BỘ GIÁO DỤC VÀ ĐÀO TẠO
TRƯỜNG ĐẠI HỌC KINH TẾ QUỐC DÂN

NGUYỄN NGỌC QUỲNH

# PHÂN TÍCH VÀ DỰ BÁO LẠM PHÁT CƠ BẢN CỦA VIỆT NAM BẰNG CÁC MÔ HÌNH KINH TẾ LƯỢNG

CHUYÊN NGÀNH: TOÁN KINH TẾ
MÃ SỐ: 62.31.01.01

# LUẬN ÁN TIẾN SĨ KINH TẾ

*Người hướng dẫn khoa học:*
1. PGS.TS NGUYỄN CAO VĂN
2. TS. NGUYỄN THỊ THU HẰNG

HÀ NỘI - 2018

# LỜI CAM ĐOAN

Tôi đã đọc và hiểu về các hành vi vi phạm sự trung thực trong học thuật. Tôi cam kết bằng danh dự cá nhân rằng nghiên cứu này do tôi tự thực hiện và không vi phạm yêu cầu về sự trung thực trong học thuật.

*Hà nội, ngày…... tháng …... năm 2018*

| | |
|---|---|
| **Người hướng dẫn** | **Tác giả luận án** |
| **PGS.TS Nguyễn Cao Văn** | **Nguyễn Ngọc Quỳnh** |

# LỜI CẢM ƠN

Tác giả đã nhận được rất nhiều sự quan tâm, giúp đỡ và động viên từ giáo viên hướng dẫn cũng như các thầy cô khác trong quá trình thực hiện luận án. Đặc biệt, tác giả xin chân thành cảm ơn PGS.TS Nguyễn Cao Văn và TS. Nguyễn Thị Thu Hằng đã có những hướng dẫn hữu ích, nhiệt tình và tâm huyết dành cho tác giả.

Tác giả cũng xin gửi lời cảm ơn chân thành tới GS.TS Nguyễn Khắc Minh, PGS.TS Nguyễn Thị Minh, TS Nguyễn Mạnh Thế và quý thầy cô trong Khoa Toán Kinh tế - Đại học Kinh tế Quốc dân, ThS Đỗ Văn Lâm đã có những ý kiến bổ ích giúp tác giả hoàn thiện luận án. Thêm vào đó, tác giả xin gửi lời cảm ơn tới các cán bộ thuộc Viện Đào tạo Sau Đại học đã tạo điều kiện giúp đỡ về các thủ tục hành chính trong suốt toàn bộ quá trình học tập.

Cuối cùng, tác giả xin gửi những lời cảm ơn chân thành tới những người thân trong gia đình, bạn bè của mình đã động viên, khích lệ tác giả trong suốt quá trình học tập nghiên cứu, hoàn thành luận án.

Trân trọng cảm ơn!

**Tác giả luận án**

Ng**uyễn Ngọc Quỳnh**

# MỤC LỤC

**LỜI CAM ĐOAN**

**LỜI CẢM ƠN**

**MỤC LỤC**

**DANH MỤC CÁC TỪ VIẾT TẮT**

**DANH MỤC CÁC BẢNG**

**DANH MỤC CÁC HÌNH**

**PHẦN MỞ ĐẦU ..... 1**

**CHƯƠNG 1 CƠ SỞ LÝ LUẬN VÀ PHƯƠNG PHÁP XÂY DỰNG LẠM PHÁT CƠ BẢN CHO VIỆT NAM ..... 7**

**1.1. Cơ sở lý luận về lạm phát cơ bản ..... 7**

1.1.1. Cơ sở lý luận về lạm phát ..... 7

1.1.2. Cơ sở lý luận về lạm phát cơ bản ..... 12

1.1.3. Cơ sở lý thuyết xây dựng mô hình phân tích và dự báo lạm phát cơ bản ..... 17

1.1.4. Tổng quan các nghiên cứu thực nghiệm về phân tích và dự báo lạm phát cơ bản ..... 32

**1.2. Xây dựng lạm phát cơ bản cho Việt Nam ..... 37**

1.2.1. Kinh nghiệm quốc tế trong xây dựng lạm phát cơ bản ..... 37

1.2.2. Kinh nghiệm xây dựng lạm phát cơ bản ở Việt Nam ..... 43

1.2.3. Xây dựng lạm phát cơ bản cho Việt Nam ..... 44

**1.3. Kết luận chương 1 ..... 56**

**CHƯƠNG 2 THỰC TRẠNG LẠM PHÁT CƠ BẢN VÀ CÁC BIẾN SỐ KINH TẾ VĨ MÔ TẠI VIỆT NAM GIAI ĐOẠN 2000-2015 ..... 58**

**2.1. Bối cảnh kinh tế xã hội ..... 58**

**2.2. Thực trạng lạm phát cơ bản và các biến số kinh tế vĩ mô giai đoạn 2000-2015 ..... 64**

**2.3. Kết luận chương 2 ..... 81**

**CHƯƠNG 3 XÂY DỰNG CÁC MÔ HÌNH PHÂN TÍCH VÀ DỰ BÁO LẠM PHÁT CƠ BẢN Ở VIỆT NAM ..... 82**

**3.1. Mô tả số liệu ..... 82**

**3.2. Xây dựng các mô hình phân tích và dự báo lạm phát cơ bản ở Việt Nam ..... 85**

3.2.1. Xây dựng các mô hình để phân tích lạm phát cơ bản ..... 85
3.2.2. Xây dựng các mô hình ứng dụng dự báo lạm phát cơ bản ..... 102
3.2.3. So sánh kết quả dự báo trong mẫu giữa các mô hình..... 112
3.2.4. Đưa ra kết quả dự báo ngoài mẫu của các mô hình ..... 113
**3.3. Kết luận chương 3 ..... 114**
**KẾT LUẬN VÀ KIẾN NGHỊ ..... 116**
**1. Kết luận ..... 116**
**2. Một số hàm ý chính sách..... 117**
**CÔNG TRÌNH TÁC GIẢ ĐÃ CÔNG BỐ ..... 120**
**DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO ..... 121**
**PHỤ LỤC..... 129**

# DANH MỤC CÁC TỪ VIẾT TẮT

| Viết tắt | Nguyên văn |
|---|---|
| AD | Tổng cầu |
| AS | Tổng cung |
| AR | Quá trình tự hồi quy |
| MA | Trung bình trượt |
| ARCH | Mô hình phương sai có điều kiện của sai số thay đổi tự hồi quy (Autoregressive Conditional Heterescedastic Models) |
| ARMA | Quá trình trung bình trượt tự hồi quy(Autoregressive Moving Average Process) |
| ARIMA | Mô hình trung bình trượt tích hợp tự hồi quy (Autoregressive Intergrated Moving Average) |
| CPI | Chỉ số giá tiêu dùng (Consumer Price Index) |
| CSTK | Chính sách tài khóa |
| CSTT | Chính sách tiền tệ |
| ECM | Mô hình hiệu chỉnh sai số (Error Correction Model) |
| FDI | Vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài |
| GARCH | Mô hình phương sai có điều kiện của sai số thay đổi tự hồi quy tổng quát (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model) |
| GDP | Tổng sản phẩm trong nước (Gross Domestic Product) |
| GSO | Tổng cục thống kê (General Statistic Office) |
| IMF | Quỹ tiền tệ Quốc tế (International Monetary Fund) |
| LPCB | Lạm phát cơ bản |
| M2 | Tổng phương tiện thanh toán |
| MAE | Sai số tuyệt đối trung bình |
| MAPE | Phần trăm sai số tuyệt đối trung bình |
| MSE | Trung bình cộng của bình phương sai số |
| NHNN | Ngân hàng Nhà nước |
| NHTW | Ngân hàng Trung ương |

| Viết tắt | Nguyên văn |
|---|---|
| OLS | Hồi quy trung bình bình phương nhỏ nhất (Ordinary Least Squares) |
| ODA | Vốn viện trợ phát triển |
| OPEC | Tổ chức các nước xuất khẩu dầu mỏ |
| PACF | Hàm tự tương quan riêng phần |
| PPI | Chỉ số giá sản xuất |
| RMSE | Căn bậc hai của trung bình cộng của bình phương các sai số dự báo |
| SVAR | Mô hình véc tơ tự hồi quy dạng cấu trúc (Structural Vector Autoregression) |
| SBV | Ngân hàng Nhà nước |
| TCTK | Tổng cục Thống kê |
| USD | Đô la Mỹ |
| VAR | Mô hình véc tơ tự hồi quy (Vector Autoregression) |
| WB | Ngân hàng thế giới (World Bank) |
| VECM | Mô hình hiệu chỉnh sai số dạng véc tơ (Vector Error Correction Model) |
| WND | Việt Nam đồng |
| WTO | Tổ chức thương mại thế giới (World Trade Organization) |

# DANH MỤC CÁC BẢNG

Bảng 1.1: Lạm phát cơ bản tại các quốc gia.....42
Bảng 1.2: Cơ cấu các mặt hàng trong giỏ CPI.....45
Bảng 1.3: So sánh tỉ trọng từng mặt hàng ba thời kỳ tính chỉ số CPI.....46
Bảng 1.4: Biến động của chỉ số giá cấp 1 trong giỏ CPI.....47
Bảng 1.5: Các thước đo lạm phát cơ bản.....48
Bảng 1.6: Độ lệch chuẩn và hệ số biến thiên của các chỉ số lạm phát.....53
Bảng 1.7: Khả năng theo dõi xu hướng lạm phát của các chỉ số.....54
Bảng 1.8: Kiểm định sự bằng nhau của giá trị trung bình.....55
Bảng 1.9: Khả năng giải thích dự báo của các chỉ số lạm phát cơ bản.....56
Bảng 2.1: Mục tiêu tăng trưởng kinh tế, lạm phát và chỉ tiêu tiền tệ giai đoạn 2000-2015....61
Bảng 2.2: Một số chỉ tiêu kinh tế vĩ mô.....63
Bảng 3.1: Các số liệu được sử dụng trong luận án.....82
Bảng 3.2: Thống kê mô tả cho các biến số theo quý.....84
Bảng 3.3: Kết quả ước lượng mô hình đường Phillips.....86
Bảng 3.4: Kiểm định tự tương quan.....87
Bảng 3.5: Kiểm định phương sai của sai số không đổi.....87
Bảng 3.6: Kết quả ước lượng mô hình hồi quy sử dụng phương pháp hồi quy từng bước....90
Bảng 3.7: Kết quả ước lượng mô hình ARIMA.....103
Bảng 3.8: Kết quả ước lượng mô hình GARCH.....106
Bảng 3.9: Kết quả ước lượng mô hình hàm chuyển Markov.....108
Bảng 3.10: Kết quả ước lượng mô hình kết hợp dự báo.....111
Bảng 3.11: So sánh kết quả dự báo trong mẫu giữa các mô hình.....112
Bảng 3.12: Kết quả dự báo trước 04 quý cho lạm phát cơ bản bằng các mô hình.....113

# DANH MỤC CÁC HÌNH

Hình 1.1: Lạm phát do cầu kéo ..... 9
Hình 1.2: Lạm phát do chi phí đẩy ..... 11
Hình 1.3: Lạm phát và các lạm phát cơ bản giai đoạn 2000 – 2015 ..... 52
Hình 2.1.Tăng trưởng, lạm phát và lạm phát cơ bản theo quý giai đoạn 2001-2005 ..... 65
Hình 2.2: Tiêu dùng chính phủ, tiêu dùng tư nhân và lạm phát cơ bản giai đoạn 2001-2005 66
Hình 2.3: Xuất nhập khẩu và lạm phát cơ bản các quý giai đoạn 2001-2005 ..... 66
Hình 2.4: Cung tiền và lạm phát cơ bản giai đoạn 2001-2005 ..... 67
Hình 2.5: Lãi suất, lạm phát và lạm phát cơ bản giai đoạn 2001-2005 ..... 67
Hình 2.6: Giá dầu thế giới và lạm phát cơ bản giai đoạn 2001-2005 ..... 68
Hình 2.7: Lạm phát cơ bản và chỉ số giá của một số mặt hàng giai đoạn 2001-2005 ..... 68
Hình 2.8: Tăng trưởng, lạm phát và lạm phát cơ bản theo quý giai đoạn 2006-2010 ..... 69
Hình 2.9: Tiêu dùng chính phủ, tiêu dùng tư nhân và lạm phát cơ bản giai đoạn 2006-2010 69
Hình 2.10: Xuất nhập khẩu và lạm phát cơ bản các quý giai đoạn 2006-2010 ..... 70
Hình 2.11: Cung tiền, lạm phát và lạm phát cơ bản giai đoạn 2006-2010 ..... 71
Hình 2.12: Lãi suất, lạm phát và lạm phát cơ bản giai đoạn 2006-2010 ..... 72
Hình 2.13: Giá dầu thế giới và lạm phát cơ bản giai đoạn 2006-2010 ..... 72
Hình 2.14: Lạm phát cơ bản và chỉ số giá của một số mặt hang giai đoạn 2006-2010 ..... 73
Hình 2.15: Tăng trưởng, lạm phát và lạm phát cơ bản theo quý giai đoạn 2011-2015 ..... 74
Hình 2.16: Tiêu dùng chính phủ, tiêu dùng tư nhân và lạm phát cơ bản giai đoạn 2011-2015 ... 75
Hình 2.17: Xuất nhập khẩu và lạm phát cơ bản các quý giai đoạn 2011-2015 ..... 76
Hình 2.18: Cung tiền, lạm phát và lạm phát cơ bản giai đoạn 2011-2015 ..... 76
Hình 2.19: Lãi suất, lạm phát và lạm phát cơ bản giai đoạn 2011-2015 ..... 77
Hình 2.20: Giá dầu thế giới và lạm phát cơ bản giai đoạn 2011-2015 ..... 77
Hình 2.21: Lạm phát cơ bản và chỉ số giá của một số mặt hàng giai đoạn 2011-2015 ..... 78
Hình 3.1: Khoảng chênh sản lượng ..... 86

# PHẦN MỞ ĐẦU

## 1. Sự cần thiết của đề tài

Lạm phát là một hiện tượng kinh tế vĩ mô phổ biến và có ảnh hưởng sâu rộng đến các mặt của đời sống kinh tế - xã hội. Thông thường, các chính sách vĩ mô của một nền kinh tế sẽ được thực hiện xoay quanh lạm phát mục tiêu của nền kinh tế. Việc nghiên cứu lạm phát để có được những cái nhìn khái quát nhất về lạm phát có vai trò rất quan trọng trong việc thực hiện cũng như lựa chọn chính sách điều hành giúp có được nền kinh tế vĩ mô ổn định và phát triển bền vững. Do đó, việc phân tích được nguyên nhân và dự báo lạm phát giúp các cơ quan điều hành chính sách đưa ra các chính sách phù hợp để bình ổn giá cả thị trường, đảm bảo phát triển kinh tế bền vững.

Việt Nam bắt đầu quá trình chuyển đổi từ nền kinh tế kế hoạch hóa sang nền kinh tế thị trường từ năm 1986. Mục đích của Nghị quyết Đại hội Đảng lần thứ VI là để ổn định nền kinh tế, kích thích xuất khẩu và đầu tư, thúc đẩy tăng trưởng kinh tế. Trong những năm vừa qua, các chính sách của chính phủ Việt Nam luôn ưu tiên mục tiêu kiểm soát chặt chẽ giá cả hàng hóa và tiền lương nhưng chính phủ không đảm bảo được sự ổn định của giá cả.

Những năm đầu của giai đoạn 1996-2000, tăng trưởng kinh tế đạt trên 9% (9,5% và 9,3% lần lượt vào các năm 1995 và 1996) và đây là những dấu mốc quan trọng cho thời kỳ kinh tế mới. Trong giai đoạn 2000-2007, hàng năm, tỷ lệ lạm phát là khá thấp với mức trung bình 5,5% mỗi năm. Trong khi tổng sản phẩm quốc nội (GDP) đã tăng trưởng với tốc độ trung bình 7% mỗi năm. Đây cũng là giai đoạn quan trọng trong nền kinh tế Việt Nam trong thời kỳ hội nhập kinh tế thế giới được đánh dấu bằng cột mốc Việt Nam gia nhập WTO vào tháng 11 năm 2007. Điều này thể hiện quan điểm mở trong hoạt động kinh tế của nền kinh tế Việt Nam đối với các nước trên thế giới. Tuy nhiên, ngoài những mặt tích cực, sự mở cửa sâu rộng của nền kinh tế cũng sẽ có những hạn chế nhất định và cũng có những ảnh hưởng tiêu cực từ nền kinh tế thế giới tới nền kinh tế Việt Nam. Những ảnh hưởng tiêu cực này là những thách thức rất lớn đối với các nhà hoạch định chính sách và điều hành nền kinh tế vĩ mô trong nước. Cụ thể, lạm phát bắt đầu có xu hướng tăng mạnh từ năm 2007 (12,6% so với cùng kỳ năm trước) và năm 2008 (19,98% so với cùng kỳ năm trước) là năm lạm phát cao nhất kể từ khi Việt Nam thực hiện đổi mới. Trước tình hình đó, chính phủ Việt Nam đã phải thực hiện chính sách tài khóa (CSTK) và chính sách tiền tệ (CSTT) thắt chặt để kiềm chế lạm phát. Lạm phát năm 2009 chỉ khoảng 6,5% và tăng trưởng kinh tế năm 2009 thấp hơn nhiều so với kỳ vọng ban đầu, đạt khoảng 5,4% và không đạt được mục

tiêu tăng trưởng kinh tế. Do vậy, chính phủ đã thực hiện kích thích tăng trưởng thông qua gói kích cầu. Các ngân hàng thiếu tiền mặt đã tăng lãi suất tiền gửi để thu hút dòng tiền trong dân. Do đó nửa cuối năm 2009 giá bắt đầu tăng trở lại kéo theo xu hướng tăng lạm phát trong năm 2010 (11,9%) và trở nên tồi tệ trong năm 2011 (18,1%) hơn 2,5 lần so với mục tiêu ban đầu là 7% của Chính phủ. Trong năm 2011, trước diễn biến lạm phát tăng cao, chính phủ đưa ra Nghị quyết 11/NQ-CP ngày 24 tháng 02 năm 2011 nhằm kiềm chế lạm phát, đây là một trong những chính sách đặc biệt quan trong đối với mục tiêu kiểm soát và phát triển kinh tế. Theo đó, lạm phát đã giảm đáng kể trong ba quý đầu của năm 2012 làm cho lạm phát cả năm 2012 xuống còn 6,8% và năm 2013 lạm phát chỉ khoảng 6,6%. Từ năm 2014 đến nay, lạm phát đang có xu hướng ổn định, tuy nhiên, chính phủ vẫn đang thực hiện các chính sách tài khóa và các chính sách tiền tệ thận trọng để kiểm soát lạm phát và tránh sự bùng nổ lạm phát gây bất ổn kinh tế vĩ mô.

Xét trên khía cạnh xã hội, sự tiêu cực của lạm phát có thể làm tăng phân hóa giàu nghèo, tăng sự bất bình đẳng về thu nhập, làm giảm sức mua của người dân và đặc biệt ảnh hưởng lớn đến tăng trưởng kinh tế. Nhìn chung, ngoài những mặt tích cực đạt được, nền kinh tế Việt Nam đã và đang phải đối mặt với những vấn đề như tiền tệ không ổn định, nợ xấu tăng, thị trường chứng khoán và bất động sản sa sút nghiêm trọng, đời sống người lao động gặp nhiều khó khăn. Kiểm soát lạm phát vẫn được xem là mục tiêu hàng đầu trong quản lý điều hành kinh tế vĩ mô. Để làm được điều này cần phân biệt ra hai loại tác động lên lạm phát: tác động mang tính sốc ngắn hạn, loại thứ hai là các tác động dài hạn. Ví dụ như mức giá một số mặt hàng trong tháng Tết thường tăng cao do nhu cầu đột biến trong dịp tết hay mức giá vé các phương tiện giao thông như tàu hỏa, xe khách, máy bay thường tăng cao trong dịp nghỉ lễ do nhu cầu đi lại của người dân tăng. Sau Tết hay sau dịp nghỉ lễ, thông thường mức giá sẽ bình ổn trở lại. Nếu vì lý do mức giá tăng cao này mà các cơ quan điều hành chính sách đưa ra các chính sách đối phó chẳng hạn như thắt chặt tiền tệ thì sẽ là một sai lầm vì nó sẽ có tác hại đình đốn sản xuất mà không đưa lại lợi ích nào cho nền kinh tế. Trước thực trạng như vậy, các cơ quan điều hành chính sách quan tâm hơn đến lạm phát cơ bản. Lạm phát cơ bản giúp xác định xu hướng chung hoặc cốt lõi của giá cả để từ đó có thể đánh giá tốt hơn về tổng thể tình hình nền kinh tế.

Hơn nữa, lạm phát chung thường được xem là dễ bị tác động bởi những nhân tố nằm dưới sự kiểm soát của chính sách tiền tệ, lạm phát chung có xu hướng biến động nhanh bởi các cú sốc hay sự nhiễu loạn tạm thời ở một lĩnh vực nào đó trong nền kinh tế, từ đó dẫn đến sự thay đổi trong xu hướng dài hạn. Trong những trường hợp như

vậy, tỷ lệ lạm phát chung có thể không còn là một công cụ chỉ dẫn đáng tin cậy về xu hướng giá cả nói chung. Lạm phát cơ bản được xác định ở mức thích hợp có thể giúp đưa ra được xu hướng giá cả rõ ràng hơn, theo đó có thể cung cấp một phương pháp đánh giá tốt hơn về tình trạng chung của nền kinh tế. Cú sốc tạm thời về giá thực phẩm, giá dầu và một số những mặt hàng bị nhiễu loạn tương tự khác trong lạm phát chung thường liên quan đến nhân tố bên cung. Những nhân tố này có xu hướng nằm ngoài sự kiểm soát của Chính phủ. Lạm phát cơ bản được xem là một công cụ chỉ dẫn tốt đối với xu hướng hiện tại và trong tương lai của lạm phát chung. Điều này giúp các nhà hoạch định chính sách quyết định chính sách kinh tế, đặc biệt là chính sách tiền tệ.

Chính vì lý do đó, tác giả lựa chọn luận án: **"Phân tích và dự báo lạm cơ bản của Việt Nam bằng các mô hình kinh tế lượng"** để có thể phân tích chính xác hơn nguyên ngân của lạm phát bằng các mô hình kinh tế lượng và tìm ra mô hình kinh tế lượng phù hợp để dự báo lạm phát cơ bản của Việt Nam.

**2. Mục tiêu nghiên cứu của luận án**

Mục tiêu nghiên cứu tổng quát của Luận án là sử dụng các mô hình kinh tế lượng để phân tích và dự báo lạm phát cơ bản cho nền kinh tế Việt Nam, theo đó tác giả thực hiện nghiên cứu sâu các nội dung chính như sau:

Thứ nhất, đo lường lạm phát cơ bản của Việt Nam giai đoạn 2000-2015: Luận án thực hiện khái quát cơ sở lý luận và tính toán lạm phát cơ bản phù hợp với nền kinh tế Việt Nam. Từ kết quả lạm phát cơ bản ở Việt Nam giai đoạn 2000-2015, tác giả thực hiện phân tích để làm rõ các nguyên nhân của lạm phát cơ bản.

Thứ hai, lượng hóa các yếu ảnh hưởng đến chỉ số lạm phát cơ bản của Việt Nam giai đoạn 2000-2015: Luận án thực hiện tổng quan cơ sở lý thuyết và dựa trên các cơ sở đó để xây dựng các mô hình phân tích định lượng nhằm làm rõ các yếu tố tác động tới lạm phát cơ bản của Việt Nam.

Thứ ba, xây dựng các mô hình dự báo lạm phát cơ bản: Để dự báo lạm phát cơ bản của Việt Nam, luận án đã tổng hợp các tài liệu liên quan và xây dựng mô hình dự báo thích hợp cho lạm phát cơ bản của Việt Nam.

Thứ  tư, Luận án là tài liệu tham khảo có cơ sở khoa học cho cho các nhà hoạch định chính sách trong điều hành và quản lý kinh tế vĩ mô.

Luận án sẽ đi trả lời một số câu hỏi sau đây:

- Lạm phát cơ bản được tính toán như thế nào?

- Lạm phát cơ bản đã diễn ra như thế nào trong thời gian qua?

- Nên sử dụng mô hình kinh tế lượng nào để phân tích và dự báo lạm phát cơ bản ở Việt Nam?

## 3. Đối tượng và phạm vi nghiên cứu của luận án

### *3.1. Đối tượng*

Đối tượng là lạm phát, lạm phát cơ bản, các biến số kinh tế vĩ mô, các chính sách của Nhà nước và các mô hình kinh tế lượng. Trong đó, tác giả sử dụng các mô hình kinh tế lượng để thực hiện phân tích các mối quan hệ giữa các biến số vĩ mô với lạm phát cơ bản trong giai đoạn 2000-2015 ở Việt Nam.

### *3.2. Phạm vi nghiên cứu*

- Phạm vi về không gian: Nghiên cứu ở Việt Nam.
- Phạm vi về thời gian: Tác giả thực hiện nghiên cứu cho giai đoạn 2000-2015 và dự báo cho một số quý sau đó.

## 4. Số liệu và phương pháp nghiên cứu

Số liệu nghiên cứu: Các số liệu trong luận án bao gồm Tổng sản phẩm trong nước(GDP), Chỉ số giá tiêu dùng (CPI), Lạm phát cơ bản (CORECPI), Chỉ số giá cấp 3 trong giỏ hàng hóa CPI, Cung tiền (M2), Tỷ giá (ER), Lãi suất (IR), Lương (W), Chỉ số giá công nghiệp (PPI), Chỉ số giá nhập khẩu (CSGNK), Giá dầu thế giới (POIL), Giá gạo thế giới (PRICE), Tiêu dùng tư nhân (HC), Tiêu dùng chính phủ (GC) được thu thập từ các nguồn như GSO, NHNN, WB, IMF.

Các phương pháp được luận án sử dụng bao gồm:

Phương pháp so sánh thống kê: được sử dụng để thu thập số liệu, tóm tắt, trình bày, tính toán và mô tả các đặc trưng khác nhau để phản ánh tổng quát đối tượng nghiên cứu.

Phương pháp tổng hợp phân tích: là phương pháp nghiên cứu tài liệu để phân tích và tổng hợp các vấn đề lý thuyết lý luận về lạm phát cơ bản.

Phương pháp định lượng: sử dụng để mô hình hóa mối quan hệ giữa các biến số vĩ mô với biến số lạm phát cơ bản ở Việt Nam, từ đó dự báo lạm phát cơ bản tại Việt Nam trong ngắn hạn.

Các phần mềm được sử dụng khi phân tích dữ liệu trong luận án gồm: phần mềm Eview và SPSS

**5. Những đóng góp mới của luận án**

- Đóng góp về mặt lý luận

Sau khi phân tích các cơ sở lý luận về lạm phát cơ bản một cách đầy đủ, luận án đã đề xuất phương pháp xây dựng và tính toán chỉ số lạm phát cơ bản theo quý phù hợp với thực tiễn của nền kinh tế Việt Nam trong giai đoạn 2000-2015, đó là lạm phát sau khi loại bỏ 13 mặt hàng cấp 3 bao gồm: lúa gạo, lúa mì và ngũ cốc, thịt, thịt gia cầm, trứng, thủy hải sản tươi sống, rau tươi khô và chế biến, quả tươi và chế biến, điện sinh hoạt, ga và các loại chất đốt khác, nhiên liệu, dịch vụ y tế, dịch vụ giáo dục. Thêm vào đó, tác giả đã xây dựng các mô hình được sử dụng để phân tích và dự báo lạm phát cơ bản ở Việt Nam trong ngắn hạn.

- Đóng góp về mặt thực nghiệm

- Kỳ vọng của lạm phát cơ bản có tác động mạnh tới lạm phát cơ bản ở thời kỳ hiện tại, các yếu tố từ phía cung và phía cầu cũng như yếu tố tiền tệ cũng có ảnh hưởng tới lạm phát cơ bản. Tuy nhiên, ảnh hưởng từ yếu tố tiền tệ tới lạm phát cơ bản là không nhiều. Bên cạnh đó, sự mở cửa của nền kinh tế Việt Nam trong những năm gần đây cũng gây ra ảnh hưởng tiêu cực từ những yếu tố bên ngoài tới lạm phát cơ bản của Việt Nam. Trong khi đó, phương pháp hồi quy từng bước chỉ ra chỉ số giá năng lượng là yếu tố tác động quan trọng nhất, điều này hàm ý rằng, việc kiểm soát lạm phát cơ bản cần chú ý tới yếu tố giá năng lượng. Việc ảnh hưởng của yếu tố giá năng lượng tới lạm phát cho thấy ảnh hưởng chéo hay ảnh hưởng lan tỏa từ giá năng lượng tới các giá khác trong nền kinh tế Việt Nam là khá lớn trong thời gian qua.

- Xét về mối quan hệ dài hạn, khi cung tiền, chỉ số giá nhập khẩu, lương và tỷ giá tăng sẽ làm cho lạm phát cơ bản tăng, còn lãi suất không có ảnh hưởng nhiều tới lạm phát cơ bản trong dài hạn.

- Các mô hình được sử dụng để dự báo lạm phát bao gồm: Mô hình ARIMA, mô hình GARCH và mô hình MARKOV. Dựa trên các chỉ số RMSE, MAE và MAPE, luận án đã rút ra kết luận là mô hình ARIMA dự báo lạm phát cơ bản chính xác hơn các mô hình còn lại. Nguyên nhân là do lạm phát cơ bản được xem là lạm phát tương đối ổn định trong dài hạn khi đã loại bỏ các yếu tố sốc và các yếu tố có dao động mạnh trong chỉ số lạm phát. Luận án áp dụng phương pháp kết hợp dự báo có ảnh hưởng tuyến tính của thời gian và kết quả cho thấy chất lượng dự báo đã được cải thiện đáng kể nếu xét theo tiêu chí RMSE.

- Đề xuất hướng nghiên cứu tiếp theo

Luận án đã có những đóng góp quan trọng trong thực tiễn nghiên cứu lạm phát cơ bản ở Việt Nam. Để tiếp tục nghiên cứu và có những nghiên cứu ngày càng hoàn thiện hơn về lạm phát cơ bản, tác giả xin đề xuất một số hướng nghiên cứu trong tương lai như sau:

Thứ nhất, các mô hình tác giả áp dụng để dự báo chỉ là các mô hình phụ thuộc vào thông tin quá khứ hay chính bản thân của chuỗi lạm phát cơ bản, do đó kết quả dự báo còn nhiều hạn chế. Hướng nghiên cứu tiếp theo là có thể áp dụng nhiều hơn các phương pháp trong dự báo lạm phát cơ bản để có được kết quả dự báo tốt hơn.

Thứ hai, do hạn chế trong việc tiếp cận nguồn số liệu nên chỉ số lạm phát cơ bản trong luận án chỉ tính đến năm 2015, các nghiên cứu khácco thể  bổ sung đo lường lạm phát cho sau năm 2015, vì việc tính toán đến sau 2015 cũng sẽ là cơ sở để so sánh với kết quả của GSO.

Thứ ba, trong luận án chỉ sử dụng chỉ số core5 nhưng các nghiên cứu tiếp theo khi làm mô tả có thể xem xét các core khác nhau và xem xét nó trong mối quan hệ với các biến vĩ mô để thấy rõ hơn thực trạng.

**6. Bố cục của luận án**

Ngoài lời mở đầu, kết luận, tài liệu tham khảo và danh mục các bảng biểu, đồ thị, luận án được chia thành ba chương.

Chương 1: Cơ sở lý luận và phương pháp xây dựng lạm phát cơ bản cho Việt Nam

Chương 2: Thực trạng lạm phát cơ bản và các biến số kinh tế vĩ mô tại Việt Nam giai đoạn 2000-2015

Chương 3: Xây dựng các mô hình phân tích và dự báo lạm phát cơ bản ở Việt Nam

# CHƯƠNG 1
# CƠ SỞ LÝ LUẬN VÀ PHƯƠNG PHÁP XÂY DỰNG LẠM PHÁT CƠ BẢN CHO VIỆT NAM

Lạm phát là một trong những chỉ số kinh tế quan trọng nhất, được chờ đợi nhất và được phổ biến rộng rãi nhất. Lạm phát thấp và ổn định được xem như là một mục tiêu quan trọng trong điều hành kinh tế vĩ mô. Trong đó, lạm phát cơ bản là chỉ tiêu được sử dụng để điều hành chính sách tiền tệ và ngày càng được phổ cập rộng rãi ở các nước trên thế giới. Do đó, trong chương này, phần đầu tác giả hệ thống hóa cơ sở lý luận về lạm phát, đặc biệt là lạm phát cơ bản. Tiếp theo, tác giả xây dựng lạm phát cơ bản phù hợp với nền kinh tế Việt Nam và hệ thống hóa các mô hình được sử dụng trong phân tích và dự báo lạm phát cơ bản.

## 1.1. Cơ sở lý luận về lạm phát cơ bản

### *1.1.1. Cơ sở lý luận về lạm phát*

#### *1.1.1.1. Khái niệm*

Theo từ điển Oxford English Dictionary (1989), thuật ngữ lạm phát được lần đầu sử dụng với nghĩa: sự mất giá của tiền tệ từ năm 1838. Đến năm 1874, thuật ngữ lạm phát còn mang thêm nghĩa là sự tăng lên của giá cả (Bernholz 2003).

Lạm phát là một hiện tượng kinh tế được nhìn nhận dưới nhiều góc độ bởi những tác động của nó đối với đời sống kinh tế xã hội, vì thế mà có rất nhiều nhà khoa học đã đưa ra quan điểm của mình về lạm phát, trong đó, nổi bật lên là ba quan điểm:

Theo quan điểm Mác – Lênin cho rằng "lạm phát là một phạm trù vốn có của nền kinh tế, nó xuất hiện khi các yêu cầu của luật kinh tế hàng hóa không còn được tôn trọng, đặc biệt là quy luật lưu thông tiền tệ".

Theo Milton Friedman (1963) chỉ ra rằng "lạm phát luôn và bao giờ cũng là một hiện tượng tiền tệ".

Nhà kinh tế học Robert J. Samuelson (2008) cho rằng "lạm phát thể hiện sự gia tăng mức giá chung trong một nền kinh tế".

#### *1.1.1.2. Phương pháp đo lường lạm phát*

Để đo lường lạm phát đã có nhiều phương pháp được sử dụng, trong đó phổ biến nhất là sử dụng chỉ số: chỉ số giá tiêu dùng (CPI), chỉ số giảm phát GDP (DGDP), chỉ số lạm phát cơ bản (CPI core), chỉ số giá sản xuất (PPI) hay chỉ số giá

sinh hoạt (CLI)... Trong đó, CPI là chỉ số đo lường tốt nhất và được sử dụng để đo lường lạm phát hiện nay (ILO 2014). Theo Tổng cục thống kê (GSO 2011) chỉ số CPI là chỉ tiêu tương đối phản ánh xu hướng và mức độ biến động giá cả chung qua thời gian của một số lượng các loại hàng hóa và dịch vụ đại diện cho tiêu dùng cuối cùng của người dân.

Để tính CPI, cơ quan thống kê xác định hai yếu tố: (1) Danh mục hàng hóa và dịch vụ đại diện; (2) Quyền số của mỗi hàng hóa. Công thức tính CPI được xác định như sau:

$$CPI = \frac{\sum_{i=1}^{k} P_i^t Q_i^0}{\sum_{i=1}^{k} P_i^0 Q_i^0} \times 100$$

Trong đó: $P_i^0$ ,$Q_i^0$ là giá và sản lượng của sản phẩm i trong năm cơ sở;

$P_i^t$ là giá cả của hàng hóa i trong năm t;

k là số mặt hàng tiêu dùng;

Quyền số của CPI là lượng ở năm gốc $Q_i^0$.

CPI được xác định dựa trên kỳ gốc và thông thường kỳ gốc này được xác định với giá trị 100. Sự thay đổi của CPI năm khảo sát so với kỳ gốc phản ánh sự thay đổi của mức giá chung trong nền kinh tế. Cấu trúc giỏ CPI hiện nay bao gồm 11 nhóm hàng cấp một, 32 nhóm hàng cấp hai, 86 nhóm hàng cấp 3 và 256 nhóm hàng cấp 4.

*1.1.1.3. Phân loại lạm phát*

Firsch (1990) đã chia lạm phát theo tiêu chí tốc độ tăng giá thành ba loại chính:

***Lạm phát vừa phát*** *(lạm phát một con số)*: lạm phát này xảy ra khi giá cả tăng chậm và tỷ lệ lạm phát dưới 10% một năm. Cụ thể hơn, Akerlof (1996) cho rằng mức lạm phát vừa phải từ 3-5% có ích cho tăng trưởng ổn định của nền kinh tế. Theo đó, lạm phát tăng lên ở mức vừa phải khi giá cả biến động tương đối ổn định.

***Lạm phát phi mã*** *(lạm phát hai con số):* ở mức lạm phát hai con số thấp như 11, 12, 13% thì tác động của nó có thể không lớn, nhưng lạm phát ở mức hai con số cao thì nó sẽ ảnh hưởng tiêu cực tới nền kinh tế. Chẳng hạn như tỷ lệ lạm phát của Việt Nam trong các năm 2008 là 19.89%; năm 2011 là 18.13%.... Tổng quát hơn, lạm phát phi mã là lạm phát có mức độ tăng cao bất thường, từ đó làm cho giá cả chung tăng lên nhanh chóng gây biến động lớn về kinh tế. Khi xảy ra lạm phát phi mã, hành

vi của người tiêu dùng thay đổi khiến tâm lý tích trữ hàng hóa, đầu tư vào vàng bạc, bất động sản tăng lên và người gửi tiền tiết kiệm không chấp nhận gửi tiền ở lãi suất bình thường. Lạm phát phi mã làm ảnh hưởng xấu đến sản xuất và thu nhập đồng thời là mối đe dọa đối với sự ổn định của nền kinh tế.

***Siêu lạm phát*** *(lạm phát từ ba con số trở lên):* Đây là loại lạm phát có thể gây ra những tiêu cực lớn đối với nền kinh tế. Điển hình là tỷ lệ lạm phát ở Zimbabwe có những thời điểm lên tới 2.2 triệu %. Siêu lạm phát xảy ra khi lạm phát theo năm ở mức ba con số trong đó giá cả hàng hóa vượt ngoài tầm kiểm soát khi đồng tiền của quốc gia mất giá mạnh.

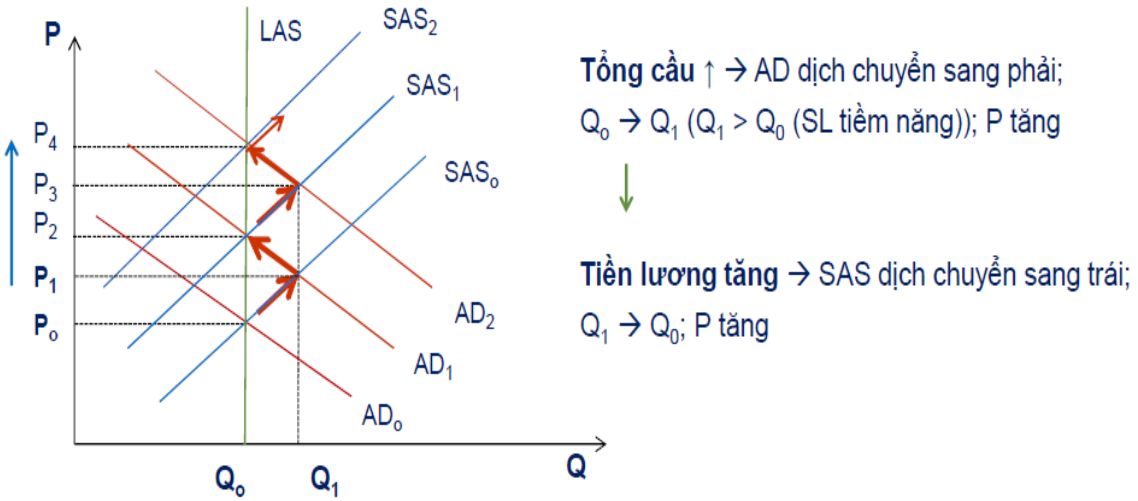
### *1.1.1.4. Các nguyên nhân gây ra lạm phát*

Có thể giải thích các nguyên nhân của lạm phát theo hai quan điểm chính như sau:

1) Quan điểm của trường phái Keynes

Theo lý thuyết Keynes, có hai nguyên nhân chính có thể gây ra lạm phát là lạm phát do cầu kéo và lạm phát do chi phí đẩy.

**Lạm phát do cầu kéo:** Lạm phát này xảy do tổng cầu về một mặt hàng bất kỳ tăng nhanh, đặc biệt khi sản lượng đã đạt hoặc vượt quá mức tự nhiên, khi đó tổng cầu tăng vượt mức cung hàng hóa, điều này sẽ làm cho giá cả của mặt hàng đó cũng tăng nhanh.




**Hình 1.1: Lạm phát do cầu kéo**

Giả sử một nền kinh tế được biểu diễn như hình trên, với AD là đường tổng cầu, LAS là đường tổng cung dài hạn, SAS là đường tổng cung ngắn hạn, Q là sản

lượng và P là mức giá. Trong đó, $P_0$ và $Q_0$ thể hiện mức giá và sản lượng ở trạng thái cân bằng của nền kinh tế.

Giả sử, tổng cầu trong nền kinh tế tăng sẽ làm cho đường AD dịch chuyển sang phải, chẳng hạn từ $AD_0$ dịch chuyển đến $AD_1$, điều này sẽ làm tăng sản lượng trong nền kinh tế từ mức $Q_0$ thành $Q_1$. Do đó, nền kinh tế sẽ đạt trạng thái cân bằng mới và ở mức giá $P_1$. Trong ngắn hạn, nền kinh tế có tốc độ tăng trưởng cao, thất nghiệp thấp hơn nhưng đồng thời lại phải đối mặt với lạm phát cao hơn. Tuy nhiên, đối với mỗi nền kinh tế, đường tổng cung dài hạn chính là đường thể hiện sự cân bằng về sản lượng của nền kinh tế. Sự gia tăng sản lượng cũng đồng thời làm tăng lương trong nền kinh tế, sẽ làm đường tổng cung ngắn hạn (SAS) dịch chuyển sang trái, chẳng hạn $AS_0$ dịch chuyển đến $AS_1$. Do vậy, nền kinh tế sẽ đạt được trạng thái cân bằng mới ở mức sản lượng cân bằng trong dài hạn và ở một mức giá cao hơn là $P_2$. Tương tự như vậy, nếu cầu tiếp tục tăng, sẽ làm dịch chuyển từ $AD_1$ sang $AD_2$ thì đường cung ngắn hạn cũng sẽ dịch chuyển từ $SAS_1$ sang $SAS_2$ để nền kinh tế trở về trạng thái cân bằng sản lượng trong dài hạn. Như vậy, nền kinh tế sẽ đạt trạng thái cân bằng ở mức giá $P_4$.

Theo Frisch. H (1990) đường AD dịch chuyển sang phải là do các nguyên nhân sau:

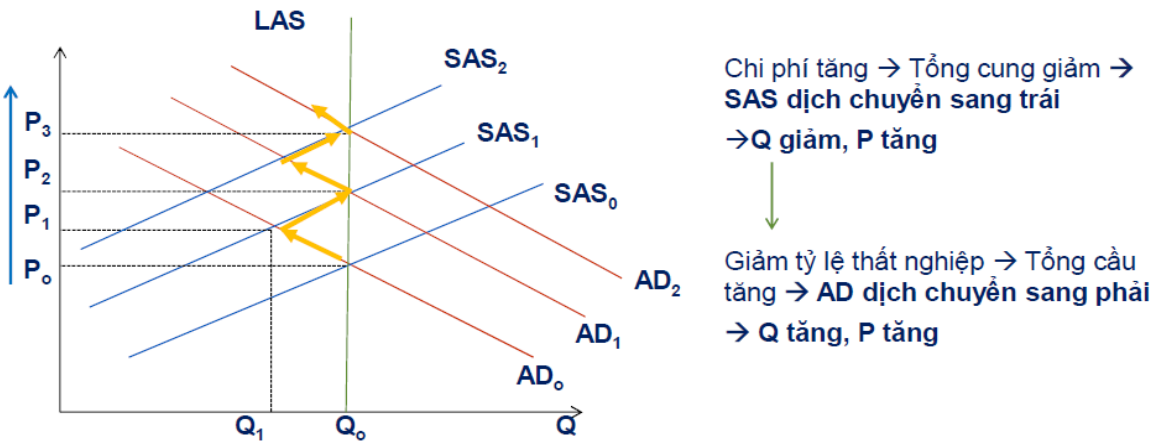
- Sự gia tăng của tiêu dùng tư nhân: có thể được gây ra bởi nhiều nguyên nhân, những nguyên nhân chính là do tổng lương trong nền kinh tế tăng sẽ làm nhu cầu chi tiêu của các hộ gia đình tăng.

- Sự gia tăng đầu tư của khu vực tư nhân: là do sự lạc quan vào nền kinh tế, các hộ gia đình và các doanh nghiệp sẽ đầu tư để mở rộng sản xuất kinh doanh.

- Sự gia tăng của chi tiêu Chính phủ: khi chính phủ thực hiện chính sách tài khóa mở rộng như việc mua sắm trang thiết bị và chi an ninh quốc phòng.

- Sự gia tăng của xuất khẩu: xuất khẩu tăng sẽ làm giảm lượng hàng hóa lưu thông trong nước, điều này sẽ làm tăng mức giá đối với các mặt hàng này. Đồng thời xuất khẩu tăng làm tăng lượng ngoại tệ lưu hành trong nền kinh tế.

**Lạm phát do chi phí đẩy:** xảy ra khi đường tổng cung dịch chuyển sang trái do chí phí đầu vào của các doanh nghiệp tăng nhanh hơn năng suất lao động làm cho giá cả của các mặt hàng do doanh nghiệp sản xuất ra tăng cao. Các mặt hàng của doanh nghiệp sản xuất không tăng hoặc tăng ít trong khi chi phí đầu vào tăng sẽ tạo áp lực đẩy giá bán sản phẩm tăng lên làm giảm mức cung hàng hóa của xã hội.




**Hình 1.2: Lạm phát do chi phí đẩy**

Trong đó, AD, LAS, SAS, Q và P được định nghĩa như ở trên.

Giả sử, tổng cung ngắn hạn trong nền kinh tế tăng sẽ làm cho đường SAS dịch chuyển sang trái, chẳng hạn từ $SAS_0$ dịch chuyển đến $SAS_1$, điều này sẽ làm giảm sản lượng trong nền kinh tế từ mức $Q_0$ thành $Q_1$. Do đó, nền kinh tế sẽ đạt trạng thái cân bằng mới và ở mức giá $P_1$. Trong ngắn hạn, nền kinh tế có tốc độ tăng trưởng thấp hơn, thất nghiệp cao hơn và lạm phát cao hơn. Sự giảm sản lượng của nền kinh tế sẽ làm tăng đường tổng cầu, chẳng hạn $AD_0$ dịch chuyển đến $AD_1$. Do vậy, nền kinh tế sẽ đạt được trạng thái cân bằng mới ở mức sản lượng cân bằng trong dài hạn và ở một mức giá cao hơn là $P_2$. Tương tự như vậy, nếu cung ngắn hạn tiếp tục giảm, sẽ làm dịch chuyển từ $SAS_1$ sang $SAS_2$ thì đường cầu cũng sẽ dịch chuyển từ $AD_1$ sang $AD_2$ để nền kinh tế trở về trạng thái cân bằng sản lượng trong dài hạn. Như vậy, nền kinh tế sẽ đạt trạng thái cân bằng ở mức giá $P_3$.

Nguyên nhân gây ra lạm phát do chi phí đẩy:

- Thứ nhất, tiền lương tăng vượt mức tăng năng suất lao động: Trong dài hạn, do thuế thu nhập, do áp lực của công đoàn làm tăng mức lương, giá cả hàng hóa do doanh nghiệp bán ra sẽ phải tăng để đảm bảo lợi nhuận, lạm phát sẽ gia tăng.

- Thứ hai, thuế gián thu bao gồm cả thuế nhập khẩu tăng có tác động tới tất cả các doanh nghiệp, làm giá các mặt hàng tăng nhằm duy trì mức lợi nhuận. Vì loại thuế này làm tăng chi phí của hàng hóa sản xuất khi một hay nhiều loại nguyên liệu quan trọng trong sản xuất tăng giá do tăng thuế.

- Thứ ba, đối với nền kinh tế nhập khẩu nhiều loại nguyên, nhiên, vật liệu mà nền công nghiệp trong nước chưa sản xuất được, thì sự thay đổi giá của chúng (do giá quốc tế thay đổi, tỷ giá biến động mạnh) đẩy giá nhiều mặt hàng sản xuất trong nước

tăng lên làm tăng lạm phát. Nếu giá của đồng ngoại tệ tăng mạnh trên thị trường thế giới hay đồng nội tệ giảm giá mạnh trên thị trường tài chính quốc tế thì chi phí sản xuất trong nước sẽ tăng và lạm phát sẽ bùng nổ.

- Thứ tư, do ảnh hưởng của thiên tai có thể làm thiếu hụt nguồn cung ngắn hạn.

2) Quan điểm của trường phái tiền tệ

Bailey (1956) và Friemand (1969) là những người đặt nền móng đầu tiên cho trường phái tiền tệ. Sau đó, Brunner (1970), Johnson (1972), Laidler (1975) và Parkin (1975) đã tiếp tục nghiên cứu dựa trên các quan điểm của trường phái này. Theo quan điểm của trường phái tiền tệ, lạm phát có thể tăng do lượng tiền lưu thông trong nền kinh tế tăng. Lượng tiền lưu thông trong nền kinh tế tăng có thể do những nguyên nhân sau:

-Thứ nhất, Ngân hàng trung ương tăng cung tiền cho nền kinh tế để kích thích sản xuất trong nước.

-Thứ hai, tăng cung tiền liên quan đến ngân sách chính phủ như khi ngân sách bị thâm hụt hoặc chính phủ phải chi tiêu thì bắt buộc phải phát hành trái phiếu.

### *1.1.2. Cơ sở lý luận về lạm phát cơ bản*

#### *1.1.2.1. Khái niệm*

Đã có rất nhiều nghiên cứu đưa ra các khái niệm về "Lạm phát cơ bản". Theo Wynne (2008), thuật ngữ "lạm phát cơ bản" lần đầu tiên xuất hiện trong bài viết của Schreder năm 1952. Schreder sử dụng thuật ngữ này trong bối cảnh các nhà lập pháp đang tranh cãi về chênh lệch lạm phát được tin rằng Mỹ đang phải đối mặt vào đầu những năm 1950: "ngay cả những người có khuynh hướng đồng ý với khái niệm cân bằng giữa cung và cầu, cũng chỉ ra rằng đang có một lượng cung tiền cực lớn – và đó chính là lạm phát cơ bản…" (p.153). Cũng theo Wynne (2008), Eckstein, Otto (1981) là người đầu tiên đưa ra định nghĩa chính thức về lạm phát cơ bản: "lạm phát cơ bản là lạm phát xuất hiện trên quỹ đạo tăng trưởng dài hạn của nền kinh tế với điều kiện là quỹ đạo này không bị ảnh hưởng của các cú sốc và các thị trường (hàng hóa, tiền tệ, lao động) ở trạng thái cân bằng dài hạn hay nói cách khác lạm phát cơ bản đại diện cho xu hướng dài hạn của mức giá".

