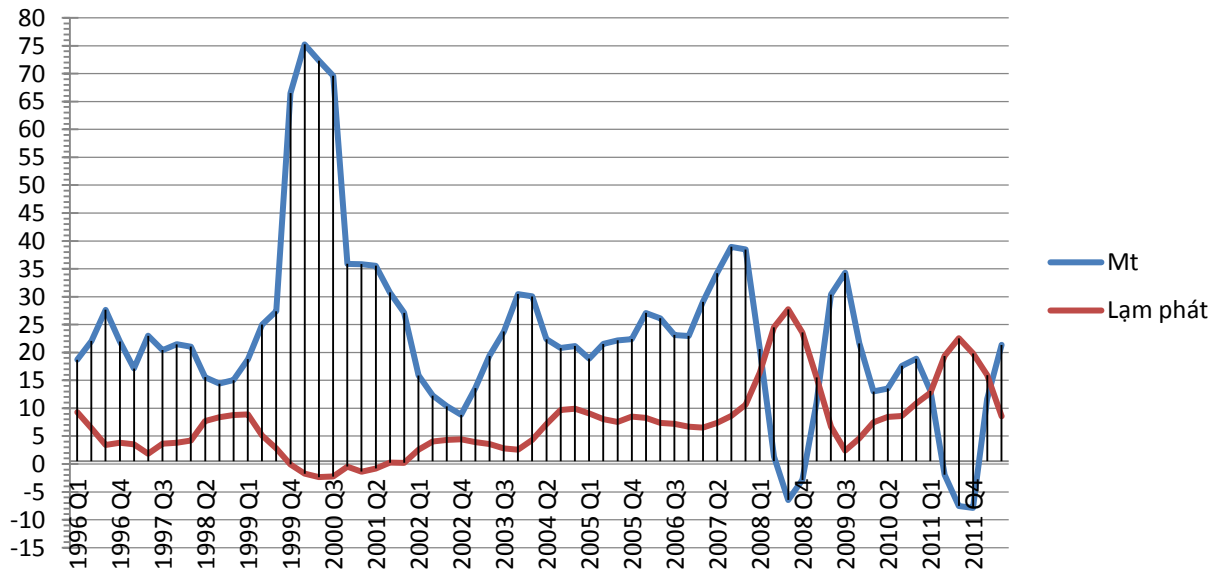
Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Hình 5. Đồ thị biểu diễn lãi suất và tỷ lệ lạm phát từ Q1.1996 đến Q1.2012



Hình 6. Đồ thị biểu diễn tốc độ tăng trưởng cung tiền và tỷ lệ lạm phát từ Q1.1996 đến Q1.2012



TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Abdul Aleem va Amine Lahiani (2011). “Monetary policy rules for a developing country: Evidence from Pakistan”. *Journal of Asian Economics* 22 (2011) 483–494
- Alkan và Nargelecekenler (2008): “Taylor rule in practice: Evidence from Turkey”, *International Atlantic Economic Society*, 14, 156-166.
- Auray, S., & Fe` ve, P. (2003). “Estimate of the Taylor rule and identification of policy mone silence”. *Economic Review*, 54, 511-520.
- Bernanke, B.S., Blinder, A.S., (1992). “ The federal funds rate and the channels of monetary transmission”. *American Economic Review* 82, 901–921.
- Berument, H., & Tasc,i, H. (2004). “Monetary policy rules in practice: Evidence from Turkey”. *International Journal of Finance and Economics*, 9(1), 33–38.
- Chadha, J., Lucio, S., & Giorgio, V. (2004). “Monetary policy rules, asset prices and exchange rates”. *IMF Staff Papers* 51, No. 3, International Monetary Fund.
- Clarida, R., Gali, J., Gertler, M., 1998. “Monetary policy rules in practice, some international evidence”. *European Economic Review* 42, 1033–1067.
- Clarida, Gali và Gertler (1998b) “Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory”. *National Bureau of Economic Research .Working Paper*, No. 6442.
- Cristiano, L.J., Eichenbaum, M., Evans, C.L., 1999. “Monetary policy shocks: what have we learned and to what end?” In: Talyor, J.B., Woodford, M. (Eds.), *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1A, pp. 65–148 (Chapter 2)
- Esanov, A., Merkl, C., Souza, L.V., (2005). “Monetary policy rules for Russia”. *Journal of Comparative Economics* 33, 484–499.

Imen Mohamed Sghaier (2012) Journal: “Taylor Rule and Monetary Policy in Tunisia”. The Romanian Economic Journal ISSN 1454 4296 Volume: XV; Issue: 46; Start page: 143; Date: 2012; Original page.

Kim, C.-J., Nelson, C.R., (2006): “ Estimation of a forward-looking monetary policy rule: a time-varying parameter model using ex post data”. *Journal of Monetary Economics* 53, 1949–1966.

Kuzin, V.,(2006). “The inflation aversion of the Bundesbank: a state space approach”. *Journal of Economic Dynamics & Control* 30, 1671–1686.

Longzhen Fan, Yihong Yu a, Chu Zhang (2009) “An empirical evaluation of China’s monetary policies”. *Journal of Macroeconomics* 33 (2011) 358–371

Lucas, R., (1976). “Econometric policy evaluation: a critique”. *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy* 1, 1946.

Malik, W. (2007). “Monetary policy objectives in Pakistan”. PIDE Working Paper No. 2007: 35, Pakistan Institute of Development Economics.

McCallum, B., (1988). “Robustness properties of a rule for monetary policy”. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 29, 173–204.

Me’sonnier và Renne (2004) Me’ sonnier, J., & Renne, J. (2004). “The Taylor Rule and monetary policy in the euro area”. *Notes and research studies* 117, Banque de France.

Mohanty, M., & Klau, M. (2004). “Monetary policy rules in emerging market economies: Issues and evidence”. *BIS Working Paper No. 149, Monetary and Economic Department, Bank of International Settlements*

Sargent, T., Wallace, N., (1975). “Rational expectations, the optimal monetary instrument, and the optimal money supply rule”. *Journal of Political Economy* 83, 24154.

Sims, C.A., (1992). “Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy”. *European Economic Review* 36, 975–1000.

Taylor, J.B., (1993). “Discretion versus policy rules in practice”. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 39, 195–214.

Taylor (2001) Taylor, J.B., 2001. “The role of the exchange rate in monetary policy rules”. American Economic Review 91, 263–267.

Torres (2003): “ Monetary policy and interest rates: Evidence from Mexico”, The North American Journal of Economics and Finance, 14(3), 357-379.

Ulrich Camen (2006) “Monetary policy in Vietnam: the case of a transition country”. 2006, vol. 31, pp 232-252 from Bank for International Settlements

Yazgan và Yimazkuday (2007) “Monetary policy rules in practice: Evidence from Turkey and Israel” , Applied Financial Economics, 17(1), 1-18.

Website:

www.imf.org

www.worldbank.org

www.sciencedirect.com

www.econpapers.repec.org

www.nber.org

www.sbv.gov.vn

www.bis.org