Khác với Eckstein, Quah và Vahey (1995) trong bài báo phân tích lạm phát cơ bản, tác giả định nghĩa "lạm phát cơ bản là thành phần của lạm phát đo lường được mà không có ảnh hưởng trung hạn và dài hạn đến sản xuất". Trong trường hợp này, đường Phillip thẳng đứng trong dài hạn.

Laider (1990) cho rằng "lạm phát cơ bản là tốc độ tăng giá trung bình dài hạn". Còn Bryan và Cecchetti (1994) định nghĩa rõ hơn: "nói chung khi người ta sử dụng thuật ngữ lạm phát cơ bản thì người ta muốn nói đến thành phần ổn định trong dài hạn của chỉ số giá mà nó gắn liền với việc tăng khối lượng tiền".

Như vậy, có thể hiểu "lạm phát cơ bản" là lạm phát trong dài hạn mà đã loại bỏ các nhiễu loạn ngẫu nhiên (như các cú sốc cung hoặc cầu) và nó phản ánh xu hướng cơ bản, ổn định của giá cả hàng hóa trong dài hạn. Lafleche (2006) chỉ ra rằng "Hầu hết các cách đo lường cơ bản dựa vào khái niệm là lạm phát chung có thể được chia làm hai phần: phần cơ bản, đại diện cho xu hướng cơ bản của lạm phát như do áp lực của tổng cầu đối với nền kinh tế, và phần không cơ bản, ảnh hưởng đến biến động giá do những cú sốc tạm thời và sự thay đổi giá tương đối".

Chủ tịch Bernanke của Cục dự trữ liên bang Mỹ (FED), trong bài báo cáo của mình trước Quốc hội (tháng 7 năm 2007), đã nhấn mạnh rằng "nếu lạm phát cơ bản giữ ổn định, thì một sự biến động của lạm phát ít có khả năng dẫn đến một sự tăng lên trong kỳ vọng lạm phát, trừ khi những cú sốc cung được xây dựng bên trong những kỳ vọng của giá".

Cách đo lường lạm phát thông thường dựa vào lý thuyết chi phí sinh hoạt, việc lựa chọn giỏ hàng hóa và tỷ trọng từng mặt hàng phụ thuộc vào mục đích của chỉ số. Do vậy, ở hầu hết các nước, kể cả Việt Nam, chỉ số CPI được sử dụng như là một cách đo lường của lạm phát. Và lạm phát cơ bản lại dựa vào CPI để đo lường sau đó.

Tuy nhiên, lạm phát cơ bản khó có thể thay thế được chỉ số giá tiêu dùng. Do vậy, hầu hết các nước sử dụng lạm phát cơ bản như một chỉ số bên cạnh với chỉ số giá tiêu dùng.

*1.1.2.2. Phương pháp đo lường lạm phát cơ bản*

Lạm phát cơ bản là chỉ số cho thấy xu hướng lạm phát lâu dài và không bị méo mó do các nhân tố gây ra thay đổi có tính chất nhất thời. Nó phục vụ cho việc đánh giá xu hướng dài hạn trong mức giá chung. Lạm phát cơ bản là một phần của lạm phát trong đó nó liên quan đến lạm phát kỳ vọng và áp lực về cầu, độc lập với các cú sốc cung. Các tính chất quan trọng của lạm phát cơ bản:

- Nó xấp xỉ với xu hướng trung và dài hạn trong sự tăng trưởng của giá hàng tiêu dùng và dịch vụ của một nền kinh tế.

- Lạm phát cơ bản cho thấy được những thay đổi giá cả được điều chỉnh định kỳ và biến động theo mùa, cũng như sự thay đổi của cú sốc cung, thường là tạm thời trong tự nhiên.

- Các thành phần của lạm phát cơ bản liên kết chặt chẽ, phù hợp với mục tiêu chính sách tiền tệ và đó là thành phần nhạy cảm với các quyết định chính sách tiền tệ.

- Thay đổi của nó cho phép đánh giá sự chỉ đạo và quy mô của các tác động của chính sách tiền tệ theo đuổi lạm phát.

- Chỉ số của nó thường được đặc trưng bởi một biến động nhỏ hơn theo thời gian hơn so với lạm phát CPI.

Như vậy không có một hướng duy nhất trong việc hiểu về lạm phát cơ bản và không có một tiêu chuẩn chung nào được chấp thuận cho các nước. Trong lý thuyết thường phân cách đo lường này thành hai nhóm: thứ nhất, đó là đo lường dựa vào loại trừ, thứ hai là cách đo lường thống kê. Cụ thể:

***a) Phương pháp đo lường loại trừ***

Phương pháp đo lường loại trừ là phương pháp dựa theo cách xây dựng lạm phát cơ bản của Chile hay Philippines. Đây là phương pháp phổ biến nhất, phương pháp này cố định trước việc loại bỏ giá cả của một số mặt hàng trong giỏ CPI. Theo đó, các mặt hàng có giá cả biến động lớn sẽ bị loại trừ khỏi giỏ hàng hóa.

Nhược điểm:

+ Do loại trừ các biến thiên lớn nhất nên phương pháp này được coi là khá tiêu cực, nhiều thông tin cần thiết có thể bị loại bỏ.

+ Phương pháp này có thể có độ chệch (bằng sai lệch giữa LPCB của chính nhóm hàng này và LPCB chung).

+ Nếu loại trừ một số nhóm hàng hóa quan trọng thì chỉ số có được trở nên ít tin cậy với dân chúng.

***b) Phương pháp thống kê***

Phương pháp này dựa trên ý tưởng tách phần thông tin về lạm phát cơ bản của nhóm hàng hóa i ra khỏi biến nhiễu của chính giá hàng hóa đó (Signal extraction):

$$\Pi_1 = \Pi^{core} + U_1$$

$$\Pi_2 = \Pi^{core} + U_2$$

$$\Pi = \mathrm{w}\Pi_1 + (1-\mathrm{w})\Pi_2 = \Pi^{core} + [\mathrm{w}U_1 + (1-\mathrm{w})U_2]$$

Cần xác định w để: var[w$U_1$+(1-w) $U_2$] $\rightarrow$min,

khi đó: [ $\mathrm{w}^2\delta_1^2 + (1-\mathrm{w})^2\delta_2^2$]+2w(1-w)$\delta_1\delta_2 = 0$).

Giả định cov($U_1, U_2$)=0, $\delta_1$: phương sai của $U_1$, $\delta_2$: phương sai của $U_2$.

$$w = \frac{1/\delta_1^2}{1/\delta_1^2 + 1/\delta_2^2}$$

Khi đó, nếu $\delta_i$ lớn thì sẽ có w nhỏ và ngược lại. Có nghĩa là nếu mặt hàng i càng biến động nhiều (var$U_i$ càng lớn) thì do $\prod_i = \prod^{core} + \mathrm{U}_i$ nên $\prod_i$ không phản ánh chính xác $\prod^{core}$, do đó quyền số của mặt hàng i trong LPCB càng nhỏ.

*Nhược điểm:*

- Phương pháp này khá phức tạp do phải bóc tách được nhóm hàng hóa trong rổ ra rất nhỏ.

- Tính toán $\delta_1$ và $\delta_2$ chỉ có thể dựa trên ước tính, trong khi đó chúng lại luôn thay đổi theo thời gian nên có thể khiến LPCB thay đổi, làm giảm tính đáng tin cậy của chỉ số đối với công chúng.

- Do có rất nhiều nhóm hàng hóa trong rổ nên $\prod^{core}$ có thể có phân phối sai số không đồng đều nên khi cộng các sai số không bằng 0.

***c) Phương pháp mô hình kinh tế***

Dựa trên các quan sát về lạm phát và sản lượng theo thời gian phụ thuộc vào 2 cú sốc: từ phía LPCB ($S^{core}$) và không phải từ phía LPCB ($S^{non-core}$).

$$\prod_t = f(S_t^{core}) + g(S_t^{non-core})$$

$$y_t = F(S_t^{core}) + G(S_t^{non-core})$$

Giá trị của các hàm số trên phụ thuộc vào giá trị hiện tại và giá trị của các biến trễ.

Để thực hiện phương pháp này phải có kỹ thuật thống kê để tách phần cơ bản và không cơ bản (phương pháp này hồi quy theo phương pháp vec tơ tự hồi quy cấu trúc). Trong đó, các cú sốc cơ bản ($S^{core}$) tác động lên sản lượng không mang tính dài hạn vì biến động về giá cơ bản là có thể lường trước được nên nó sẽ không tác động lên sản lượng.

*Nhược điểm:*

- Phương pháp này quá phức tạp cả về khái niệm và kỹ thuật tính toán.

- Biến động của kết quả rất nhạy cảm: chỉ cần thêm 1 quan sát có thể làm cho kết quả bị xê dịch.

- Phương pháp này không được phổ biến rộng rãi.

***d) Phương pháp đo lường trung bình lược bỏ***

Để khắc phục nhược điểm của các phương pháp trên, người ta sử dụng phương pháp trung bình lược bỏ để loại bỏ những mặt hàng có giá cả biến động ngược với xu hướng chung của toàn bộ giỏ hàng hóa. Phương pháp thực hiện như sau:

- ***Trung vị:***

Sắp xếp số liệu của mẫu theo chiều từ cao đến thấp, sau đó lược bỏ phần trên và phần dưới để được trung vị và lấy giá trị này làm giá trị đại diện cho lạm phát trong thời kỳ t.

- ***Trung bình lược bỏ không cân xứng:*** Mục đích của công việc này là loại bỏ các mặt hàng có giá cả khác biệt để điều chỉnh giá cả theo một xu hướng chung của giỏ hàng hóa.

- ***Phương pháp nghịch đảo độ biến động:*** được thực hiện bằng cách gắn các quyền số khác nhau cho các mặt hàng khác nhau để làm giảm bớt những biến động không được kỳ vọng trong giỏ hàng hóa.

Nghịch đảo độ biến động là một phương pháp đo lường lạm phát cơ bản bằng cách thay đổi quyền số của các cấu phần trong rổ hàng hoá tiêu dùng trên cơ sở nghịch đảo độ biến động giá của các cấu phần đó.

Tóm lại, một cách đo lường tốt nên phải hội tụ cả ba tính chất:

Thứ nhất, lạm phát cơ bản nên ổn định và ít biến động hơn lạm phát thông thường.

Thứ hai, tỷ lệ lạm phát cơ bản trung bình nên có cùng xu hướng với tỷ lệ lạm phát thông thường trung bình và không có độ lệch mang tính hệ thống giữa chúng nếu xét trong giai đoạn đủ dài. Ngoài ra, lạm phát cơ bản có thể theo dõi được xu hướng lạm phát.

Thứ ba, nếu lạm phát cơ bản đại diện cho xu hướng cơ bản của lạm phát, nó có thể dự báo lạm phát tốt hơn với kỳ vọng rằng lạm phát cơ bản chứa đựng nhiều thông tin về lạm phát trong tương lai hơn.

Nhận xét: cách đo lường thống kê có ý nghĩa thống kê tốt hơn, nó cung cấp chuỗi dữ liệu lạm phát cơ bản hay hơn, nhưng cách đo lường này thường khó thực hiện khi chỉ số giá của các nhóm hàng nhỏ hơn khó tiếp cận. Còn cách đo lường dựa vào loại trừ được các nhà làm chính sách ưa chuộng bởi vì sự đơn giản của nó. Nhưng nó có nhược điểm là cách đo lường này thường loại bỏ hoàn toàn những hàng hóa biến động và như thế là loại bỏ vĩnh viễn những thông tin có ý nghĩa.

*1.1.2.3. Các nguyên nhân gây ra lạm phát cơ bản*

Theo Eckstein (1981) lạm phát bao gồm ba thành phần cơ bản là lạm phát cơ bản ($\pi^c$), lạm phát cầu kéo ($\pi^d$) và lạm phát chi phí đẩy ($\pi^s$), cụ thể là:

$$\pi = \pi^c + \pi^d + \pi^s$$

Theo ông thì mức lạm phát cơ bản phản ánh sự tăng giá do tác động chỉ bởi sự gia tăng các chi phí sản xuất mà yếu tố cơ bản ảnh hưởng đến sự tăng chi phí này là lạm phát kỳ vọng hình thành trên các giá trị trong quá khứ của lạm phát do các cú sốc về cung và các biến động về cầu gây ra. Thực chất lạm phát cơ bản do Eckstein nêu ra là lạm phát kỳ vọng được thể hiện trên thực tế.

Theo Quah và Vahey (1995) thì lạm phát cơ bản là một thành phần của lạm phát được tính toán mà không có tác động trung và dài hạn đến sản lượng. Tác giả đã đưa ra một số giả định sau: (1) Yếu tố tác động đến lạm phát gồm hai biến ngoại sinh (biến nhiễu); (2) Biến nhiễu thứ nhất không có tác động tới sản lượng sau một khoảng thời gian ngắn, biến nhiễu thứ hai có thể tác động lớn đến sản lượng trong trung và dài hạn; (3) lạm phát cơ bản vận động trên lạm phát được tính toán chỉ phụ thuộc duy nhất vào biến nhiễu thứ nhất (do lạm phát cơ bản được xác định là trung tính đối với sản lượng trong trung và dài hạn nhưng có tác động đến sản lượng trong ngắn hạn). Mô hình lạm phát cơ bản của Quah và Vahey gồm hai đồng nhất thức như sau:

$$\Delta Y = \sum_{j=0}^{\infty} d_{11}(j)\eta_1 + \sum_{j=0}^{\infty} d_{12}(j)\eta_2$$

$$\Delta \pi = \sum_{j=0}^{\infty} d_{21}(j)\eta_1 + \sum_{j=0}^{\infty} d_{22}(j)\eta_2$$

Trong đó $\Delta Y$ và $\Delta\pi$ là mức tăng sản lượng và lạm phát, $\eta_1, \eta_2$ là hai loại nhiễu còn $d_{ii}(j)$ là các hệ số tương ứng.

Như đã trình bày ở trên, về cơ bản, lạm phát cơ bản là một thành phần của lạm phát. Do đó, các nhân tố ảnh hưởng tới lạm phát cũng có thể ảnh hưởng tới lạm phát cơ bản. Vì vậy, việc xem xét và phân tích các nguyên nhân gây ra lạm phát cơ bản cũng tương tự như lạm phát.

### *1.1.3. Cơ sở lý thuyết xây dựng mô hình phân tích và dự báo lạm phát cơ bản*

*1.1.3.1. Cơ sở lý thuyết xây dựng các mô hình phân tích lạm phát cơ bản*

a) Mô hình phân tích theo quan điểm trường phái Keynes

Lý thuyết Keynes chỉ ra rằng trong thời kỳ suy thoái thì áp lực của lạm phát là thấp, nhưng khi đầu ra tăng hơn mức tiềm năng thì sẽ dẫn đến những rủi ro cao

hơn về lạm phát. Keynes cho rằng sự khác biệt trong lý thuyết tân cổ điển có thể phân tích được giảm phát, ông đã giả sử thất nghiệp có thể làm cho giá và tiền lương trở lên linh hoạt. Dựa trên quan điểm này, Phillips, một nhà kinh tế học tại trường kinh tế London đã nghiên cứu và đưa ra những luận điểm quan trọng để phát triển lý thuyết này. Năm 1958, Phillips đã chỉ ra mối quan hệ giữa lạm phát và thất nghiệp trong bài báo "Mối quan hệ giữa thất nghiệp và tỷ lệ thay đổi tiền lương ở Anh, giai đoạn 1861-1957". Tác giả chỉ ra rằng, cầu của hàng hóa hoặc dịch vụ tăng sẽ liên quan đến cung của hàng hóa và dịch vụ đó, vì vậy, kỳ vọng về giá sẽ tăng nếu cầu ngày càng tăng cao. Ngược lại, khi cầu giảm thì kỳ vọng về giá cũng giảm dần, đây là hiện tượng thiếu hụt cầu. Bên cạnh đó, tác giả đã chỉ ra trong trường hợp của nền kinh tế Anh xuất hiện sự tương quan tỷ lệ nghịch giữa tỷ lệ thất nghiệp và tỷ lệ lạm phát. Những năm có mức thất nghiệp thấp thường có mức lạm phát cao, và ngược lại. Tuy nhiên, tác giả cũng đề xuất cần có những nghiên cứu sâu hơn về mối quan hệ giữa thất nghiệp, tỷ lệ lương, giá và năng suất. Đây chính là những gợi ý quan trọng cho các nghiên cứu về sau.

Dựa trên nghiên cứu của Phillips, Paul Samuelson và Robert Solow (1960) đã chỉ ra mối tương quan tỷ lệ nghịch giữa lạm phát và thất nghiệp ở Mỹ với số liệu cho giai đoạn 1933-1958. Kết quả này khá tương đồng với kết quả của Phillips đã chỉ ra đối với nền kinh tế Anh. Các tác giả lập luận rằng sở dĩ có sự tương quan giữa thất nghiệp và giá là vì tỷ lệ thất nghiệp thấp sẽ gắn với tổng cầu cao, và tổng cầu cao này sẽ gây sức ép lên tiền lương và mức giá trong nền kinh tế.

Năm 1962, Okun đã đưa ra nghiên cứu về mối quan hệ giữa thất nghiệp và tăng trưởng của một quốc gia. Tác giả chỉ ra tỷ lệ thất nghiệp có mối quan hệ chặt chẽ đối với tăng trưởng và tăng trưởng tiềm năng của một nền kinh tế. Sau này được gọi là Luật Okun.

Năm 1973, Lucas đã xuất bản một bài báo nổi tiếng đăng trên tạp chí American Economic Review, với tựa đề "Một số bằng chứng quốc tế về sự hoán đổi giữa lạm phát và thất nghiệp". Đây là mô hình thông tin không hoàn hảo, theo đó, nền kinh tế bao gồm nhiều doanh nghiệp và người tiêu dùng hoạt động trên các thị trường cạnh tranh. Quyết định cung ứng lao động hay sản phẩm của mỗi tác nhân kinh tế phụ thuộc tỉ lệ thuận vào mức giá tương đối, là tỷ số giữa giá sản phẩm của tác nhân đó so với mức giá chung, chứ không phải là phụ thuộc vào sự thay đổi mức giá chung. Tuy nhiên, khi một tác nhân quan sát một sự thay đổi về giá đối với bản thân anh ta, anh ta không thể biết được sự thay đổi đó là do sự thay đổi trong mức giá tương đối hay mức giá chung. Đây chính là giả định về sự thông tin không hoàn hảo, giả thuyết mang tính quyết định đến hiệu

ứng thực của các chính sách điều tiết tổng cầu đối với nền kinh tế. Tác nhân này sẽ ra quyết định dựa trên sự phỏng đoán tốt nhất của anh ta, về việc phần thay đổi nào trong giá mà anh ta quan sát được có nguyên nhân từ sự thay đổi mức giá chung, và phần nào là có nguyên nhân từ sự thay đổi mức giá tương đối. Vì các tác nhân luôn diễn giải sự thay đổi mức giá một phần là do giá tương đối, cho nên những thay đổi từ các cú sốc danh nghĩa sẽ có ảnh hưởng đến sản lượng.

Trong mô hình của Lucas, tác động của các cú sốc danh nghĩa lớn hay nhỏ phụ thuộc vào phương sai của chúng. Nếu các cú sốc danh nghĩa mà lớn, các tác nhân sẽ diễn giải đa số sự thay đổi về giá của họ do cú sốc danh nghĩa, là do mức giá chung thay đổi chứ không phải giá tương đối, cho nên sẽ phản ứng ít về sản lượng. Vì thế, phương sai lớn của tổng cầu danh nghĩa sẽ làm cho đường Phillips dốc hơn. Tức là khi đó, cú sốc cầu chủ yếu làm tăng giá cả mà ít làm tăng sản lượng.

Tuy nhiên, Sargent (1976), Lucas và Sargent (1979) đã có những phê bình quan trọng về đường cong Phillips. Các tác giả này đều thống nhất cho rằng kỳ vọng tương lai của lạm phát sẽ có gây ra ảnh hưởng mạnh mẽ tới lương và thất nghiệp nhưng yếu tố kỳ vọng khó xác định được trong việc mô hình hóa hành vi của nền kinh tế. Do vậy, Sargent và Wallace (1976) đã giải quyết vấn đề xác định yếu tố kỳ vọng trong mô hình bằng cách xây dựng hệ các phương trình đồng thời có ràng buộc theo các yếu tố kỳ vọng. Các tác giả đã đề xuất phương trình đường cong Phillips có dạng sau:

$$p_t - p_{t-1} = \phi_0 + \phi_1 U_t + {}_{t-1}P_t^* - P_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (1.1)$$

Trong đó, $U_t$ là thất nghiệp,

$P_t$ là dạng Loga của mức giá

${}_{t-1}P_t^*$ là dạng Loga của mức giá thể hiện kỳ vọng của mức giá ở thời kỳ t giống như mức giá ở độ trễ t-1.

$\varepsilon_t$ là các yếu tố ngẫu nhiên.

Năm 1988, Ball, Mankiw và Romer đã phát triển một mô hình Keynes mới trong đó các doanh nghiệp có thể kiểm soát được giá cả của chính họ trên thị trường cạnh tranh không hoàn hảo.

Theo trường phái Keynes, các cú sốc danh nghĩa có tác động vì giá cả danh nghĩa biến động không thường xuyên. Một sự tăng lên của tỷ lệ lạm phát trung bình làm cho các doanh nghiệp điều chỉnh giá thường xuyên hơn cho phù hợp với xu thế giá tăng. Đến lượt mình, sự điều chỉnh giá thường xuyên lại hàm ý rằng giá cả điều chỉnh nhanh nhạy với các cú sốc danh nghĩa, do đó các cú sốc danh nghĩa sẽ có hiệu

ứng thực là không lớn. Như vậy, các học giả Keynes cho rằng hiệu ứng thực của các cú sốc tổng cầu danh nghĩa sẽ nhỏ khi lạm phát trung bình lớn.

Giống với dự đoán của Lucas, BMR (1988) cũng cho rằng tần suất thay đổi giá phụ thuộc vào phương sai của tổng cầu. Các nước có tổng cầu biến động mạnh sẽ có đường Phillips dốc hơn. Để giải thích điều này, các học giả Keynes cho rằng khi tổng cầu biến động mạnh, các doanh nghiệp càng cảm thấy bất ổn giống như khi có lạm phát trung bình lớn, nên sẽ điều chỉnh giá thường xuyên hơn.

Năm 1982, Robert J. Gordon đã mô hình hóa đường Phillips để phân tích và dự báo lạm phát bằng mô hình kinh tế lượng. Đến năm 1990, tác giả mới hoàn thiện mô hình này và được gọi là "Mô hình tam giác" (Triangle Model). Mô hình tam giác chính là dạng ước lượng của mô hình Phillips lý thuyết đã được phân tích ở trên theo phương trình (1.1). Theo mô hình tam giác, tỷ lệ lạm phát thực tế được xác định bởi (i) lạm phát do kỳ vọng lạm phát; (ii) lạm phát do cầu kéo; và (iii) lạm phát do chi phí đẩy hay các cú sốc cung. Hai nhân tố sốc cung và thay đổi trong kỳ vọng lạm phát là những nhân tố chính làm dịch chuyển đường Phillips ngắn hạn.

$$P_{t+1} = \mu + \alpha^G(L)P_t + \beta(L)u_{t+1} + \gamma(L)z_t + v_{t+1} \qquad (1.2)$$

Trong đó:

$P$ là tỷ lệ lạm phát;

u là tỷ lệ thất nghiệp;

z là biến thể hiện cú sốc cung.

Như đã đề cập ở trên, biến giải thích tỷ lệ thất nghiệp có thể thay bằng biến giải thích độ chênh sản lượng (so với sản lượng tiềm năng) hoặc tốc độ tăng trưởng. Mô hình tam giác có một số hàm ý quan trọng.

Thứ nhất, trong dài hạn, lạm phát luôn luôn bắt nguồn từ việc giá trị sản lượng danh nghĩa (ví dụ GDP danh nghĩa) vượt quá nhiều so với tiềm năng. Do đó, để kiểm soát lạm phát, chính sách cần hướng vào một cái neo danh nghĩa mà ở đây cụ thể là tăng trưởng GDP danh nghĩa cần được coi là mục tiêu trọng tâm của chính sách tiền tệ. Ý kiến này không chỉ của Gordon mà còn của nhiều nhà kinh tế học nổi tiếng khác như Robert Hall, Bennett McCallum, John Taylor, James Tobin v.v… Do lạm phát có quán tính (lạm phát cao trong quá khứ có thể khiến người lao động và doanh nghiệp kỳ vọng lạm phát trong tương lai cao, điều này đến lượt nó sẽ đẩy lạm phát thực tế cao lên), mô hình gợi ý Ngân hàng trung ương bắt đầu coi tăng trưởng GDP danh nghĩa là mục tiêu khi nền kinh tế không có độ chênh sản lượng, cụ thể là chọn tốc độ tăng

trưởng GDP danh nghĩa bằng tốc độ tăng trưởng GDP danh nghĩa tiềm năng cộng với tỷ lệ lạm phát cơ bản có tính đến yếu tố quán tính.

Thứ hai, trong ngắn hạn, nếu biểu diễn bằng đồ thị thì quan hệ giữa độ chênh sản lượng và lạm phát có thể mô tả như sau: khi tăng trưởng GDP danh nghĩa càng cao hơn tăng trưởng GDP danh nghĩa tiềm năng, thì đường Phillips trên đồ thị sẽ xoay theo chiều ngược chiều kim đồng hồ tương ứng với thời kỳ lạm phát ban đầu thấp sau đó sẽ là lạm phát cao và suy thoái (stagflation – đình đốn lạm phát).

Theo Nguyễn Khắc Minh (2011) cho rằng "Khoảng chênh sản lượng được đưa vào trong mô hình đường cong Phillips làm chỉ số phản ánh áp lực từ phía cầu và phương trình lạm phát có thể được rút ra từ các phương trình tiền lương và giá riêng rẽ".

Từ những cơ sở lý thuyết ở trên, Nguyễn Khắc Minh đã đề xuất mô hình đường cong Phillips cho lạm phát cơ bản có bổ sung yếu tố kỳ vọng và các cú sốc như sau :

$$\dot{P}_t = a_1 GAP_t + a_2\left(\dot{W}_t - \dot{q}_p\right) + a_3 SS_{pt} \qquad (1.3)$$

$$W_t = b_0 + b_1 GAP_t + b_2 \dot{P}_t^e + b_3 SS_{wt} \qquad (1.4)$$

$$\dot{P}_t^e = \sum_{j=1}^{n} \lambda_j \dot{P}_{t-j} \qquad (1.5)$$

Trong đó dấu chấm ở trên biến số hàm ý phần trăm thay đổi và

$P_t$ = tỷ lệ lạm phát trong thời kỳ t;

W = tỷ lệ tăng trưởng tiền lương danh nghĩa;

$q_p$ = tỷ lệ tăng trưởng xu thế của năng suất lao động;

$SS_{pt}$ = cú sốc cung ảnh hưởng tới mức giá hàng hóa;

$SS_{wt}$ = cú sốc cung ảnh hưởng tới mức tiền lương danh nghĩa;

GAP = biến khoảng chênh GDP, được xác định bằng hiệu số giữa mức sản lượng thực tế với mức sản lượng tiềm năng; và $P_t^e$ là tỷ lệ lạm phát kỳ vọng trong thời kỳ t.

Phương trình (1.3) mô tả hành vi định giá cao hơn chi phí lao động. Giá được đặt cao hơn so với chi phí lao động đã điều chỉnh theo năng suất ($\dot{W} - \dot{q}_p$) và chịu ảnh hưởng từ phía cầu theo chu kỳ (được đo bằng khoảng chênh GDP) và các cú sốc giá ngoại sinh ($SS_p$). Trong phương trình (1.4), lạm phát tiền công được giả định phụ thuộc vào cầu theo chu kỳ, tỷ lệ lạm phát giá kỳ vọng $\dot{P}_e$ và các cú sốc giá ngoại sinh

($SS_w$). Tỷ lệ lạm phát kỳ vọng được mô hình hóa là trễ một thời kỳ với lạm phát trong quá khứ như trong phương trình (1.5).

Kết hợp các phương trình (1.3), (1.4), và (1.5) sẽ cho chúng ta phương trình đường cong Phillips cho lạm phát cơ bản như sau:

$$\dot{P}_t = d_0 + \sum_{s=0}^{n} d_1 \dot{P}_{t-s} + d_2 GAP_t + d_3 SS_{pt} + d_4 SS_{wt} \qquad (1.6)$$

Trong đó $d_0$, $d_1$ ... là các tham số và các biến khác thì được định nghĩa như trên.

GDP thực tế là giá trị GDP danh nghĩa loại bỏ ảnh hưởng của giá. Giả sử $Y_t$ là dạng loga của GDP danh nghĩa và Pt là dạng loga của chỉ số giá, khi đó dạng loga của GDP thực tế được biểu diễn như sau: $y_t = Y_t - P_t$

Do vậy, GAP được biểu diễn như sau:

$$GAP_t = y_t - y_{pt} = Y_t - P_t - y_{pt} \qquad (1.7)$$

Trong đó:

$y_t$ = loga của GDP thực tế; và

$y_{pt}$ = loga của GDP thực tế tiềm năng, là mức sản lượng mà tại đó cung không vượt quá cầu. Nếu sản lượng thực tế cao hơn sản lượng tiềm năng có thể gây hạn chế tăng trưởng và áp lực lạm phát. Ngược lại, nếu sản lượng thực tế thấp hơn sản lượng tiềm năng thì lạm phát có xu hướng giảm (CBO 2004).

Khi lấy sai phân bậc nhất của phương trình (1.7) và các biến được nhóm lại với nhau, biến GDP có thể được biểu diễn như sau:

$$GAP_t = y_t - y_{pt} = \left(y_{t-1} - y_{pt-1}\right) + \left(\dot{Y}_t - \dot{y}_{pt}\right) - \dot{P}_t \qquad (1.8)$$

Thay (1.8) vào (1.6), phương trình lạm phát cơ bản dạng đường cong Phillips có thể được biểu diễn như sau:

$$\dot{P}_t = f_0 + \sum_{s=0}^{n} f_1 \dot{P}_{t-s} + f_2\left(y_{t-1} - y_{pt-1}\right) + f_2\left(\dot{Y}_t - \dot{y}_{pt}\right) + f_3 SS_{pt} + f_4 SS_{wt} \qquad (1.9)$$

Chỉ định phương trình đường cong Phillips như trên cho phép tổng cầu danh nghĩa (thể hiện bằng biểu thức $(\dot{Y}_t - \dot{y}_{pt})$ có ảnh hưởng tới lạm phát cơ bản. Biểu thức $SS_p$ và $SS_w$ trong phương trình (1.9) khi làm thực nghiệm thường được tính bằng thay đổi mức giá tương đối của lương thực và năng lượng.

Do vậy, phương trình đường cong Phillips được chỉ định như sau:

$$\dot{P}_t = g_0 + g_1\left(y_{t-1} - y_{pt-1}\right) + g_2\left(\dot{Y}_t - \dot{y}_{pt}\right) + \sum_{s=0}^{n1} g_{3s}\dot{P}_{t-s} + \sum_{s=0}^{n2} g_{4s}\,\dot{REP}_{t-s} + \sum_{s=0}^{n3} g_{5s}\,\dot{RFP}_{t-s} \quad (1.10)$$

Trong đó $\dot{REP}$ và $\dot{RFP}$ là mức thay đổi tương đối của giá năng lượng và lương thực.

Theo lý thuyết đường cong Phillips cơ bản được chỉ định để phân tích lạm phát và thất nghiệp, nhưng tổng quát hơn thì nó là mối quan hệ giữa lạm phát và hoạt động vĩ mô thực. Theo tác giả các nhân tố vĩ mô bao gồm: chỉ số sản xuất công nghiệp, thu nhập cá nhân thực tế, tổng doanh số sản xuất và thương mại thực, số lượng lao động trả lương phi nông nghiệp, năng suất hoạt động trong khu vực sản xuất, tỷ lệ thất nghiệp của nam hoặc nữ giới trong độ tuổi lao động.

b) Mô hình phân tích theo quan điểm trường phái tiền tệ

Các nhà kinh tế học theo trường phái tiền tệ cho rằng cung tiền tăng nhanh hơn tỷ lệ tăng trưởng của thu nhập quốc gia sẽ dẫn đến tình trạng lạm phát.

John Hicks (1937) là người đầu tiên đề xuất mô hình IS-LM để giải thích hiện tượng của thị trường hàng hóa và thị trường tiền tệ. Trong đó, Hicks giả sử rằng tiền lương cứng nhắc và thu nhập có nguồn gốc từ tiêu dùng và đầu tư. Trong thị trường hàng hóa, đầu tư được giả sử có dấu ngược chiều với lãi suất, có nghĩa là lãi suất tăng sẽ làm giảm đầu tư và tiết kiệm có dấu cùng chiều với thu nhập, có nghĩa là tiết kiệm tăng sẽ làm thu nhập tăng.

Modiglianli (1944) tiếp tục phát triển mô hình trên và đã được Alvin Hansen (1953) giới thiệu cụ thể, được gọi tên là mô hình Hicks-Modigliani.

Các nghiên cứu quan trọng của trường phái tiền tệ sau này được phát triển mạnh mẽ bởi các nghiên cứu: Friedman (1970) cho rằng: "Lạm phát luôn luôn và bao giờ cũng là một hiện tượng của tiền tệ"; Brunner (1970); Johnson (1972); Laider (1975, 1976, 1981) và Parkin (1975).

Cách tiếp cận tiền tệ truyền thống giả định rằng các quan sát về tốc độ tăng trưởng của cung tiền trong quá khứ sẽ giúp dự đoán tỷ lệ lạm phát dài hạn. Mô hình lạm phát tiền tệ đưa ra mối quan hệ sau:

$$\dot{P} = f\left(M_t, \Delta M_t, \Delta M_{t-1}, ..., \Delta M_{t-i}\right) \quad (1.11)$$

Trong đó:

$\dot{P}$ = tỷ lệ lạm phát thời kỳ t;

ΔM = tốc độ tăng trưởng tiền tệ thời kỳ t;

Theo lý thuyết này, lạm phát phụ thuộc vào tốc độ tăng trưởng tiền tệ hiện tại và quá khứ. Các ước lượng thực nghiệm của các mô hình dự báo của phái tiền tệ phụ thuộc nhiều vào việc lựa chọn thước đo tổng lượng tiền được dùng để đo lường tăng trưởng cung tiền và số lượng quan sát trễ. Lựa chọn thước đo tiền tệ phù hợp và độ dài cấu trúc trễ không được lý giải bằng lý thuyết kinh tế, nhưng nó lại có ảnh hưởng quan trọng tới chất lượng dự báo của mô hình.

Theo Nguyễn Khắc Minh (2011), các dạng mô hình tiền tệ có thể bổ xung thêm biến chính sách tài khóa vào (biến tỷ lệ thâm hụt ngân sách trên tổng sản phẩm trong nước, mức thay đổi của chi tiêu chính phủ) và các biến số khác (mức giá tương đối của lương thực và năng lượng) để lý giải cho những thay đổi của tổng cung mà có ảnh hưởng ngắn hạn tới tỷ lệ lạm phát. Tác giả đề xuất dạng tổng quát của mô hình có thể được viết như sau:

$$\dot{P}_t = g_0 + \sum_{s=0}^{n} g_1 \dot{M}_{t-s} + \sum_{s=0}^{m} g_2 \dot{G}_{t-s} + \sum_{s=0}^{k} g_3 SS_{t-s} \qquad (1.12)$$

Trong phương trình trên, lạm phát được xác định bằng tỷ lệ tăng trưởng cung tiền hiện tại và quá khứ (M), chi tiêu chính phủ (G) và các cú sốc cung (SS), nó được phản ánh bằng thay đổi mức giá tương đối của lương thực.

Theo nghiên cứu của Chhibber (1991) và Nguyễn Thị Thu Hằng (2013), lạm phát (π) được diễn đạt là sự thay đổi trong mức giá logP, bị ảnh hưởng bởi giá hàng hóa thương mại (log $P^T$), giá hàng hóa phi thương mại (log$P^N$) và giá được kiểm soát (Log$P^c$). Mối quan hệ này được biểu diễn như sau:

$$\log P = \alpha_1 \log P^T + \alpha_2 \log P^N + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) \log P^C \qquad (1.13)$$

trong đó $\alpha_1 + \alpha_2 < 1$.

Vì lạm phát cơ bản đã loại bỏ giá cả của các mặt hàng được kiểm soát như điện nước, giao thông, xăng và các dịch vụ bưu chính viễn thông nên ta có phương trình sau:

$$\log P_{core} = \alpha_1 \log P^T + \alpha_2 \log P^N \qquad (1.14)$$

trong đó $\alpha_1 + \alpha_2 < 1$.

Đối với hàng hóa thương mại, những thay đổi trong giá hàng hóa thương mại phụ thuộc vào những thay đổi trong giá quốc tế $\log P^f$ và những thay đổi trong tỷ giá logE. Giá thương mại có thể được mô hình hóa theo sức mua tương đương PPP và gọi nó là kênh tác động của giá hàng hóa thương mại đến lạm phát cơ bản.

$$\log P^T = \log P^f + \log E \qquad (1.15)$$

Tác giả giả định rằng thị trường hàng hóa phi thương mại vận động cùng chiều với thị trường cả nước. Khi đó giá cả hàng hóa phi thương mại phụ thuộc vào tổng cầu và tổng cung. Về phía cung, những thay đổi trong hàng hóa phi thương mại phụ thuộc vào những thay đổi trong chi phí hàng sản xuất trung gian IC (bao gồm các hàng trung gian nhập khẩu và sản xuất trong nước), chi phí lao động (đo bằng tiền lương W) và sự tăng giá từ phía cung (MU) có thể do thị trường không hoàn hảo gây ra. Những thay đổi trong giá cả hàng hóa trung gian nhập khẩu vận động theo luật PPP trong phương trình (1.14). Những yếu tố này có thể được coi là các nhân tố chi phí đẩy tác động đến lạm phát cơ bản trong nước.

Về phía cầu, tổng cầu phụ thuộc vào thu nhập (Y), lãi suất (r), tài sản thuế và tiêu dùng của chính phủ. Những thay đổi trong nhân tố này có thể gây ra dư cầu và ảnh hưởng đến mức giá và có thể coi là nhân tố cầu kéo của lạm phát cơ bản.

Do vậy phương trình biểu diễn kênh phi thương mại như sau:

$$\log P^N = \beta_1 MU + \beta_2 \log IC + \beta_3 \log W \qquad (1.16)$$

Sự thay đổi trong mức giá chung phụ thuộc vào sự thay đổi trong sự tăng giá xuất phát từ phía cung và mức độ dư cầu của nền kinh tế và bản thân dư cầu dẫn đến lượng tiền thực tế dư thừa trong thị trường tiền tệ trong nước. Những thay đổi trong bất kỳ thành tố nào trong phương trình (1.16) ở trên trong quá trình sản xuất sẽ được phản ánh trong mức giá của người sản xuất. Do đó có thể mô hình hóa sự thay đổi trong mức giá của hàng hóa phi thương mại bằng sự thay đổi trong giá của nhà sản xuất. Mặt khác thị trường tiền tệ có ảnh hưởng lớn đối với lạm phát, nên tác giả đã cụ thể hóa mức tăng giá từ phía cung MU. Tác giả sử dụng dư cung tiền thực tế (excess real money balances – EMB) để thay thế một phần cho mức giá tăng trong mức giá hàng hóa phi thương mại.

$$MU = MU^S + EMB = MU^S + \log(\frac{M^S}{P}) - \log(\frac{M^d}{P})$$

$$= MU^S + \log(\frac{M^S}{P_{-1}}) - \log(\frac{M^d}{P}) - \log P + \log P_{-1} \qquad (1.17)$$

trong đó $MU^S$ là sự tăng giá của người sản xuất hay tăng giá phía cung, $M^S$ là cung tiền, $M^d$ là cầu về tiền và $P_{-1}$ là mức giá của kỳ trước.

Theo lý thuyết kinh tế, cầu về tiền phụ thuộc vào thu nhập thực tế Y, lãi suất r, và thay đổi trong kỳ vọng lạm phát $P^e$. Do đó hàm cầu tiền có thể được viết dưới dạng

$$\log(\frac{M^d}{P}) = \gamma_0 + \gamma_1 \log Y + \gamma_2 \log r + \gamma_3 \log P^e \qquad (1.18)$$

Từ các phương trình (1.14) đến (1.18) hàm của lạm phát cơ bản (ký hiệu hàm log là $\Delta$) có dạng như sau:

$$\Delta P_{core} = F(\Delta P^f, \Delta E, \Delta IC, \Delta W, \Delta M^S, \Delta Y, \Delta r, \Delta P^e_{core}) \qquad (1.19)$$

trong đó lạm phát cơ bản trong quá khứ được dùng để thay thế cho kỳ vọng lạm phát cơ bản.

Do những khó khăn về nguồn số liệu như các số liệu về chi phí đầu vào nhập khẩu không có sẵn nên tác giả đề xuất hàm của lạm phát cơ bản như sau:

$$\Delta P_{\text{core}} = F(\Delta P^f, \Delta E, \Delta M^s, \Delta \text{W}, \Delta Y, \Delta r, \Delta P^e_{\text{core}}) \qquad (1.20)$$

*1.1.3.2. Cơ sở lý thuyết xây dựng các mô hình dự báo lạm phát cơ bản*

Dự báo lạm phát là công việc phức tạp và khó thực hiện. Tuy nhiên, đã có nhiều nghiên cứu cố gắng đưa ra các mô hình dự báo và áp dụng các mô hình để dự báo lạm phát cũng như lạm phát cơ bản. Trong đó, nổi bật là các nghiên cứu của Webb và Rowe (1995), Stock và Watson (1999, 2002, 2003, 2007, 2008), Cechetti, Chu và Steindel (2000), Wright (2003), Clark và McCracken (2006); Canova (2007), Ang, Bekaert, và Wei (2007), Inoue và Kilian (2008).

Dựa trên nghiên cứu của Stock và Watson (2008), tác giả chia các mô hình được sử dụng để dự báo thành 03 nhóm bao gồm: (1) Dự báo dựa trên thông tin quá khứ; (2) Dự báo dựa trên đo lường; (3) Mô hình kết hợp dự báo.

(1) Dự báo dựa trên thông tin quá khứ:

Nhóm này dựa trên các phương pháp dự báo chuỗi thời gian đơn biến như các mô hình ARIMA, các mô hình thời gian phi tuyến và các mô hình đơn biến theo thời gian. Stock và Watson (2008) cho rằng nhóm mô hình này có khả năng dự báo tốt các chuỗi số liệu ổn định và ít biến động theo thời gian. Ví dụ, quá khứ của lạm phát cơ bản hoặc quá khứ của tốc độ tăng lương có thể dự báo tốt cho CPI chung. Các mô hình trong nhóm này có thể chia như sau:

a) Các mô hình tự hồi quy

•Mô hình ARIMA dự báo trước h bước ngẫu nhiên

$$\pi^h_{t+h} - \pi_t = c^h + \gamma^h(L)\Delta\pi_t + u^h_{t+h} \qquad (1.21)$$

Trong đó, π là lạm phát, $c^h$ là hằng số, $\gamma^h(L)$ là toán tử trễ, $u_{t+h}^h$ là sai số dự báo trước h bước ngẫu nhiên.

Trong mô hình dự báo tự hồi quy này, độ trễ được xác định bởi tiêu chí thông tin Akaike (Akaike Information (AIC)) trong khoảng từ 1 đến 6 lần.

•Mô hình IGARCH

$$\pi_t = \mu_t + u_t$$

$$u_t = \sigma_t \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + ... + \alpha_p u_{t-p}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-2}^2 + ... + \beta_q \sigma_{t-q}^2$$

$$\alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{q} \sigma_{t-j}^2$$

Trong đó, $\alpha_0 > 0; \alpha_i \geq 0; \beta_j \geq 0; \sum_{i=1}^{\max(p;q)} (\alpha_i + \beta_i) < 1$

$\varepsilon_t$ có phân phối chuẩn; $E\varepsilon_t = 0; V\text{ar}\varepsilon_t = 1$

Nếu p>q thì $\beta_i$=0 với i>q

Nếu q>p thì $\alpha_i$ = 0 với i>p

Như vậy, phương sai của mô hình phụ thuộc vào sốc trong quá khứ và phương sai ở thời kỳ trước đó.

Mô hình IGARCH được xây dựng dựa trên giả thiết giới hạn các tham số của mô hình GARCH bằng 1 và loại bỏ hằng số c trong hàm số phương sai của phần dư. Khi đó,

$$\sigma_i^2 = \sum_{i=1}^{p} \alpha_i u_{i-1}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_i \sigma_{i-j}^2$$

Với điều kiện:

$$\sum_{i=1}^{p} \alpha_i + \sum_{j=1}^{p} \beta_i = 1$$

Dự báo trước trước h bước ngẫu nhiên của phương sai:

$$\sigma_{i+h}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i u_{i+h-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \sigma_{i+h-j}^2$$

Dự báo trước h bước ngẫu nhiên của lạm phát cơ bản:

$$\pi_{t+h} = \dot{\mu} + \sigma_{i+h}^2$$

Trong đó, $\dot{\mu}$ là giá trị trung bình của chuỗi.

***•Mô hình hàm chuyển Markov***

Giả sử lạm phát cơ bản ($\pi_t$ ) một quá trình phụ thuộc vào một biến trạng thái rời rạc không quan sát được, $s_t$. M là khả năng xảy ra các cơ chế và cơ chế (trạng thái) m trong thời kỳ t khi $s_t$ = m với m=1,…,M.

$\pi_t = \mu_t(m) + \sigma(m)€_t$

Khi $s_t$ = m, với $€_t$ tuân theo phân phối chuẩn iid; $\sigma(m) = \sigma_m$ là cơ chế chuyển phụ thuộc và $\mu_t$ (m) được biểu diễn như sau:

$\mu_t$ (m) = $X_t'\beta_m + Z_t'\gamma$

Ở đây, $\beta_m$ , $\gamma$ , $k_X$ và $k_Z$ là các véc tơ hệ số. $X_t$ là cơ chế chuyển với hệ số $\beta_m$ và $Z_t$ là cơ chế bất biến với hệ số là $\gamma$.

Dự báo trước h bước bằng mô hình hàm chuyển Markov

$\pi_{t+h} = \mu_{t+h}(m) + \sigma(m)€_{t+h}$

b) Mô hình bước ngẫu nhiên Atkenson-Ohanian

Mô hình này được Atkenson-Ohanian giới thiệu năm 2001 và được gọi là mô hình AO, mô hình có dạng sau:

$$\pi_{t+4}^4 = \pi_t^4 + v_{t+4}^4$$

Mô hình này có thể dự báo trước lạm phát cơ bản cho 4 quý, trong đó $\pi_t^4$ là lạm phát cơ bản của thời kỳ hiện tại và $\pi_{t+4}^4$ là lạm phát cơ bản được dự báo ở 4 quý tiếp theo.

c) Mô hình Stock-Watson

Mô hình Stock-Watson là mô hình được Stock và Watson giới thiệu năm 2007. Trong mô hình, Stock và Watson đã cố gắng phân tách các thành phần không quan sát được thành hai thành phần có điều kiện và không có điều kiện trong phân phối chuẩn và được gọi là mô hình thành phần chính biến động ngẫu nhiên không quan sát được (UC-SV: unobserved components stochastic volatility). Mô hình có dạng như sau:

$\pi_t = \tau_t + \eta_t$ khi $\eta_t = \sigma_{\eta,t}\xi_{\eta,t}$ (UC-SV)

Trong đó, $\pi_t$ là lạm phát, $\tau_t$ là xu hướng ngẫu nhiên, $\eta_t$ là nhiễu.

Các tác giả giả định $\tau_t$ phụ thuộc vào độ trễ của chính nó và nhiễu.

$$\tau_t = \tau_{t-1} + \varepsilon_t$$

Ở đây, $\varepsilon_t = \sigma_{\varepsilon,t}\xi_{\varepsilon,t}$

$$\ln\sigma_{\eta,t}^2 = \ln\sigma_{\eta,t-1}^2 + v_{\eta,t}$$

$$\ln\sigma_{\varepsilon,t}^2 = \ln\sigma_{\varepsilon,t-1}^2 + v_{\varepsilon,t}$$

Công thức trên cho thấy $\varepsilon_t$ có thể được biểu diễn bởi hai thành phần bao gồm thành phần có điều kiện $\sigma_{\eta,t}$ và thành phần không có điều kiện $\sigma_{\varepsilon,t}$. Trong đó, $\xi_t = (\xi_{\eta,t}, \xi_{\varepsilon,t})$ là phân phối chuẩn N(0, $I_2$) và $v_t = (v_{\eta,t}, v_{\varepsilon,t})$ là phân phối chuẩn N(0, $\gamma I_2$). γ là tham số làm trơn của chuỗi. Stock và Watson (2007) đề xuất γ = 0.04.

(2) Dự báo dựa trên đo lường:

Phương pháp này dựa trên dự báo đường cong Phillips có sử dụng các biến số như tỷ lệ thất nghiệp, khoảng chênh sản lượng, tăng trưởng đầu ra và có thể có một số các biến khác để dự báo lạm phát và lạm phát cơ bản.

Trong đó, 02 mô hình dự báo cơ bản được đề xuất bởi Gordon năm 1982 và 1990, mô hình năm 1990 được gọi là Mô hình tam giác (triangle model). Mô hình Gordon (1982) về cơ bản là mô hình trễ phân phối tự hồi quy và mô hình Gordon (1990) sử dụng hàm bước (Step function).

Gordon (1990) đã có những hiệu chỉnh cho mô hình được tác giả đề xuất năm 1982. Trong đó, năm 1990 tác giả tập trung vào hiệu chỉnh việc lựa chọn trễ cho biến số thất nghiệp. Đến năm 1998, tác giả đã hoàn thiện mô hình được đề xuất năm 1990. Tác giả chỉ ra các biến sốc cung là thất nghiệp, lạm phát thực phẩm và năng lượng, và nhập khẩu lạm phát. Trong mô hình này, tác giả đã bỏ đi các yếu tố sốc cung được chỉ định ở mô hình trên và chủ yếu dựa trên mô hình trễ phân phối tự hồi quy.

Mô hình Phillips dự báo trước h bước cho lạm phát cơ bản được Gordon đề xuất có dạng sau:

$$\pi_{t+h}^{h} - \pi_t = \mu^h + \alpha^h(\mathrm{L})\Delta\pi_t + \beta^h(L)u_t + v_{t+h}^{h}$$

Trong đó, $\alpha^h(\mathrm{L})$ và $\beta^h(\mathrm{L})$ được lựa chọn theo tiêu chí AIC với độ trễ tối đa là 4.

(3) Mô hình kết hợp dự báo

a) Khái niệm

Kết hợp dự báo là phương pháp kết hợp hai hoặc nhiều các kết quả dự báo khác nhau để đưa ra kết quả dự báo duy nhất và chính xác hơn các dự báo đã có. Lý thuyết kết hợp các dự báo đã được Bates và Granger (1969) khởi xướng dựa trên các dự báo riêng rẽ, các dự báo này có thể có hoặc không dựa trên các mô hình thống kê. Kết hợp dự báo thường được dùng để dự báo có tính chính xác cao hơn. Một kết hợp tuyến tính của hai hoặc nhiều kết quả dự báo thường cho kết quả dự báo chính xác hơn so với việc sử dụng duy nhất một kết quả dự báo nếu như các phương pháp dự báo thành phần có chứa đựng những thông tin riêng và hữu ích (Newbold và Harvey, 2002).

Giả sử cho trước các dự báo $\pi_{t+h}$ (là dự báo trước h bước tại thời điểm t của chuỗi thời gian $\{\pi_t\}$ và các giá trị thực tương ứng của nó $\pi^*_{t+h}$).

Trước hết phần này sẽ trình bày kỹ thuật đánh giá độ chính xác của các dự báo đơn, tiếp theo là sẽ trình bầy cách đánh giá và so sánh độ chính xác của nhiều dự báo khác nhau và cuối cùng là giới thiệu một số kỹ thuật kết hợp dự báo.

b) Đánh giá tính tối ưu và độ chính xác của các dự báo đơn

- *Đánh giá tính tối ưu của dự báo*: Ký hiệu $e_{t+h} = \pi_{t+h} - \pi^*_{t+h}$ là sai số của dự báo trước h bước tại thời điểm t. Trong thực hành để kiểm định tính tối ưu của dự báo người ta thường tiến hành kiểm định phương trình hồi quy sau:

$e_{t+h} = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_{t+h} + u_t$. Dự báo là tối ưu nếu ($\alpha_0, \alpha_1$) = (0,0).

Phương trình hồi qui trên có thể được viết dưới dạng:

$\pi_{t+h} = \beta_0 + \beta_1 \pi^*_{t+h} + u_t$ và dự báo sẽ là tối ưu nếu ($\beta_0, \beta_1$) = (0,1).

- *Đo độ chính xác của dự báo*: để đánh giá độ chính xác của dự báo, người ta có thể đánh giá phần trăm sai số tuyệt đối của kết quả dự báo so với giá trị thực tiễn. Nhưng người ta hay sử dụng Trung bình cộng của bình phương sai số $MSE = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} e^2_{t+k,t}$, trong đó $e_{t+k,t}$ là sai số của dự báo trước k bước tại thời điểm t để đánh giá độ chính xác của dự báo. Dự báo cho kết quả càng chính xác nếu như MSE càng nhỏ và cũng như vậy đối với hai dự báo bất kỳ, dự báo nào có MSE nhỏ hơn được xem là dự báo có độ chính cao hơn.

Căn bậc hai của Trung bình cộng bình phương các sai số dự báo: $RMSE = \sqrt{MSE}$ cũng thường được sử dụng để thay cho MSE.

**Kiểm định bao dự báo**

Giả sử $\pi^{\alpha}_{t+h}$ và $\pi^{b}_{t+h}$ là kết quả dự báo của $\pi_{t+h}$ tương ứng với hai mô hình dự báo a và b. Vấn đề đặt ra là kết quả dự báo nào trong hai dự báo đó bao quát được các thông tin hữu ích cho dự báo của $\pi_{t+h}$? Để trả lời câu hỏi này người ta sử dụng kiểm định bao dự báo. Nói cách khác kiểm định bao dự báo được sử dụng để xác định xem dự báo này có thông tin chứa thông tin của dự báo kia hay không, nếu có dự báo đó được gọi là bao dự báo kia.

Phương pháp tiến hành kiểm định bao dự báo như sau: thực hiện ước lượng mô hình hồi qui: $\pi_{t+h} = \beta_a \pi^a_{t+h} + \beta_b \pi^b_{t+h} + \varepsilon_{t+h}$. (1.22)

Nếu ($\beta_a, \beta_b$) = (1,0) thì mô hình dự báo a được coi là chứa mô hình b (khi đó mô hình b được xem là chứa thông tin không có ích) và nếu ($\beta_a, \beta_b$) = (0,1) thì mô hình dự báo b chứa mô hình a.

Đối với các cặp ($\beta_a, \beta_b$) khác với hai trường hợp nói trên thì mô hình nào có giá trị tuyệt đối của hệ số lớn hơn được xem là mang thông tin nhiều hơn và trong trường hợp này cả hai mô hình đều mang thông tin có giá trị. Khi đó vấn đề kết hợp 2 dự báo này thành một dự báo mang thông tin của cả hai mô hình đã được đặt ra.

c) Thuật toán kiểm định bao dự báo

Giả sử có n mô hình dự báo khác nhau về một biến kinh tế nào đó. Ý tưởng của thuật toán là so sánh tất cả các kết quả dự báo của các mô hình đó với nhau bằng cách sử dụng các kiểm định bao nhằm loại bỏ những mô hình bị bao trong các mô hình khác. Các phép so sánh này được thực hiện cho từng cặp bằng kiểm định bao dự báo nêu trên. Kết quả cuối cùng của thuật toán là loại bỏ được các mô hình dự báo bị bao hàm bởi một mô hình dự báo khác nào đó.

*Thuật toán kiểm định bao:* được xây dựng như sau:

- *Bước 1:* Xuất phát tại thời điểm t và tính RMSE của các dự báo ngoài mẫu cho từng mô hình bằng cách sử dụng các dự báo ngoài mẫu cho tới thời điểm t-1 và các giá trị thực tế. Xếp hạng các mô hình theo RMSE. Mô hình nào có RMSE nhỏ hơn được xem là có chất lượng dự báo tốt hơn.

- *Bước 2:* Chọn ra mô hình tốt nhất (tức là mô hình có RMSE nhỏ nhất) và lần lượt kiểm tra xem mô hình dự báo tốt nhất này có bao hàm các mô hình khác không bằng phương pháp kiểm định bao đã nêu ở trên. Nếu như mô hình tốt nhất bao hàm các mô hình khác ở một mức ý nghĩa nhất định $\alpha$ nào đó (do người sử dụng tự chọn) thì loại bỏ mô hình đó ra khỏi danh mục các mô hình.

- *Bước 3:* Lặp lại bước 2 đối với mô hình tốt nhất thứ hai, thứ ba, ... và cứ tiếp tục như vậy cho tới khi không còn mô hình nào bị bao hàm bởi một mô hình khác trong danh mục.

Kết quả cuối cùng nhận được danh mục các mô hình dự báo, ở đó không có cặp mô hình nào bao nhau.

d) Kết hợp dự báo

Trong luận án chỉ giới thiệu phương pháp trọng số kết hợp biến đổi theo thời gian.

Giả sử có n kết quả dự báo khác nhau của $\pi$ trước h thời kỳ, ký hiệu $\pi^i_{t+h}$, với i=1,…,n.

Phương pháp kết hợp dự báo được xác định trên cơ sở ước lượng phương trình hồi qui sau:

$$\overset{*}{\pi}_{t+h} = (\beta_0^0 + \beta_0^1 TIME) + (\beta_1^0 + \beta_1^1 TIME)\pi_{t+h}^1 + (\beta_2^0 + \beta_2^1 TIME)\pi_{t+h}^2 + ... + (\beta_n^0 + \beta_n^1 TIME)\pi_{t+h}^n + \varepsilon_{t+h}$$

Với $\overset{*}{\pi}_{t+h}$ là giá trị dự báo được kết hợp từ n dự báo khác nhau.

ở đây: TIME là biến thời gian.

Có thể đánh giá tầm quan trọng của việc thay đổi thời gian đối với kết quả dự báo bằng cách kiểm tra giá trị và mức ý nghĩa thống kê của các ước lượng của $\beta_i^1$, với i=0,…,n).

### *1.1.4. Tổng quan các nghiên cứu thực nghiệm về phân tích và dự báo lạm phát cơ bản*

Như đã phân tích ở trên, lạm phát cơ bản được tính toán từ lạm phát thông thường. Do vậy, các đặc trưng của lạm phát cơ bản sẽ có đầy đủ trong lạm phát. Về phân tích và dự báo lạm phát cơ bản bằng các mô hình kinh tế lượng được tìm thấy ở rất nhiều trên thế giới, tuy nhiên ở Việt Nam các nghiên cứu về lạm phát cơ bản còn rất ít. Hầu hết các nghiên cứu về lạm phát cơ bản ở Việt Nam mới chỉ dừng lại ở tính toán lạm phát cơ bản mà hầu như chưa có nghiên cứu nào phân tích và dự báo lạm phát cơ bản. Do vậy, trong phần này, chúng tôi tập trung vào tổng quan các nghiên cứu thực nghiệm phân tích và dự báo trên thế giới và được sắp xếp theo trình tự thời gian.

Friedman đã them lạm phát kỳ vọng trong chỉ định mô hình Samuelson – Solow. Đây là những gợi ý quan trọng cho những nghiên cứu về sau. Gordon (1982) đã thêm các ảnh hưởng từ cú sốc cung, Ball và các cộng sự (1988) đã thêm sự biến đổi của thời gian trong đường cong Phillips, Staiger và các cộng sự (1997) đã thêm sự ảnh hưởng của thất nghiệp tự nhiên đối với đường cong này. Mỗi cách chỉ định mô hình kinh tế lượng khác nhau sẽ đưa ra các cách giải thích số liệu khác nhau. Stock và Watson (2010) đã quan sát chuỗi số liệu lịch sử của Mỹ dựa trên đường cong Phillips và đưa ra kết luận "dường như tồn tại một quan hệ ổn định trong một phần số liệu được công bố".

Aoki (2001) nghiên cứu đặc trưng của nền kinh tế dựa trên mô hình tối ưu với nguyên tắc giá hàng hóa cứng nhắc và mềm dẻo để tối ưu hóa chính sách tiền tệ. Mối liên hệ về lạm phát cơ bản và chính sách tiền tệ được thể hiện rõ trong mô hình đường

cong Phillips Keynes mới. Bên cạnh đó, tác giả cũng đã thảo luận về vấn đề tối ưu hóa chính sách tiền tệ cho nền kinh tế mở và nhỏ.

Giannoni và Woodford (2003) đã đưa ra mô hình để phân tích, dự báo lạm phát cơ bản và được gọi là mô hình Giannoni - Woodford. Woodford (2003) nghiên cứu về tối ưu hóa chính sách tiền tệ và lạm phát cơ bản dựa trên nghiên cứu của Aoki (2001) cùng với mô hình Giannoni - Woodford (2003). Các yếu tố được xem xét trong mô hình bao gồm đầu ra, lạm phát cơ bản, lương thực và lãi suất ngắn hạn, mô hình được sử dụng là mô hình VAR không hạn chế.

Antoni Espasa và Rebeca Albacete (2004) sử dụng mô hình chuỗi thời gian đơn biến và mô hình VECM trong phân tích dự báo lạm phát cơ bản ở một số các quốc gia ở EU. Trong phân tích, tác giả sử dụng mô hình VECM để phân tích các yếu tố tác động tới lạm phát cơ bản. Đối với kết quả dự báo, tác giả cho thấy dự báo lạm phát cơ bản bằng mô hình VECM dưới dạng quý sẽ cho kết quả tốt hơn mô hình chuỗi thời gian đơn biến. Bên cạnh đó, trong mô hình VECM thì việc phân tách lạm phát theo các quốc gia khác nhau và các ngành hoặc lĩnh vực khác nhau sẽ cho kết quả dự báo tốt hơn mô hình tổng thể.

Tao Sun (2004) sử dụng số liệu theo tháng của Thái Lan từ tháng 5/1995 tới tháng 10/2003 với mô hình chính là mô hình tổng quát không giới hạn (General unrestricted model - GUM) và các mô hình khác được tác giả thêm các biến số vào mô hình trên. Bản chất của mô hình GUM chính là mô hình Véc tơ tự hồi quy (VAR). Tác giả sử dụng các chỉ tiêu như RMSE và MAPE để so sánh độ chính xác giữa các mô hình. Kết quả cho thấy mô hình 4 là mô hình GUM được thêm biến số độ trễ và có phần hiệu chỉnh sai số sẽ cho kết quả dự báo tốt nhất.

F. Dermers và A.D. Champlain (2005) dự báo lạm phát cơ bản của Canada bằng mô hình đường cong Phillips với số liệu theo quý và tháng, từ tháng 1/2005 đến tháng 12/2003. Các tác giả xem xét lạm phát cơ bản dựa trên phân tích các yếu tố ảnh hưởng tới lạm phát cơ bản bao gồm các yếu tố phía cầu và tỷ giá. Kết quả cho thấy việc sử dụng phân tách nhỏ dữ liệu và sử dụng số liệu tháng sẽ cải thiện đáng kể các kết quả dự báo. Bên cạnh đó, thông qua mô hình Phillips, các tác giả cho thấy phản ứng của các cú sốc sản lượng hoặc chênh lệch tỷ giá là tương đối khác nhau, mặc dù tác động là thấp và giảm dần theo thời gian. Tuy việc sử dụng dự báo lạm phát theo các thành phần có cải thiện được kết quả dự báo, nhưng kết luận của các tác giả vẫn cho thấy những khó khăn và chưa xác định được mô hình chính xác để dự báo lạm phát cơ bản ở Canada.

Petra Gerlach-Kristen (2006) sử dụng số liệu của Thụy Điển để dự báo tăng trưởng cung tiền và lạm phát cơ bản. Tác giả sử dụng mô hình đường cong Phillips "2 cực" theo đề xuất của Gerlach (2004) để xem xét mối quan hệ giữa cung tiền ổn định, lạm phát cơ bản và khoảng chênh sản lượng để đưa ra dự báo lạm phát cơ bản. Các kết quả của các giả khẳng định cho tham luận của Neumann.

Aleksejs Melihovs và Anna Zasova (2007) ước lượng, dự báo lạm phát kỳ vọng và tìm ra các yếu tố có ảnh hưởng tới sự biến động của lạm phát này. Thông qua số liệu của Latvia, tác giả sử dụng mô hình đường cong Phillips truyền thống, mô hình đường cong Phillips Keynes và đường cong Phillips lai. Kết quả của tác giả cho thấy mô hình đường cong Phillips lai giải thích tốt hơn lạm phát cơ bản so với 02 mô hình còn lại là mô hình Phillips truyền thống và mô hình đường cong Phillips Keynes. Thêm vào đó, tác giả cho thấy việc điều chỉnh giá dầu quá nhanh ở Latvia dẫn đến những thay đổi của lạm phát kỳ vọng vượt xa nhanh hơn so với thực tế.

Michele Lenza (2007) nghiên cứu phản ứng của chính sách tiền tệ đối với lạm phát cơ bản. Kết quả của tác giả cho thấy Ngân hàng trung ương phải đối mặt với sự cứng nhắc của các hành vi trong nền kinh tế. Việc điều chỉnh các chính sách tiền tệ của Ngân hàng trung ương cũng giải thích được một phần nào đó lạm phát cơ bản.

James H. Stock và Mark W. Watson (2007) đưa ra kết quả dự báo lạm phát cơ bản của Mỹ dựa trên các mô hình chuỗi thời gian đơn biến bao gồm AR, AO, IMA (a time-varying first-order integrated moving average model), UC-SV (an unobserved components model with stochastic volatility model) và mô hình đường cong Phillips kết hợp độ trễ với số liệu theo quý từ quý I/1960 đến quý IV/2004. Về cơ bản mô hình đường cong Phillips kết hợp độ trễ được phát triển dựa trên nghiên cứu James H. Stock và Mark W. Watson (1999). Tuy nhiên, trong nghiên cứu này, các tác giả đã không chỉ dự báo lạm phát mà còn dự báo lạm phát cơ bản cho nền kinh tế Mỹ. James H. Stock và Mark W. Watson (2008) đã tiếp tục nghiên cứu và dự báo lạm phát cũng như lạm phát cơ bản. Về cơ bản, nghiên cứu này hoàn thiện hơn nghiên cứu năm 2007 trước đó của 02 tác giả này. Trong nghiên cứu này, các tác giả đã chia rõ ràng hơn các mô hình dự báo lạm phát cơ bản thành:

(1) Mô hình dựa trên thông tin quá khứ: về cơ bản đây chính là các mô hình ARIMA

(2) Mô hình dự báo đường cong Phillips được phát triển dựa trên mô hình của Gordon (1982, 1990)

(3) Dự báo dựa trên các kết quả dự báo khác: Bản chất cửa dự báo này chính là kết hợp các kết quả dự báo mà theo tác giả có thể dựa vào phương pháp chuyên gia hoặc mô hình trễ phân phối tự hồi quy

(4) Dự báo dựa trên dự đoán: Theo tác giả lớp dự báo này sẽ phụ thuộc lớn vào các mục tiêu đặt ra ban đầu của các chính sách và có thể dựa vào các chính sách thực hiện để đưa ra các kết quả dự báo.

Với 04 lớp mô hình trên tác giả đã sử dụng số liệu theo quý từ Quý I/1953 đến quý I/2008 để dự báo lạm phát và lạm phát cơ bản cho Mỹ.

Matteo Barigozzi và Marco Capasso (2008) sử dụng mô hình nhân tố động Garch (The dynamic factor GARCH - DF-GARCH) để dự báo lạm phát cơ bản của Mỹ với số liệu theo tháng từ tháng 12/1986 tới tháng 10/2006. Mô hình DF-GARCH là mô hình nhân tố động có thêm giả thiết điều kiện không thuần nhất giữa các nhân tố. Tác giả cho thấy, kết quả dự báo của mô hình DF-GARCH được cải thiện đáng kể so với các mô hình đơn biến thuần nhất, mô hình nhân tố động truyền thống.

Douglas Laxton, David Rose, và Alasdair Scott (2009) sử dụng số liệu quý thông qua mô hình Dự báo và phân tích hệ thống chính sách (Forecast and Policy analysis system) để dự báo lạm phát cơ bản. Đây là một mô hình kinh tế lượng cấu trúc dạng đơn giản dựa trên nền tảng kinh tế vĩ mô để phục vụ trong điều hành chính sách tiền tệ của IMF.

Dawid Zochowski và Piotr Bialowolski (2011) đã sử dụng mô hình Markov để dự báo lạm phát cho Balan với số liệu theo tháng từ tháng 3/1992 đến tháng 10/2005. Để dự báo lạm phát, các tác giả coi lạm phát cơ bản như là một chỉ số dẫn báo trong mô hình Markov. Theo quan điểm của tác giả, lạm phát cơ bản là tương đối ổn định và có mối quan hệ chặt chẽ với lạm phát. Để dự báo lạm phát cơ bản, các tác giả sử dụng mô hình 3 trạng thái (Three state model) kết hợp với quá trình tự hồi quy bậc 2, được gọi mà MSI(3)-AR(2). Về bản chất, mô hình dự báo này vẫn là mô hình dưới dạng chuỗi thời gian tự hồi quy và có thêm trạng thái ẩn trong mô hình, và độ trễ của mô hình thể hiện kỳ vọng về lạm phát cơ bản trong mô hình.

Tito Nícias Teixeira da Silva Filho (2012) nghiên cứu thực nghiệm về lạm phát cơ bản ở Mỹ, Canadian và Braxin. Tác giả chỉ ra rằng lạm phát cơ bản là chỉ tiêu quan trọng trong việc dự báo trực tiếp lạm phát. Bên cạnh đó, việc dự báo lạm phát bằng các mô hình kinh tế lượng khác nhau cũng không thể đưa ra kết quả dự báo tốt hơn so với trung bình của lạm phát cơ bản.

Doguwa, S. I. and Alade, S. O. (2013) đề xuất mô hình dự báo lạm phát cơ bản cho Nigeria là mô hình SARIMA và SARIMAX với số liệu từ tháng 7/2011 đến tháng 9/2013. Kết quả của các tác giả cho thấy mô hình dự báo tốt nhất cho lạm phát là mô hình SARIMAX. Tuy nhiên, mô hình SARIMA lại là mô hình dự báo tốt nhất cho lạm phát cơ bản và các tác giả đề xuất sử dụng mô hình SARIMA để dự báo lạm phát cơ bản.

Ikecukwu Kelikume và Adedoyin Salami (2014) sử dụng các mô hình chuỗi thời gian đơn biến như trung bình trượt tích hợp tự hồi quy (ARIMA) và mô hình VAR để dự báo lạm phát cơ bản. Kết quả cho thấy mô hình ARIMA và VAR đều cho kết quả dự báo tương đối chính xác. Tuy nhiên, mô hình VAR có sai số nhỏ hơn và xấp xỉ với chuỗi số liệu thực tế ở Nigeria hơn mô hình ARIMA.

Luisa Charry, Pranav Gupta và Cimal Thanoor (2014) sử dụng mô hình kinh tế vĩ mô cấu trúc dạng bán tham số (Semi-Structural Macroeconomic Model) cho Rwanda để làm rõ cơ chế chính sách tiền tệ của quốc gia này. Đây là hệ mô hình tương đối đơn giản và dựa trên nền tảng lý thuyết Keynes. Trong đó, các tác giả đã xây dựng mô hình cho khối giá cả và tách lạm phát thành lạm phát cơ bản, lạm phát lương thực thực phẩm và lạm phát năng lượng. Trong nghiên cứu này, tác giả đã phân tích được các yếu tố tác động tới lạm phát cơ bản và dự báo lạm phát cơ bản. Các kết quả trong mô hình này là tương đối phù hợp với nền kinh tế của Rwanda.

Hausain Abusaaq (2015) đã dự báo lạm phát cơ bản cho Saudi Arabia từ tháng 3/2015 tới tháng 6/2015 thông qua phương pháp dự báo các thành phần với số liệu từ tháng 1/2011 đến tháng 1/2015. Trong đó, các thành phần được tính toán chỉ số lạm phát cơ bản được dự báo bằng mô hình ARIMA. Như vậy, bản chất của phương pháp dự báo lạm phát cơ bản này vẫn dựa trên phương pháp trung bình trượt và tự hồi quy của các biến số. Tuy nhiên, kết quả dự báo của tác giả thu được là tương đối chính xác và đáng tin cậy khi độ sai lệch của kết quả dự báo trong mẫu là khá thấp.

Laurence Ball and Sandeep Mazumder (2015) nghiên cứu những yếu tố tác động tới lạm phát cơ bản ở Mỹ giai đoạn 2000-2008. Tác giả chỉ định mô hình đường cong Phillips giản đơn dựa trên giả thiết kỳ vọng lạm phát neo theo mục tiêu của Cục dự trữ liên bang và sự thay đổi của thị trường lao động mang tính chất ngắn hạn. Kết quả của tác giả cho thấy có sự ảnh hưởng mạnh mẽ của thất nghiệp tới lạm phát cơ bản. Bên cạnh đó, tác giả đề xuất mô hình đường cong Phillips mà lạm phát cơ bản phụ thuộc vào thất nghiệp ngắn hạn và kỳ vọng lạm phát được đo lường bằng dự báo chuyên gia.

James H. Stock and Mark W. Watson (2015) sử dụng số liệu phân tách về lạm phát để được lạm phát cơ bản nhằm mục đích xem xét lạm phát cơ bản. Dựa trên lý

thuyết của Negro, Otrok (2008) và Stock, Watson (2007) các tác giả đã đưa ra một số kết quả thực nghiệm quan trọng: (1) Ước lượng xu hướng của lạm phát dựa trên lạm phát cơ bản là tương đối tốt. (2) Phương pháp lọc với các yếu tố ngẫu nhiên không xác định sẽ có kết quả tốt hơn đối với lạm phát cơ bản và (3) Mô hình nhiều xu hướng và xu hướng không thuần nhất dự báo tốt lạm phát cơ bản so với các phương pháp khác.

Yasser Abdih, Ravi Balakrishnan và Baoping Shang (2016) nghiên cứu lạm phát cơ bản của Mỹ với mô hình từ dưới lên. Tác giả tìm ra các yếu tố trong nước có vai trò quan trọng ảnh hưởng tới lạm phát cơ bản. Khi so sánh kết quả dự báo, tác giả thấy đường tổng cung Phillips và cách tiếp cận từ dưới lên đều cho sai số bình phương nhỏ nhất là thấp. Tuy nhiên, những cú sốc và các kênh các động có ảnh hưởng làm thay đổi mạnh mẽ tới lạm phát cơ bản. Theo phương pháp phân tích nhạy, các tác giả thấy được lạm phát cơ bản bị ảnh hưởng bởi các thành phần khác trong giỏ hàng hóa tính lạm phát. Bên cạnh đó, tác giả tìm ra áp lực đối với lạm phát cơ bản từ việc đồng đô la mất giá và thất nghiệp dưới mức thấp nghiệp tự nhiên. Những lập luận của tác giả hỗ trợ cho lập trường của chính sách tiền tệ, và do đó, cần phải tiến hành các chính sách một cách thận trọng.

Như vậy, từ tổng quan các nghiên cứu thực nghiệm mà tác giả thu thập được cho thấy:

Thứ nhất, hầu hết các nghiên cứu thực nghiệm đều cho rằng lạm phát cơ bản có đầy đủ tính chất của lạm phát thông thường. Do vậy, trong nghiên cứu thực nghiệm có thể sử dụng các mô hình kính tế lượng đã được áp dụng cho lạm phát để phân tích và dự báo lạm phát cơ bản.

Thứ hai, các mô hình phân tích lạm phát cơ bản chủ yếu tập trung vào các mô hình đường cong Phillips và một số mô hình tiền tệ. Bênh cạnh đó, một số mô hình kinh tế lượng dạng cấu trúc đang dần được áp dụng để phân tích và dự báo lạm phát cơ bản.

Thứ ba, hầu hết các nghiên cứu thực nghiệm đều cho rằng, lạm phát cơ bản là tương đối ổn dịnh, do đó các mô hình dạng chuỗi thời gian sẽ đưa ra được các kết quả dự báo tốt hơn so với các mô hình khác.

## 1.2. Xây dựng lạm phát cơ bản cho Việt Nam

### *1.2.1. Kinh nghiệm quốc tế trong xây dựng lạm phát cơ bản*

Năm 1991, Bryan và Pike đề nghị tính toán lạm phát trung bình thông qua một số loại giá đơn lẻ. Cách tiếp cận này dựa trên việc quan sát chuỗi giá cả riêng lẻ (những hàng hóa trong giỏ CPI) có xu hướng cho thấy có một độ lệch đáng kể giữa chúng, một thực tế cũng được ghi nhận bởi Ball và Mankin (1992).

Ball và Mankin (1992) phân tích mô hình quyết định giá và phân phối thay đổi giá, cung cấp một vài lý thuyết hỗ trợ cho cách đo lường lạm phát cơ bản. Nghiên cứu dựa vào quan sát phân phối chéo của sự thay đổi giá bất thường, sử dụng mô hình thống kê với danh sách chi phí, nghiên cứu cho thấy những cú sốc cung riêng lẻ làm tăng một cách tạm thời lạm phát trung bình, phân phối thay đổi giá sẽ bị lệch, họ đề nghị lấy giá trị của phần nối thêm trong phân phối chéo đại diện cho những cú sốc tạm thời. Tiếp cận của Ball và Mankin tập trung vào những cú sốc cung và xem đây là nguồn gốc duy nhất của những cú sốc giá tương đối.

Sử dụng mô hình tương tự, Roger (1995), Bakhshi và Yates (1999) cung cấp một cách giải thích khác cho phân phối bất thường (non-normal) của sự thay đổi giá. Nghiên cứu chỉ ra rằng, nếu như không được điều chỉnh thì những cú sốc cầu cũng có thể làm thay đổi giá và nó có thể là nguyên nhân của những độ lệch tạm thời trong phân phối thay đổi giá. Hơn nữa một sự tăng trong độ lệch của phân phối thay đổi giá có thể được quan tâm như là một chỉ số dự báo lạm phát dai dẳng trong tương lai và không nên lờ đi. Họ không loại bỏ giải thích của Ball và Mankin (cho rằng những cú sốc cung là nguyên nhân gây lệch tạm thời trong phân phối thay đổi giá), mà họ đề nghị xem xét những nguyên nhân khác có thể ảnh hưởng đến sự thay đổi lạm phát dai dẳng, có nghĩa là nên xem xét cẩn thận khi tính lạm phát cơ bản theo phương pháp loại trừ.

Nghiên cứu của Quah và Vahey (1995) được xem là tài liệu tham khảo tiêu chuẩn về lạm phát cơ bản. Tác giả sử dụng SVAR hai biến gồm lạm phát cơ bản và đầu ra thực. Định nghĩa của họ về lạm phát cơ bản đó là "thành phần của lạm phát được đo lường mà không tác động đến đầu ra thực trong trung và dài hạn - phù hợp với một đường cong Phillips dạng thẳng đứng...". Cách đo lường này có một giả định đó là những thay đổi được quan sát chịu sự tác động của hai rối loạn. Thứ nhất (rối loạn lạm phát cơ bản) thì không có tác động trong trung và dài hạn, trong khi loại thứ hai có thể tác động. Họ kết luận, loại thứ nhất có thể được điều chỉnh một cách nhanh chóng bởi nền kinh tế thực nhưng ảnh hưởng dai dẳng đến tỷ lệ được đo lường. Tuy nhiên họ cũng chỉ ra nhược điểm trong cách tính, đó là khi những dữ liệu mới được sử dụng để tính toán, cách đo lường thường được sửa đổi, gây khó khăn cho ngân hàng Trung ương khi giao tiếp với công chúng.

Năm 2006, trong nghiên cứu "*An alternative measure of core inflation*", Micheal Perdensen cho rằng, cách tính TMVC (loại bỏ những hàng hóa biến động nhất) là sự kết hợp của hai cách tính đã tồn tại trước đó. Ông cho rằng kết hợp hai cách tính trung bình có loại trừ và chỉ số Edgeworth cho ra một cách tính mới đó là TMVC. Ông cho rằng, TMVC loại bỏ những nhóm hàng biến động mạnh nhất ra khỏi chỉ số

CPI, điều này phù hợp với ý tưởng chính của cách tính trung bình có loại trừ. Bên cạnh đó, trong chỉ số Edgeworth, những hàng hóa nào có biến động mạnh nhất sẽ có tỷ trọng thấp nhất, nguyên tắc này đã được giữ lại trong cách tính TMVC, vì những hàng hóa biến động mạnh nhất đã được loại trừ ra khi tính toán.

Jamie Armour (2006) trong nghiên cứu "*An evaluation of core inflation*" đưa ra ý kiến của mình khi sử dụng số liệu của Canada để tính toán. Nghiên cứu chỉ ra rằng, hầu hết các cách tính truyền thống của lạm phát cơ bản đều làm cho chỉ số trở nên ổn định và ít biến động hơn. Tác giả đã phân tích các cú sốc mà Canada gặp phải kể từ năm 1998, theo đó, giá dầu được xem là bất ổn định nhất trong thời kỳ đó, cùng với giá điện và giá bảo hiểm. Từ sự phân tích này, ông đưa ra phương pháp gọi là "cách đo lường Cutler". Trong cách tính này, tỷ trọng của các loại hàng hóa tỉ lệ với sự thay đổi giá của nó. Hàng hóa nào giảm giá sẽ có tỷ trọng bằng 0%.

Trong nghiên cứu của Clark (2001) "*Comparing measure of core inflation*" sử dụng số liệu lạm phát của Mỹ và tính toán 5 chỉ số lạm phát cơ bản khác nhau, bao gồm: CPI loại trừ thực phẩm và năng lượng, CPI loại trừ năng lượng, CPI loại trừ tám mặt hàng hóa biến động mạnh nhất, cách tính trung bình có loại trừ và trung vị theo tỷ trọng. Ông kiểm định các chỉ số này dựa vào hai tiêu chuẩn đó là: khả năng theo dõi xu hướng và khả năng dự báo lạm phát trong tương lai. Sau kiểm định, ông chỉ ra rằng, hai cách tính trung bình có loại trừ và CPI loại trừ năng lượng là hai cách tính lạm phát cơ bản phù hợp nhất.

Đối với một số quốc gia, việc tính toán lạm phát cơ bản được thực hiện thông qua loại bỏ một số mặt hàng, cụ thể:

Mỹ và Canada là hai nước lựa chọn lạm phát cơ bản dựa trên việc loại bỏ hoàn toàn nhóm hàng lương thực - thực phẩm và năng lượng. Trong đó, ở Mỹ, tỷ trọng lương thực - thực phẩm chiếm 13,742% và năng lượng chiếm 9,079% CPI, do đó, lạm phát cơ bản ở Mỹ chiếm tỷ trọng 77,18% CPI. Còn ở Canada, tỷ trọng này là 73,93% CPI, nhưng, bên cạnh đó, Canada cũng sử dụng thêm 1 chỉ tiêu lạm phát cơ bản khác là CPIX. CPIX được tính toán từ CPI sau khi loại bỏ giá của 8 trong số các loại hàng hóa dễ biến động nhất gồm trái cây, xăng, rau củ, dầu nhiên liệu, khí tự nhiên, chi phí lãi suất thế chấp, vận tải trong thành phố, thuốc lá và tác động của thuế gián thu, và nó chiếm tỷ trọng 82,2%CPI.

Đối với Nhật Bản thì lựa chọn chỉ loại bỏ giá của các loại thực phẩm tươi sống như cá tươi, thịt tươi chiếm tỷ trọng 0,412% CPI. Ở Peru, ngoài lựa chọn loại bỏ 1 số mặt hàng trong nhóm lương thực - thực phẩm như rau, hoa quả, lương thực

thì còn loại bỏ thêm giá của nhóm hàng hóa vận tải, với tỷ trọng 21,2% CPI. Thái Lan là một trong những nước hiếm hoi sử dụng lạm phát cơ bản khi thực hiện khuôn khổ lạm phát mục tiêu. NHTW Thái Lan đã tính lạm phát cơ bản dựa trên việc loại trừ khỏi CPI thực phẩm tươi sống và năng lượng, bao gồm gạo, bột mì, sản phẩm ngũ cốc, rau quả, trái cây, tiền điện, ga nấu ăn và xăng (chiếm 24,7%). Khi NHTW Thái Lan đi theo khuôn khổ lạm phát mục tiêu vào mùa xuân năm 2000, thì lạm phát cơ bản được xem là mục tiêu trung gian dựa vào kinh nghiệm trước đó. Vì lạm phát cơ bản có những đặc tính được mong đợi hơn khi so sánh với lạm phát thông thường, đó là biến động thấp hơn và khả năng dự báo cao hơn. Do đó lạm phát cơ bản được xem là mục tiêu trung gian còn CPI được xem là mục tiêu cuối cùng của NHTW Thái lan.

Đối với Philippines, lạm phát cơ bản được đưa ra một định nghĩa chính thức và được chấp nhận một cách rộng rãi. Ban điều hành thống kê quốc gia (NSBC) của Philippines thông qua nghị quyết số 6/NSBC năm 2003, đã chọn một định nghĩa chính thức và phương pháp tính toán lạm phát cơ bản ở Philippines dựa vào phương pháp loại trừ. Theo đó, cơ quan thống kê quốc gia (NSO) đưa ra lạm phát cơ bản chính thức tại Philippines được định nghĩa là "tỉ lệ thay đổi CPI thông thường sau khi loại trừ nhóm hàng thực phẩm và năng lượng". Định nghĩa chính thức này là kết quả của cuộc thảo luận kĩ thuật nội bộ giữa cơ quan thống kê quốc gia (NSO), Ban điều hành thống kê quốc gia (NSBC), Cơ quan phát triển kinh tế quốc gia (NEDA), Trung tâm nghiên cứu và đào tạo thống kê (SRTC), Ủy ban năng suất và tiền lương quốc gia (NWPC), Bộ thương mại và công nghiệp (DTI), và ngân hàng trung ương Philippin.

Theo họ, phương pháp loại trừ nên được chọn để tính toán lạm phát cơ bản vì nó dễ hiểu hơn khi so sánh với các phương pháp khác, nó minh bạch hơn và dễ dàng tính toán bởi bất cứ ai từ chỉ số CPI, có thể được đưa ra cùng lúc với CPI và nó phù hợp với thực tiễn quốc tế của việc loại trừ thực phẩm và năng lượng ra khỏi CPI.

Những hàng hóa được loại trừ khi tính chỉ số lạm phát cơ bản bao gồm: gạo, bắp, trái cây và rau quả, dầu khí, dầu hỏa, dầu, xăng, diesel. Tổng những hàng hóa được loại trừ trên chiếm tỷ trọng 18,4% trong chỉ số CPI.

Ở Mỹ, hàng tháng chỉ số lạm phát cơ bản được công bố minh bạch, rõ ràng, kịp thời và đầy đủ. Hầu hết các chỉ số liên quan đến việc đo lường lạm phát đều được công bố, và các nhà điều hành của Cục dự trữ liên bang Mỹ (FED) sử dụng chúng một cách triệt để cho việc điều hành của mình. Việc so sánh giá cả một thời kỳ với một vài thời kỳ trước đó, như tháng trước, năm trước, hoặc một thời kỳ cho trước, cho thấy một sự đo lường đơn giản về lạm phát (nếu giá tăng) hay giảm phát (nếu giá giảm). Vì lí do đó,

nhiều cách đo lường lạm phát cơ bản đã được phát triển từ chỉ số giá cơ bản, như CPI loại trừ thực phẩm và năng lượng, CPI trung vị, hay Core PCE (chỉ số chi phí tiêu dùng cá nhân). Ở Mỹ, những cách đo lường chỉ số lạm phát cơ bản bao gồm:

Thứ nhất, CPI loại trừ thực phẩm và năng lượng là do trong quá khứ, thực phẩm và năng lượng có độ bất ổn cao. Cụ thể là, sự thay đổi lớn trong giá thực phẩm và năng lượng thường không kéo dài và thường xuyên đại diện cho sự thay đổi giá tương đối. Trong nhiều trường hợp, sự thay đổi giá thực phẩm và năng lượng phát sinh do sự gián đoạn nguồn cung vì hạn hán hay lãnh đạo của OPEC cắt giảm sản lượng.

Thứ hai, cách đo lường Trimmend mean (phương pháp trung bình có loại trừ). Cách này loại trừ từ lạm phát CPI tổng thể tất cả những thay đổi giá tương đối qua mỗi tháng, với việc thiết lập những hàng hóa được loại trừ thay đổi hàng tháng. Đặc biệt, Trimmend mean loại trừ sự thay đổi giá lớn nhất và nhỏ nhất, vì họ cho rằng cả hai loại này đều có biến động lớn nếu so với trung bình mỗi tháng.

Thứ ba, CPI loại trừ năng lượng là một chỉ số có khả năng thay thế chỉ số CPI loại trừ thực phẩm và năng lượng. Giá cả thực phẩm được chia làm hai nhóm, bao gồm giá thực phẩm ăn uống ngoài gia đình và tại gia đình. Theo đó, nhóm hàng ăn uống ngoài gia đình khá ổn định, do đó, trong CPI, nó không giống như một chủ thể có sự thay đổi giá lớn và có khả năng dự báo tốt trong tương lai. Bên cạnh, hàng hóa thực phẩm tại nhà trở nên ít quan trọng trong khi tính chỉ số CPI. Tỉ trọng của hàng hóa thực phẩm tại nhà giảm một cách rõ nét, từ 17,8% xuống còn 9.6% năm 2000. Kết quả là sự thay đổi trong giá thực phẩm tại nhà giai đoạn hiện nay tác động đến tổng thể CPI ít hơn so với nó của hơn 30 năm về trước. Hơn thế nữa, biến động giá của thực phẩm tại nhà có xu hướng giảm qua thời gian.

Thứ tư, CPI loại trừ 8 hàng hóa. Ngay cả khi giá cả tổng thể của thực phẩm và năng lượng có biến động cao, thì một vài mặt hàng thực phẩm và năng lượng cũng có thể có biến động ít nhiều so với hàng hóa khác, trong khi đó, một vài mặt hàng phi lương thực và phi năng lượng lại có biến động rất cao. Với nhóm hàng năng lượng, dầu và nhiên liệu động cơ có độ biến động vượt xa khí tự nhiên và điện. Giá trái cây và rau quả có sự khác nhau rất lớn qua thời gian so với mặt hàng sữa, ngũ cốc và bánh mì. Cùng thời gian đó, quần áo cho trẻ em, phương tiện giao thông công cộng và xe hơi đã qua sử dụng là những hàng hóa biến động mạnh nhất trong CPI.

Tất cả các chỉ số này được cập nhật liên tục hằng tháng. Và chúng ta có thể lấy được số liệu, cách tính và biểu đồ thống kê của tất cả chỉ số này trên trang web của Cục dự trữ liên bang Mỹ-FED.

Đối với một số nước trên thế giới, rổ hàng CPI còn bao gồm nhiều mặt hàng nhận sự quản lý giá của Nhà nước, các mặt hàng sẽ biến động trong ngắn hạn khi có sự điều chỉnh chính sách. Ở các nước này, giá cả và xu hướng lạm phát là tương đối ổn định trong dài hạn. Cụ thể:

Chính phủ Anh sử dụng 3 chỉ số để công bố lạm phát gồm CPI, giá bán lẻ (RPI) và lạm phát cơ bản (RPIX). Trong đó, RPI được cập nhập hàng năm thông qua các cuộc điều tra chi tiêu hộ gia đình và nó đại diện cho mô hình chi tiêu của người tiêu dùng. Lạm phát cơ bản (RPIX), là sự thay đổi hàng năm trong chỉ số bán lẻ không bao gồm chi phí lãi suất thế chấp và nó chiếm tỷ trọng khoảng 95% CPI, tùy thuộc vào sự thay đổi của tỷ lệ lãi suất thế chấp hàng năm.

Úc loại bỏ các mặt hàng chịu sự quản lý của Chính phủ như các loại thịt, hải sản, hoa quả tươi, rau củ, lãi suất thế chấp, thuế, phí địa phương và tiền thuê nhà do chính phủ quản lý, chi phí giao thông (chi phí cầu đường, nhiên liệu) và loại bỏ thêm giá các mặt hàng dễ biến động, chịu ảnh hưởng của mùa vụ, chiếm tỷ trọng 48,8% CPI.

Indonexia loại bỏ khỏi CPI giá các mặt hàng chịu sự quản lý của Chính phủ như điện, nước, nhiên liệu, cước phí vận tải, thực phẩm, chiếm tỷ trọng 31,7% CPI.

Tóm lại, lạm phát cơ bản tính trên giỏ hàng hóa tính CPI sau khi loại bỏ một số nhóm hàng hóa và dịch vụ của một số nước được tóm tắt bằng bảng sau:

**Bảng 1.1: Lạm phát cơ bản tại các quốc gia**

| **Nước** | **Các hàng hóa và dịch vụ bị loại bỏ** |
|---|---|
| Mỹ | Lương thực, thực phẩm, năng lượng |
| Anh | Chi phí lãi suất thế chấp (các khoản vay tín dụng mua nhà) |
| Úc | Các loại hàng hóa dịch vụ chịu sự quản lý của nhà nước như thịt, hải sản, hoa quả tươi, rau củ, lãi suất thế chấp, thuế, phí địa phương và tiền thuê nhà do chính phủ quản lý, chi phí cầu đường, nhiên liệu |
| Canada | 11 loại hàng hóa bao gồm: lương thực, thực phẩm, năng lượng, và 8 mặt hàng dễ biến động nhất: trái cây, rau củ, xăng dầu, chất đốt, ga, lãi suất thế chấp, vận tải trong thành phố, thuốc lá các loại. |
| Nhật | Thực phẩm không chế biến: thịt tươi, cá tươi |
| Thái lan | Thực phẩm tươi sống và năng lượng |
| Philippines | 6 mặt hàng ổn định nhất: gạo, ngô, hoa quả, rau, dầu lửa, xăng dầu và diezel |
| Indonexia | Các mặt hàng chịu sự quản lý của chính phủ: điện, nước, nhiên liệu, cước phí vận tải, thực phẩm |

| Nước | Các hàng hóa và dịch vụ bị loại bỏ |
|---|---|
| New Zealand | Lãi suất thế chấp, tiền thuê nhà do chính phủ quản lý và các chi phí nhà ở khác |
| Czech | Các hàng hóa và dịch vụ trong diện quản lý giá của nhà nước: tiền thuê nhà, tiền điện, sưởi ấm, nước, thuốc, các khoản lệ phí hành chính, dịch vụ bưu điện, một số dịch vụ viễn thông |
| Nauy | Năng lượng |
| Ba Lan | Các hàng hóa dịch vụ trong diện quản lý giá của nhà nước, lương thực thực phẩm và chất đốt |
| Thụy Điển | Lãi suất thế chấp, hàng hóa nhập khẩu |
| Hunggary | Các loại thực phẩm có tính thời vụ: rau, trứng, hoa quả; các loại chất đốt, xăng dầu |
| Cộng hòa Nam phi | Thực phẩm không chế biến, các chi phí nhà ở, lãi suất thế chấp |
| Slovackia | Lương thực, thực phẩm và các hàng hóa mà giá cả do nhà nước khống chế |
| Pêru | Thực phẩm, trái cây, rau củ, giao thông đô thị |
| Cô-lôm-bi-a | Nông sản, dịch vụ công cộng và vận tải |
| Tây ban nha | Năng lượng và thực phẩm chưa qua chế biến |
| Hà lan | Trái cây, rau củ và năng lượng |
| Bồ đào nha | Năng lượng và thực phẩm chưa qua chế biến |

Như vậy, nhìn chung lạm phát cơ bản tính trên cơ sở chỉ số CPI sau khi loại bỏ một số nhóm hàng hóa và dịch vụ. Đây là phương pháp tính phổ biến đang sử dụng hiện nay vì sự đơn giản của nó. Bên cạnh đó, dù áp dụng cùng một cách đo lường, thì các quốc gia đều tính toán dựa trên những điều kiện cụ thể của mình và việc chọn lựa mặt hàng nào ra khỏi CPI dựa vào thực tiễn của từng quốc gia.

### *1.2.2. Kinh nghiệm xây dựng lạm phát cơ bản ở Việt Nam*

Trên thế giới ngân hàng trung ương của nhiều nước đã sử dụng chỉ tiêu lạm phát cơ bản trong điều hành chính sách tiền tệ. Còn ở Việt Nam, từ năm 2001 Tổng cục Thống kê và Nhân hàng Nhà nước đã nhận được sự hỗ trợ kỹ thuật của Chính phủ Thụy Sỹ về những kiến thức cơ bản và phương pháp tính Lạm phát cơ bản. Sau thời gian chuẩn bị số liệu, tại cuộc họp Hội đồng tư vấn chính sách tiền tệ Quốc gia năm 2004, Tổng cục Thống kê đã được giao chủ trì, phối hợp với NHNN và các Bộ ngành có liên quan nghiên cứu xác định tỷ lệ lạm phát cơ bản. Như vậy lạm phát cơ bản được chú ý đặc biệt bắt đầu từ năm 2004 khi CPI phản ánh mức lạm phát khá cao (9,5%

năm 2004 và 8,4% năm 2005). Có nhiều nghiên cứu đề xuất nên tính toán chỉ số lạm phát cơ bản cho Việt Nam, tổng hợp các cách tính lạm phát cơ bản trên thế giới và đề xuất nhiều phương pháp tính chỉ số lạm phát cơ bản khác nhau. Điển hình như nghiên cứu của Nguyễn Thị Thu (2004), Nguyễn Trọng Hậu (2005), Nguyễn Văn Hiệu (2006). Các nghiên cứu này chỉ dừng ở mức tổng hợp các phương pháp tính lạm phát cơ bản trên thế giới và đề xuất các cách tính lạm phát cơ bản ở Việt Nam cho phù hợp chứ chưa đưa ra phương pháp tính toán cụ thể.

Nghiên cứu của Vũ Thị Huyền Trang (2011) sau khi tổng hợp một số phương pháp tính lạm phát cơ bản của một số nước, đã đề xuất phương pháp tính lạm pháp cơ bản cho Việt Nam là phương pháp trực tiếp: loại bỏ khỏi CPI giá các mặt hàng trong nhóm lương thực thực phẩm (32,57%), giao thông (8,87%), nhà ở-vật liệu xây dựng (10,1%) chiếm 51,41% và phương pháp sắp xếp: các mặt hàng cần loại bỏ khỏi CPI là những mặt hàng có độ dao động hay tính bất ổn lớn nhất, cụ thể là lương thực, giao thông và giáo dục.

Tại hội thảo trong nội bộ về tính toán và sử dụng lạm phát cơ bản năm 2008, tổ công tác liên ngành NHNN-TCTK đã tính toán lạm phát cơ bản theo phương pháp loại trừ và Vụ CSTT đã tính sáu chỉ số lạm phát cơ bản khác nhau bao gồm: CPI loại trừ lương thực, thực phẩm tươi sống (8 nhóm hàng hóa); CPI loại trừ năng lượng (3 nhóm hàng hóa); CPI loại trừ lương thực, thực phẩm tươi sống và 4 nhóm do nhà nước ấn định giá (12 nhóm hàng hóa); CPI loại trừ lương thực, thực phẩm tươi sống và năng lượng (11 nhóm hàng hóa); CPI loại trừ lương thực thực phẩm tươi sống, năng lượng và giá do Nhà nước ấn định (15 nhóm); CPI loại trừ 15 nhóm hàng hóa có biến động lớn. Vụ CSTT đánh giá các chỉ số này theo các tiêu chí: (1) Đảm bảo tính không thiên lệch; (2) lạm phát cơ bản có khả năng dự báo đối với lạm phát chung; (3) lạm phát chung không có khả năng dự báo đối với lạm phát cơ bản và đề xuất chỉ số CPI loại trừ lương thực, thực phẩm tươi sống (8 nhóm hàng hóa) là chỉ số LPCB chính thức của Việt Nam. Tuy nhiên tại thời điểm này, TCTK vẫn chưa công bố chính thức chỉ số LPCB. Đến đầu năm 2015, TCTK bắt đầu công bố chính thức chỉ số LPCB nhưng không công bố rõ ràng cách tính toán chỉ số LPCB.

### *1.2.3. Xây dựng lạm phát cơ bản cho Việt Nam*

#### *1.2.3.1. Phương pháp xây dựng lạm phát cơ bản tại Việt Nam*

Như đã tổng hợp kinh nghiệm của các nước trên thế giới cho thấy có nhiều phương pháp để tính toán lạm phát cơ bản. Tuy nhiên, đối với nền kinh tế Việt Nam phương pháp loại trừ có nhiều ưu điểm khi áp dụng, vì:

Thứ nhất, phương pháp loại trừ là phương pháp phổ biến nhất và được áp dụng ở nhiều nước trên thế giới.

Thứ hai, phương pháp loại trừ là phương pháp đơn giản và dễ hiểu, bởi vì, phương pháp này chỉ đơn thuần loại bỏ các hàng hóa ở giỏ hàng hóa tính CPI khi tính lạm phát cơ bản.

*1.2.3.2. Cơ sở dữ liệu được sử dụng để xây dựng lạm phát cơ bản*

Nguồn số liệu được sử dụng để tính toán lạm phát cơ bản được thu thập từ Tổng cục thống kê (GSO) hàng tháng từ năm 2000 đến năm 2015. Theo qui định của GSO, số lượng và quyền số của các mặt hàng trong rổ hàng hóa để tính CPI (rổ hàng hóa CPI) được cập nhật và mở rộng 5 năm một lần, đồng thời thời điểm được chọn làm năm gốc cũng thay đổi theo.

Đến nay, số liệu của CPI Việt Nam chia làm 4 chuỗi với năm gốc và danh mục mặt hàng khác nhau: từ tháng 1/2000 đến tháng 6/2001, năm gốc 1995 (300 mặt hàng); từ tháng 7/2001 đến tháng 4/2006, năm gốc 2000 (369 mặt hàng); từ tháng 5/2006 đến tháng 10/2011, năm gốc 2005 (496 mặt hàng); từ tháng 11/2011 đến nay, năm gốc 2009 (572 mặt hàng).

Luận án sử dụng CPI cấp 3 và chọn rổ hàng hóa có năm gốc 2009 là rổ hàng hóa chuẩn để tính lạm phát cơ bản.

**Bảng 1.2: Cơ cấu các mặt hàng trong giỏ CPI**

| **Nội dung** | **Chuỗi CPI gốc 1995** | **Chuỗi CPI gốc 2000** | **Chuỗi CPI gốc 2005** | **Chuỗi CPI gốc 2009** |
|---|---|---|---|---|
| Số mặt hàng | 300 | 390 | 494 | 572 |
| Số nhóm hàng cấp I | 10 | 10 | 10 | 11* |
| Số nhóm hàng cấp II | 34 | 34 | 32 | 32 |
| Số nhóm hàng cấp III | 86 | 86 | 86 | 86 |
| Số nhóm hàng cấp IV | - | 129 | 240 | 256 |
| Nhóm lương thực thực phẩm | Có hai nhóm hàng cấp II | Có hai nhóm hàng cấp II | Có hai nhóm hàng cấp II | Có 3 nhóm hàng cấp II** |

* Nhóm hàng giao thông, bưu chính viễn thông (tỉ trọng 9.04%) được tách ra làm hai nhóm riêng: giao thông (tỉ trọng 8.87%) và bưu chính viễn thông (tỉ trọng 2,37%).

** bao gồm: Lương thực, thực phẩm và ăn uống ngoài gia đình.

**Bảng 1.3: So sánh tỉ trọng từng mặt hàng ba thời kỳ tính chỉ số CPI**

| Mặt hàng | Chuỗi CPI gốc 2000 | Chuỗi CPI gốc 2005 | Chuỗi CPI gốc 2009 |
|---|---|---|---|
| Hàng ăn và dịch vụ ăn uống | 47.9 | 42.9 | 39.93 |
| *Lương thực* | 13.08 | 9.86 | 8.18 |
| *Thực phẩm* | 29.58 | 25.2 | 24.35 |
| *Ăn uống ngoài gia đình* | | | 7.4 |
| Đồ uống và thuốc lá | 4.5 | 4.56 | 4.03 |
| May mặc, giày dép, mũ nón | 7.63 | 7.2 | 7.28 |
| Nhà ở và vật liệu xây dựng | 8.23 | 10.0 | 10.01 |
| Thiết bị và đồ dùng gia đình | 9.2 | 8.6 | 8.56 |
| Dược phẩm, y tế | 2.41 | 5.4 | 5.6 |
| Giao thông | 9.2 | 7.37 | 8.87 |
| Bưu chính viễn thông | 0.87 | 1.67 | 2.73 |
| Giáo dục | 2.89 | 5.4 | 5.72 |
| Văn hóa, thể thao, giải trí | 3.81 | 3.6 | 3.83 |
| Hàng hóa và dịch vụ khác | 3.36 | 3.3 | 3.34 |
| **Tổng** | **100** | **100** | **100** |

*1.2.3.3. Xây dựng lạm phát cơ bản ở Việt Nam*

Như đã trình bày ở trên, Luận án sử dụng phương pháp loại trừ để tính toán lạm phát cơ bản cho Việt Nam. Theo đó, lạm phát cơ bản được tính bằng cách loại bỏ các nhóm hàng hóa có biến động mạnh và chịu sự điều hành giá của Chính phủ. Để xác định được hàng hóa nào nên được loại trừ ra khỏi giỏ hàng hóa tính CPI, Luận án dựa vào các tiêu chuẩn sau đây mà đã được áp dụng ở nhiều nước trên thế giới:

Thứ nhất, chỉ số lạm phát cơ bản nên ổn định và ít tính biến động vì lạm phát cơ bản đại diện cho các thành phần cơ bản của lạm phát và ít biến động.

Thứ hai, qua thời gian dài, tỷ lệ lạm phát có xu hướng tương xứng với lạm phát thông thường, không có tính khác biệt mang tính hệ thống. Ngoài ra lạm phát cơ bản còn có thể theo dõi được xu hướng lạm phát.

Thứ ba, lạm phát cơ bản đại diện cho xu hướng cơ bản cho lạm phát nên nó có khả năng dự báo lạm phát tổng thể tốt hơn. Điều này được mong đợi rằng lạm phát cơ bản chứa được nhiều thông tin về xu hướng thời gian dài hơn so với lạm phát thông thường.

*a) Những hàng hóa nào nên được loại ra khỏi giỏ CPI.*

Tiêu chuẩn đầu tiên của một chỉ số lạm phát cơ bản tốt là sự ổn định. Do đó, để giúp chúng ta kiểm định lạm phát cơ bản theo phương pháp loại trừ, thì biến động của các nhóm hàng trong CPI sẽ được kiểm định đầu tiên. Độ lệch tiêu chuẩn đại diện cho sự phân tán xung quanh giá trị trung bình là cách sử dụng thông thường nhất.

Sự biến động mạnh có tính chất nhất thời của các nhóm hàng mà thường nên được loại bỏ ra khỏi CPI khi tính CPI cơ bản được xác định dựa vào căn cứ sau:

Thứ nhất, loại bỏ ra khỏi CPI các mặt hàng như giá dầu và các mặt hàng bị ảnh hưởng bởi thiên tai.

Thứ hai, vấn đề quản lý và trợ cấp giá cho những mặt hàng phục vụ các chính sách phát triển của Chính phủ như phân phối thu nhập, trợ giá, bù giá (hỗ trợ giá nông sản để nâng cao thu nhập cho nông dân) hoặc chính phủ quản lý giá nhằm thực hiện mục tiêu lạm phát. Do những tác động này chỉ mang tính ngắn hạn nên chính sách tiền tệ cần loại bỏ các yếu tố này để đảm bảo thực hiện chính xác công tác điều hành kinh tế vĩ mô.

**Bảng 1.4: Biến động của chỉ số giá cấp 1 trong giỏ CPI**

| Nhóm mặt hàng | Trung bình (%) | Độ lệch chuẩn (%) |
|---|---|---|
| Tất cả các mặt hàng | 88.77 | 34.94 |
| Lương thực | 79.18 | **37.75** |
| Thực phẩm | 87.42 | **42.16** |
| Đồ uống và thuốc lá | 89.59 | 25.27 |
| May mặc, mũ nón và giày dép | 92.48 | 28.02 |
| Nhà ở, điện, nước, chất đốt và vật liệu xây dựng | 87.96 | **35.72** |
| Thiết bị và đồ dùng gia đình | 91.22 | 22.68 |
| Thuốc và thiết bị y tế | 102.43 | **43.76** |
| Giao thông | 92.65 | 25.03 |
| Bưu chính viễn thông | 118.76 | 21.91 |
| Giáo dục | 105.47 | **40.14** |
| Văn hóa, giải trí, du lịch | 95.43 | 15.73 |
| Hàng hóa và dịch vụ khác | 88.09 | 31.25 |

Bảng trên cho thấy, nhóm mặt hàng có tác động lớn nhất đến CPI là lương thực thực phẩm vì quyền số của nhóm hàng này luôn lớn nhất qua các giai đoạn khác nhau. Trong nhóm mặt hàng lương thực, thực phẩm thì mặt hàng thực phẩm có độ biến động lớn nhất vì nhóm hàng này chịu ảnh hưởng lớn từ cú sốc cung và thời tiết.

Biến động mạnh nhất là mặt hàng thuốc và thiết bị y tế, tiếp đến là mặt hàng giáo dục vì các nhóm mặt hàng này có tính chất mùa vụ và chịu ảnh hưởng một phần từ chính sách của nhà nước.

Nhóm hàng nhà ở, điện nước, chất đốt và vật liệu xây dựng biến động tương đối lớn so với biến động chung. Nhóm hàng này cũng chịu ảnh hưởng bởi nguồn cung và chịu sự quản lý giá của Chính phủ. Do vậy, việc loại bỏ khỏi CPI chỉ số giá các nhóm hàng trên là hợp lý.

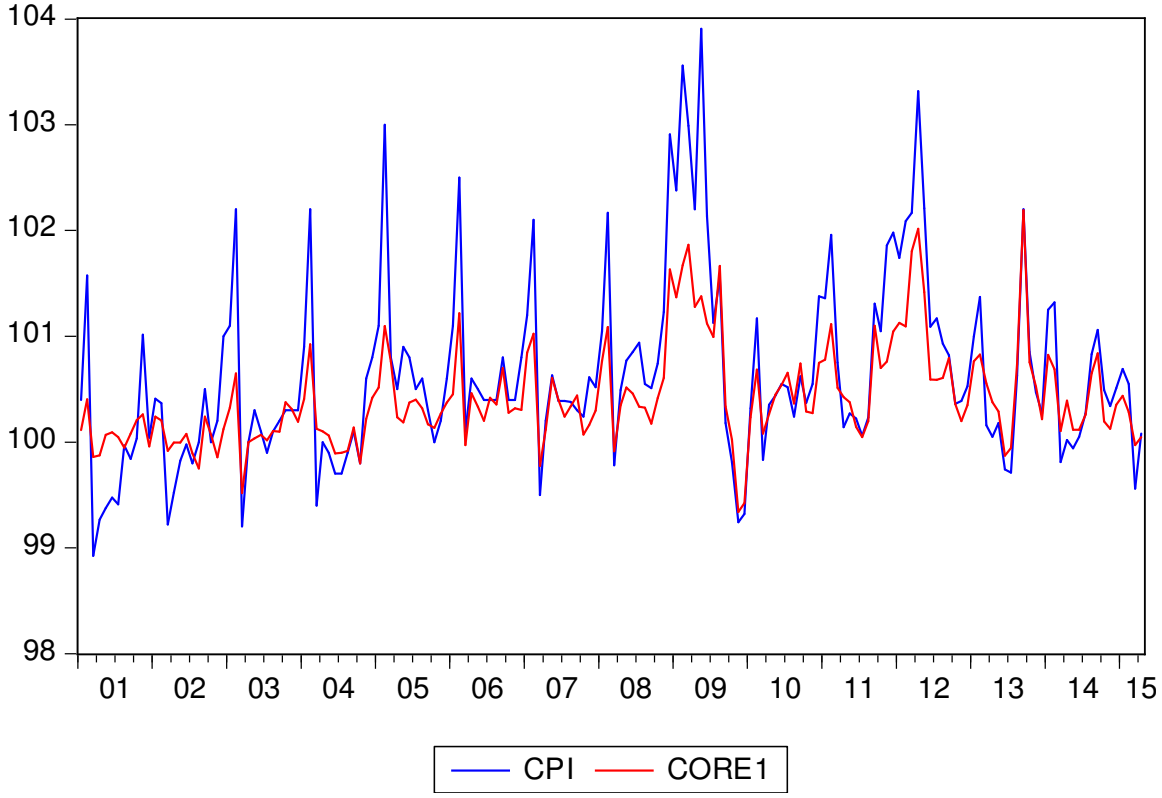
Theo kinh nghiệm của các nước, lạm phát cơ bản được tính toán bằng cách loại trừ các nhóm mặt hàng bao gồm: nhóm lương thực, nhóm thực phẩm, nhóm năng lượng và nhóm do nhà nước quản lý giá. Như vậy, Luận án thực hiện tính toán 05 lạm phát cơ bản dựa trên các tiêu chí loại bỏ cụ thể như bảng bên dưới:

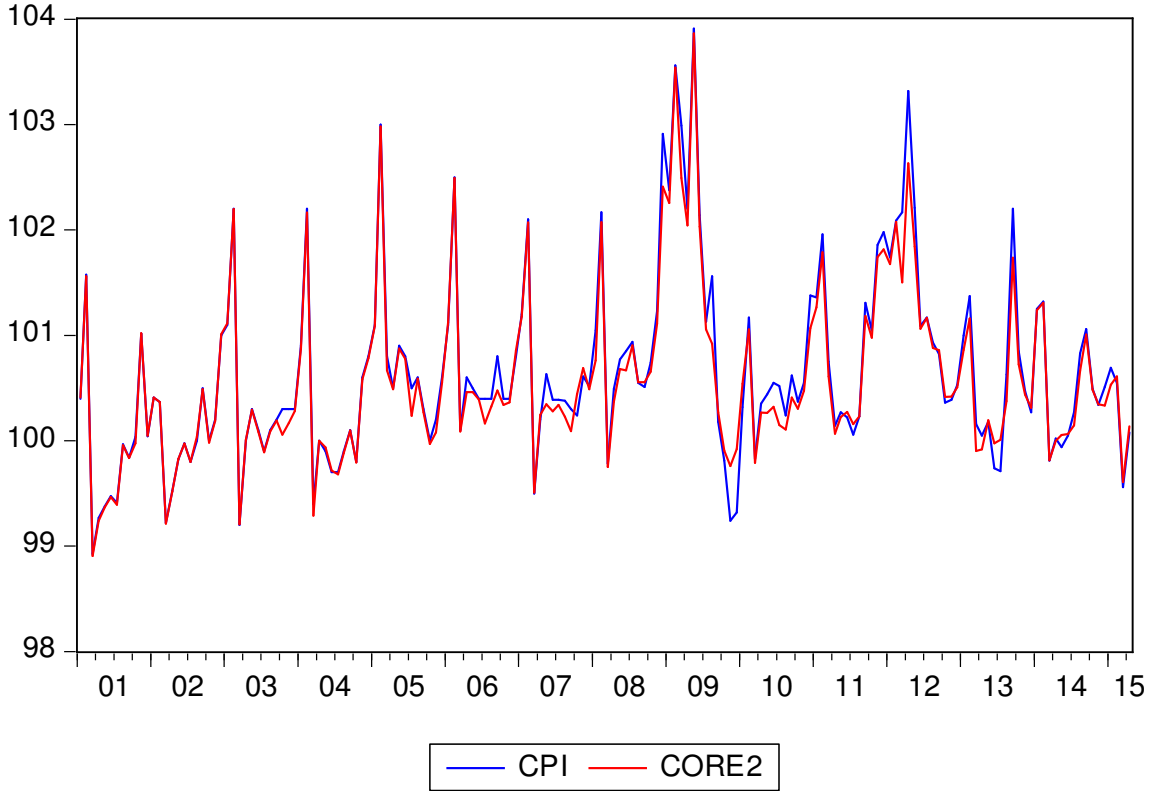
**Bảng 1.5: Các thước đo lạm phát cơ bản**

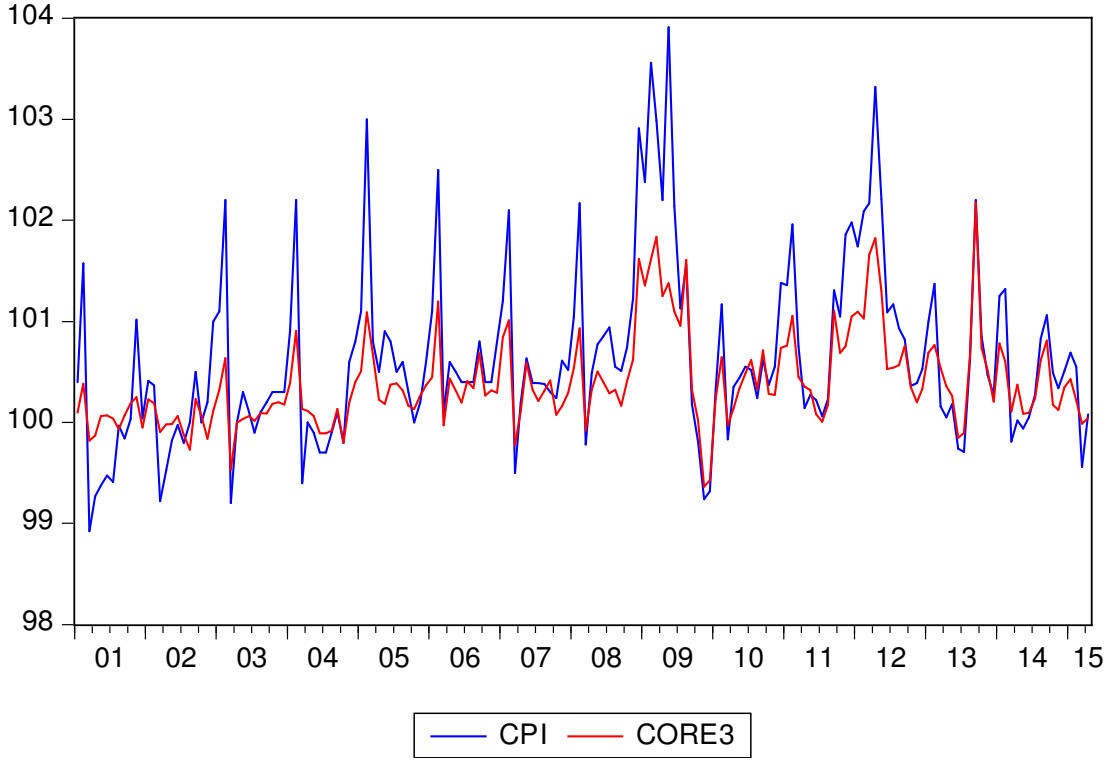
| STT | Thước đo | Cách tính | % loại bỏ | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | T1/2000-T6/2001 (Sử dụng quyền số năm gốc 1995) | T7/2001-T4/2006 (Sử dụng quyền số năm gốc 2000) | T5/2006-T10/2011 (Sử dụng quyền số năm gốc 2005) | T11/2011-Nay (Sử dụng quyền số năm gốc 2009) |
| 1 | Core 1 | CPI chỉ loại trừ lương thực, thực phẩm tươi sống (8 nhóm hàng hóa cấp 3 bao gồm: gạo; bột mỳ và ngũ cốc; thịt gia súc tươi sống; thịt gia cầm tươi sống; trứng các loại; thủy sản tươi sống; rau tươi rau khô và chế biến; quả tươi và chế biến) | 41.98 | 29.61 | 26.52 | 24.01 |
| 2 | Core 2 | CPI chỉ loại trừ năng lượng (3 nhóm hàng hóa cấp 3 bao gồm: điện sinh hoạt; gas và các loại chất đốt khác; nhiên liệu). | 2.75 | 5.42 | 8.5 | 8.25 |

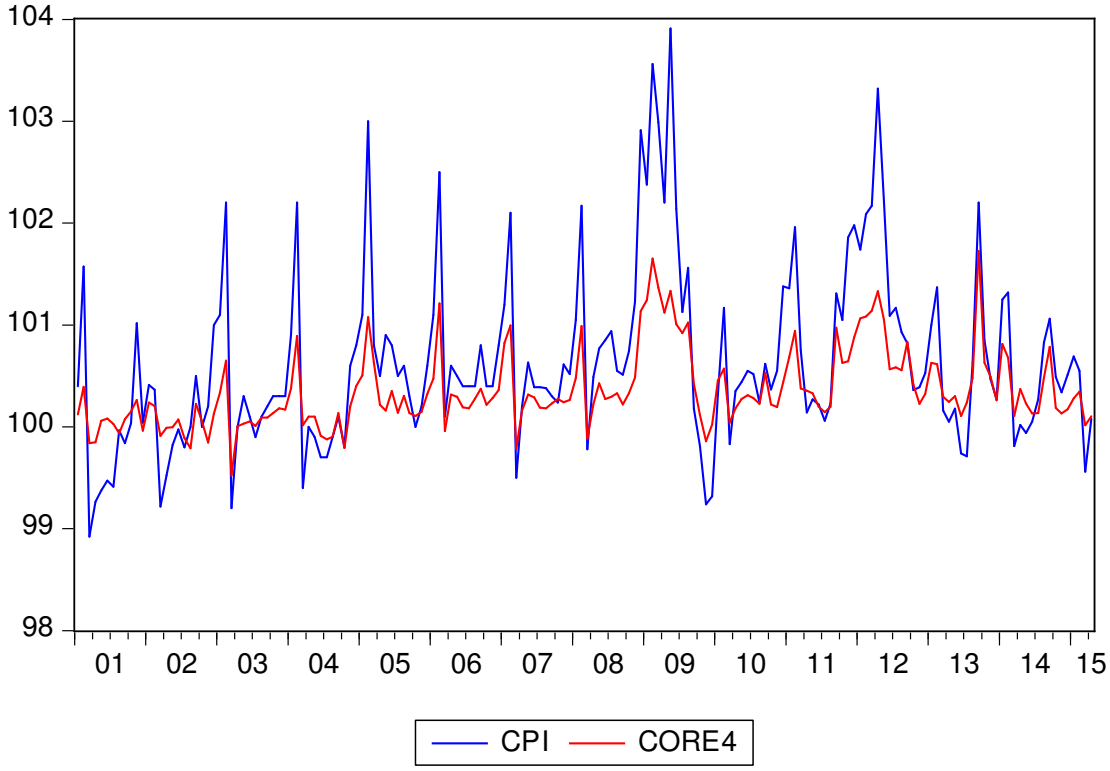
| STT | Thước đo | Cách tính | % loại bỏ | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | T1/2000-T6/2001 (Sử dụng quyền số năm gốc 1995) | T7/2001-T4/2006 (Sử dụng quyền số năm gốc 2000) | T5/2006-T10/2011 (Sử dụng quyền số năm gốc 2005) | T11/2011-Nay (Sử dụng quyền số năm gốc 2009) |
| 2 | Core 3 | CPI loại trừ lương thực, thực phẩm tươi sống và 2 nhóm do nhà nước quản lý giá (10 nhóm hàng hóa cấp 3 bao gồm: gạo; bột mỳ và ngũ cốc; thịt gia súc tươi sống; thịt gia cầm tươi sống; trứng các loại; thủy sản tươi sống; rau tươi rau khô và chế biến; quả tươi và chế biến; dịch vụ giáo dục; dịch vụ y tế). | 43.78 | 32.63 | 33.09 | 32.68 |
| 3 | Core 4 | CPI loại trừ lương thực, thực phẩm tươi sống và năng lượng (11 nhóm hàng hóa cấp 3 bao gồm: gạo; bột mỳ và ngũ cốc; thịt gia súc tươi sống; thịt gia cầm tươi sống; trứng các loại, thủy sản tươi sống; rau tươi rau khô và chế biến; quả tươi và chế biến; điện sinh hoạt; gas và các loại chất đốt khác; nhiên liệu) | 44.73 | 35.03 | 35.02 | 32.26 |
| 4 | Core 5 | CPI loại trừ lương thực, thực phẩm tươi sống, năng lượng, nhà nước quản lý giá (13 nhóm hàng hóa cấp 3 bao gồm: gạo; bột mỳ và ngũ cốc; thịt gia súc tươi sống; thịt gia cầm tươi sống; trứng các loại; thủy sản tươi sống; rau tươi rau khô và chế biến; quả tươi và chế biến; điện sinh hoạt; gas và các loại chất đốt khác; nhiên liệu; dịch vụ giáo dục; dịch vụ y tế). | 46.53 | 38.05 | 41.59 | 40.93 |

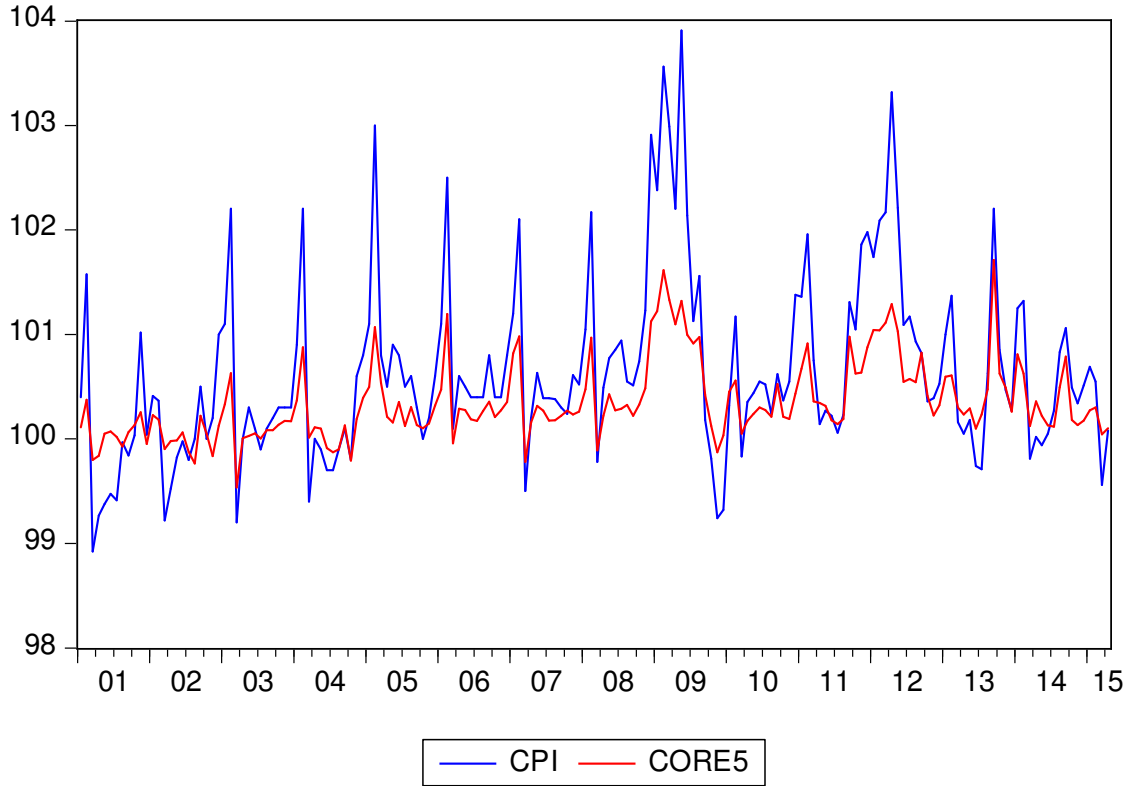
*Nguồn: Tính toán của tác giả*


104
103
102
101
100
99
98
01
02
03
04
05
06
07
08
09
10
11
12
13
14
15
CPI
CORE1


104
103
102
101
100
99
98
01
02
03
04
05
06
07
08
09
10
11
12
13
14
15
CPI
CORE2


104
103
102
101
100
99
98
01
02
03
04
05
06
07
08
09
10
11
12
13
14
15
CPI
CORE3


104
103
102
101
100
99
98
01
02
03
04
05
06
07
08
09
10
11
12
13
14
15
CPI
CORE4




**Hình 1.3: Lạm phát và các lạm phát cơ bản giai đoạn 2000 – 2015**

*Nguồn: Tính toán của tác giả*

Các biểu đồ trên biểu diễn sự biến động của lạm phát và lạm phát cơ bản trong giai đoạn 2000-2015. Có thể nhận thấy, trong giai đoạn 2000-2015, lạm phát của Việt Nam biến động lớn. Đối với các lạm phát cơ bản, core2 là lạm phát cơ bản được tính toán từ việc loại bỏ năng lượng thì khá sát với CPI, do quyền số của nhóm mặt hàng bị loại bỏ này là thấp. Đối với các lạm phát cơ bản còn lại là core1, core3, core4 và core5 nhìn chung có xu hướng khá tương đống với lạm phát, tuy nhiên sự biến động của các chuỗi này là ổn định hơn so với lạm phát cơ bản.

b) *Lựa chọn lạm phát cơ bản phù hợp với lạm phát thông thường*

Tiêu chuẩn thứ hai của chỉ số lạm phát cơ bản tốt là qua thời gian dài, tỷ lệ lạm phát có xu hướng trùng khớp với lạm phát thông thường, không có tính khác biệt mang tính hệ thống. Ngoài ra lạm phát cơ bản còn có thể theo dõi được xu hướng lạm phát. Các tiêu chí đánh giá độ biến động khi đo lường lạm phát cơ bản thường sử dụng độ lệch chuẩn, hệ số biến thiên và biến động quanh xu hướng.

**Bảng 1.6: Độ lệch chuẩn và hệ số biến thiên của các chỉ số lạm phát**

| Thước đo | Tỉ trọng | Trung bình | Độ lệch chuẩn | Hệ số biến thiên |
|---|---|---|---|---|
| Lạm phát CPI | 100% | 0.673 | 0.85 | 1.26 |
| Core 1-CPI loại trừ lương thực, thực phẩm tươi sống (8 nhóm hàng hóa) | 75.9% | 0.43 | 0.48 | 1.12 |
| Core 2- CPI loại trừ năng lượng (3 nhóm hàng hóa) | 91.75% | 0.62 | 0.78 | 1.26 |
| Core 3- CPI loại trừ lương thực, thực phẩm tươi sống và 2 nhóm do nhà nước quản lý giá (10 nhóm hàng hóa) | 67.32% | 0.24 | 0.4 | 1.68 |
| Core 4- CPI loại trừ lương thực, thực phẩm tươi sống và năng lượng (11 nhóm hàng hóa) | 67.74% | 0.35 | 0.48 | 1.37 |
| Core 5- CPI loại trừ lương thực, thực phẩm tươi sống, năng lượng, nhà nước quản lý giá (13 nhóm hàng hóa) | 59.7% | 0.24 | 0.26 | 1.1 |

*Nguồn: Tính toán của tác giả*

Bảng trên cho thấy, các độ lệch chuẩn hệ số biến thiên của các core1, core2 và core5 đều thấp hơn sới CPI và các core3 và core4. Như vậy, thông qua kiểm định độ lệch chuẩn và hệ số biến thiên của chuỗi số liệu, tác giả lựa chọn được các core1, core2 và core5 là phù hợp hơn so với core3 và core4.

Biến động quanh xu hướng được đưa ra bởi Clark (2001) vì ông cho rằng, lạm phát cơ bản thể hiện thành phần cơ bản của lạm phát, do đó lạm phát cơ bản trung bình nên tương xứng với lạm phát thông thường trung bình, khi ấy, các biến động có tính chất tạm thời đã tự phục hồi lại như ban đầu. Xu hướng lạm phát được cho bởi hàng tháng và ước lượng bởi trung bình của ba thời kỳ của lạm phát tổng thể và lạm phát cơ bản. Có nghĩa là sự khác biệt có xu hướng càng nhỏ thì độ lệch tiêu chuẩn càng thấp.

**Bảng 1.7: Khả năng theo dõi xu hướng lạm phát của các chỉ số**

| Thước đo | Tỉ trọng | Trung bình | Biến động quanh xu hướng (tháng) | Biến động quanh xu hướng (quý) |
|---|---|---|---|---|
| Lạm phát CPI | 100% | 0.673 | $6.96\,e^{-12}$ | $-7.08\,e^{-12}$ |
| Core 1-CPI loại trừ lương thực, thực phẩm tươi sống (8 nhóm hàng hóa) | 75.9% | 0.43 | $-1.51\,e^{-11}$ | $-4.8\,e^{-12}$ |
| Core 2- CPI loại trừ năng lượng (3 nhóm hàng hóa) | 91.75% | 0.62 | $-3.82\,e^{-11}$ | $-3.16\,e^{-12}$ |
| Core 3- CPI loại trừ lương thực, thực phẩm tươi sống và 2 nhóm do nhà nước quản lý giá (10 nhóm hàng hóa) | 67.32% | 0.238 | $2.01\,e^{-11}$ | $-1.46\,e^{-11}$ |
| Core 4- CPI loại trừ lương thực, thực phẩm tươi sống và năng lượng (11 nhóm hàng hóa) | 67.74% | 0.375 | $2.06\,e^{-11}$ | $-8.43\,e^{-12}$ |
| Core 5- CPI loại trừ lương thực, thực phẩm tươi sống, năng lượng, nhà nước quản lý giá (13 nhóm hàng hóa) | 59.7% | 0.24 | $-2.46\,e^{-11}$ | $-3.94\,e^{-12}$ |

*Nguồn: Tính toán của tác giả*

Bảng trên cho thấy, độ lệch tiêu chuẩn của các chỉ số lạm phát cơ bản đều thấp hơn hơn so với chỉ số lạm phát CPI. Trong đó, Core3 và Core4 có biến động quanh xu hướng hàng tháng và quý đều cao hơn lạm phát CPI. Các chỉ số còn lại biến động quanh xu hướng hàng tháng cao hơn lạm phát CPI nhưng hàng quý lại thấp hơn đặc biệt là chỉ số lạm phát cơ bản Core1. Như vậy, bảng kiểm định khả năng theo dõi xu hướng của lạm phát cũng đưa ra kết luận các core1, core2 và core5 là phù hợp hơn so với core3 và core4.

Cách đo lường lạm phát cơ bản tốt là lạm phát cơ bản không nên quá chênh lệch so với CPI trong dài hạn, tức là trung bình lạm phát cơ bản qua thời gian dài không quá khác biệt với trung bình của lạm phát thông thường. Kiểm định sự bằng

nhau của hai trung bình cho kết quả là trung bình của 5 chỉ số lạm phát cơ bản bằng với trung bình của lạm phát thông thường với mức ý nghĩa 5%.

**Bảng 1.8: Kiểm định sự bằng nhau của giá trị trung bình**

| Thước đo | Thống kê F | P value |
|---|---|---|
| Core 1-CPI loại trừ lương thực, thực phẩm tươi sống (8 nhóm hàng hóa) | 124.5964 | 0.00 |
| Core 2- CPI loại trừ năng lượng (3 nhóm hàng hóa) | 320.7988 | 0.00 |
| Core 3- CPI loại trừ lương thực, thực phẩm tươi sống và 2 nhóm do nhà nước quản lý giá (10 nhóm hàng hóa) | 14.40707 | 0.00 |
| Core 4- CPI loại trừ lương thực, thực phẩm tươi sống và năng lượng (11 nhóm hàng hóa) | 151.46568 | 0.00 |
| Core 5- CPI loại trừ lương thực, thực phẩm tươi sống, năng lượng, nhà nước quản lý giá (13 nhóm hàng hóa) | 14.46568 | 0.00 |

*Nguồn: Tính toán của tác giả*

Tóm lại dựa vào hai tiêu chí đầu tiên đã nêu ở trên thì các chỉ số lạm phát cơ bản Core 1, Core 2 và Core 5 là phù hợp hơn so với core3 và core4.

*c) Lựa chọn lạm phát cơ bản dựa vào khả năng dự báo trước của lạm phát*

Để lựa chọn được lạm phát cơ bản phù hợp với nền kinh tế, thì lạm phát cơ bản được lựa chọn có khả năng dự báo trước lạm phát là tốt nhất. Theo đó, Luận án đã sử dụng mô hình do Clark đề xuất năm 2001, cụ thể như sau:

$$\pi_{t+h} - \pi_t = \alpha_0 + \alpha_1(\pi_t^{core} - \pi_t) + u_t \quad (1.23)$$

Trong đó,

- $\pi$ là lạm phát, $\pi^{core}$ là một trong những chỉ số lạm phát cơ bản.
- $\alpha_0$ và $\alpha_1$ lần lượt là hằng số và hệ số trong mô hình, u là nhiễu của mô hình.
- Chỉ số t là thời gian và chỉ số h là tham số thời gian được lựa chọn là 3 tháng, 6 tháng, 9 tháng và 12 tháng.

Tác giả thực hiện ước lượng mô hình (1) cho các lạm phát cơ bản bao gồm core1, core2 và core5 đã được lựa chọn ở trên. Theo Clark (2001), tiêu chí để lựa chọn được lạm phát cơ bản có khả năng dự báo trước lạm phát tốt nhất là có giá trị $R^2$ cao nhất.

**Bảng 1.9: Khả năng giải thích dự báo của các chỉ số lạm phát cơ bản**

| Thước đo | **Khả năng giải thích/dự báo ($R^2$)** | | | |
|---|---|---|---|---|
| | h=3 tháng | h=6 tháng | h=9 tháng | h=12 tháng |
| Core1- CPI loại trừ lương thực, thực phẩm tươi sống (8 nhóm hàng hóa) | 0,17 | 0,18 | 0,40 | 0,45 |
| Core2- CPI loại trừ năng lượng (3 nhóm hàng hóa) | 0,22 | 0,24 | 0,34 | 0,41 |
| Core5- CPI loại trừ lương thực, thực phẩm tươi sống, năng lượng, dịch vụ giáo dục và dịch vụ y tế (13 nhóm hàng hóa) | 0,25 | 0,28 | 0,42 | 0,39 |

*Nguồn: Tính toán của tác giả*

Từ kết quả ước lượng ở bảng trên cho thấy, khả năng dự báo của từng thước đo là khác nhau, tương ứng với mỗi khoảng thời gian dự báo khác nhau. Thước đo Core1 thể hiện sự vượt trội do có khả năng dự báo tốt nhất ở thời kỳ 12 tháng tiếp theo. Còn thước đo Core5 có khả năng dự báo tốt hơn Core1 ở thời kỳ 3 tháng, 6 tháng và 9 tháng tiếp theo. Do đó, tác giả lựa chọn core5 là lạm phát cơ bản của Việt Nam cho giai đoạn 2000-2015. Theo cách tính toán của chỉ số core5 thì chỉ số core5 được tính quy về năm gốc 2010 nên không so sánh được với chỉ số lạm phát cơ bản mà GSO công bố, tuy nhiên chỉ số core5 đã loại bỏ 13 nhóm hàng giống như cách tính chỉ số LPCB mà GSO công bố chính thức từ tháng 1/2015. Như vậy, luận án này sử dụng chỉ số core5 và ký hiệu là CORECPI là chỉ số LPCB cho Việt Nam giai đoạn 2000-2015.

## 1.3. Kết luận chương 1

Trong chương 1 của luận án, tác giả đã trình bày một cách tổng quan có hệ thống và cơ sở khoa học về lạm phát cơ bản. Khái niệm lạm phát cơ bản và các cách đo lường đã xuất hiện từ đầu những năm 1960. Tuy nhiên, ở Việt Nam, lạm phát cơ bản chỉ được GSO công bố từ tháng 1/2015 nhưng chưa công bố chính thức về cách tính và cơ sở để lựa chọn cách tính lạm phát cơ bản. Do vậy, luận án đã hệ thống các phương pháp tính toán và chỉ ra được phương pháp loại trừ là phương pháp phù hợp nhất để tính toán cho lạm phát cơ bản ở Việt Nam. Dựa trên phương pháp này, tác giả thực hiện tính toán lạm phát cơ bản của Việt Nam giai đoạn 2000 – 2015 sau khi đã loại trừ 13 nhóm hàng cấp 3 ra khỏi giỏ hàng hóa tính CPI. Cụ thể, các nhóm hàng bị

loại bỏ bao gồm: gạo; bột mỳ và ngũ cốc; thịt gia súc tươi sống; thịt gia cầm tươi sống; trứng các loại; thủy sản tươi sống; rau tươi rau khô và chế biến; quả tươi và chế biến; điện sinh hoạt; gas và các loại chất đốt khác; nhiên liệu; dịch vụ giáo dục; dịch vụ y tế.

Bên cạnh đó tác giả đã hệ thống hóa các phương pháp được sử dụng để phân tích và dự báo lạm phát cơ bản, từ đó đề xuất các mô hình phân tích và dự báo lạm phát cơ bản cho Việt Nam bao gồm các mô hình theo trường phái Keynes (mô hình đường cong Phillips) và mô hình theo trường phái tiền tệ (mô hình hồi quy sử dụng phương pháp hồi quy từng bước, mô hình VECM). Đối với các mô hình dự báo, tác giả đã chia các mô hình được sử dụng để dự báo thành 03 nhóm bao gồm: (1) dựa báo dựa trên thông tin quá khứ, (2) dự báo dựa trên đo lường và (3) phương pháp dự báo kết hợp. Trong đó, phương pháp kết hợp dự báo là điểm mới trong luận án này vì ở Việt Nam chưa có nghiên cứu nào sử dụng phương pháp này để dự báo lạm phát cơ bản.

# CHƯƠNG 2
# THỰC TRẠNG LẠM PHÁT CƠ BẢN VÀ CÁC BIẾN SỐ KINH TẾ VĨ MÔ TẠI VIỆT NAM GIAI ĐOẠN 2000-2015

Chương 2 của luận án tập trung vào hai nội dung chính: Thứ nhất là xem xét bối cảnh kinh tế xã hội của Việt Nam giai đoạn 2000-2015 để thấy được các chính sách của Việt Nam trong phát triển kinh tế. Thứ hai, tác giả dựa trên các số liệu thống kê để phân tích thực trạng của lạm phát cơ bản và các yếu tố ảnh hưởng đến lạm phát cơ bản.

## 2.1. Bối cảnh kinh tế xã hội

Cùng với quá trình phát triển của nền kinh tế, Việt Nam đã thực thi và xây dựng nhiều chính sách kinh tế vĩ mô nhằm thúc đẩy tăng trưởng kinh tế và ổn định kinh tế vĩ mô. Đặc biệt, sau các năm lạm phát cao 2008 và 2011, Việt Nam đã đặt mục tiêu hàng đầu là ổn định kinh tế vĩ mô, được cụ thể hóa trong các kế hoạch phát triển kinh tế xã hội.

Kinh tế Việt Nam đã trải qua nhiều giai đoạn khó khăn: tăng trưởng chậm lại do ảnh hưởng của khủng hoảng tài khóa Châu Á năm 1998-1999, khủng hoảng tài khóa toàn cầu giai đoạn 2007-2009 và giai đoạn đình đốn từ 2010 cho tới nay. Trải qua mỗi giai đoạn khác nhau, mặc dù có sự điều chỉnh trong thực thi các chính sách nhưng có thể nhận thấy trong điều hành chính sách tài khóa và tiền tệ. Các giai đoạn 2000 – 2005 và 2006 -2010, mục tiêu hàng đầu hướng tới duy trì đà tăng trưởng. Tuy nhiên, sau năm 2011, nền kinh tế có nhiều dấu hiệu cho thấy sự bất ổn và mất cân đối. Do vậy, ổn định vĩ mô được coi mục tiêu ưu tiên hàng đầu trong điều hành chính sách. Diễn biến chính sách tài khóa và tiền tệ tại Việt Nam trong thời gian qua có thể khái quát theo các mục tiêu chính: chính sách nới lỏng giai đoạn 2007 trở về trước; thắt chặt tài khóa và tiền tệ để kìm chế lạm phát năm 2008[55], kích cầu 2009; thực hiện chính sách tài khóa, tiền tệ chặt chẽ, linh hoạt để kiềm chế lạm phát, ổn định kinh tế vĩ mô và bảo đảm tăng trưởng giai đoạn 2010-2012[56] và tiếp tục ưu tiên kiềm chế lạm phát, ổn định kinh tế vĩ mô trong giai đoạn 2013 đến nay[57].

Năm 2008, trước áp lực lạm phát trong nước tăng cao đột biến, thị trường bất động sản và chứng khoán đều trong tình trạng bong bóng, kinh tế thế giới cũng gặp phải khó khăn khi một số nền kinh tế lớn bắt đầu rơi vào khủng hoảng, *Chính phủ đã điều hành chính sách tiền tệ theo hướng thắt chặt để kiềm chế lạm phát*. Một loạt các công cụ: tỷ lệ dự trữ bắt buộc, lãi suất đều được điều chỉnh tăng (tăng tỷ lệ dự trữ bắt buộc từ 10% lên 11% đồng thời mở rộng thêm phạm vi tiền gửi dự trữ bắt buộc; Lãi suất cơ

bản được điều chỉnh lên mức 12 rồi 14%. Hệ thống lãi suất điều hành gồm cặp lãi suất tái cấp vốn cũng được điều chỉnh tăng lên 15% và 13%; Khống chế hạn mức tín dụng và yêu cầu kiểm soát chặt những lĩnh vực cho vay có rủi ro cao, đặc biệt cho vay đầu tư kinh doanh chứng khoán và bất động sản). Cùng với CSTT, chính sách cắt giảm chi tiêu công cũng được đặt ra thông qua chủ trương rà soát, sắp xếp giảm chi đầu tư các dự án chưa thực sự cấp bách, các dự án có khả năng hoàn thành và đưa vào sử dụng trong năm 2008, thực hiện tiết kiệm thêm 10% chi thường xuyên. Số các dự án, công trình đầu tư bị dừng lại hoặc giãn tiến độ khoảng hơn 3000 dự án với tổng số vốn là 37.000 tỷ đồng, tập trung phân bổ cho các dự án cấp thiết có khả năng hoàn thành đưa vào sử dụng trong năm 2008 (nhưng trên thực tế, việc cắt giảm không được bao nhiêu). Chính phủ cũng đã giảm 25% kế hoạch vốn đầu tư từ nguồn trái phiếu Chính phủ, riêng trái phiếu giáo dục điều chỉnh giảm 5,6% so với mức Quốc hội quyết định. Tuy nhiên, các biện pháp đề ra chưa thực sự quyết liệt. Kết quả là: tổng chi tiêu Chính phủ thực hiện trong năm 2008 vẫn vượt 19% so với dự toán, tăng hơn 22% so với thực hiện năm 2007 và chiếm 31,75% GDP. Chi đầu tư phát triển đã được cắt giảm đáng kể nhưng vẫn chiếm đến 7,9% GDP, vượt dự toán 18% và tăng 5% so với năm 2007. Kết quả thâm hụt ngân sách nhà nước năm 2008 vẫn xấp xỉ 5% GDP. Đến ngày 31/12/2008, nợ công chiếm 42% GDP, dư nợ ngoài nước của quốc gia bằng 27,2% GDP.

Từ đầu năm 2009, mặc dù lạm phát vẫn ở mức rất cao, nhưng để đối phó với suy giảm kinh tế đang diễn ra từ cuối năm 2008, *Chính phủ điều hành chính sách chú trọng đến kích thích đầu tư, thúc đẩy tăng trưởng*. Chính sách tiền tệ và tài khóa được điều chỉnh linh hoạt, cùng theo xu hướng nới lỏng. Để tạo điều kiện cho các doanh nghiệp và dân cư tiếp cận được vốn vay, NHNN đã hạ thấp lãi suất từ 14% xuống 7% và hạ thấp tỷ lệ dự trữ bắt buộc từ 11% xuống 5%, kích thích kinh tế bằng gói hỗ trợ lãi suất lên tới 17.000 tỷ đồng. Bội chi ngân sách cũng tăng cao trong thời điểm này, tổng chi NSNN năm 2009 đã tăng 19% so với dự toán trong đó chi đầu tư phát triển tăng gần tới 60% so với dự toán, chiếm gần 31% tổng chi NSNN.

Sang đến giai đoạn 2010-2012 là giai *thực hiện chính sách vĩ mô thận trọng nhằm ổn định và duy trì mục tiêu tăng trưởng năm 2010.* Để tiếp tục hỗ trợ khối doanh nghiệp về vốn vay, mức lãi suất cơ bản vẫn được duy trì như năm 2009 tuy nhiên những giải pháp tài khóa nhằm khắc phục ảnh hưởng khủng hoảng kinh tế - tài khóa toàn cầu trong năm 2009 như miễn, giảm, giãn thuế đã dừng thực hiện, cùng với đó là thực hiện quản lý chi tiêu chặt chẽ, tiết kiệm chi, cắt giảm những khoản đầu tư không hiệu quả. Diễn biến lạm phát tiếp tục gia tăng tạo áp lực cho chính sách tiền tệ, NHNN đã phải thực hiện tăng các mức lãi suất chỉ đạo thêm 1% và quy định bắt buộc trần lãi suất tiền gửi trên mức 14%/năm, đồng thời triển khai các giải pháp bình ổn thị trường

vàng, kiểm tra, thanh tra việc chấp hành các quy định pháp luật và chỉ đạo của Chính phủ về hoạt động kinh doanh vàng.

Từ năm 2013 đến nay, trước bối cảnh kinh tế trong nước gặp khó khăn, chính phủ điều hành chính sách tiền tệ và lạm phát nhằm cả mục tiêu kiểm soát lạm phát kết hợp với tháo gỡ khó khăn cho cộng đồng doanh nghiệp, thúc đẩy đầu tư. Chính sách tiền tệ vẫn được điều hành theo hướng thận trọng, nhưng bớt chặt chẽ. Các mức lãi suất (lãi suất tái chiết khấu, lãi suất cấp vốn) đã được điều chỉnh giảm nhằm tiết kiệm chi phí cho doanh nghiệp tuy nhiên doanh nghiệp vẫn khó tiếp cận vốn do mức lãi suất đối với các khoản vay dài hạn vẫn còn tương đối cao. Cùng với đó, hàng loạt các chính sách hỗ trợ doanh nghiệp, thúc đẩy đầu tư thông qua miễn, giảm thuế đã được thực hiện. Chi NSNN tăng nhẹ nhưng vẫn duy trì theo hướng thắt chặt chi tiêu và cắt giảm đầu tư công. Bên cạnh đó, việc chính sách can thiệp vào thị trường vàng đã có sự biến chuyển lớn qua việc quy định các ngân hàng thương mại tất toán trạng thái huy động vàng và thực hiện độc quyền trong nhập khẩu vàng và cung ứng cho thị trường trong nước bởi NHNN. Chủ trương tái cơ cấu kinh tế với 3 khâu đột phá: tái cơ cấu đầu tư công, ngân hàng thương mại và doanh nghiệp nhà nước cũng được thực hiện một phần. Cùng với đó nỗ lực xử lý nợ xấu đã bắt đầu triển khai mạnh mẽ với việc ra đời công ty Quản lý tài sản quốc gia VACM. Tuy nhiên, cho đến nay, theo đánh giá của nhiều chuyên gia, hoạt động xử lý nợ xấu còn triển khai chậm và chưa thực sự đạt hiệu quả cao.

Trong quá trình đổi mới nền kinh tế, trong đó có đổi mới về chính sách tài khóa tiền tệ trong những năm qua, lạm phát phi mã đã được chặn đứng và kiềm chế ở mức thấp, giữ được biên độ giao động của lạm phát ở mức cho phép. Từ mức lạm phát rất cao trong suốt thập kỷ 80, có năm lên tới trên 774, sự vận dụng khéo léo chính sách tỷ giá, chính sách giá cả, chính sách lãi suất theo hướng tôn trọng quy luật khách quan của kinh tế thị trường cùng các chương trình thúc đẩy kinh tế phát triển khác đã khiến lạm phát giảm dần xuống mức 1 con số.

Cụ thể, trong các giai đoạn 2000-2005 và 2006-2010, nền kinh tế tập trung vào mục tiêu tăng trưởng kinh tế nhưng vẫn duy trì được mức ổn định vĩ mô. Cung tiền M2 tăng và vốn đầu tư nhà nước đều tăng, song hành với mức tăng về tỉ lệ bội chi ngân sách trên GDP nhưng lạm phát chỉ tăng nhẹ quanh mức 8 đã phần nào phản ánh được khả năng hấp thụ vốn của nền kinh tế. Khi đó, dòng tiền đã được bổ sung chủ yếu vào khu vực sản xuất, góp phần cải thiện tổng sản lượng của nền kinh tế và giữ ổn định kinh tế vĩ mô. Do đó, có thể nói, chính sách tài khóa tiền tệ mở rộng trong giai đoạn này vẫn góp phần ổn định kinh tế vĩ mô.

**Bảng 2.1: Mục tiêu tăng trưởng kinh tế, lạm phát và chỉ tiêu tiền tệ giai đoạn 2000-2015**

| Năm | Lạm phát | | Tăng trưởng | | Chỉ tiêu tiền tệ | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | MT | TH | MT | TH* | M2 | tín dụng |
| 2000 | 6 | -0,6 | 5,5-6 | 6 | 56,2 | 38,14 |
| 2001 | <5 | 0,8 | 7,5-8 | 6,8 | 25,53 | 21,44 |
| 2002 | <5 | 4 | 7-7,5 | 7,04 | 17,65 | 22,2 |
| 2003 | <5 | 3 | 7,5 | 7,24 | 24,94 | 28,41 |
| 2004 | 5 | 9,5 | 8 | 7,7 | 30,39 | 41,65 |
| 2005 | 6,5 | 8,4 | 8,5 | 8,4 | 28,72 | 31,01 |
| 2006 | <GDP | 6,6 | 8 | 8,17 | 33,68 | 26 |
| 2007 | <GDP | 12,63 | 8,2-8,5 | 8,5 | 46,12 | 53,89 |
| 2008 | <12,63 | 19,89 | 8,5->7 | 6,18 | 20,31 | 25,43 |
| 2009 | <7 | 6,52 | 6,5->5 | 5,32 | 28,99 | 39,57 |
| 2010 | <7 | 11,75 | 6,5 | 6,42 | 33,3 | 32,43 |
| 2011 | <7 | 18,13 | 6 | 5,89 | 12,1 | 13,85 |
| 2012 | <10 | 7 | 6 | 5,25 | 34.9 | 21,5 |
| 2013 | <7 | 6,04 | 5,5 | 5,42 | 11 | 12.51 |
| 2014 | <7 | 4,35 | 5,8 | 5,98 | 12-14 | 13.2 |
| 2015 | <7 | 0,6 | 6,2 | 6,68 | 14,6 | 17,29 |

*Nguồn: GSO và NHNN*

Tuy nhiên, tới năm 2008, khi kinh tế Việt Nam phải chịu các tác động tiêu cực từ cuộc khủng hoảng tài khóa toàn cầu, khu vực sản xuất trong nước đã bị ảnh hưởng nặng nề. Trong khi đó, tác động trễ của mức tăng trưởng cung tiền M2 tới 46,12 trong năm trước đó cùng với tỷ lệ bội chi cao 6,6 năm 2007 đã gây ra những tác động tiêu cực tới ổn định vĩ mô, khiến lạm phát tăng mạnh lên tới trên 28 trong năm đó. Điều này cho thấy, mức lạm phát của nền kinh tế đã chịu tác động trễ từ cả chính sách tài khóa và tiền tệ của 1-2 năm trước đó.

Đứng trước khả năng mất ổn định vĩ mô trên, chính sách tiền tệ thắt chặt đã được áp dụng với việc nâng mức lãi suất dài hạn lên 13,8% từ mức trên 12% năm trước đó. Chính những chính sách tiền tệ thắt chặt năm 2009 cùng sự giảm mạnh tốc độ tăng trưởng cung tiền M2 năm trước đó đã góp phần làm giảm tốc độ tăng giá tiêu dùng, đưa chỉ số CPI về mức 6,88% trong năm 2009. Do đó, có thể nói, chính sách tiền tệ có tác động khá mạnh nhưng có độ trễ đối với ổn định kinh tế vĩ mô.

Bước sang giai đoạn 2011-2015, chính sách tài khóa và tiền tệ linh hoạt, chủ động, thận trọng đã được kết hợp áp dụng nhằm thúc đẩy tăng trưởng kinh tế và ổn định kinh tế vĩ mô. Đặc biệt, trong năm 2012, mục tiêu ổn định vĩ mô đã được trở thành mục tiêu hàng đầu nền kinh tế dưới thực trạng mất ổn định vĩ mô năm 2011. Sở dĩ nền kinh tế phải hứng chịu tình trạng mất ổn định kinh tế vĩ mô, cụ thể là tình trạng lạm phát cao (18,58) là do tác động tức thời của chính sách tài khóa năm đó cùng tác động trễ của chính sách tiền tệ năm trước đó. Theo đó, năm 2011, tốc độ tăng trưởng vốn đầu tư nhà nước đã đạt đỉnh ở mức 50 trong khi tốc độ tăng cung tiền M2 của năm 2010 cũng đạt mức 33,3 đã làm tăng đột biến lượng tiền cung ứng cho nền kinh tế, thông qua các gói kích cầu năm 2009, 2010. Trong khi đó, các bất ổn nội tại của nền kinh tế cũng như những khó khăn trong khu vực sản xuất vẫn chưa được khai thông đã dẫn tới tình trạng gia tăng mức giá tiêu dùng, dẫn tới mất ổn định vĩ mô tạm thời.

Qua những phân tích trên có thể thấy chỉ tiêu lạm phát chịu tác động rất mạnh từ chính sách tiền tệ với độ trễ từ 1 – 2 năm trong khi chỉ tiêu này chịu tác động tức thời từ các quyết định tài khóa của Chính phủ.

Mặt khác, mối quan hệ tương hỗ hợp lý giữa tốc độ tăng trưởng kinh tế và lạm phát là rất khăng khít. Chính sách tài khóa tiền tệ sẽ có những tác động cực kỳ nhanh nhạy tới mối quan hệ tương hỗ đó. Điều này buộc các cơ quan điều hành kinh tế vĩ mô phải đưa ra những cơ chế chính sách phù hợp để vừa thúc đẩy tăng trưởng kinh tế cao, vừa chống lạm phát có hiệu quả (nhiều nghiên cứu cho rằng, chỉ số CPI, ở các nền kinh tế đang phát triển có trình độ thấp bằng tốc độ tưng trưởng GDP được xem là hợp lý, tác động tích cực. Đối với nền kinh tế đã phát triển ở trình độ cao thì chỉ số CPI phải nhỏ hơn tốc độ tăng trưởng GDP).

**Bảng 2.2: Một số chỉ tiêu kinh tế vĩ mô**

| Chỉ tiêu (cuối kỳ) | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Tăng trưởng GDP(% ) | 5,66 | 5,4 | 6,42 | 6,24 | 5,25 | 5,42 | 5,98 | 6,68 |
| Lạm phát (% ) | 19,9 | 6,5 | 11,75 | 18,13 | 6,81 | 6,04 | 1,84 | 0,63 |
| Lãi suất cơ bản (%) | 8,5 | 8 | 9 | 9 | 9 | 9 | 9 | 9 |
| Lãi suất tái chiết khấu (%) | 7,5 | 6 | 7 | 13 | 7 | 7 | 6,5 | 6,5 |
| Lãi suất tái cấp vốn (%) | 9,5 | 8 | 9 | 15 | 9 | 5 | 4,5 | 4,5 |
| Tăng trưởng M2 (% so với tháng 12 năm trước) | 20,31 | 28,99 | 33,3 | 12,07 | 18,46 | 18,51 | 17,69 | 14,6 |
| Tăng trưởng tín dụng (% so với tháng 12 năm trước) | 23,38 | 39,57 | 32,43 | 14,7 | 8,85 | 12,51 | 14,16 | 17,29 |
| Tăng trưởng huy động (% so với tháng 12 năm trước) | 22,84 | 29,88 | 36,24 | 12,39 | 17,87 | 19,78 | 15,15 | 14,7 |
| Tỷ giá bình quân liên ngân hàng (USD/VND) | 16.977 | 17.941 | 18.932 | 20.828 | 20.828 | 21.036 | 21.246 | 21.890 |
| ***Bội chi NSNN (% GDP)*** | 4,58 | 6,9 | 5,5 | 4,4 | 5,36 | 6,6 | 5,69 | 5,3 |
| ***Dư nợ công (% GDP)*** | 44,3 | 52,9 | 51,7 | 50,1 | 50,8 | 54,2 | 60,3 | 64 |

*Nguồn: GSO*

Trong thời gian qua, với những đổi mới chính sách tài khóa - tiền tệ và các giải pháp điều hành vĩ mô, nhiều thời kỳ kế hoạch, chúng ta đã kìm giữ được chỉ số CPI ở mức hợp lý; thúc đẩy kinh tế phát triển; giữ được giá trị đồng nội tệ, ổn định được tỷ giá hối đoái, giá cả không đột biến; thị trường thông thoáng, đời sống dân cư có được cải thiện.

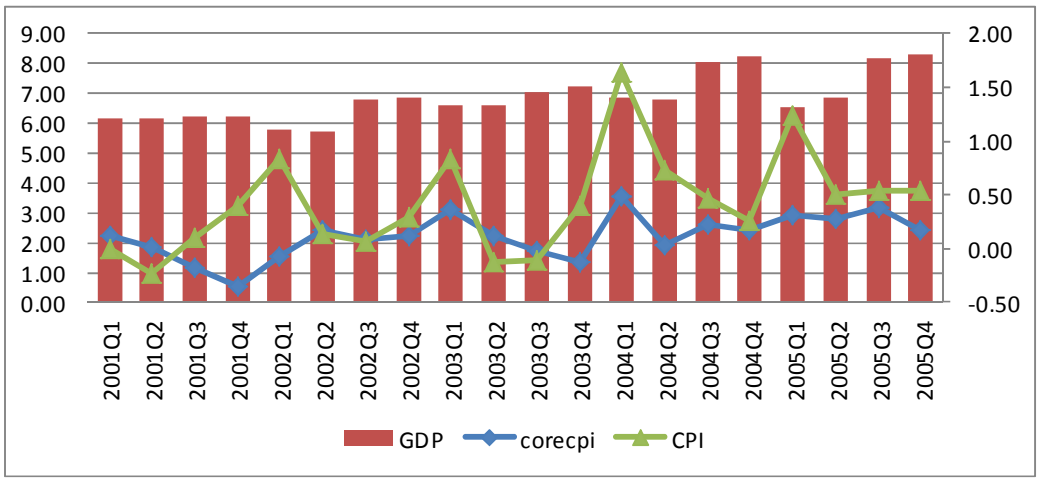
Tuy vậy, ở nhiều thời điểm, việc điều hành chính sách tiền tệ còn có những hạn chế. Các công cụ của chính sách tiền tệ như tỷ giá, lãi suất, nghiệp vụ thị trường mở chưa phát huy hiệu quả cao. Công tác quản lý giá cả còn nhiều yếu kém; việc phân tích và dự báo tình hình thị trường còn kém nhanh nhạy, kịp thời; cho nên còn bị động, lung túng trong việc ứng phó với những biến động về mặt bằng giá cả trong nước và trên thế giới, đẩy chỉ số CPI lên cao, ảnh hưởng lớn đến phát triển kinh tế và ổn định xã hội.

Những thời điểm mà lạm phát cao xảy ra, đã làm cho một số cân đối vĩ mô rơi vào tình trạng rủi ro, chưa vững chắc; nhất là cân đối tài chính, tiền tệ, khả năng thanh toán; thu hút vốn đầu tư. Hạn chế lớn đến huy động nguồn lực của đất nước; méo mó trong bản cân đối ngân sách và điều hành thực hiện các mục tiêu; nợ xấu trong hệ thống ngân hàng tăng cao; chất lượng tín dụng thấp, đồng tiền mất giá.

## 2.2. Thực trạng lạm phát cơ bản và các biến số kinh tế vĩ mô giai đoạn 2000-2015

Kinh tế Việt Nam đã có những biến chuyển toàn diện từ năm 1990 đến nay, đánh dấu sự thành công của việc chuyển đổi từ cơ chế kế hoạch hóa tập trung sang nền kinh tế thị trường. Tăng trưởng kinh tế đạt tốc độ tăng trưởng bình quân khá cao so với các nước trong khu vực, thu nhập bình quân đầu người tăng, đưa Việt Nam từ một nước đang phát triển có thu nhập thấp lên nước có thu nhập trung bình. Cơ cấu kinh tế đã có những chuyển biến tích cực theo hướng công nghiệp hóa, hiện đại hóa, gắn sản xuất với thị trường. Việt Nam cũng vươn lên trở thành một trong những nước xuất khẩu nông sản mạnh. Tốc độ tăng trưởng cao làm cho tình hình lạm phát ở Việt Nam có nhiều diễn biến phức tạp. Nhìn vào xu hướng biến động của lạm phát từ năm 2000-2015 cho thấy, lạm phát của Việt Nam có những đặc điểm nổi bật là: biến động mạnh với biên độ dao động lớn; có những năm lạm phát đột ngột tăng cao so với những năm trước đó (như năm 2008 và 20111); xuất hiện tính chu kỳ trong ngắn hạn (cứ hai năm lạm phát tăng cao thì có một năm lạm phát tăng thấp). Căn cứ vào diễn biến của lạm phát ta có thể chia lạm phát trong giai đoạn 2000 đến 2015 thành các giai đoạn như sau:

**Giai đoạn 2000-2005**




**Hình 2.1.Tăng trưởng, lạm phát và lạm phát cơ bản theo quý giai đoạn 2001-2005**

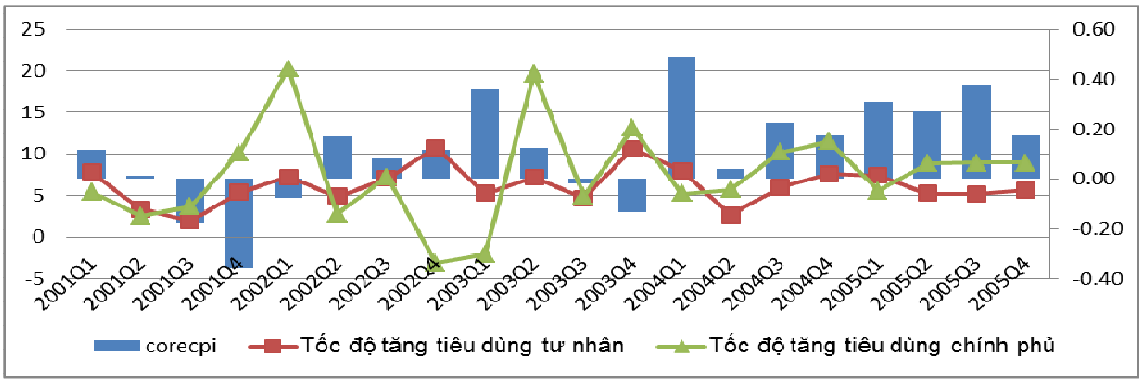
*Nguồn: GSO và tính toán của tác giả*

Biểu đồ trên biểu diễn tốc độ tăng trưởng GDP, lạm phát và lạm phát cơ bản. Trong đó, tăng trưởng GDP được biểu diễn theo trục bên trái của biểu đồ, trong khi đó lạm phát và lạm phát cơ bản được biểu diễn theo trục bên trái.

Chỉ số giá tiêu dùng năm 2000 là -0,6, chỉ số giá tiêu dùng một số tháng trong giai đoạn này cũng ở mức âm. Nền kinh tế trong những năm 2000-2003 rơi vào tình trạng giảm phát, thuật ngữ "kích cầu" lần đầu tiên xuất hiện trong các chích sách điều hành kinh tế của chính phủ. Nhờ những biện pháp kích cầu đó, năm 2002 nền kinh tế đã chuyển từ thiểu phát liên tục và kéo dài sang lạm phát nhẹ. CPI tăng 4% vừa đủ kích thích đầu tư trong nước (tăng trưởng kinh tế đạt 7,04% hoàn thành mục tiêu 7-7,3% mà Quốc hội đề ra năm 2002). Bước sang năm 2003, lạm phát tiếp tục giữ ở mức thấp, chỉ số giá tiêu dùng tăng 3%, tăng trưởng GDP năm 2003 đạt 7,24%. Năm 2004, Việt Nam đã trở thành nước xuất khẩu gạo đứng thứ hai thế giới, chỉ sau Thái Lan. Nhờ đó, kinh tế nhanh chóng phục hồi sau khủng hoảng tiền tệ. GDP bình quân đầu người khoảng 10 triệu đồng (tương đương 640 USD), vượt mức bình quân của các nước đang phát triển có thu nhập thấp (500 USD). Tính chung cả giai đoạn, tăng trưởng trung bình theo quý giai đoạn này đạt 6,85%, trong khi lạm phát cơ bản chỉ ở mức 0,11%. Như vậy, có thể thấy, đây là giai đoạn khá thành công trong thực thi mục tiêu tăng trưởng và kiểm soát lạm phát ở Việt Nam.

Xét về các yếu tố tiêu dùng, có thể thấy: Tiêu dùng tư nhân trong giai đoạn này là khá ổn định, đạt tốc độ tăng trung bình 6,18%. Trong khi đó, tiêu dùng chính phủ có những thay đổi mạnh mẽ qua các quý, tính chung cả giai đoạn đạt tốc độ tăng trung

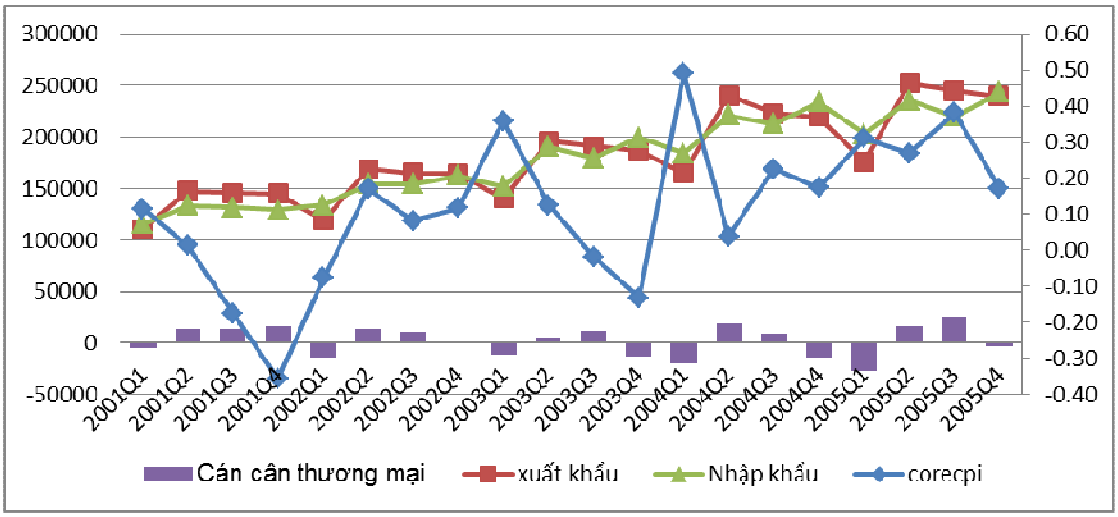
bình 7,46%. Có thể nhận thấy, giai đoạn từ quý I/2001 đến quý IV/2003 khi tiêu dùng chính phủ có những biến động mạnh thì lạm phát cơ bản cũng có những dao động mạnh tương ứng. Giai đoạn Quý I/2004 – Quý IV/2005, khi tiêu dùng chính phủ tương đối ổn định thì lạm phát cơ bản cũng tương đối ổn định.




**Hình 2.2: Tiêu dùng chính phủ, tiêu dùng tư nhân và lạm phát cơ bản giai đoạn 2001-2005**

*Nguồn: GSO và tính toán của tác giả*

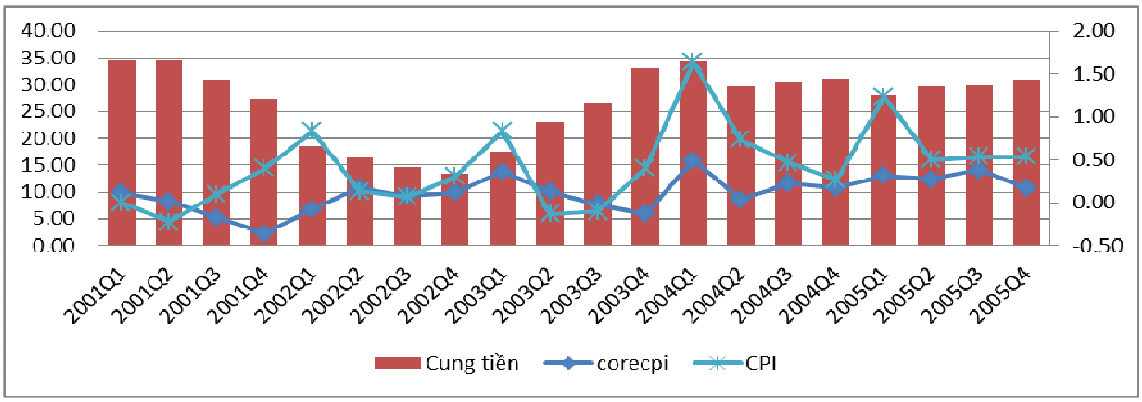
Giai đoạn này mở đầu với việc ký kết Hiệp định thương mại Việt – Mỹ (2001) tạo điều kiện cho Việt Nam hội nhập kinh tế quốc tế và phát triển thương mại. Tuy nhiên khi hội nhập Việt Nam lại chịu ảnh hưởng từ cuộc khủng hoảng Châu Á và tình trạng giảm phát toàn cầu. Giá cả hàng hóa trong khu vực giảm do giảm cầu về hàng nhập khẩu và phá giá đồng tiền của các nước trong khu vực. Đó là một trong những nguyên nhân gây nên tình trạng giảm phát ở Việt Nam trong những năm 2000-2003.




**Hình 2.3: Xuất nhập khẩu và lạm phát cơ bản các quý giai đoạn 2001-2005**

*Nguồn: GSO và tính toán của tác giả*

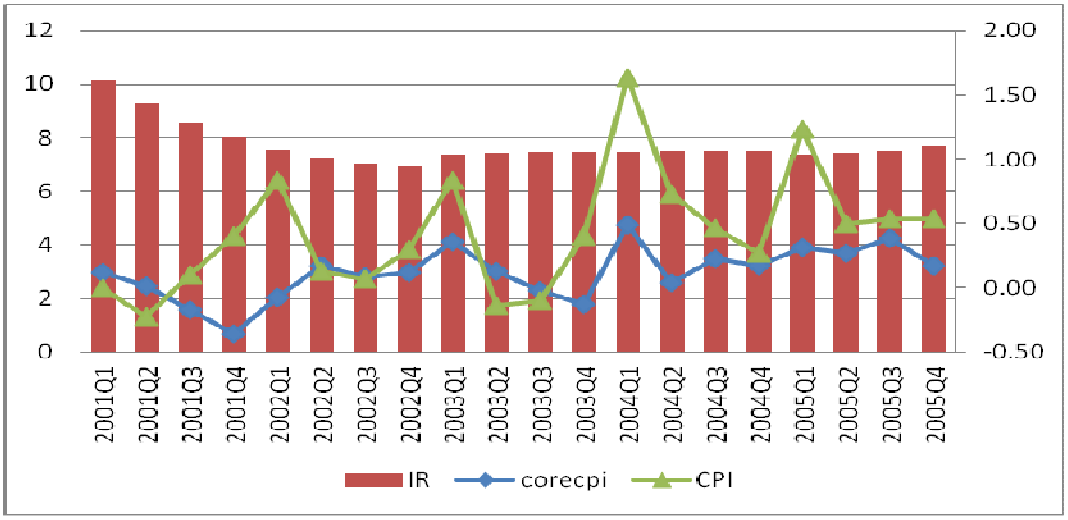
Xét theo yếu tố tiền tệ, cung tiền giai đoạn 2001-2005 cũng có tốc độ tăng trưởng tương đối cao, đạt tốc độ tăng trưởng cung tiền trung bình cả giai đoạn 26,69%. Có thể thấy, mối quan hệ lạm phát cơ bản và cung tiền cũng tương tự như chi tiêu chính phủ và lạm phát cơ bản. Giai đoạn Quý I/2001 – Quý IV/2003, cung tiền có tốc độ tăng không ổn định thì lạm phát cơ bản không ổn định, và giai đoạn Quý I/2004 – Quý IV/2005, tốc độ tăng cung tiền là tương đối ổn định thì lạm phát cơ bản cũng ổn định.




**Hình 2.4: Cung tiền và lạm phát cơ bản giai đoạn 2001-2005**

*Nguồn: GSO và tính toán của tác giả*

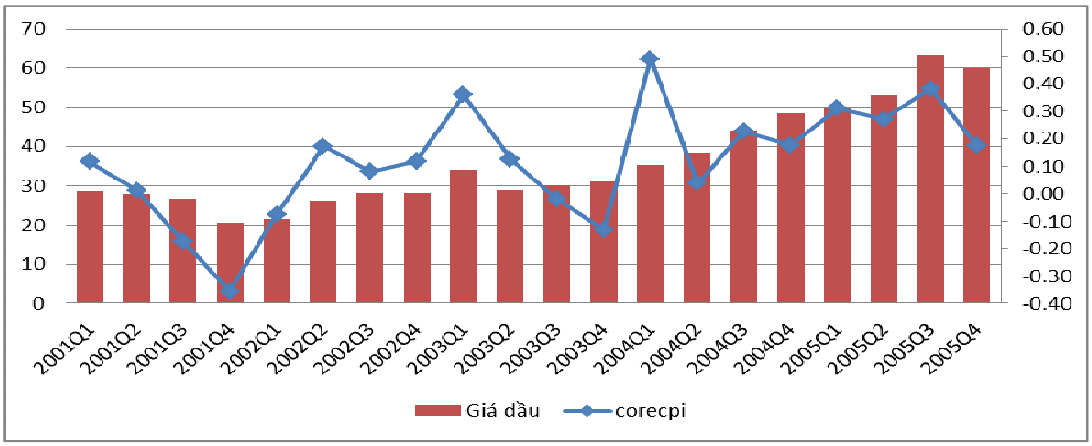
Xem xét mối quan hệ giữa lãi suất, lạm phát và lạm phát cơ bản trong giai đoạn 2001-2005 cũng cho thấy mối tương quan giữa lãi suất và lạm phát cơ bản. Tuy nhiên, do những đặc thù trong nền kinh tế về việc thực hiện chính sách và chính sách lãi suất chủ yếu được sử dụng là công cụ để kiểm soát lạm phát. Do đó, khi lạm phát tăng cao thì Ngân hàng nhà nước sẽ tăng lãi suất để kiểm soát lạm phát.




**Hình 2.5: Lãi suất, lạm phát và lạm phát cơ bản giai đoạn 2001-2005**

*Nguồn: GSO và tính toán của tác giả*

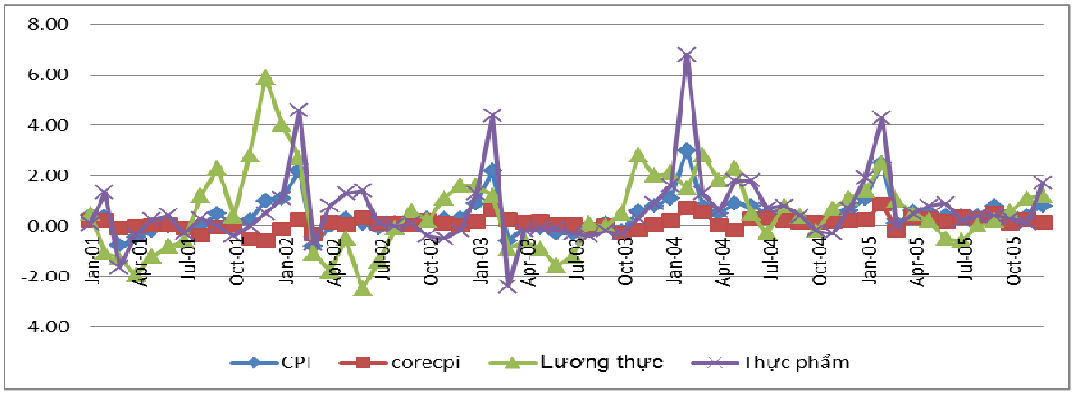
Xét về yếu tố giá bên ngoài, tác giả xem xét đến giá dầu để thấy được ảnh hưởng của giá thế giới tới nền kinh tế Việt Nam cũng như lạm phát và lạm phát cơ bản. Giai đoạn này cũng cho thấy giá dầu thế giới có nhiều biến động. Cụ thể, giá dầu thấp nhất khoảng 20,5 USD/thùng vào quý IV/2001 đã tăng lên tới khoảng 63 USD/thùng vào quý III/2005. Tuy nhiên, nhìn cả giai đoạn có thể thấy, tương quan giữa giá dầu và lạm phát cơ bản là không nhiều.




**Hình 2.6: Giá dầu thế giới và lạm phát cơ bản giai đoạn 2001-2005**

*Nguồn: GSO và tính toán của tác giả*

Để thấy rõ hơn những biến động của lạm phát cơ bản, tác giả xem xét các yếu tố cấu thành trong giỏ hàng hóa theo tháng. Có thể thấy, lạm phát giai đoạn này bị ảnh hưởng mạnh mẽ bởi các cú sốc cung do dịch cúm gà và thiên tai gây ra. Những cú sốc cung này chủ yếu ảnh hưởng đến giá lương thực thực phẩm với giá lương thực thực phẩm tăng 15,5% so với tỷ lệ lạm phát chung là 9,5% và lạm phát phi lương thực thực phẩm là 5,2% trong năm 2004. Tuy nhiên, lạm phát cơ bản đã loại bỏ các yếu tố kể trên, do vậy, lạm phát cơ bản có xu hướng là tương đối ổn định.

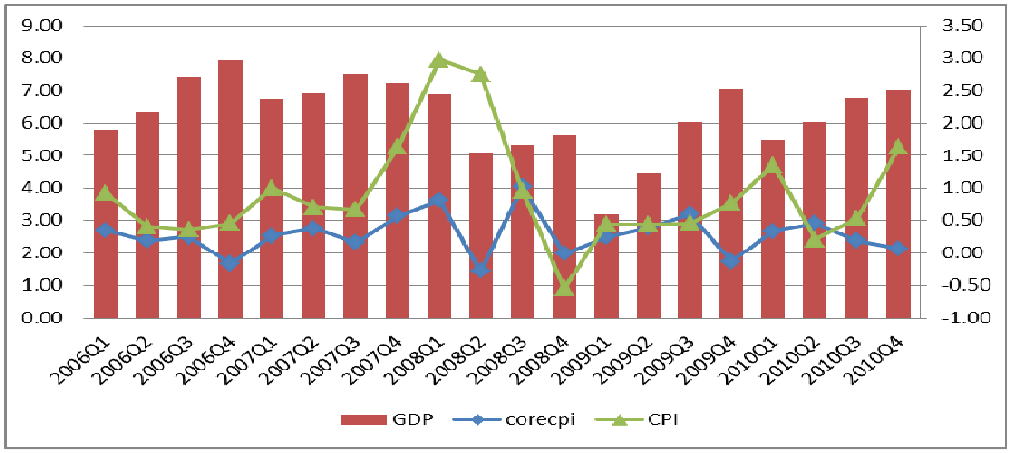



**Hình 2.7: Lạm phát cơ bản và chỉ số giá của một số mặt hàng giai đoạn 2001-2005**

*Nguồn: GSO và tính toán của tác giả*

**Giai đoạn 2006-2010**

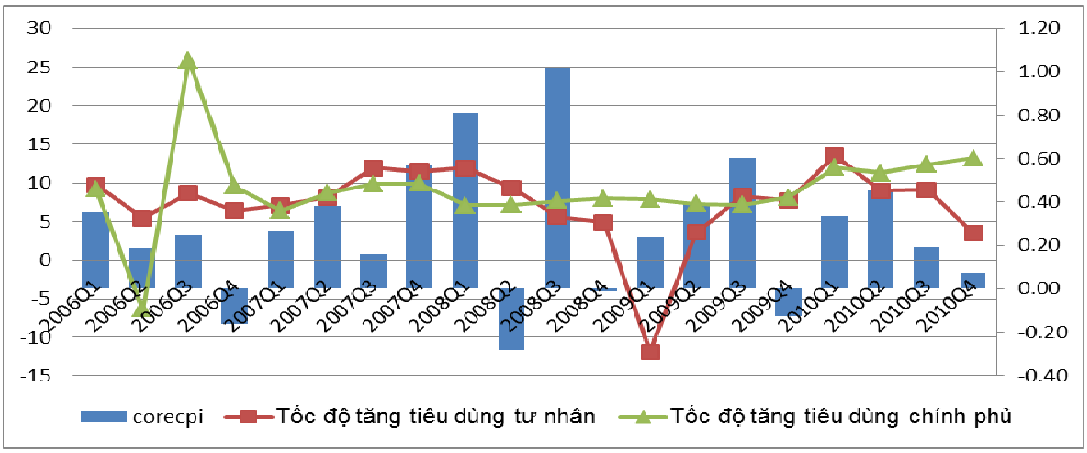
Giai đoạn này, tăng trưởng kinh tế của Việt Nam cũng có nhiều biến động, đặc biệt là năm 2009. Đây là mức tăng trưởng thấp nhất trong gần một thập kỷ. Tính chung cả giai đoạn, tăng trưởng trung bình đạt 6,21%, trong khi lạm phát trung bình theo quý là 0,61% và lạm phát cơ bản là 0,29%. Tuy nhiên, xem xét lạm phát theo góc độ so với cùng kỳ thì lạm phát giai đoạn này là tương đối cao, đặc biệt vào năm 2008, tương ứng 19,89%.




**Hình 2.8: Tăng trưởng, lạm phát và lạm phát cơ bản theo quý giai đoạn 2006-2010**

*Nguồn: GSO và tính toán của tác giả*

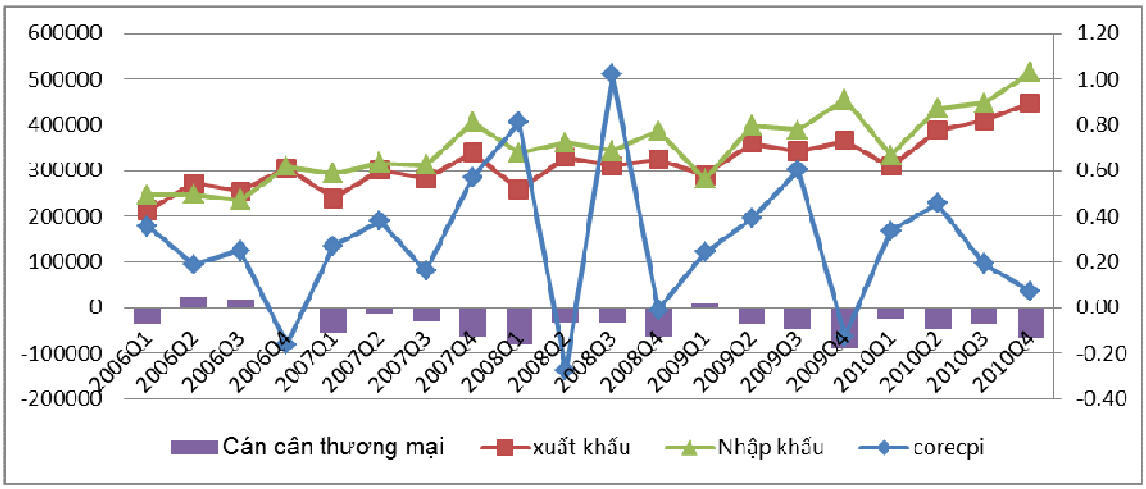
Xét về các yếu tố tiêu dùng, có thể thấy: Tiêu dùng chính phủ và Tiêu dùng tư nhân trong giai đoạn này là khá ổn định, đạt tốc độ tăng trung bình tương ứng khoảng 9,1% và 7,17%, cao hơn so với giai đoạn trước. Tuy nhiên, có thể thấy, giai đoạn này lạm phát cơ bản có những biến động khá phức tạp. Do vậy, không thể thấy được mối tương quan giữa tiêu dùng với lạm phát cơ bản.




**Hình 2.9: Tiêu dùng chính phủ, tiêu dùng tư nhân và lạm phát cơ bản giai đoạn 2006-2010**

*Nguồn: GSO và tính toán của tác giả*

Xét về các yếu tố xuất nhập khẩu, có thể thấy giai đoạn này, Việt Nam chủ yếu là nhập siêu và có xu hướng là tương đối ổn định. Trong khi đó, lạm phát cơ bản lại có những biến động mạnh mẽ, do vậy, không có tương quan mạnh giữa các yếu tố xuất nhập khẩu với lạm phát cơ bản.




**Hình 2.10: Xuất nhập khẩu và lạm phát cơ bản các quý giai đoạn 2006-2010**

*Nguồn: GSO và tính toán của tác giả*

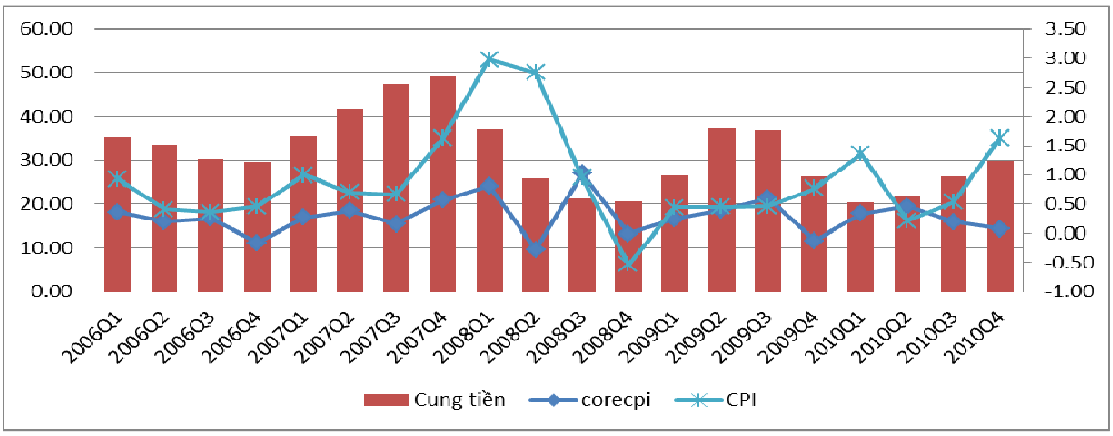
Xét theo yếu tố tiền tệ, có thể thấy giai đoạn này chính sách tiền tệ đã được nới lỏng trong một thời gian dài, lãi suất và tỷ lệ dự trữ bắt buộc được ấn định ở mức thấp là nguyên nhân chính dẫn đến lạm phát tăng cao. Sự gia tăng của cung tiền và tín dụng trong nền kinh tế trong cả thập kỷ qua đã rất mạnh, từ năm 2000 đến năm 2009, tín dụng trong nền kinh tế tăng hơn 10 lần, cung tiền M2 tăng hơn 7 lần, đặc biệt là vào năm 2007 khi tiền tệ tăng với tốc độ 47%/năm, trong khi đó GDP thực tế chỉ tăng hơn 1 lần. So với các nước trong khu vực, tốc độ tăng cung tiền M2 của Việt Nam khá cao. Trung bình giai đoạn 2000-2010, tốc độ tăng cung tiền của Việt Nam dẫn đầu khu vực với mức tăng 31,4% và sau đó là của Trung Quốc (17,8%), Indonesia (13%), Philippines (10,2%), Malaisia (8,7%) và Thái Lan (6,2%). Điều này tất yếu dẫn đến đồng tiền bị mất giá. Thực tế chúng ta dễ nhận thấy là lạm phát ở Việt Nam cao hơn rất nhiều so với các quốc gia khác trong cùng thời kỳ, mặc dù cùng chịu chung cú sốc tăng giá của hàng hóa thế giới.

Tín dụng tăng nhanh, đặc biệt năm 2007 tăng 54%/năm đã giúp giới đầu cơ đẩy giá bất động sản tăng cao trong một thời gian dài, đặt nền kinh tế trong trạng thái "bong bóng" bất động sản. "Bong bóng" bất động sản khuyến khích người dân tiết kiệm ít đi, và tiêu dùng nhiều hơn, tạo áp lực cho giá cả.

Năm 2009, Chính phủ đã phải tung ra gói kích cầu ở mức 160 nghìn tỷ đồng (tương đương 9 tỷ USD) để kích thích tăng trưởng nhưng lại dẫn đến bội chi ngân sách tăng mạnh, gần 7% GDP. Cung tiền bắt đầu tăng mạnh và tín dụng cũng có dấu hiệu tương tự. Các ngân hàng thương mại trở nên thiếu hụt tiền mặt nên tăng lãi suất nhằm thu hút tiền gửi. Vì vậy, cuộc cạnh tranh lãi suất đã bắt đầu khiến cho lãi suất cho vay bị đẩy lên cao (vượt trần lãi suất do các khoản phí cho vay). Tuy nhiên, lãi suất thực vẫn là âm (lãi suất thực = lãi suất – lạm phát). Việc này không khuyến khích tiết kiệm và không khuyến khích người dân gửi tiền, làm cho lạm phát đã cao lại càng cao hơn.

Tăng trưởng tín dụng và cung tiền trong năm 2009 sẽ ảnh hưởng đến lạm phát trong năm 2010. Trong cả năm 2010 lạm phát Việt Nam là 11,75%, tuy không quá bất ngờ nhưng vẫn vượt so với chỉ tiêu Quốc hội đề ra hồi đầu năm gần 5%.

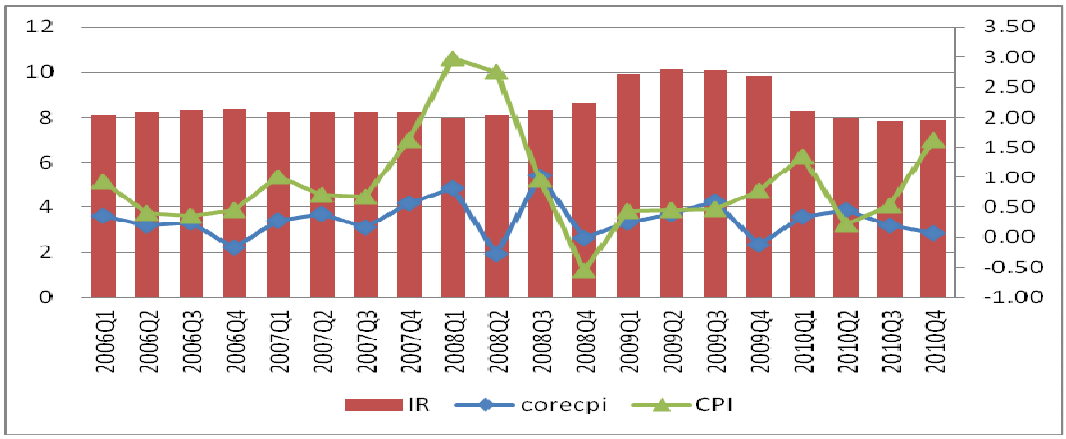
Về tổng thể, toàn bộ giai đoạn 2006-2010, những biến động của cùng tiền và lạm phát cơ bản tương đối cùng chiều và có độ trễ. Chẳng hạn, cung tiền quý IV/2007 tăng gần 50% nhưng lạm phát cơ bản không tăng cao trong cùng quý mà tăng cao hơn vào quý I/2008.




**Hình 2.11: Cung tiền, lạm phát và lạm phát cơ bản giai đoạn 2006-2010**

*Nguồn:GSO và tính toán của tác giả*

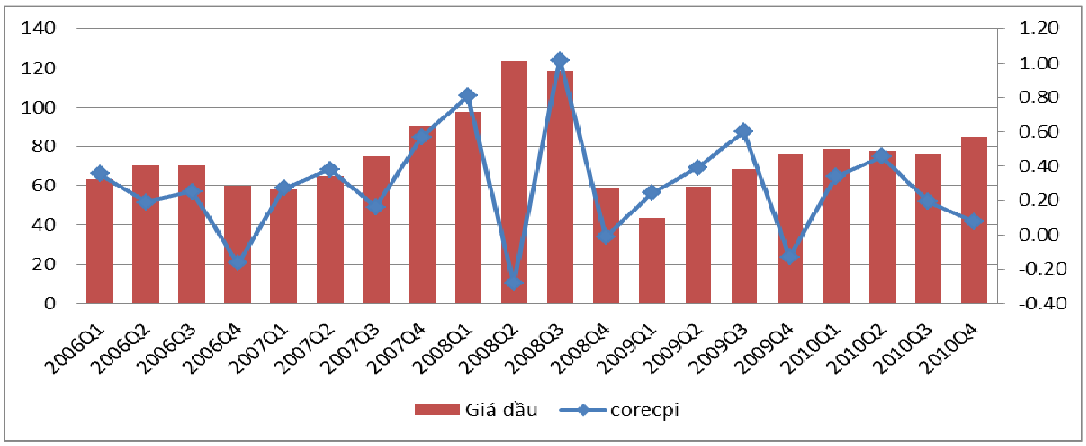
Trong giai đoạn 2006-2010, mối quan hệ giữa lãi suất và lạm phát cơ bản được thể hiện rõ ràng hơn trong giai đoạn trước đó. Có thể thấy khi lạm phát tăng cao, lạm phát cơ bản tăng, Ngân hàng nhà nước sẽ thực hiện chính sách tăng lãi suất để kiểm soát lạm phát. Do đó, các chính sách về lãi suất luôn có độ trễ nhất định. Chẳng hạn, lạm phát cơ bản tăng cào vào quý 3/2008 nhưng lãi suất chỉ tăng nhẹ vào quý 4/2008 và tăng cao vào quý 1/2009.




**Hình 2.12: Lãi suất, lạm phát và lạm phát cơ bản giai đoạn 2006-2010**

*Nguồn: GSO và tính toán của tác giả*

Giai đoạn 2006 - 2010, giá dầu thế giới cũng có nhiều biến động. Cụ thể, giá dầu đã đạt đỉnh vào quý II/2008 với mức giá 123,78 USD/thùng. Nguyên nhân là do cuộc khủng hoảng tài chính thế giới năm 2008 đã tác động tiêu cực đến kinh tế Việt Nam, tăng trưởng kinh tế đã giảm sút mạnh mẽ và bộc lộ nhiều bất ổn kinh tế vĩ mô, giá của nhiều mặt hàng giảm mạnh, nhờ đó lạm phát kể từ tháng 9/2008 đã giảm mạnh so với các tháng trước đó. Liên tiếp 3 tháng 10, 11, 12/2008 CPI tăng trưởng âm. Trung bình 7 tháng đầu năm lạm phát chỉ tăng 0,45%/ tháng, so với tháng 12/2008 đến tháng 7/2009 lạm phát chỉ tăng 3,22% trong đó lương thực thực phẩm giảm 0,33%. Lạm phát trong nước được khống chế, CPI năm 2009 tăng 6,52%, thấp hơn đáng kể so với những năm gần đây. Có thể thấy, giai đoạn 2006-2010, lạm phát cơ bản có biến động tương đối cùng chiều so với giá dầu thế giới, trừ năm QII/2008. Nguyên nhân lạm phát cơ bản quý II/2008 giảm mạnh so với các quý trước là do việc giảm giá mạnh của một số mặt hàng trong nhóm hàng điện và dịch vụ điện, và bưu chính viễn thông.

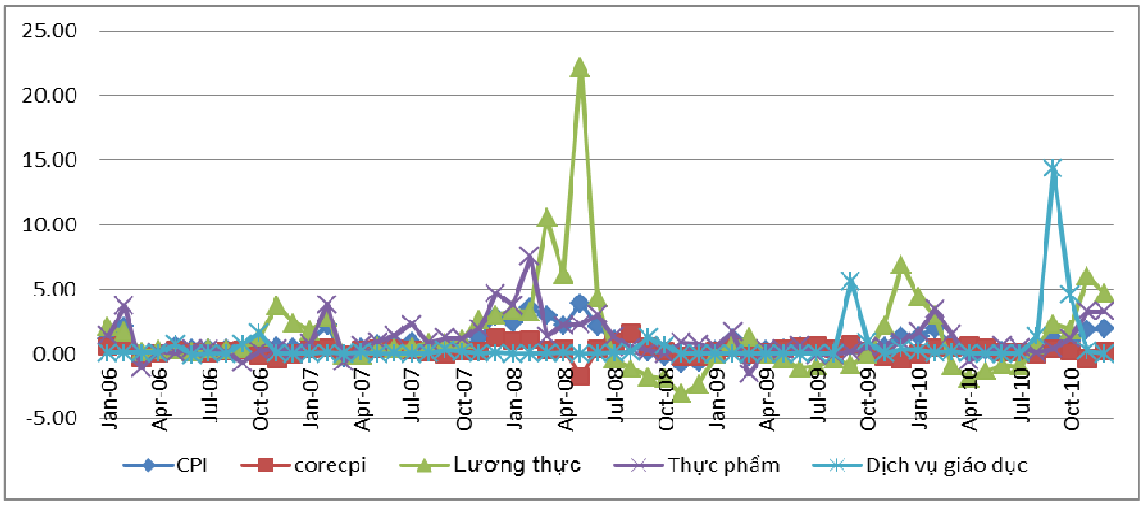



**Hình 2.13: Giá dầu thế giới và lạm phát cơ bản giai đoạn 2006-2010**

*Nguồn: GSO và tính toán của tác giả*

Có nhiều lý do đã được đưa ra nhằm giải thích cho sự tăng mạnh trở lại của lạm phát trong những năm 2007-2009. Những lý do này bao gồm sự gia tăng của mức lương tối thiểu, sự gia tăng của giá cả hàng hóa quốc tế, chính sách tiền tệ lỏng lẻo và không linh hoạt, chính sách quản lý tỷ giá cứng nhắc và thiếu linh hoạt. Bên cạnh đó, sự mở cửa của Việt Nam với thế giới từ khi Việt Nam gia nhập WTO năm 2007 khiến cho luồng vốn đầu tư gián tiếp nước ngoài đổ vào Việt Nam, đẩy giá chứng khoán và giá tài sản lên rất cao. Để giữ ổn định tỷ giá, NHNN đã phải bơm một lượng tiền đồng lớn vào nền kinh tế góp phần làm trầm trọng hơn tình trạng lạm phát.

Xem xét các yếu tố cấu thành trong giỏ hàng hóa theo tháng cho thấy: Năm 2007, lạm phát tăng đến hai con số đã gây nên hoang mang cho người dân và Chính phủ. Tuy nhiên, năm 2008 mới là năm lạm phát thực sự bùng nổ và gây nên những bất ổn vĩ mô. Chỉ số giá tiêu dùng CPI đã liên tục tăng cao từ đầu năm, và đạt cao nhất vào tháng 7 năm 2008 khi lên đến 30%. Kết thúc năm 2008, chỉ số CPI tăng 19,89% so với tháng 12 năm trước, và nếu tính theo trung bình năm tăng 22,97%, đây là mức cao nhất trong vòng 17 năm qua. Nhìn lại diễn biến lạm phát năm 2008 có nhiều điểm đáng chú ý. Tháng 5/2008, chỉ số giá tiêu dùng 1 tháng tăng gần 4%, đó là thời điểm tăng đột biến giá lương thực (chỉ số giá tiêu dùng nhóm hàng lương thực tăng 22,19%). Trước đó tháng 3/2008 lạm phát cũng tăng 3,56% so với tháng trước. Tính trung bình 6 tháng đầu năm 2008 lạm phát tăng lên đến 2,86% cho mỗi tháng.



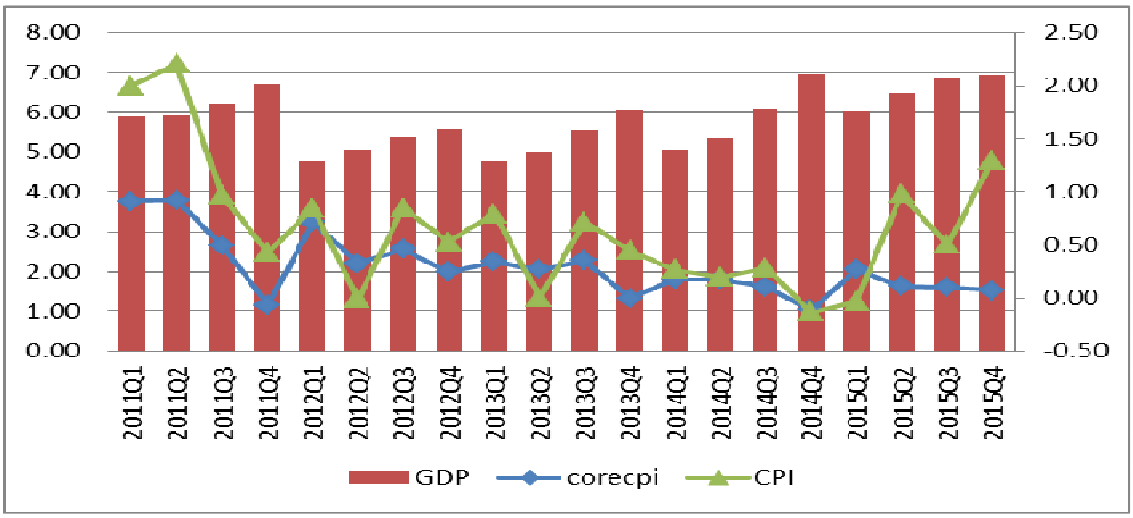

**Hình 2.14: Lạm phát cơ bản và chỉ số giá của một số mặt hang giai đoạn 2006-2010**

*Nguồn: GSO và tính toán của tác giả*

Năm 2010, CPI tăng lên cao ở hai tháng đầu năm, nhưng từ tháng 4 đến tháng 8, CPI tăng rất thấp, một phần nhờ hiệu quả của các chính sách kinh tế vĩ mô. Đến 4 tháng cuối năm 2010, chỉ số CPI liên tục duy trì ở mức cao khiến cho CPI cho 11 tháng đã tăng lên đến 9,58% so với 20,71% và 5,07% của cùng kỳ năm 2008 và 2009. Nhìn chung năm 2010 thì giáo dục là nhóm tăng giá mạnh nhất trong rổ hàng hóa tính theo CPI (gần 20%). Tiếp đó là hàng ăn (16,18%) và nhà ở-vật liệu xây dựng (15,74%). Bưu chính viễn thông là nhóm duy nhất giảm giá với mức giảm gần 6% trong năm 2010. Giá vàng đã tăng tới 30% trong khi mức tăng của đô la Mỹ là xấp xỉ 10%. Tuy nhiên, hầu hết các mặt hàng trên không được tính trong lạm phát cơ bản, do đó, mặc dù lạm phát biến động khá cao nhưng lạm phát cơ bản vẫn tương đối ổn định.

**Giai đoạn từ 2011 -2015**

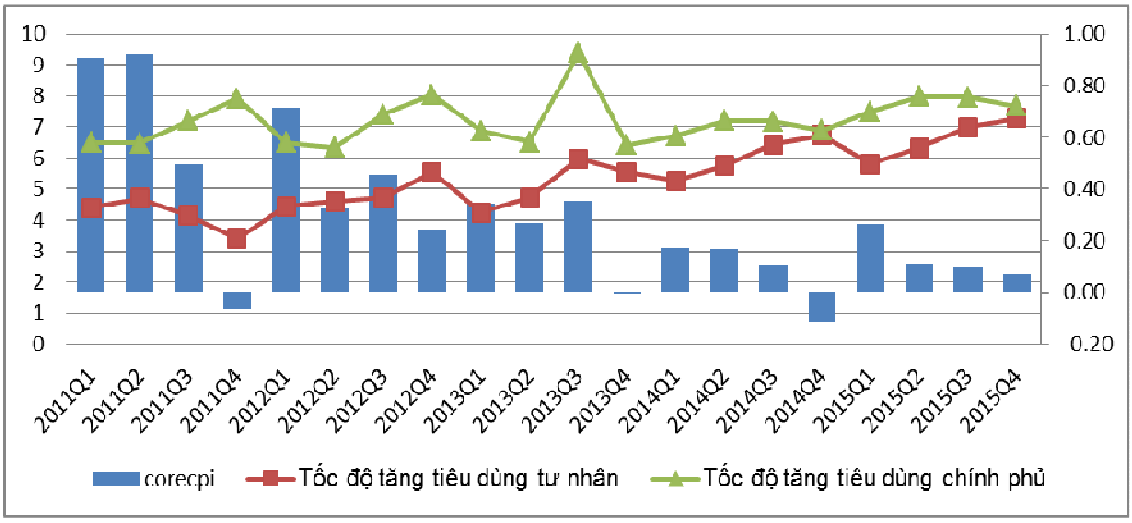
Đến năm 2011, lạm phát tăng cao lên đến 18,13% ghi nhận sự đi lệch của dòng tiền, khi đã tạo được đột phá về tăng trưởng nhưng lại thúc ép lạm phát đạt các kỷ lục mới. Đỉnh cao của lạm phát năm 2011 rơi vào tháng 4 với tỷ lệ 9,46% so với cuối năm 2010, vượt xa ngưỡng 7% mà Chính phủ đặt mục tiêu cho cả năm vào thời điểm đó. Nếu so với cùng kỳ năm ngoái, lạm phát đã lên tới 17,51% cao hơn mức đỉnh lạm phát 16% mà ngân hàng phát triển Á Châu đưa cho Việt Nam. Đây là giai đoạn tăng trưởng kinh tế Việt Nam đang có xu hướng chậm lại. Tính chung cả giai đoạn, tăng trưởng trung bình chỉ đạt khoảng 5,91%, lạm phát trung bình 6,7% và lạm phát cơ bản trung bình khoảng 4%.




**Hình 2.15: Tăng trưởng, lạm phát và lạm phát cơ bản theo quý giai đoạn 2011-2015**

*Nguồn: GSO và tính toán của tác giả*

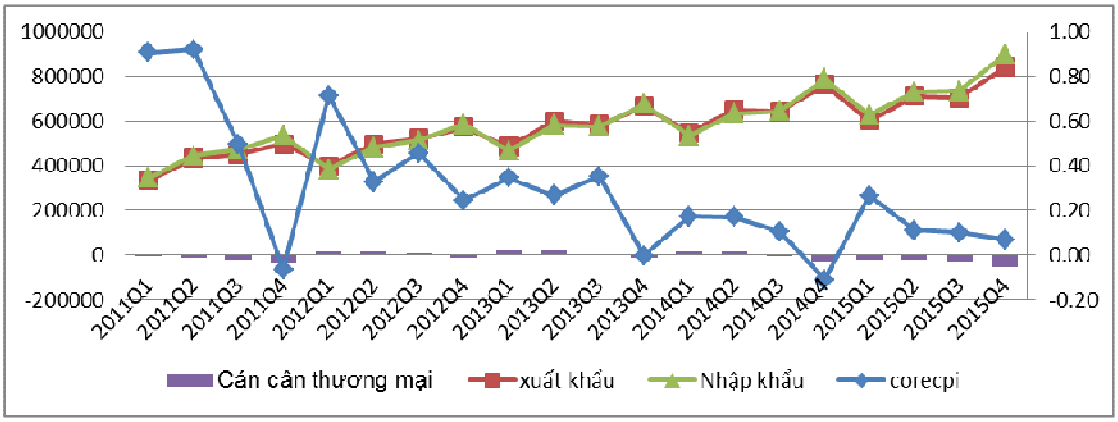
Xét về các yếu tố tiêu dùng, có thể thấy: Tiêu dùng chính phủ trong giai đoạn này là khá ổn định và theo xu hướng giảm, đạt tốc độ tăng trung bình tương ứng khoảng 7,66% (giai đoạn 2006-2010 là 9,1%). Trong khi đó, Tiêu dùng tư nhân cũng không có dấu hiệu cải thiện, chỉ tăng 1 điểm % từ mức 7,17% của giai đoạn 2006-2010 lên mức 7,28% của giai đoạn 2011-2015. Tuy nhiên, có thể thấy, giai đoạn này lạm phát cơ bản có những biến động khá phức tạp, chủ yếu là những biến động của năm 2011 và các năm sau đó thì tương đối ổn định và có xu hướng giảm. Trong hai năm, 2011 và 2012 Chính phủ đã chỉ đạo thực hiện quyết liệt các giải pháp tiết kiệm chi thường xuyên, cắt giảm đầu tư công, giảm bội chi ngân sách nhà nước (xuống 4,9% vào 2011, 48% năm 2012) và giảm nợ công để kiềm chế lạm phát, ổn định kinh tế vĩ mô, đảm bảo an sinh xã hội. Việc thực hiện giải pháp này đang thu được những kết quả bước đầu trong kiềm chế lạm phát, ổn định kinh tế vĩ mô ở nước ta.




**Hình 2.16: Tiêu dùng chính phủ, tiêu dùng tư nhân và lạm phát cơ bản giai đoạn 2011-2015**

*Nguồn: GSO và tính toán của tác giả*

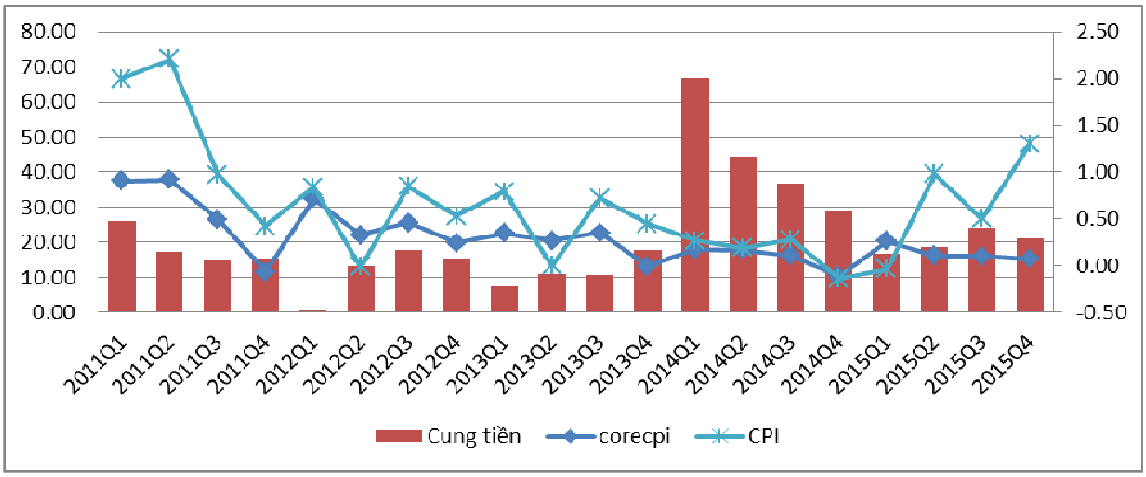
Xét về các yếu tố xuất nhập khẩu, có thể thấy giai đoạn này, Việt Nam đã có những thời gian xuất siêu. Nguyên nhân chính là do sự giảm sút của nhập khẩu và sự tăng lên mạnh mẽ của xuất khẩu. Tuy giá trị xuất nhập khẩu có tăng qua các quý, những nếu xét về góc độ tốc độ tăng thì cả xuất khẩu và nhập khẩu đang có xu hướng giảm. Nguyên nhân chính là do trong những năm gần đây thương mại thế giới giảm sút rõ rệt và cầu về hàng hóa xuất khẩu của Việt Nam giảm mạnh. Về lạm phát cơ bản giai đoạn này cũng đang có xu hướng giảm trong những năm gần đây và tương đối biến thiên cùng chiều so với tốc độ xuất nhập khẩu.




**Hình 2.17: Xuất nhập khẩu và lạm phát cơ bản các quý giai đoạn 2011-2015**

*Nguồn: GSO và tính toán của tác giả*

Xét theo yếu tố tiền tệ: Năm 2011, lạm phát và lạm phát cơ bản tăng cao do những ảnh hưởng của việc nới lỏng chính sách tiền tệ của giai đoạn trước đó. Trước tình hình như vậy, NQ01 năm 2011 của chính phủ quyết liệt thực hiện mục tiêu ổn định kinh tế vĩ mô và kiềm chế lạm phát. Năm 2012, theo số liệu của NHNN, nhờ thực hiện quyết liệt và đồng bộ hàng loạt giải pháp, tốc độ tăng trưởng M2 cả năm chỉ khoảng 20% và tín dụng chỉ tăng khoảng 7% nên lạm phát đã giảm mạnh đáng kể so với năm 2011. Sau năm 2012, lạm phát đã có xu hướng giảm và lạm phát cơ bản là tương đối ổn định là do các chính sách tiền tệ giai đoạn này được thực hiện linh hoạt theo diễn biến của thị trường.

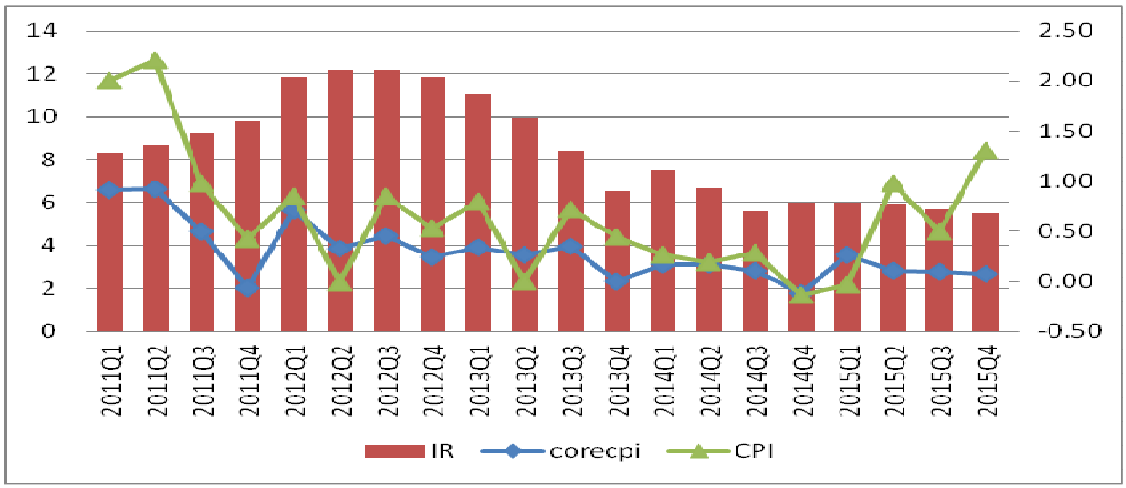



**Hình 2.18: Cung tiền, lạm phát và lạm phát cơ bản giai đoạn 2011-2015**

*Nguồn: GSO và tính toán của tác giả*

Tương tự như các giai đoạn trước đó, những giai đoạn 2011-2016 thể hiện rõ hơ quyết tâm kiềm chế lạm phát của chính phủ Việt Nam sau thời kỳ lạm phát cao xảy ra

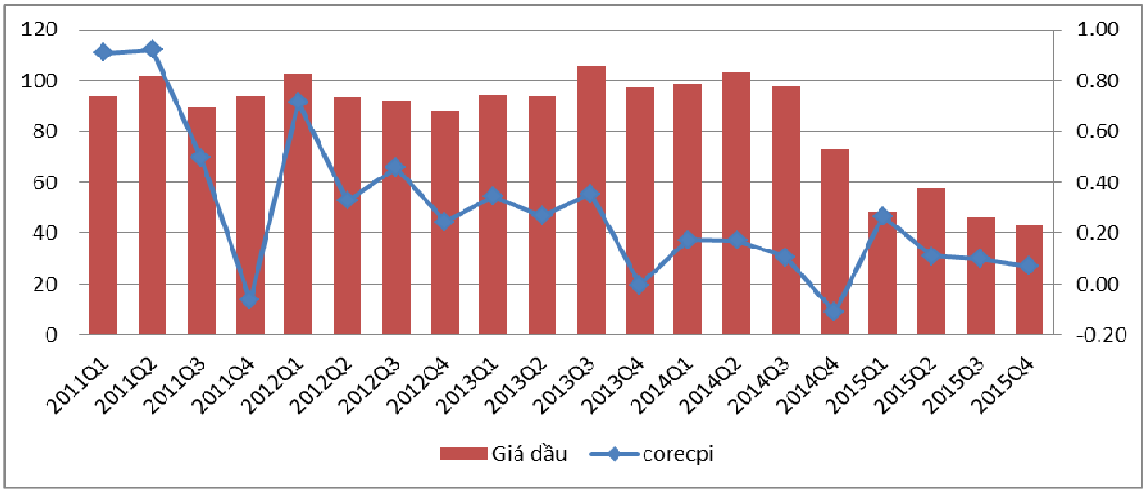
ở Việt Nam. Do đó, trong giai đoạn lãi xuất đã được tăng cao liên tục từ quý 1/2012 ddeeens quý 4/2012 và chỉ giảm nhẹ sau đó, mặc dù lạm phát cũng như lạm phát cơ bản đã ổn định ở mức thấp. Cụ thể, lạm phát và lạm phát cơ bản trung bình quý 1/2012 ở mức thấp, tương ứng 0,84% và 0,71%, trung khi đó lãi suất vẫn ở mức cao, 11,8%.




**Hình 2.19: Lãi suất, lạm phát và lạm phát cơ bản giai đoạn 2011-2015**

*Nguồn: GSO và tính toán của tác giả*

Giai đoạn 2011 – 2015, giá dầu thế giới cũng có nhiều biến động giảm rõ rệt. Cụ thể, giá dầu đầu năm 2011 khoảng gần 100 USD/thùng đã giảm xuống mức khoảng 43 USD/thùng vào cuối năm 2015. Giai đoạn giá dầu thế giới có xu hướng giảm thì lạm phát cơ bản cũng giảm theo nhưng không nhiều. Điều này cho thấy, sự biến động của giá dầu thế giới cũng có ảnh hưởng tới lạm phát cơ bản trong nước.

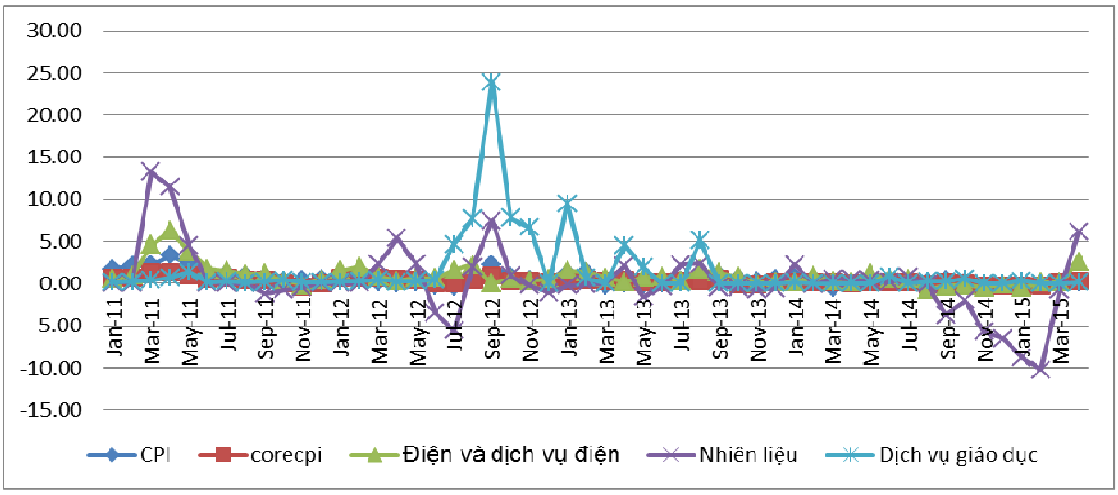



**Hình 2.20: Giá dầu thế giới và lạm phát cơ bản giai đoạn 2011-2015**

*Nguồn: GSO và tính toán của tác giả*

Nếu xét theo các nhóm hàng trong giỏ hàng hóa tính CPI, có thể thấy giai đoạn từ năm 2011-2015, lạm phát các nhóm hàng như Hàng ăn và dịch vụ ău uống, Dịch vụ giáo dục, Nhiên liệu và Điện và Dịch vụ điện đều có xu hướng giảm. Đặc biệt nhóm hàng Nhiêu liệu giảm mạnh từ điểm thời điểm cao nhất tháng 3 năm 2011 (13,28%) xuống gần như không tăng trong những tháng cuối năm 2015. Đối với nhóm hàng Dịch vụ giáo dục, do đặc trưng nhập học của nền kinh tế Việt Nam vào tháng 9 hàng năm, do vậy, các tháng này hàng năm lạm phát thường cao. Tuy nhiên, xu hướng tăng cao này đang giảm, chẳng hạn, chỉ số nhóm hàng Dịch vụ giáo dục là 112,16% vào tháng 9/2016 và 107,17% vào tháng 9/2014.

Đối với nhóm hàng ăn và dịch vụ ăn uống sau giai đoạn tăng cao trong năm 2011 đã có xu hướng giảm rõ rệt. Trong đó, sự giảm giá mạnh mẽ ở nhóm hàng lương thực đã góp phần làm giảm giá chung cho cả nhóm hàng này. Cụ thể, chỉ số CPI lương thực tăng cao nhất vào tháng 11 năm 2011, đạt 103,25% và giảm xuống chỉ còn 98,31% vào tháng 4 năm 2011. Các năm tiếp sau, CPI lương thực có tăng, tuy nhiên, xu hướng này chỉ tăng nhẹ và không còn tăng đột biến như các giai đoạn trước đó.




**Hình 2.21: Lạm phát cơ bản và chỉ số giá của một số mặt hàng giai đoạn 2011-2015**

*Nguồn: GSO và tính toán của tác giả*

Chỉ số giá tiêu dùng năm nay tăng do giá một số mặt hàng và dịch vụ do Nhà nước quản lý được điều chỉnh theo kế hoạch và cơ chế thị trường. Cụ thể trong năm có 17 tỉnh, thành phố điều chỉnh giá dịch vụ y tế làm cho CPI của nhóm thuốc và dịch vụ y tế tăng tới 18,97% so với tháng 12 năm trước, đóng góp vào chỉ số chung cả nước gần 1,1%. Các địa phương cũng tiếp tục thực hiện lộ trình tăng học phí làm CPI nhóm giáo dục tăng 11,7% đóng góp vào chỉ số CPI cả nước tăng khoảng gần 0,7%.

Giá xăng dầu dù được điều chỉnh tăng và giảm nhưng tựu chung lại vẫn tăng và có năm thực tế đã tăng giá 2,18% góp chung CPI cả nước tăng 0,08%. Giá điện năm qua thực tế đã được điều chỉnh tăng 10% đẩy CPI chung tăng khoảng 0,25%.

CPI cuối năm 2013 còn chịu áp lực từ sự mất cân đối thu chi ngân sách nhà nước các cấp, với mức bội chi đã lên tới hơn 100.000 tỷ đồng trong khi trái phiếu chính phủ đang ế hơn đầu năm. Năm 2013 cũng là năm tăng lương tối thiểu.

Nhìn chung, CPI năm 2013 tăng thấp chủ yếu do vụ mùa Đông xuân, vụ Hè thu được mùa trên cả nước nên nguồn cung lương thực dồi dào, cùng với đó là sức mua phục hồi chậm, tổng cầu thấp. Tổng mức bán lẻ hàng hóa và doanh thu dịch vụ xã hội năm 2013 ước tính tăng 12,6%, loại trừ yếu tố tăng giá chỉ tăng 5,6% thấp hơn so với năm 2012 (tăng 6,2%). Trong khi đó doanh nghiệp bị tồn đọng sản phẩm.

Năm 2014, do ưu tiên hàng đầu của Chính phủ là ổn định vĩ mô, kiểm soát lạm phát, kết hợp với các điều kiện tích cực của kinh tế vĩ mô trong năm 2013, lạm phát năm 2014 tiếp tục duy trì ở mức thấp, phù hợp với diễn biến chung của xu thế lạm phát trong khu vực. Tính chung cả năm 2014, lạm phát chỉ tăng 1,84% so với năm 2013, trong đó giáo dục có mức tăng cao nhất 8,25%, riêng dịch vụ giáo dục tăng 8,96%, các nhóm hàng hóa khác đều có mức tăng khá thấp (khoảng 1-2%), riêng hai nhóm hàng hóa có tỷ trọng lớn trong CPI là giao thông và nhà ở-vật liệu xây dựng là giảm giá (giảm 5,57% và 1,95%). Như vậy lạm phát năm 2014 chỉ bằng 26,2% chỉ tiêu mức lạm phát của Quốc hội đặt ra (7%) và bằng 37% mức dự kiến lạm phát của Chính phủ (5%). Nếu xét theo mức lạm phát bình quân, lạm phát năm 2014 tăng 4,09% so với năm 2013, đạt 80% mục tiêu.

Năm 2015, lạm phát chỉ tăng 6% so với năm 2014. Đây là điều đáng mừng vì lạm phát tăng thấp hơn tăng trưởng kinh tế, góp phần nâng cao chất lượng đời sống của người dân và giá trị đồng nội tệ, tạo điều kiện cho NHNN nới lỏng chính sách tiền tệ thông qua giảm lãi suất cho vay trong thời gian tới.

Tóm lại, giai đoạn 2011-2015, lạm phát thấp chủ yếu do những nguyên nhân sau:

(1) Thứ nhất, tiêu dùng thấp và mức cải thiện chậm trong khi nguồn cung hàng hóa ổn định và có xu thế tăng trưởng tích cực hơn. Chỉ số sản xuất công nghiệp toàn nghành năm 2014 tăng 7,6% so với năm 2013, cao hơn đáng kể mức tăng 5,9% của năm 2-13 nhưng tăng trưởng tổng mức bán lẻ và doanh thu dịch vụ tiêu dùng năm 2014 chỉ đạt 6,3% sau khi loại trừ yếu tố giá. Hơn nữa tăng trưởng cung tiền và tín dụng thấp trong năm 2013-2014 cũng góp phần đáng kể kiềm chế tốc độ tăng lạm

phát. Năm 2014, tăng trưởng tổng phương tiện thanh toán ở mức 15,99%, tăng trưởng tín dụng ở mức 12,62% so với cuối năm 2013 và bằng một nửa giai đoạn 2006-2010. Mặc dù tăng trưởng tín dụng và cung tiền năm 2014 cao hơn năm 2013 nhưng tình hình sản xuất gặp nhiều khó khăn nên khả năng hấp thụ vốn còn hạn chế, phần lớn các luồng tiền đều luân chuyển trong hệ thống ngân hàng, do đó không gây ra tác động tiêu cực đáng kể nào đối với lạm phát.

(2) Thứ hai, sự ổn định của thị trường ngoại hối cùng với mức điều chỉnh tăng tỷ giá thấp 1% trong năm 2013-2015, thấp hơn so với mức điều chỉnh 3-9% của giai đoạn 2009-2011, việc điều chỉnh giảm liên tục lãi suất cho vay cũng góp phần kiềm chế đáng kể tốc độ tăng lạm phát. Theo NHNN (2016), kể từ năm 2012 đến tháng 6/2013, tỷ giá bình quân liên ngân hàng ổn định ở mức 20,828 VNĐ/USD với tổng mức điều chỉnh không quá 2%. Tuy nhiên, do ảnh hưởng của tăng giá đồng đôla và áp lực phá giá đồng nhân dân tệ, 10 tháng đầu năm 2015, tỷ giá USD/VNĐ đã được điều chỉnh tăng 5%, với biên độ dao động +/-3%, giá trị trong khoảng 21,230-22,550 VNĐ/USD (tháng 10/2015). Hơn nữa lạm phát chủ yếu chịu sự tác động của việc điều chỉnh giá các mặt hàng cơ bản như giá dịch vụ y tế, giáo dục, giá xăng dầu. Tuy giá các mặt hàng cơ bản này có sự điều chỉnh nhưng nhìn chung, mức ảnh hưởng không lớn và không gây ảnh hưởng kéo dài.

(3) Thứ ba, giá cả hàng hóa thế giới có mức tăng thấp và vẫn tiếp tục xu hướng giảm. Tính bình quân 11 tháng đầu năm 2014, chỉ số giá hàng hóa chung thế giới đã giảm 4,2% so với bình quân cùng kỳ năm 2013, trong đó lương thực thực phẩm giảm 3,75%, nguyên liệu công nghiệp giảm 5,4% (nguyên liệu thô công nghiệp giảm 2,74%, kim loại giảm 9,66%), năng lượng giảm 4,57% (giá dầu thô giảm 4,33%). Do giá cả hàng hóa trên thế giới giảm nên giá hàng hóa nhập khẩu cũng giảm, riêng giá xăng dầu nhập khẩu vào Việt Nam trong năm 2014 đã có 19/24 lần điều chỉnh giảm giá, mức điều chỉnh giảm giá xăng dầu ngày 22/12/2014 đã khiến giá xăng và dầu diesel giảm khoảng 26%, dầu hỏa giảm 22%, mazut giảm 28,2%..., đây là nguyên nhân chính dẫn đến giá của nhóm hàng giao thông giảm mạnh trong năm 2014 và góp phần gián tiếp làm giá của các nhóm hàng khác cũng giảm theo.

(4) Thứ tư, giai đoạn này lạm phát cơ bản có xu hướng giảm thấp hơn so với giai đoạn trước nhưng vẫn tương đối ổn định trong khi lạm phát biến động cao. Nguyên nhân là do những mặt hàng có biến động lớn như nhiên liệu và dịch vụ giáo dục đã bị loại bỏ khỏi lạm phát cơ bản.

## 2.3. Kết luận chương 2

Trong chương 2 tác giả đã nêu ra bối cảnh kinh tế xã hội và phân tích thực trạng lạm phát cơ bản của Việt Nam giai đoạn 2000-2015. Trong đó, tác giả thực hiện phân chia giai đoạn theo 2000-2005, 2006-2010 và 2011-2015 để thực hiện phân tích. Nguyên nhân của việc phân chia giai đoạn như trên được giải thích là do nền kinh tế Việt Nam vẫn còn mang đậm tính chất theo nhiệm kỳ kế hoạch, do vậy, các chính sách của Việt Nam trong thời gian qua để kiềm chế lạm phát cũng bị ảnh hưởng lớn bởi hiện thực này. Kết quả phân tích trực trạng của lạm phát cơ bản cho thấy lạm phát cơ bản của Việt Nam chịu ảnh hưởng bởi các nhóm nhân tố cơ bản là:

i) Lạm phát cơ bản có xu hướng ổn định và tăng thấp trong những năm gần đây, nguyên nhân là do về cơ bản giá cả thế giới thấp, những mặt hàng có biến động lớn như nhiên liệu và dịch vụ giáo dục đã bị loại bỏ khỏi lạm phát cơ bản và lạm phát của nền kinh tế được duy trì ở mức thấp.

ii) Lạm phát kỳ vọng: kỳ vọng của người dân khi Chính phủ có đề án tăng lương tối thiểu, mục tiêu nhằm bù đắp trượt giá đảm bảo lương thực tế cho người lao động. Khi có đề án tăng lương, giá cả đã tăng trước khi cả tăng lương gây áp lực tăng giá.

iii) Cú sốc giá thế giới: Giai đoạn lạm phát tăng cao tương quan với giai đoạn giá dầu thế giới tăng cao

iv) Áp lực từ tổng cầu tăng cũng làm lạm phát cơ bản tăng, tuy nhiên, lạm phát cơ bản đã loại bỏ những nhóm hàng có biến động giá lớn, do đó, áp lực tăng giá từ tổng cầu đối với lạm phát cơ bản là không nhiều.

v) Tác động của yếu tố tiền tệ tới lạm phát cơ bản: Từ phân tích thực trạng có thể thấy trong các yếu tố tiền tệ thì cung tiền là nhân tố có tác động rõ ràng nhất tới lạm phát cơ bản. Tuy nhiên, do những vấn đề liên quan đến chính sách và quá trình thực thi chính sách tiền tệ nên tác động từ tăng cung tiền tới lạm phát cơ bản thường có độ trễ. Đối với yếu tố lãi suất, Ngân hàng nhà nước sử dụng công cụ lãi suất để kiểm soát lạm phát của Việt Nam trong thời gian dài, do đó tác động của lãi suất tới lạm phát cơ bản cũng có độ trễ.

# CHƯƠNG 3
# XÂY DỰNG CÁC MÔ HÌNH PHÂN TÍCH VÀ DỰ BÁO LẠM PHÁT CƠ BẢN Ở VIỆT NAM

## 3.1. Mô tả số liệu

Các số liệu được sử dụng trong luận án này được tác giả thu thập theo quý từ quý I/2001 tới quý IV/2015 với các nguồn cụ thể như bảng bên dưới:

**Bảng 3.1: Các số liệu được sử dụng trong luận án**

| Chỉ tiêu | Ký hiệu | Nguồn thu thập |
|---|---|---|
| Tổng sản phẩm trong nước theo giá so sánh 2010 | GDP | GSO |
| Tổng sản phẩm trong nước theo giá hiện hành | GDPV | GSO |
| Chỉ số giá tiêu dùng | CPI | GSO |
| Lạm phát cơ bản | CORECPI | GSO và tính toán của tác giả |
| Chỉ số sản xuất công nghiệp | PPI | GSO |
| Chỉ số giá Nhà nước | CPINN | GSO |
| Chỉ số giá năng lượng | CPINL | GSO |
| Chỉ số giá lương thực, thực phẩm | CPILTTP | GSO |
| Chỉ số giá nhập khẩu | CSGNK | GSO |
| Giá dầu thế giới | POIL | EIA |
| Giá gạo thế giới | PRICE | Viện nghiên cứu giá thế giới (IRRI) |
| Lãi suất cho vay liên ngân hàng | IR | Ngân hàng Nhà nước |
| Tỷ giá bình quân liên ngân hàng | ER | Ngân hàng Nhà nước |
| Cung tiền | M2 | Ngân hàng Nhà nước |
| Lương | W | GSO |
| Tiêu dùng chính phủ | GC | GSO |
| Tiêu dùng tư nhân | HC | GSO |

Trong đó,

- GDP: Tổng sản phẩm trong nước, được thu thập từ GSO với qui định năm gốc là năm 2010. Để chuỗi dừng ở dạng sai phân lô ga bậc nhất, tác giả thực hiện loại bỏ tính mùa vụ của chuỗi theo phương pháp san mũ mùa vụ nhân của Holt-Winter, vì chuỗi số liệu GDP có tính mùa vụ nhân. Đơn vị: tỷ đồng

- Chỉ số giá tiêu dùng (CPI): được thu thập từ GSO và lấy lại gốc về năm 2010, đơn vị %.

- CORECPI: là lạm phát cơ bản đã được tác giả tính toán ở trên, đơn vị % và được quy về năm gốc là năm 2010.

- Chỉ số giá nhà nước (CPINN): Được tính toán dựa trên giỏ hàng hóa gồm 02 nhóm hàng hóa do nhà nước ấn định giá như: dịch vụ y tế, dịch vụ giáo dục; đơn vị % và được quy về năm gốc là năm 2010.

- Chỉ số giá năng lượng (CPINL): bao gồm giá các mặt hàng điện sinh hoạt, gas và các loại chất đốt khác, nhiên liệu, đơn vị % và được quy về năm gốc là năm 2010.

- Chỉ số giá lương thực, thực phẩm (CPILTTP): bao gồm giá các mặt hàng hóa cấp 3 gạo, bột mỳ và ngũ cốc khác, thịt gia súc tươi sống, thịt gia cầm tươi sống, trứng các loại, thủy sản tươi sống, rau tươi khô và chế biến, quả tươi chế biến; đơn vị % và được quy về năm gốc là năm 2010.

- Chỉ số giá nhập khẩu (CSGNK): được thu thập từ GSO và được sử dụng làm một trong các biến thay thế cho giá quốc tế, được qui về năm gốc 2010, đơn vị %.

- Giá dầu quốc tế (POIL): số liệu về giá dầu quốc tế được thu thập từ Cục thông tin năng lượng Mỹ (EIA). Giá dầu được tính theo đơn vị USD/thùng.

- Giá gạo thế giới (PRICE): số liệu về giá gạo thế giới được thu thập từ Viện nghiên cứu giá thế giới (IRRI). Giá gạo được tính theo đơn vị USD/tấn.

- Cung tiền (M2) và lãi suất cho vay liên ngân hàng (IR): được thu thập từ Ngân hàng Nhà nước; đơn vị: tỷ đồng. Tác giả thực hiện loại bỏ yếu tố lạm phát bằng cách chia M2 cho giảm phát GDP với giảm phát GDP = GDP hiện hành/GDP cố định

- Tỷ giá (ER): là tỷ giá bình quân liên ngân hàng, được thu thập từ Ngân hàng nhà nước, đơn vị đồng.

- Lương (W): thu thập từ GSO, đơn vị tỷ đồng. Ở đây lương W đã loại bỏ yếu tố lạm phát.

- Tiêu dùng chính phủ (GC): thu thập từ GSO, đơn vị tỷ đồng

- Tiêu dùng tư nhân (HC): thu thập từ GSO, đơn vị tỷ đồng

**Bảng 3.2: Thống kê mô tả cho các biến số theo quý**

| | GDP | CPI | CORECPI | PPI | CPINN | CPINL | CPILTTP | CSGNK | POIL | PRICE | IR | ER | M2 | W | GC | HC |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Trung bình | 446552 | 87,13 | 93,07 | 80.38 | 99,77 | 86,12 | 83,52 | 97.69 | 67.59 | 401,15 | 8.37 | 17538 | 2005770 | 205710 | 25306 | 293711 |
| Trung vị | 424792 | 78,47 | 88,24 | 67.20 | 84,88 | 77,44 | 73,88 | 100.33 | 68.16 | 406,6 | 8.09 | 16122 | 1571293 | 167411 | 23820 | 285813 |
| Giá trị lớn nhất | 804599 | 144,52 | 135,93 | 133.68 | 196,72 | 154,46 | 149,21 | 127.53 | 120.75 | 949,2 | 12.19 | 21246 | 5250103 | 564438 | 52067 | 507050 |
| Giá trị nhỏ nhất | 230713 | 47,58 | 65,08 | 45.99 | 63,1 | 39,75 | 36,4 | 70.73 | 19.29 | 164,69 | 5.58 | 14548 | 258267 | 73276 | 12196 | 167049 |
| Độ lệch chuẩn | 134111 | 34,28 | 24,73 | 31.64 | 37,54 | 39,21 | 40,67 | 17.89 | 31.00 | 175,19 | 1.48 | 2367 | 1440091 | 132384 | 9443 | 83834 |
| Skewness | 0.61 | 0,436 | 0,53 | 0.54 | 1,27 | 0,45 | 0,38 | -0.09 | 0.01 | 0,52 | 0.92 | 0.55 | 0.58 | 1,0 | 0,8 | 0,53 |
| Kurtosis | 2.81 | 1,686 | 1,895 | 1.74 | 3,6 | 1,73 | 1,58 | 1.59 | 1.64 | 2,91 | 3.67 | 1.60 | 2.23 | 2,89 | 3,17 | 2,52 |
| Jarque-Bera | 3.63 | 5,91 | 5,6 | 6.53 | 16,25 | 5,78 | 6,15 | 4.77 | 4.38 | 2,63 | 9.19 | 7.52 | 4.56 | 9,54 | 6,13 | 3,22 |
| Giá trị xác suất | 0.16 | 0,52 | 0,06 | 0.04 | 0,0003 | 0,056 | 0,046 | 0.09 | 0.11 | 0,27 | 0.01 | 0.02 | 0.10 | 0,01 | 0,05 | 0,2 |
| Số quan sát | 57 | 57 | 57 | 57 | 57 | 57 | 57 | 57 | 57 | 57 | 57 | 57 | 57 | 57 | 57 | 57 |

*Nguồn: Tính toán của tác giả*

**Kiểm định tính dừng**

Để kiểm định tính dừng của chuỗi thời gian, luận án dựa vào kiểm định ADF (Augmented Dickey – Fuller). Kiểm đinh PP (Phillips Perron) cũng được dùng để tăng thêm tính chính xác khi kết luận tính dừng của các chuỗi. Độ trễ trong kiểm định ADF được lựa chọn dựa trên tiêu chính AIC (Akaike Information Criterion) và SIC (Schwarz Iformatin Criterion).

## 3.2. Xây dựng các mô hình phân tích và dự báo lạm phát cơ bản ở Việt Nam

### *3.2.1. Xây dựng các mô hình để phân tích lạm phát cơ bản*

#### *3.2.1.1. Mô hình đường cong Phillips*

+ Trong phần này, tác giả dựa trên lý thuyết của trường phái Keynes để xây dựng mô hình phân tích lạm phát cơ bản cho nền kinh tế Việt Nam. Trong Chương I, tác giả đã chỉ ra mô hình đường cong Phillips phân tích LPCB cho Việt Nam có dạng như sau:

$$corecpi_t = c + \sum_{i=1}^{4} \alpha_i corecpi_{t-i} + \sum_{i=1}^{4} \beta_i GAP_{t-i} + \sum_{i}^{4} SS_{dt} + \sum_{i}^{4} SS_{st} + u_t$$

Trong đó, corecpi là lạm phát cơ bản, i thể hiện độ trễ của các biến số.

GAP là khoảng chênh sản lượng.

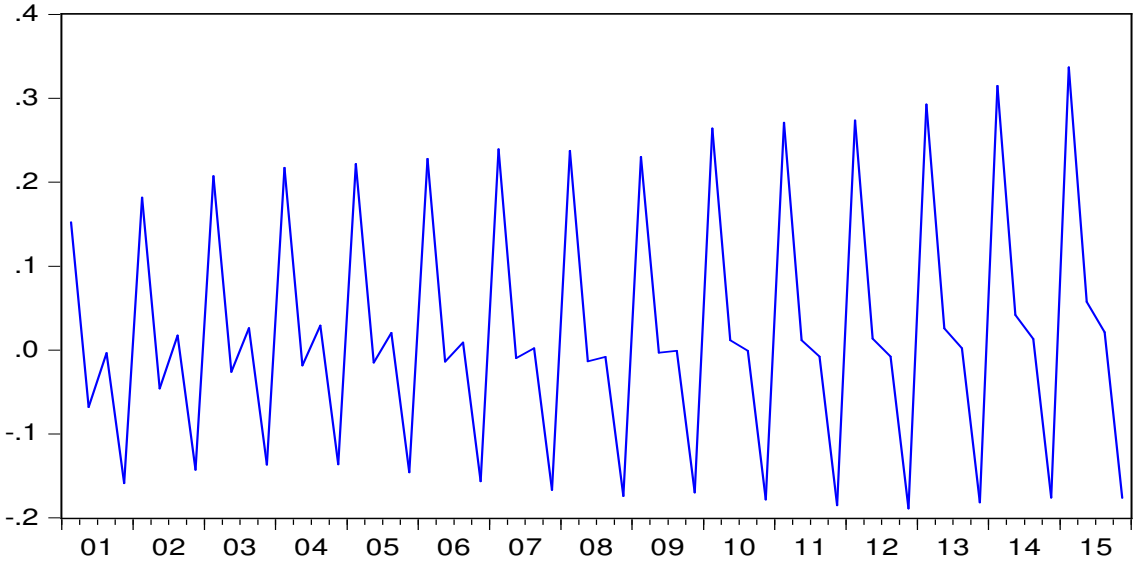
$SS_{dt}$ là các cú sốc cầu, tác giả lựa chọn biến số lương (W) là đại diện cho cầu.

$SS_{st}$ là các cú sốc cung, biến số đại diện cho sốc cung là giá dầu thế giới (POIL).

***Phương pháp ước lượng GDP tiềm năng:***

Có rất nhiều phương pháp ước lượng GDP tiềm năng. Tuy nhiên, trong nghiên cứu này, do mục tiêu không phải là việc ước lượng chính xác GDP tiềm năng cho nền kinh tế, mà GDP tiềm năng chỉ được coi là biến ngoại sinh trong mô hình để phân tích và dự báo LPCB. Do vậy, GDP tiềm năng được tính toán bằng phương pháp lọc H-P (Hodrick-Prescott Filter) (Chi tiết về phương pháp lọc H-P được trình bày trong phụ lục) với Lambda được lựa chọn là 1600. GAP được tính toán cụ thể như sau:

GAP = (GDP tiềm năng-GDP)/GDP




**Hình 3.1: Khoảng chênh sản lượng**

*Nguồn: Tính toán của tác giả*

+ Ước lượng mô hình

Tác giả sử dụng phương pháp ước lượng OLS để ước lượng mô hình đường cong Phillips vì số liệu được sử dụng là số liệu quý, các tính chất về kinh tế, chu kỳ chỉ có trong quý. Mô hình được lựa chọn độ trễ tối đa của các biến số là 04. Sau khi thực hiện ước lượng và loại bỏ những biến số không có ý nghĩa thống kê, tác giả thu được mô hình đường cong Phillips giản lược như bên dưới:

**Bảng 3.3: Kết quả ước lượng mô hình đường Phillips**

| Biến phụ thuộc: D(LOG(CORECPI)) | |
|---|---|
| C | 0,0034 |
| | (0,0027) |
| D(LOG(CORECPI(-1))) | 0,2908 |
| | (0,1199)** |
| D(LOG(CORECPI(-3))) | 0,2097 |
| | (0,1149)*** |
| GAP(-2) | -0,0362 |
| | (0,0163)** |

| | |
|---|---|
| GAP(-4) | 0,0286 |
| | (0,0111)** |
| D(LOG(W(-2))) | 0,0846 |
| | (0,0486)*** |
| D(LOG(POIL(-1))) | 0,0276 |
| | (0,0101)* |
| *Observations:* | 56 |
| *R-squared:* | 0,3911 |
| *F-statistic:* | 5,2451 |
| *Durbin-Watson* | 2,0316 |

*Nguồn: Tính toán của tác giả với *, **, *** lần lượt là mức ý nghĩa 1%, 5%, 10%*

Kết quả cho thấy các hệ số đúng về dấu và có ý nghĩa thống kê.

+ Các kiểm định sau khi ước lượng được thực hiện nhằm đảm bảo tính hợp lý của mô hình. Kết quả trình bày ở trong bảng sau:

**Bảng 3.4: Kiểm định tự tương quan**

| Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 0,239494 | Prob. F(2,47) | 0,7880 |
| Obs*R-squared | 0,564953 | Prob. Chi-Square(2) | 0,7539 |

Tác giả thực hiện kiểm định tương quan theo phương pháp LM test, kết quả kiểm định cho thấy đối với kiểm định tự tương quan trong mô hình có Prob.F(2,47) =0,7880 và Prob.Chi-square(2) = 0,7539 đều lớn 0,05, do vậy mô hình không có hiện tượng tự tương quan.

**Bảng 3.5: Kiểm định phương sai của sai số không đổi**

| Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 0,920120 | Prob. F(6,49) | 0,4887 |
| Obs*R-squared | 5,670513 | Prob. Chi-Square(6) | 0,4611 |
| Scaled explained SS | 9,203581 | Prob. Chi-Square(6) | 0,1624 |

Để kiểm định phương sai của sai số thay đổi, tác giả thực hiện kiểm định theo phương pháp của Breusch-Pagan-Godfrey. Kết quả kiểm định phương sai của sai số thay đổi cho thấy Prob.F(6,49) = 0,4887; Prob.Chi-Square (6) = 0,4611 và Prob.Chi-square (6) = 0,1624 đều lớn hơn 0,05, do vậy mô hình không có hiện tượng phương sai của sai số thay đổi.

Các kết quả ước lượng của mô hình đường cong Phillips cho phép rút ra các nhận định về tác động của một số yếu tố vĩ mô đối với LPCB như sau :

1) Hệ số $R^2$ bằng 0,3911 cho thấy các biến giải thích giải thích được 39,11% những biến động của lạm phát cơ bản.

2) Lạm phát cơ bản bị ảnh hưởng bởi độ trễ của chính nó hay lạm phát cơ bản kỳ vọng. Vì vậy, với các biện pháp để kiềm chế lạm phát của Chính phủ cũng cần có thời gian để người tiêu dùng thay đổi kỳ vọng lạm phát.

3) Biến số GAP có ảnh hưởng tới lạm phát cơ bản, điều này cho thấy có ảnh hưởng của tăng trưởng nóng của nền kinh tế tới lạm phát cơ bản. Điều này hoàn toàn phù hợp với thực tiễn ở Việt Nam như phân tích ở trên đã chỉ ra lạm phát cơ bản ở Việt Nam phụ thuộc lớn vào chỉ số giá năng lượng, đầu tư và cung tiền trong nền kinh tế và bên cạnh đó, yếu tố tăng trưởng nhanh cũng gây ra những ảnh hưởng nhất định tới lạm phát. Cụ thể, nếu biến số GAP tăng 1% ở các thời kỳ độ trễ là 2 và độ trễ là 4 sẽ làm lạm phát cơ bản giảm và tăng tương ứng (-) 0,0362% và 0,0286%. Kết quả trên cho thấy, tăng trưởng của nền kinh tế Việt Nam càng gần sản lượng tiềm năng thì áp lực đối với lạm phát cơ bản càng giảm. Và để kiềm chế lạm phát, chính sách tài khóa vẫn là một công cụ phù hợp.

4) **Đối với các yếu tố cầu:** Đại diện cho biến số sốc cầu là lương, lương tăng thì lạm phát cơ bản cũng tăng, hệ số tác động của biến lương (W) lên lạm phát cơ bản là 0,0846. Điều này cũng ngụ ý rằng, lạm phát cơ bản trong giai đoạn gần đây có ảnh hưởng của yếu tố tiền tệ.

5) **Đối với các cú sốc cung:** Giá dầu thô là biến số đại diện cho cú sốc cung trong mô hình. Giá dầu tăng thì lạm phát cơ bản tăng. Hệ số tác động của biến dầu lên lạm phát cơ bản là 0,0276>0 có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 1% cho thấy sự tăng giá dầu có ảnh hưởng thực sự tới biến động lạm phát cơ bản.

*3.2.1.2. Mô hình hồi quy sử dụng phương pháp hồi quy từng bước*

Giả sử biến Y là biến phụ thuộc, X là tập hợp các biến độc lập. Mô hình kinh tế lượng để phân tích ảnh hưởng của các biến độc lập đến các biến phụ thuộc có dạng cơ bản như sau:

$Y=a_1 + a_1X$

Với Y là biến phụ thuộc, X là tập hợp các biến độc lập, được sử dụng để giải thích trong mô hình. $a_1$ và $a_2$ tương ứng là hệ số chặn và hệ số tác động.

Trong trường hợp cụ thể của Việt Nam, để nghiên cứu tác động của các yếu tố tới lạm phát cơ bản và do những hạn chế về số liệu, tác giả đề xuất mô hình hồi quy có dạng như sau:

$CORECPI = a_1 + a_2X$

Trong đó, CORECPI là lạm phát cơ bản.

$a_1$ và $a_2$ lần lượt là hệ số chặn và các hệ số tác động của các biến số trong tập biến số X tới CORECPI.

X là tập hợp các biến độc lập bao gồm: GDP, GC, HC, W, cung tiền thực M2, ER, IR, CPINN, CPINL, CPILTTP, CSGNK.

Theo Chhibber (1991) mức giá của nền kinh tế được diễn đạt thông qua giá của các hàng hóa thương mại và giá cả hàng hóa phi thương mại. Trong đó, giá hàng hóa thương mại phụ thuộc vào giá quốc tế (POIL) và tỷ giá (ER); giá hàng hóa phi thương mại phụ thuộc vào tổng cầu và tổng cung. Tổng cầu phụ thuộc vào thu nhập, lãi suất, tài sản, thuế và chi tiêu của chính phủ. Do vậy, tác giả lựa chọn biến số GDP đại diện cho thu nhập thực tế của nền kinh tế. Các biến số về tiền tệ như cung tiền, tỷ giá và lãi suất được đưa vào mô hình để xem xét sự ảnh hưởng của các biến số này tới lạm phát cơ bản.

Theo Chhibber (1991), tổng cung phụ thuộc vào chi phí lao động, chi phí đầu vào và sự tăng giá từ phía cung. Trong đó, sự tăng giá từ cung sẽ bị ảnh hưởng bởi sự tăng giá của CSGNK. Ngoài ra, tác giả xem xét các biến số như CPINN, CPINL và CPILTTP để thấy rõ hơn sự thay đổi giá từ phía cung. Mặc dù các chỉ số giá CPINN, CPINL và CPILTTP không được tính vào giỏ hàng hóa tính lạm phát cơ bản. Tuy nhiên, trên thực tế, sự gia tăng các loại giá trên đều có ảnh hưởng tới lạm phát cơ bản, có thể gọi là ảnh hưởng giá chéo. Chẳng hạn, giá CPINL tăng sẽ làm gia tăng đầu vào sản xuất dẫn đến giá thành các sản phẩm sẽ tăng, sẽ làm tăng giá bán trong nền kinh tế và điều này sẽ dẫn đến làm tăng lạm phát cơ bản.

Để xác định thứ tự ưu tiên cho các biến độc lập tác động đến biến phụ thuộc, tác giả thực hiện ước lượng mô hình theo phương pháp hồi quy từng bước. Kết quả

ước lượng thu được cụ thể như sau:

**Bảng 3.6: Kết quả ước lượng mô hình hồi quy sử dụng phương pháp hồi quy từng bước**

| Biến phụ thuộc: D(LOG(CORECPI)) | |
|---|---|
| C | 0,0043 |
| | (0,0027) |
| D(LOG(CPINL)) | 0,162 |
| | (0,0389)* |
| D(LOG(M2)) | 0,0109 |
| | (0,0035)* |
| D(LOG(CPINN)) | -0,1306 |
| | (0,0163)** |
| D(IR) | -0,0022 |
| | (0,0012)*** |
| D(LOG(CSGNK)) | 0,0628 |
| | (0,0538) |
| D(LOG(GC)) | 0,0228 |
| | (0,0088)** |
| D(LOG(W)) | 0,0952 |
| | (0,0396)** |
| *Observations:* | 58 |
| *R-squared:* | 0,5315 |
| *F-statistic:* | 6,9477 |
| *Durbin-Watson* | 1,880 |

*Nguồn: Tính toán của tác giả với () là độ lệch chuẩn, *, **, *** lần lượt là các mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%.*

Bảng trên trình bày kết quả ước lượng ảnh hưởng của các biến số tới lạm phát cơ bản theo phương pháp ước lượng hồi quy từng bước lựa chọn ngược. Có nghĩa là, các biến số có ít ý nghĩa thống kê sẽ bị loại khỏi mô hình. Kết quả ước lượng cho thấy:

- Theo phương pháp này : Các biến số CPINL, M2, CPINN, IR, CSGNK, GC và W là các biến số được lựa chọn vào mô hình và các biến số ER, CPILTTP và HC bị

loại khỏi mô hình. Như vậy, kết quả phân tích các nhân tố tác động tới lạm phát cơ bản ở Việt Nam chỉ ra rằng các yếu tố như CPINL, M2, CPINN, IR, GC và W là có tác động tới lạm phát cơ bản. Trong khi đó, các yếu tố còn lại như ER, CPILTTP và HC không tác động tới lạm phát cơ bản.

- Thứ tự ảnh hưởng của các biến số tới lạm phát cơ bản theo phương pháp này cho thấy là CPINL được xếp thứ nhất. Điều này cho thấy CPINL là yếu tố tác động quan trọng nhất tới lạm phát cơ bản. Trong đó, như đã định nghĩa ở trên, CPINL được tính toán bao gồm giá các mặt hàng điện sinh hoạt, gas và các loại chất đốt khác, nhiên liệu, đây có thể được coi là chi phí đầu vào cho quá trình sản xuất. Như vậy, có thể giải thích sự gia tăng của CPINL gây nên hiệu ứng ảnh hưởng chi phí đẩy đối với lạm phát cơ bản.

- Hệ số của CPINN là âm cho thấy sự gia tăng giá của nhóm hàng này sẽ làm giảm lạm phát cơ bản. Cụ thể, CPINN được tính toán từ các nhóm hàng cấp 3 bao gồm dịch vụ y tế và dịch vụ giáo dục, đây là những nhóm thiết yếu trong trường hợp nền kinh tế Việt Nam. Do vậy, sự gia tăng về giá của các nhóm hàng này sẽ bắt buộc người dân phải chi trả nhiều hơn cho nhóm hàng này và giảm chi tiêu cho các nhóm hàng khác. Điều đó làm cho cầu của các mặt hàng khác có thể giảm và dẫn đến giá có thể giảm theo.

- Hệ số của IR âm, nghĩa là khi NHNN thực hiện điều chỉnh lãi suất cơ bản có thể có tác động tích cực tới việc kiềm chế lạm phát hoặc thực hiện mục tiêu lạm phát của Việt Nam.

- Đối với các biến số như M2, GC và W đều có hệ số là dương, điều này cho thấy sự gia tăng của các biến số này cũng sẽ làm tăng lạm phát cơ bản.

*Kết luận*:

Từ kết quả thu được từ phương pháp hồi quy từng bước cho thấy CPINL có vai trò quan trọng đối với lạm phát cơ bản. Do vậy, Việt Nam cần chú trọng hơn tới chỉ số giá năng lượng trong điều hành chính sách để có thể đưa ra những giải pháp chính sách phù hợp hơn trong thời gian tới.

### *3.2.1.3. Mô hình hiệu chỉnh sai số VECM*

Từ cơ sở lý thuyết như đã nêu ở chương I, tác giả xây dựng mô hình phân tích lạm phát cơ bản theo trường phái tiền tệ như sau:

$$\Delta corecpi = f(\Delta poil, \Delta M2, \Delta IR, \Delta CSGNK, \Delta W, \Delta ER, \Delta corecpi^{e})$$

Trong đó, các biến số được định nghĩa như trên và ký hiệu hàm log là Δ thể hiện sự thay đổi của các biến số.

Tuy nhiên, việc ước lượng ảnh hưởng của các biến trong các mô hình trên là tương đối phức tạp và khó giải thích được tương quan giữa các biến số. Sims (1980) cho rằng đối với một mô hình kinh tế lượng, các biến có vai trò như nhau nếu tồn tại quan hệ đồng thời giữa các biến, không có một sự khác biệt nào giữa biến nội sinh và ngoại sinh. Do vậy, để giải quyết vấn đề này, Sims đã đề xuất mô hình vectơ tự hồi quy (VAR). Phương pháp VAR nhằm đến xác định sai số cấu trúc $\varepsilon$ từ phần dư, từ đó theo dõi được phản ứng động của các cú sốc trong mô hình. Bằng kỹ thuật phi lý thuyết – phân rã Cholesky – phương pháp VAR áp đặt một trật tự đệ quy tự động lên ma trận phương sai, hiệp phương sai của phần dư trong mô hình, để phân tách thành các sai số cấu trúc trực giao. Bằng phân rã Cholesky, Sims đã xác định được sai số cấu trúc $\varepsilon$ từ phần dư. Kết hợp với hàm phản ứng đẩy, phương pháp VAR có thể tính toán được mức độ của các tác động và thời gian phản ứng cửa từng loại sốc được thử nghiệm trong mô hình.

1) Kiểm định tính dừng

Kết quả kiểm định tính dừng cho các biến ở mô hình trên cho thấy các biến số đều dừng ở dạng sai phân lô ga bậc nhất. Như vậy, mô hình sẽ được ước lượng bằng phương pháp VAR cho các biến số có dạng sai phân lô ga bậc nhất.

2) Kiểm định độ trễ

Trong mô hình VAR, độ trễ tối ưu của mô hình được lựa chọn dựa trên các chỉ tiêu AIC (Akeike Iformation Criterion), SIC (Schwarz Information Criterion) và LR (Likelihood ratio test). Kết quả cho thấy mô hình có độ trễ phù hợp là 4 thể hiện ở bảng kiểm định dưới đây.

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LOG(CORECPI) LOG(POIL) LOG(M2) IR LOG(CSGNK) LOG(W) LOG(ER)

Exogenous variables: C

Sample: 2001Q1 2015Q4

Included observations: 56

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 594,1499 | NA | 8,34e-18 | -19,46964 | -17,69745 | -18,78257 |
| 2 | 644,7381 | 75,88237 | 8,42e-18 | -19,52636 | -15,98200 | -18,15222 |
| 3 | 706,7933 | 77,56902 | 6,41e-18 | -19,99262 | -14,67607 | -17,93140 |
| 4 | 905,6346 | 198,8413* | 4,63e-20* | -25,34409* | -18,25536* | -22,59581* |

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

3) Kiểm định đồng tích hợp

Tác giả thực hiện kiểm định đồng tích hợp cho các biến số theo phương pháp của Johansen với độ trễ là 4.

Sample (adjusted): 2002Q3 2015Q4

Included observations: 54 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: D(LOG(CORECPI)) D(LOG(POIL)) D(LOG(M2)) D(IR) D(LOG(CSGNK)) D(LOG(W)) D(LOG(ER))

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---|---|---|---|---|
| None * | 0,798477 | 231,5239 | 125,6154 | 0,0000 |
| At most 1 * | 0,676158 | 145,0239 | 95,75366 | 0,0000 |
| At most 2 * | 0,500449 | 84,13889 | 69,81889 | 0,0024 |
| At most 3 | 0,427262 | 46,66038 | 47,85613 | 0,0645 |
| At most 4 | 0,233450 | 16,56474 | 29,79707 | 0,6719 |
| At most 5 | 0,038601 | 2,208575 | 15,49471 | 0,9917 |
| At most 6 | 0,001532 | 0,082806 | 3,841466 | 0,7735 |

Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---|---|---|---|---|
| None * | 0,798477 | 86,49997 | 46,23142 | 0,0000 |
| At most 1 * | 0,676158 | 60,88504 | 40,07757 | 0,0001 |
| At most 2 * | 0,500449 | 37,47851 | 33,87687 | 0,0178 |
| At most 3 * | 0,427262 | 30,09564 | 27,58434 | 0,0233 |
| At most 4 | 0,233450 | 14,35616 | 21,13162 | 0,3365 |
| At most 5 | 0,038601 | 2,125769 | 14,26460 | 0,9876 |
| At most 6 | 0,001532 | 0,082806 | 3,841466 | 0,7735 |

Max-eigenvalue test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Kết quả kiểm định đồng tích hợp giữa các biến số cho thấy có tồn tại ba quan hệ đồng tích hợp giữa các biến số này với mức xác xuất tin cậy thống kê 99%. Như vậy, phương pháp được sử dụng để ước lượng mô hình là phương pháp véc tơ hiệu chỉnh sai số (VECM).

4) Kết quả ước lượng (phụ lục 5.3)

| VECM model |
|---|
| D(LOG(CORECPI)) = - 0.448*( LOG(CORECPI(-1)) - 0.051*LOG(M2(-1)) + 0.001*IR(-1) - 0.215*LOG(CSGNK(-1)) - 0.109*LOG(W(-1)) - 0.643*LOG(ER(-1)) + 4.785 ) + 0.599*D(LOG(CORECPI(-1))) + 0.340*D(LOG(CORECPI(-2))) + 0.123*D(LOG(CORECPI(-3))) - 0.156*D(LOG(CORECPI(-4))) - 0.042*D(LOG(M2(-1))) - 0.035*D(LOG(M2(-2))) - 0.032*D(LOG(M2(-3))) - 0.029*D(LOG(M2(-4))) + 0.005*D(IR(-1)) - 0.004*D(IR(-2)) - 0.001*D(IR(-3)) - 0.006*D(IR(-4)) - 0.487*D(LOG(CSGNK(-1))) - 0.010*D(LOG(CSGNK(-2))) - 0.075*D(LOG(CSGNK(-3))) - 0.180*D(LOG(CSGNK(-4))) + 0.0739*D(LOG(W(-1))) + 0.138*D(LOG(W(-2))) + 0.128*D(LOG(W(-3))) + 0.188*D(LOG(W(-4))) + 0.104*D(LOG(ER(-1))) - 0.361*D(LOG(ER(-2))) - 0.409*D(LOG(ER(-3))) - 0.434*D(LOG(ER(-4))) - 0.089 + 0.0217*LOG(POIL) |
| D(LOG(M2)) = 0.777*( LOG(CORECPI(-1)) - 0.051*LOG(M2(-1)) + 0.001*IR(-1) - 0.215*LOG(CSGNK(-1)) - 0.109*LOG(W(-1)) - 0.643*LOG(ER(-1)) + 4.785 ) + 0.375*D(LOG(CORECPI(-1))) - 1.739*D(LOG(CORECPI(-2))) - 0.331*D(LOG(CORECPI(-3))) - 0.085*D(LOG(CORECPI(-4))) - 0.284*D(LOG(M2(-1))) - 0.289*D(LOG(M2(-2))) - 0.284*D(LOG(M2(-3))) + 0.565*D(LOG(M2(-4))) - 0.016*D(IR(-1)) + 0.007*D(IR(-2)) + 0.024*D(IR(-3)) + 0.001*D(IR(-4)) - 0.063*D(LOG(CSGNK(-1))) + 1.273*D(LOG(CSGNK(-2))) - 0.123*D(LOG(CSGNK(-3))) + 0.356*D(LOG(CSGNK(-4))) - 0.639*D(LOG(W(-1))) - 0.579*D(LOG(W(-2))) - 0.942*D(LOG(W(-3))) - 0.472*D(LOG(W(-4))) + 0.581*D(LOG(ER(-1))) - 0.071*D(LOG(ER(-2))) + 0.939*D(LOG(ER(-3))) + 0.114*D(LOG(ER(-4))) + 0.124 + 0.009*LOG(POIL) |
| D(IR) = - 6.024*( LOG(CORECPI(-1)) - 0.05*LOG(M2(-1)) + 0.001*IR(-1) - 0.215*LOG(CSGNK(-1)) - 0.109*LOG(W(-1)) - 0.643*LOG(ER(-1)) + 4.785 ) - 9.781*D(LOG(CORECPI(-1))) - 0.722*D(LOG(CORECPI(-2))) - 5.886*D(LOG(CORECPI(-3))) - 9.079*D(LOG(CORECPI(-4))) + 0.658*D(LOG(M2(-1))) + 0.694*D(LOG(M2(-2))) + 0.798*D(LOG(M2(-3))) + 0.937*D(LOG(M2(-4))) - 0.008*D(IR(-1)) + 0.048*D(IR(-2)) + 0.311*D(IR(-3)) - 0.086*D(IR(-4)) + 1.074*D(LOG(CSGNK(-1))) - 1.917*D(LOG(CSGNK(-2))) + 10.503*D(LOG(CSGNK(-3))) + 3.187*D(LOG(CSGNK(-4))) + 3.81*D(LOG(W(-1))) + 1.513*D(LOG(W(-2))) + 3.208*D(LOG(W(-3))) + 8.724*D(LOG(W(-4))) - 6.265*D(LOG(ER(-1))) + 8.753*D(LOG(ER(-2))) + 1.006*D(LOG(ER(-3))) - 2.408*D(LOG(ER(-4))) - 1.523 + 0.231*LOG(POIL) |
| D(LOG(CSGNK)) = - 1.118*( LOG(CORECPI(-1)) - 0.051*LOG(M2(-1)) + 0.001*IR(-1) - 0.215*LOG(CSGNK(-1)) - 0.109*LOG(W(-1)) - 0.643*LOG(ER(-1)) + 4.785 ) + 1.143*D(LOG(CORECPI(-1))) + 0.484*D(LOG(CORECPI(-2))) + 0.169*D(LOG(CORECPI(-3))) + 0.398*D(LOG(CORECPI(-4))) + 0.081*D(LOG(M2(-1))) + 0.091*D(LOG(M2(-2))) + 0.1*D(LOG(M2(-3))) + 0.107*D(LOG(M2(-4))) + 0.002*D(IR(-1)) - 0.008*D(IR(-2)) - 0.014*D(IR(-3)) - 0.019*D(IR(-4)) - 0.374*D(LOG(CSGNK(-1))) - 0.313*D(LOG(CSGNK(-2))) - 0.607*D(LOG(CSGNK(-3))) - 0.345*D(LOG(CSGNK(-4))) + 0.334*D(LOG(W(-1))) + 0.434*D(LOG(W(-2))) + 0.557*D(LOG(W(-3))) + 0.466*D(LOG(W(-4))) - 0.894*D(LOG(ER(-1))) - 0.296*D(LOG(ER(-2))) - 1.153*D(LOG(ER(-3))) - 0.413*D(LOG(ER(-4))) - 0.153 + 0.0187*LOG(POIL) |
| D(LOG(W)) = 0.214*( LOG(CORECPI(-1)) - 0.051*LOG(M2(-1)) + 0.001*IR(-1) - 0.215*LOG(CSGNK(-1)) - 0.109*LOG(W(-1)) - 0.643*LOG(ER(-1)) + 4.785 ) + 0.03*D(LOG(CORECPI(-1))) - 0.627*D(LOG(CORECPI(-2))) + 0.323*D(LOG(CORECPI(-3))) - 0.681*D(LOG(CORECPI(-4))) - 0.033*D(LOG(M2(-1))) - 0.037*D(LOG(M2(-2))) - 0.038*D(LOG(M2(-3))) - 0.049*D(LOG(M2(-4))) + 0.005*D(IR(-1)) + 0.004*D(IR(-2)) - 0.002*D(IR(-3)) + 0.004*D(IR(-4)) + 0.201*D(LOG(CSGNK(-1))) + 0.141*D(LOG(CSGNK(-2))) - 0.26*D(LOG(CSGNK(-3))) - 0.034*D(LOG(CSGNK(-4))) - 0.371*D(LOG(W(-1))) - 0.405*D(LOG(W(-2))) - 0.381*D(LOG(W(-3))) + 0.490*D(LOG(W(-4))) - 0.107*D(LOG(ER(-1))) + 0.452*D(LOG(ER(-2))) - 0.282*D(LOG(ER(-3))) + 0.200*D(LOG(ER(-4))) - 0.074 + 0.037*LOG(POIL) |
| D(LOG(ER)) = - 0.25*( LOG(CORECPI(-1)) - 0.051*LOG(M2(-1)) + 0.001*IR(-1) - 0.215*LOG(CSGNK(-1)) - 0.109*LOG(W(-1)) - 0.643*LOG(ER(-1)) + 4.785 ) + 0.186*D(LOG(CORECPI(-1))) + 0.226*D(LOG(CORECPI(-2))) + 0.208*D(LOG(CORECPI(-3))) + 0.285*D(LOG(CORECPI(-4))) + 0.064*D(LOG(M2(-1))) + 0.067*D(LOG(M2(-2))) + 0.067*D(LOG(M2(-3))) + 0.066*D(LOG(M2(-4))) + 0.004*D(IR(-1)) - 0.0001*D(IR(-2)) - 0.002*D(IR(-3)) - 0.01*D(IR(-4)) - 0.184*D(LOG(CSGNK(-1))) - 0.036*D(LOG(CSGNK(-2))) - 0.380*D(LOG(CSGNK(-3))) - 0.025*D(LOG(CSGNK(-4))) + 0.107*D(LOG(W(-1))) + 0.205*D(LOG(W(-2))) + 0.152*D(LOG(W(-3))) + 0.301*D(LOG(W(-4))) + 0.381*D(LOG(ER(-1))) - 0.458*D(LOG(ER(-2))) + 0.188*D(LOG(ER(-3))) - 0.088*D(LOG(ER(-4))) - 0.017 - 0.006*LOG(POIL) |

5) Kiểm định tính ổn định của mô hình

Theo tiêu chuẩn nghiệm đơn vị, kết quả kiểm định cho thấy mô hình có tính ổn định. Các biến số được ước lượng có 03 quan hệ đồng tích hợp, do vậy sẽ tồn tại 03 điểm nằm trên đường tròn đơn vị.

6) Kiểm định quan hệ nhân quả giữa các biến trong mô hình

Để kiểm định quan hệ nhân quả giữa các biến số trong mô hình, đặc biệt là tìm được các biến số nội sinh và ngoại sinh phù hợp với mô hình, tác giả dựa trên kiểm định quan hệ nhân quả của Granger (1969). Kết quả kiểm định cụ thể như sau:

**Kiểm định quan hệ nhân quả Granger**

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Sample: 2001Q1 2016Q4

Included observations: 55

Dependent variable: D(LOG(CORECPI))

| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
|---|---|---|---|
| D(LOG(M2)) | 5.248972 | 4 | 0.2627 |
| D(IR) | 1.748510 | 4 | 0.7819 |
| D(LOG(CSGNK)) | 9.042341 | 4 | 0.0600 |
| D(LOG(W)) | 5.192685 | 4 | 0.2681 |
| D(LOG(ER)) | 5.787145 | 4 | 0.2156 |
| D(LOG(POIL)) | 10.57429 | 4 | 0.0318 |
| All | 37.96293 | 24 | 0.0350 |

Dependent variable: D(LOG(M2))

| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
|---|---|---|---|
| D(LOG(CORECPI)) | 3.916011 | 4 | 0.4175 |
| D(IR) | 1.844388 | 4 | 0.7644 |
| D(LOG(CSGNK)) | 4.303962 | 4 | 0.3664 |
| D(LOG(W)) | 10.71703 | 4 | 0.0299 |
| D(LOG(ER)) | 1.479443 | 4 | 0.8303 |
| D(LOG(POIL)) | 14.45394 | 4 | 0.0060 |
| All | 61.40747 | 24 | 0.0000 |

Dependent variable: D(IR)

| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
|---|---|---|---|

| | | | |
|---|---|---|---|
| D(LOG(CORECPI)) | 11.32959 | 4 | 0.0231 |
| D(LOG(M2)) | 1.868972 | 4 | 0.7598 |
| D(LOG(CSGNK)) | 10.29693 | 4 | 0.0357 |
| D(LOG(W)) | 14.00951 | 4 | 0.0073 |
| D(LOG(ER)) | 2.570513 | 4 | 0.6321 |
| D(LOG(POIL)) | 5.639835 | 4 | 0.2277 |
| All | 60.13306 | 24 | 0.0001 |

Dependent variable: D(LOG(CSGNK))

| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
|---|---|---|---|
| D(LOG(CORECPI)) | 6.829543 | 4 | 0.1452 |
| D(LOG(M2)) | 1.560949 | 4 | 0.8158 |
| D(IR) | 2.531896 | 4 | 0.6389 |
| D(LOG(W)) | 3.933069 | 4 | 0.4151 |
| D(LOG(ER)) | 2.606418 | 4 | 0.6257 |
| D(LOG(POIL)) | 25.20845 | 4 | 0.0000 |
| All | 75.43728 | 24 | 0.0000 |

Dependent variable: D(LOG(W))

| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
|---|---|---|---|
| D(LOG(CORECPI)) | 3.443188 | 4 | 0.4866 |
| D(LOG(M2)) | 13.43069 | 4 | 0.0094 |
| D(IR) | 9.674168 | 4 | 0.0463 |
| D(LOG(CSGNK)) | 3.596004 | 4 | 0.4634 |
| D(LOG(ER)) | 10.45880 | 4 | 0.0334 |
| D(LOG(POIL)) | 6.609471 | 4 | 0.1580 |
| All | 42.67079 | 24 | 0.0108 |

Dependent variable: D(LOG(ER))

| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
|---|---|---|---|
| D(LOG(CORECPI)) | 0.514181 | 4 | 0.9721 |
| D(LOG(M2)) | 5.746494 | 4 | 0.2189 |
| D(IR) | 4.674595 | 4 | 0.3223 |
| D(LOG(CSGNK)) | 6.953622 | 4 | 0.1384 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| D(LOG(W)) | 12.34534 | 4 | 0.0150 |
| D(LOG(POIL)) | 4.834935 | 4 | 0.3047 |
| All | 30.08024 | 24 | 0.1821 |

Dependent variable: D(LOG(POIL))

| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
|---|---|---|---|
| D(LOG(CORECPI)) | 2.104553 | 4 | 0.7165 |
| D(LOG(M2)) | 12.39602 | 4 | 0.0146 |
| D(IR) | 9.801981 | 4 | 0.0439 |
| D(LOG(CSGNK)) | 2.109534 | 4 | 0.7156 |
| D(LOG(W)) | 10.13190 | 4 | 0.0383 |
| D(LOG(ER)) | 13.88654 | 4 | 0.0077 |
| All | 61.08022 | 24 | 0.0000 |

*Nguồn: Tính toán của tác giả*

Kết quả kiểm định quan hệ nhân quả Granger ở trên cho thấy, biến số giá dầu chỉ có quan hệ nhân quả một chiều từ giá dầu tới tỷ giá, lương và lãi suất, tuy nhiên, không có chiều quan hệ nhân quả ngược lại. Đối với các biến số khác và lạm phát cơ bản đều cho thấy ảnh hưởng quan hệ nhân quả hai chiều từ lạm phát cơ bản tới các biến số và ngược lại. Trừ trường hợp giữa biến số lạm phát cơ bản và lãi suất chỉ có quan hệ nhân quả từ lãi suất tới lạm phát cơ bản và không có quan hệ nhân quả từ lạm phát cơ bản tới lãi suất. Điều này là đúng với thực trạng kinh tế Việt Nam khi công cụ lãi suất được Ngân hàng nhà nước sử dụng để điều chỉnh lạm phát trong nền kinh tế.

Như vậy, biến số giá dầu thế giới sẽ được sử dụng làm biến ngoại sinh trong mô hình VECM.

7) Phân tích quan hệ dài hạn giữa lạm phát cơ bản với các biến số

Mối quan hệ dài hạn giữa lạm phát cơ bản và các biến số tác động tới lạm phát cơ bản được thể hiện thông qua véc tơ đồng tích hợp của lạm phát cơ bản với các biến số. Kết quả thể hiện mối quan hệ dài hạn giữa lạm phát cơ bản và các biến số như sau:

$$Log(CORECPI) = 0{,}05Log(M2) - 0{,}001IR + 0{,}21Log(CSGNK) + 0{,}11Log(W) + 0{,}64Log(ER) + 4{,}78$$

Se (0.04) (0.004) (0.095) (0.085) (0.016)

Từ kết quả ước lượng mối quan hệ dài hạn giữa các biến số cho thấy:

- Khi cung tiền, chỉ số giá nhập khẩu, lương và tỷ giá tăng sẽ làm cho lạm phát cơ bản tăng. Cụ thể, khi cung tiền thực, lãi suất, chỉ số giá nhập khẩu, lương và tỷ giá

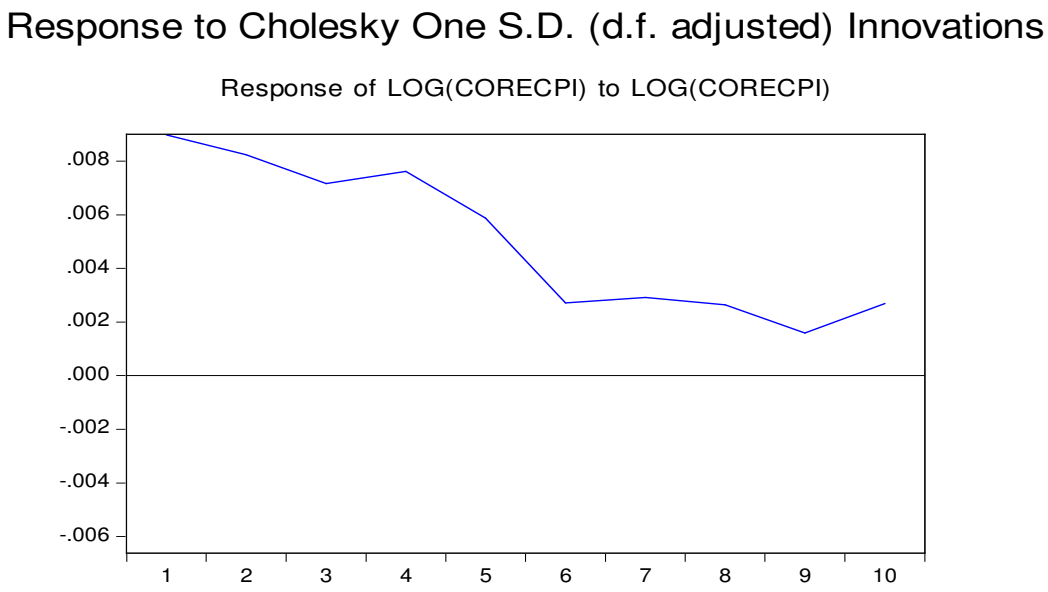
tăng 1% và các yếu tố khác không đổi thì lạm phát cơ bản tăng tương ứng 0,05%, -0,001%, 0,21%, 0,11% và 0,64%.

- Theo kết quả kiểm định cho thấy, thống kê của biến số lãi suất là thấp, như vậy biến số lãi suất gần như ảnh hưởng không nhiều tới lạm phát cơ bản trong dài hạn. Điều này là phù hợp với thực trạng nền kinh tế Việt Nam. Cụ thể, Ngân hàng nhà nước sử dụng công cụ lãi suất để điều chỉnh lạm phát khi nền kinh tế xảy ra tình trạng lạm phát cao.

8) Phân tích phản ứng của lạm phát cơ bản trước các cú sốc

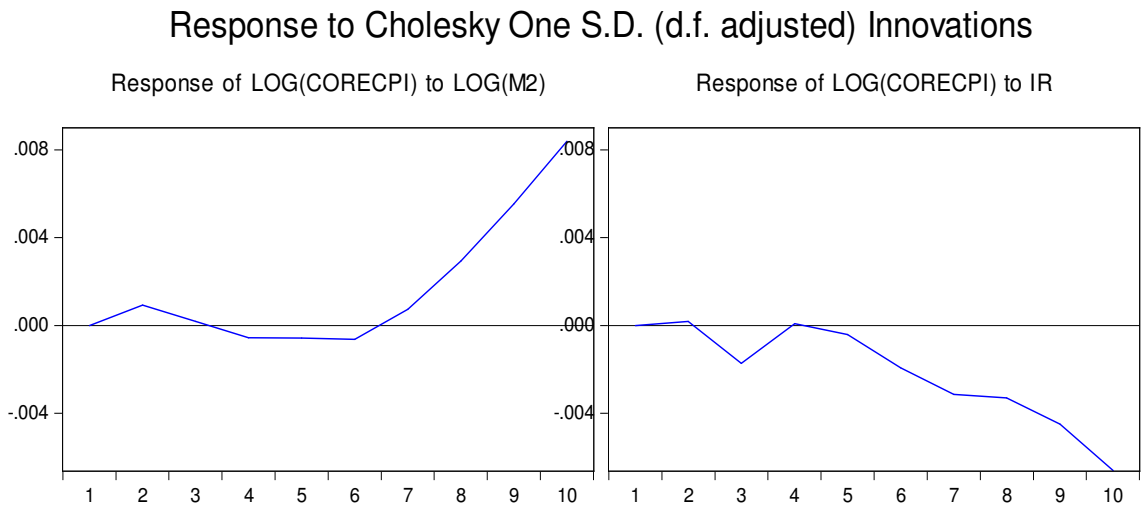
Theo Goldbeger (1964) phương pháp phân rã Cholesky có thể sắp xếp thứ tự các biến ưu tiên trong việc phân tích tác động của các biến số, phương pháp này được ứng dụng rộng rãi trong các mô hình VAR hay VECM. Do vậy, luận án sử dụng phương pháp phân rã Cholesky để phân tích tác động của các cú sốc tới LPCB. Trong đó, hàm phản ứng sẽ thể hiện cú sốc của một biến số tới các biến số khác theo thời gian với độ lớn là một đơn vị thay đổi trong độ lệch chuẩn của biến số được lựa chọn. Việc xác định thứ tự ưu tiên trong phương pháp Cholesky nhằm đảm bảo tính hợp lý của mô hình.

a) Phản ứng của lạm phát cơ bản với cú sốc của kỳ vọng lạm phát cơ bản




Tác giả coi phản ứng của lạm phát cơ bản với cú sốc của nó chính là thể hiện cú sốc của kỳ vọng lạm phát. Kết quả phản ứng của sốc này cho thấy, kỳ vọng của lạm phát cơ bản tăng sẽ dẫn đến lạm phát cơ bản tăng ở các thời kỳ tiếp theo. Tuy nhiên, cú sốc này có thể làm tăng lạm phát cơ bản chỉ tăng trong ngắn hạn và có xu hướng giảm dần theo thời gian.

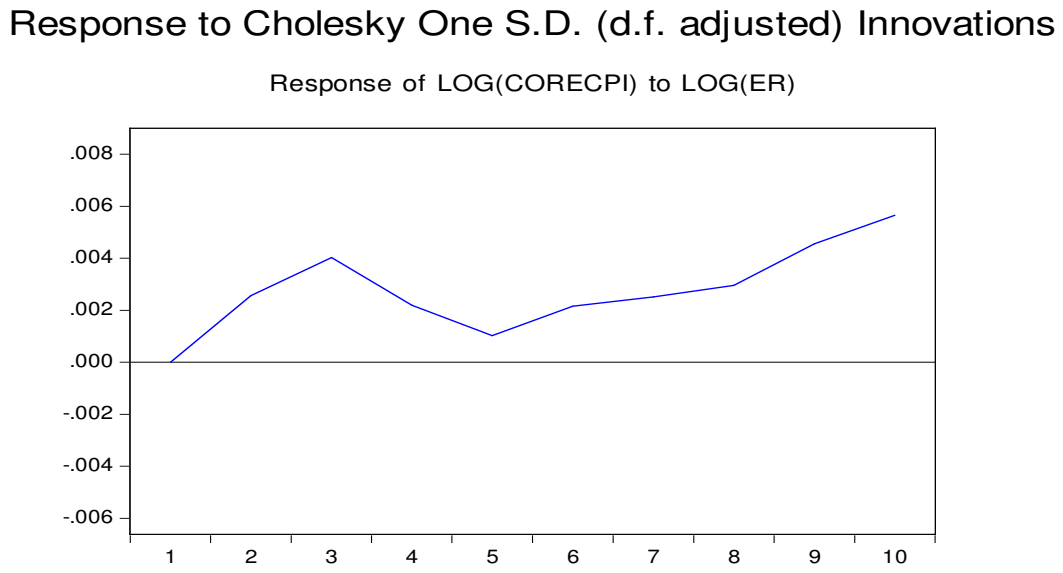
b) Phản ứng của lạm phát cơ bản trước cú sốc về cung tiền và lãi suất




Luận án này xem xét cung tiền thực của nền kinh tế, nghĩa là tác giả đã loại bỏ lạm phát trong cung tiền bằng cách chia cung tiền danh nghĩa cho giảm phát của GDP. Kết quả cho thấy cú sốc của tăng cung tiền có ảnh hưởng tới lạm phát cơ bản nhưng không nhiều. Cú sốc về cung tiền tác động tới lạm phát cơ bản có độ trễ và không liên tục. Cụ thể, cú sốc về cung tiền làm tăng lạm phát cơ bản ở thời kỳ thứ 2 nhưng sẽ không có tác động rõ ràng ở các thời kỳ thứ 3, 4, 5 và 6. Từ thời kỳ thứ 7 trở đi, cung tiền thể hiện sự tác động tới lạm phát cơ bản rõ rệt hơn. Tác động của cung tiền có thể thấy rõ trong giai đoạn 2005-2007, mức tăng cung tiền trung bình hàng năm khoảng 36,6% và tỷ lệ cung tiền trên GDP lên tới 100,6% vào năm 2007, đây chính là một trong những nguyên nhân gây ra lạm phát cao năm 2008.

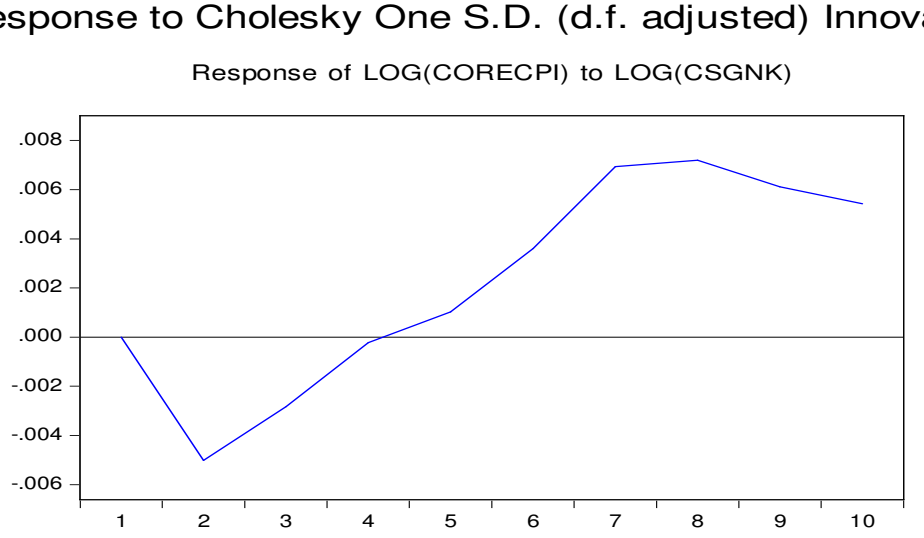
Lạm phát cơ bản cũng tương đối nhạy cảm đối với cú sốc lãi suất cho vay bình quân liên ngân hàng. Tuy nhiên, sự tăng lên của lãi suất không tác động ngay tới lạm phát cơ bản. Cụ thể, cú sốc lãi suất chỉ có tác động nhẹ ở thời kỳ thứ nhất, rõ ràng hơn ở thời kỳ thứ 2 và sau đó có tác động mạnh hơn ở các thời kỳ tiếp theo. Điều này cho thấy, chính sách lãi suất của Ngân hàng nhà nước cũng có tác động tới việc kiểm soát lạm phát trong nền kinh tế. Cụ thể, trong những năm lạm phát của Việt Nam cao, Ngân hàng Nhà nước thường sử dụng lãi suất như là một công cụ chính trong kiểm soát lạm phát. Tuy nhiên, do những vấn đề liên quan đến thực thi chính sách và việc ban hành chính sách ở Việt Nam điều này dẫn đến ảnh hưởng của chính sách là có độ trễ.

c) Phản ứng của lạm phát cơ bản với cú sốc tỷ giá



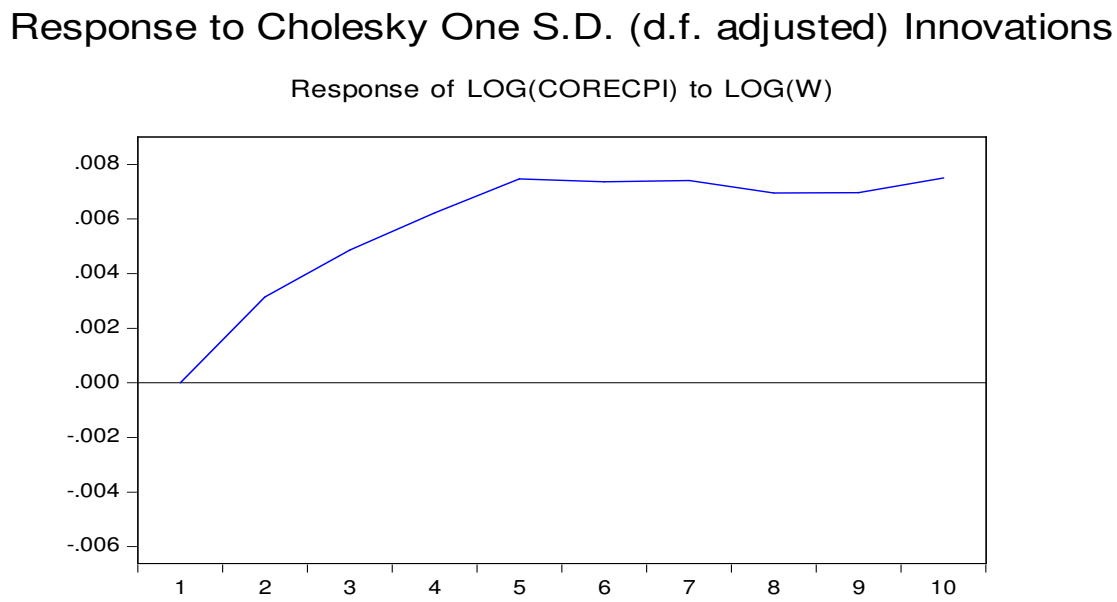

Kết quả cho thấy lạm phát cơ bản có phản ứng với cú sốc tỷ giá nhưng không nhiều. Sự gia tăng của tỷ giá có thể dẫn đến sự gia tăng của lạm phát cơ bản và có thể kéo dài tới các thời kỳ sau. Kết quả này tương đối đồng nhất với nghiên cứu về lạm phát của Nguyễn Thị Hằng và Nguyễn Đức Thành (2013). Tuy nhiên, nghiên cứu của Nguyễn Liên Hoa và Trang Đặng Dũng (2013) với số liệu trong giai đoạn tháng 1/2001-6/2011 thì cho kết quả tương đối khác, là tỷ giả chỉ ảnh hưởng từ thời kỳ thứ 4 đến thời kỳ thứ 12 và sau đó có xu hướng giảm về không. Để giải thích cho những kết quả này, tác giả cho rằng, sự khác nhau trong thời kỳ nghiên cứu cũng cho kết quả khác nhau. Đặc biệt, trong những năm gần đây, tỷ giá đã được Ngân hàng nhà nước điều chỉnh một cách linh hoạt và không còn cứng nhắc như thời kỳ trước đó.

d) Phản ứng của lạm phát cơ bản với cú sốc cung



Cú sốc cung trong Luận án này tác giả sử dụng chỉ số giá nhập khẩu là biến số để đại diện cho phía cung tác động tới lạm phát cơ bản. Kết quả cho thấy, cú sốc của chỉ số giá nhập khẩu không làm tăng lạm phát cơ bản mà thậm chí còn làm giảm lạm phát cơ bản ở thời kỳ thứ 2. Bắt đầu từ thời kỳ thứ 4, chỉ số giá nhập khẩu mới có tác động mạnh mẽ lên lạm phát cơ bản và có xu hướng tăng liên tục. Nguyên nhân được giải thích là do: Chỉ số giá nhập khẩu bao gồm hết các chỉ số giá của đầu vào sản xuất và hàng hóa tiêu dùng. Tuy nhiên, xét theo cơ cấu nhóm hàng nhập khẩu, có thể nhóm hàng nhập khẩu phục vụ cho quá trình sản xuất trong nước chiếm trên 70% và đến năm 2015 khoảng 65%. Do đó, sốc chỉ số giá nhập khẩu có thể có tác động lạm phát cơ bản với độ trễ nhất định, cụ thể ở đây là 4.

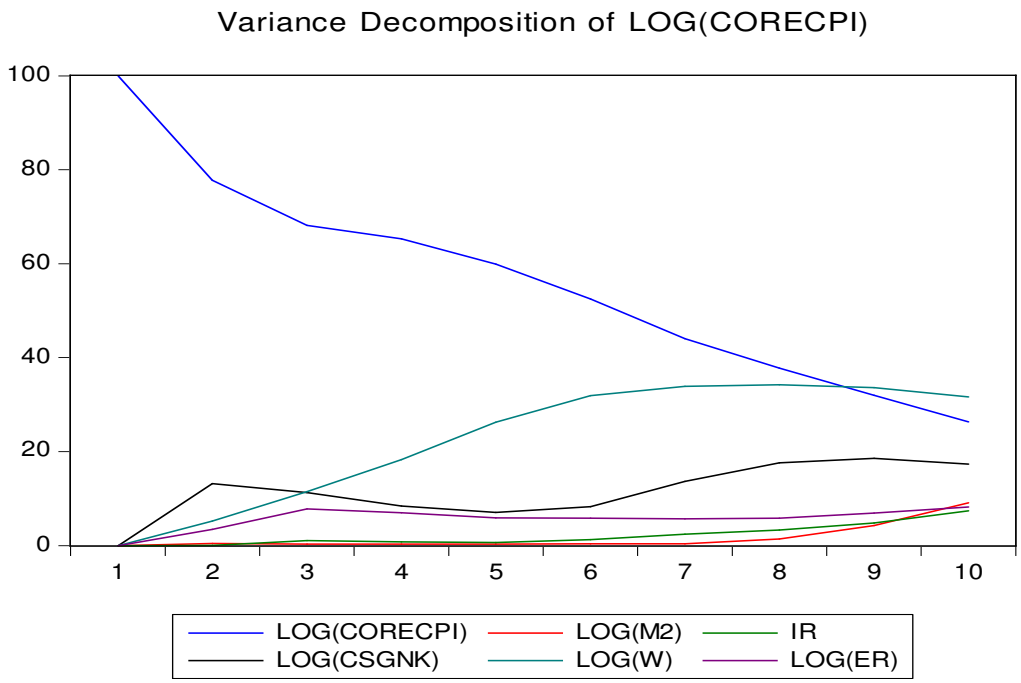
e) Phản ứng của lạm phát cơ bản với cú sốc cầu




Cú sốc cầu được tác giả lựa chọn là tổng lương của nền kinh tế làm biến đại diện. Kết quả cho thấy, sốc của lương trong nền kinh tế có thể tác động mạnh tới lạm phát cơ bản và có thể ảnh hưởng ngay lập tức. Bên cạnh đó, ảnh hưởng của cú sốc lương tới lạm phát cơ bản có thể kéo dài và liên tục. Nguyên nhân có thể là do lương tăng dẫn đến cầu hàng hóa trong nền kinh tế tăng, dẫn đến lạm phát cơ bản tăng.

9) Phân tích phân rã phương sai

Variance Decomposition using Cholesky (d.f. adjusted) Factors




Để phân tích rõ hơn mức độ đóng góp của các cú sốc tới lạm phát cơ bản, tác giả thực hiện phân rã phương sai của biến số lạm phát cơ bản.

Kết quả phân rã cho thấy, bắt đầu từ thời kỳ thứ 2, lạm phát cơ bản bị ảnh hưởng bởi chính nó lên tới 77,77% và giảm dần đến thời kỳ thứ 10 khoảng 26,34%. Các cú sốc về chỉ số giá nhập khẩu, lương và tỷ giá tương ứng đóng góp 13,14%; 5,17% và 3,43% ở thời kỳ thứ 2 và tăng lên 17,32%; 31,64% và 8,19% ở thời kỳ thứ 10. Các cú sốc về cung tiền và lãi suất là rất nhỏ. Đối với lãi suất, ở thời kỳ thứ 2 chỉ chiếm 0,02% và tăng lên 7,39% vào thời kỳ thứ 10. Đối với cú sốc về cung tiền cho thấy gần như không có nhiều tác động trong ngắn hạn khi chỉ chiếm tỷ trọng nhỏ trong biến động của lạm phát cơ bản. Cụ thể, tại thời kỳ thứ 2, cú sốc cung tiền chỉ chiếm 0,45%, giảm trong các thời kỳ tiếp theo và đến thời kỳ thứ 10 cũng chỉ chiếm 9,09%.

### *3.2.2. Xây dựng các mô hình ứng dụng dự báo lạm phát cơ bản*

Dự báo là rất phức tạp. Dự báo có thể được chia thành dự báo trong mẫu và dự báo ngoài mẫu. Có rất nhiều phương pháp dự báo khác nhau. Đối với dự báo trong mẫu thường được sử dụng để kiểm tra độ chính xác của dự báo dựa trên các thông tin quá khứ đã có.

Đối với dự báo ngoài mẫu là cực kỳ khó khăn. Trong đó, với các mô hình đa biến, để dự báo được biến phụ thuộc cần có kết quả dự báo được các biến ngoại sinh.

Tuy nhiên, việc dự báo các biến ngoại sinh là tương đối khó, đặc biệt độ chính xác của các biến này có ảnh hưởng trực tiếp tới kết quả dự báo của biến phụ thuộc. Do vậy, luận án chỉ sử dụng các phương pháp dự báo dựa trên các thông tin quá khứ bao gồm các mô hình ARIMA, GARCH và MARKOV. Thêm vào đó, tác giả sử dụng mô hình kết hợp dự báo mong muốn đưa ra kết quả dự báo chính xác hơn từ 03 mô hình dự báo đã nêu trên.

*3.2.2.1. Mô hình ARIMA*

Phần này tác giả xây dựng mô hình ARIMA để dự báo lạm phát cơ bản. Chuỗi CORECPI là chuỗi dừng dạng lô ga sai phân bậc nhất, do đó d=1. Tiếp theo, tác giả sử dụng lược đồ tương quan cho chuỗi này để xác định giá trị P và Q cho mô hình.

Lựa chọn mô hình ARIMA phù hợp dựa trên các tiêu chí $R^2$ cao, chỉ số AIC và Schwarz bé nhất. Sau khi ước lượng mô hình, tác giả loại bỏ các biến số không phù hợp như không có ý nghĩa thống kê. Tác giả lựa chọn được giá trị q=1,2 và 5 và p=2. Kết quả ước lượng mô hình cụ thể như sau:

• *Kết quả ước lượng mô hình ARIMA*

**Bảng 3.7: Kết quả ước lượng mô hình ARIMA**

| Biến phụ thuộc: LOG(CORECPI) | |
|---|---|
| Biến số | Hệ số |
| C | 0,0153<br>(0,0010)* |
| AR(1) | 0,3325<br>(0,0962)* |
| AR(2) | 0,7685<br>(0,0916)* |
| AR(5) | -0,32996<br>(0,0867)* |
| MA(2) | -0,9576<br>(0,0307)* |
| R-squared = 0,2863<br>Durbin-Watson stat = 2,1181 | |

*Nguồn: Tính toán của tác giả*

*() là độ lệch chuẩn, *là mức ý nghĩa 1%.*

• *Kiểm định mô hình*

**Kiểm định tương quan**

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 0,206677 | Prob. F(2,47) | 0,8140 |
| Obs*R-squared | 0,165116 | Prob. Chi-Square(2) | 0,9208 |

*Nguồn: Tính toán của tác giả*

Kết quả kiểm định tương quan trong mô hình được thực hiện bằng phương pháp kiểm định tương quan của Breusch-Godfrey. Kết quả kiểm định cho thấy xác xuất của kiểm định F và Khi bình phương đều lớn (lớn hơn >0.5), bác bỏ giả thiết $H_0$. Do vậy mô hình không có hiện tượng tương quan.

**Kiểm định phần dư**

Null Hypothesis: RES has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -7,625888 | 0,0000 |
| Test critical values: | 1% level | -3,560019 | |
| | 5% level | -2,917650 | |
| | 10% level | -2,596689 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

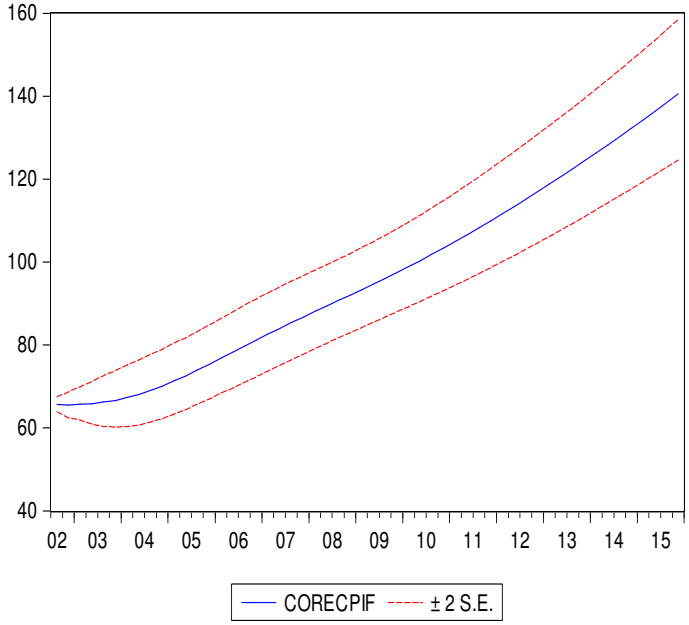
Với biến RES là phần dư của mô hình ước lượng thu được ở trên. Kết quả kiểm định phần dư cho thấy chuỗi RES là dừng.

Lược đồ tương quan của phần dư trong mô hình ARIMA cho thấy phần dư là dừng, do đó phần dư trong mô hình là nhiễu trắng.

Do vậy, có thể sử dụng mô hình ARIMA ở trên để dự báo.

•*Dự báo*

Kết quả dự báo lạm phát cho Việt Nam:




| | |
|---|---|
| Forecast: CORECPIF | |
| Actual: CORECPI | |
| Forecast sample: 2001Q1 2015Q4 | |
| Adjusted sample: 2002Q3 2015Q4 | |
| Included observations: 54 | |
| Root Mean Squared Error | 4.757268 |
| Mean Absolute Error | 3.167952 |
| Mean Abs. Percent Error | 2.796707 |
| Theil Inequality Coefficient | 0.023718 |
| Bias Proportion | 0.181319 |
| Variance Proportion | 0.159835 |
| Covariance Proportion | 0.658846 |

Với kết quả dự báo lạm phát ở trên cho thấy RMSE, MAE và MAPE của mô hình là tương đối tốt, tương ứng khoảng 4,7573, 3,168 và 2,7967. Như vậy, có thể thấy được mô hình này cho kết quả dự báo là tương đối chính xác.

### *3.2.2.2. Mô hình GARCH*

*+Xây dựng và ước lượng mô hình*

Dựa trên lý thuyết mô hình GARCH, trong trường hợp của Việt Nam, mô hình GARCH được dùng để phân tích và dự báo:

$$CORECPI_t = a_0 + b_i * CORECPI(-i) + e_t \qquad (3.1)$$

$$e_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t) \qquad (3.2)$$

$$h_t = w + ce^2_{t-1} + dh_{t-1} \qquad (3.3)$$

$$e_t = \rho_i e_{t-i} + \varepsilon$$

Ở đây, $I_{t-1}$ là tổng hợp thông tin của các nhân tố ảnh hưởng trong thời kỳ trễ t-1, $h_t$ là phương sai của $e_t$, $e_t$ – phần sai số của mô hình

Trong bài viết này, tác giả sử dụng mô hình IGARCH, là một trường hợp đặc biệt của mô hình GARCH để tính toán giao động của tỷ giá. Do vậy, (3.3) có thể được viết lại như sau:

$$h_t = \eta e^2_{t-1} + \theta h_{t-1} \qquad (3.4) \text{ với } \eta + \theta = 1$$

**Bảng 3.8: Kết quả ước lượng mô hình GARCH**

| **Biến phụ thuộc: CORECPI** | |
|---|---|
| Biến số | Hệ số |
| C | 0,0146<br>(0,0027)* |
| AR(1) | 0,4132<br>(0,0852)* |
| AR(3) | 0,2604<br>(0,1087)* |
| Variance Equation | |
| RESID(-1)^2 | 0,1451<br>(0,0836)* |
| GARCH(-1) | 0,8549<br>(0,0836)* |
| R-squared = 0,1907<br>Durbin-Watson stat = 2,1521 | |

*Nguồn: Tính toán của tác giả*

*+Kiểm định mô hình*

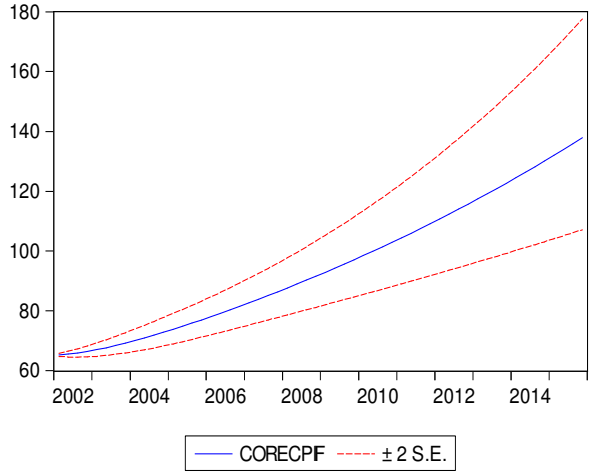
**Kiểm định ARCH cho mô hình**

| Heteroskedasticity Test: ARCH | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 12,15153 | Prob. F(1,54) | 0,0010 |
| Obs*R-squared | 10,28677 | Prob. Chi-Square(1) | 0,0013 |

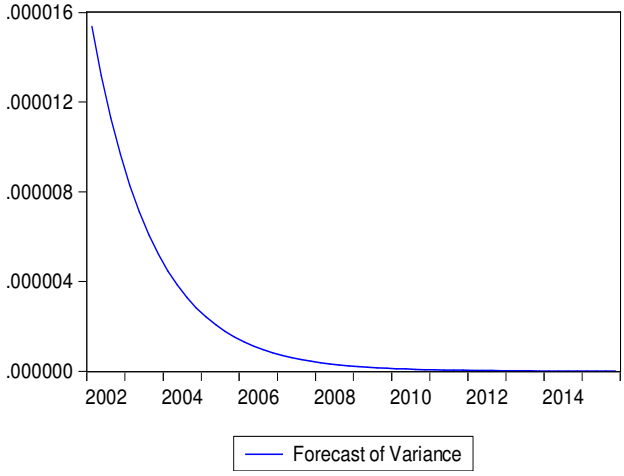
*Nguồn: Tính toán của tác giả*

Kết quả kiểm định ARCH trong mô hình cho thấy Prob của kiểm định F và kiểm định Khi bình phương đều nhỏ hơn 0,05, do vậy, mô hình không có hiệu ứng ARCH. Mô hình trên có thể được sử dụng để phân tích và dự báo.

*+Dự báo*




| | |
|---|---|
| Forecast: CORECPIF | |
| Actual: CORECPI | |
| Forecast sample: 2001Q1 2015Q4 | |
| Adjusted sample: 2002Q1 2015Q4 | |
| Included observations: 56 | |
| Root Mean Squared Error | 5.308147 |
| Mean Absolute Error | 3.455918 |
| Mean Abs. Percent Error | 3.059950 |
| Theil Inequality Coefficient | 0.026798 |
| Bias Proportion | 0.152793 |
| Variance Proportion | 0.375706 |
| Covariance Proportion | 0.471501 |




Kết quả dự báo của mô hình GARCH cho thấy các giá trị RMSE, MAE và MAPE tương ứng là 5,3081; 3,4559 và 3,0599%, như vậy, mô hình sẽ cho kết quả dự báo là tốt theo các tiêu chuẩn lựa chọn này.

### *3.2.2.3. Mô hình hàm chuyển MARKOV*

Tác giả thực hiện ước lượng mô hình hàm chuyển Markov cho chuỗi số liệu về lạm phát cơ bản của Việt Nam trong giai đoạn từ quý I năm 2001 đến quý IV năm 2015 với mô hình hàm chuyển Markov AR(4). Để dễ thực hiện trong mô hình hàm chuyển MARKOV, tác giả đặt d1=d(Log(corecpi)).

Tác giả thực hiện loại bỏ các AR không có ý nghĩa thống kê, kết quả ước lượng mô hình như bảng dưới:

**Bảng 3.9: Kết quả ước lượng mô hình hàm chuyển Markov**

Dependent Variable: D1

Method: Switching Regression (Simple Switching)

Sample (adjusted): 2001Q3 2015Q4

Included observations: 58 after adjustments

Number of states: 2

Initial probabilities obtained from ergodic solution

Ordinary standard errors & covariance using numeric Hessian

Random search: 25 starting values with 10 iterations using 1 standard deviation (rng=kn, seed=1247442840)

Convergence achieved after 6 iterations

| Variable | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| Regime 1 | | | | |
| C | 0,034182 | 0,003893 | 8,780008 | 0,0000 |
| Regime 2 | | | | |
| C | 0,009235 | 0,002790 | 3,310638 | 0,0009 |
| Common | | | | |
| AR(1) | 0,602013 | 0,111015 | 5,422800 | 0,0000 |
| LOG(SIGMA) | -4,841045 | 0,105944 | -45,69450 | 0,0000 |
| Probabilities Parameters | | | | |
| P1-C | -1,873298 | 0,444968 | -4,209963 | 0,0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| Mean dependent var | 0,012258 | S.D. dependent var | 0,014012 |
| S.E. of regression | 0,013022 | Sum squared resid | 0,009157 |
| Durbin-Watson stat | 1,876306 | Log likelihood | 178,7234 |
| Akaike info criterion | -5,990463 | Schwarz criterion | -5,812839 |
| Hannan-Quinn criter. | -5,921275 | | |

| | |
|---|---|
| Inverted AR Roots | .60 |

*Nguồn: Tính toán của tác giả*

## Ma trận chuyển tiếp và kỳ vọng thời gian

Equation: MARKOV

Transition summary: Constant simple switching

transition probabilities and expected durations

Sample (adjusted): 2001Q3 2015Q4

Included observations: 58 after adjustments

Constant transition probabilities:

P(i, k) = P(s(t) = k | s(t-1) = i)

(row = i / column = j)

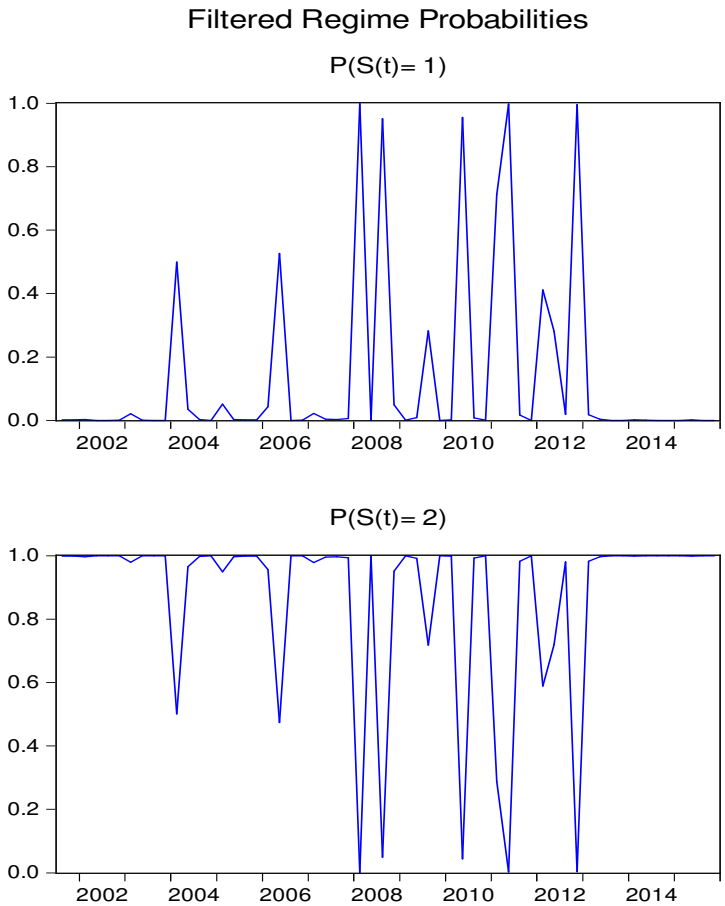
| | 1 | 2 |
|---|---|---|
| 1 | 0.133161 | 0.866839 |
| 2 | 0.133161 | 0.866839 |

Constant expected durations:

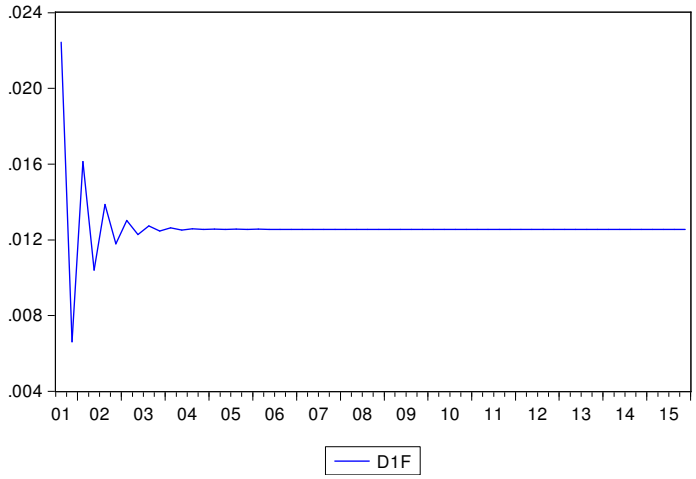
| | 1 | 2 |
|---|---|---|
| | 1.153616 | 7.509732 |

*Nguồn: Tính toán của tác giả*

## Biểu đồ phần dư của mô hình



+ Dự báo




| | |
|---|---|
| Forecast: D1F | |
| Actual: D1 | |
| Forecast sample: 2001Q1 2015Q4 | |
| Adjusted sample: 2001Q3 2015Q4 | |
| Included observations: 58 | |
| Root Mean Squared Error | 0.014165 |
| Mean Absolute Error | 0.010877 |
| Mean Abs. Percent Error | 319.2117 |
| Theil Inequality Coefficient | 0.452656 |
| Bias Proportion | 0.000820 |
| Variance Proportion | 0.750232 |
| Covariance Proportion | 0.248948 |

Kết quả dự báo của mô hình hàm chuyển Markov cho thấy RMSE, MAE và MAPE tương ứng là 0,0141, 0,0108 và 319,2717%, đây là các sai số dự báo của chuỗi lôga sai phân của corecpi. Do vậy, tác giả thực hiện tính ngược lại giá trị dự báo lạm phát cơ bản của mô hình này như sau:

F3= exp(log(corecpi(-1)+d1f))

Với d1f là giá trị dự báo lôga sai phân của lạm phát cơ bản của mô hình hàm chuyển MARKOV và F3 là giá trị dự báo lạm phát cơ bản bằng mô hình hàm chuyển MARKOV.

*3.2.2.4. Mô hình kết hợp dự báo*

Để chính xác hơn trong dự báo, tác giả sử dụng phương pháp kết hợp dự báo đã được trình bày ở trên với mong muốn có được kết quả dự báo chính xác hơn. Cụ thể, tác giả thực hiện kiểm định bao và phương pháp kết hợp dự báo dựa trên trọng số biến đổi theo thời gian.

Khi đó, hàm của lạm phát cơ bản được xây dựng như sau:

CORECPI=f(F1, F2, F3, T*F1, T*F2, T*F3)

Trong đó,

T là biến số theo thời gian

F1 là kết quả dự báo của mô hình ARIMA

F2 là kết quả dự báo của mô hình GARCH

F3 là kết quả dự báo của mô hình Markov

Tác giả thực hiện ước ước lượng và loại bỏ các biến số không có ý nghĩa thống kê trong mô hình, kết quả ước lượng mô hình dạng rút gọn thu được như bên dưới:

**Bảng 3.10: Kết quả ước lượng mô hình kết hợp dự báo**

| *Biến phụ thuộc* | CORECPI |
|---|---|
| F1 | 0,7285 |
| | (0,2903)* |
| T*F1 | -0,0535 |
| | (0,0138)** |
| F2 | -0,7400 |
| | (0.2880)* |
| T*F2 | 0,0542 |
| | (0,0141)** |
| F3 | 1,0111 |
| | (0,0499)** |
| *R-squared:* | 0,9974 |
| *DW* | 1,50136 |

*Nguồn: Tính toán của tác giả*

*Ghi chú : * mức ý nghĩa 5% và ** là mức ý nghĩa 1%*

- *Kiểm định mô hình*

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 1.874614 | Prob. F(2,47) | 0,1647 |
| Obs*R-squared | 3.989382 | Prob. Chi-Square(2) | 0,1361 |

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 1.544391 | Prob. F(5,48) | 0,1940 |
| Obs*R-squared | 7.483325 | Prob. Chi-Square(5) | 0,1871 |
| Scaled explained SS | 11.84542 | Prob. Chi-Square(5) | 0,0370 |

*Nguồn: Tính toán của tác giả*

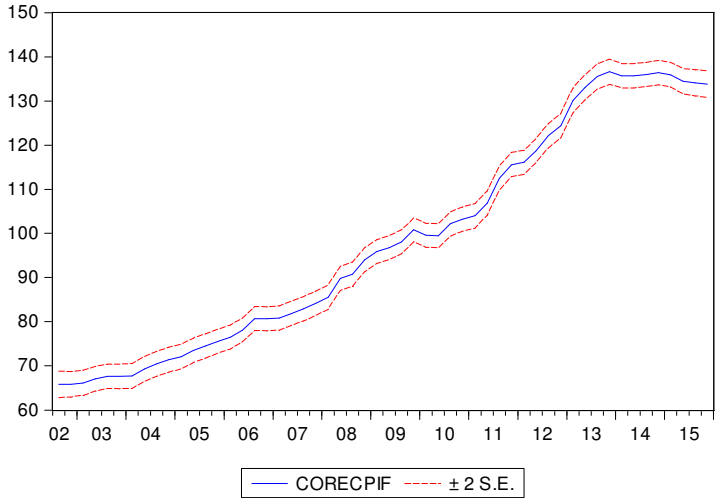
Dựa vào giá trị Prob của các thống kê ở trên, các giá trị này đều lớn hơn 0.05, do vậy, mô hình không có hiện tượng tự tương quan và phương sai của sai số thay đổi.

Kết quả ước lượng mô hình cho thấy,

- Các giá trị dự báo của mô hình ARIMA, GARCH và MARKOV đều có ý nghĩa thống kê.

- Các trọng số theo thời gian có ý nghĩa thống kê trong mô hình khi kết hợp với các dự báo của mô hình ARIMA và mô hình MARKOV, điều này cho thấy các kết quả dự báo sẽ được cải thiện đáng kể so với các kết quả dự báo của các mô hình đã có.

- *Dự báo*




Forecast: CORECPIF
Actual: CORECPI
Forecast sample: 2001Q1 2015Q4
Adjusted sample: 2002Q3 2015Q4
Included observations: 54

| | |
|---|---|
| Root Mean Squared Error | 1.264900 |
| Mean Absolute Error | 0.898869 |
| Mean Abs. Percent Error | 0.905267 |
| Theil Inequality Coefficient | 0.006232 |
| Bias Proportion | 0.000000 |
| Variance Proportion | 0.000711 |
| Covariance Proportion | 0.999289 |

Dựa vào các thông tin RMSE, MAE và MAPE trong mô hình kết hợp dự báo cho thấy các thông số này là rất nhỏ, tương ứng 1,2649; 0,8988 và 0,9053. Như vậy, có thể đánh giá được phương pháp này có những cải thiện rất lớn về chất lượng dự báo so với các mô hình dự báo trước đó.

### *3.2.3. So sánh kết quả dự báo trong mẫu giữa các mô hình*

**Bảng 3.11: So sánh kết quả dự báo trong mẫu giữa các mô hình**

| | ARIMA | GARCH | MARKOV | Mô hình kết hợp dự báo |
|---|---|---|---|---|
| RMSE | 4,7572 | 5,3081 | 5,6808 | 4,2090 |
| MAE | 3,1679 | 3,4559 | 4,3394 | 3,5699 |
| MAPE | 2,7967 | 3,0599 | 4,2496 | 3,7352 |

*Nguồn: Tính toán của tác giả*

Bảng trên trình bày các chỉ tiêu RMSE, MAE và MAPE trong các dự báo lạm phát cơ bản của các mô hình ARIMA, mô hình GARCH, mô hình MARKOV và mô hình kết hợp dự báo.

Kết quả cho thấy mô hình kết hợp dự báo cho kết quả dự báo tốt nhất khi các tiêu chuẩn RMSE là nhỏ nhất. Tuy nhiên, nếu xét theo 02 tiêu chuẩn MAE và MAPE thì mô hình ARIMA là mô hình có kết quả dự báo tốt nhất.

Mô hình ARIMA là mô hình có kết quả dự báo tốt nhất trong các mô hình được thực hiện dự báo nếu không sử dụng mô hình kết hợp dự báo khi so với các mô hình còn lại. Kết quả này là hoàn toàn hợp lý, bởi vì lạm phát cơ bản được xem là lạm phát tương đối ổn định trong dài hạn khi đã loại bỏ các yếu tố sốc và các yếu tố có dao động mạnh trong chỉ số lạm phát.

### *3.2.4. Đưa ra kết quả dự báo ngoài mẫu của các mô hình*

Bảng bên dưới trình bày kết quả dự báo ngoài mẫu của các mô hình đã được xây dựng trong Luận án. Ở đây, tác giả thực hiện dự báo 04 thời kỳ ngoài mẫu cho chuỗi lạm phát cơ bản.

**Bảng 3.12: Kết quả dự báo trước 04 quý cho lạm phát cơ bản bằng các mô hình**

| | **Lạm phát cơ bản so với quý trước** | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | Lạm phát cơ bản thực tế | ARIMA | GARCH | MARKOV | Kết hợp dự báo |
| 2015Q1 | 134.43 | | | | |
| 2015Q2 | 134.39 | | | | |
| 2015Q3 | 134.30 | | | | |
| 2015Q4 | 134.10 | | | | |
| 2016Q1 | | 135.57 | 135.64 | 135.02 | 134.71 |
| 2016Q2 | | 135.63 | 135.49 | 135.56 | 135.12 |
| 2016Q3 | | 136.19 | 136.14 | 136.32 | 135.75 |
| 2016Q4 | | 136.26 | 136.83 | 136.60 | 136.03 |

*Nguồn: Tính toán của tác giả*

## 3.3. Kết luận chương 3

Trong chương này, tác giả đã trình bày về xây dựng các mô hình được sử dụng để phân tích và dự báo lạm phát cơ bản ở Việt Nam. Trong đó, đóng góp nổi bật của tác giả trong chương này là đã sử dụng phương pháp kết hợp dự báo để đưa ra được kết quả dự báo tốt hơn cho lạm phát cơ bản. Các kết luận chính mà tác giả thu được trong chương này bao gồm:

Thứ nhất, từ kết quả phân tích mô hình đường cong Phillips cho thấy: Lạm phát cơ bản bị ảnh hưởng lớn bởi kỳ vọng của chính nó; tăng trưởng nhanh của nền kinh tế Việt Nam cũng có tác động làm tăng lạm phát cơ bản. Sốc cầu (biến số đại diện là tiền lương) và sốc cung (biến số đại diện là giá dầu thô) đều có tác động làm tăng lạm phát cơ bản.

Thứ hai, từ kết quả của mô hình hồi quy từng bước cho thấy các nhân tố tác động tới lạm phát cơ bản ở Việt Nam bao gồm: CPINL, M2/PGDP, CPINN, IR, CSGNK, GC và W. Trong khi đó, các yếu tố còn lại như ER, CPILTTP và HC không tác động tới lạm phát cơ bản. Trong các yếu tố tác động tới lạm phát cơ bản thì CPINL là yếu tố tác động quan trọng nhất, tiếp đến là các yếu tố như chỉ số sản xuất công nghiệp và cuối cùng là các yếu tố vĩ mô như lương, cung tiền và tăng trưởng kinh tế.

Thứ ba, từ kết quả của mô hình VECM cho thấy: lạm phát cơ bản bị ảnh hưởng mạnh mẽ bởi kỳ vọng của chính nó; Cú sốc về cung tiền đối với lạm phát cơ bản là không lớn, có độ trễ và không liên tục. Trong khi đó, cú sốc về lãi suất có độ trễ 2 thời kỳ cho thấy độ trễ chính sách của Chính phủ đối với lạm phát cơ bản có thể là 6 tháng. Cú sốc tỷ giá cũng có ảnh hưởng tới lạm phát cơ bản và có thể ảnh hưởng lâu dài đối với nền kinh tế. Các cú sốc cung và cầu cũng gây ra những áp lực tăng lạm phát cơ bản. Bên cạnh đó, kết quả phân rã phương sai cho thấy rõ hơn lạm phát cơ bản bị ảnh hưởng bởi chính nó và các yếu tố như cung tiền, lãi suất chiếm tỷ trọng nhỏ. Xét về mối quan hệ dài hạn, khi cung tiền, chỉ số giá nhập khẩu, lương và tỷ giá tăng sẽ làm cho lạm phát cơ bản tăng, còn lãi suất có ảnh hưởng không nhiều tới lạm phát cơ bản trong dài hạn.

Theo phân tích thực trạng ở chương 2, cho thấy nguyên nhân chính gây ra lạm phát cao ở Việt Nam là do cung tiền quá mức trong nền kinh tế. Như vậy, cách tiếp cận theo trường phái tiền tệ phù hợp đối với thực trạng nền kinh tế Việt Nam.

Thứ tư, các mô hình được sử dụng để dự báo lạm phát bao gồm: Mô hình ARIMA, mô hình GARCH và mô hình MARKOV. Dựa trên các chỉ số RMSE, MAE và MAPE, luận án đã rút ra kết luận là mô hình ARIMA dựa báo lạm phát cơ bản chính xác hơn các mô hình còn lại. Nguyên nhân là do lạm phát cơ bản được xem là lạm phát tương đối ổn định trong dài hạn khi đã loại bỏ các yếu tố sốc và các yếu tố có dao động mạnh trong chỉ số lạm phát. Bên cạnh đó, tác giả xây mô hình kết hợp dự báo có ảnh hưởng tuyến tính của thời gian để cải thiện kết quả dự báo. Kết quả cho thấy mô hình kết hợp dự báo cho kết quả dự báo khá tốt theo tiêu chuẩn RMSE.

# KẾT LUẬN VÀ KIẾN NGHỊ

## 1. Kết luận

Luận án đã tập trung nghiên cứu cơ sở lý luận và thực tiễn về lạm phát cơ bản ở Việt Nam cũng như trên thế giới. Tác giả đưa ra cái nhìn tổng quan nhất về lạm phát cơ bản trong bối cảnh kinh tế vĩ mô của Việt Nam giai đoạn 2000 - 2015. Thông qua phần phân tích thực trạng, tác giả đã cho thấy được các thời kỳ lạm phát cao của Việt Nam và chỉ ra được mối liên hệ của lạm phát cơ bản trong bối cảnh thực hiện các chính sách kinh tế vĩ mô. Dựa trên những mô hình lý thuyết, tác giả cũng đã xây dựng và đề xuất các mô hình để phân tích và dự báo lạm phát cơ bản của Việt Nam. Những nội dung cụ thể của luận án như sau:

1. Trình bày một cách có hệ thống và cơ sở khoa học về lạm phát và lạm phát cơ bản dựa trên hệ thống cơ sở lý thuyết và thực tiễn. Trên cơ sở đó, tác giả đã phân chia các mô hình phân tích lạm phát cơ bản bao gồm các mô hình theo trường phái Keynes và mô hình theo trường phái tiền tệ. Về mô hình dự báo, tác giả chia thành 03 nhóm bao gồm: (1) dựa báo dựa trên thông tin quá khứ, (2) dự báo dựa trên đo lường và (3) phương pháp dự báo kết hợp. Tổng hợp được các nghiên cứu thực nghiệm về phương pháp tính toán lạm phát cơ bản, phương pháp phân tích và dự báo lạm phát, lạm phát cơ bản trên thế giới cũng như ở Việt Nam

2. Trình bày một cách tổng quát, có hệ thống về thực trạng của lạm phát cơ bản. Trong đó, tác giả đã khái quát hệ thống chính sách ở Việt Nam có liên quan trực tiếp tới lạm phát cũng như lạm phát cơ bản trong thời gian qua. Bên cạnh đó, qua phân tích nguyên nhân của lạm phát cơ bản thông qua số liệu thực tế cho thấy lạm phát cơ bản của Việt Nam cũng bị tác động bởi các yếu tố kỳ vọng, các yếu tố từ phía cung và phía cầu và các yếu tố tiền tệ. Bên cạnh đó, sự mở cửa của nền kinh tế Việt Nam trong những năm gần đây cũng gây ra ảnh hưởng tiêu cực từ những yếu tố bên ngoài tới lạm phát cơ bản của Việt Nam.

3. Luận án đã dựa trên phương pháp của Clark (2001) đề xuất để chứng minh tính phù hợp của lạm phát cơ bản dựa trên các tiêu chí:

- *Lạm phát cơ bản ổn định và ít biến động hơn lạm phát thông thường*

- *Qua thời gian dài, tỷ lệ lạm phát cơ bản trung bình tương xứng với tỷ lệ lạm phát thông thường trung bình và không có độ lệch mang tính hệ thống giữa chúng*

- *Dự báo trước lạm phát thông qua lạm phát cơ bản*

*- Qua đó, luận án đề xuất sử dụng lạm phát cơ bản là lạm phát sau khi loại bỏ 13 mặt hàng cấp 3 bao gồm: lúa gạo, lúa mì và ngũ cốc, thịt, thịt gia cầm, trứng, thủy hải sản tươi sống, rau tươi khô và chế biến, quả tươi và chế biến, điện sinh hoạt, ga và các loại chất đốt khác, nhiên liệu, dịch vụ y tế, dịch vụ giáo dục.*

4. Về phân tích lạm phát cơ bản tác giả áp dụng mô hình đường cong Phillips, mô hình hồi quy sử dụng phương pháp hồi quy từng bước và mô hình VECM. Về tổng thể, mô hình đường cong Phillips và mô hình VECM đều cho kết quả tương đối giống nhau, khi thấy được kỳ vọng của lạm phát cơ bản có tác động mạnh tới lạm phát cơ bản ở thời kỳ hiện tại. Bên cạnh đó, các yếu tố từ phía cung và phía cầu cũng như yếu tố tiền tệ cũng có ảnh hưởng tới lạm phát cơ bản. Tuy nhiên, ảnh hưởng từ yếu tố tiền tệ tới lạm phát cơ bản là không nhiều. Trong khi đó, phương pháp hồi quy từng bước chỉ ra CPINL là yếu tố tác động quan trọng nhất, điều này hàm ý rằng, việc kiểm soát lạm phát cơ bản cần chú ý tới yếu tố giá CPINL. Việc ảnh hưởng của yếu tố giá CPINL tới lạm phát cho thấy ảnh hưởng chéo hay ảnh hưởng lan tỏa từ giá năng lượng tới các giá khác trong nền kinh tế Việt Nam là khá lớn trong thời gian qua.

5. Các mô hình được sử dụng để dự báo lạm phát bao gồm: Mô hình ARIMA, mô hình GARCH và mô hình MARKOV. Dựa trên các chỉ số RMSE, MAE và MAPE, luận án đã rút ra kết luận là mô hình ARIMA dự báo lạm phát cơ bản chính xác hơn các mô hình còn lại. Nguyên nhân là do lạm phát cơ bản được xem là lạm phát tương đối ổn định trong dài hạn khi đã loại bỏ các yếu tố sốc và các yếu tố có dao động mạnh trong chỉ số lạm phát. Luận án áp dụng phương pháp kết hợp dự báo có ảnh hưởng tuyến tính của thời gian và kết quả cho thấy chất lượng dự báo đã được cải thiện đáng kể nếu xét theo tiêu chí RMSE.

## 2. Một số hàm ý chính sách

Chỉnh phủ Việt Nam đã có những nỗ lực quan trọng trọng kiểm soát lạm phát ở Việt Nam. Trong đó, NHNN đã có những văn bản qui phạm pháp luật điều hành lạm phát thông qua những công cụ như tỷ giá, cung tiền và lãi suất kịp thời và hiệu quả. Từ đó, những bất ổn kinh tế vĩ mô, lạm phát tăng cao đã không còn hiện hữu, nền kinh tế vĩ mô đã dần đi vào ổn định. Tuy nhiên, việc điều hành và thực thi chính sách luôn phải có những thay đổi phù hợp với diễn biến của thị trường trong nước và quốc tế để đạt được các mục tiêu kinh tế đã đặt ra, đặc biệt là mục tiêu lạm phát.

Từ những phân tích ở trên cho thấy lạm phát cơ bản có vai trò quan trọng trong điều hành chính sách đối với một số các quốc gia, đặc biệt là vai trò lạm phát cơ bản có thể dự báo tốt lạm phát trong nền kinh tế. Việt Nam trong những năm gần đây đã

đang hình thành lạm phát mục tiêu để điều hành và thực thi chính sách tiền tệ. Do vậy, NHNN có thể dựa vào lạm phát cơ bản để đưa ra những dự báo trước cho lạm phát và từ đó có thể điều chỉnh chính sách tiền tệ hợp lý để đạt được mục tiêu lạm phát của nền kinh tế.

Từ những kết quả thu được của các mô hình kinh tế lượng chỉ ra lạm phát cơ bản trong quá khứ có ảnh hưởng tới lạm phát cơ bản hiện tại và tương lai. Điều này có nghĩa là các chính sách của Chính phủ liên quan tới lạm phát cơ bản trong quá khứ có vai trò rất lớn trong tác động tới mức lạm phát cơ bản hiện tại. Do vậy, việc thực thi chính sách của chính phủ cần phải thống nhất, đồng bộ và có định hướng chiến lược rõ ràng.

Lạm phát cơ bản của Việt Nam có nguyên nhân chủ yếu từ nội địa chứ không phải do các yếu tố bên ngoài như giá cả thế giới. Do vậy, mục tiêu kiểm soát lạm phát của Việt Nam nên chú trọng hơn vào các yếu tố có ảnh hưởng trực tiếp tới lạm phát cơ bản, cần phải cân nhắc và xem xét một cách chính xác ảnh hưởng của các yếu tố tới lạm phát trước khi thực thi các chính sách. Đối với điều hành chính sách tiền tệ, NHNN phải theo dõi sát những diễn biến kinh tế vĩ mô để điều hành linh hoạt và đồng bộ các công cụ CSTT.

NHNN cần tiếp tục điều hành tỷ giá phù hợp, thực hiện đồng bộ các giải pháp và công cụ CSTT để đảm bảo giá trị của đồng VND góp phần kiểm soát tốt lạm phát trong nước. Bên cạnh đó, NHNN cần tiếp tục kiểm soát chặt chẽ hoạt động cho vay bằng ngoại tệ, phù hợp với chủ trương chống đô–la hóa nền kinh tế. Đồng thời, NHNN cần phải theo dõi chặt chẽ những biến động của nền kinh tế vĩ mô, những diễn biến tiền tệ trong nước và quốc tế để chủ động thực hiện các biện pháp và công cụ điều hành phù hợp, ổn định thị trường.

Một phát hiện quan trọng trong luận án là sự ảnh hưởng chéo mạnh mẽ giữa sự gia tăng giá giữa các mặt hàng trong giỏ hàng hóa tính CPI. Cụ thể, giá năng lượng đã bị loại ra khỏi giỏ hàng hóa tính lạm phát cơ bản nhưng khi tăng giá vẫn làm tăng lạm phát cơ bản. Đây là ảnh hưởng lan tỏa giữa giá, cụ thể giá năng lượng tăng sẽ kéo theo giá của một số mặt hàng sử dụng năng lượng để sản xuất ra sản phẩm sẽ tăng. Như vậy, trong điều hành chính sách để đạt được mục tiêu của lạm phát thì cần phải có sự kết hợp giữa chính sách tài chính và chính sách tiền tệ. Cần chú trọng hơn tới các yếu tố tác động tới lạm phát cơ bản, đặc biệt là chỉ số giá năng lượng trong điều hành chính sách để có thể đưa ra những giải pháp chính sách phù hợp hơn.

Cung tiền và lãi suất cũng có ảnh hưởng tới lạm phát trong nền kinh tế. Việc kiểm soát lạm phát phải kiểm soát chặt chẽ cung tiền, đặc biệt là phải dần thu hẹp

thanh toán bằng tiền mặt trong nền kinh tế. Việc sử dụng công cụ lãi suất trong thời gian qua để kiềm chế lạm phát của NHNN là tương đối hiệu quả. Tuy nhiên, cần phải tiếp tục điều hành lãi suất ổn định và bám sát theo diễn biến của thị trường.

Lương là một thành tố quan trọng trong nền kinh tế. Cải cách tiền lương luôn là vấn đề nóng của nền kinh tế Việt Nam. Lương có thể hỗ trợ tăng năng suất, tăng tiêu dùng dẫn đến tăng trưởng nhưng cũng làm tăng lạm phát trong nền kinh tế. Thực tế những năm qua cho thấy hệ thống tiền lương của Việt Nam đã có nhiều thay đổi, nhưng lương vẫn chưa được tính đúng, tính đủ để tạo ra hiệu quả sản suất cao nhất. Do vậy, cần phải xem xét và đưa ra các chính sách lương hợp lý để tối ưu năng suất, lạm phát trong nền kinh tế tùy thuộc vào bối cảnh kinh tế của từng giai đoạn.

Độ trễ chính sách luôn là vấn đề trong thực thi chính sách ở Việt Nam. Kết quả của mô hình cũng chỉ ra được ảnh hưởng trễ của các biến số chính sách tới lạm phát cơ bản. Như vậy, NHNN khi thực hiện các chính sách kiềm chế, kiểm soát lạm phát cần phải quan tâm tới độ trễ của các chính sách và cần có sự chủ động trong điều hành CSTT.

# CÔNG TRÌNH TÁC GIẢ ĐÃ CÔNG BỐ

1. Nguyễn Ngọc Quỳnh (2016), 'Mô hình VECM trong phân tích và dự báo lạm phát cơ bản', *Kỷ yếu hội nghị toàn quốc lần thứ IV về ứng dụng toán học,* Nhà xuất bản Thông tin và Truyền thông, tr.222-237.

2. Nguyễn Ngọc Quỳnh (2016), 'Các nhân tố tác động tới lạm phát cơ bản ở Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế và dự báo*, tháng 7/2016, tr.7-10.

3. Nguyễn Ngọc Quỳnh (2016), 'Mô hình hàm chuyển Markov trong dự báo lạm phát cơ bản ở Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế dự báo*, tháng 8/2016, tr.7-10.

4. Đỗ Văn Lâm và Nguyễn Ngọc Quỳnh (2017), 'Quan hệ FDI, tăng trưởng kinh tế và xuất khẩu: chứng cứ từ các mô hình phương trình đồng thời', trong Nguyễn Khắc Minh (chủ biên), Tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) đến tăng trưởng đầu ra, năng suất và hiệu quả của nền kinh tế Việt Nam trong thời kỳ 2000-2013, Nhà xuất bản Khoa học và kỹ thuật, tr.302-322.

# DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO


1. Akerlof (1996)), GA, Dickens, WT&Perry, GL, 'The Macro economics of Low Inflation', *Brookings Papers on Economics Activity*, Vol. 1, pp. 1-76.
2. Aleksejs Melihovs and Anna Zasova (2007), *Estimation of the phillips curve for latvia*, ISBN 9984-676-73-0.
3. Ang, A., G. Bekaert, and M. Wei (2007), 'Do Macro Variables, Asset Markets, or Surveys Forecast Inflation Better?', *Journal of Monetary Economics,* 54, 1163-1212.
4. Antoni Espasa and Rebeca Albacete (2004), *Econometric modelling for short-term inflation forecacsting in the EMU*, Spanish Ministry of Science and Technology, project BEC2002-03720.
5. Bagliano, F. C, Golinelli, R. and Morana. C (2002), 'Core inflation in the Euro area', *Applied Economic Letters*. 9, pp. 353-357.
6. Bagliano, F. C, Morana, Morana, C (2003), 'A Common Trends model of UK core Inflation', *Empirical Economics*, Vol. 28, pp. 157-72.
7. Ball and Laurence M (2006), *Has Globalization Changed Inflation*, NBER Working Paper 12687.
8. Bates, J.M. and Clive W.J.Granger (1969), 'The Combination of Forecasts', *Operations Research Quarterly* 20, 451-468.
9. Bernanke, B.S., J. Bovian and P. Eliasz (2005), 'Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach', *Quarterly Jounrnal of Economics,* 120: 387-422.
10. Bernoholz (2003), *Monetary Regimes and Inflation: History, Economic and Political Relationships*, Edward Elgar Publishing Limited.
11. Bryan, Michael F and Stephen G. Cecchetti (1994), 'Measuring Core Inflation', *NBER Studies in Business Cycles*, Volume 29, tr.195-215.
12. Bùi Thị Kim Thanh (2008)*, Inflation in Vietnam over the period 1990-2007*, Institute of social Studies.
13. Callen T and Chang D (1999), *Modeling and Forecasting Iflation in India*, IMF, Working paper No.99/119
14. Camen, U (2006), *Monetary Policy in Vietnam: The case of a Transition Country*, BIS Working Paper No.31.Bank for international Sefflement, Basel.
15. Canova, Fabio (2007), 'G-7 Inflation Forecasts: Random Walk, Phillips Curve, or

What Else?', *Macroeconomic Dynamics* 11, 1-30.

16. CBO (2004), *A Summary of Alternative Methods for Estimating Potential GDP*, Background Paper.
17. Cecchetti and Stephen G (2005), 'Inflation Indicators and Inflation Policy', *NBER Macroeconomics Annual* 10, 189-219.
18. Cecchetti, Stephen G., Peter Hooper, Bruce C. Kasman, Kermit L. Schoenholtz, and Mark W. Watson (2007), *Understanding the Evolving Inflation Process*, U.S.Monetary Policy Forum.
19. Cecchetti, Stephen G., Rita S. Chu, and Charles Steindel (2000), 'The Unreliability of Inflation Indicators', *Federal Reserve Bank of New York Current Issues in Economics and Finance*, 6 (4), 1-6.
20. Clark, Todd E (2001), 'Comparing Measures of Core Inflation', *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review, Second Quarter*: 86(2), pp.5-31
21. Clark, Todd E. and Michael W. McCracken (2006), *Combining Forecasts from Nested Models*, Manuscript, Federal Reserve Bank of Kansas City.
22. Clark, Todd E. and Michael W. McCracken (2006), 'The Predictive Content of the Output Gap for Inflation: Resolving In-Sample and Out-of-Sample Evidence', *Journal of Money, Credit and Banking,* 38: 1127-1148.
23. Cristadoro, R., M. Forni, L. Reichlin, and G. Veronese. (2005), 'A Core Inflation Indicator for the Euro Area', *Journal of Money, Credit and Banking*, 37 (3): 539-60.
24. Dawid Zochowski & Piotr Bialowolski (2011), 'Modelling inflation using Markov Switching models: Case of Poland, 1992-2005', *Prace i Materiały*, 2011, vol. 86, issue 1, pages 185-199.
25. Doguwa, S. I. and Alade, S. O. (2013), 'Short-term Inflation Forecasting Model for Nigeria', *CBN Journal of Applied Statistics*, 4 (2), 1-29.

doi:10.2307/1912791. JSTOR 1912791.

26. Domenico G., Troy D. M. (2007), 'A New Core Inflation Indicator for New Zealand', *International Journal of Central Banking*, pp 145-180.
27. Douglas Laxton, David Rose & Alasdair Scott (2009), *Developing a Structured Forecasting and Policy Analysis System to Support Inflation-Forecast Targeting (IFT)*, IMF working papeer, WP/09/95.
28. Dương Thị Thanh Mai (2002), *Vận dụng mô hình phân tích chính sách tỷ giá ở Việt Nam*, Luận án tiến sỹ kinh tế, Trường Đại học Kinh tế quốc dân, Hà Nội.

29. Eckstein, Otto (1981), *Core Inflation*, Prentice Hall Inc, Englewood Cliffs, New Jersey.

30. F. Dermers & A.D. Champlain (2005), *Forecasting Core inflation in Canada: Should we forecast the aggregate or the components*, Bank of Canada Working paper 2005-44/Document de travail 2005, ISSN 1192-5434.

31. Firsch H (1990), *Theories of Inflation*, Cambridge University Press, United States of America.

32. Gerlach S and Peng W (2006), 'Ouput Gaps and Inflation in Mainland Chine', *Chine Economic Rewiew*, Volume 17(2), pp.210-225.

33. Gerlach and Stefan (2004), 'The two pillars of the ECB', *Economic Policy* 40, 389-439.

34. Gldberger (1964), *Econometric theory*, New York, xi+399pp

35. Gordon, Robert J (1990), *U.S. Inflation, Labor's Share, and the Natural Rate of Unemployment*, In Economics of Wage Determination (Heinz Konig, ed). Berlin: Springer-Verlag.

36. Gordon, Robert J (1998), 'Foundations of the Goldilocks Economy: Supply Shocks and the Time-Varying NAIRU', *Brookings Papers on Economics Activity* 1998:2, 297-333.

37. Gordon, Robert J. (1982), 'Inflation, Flexible Exchange Rates, and the Natural Rate of Unemployment', *in Workers, Jobs and Inflation, Martin N.Baily (ed). Washington, DC.: The Brookings Institution*,. 89-158.

38. Gordon, Robert J. and Stephen R. King (1982), 'The Output Cost of Disinflation in Traditional and Vector Autoregressive Models', *Brookings Papers on Economic Activity* 1982: I, 205-244.

39. Goujon, M (2006), 'Fighting Inflation in a Dollarized Economy: the ease of Vietnam', *Joumal of Comparative Economics,* No.34, pp.564-581.

40. Granger, C. W. J. (1969), 'Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectralMethods', *Econometrica*. 37 (3):424-438.

41. GSO - Tổng cục thống kê (2009), *Phương án điều tra và báo cáo thống kê giá tiêu dùng*.

42. GSO - Tổng cục thống kê (2013), *Số liệu thống kê*.

43. Hassain Abussaq (2015), *Inflation forecasting models for Saudi Arabia*, SAMA working paper., WP/15/7.

*44.* Hoàng Đình Tuấn (2007), *Lý thuyết mô hình Toán kinh tế*, Nxb Đại học Kinh tế

Quốc dân, Hà Nội.

45. Ikecukwu Kelikume & Adedoyin Salami (2014), 'Time series modeling and forecasting inflation: Evidence from Nigeria', *The International Journal of Business and Finance Research*, VOLUME 8. NUMBER 2.
46. Laurence Ball and Sandeep Mazumder (2015), *A Phillips Curve with Anchored Expectations and Short-Term Unemployment*, IMF Working Paper., WP/15/39.
47. Lê Quốc Lý (2008), 'Bội chi ngân sách nhà nước trong mối quan hệ với lạm phát', *Tạp chí ngân hàng,* số 8/2008.
48. Lê Văn Đức và cộng sự (2009), 'Kiểm nghiệm nguyên nhân của lạm phát ở nước ta trong thời kỳ 1976-1995 bằng kỹ thuật kinh tế lượng', *Tạp chí nghiên cứu kinh tế*, số 2/2009.
49. Luisa Charry, Pranav Gupta and Cimal Thanoor (2014), *Introducing a Semi-Structural Macroeconomic Model for Rwanda*, IMF working paper., WP/14/159.
50. Mark A. Wynne (2008), 'Core Inflation: A Review of Some Conceptual Issues', *Federal Reserve Bank of St-Louis Review*, May/June: 90(3, Part 2), pp.205-208.
51. Matteo Barigozzi and Marco Capasso (2008), *A multivariate Perspective for modelling and forecasting inflation's conditional mean and Variance*, Laboratory of Economics and Management - LEM working paper series., ISSN (online) 2284-0400.
52. Michele Lenza (2007), *Monetary policy and core inflation*, Working paper series No 837., ISSN 1561-0810.
53. Neumann, Manfred J.M. (2003), *The European Central Bank's first pillar reassessed*, mimeo.
54. Chính phủ (2008), *Nghị quyết 10/2008/NQ-CPvề 8 giải pháp đồng bộ để kiềm chế lạm phát*, ban hành ngày 17 tháng 4 năm 2008.
55. Chính phủ (2008), *Nghị quyết 30/2008/NQ-CP về những giải pháp cấp bách nhằm ngăn chặn suy giảm kinh tế, duy trì tăng trưởng, bảo đảm an sinh xã hội*, ban hành ngày 11 tháng 12 năm 2008.
56. Chính phủ (2010), *Nghị quyết số 18/ NQ-CP về những giải pháp bảo đảm ổn định kinh tế vĩ mô và đạt tốc độ tăng trưởng kinh tế khoảng 6,5% trong năm 2010*, ban hành ngày 06 tháng 4 năm 2010.
57. Chính phủ (2011*), Nghị quyết số 11/NQ-CP về các giải pháp chủ yếu nhằm tập trung kìm chế lạm phát, ổn định kinh tế vĩ mô, đảm bảo an sinh xã hội trong năm 2011*, ban hành ngày 24 tháng 2 năm 2011.

58. Chính phủ (2012), *Nghị quyết số 01/NQ-CP về những giải pháp chủ yếu chỉ đạo điều hành thực hiện kế hoạch phát triển kinh tế - xã hội và dự toán ngân sách nhà nước năm 2012*, ban hành ngày 03 tháng 01 năm 2012.

59. Ngô Văn Thứ (2001), *Thống kê toán*, Nxb Khoa học và kỹ thuật Hà Nội.

60. Nguyen Đuc Thanh et.al. (2009, 2010, 2011), *Vietnam Annual Economic Report Series*, Vietnam Center for Economic and Policy Research.

61. Nguyễn Khắc Minh (2002), *Các phương pháp phân tích và dự báo trong kinh tế*, NXB Khoa học kỹ thuật.

62. Nguyễn Khắc Minh, Nguyễn Thị Minh và Nguyễn Việt Hùng (2009), *Hệ thống mô hình phân tích và dự báo lạm phát ở Việt Nam,* Chương trình hỗ trợ kỹ thuật của liên minh Châu Âu - Bộ kế hoạch và đầu tư.

63. Nguyễn Khắc Minh và Nguyễn Việt Hùng (2009), *Cơ sở lý thuyết chuỗi thời gian phi tuyến và ứng dụng vào xây dựng mô hình phân tích lạm phát cho Việt Nam*, Bài giảng trong khuôn khổ hợp phần 5, dự án ETV2.

64. Nguyễn Quang Dong, (2009), *Kinh tế lượng nâng cao*, Nhà xuất bản Khoa học và Kỹ thuật.

65. Nguyễn Quang Dong, (2010), *Phân tích chuỗi thời gian trong tài chính*, Nhà xuất bản Khoa học và Kỹ thuật.

66. Nguyễn Thị Liên Hoa và Trần Đặng Dũng (2013), *Nghiên cứu lạm phát tại Việt Nam theo phương pháp SVAR*, truy cập ngày 15 tháng 4 năm 2015 từ vvv.uef.edu.vn/ resources/ newsletter-ucf/2013-05-5/pdf.

67. Nguyễn Thị Thu (2004), *Lạm phát cơ bản: từ lý thuyết đến thực tiễn ở Việt Nam*, truy cập ngày 12 tháng 10 năm 2013 từ http://www.gso.gov.vn/default.aspx?tabid=421&ItemID=4442.

68. Nguyễn Thị Thu Hằng (2011), *Should we take the Foreign Exchange Market for Granted?*, Socio-Economic Development: a Social Science Review, No. 67 September 2011.

69. Nguyễn Thị Thu Hằng và Nguyễn Đức Thành (2013a), *Các nhân tố vĩ mô quyết định lạm phát ở Việt Nam giai đoạn 2000-2013: các bằng chứng và thảo luận*, VEPR.

70. Nguyễn Thị Thu Hằng và Nguyễn Đức Thành (2013b), *Mức độ biến động và tính ì của lạm phát Việt Nam ở giai đoạn 2006-2013: Các bằng chứng và phân tích vi mô*, VEPR.

71. Nguyễn Thị Thu Hằng và Phạm Vũ Hải Đăng (2012), *Economic growth and inflation forecast in Vietnam: Bayesian vector autoregression (BVAR)*, truy cập

ngày 12 tháng 6 năm 2014 từ http://ueb.vnu.edu.vn/Uploads/file/dochiem@gmail.cm/2012/09/17/8.%20BVAR-Article.pdf.

72. Nguyễn Thị Thúy Vinh và Seiichi Fujito (2007), *The Impact of Real Exchange Rate on Ouput and Inflation in Vietnam: AVAR approach*, March, 2007 Discussion paper No.6625.
73. Nguyễn Trọng Hậu (2005), *Lạm phát cơ bản*, Thông tin khoa học thống kê, số 3 (http://www.gso.gov.vn/Modules/Doc_Download.aspx?DocID=3076).
74. Nguyễn Văn Công (2013), *Bài giảng và thực hành lý thuyết kinh tế vĩ mô*, Đại học Kinh tế Quốc dân.
75. Nguyễn Văn Hiệu (2006), 'Lạm phát cơ bản - từ lý luận đến thực tiễn áp dụng trên giới ở Việt Nam', *Tạp chí Nghiên cứu kinh tế*, số 337, tháng 6/2006.
76. Nguyễn Việt Hùng and W.Pfau (2008), *VAR Analysis of the Monetary Transmission Mechanism in Vietnam*, truy cập ngày 25 tháng 6 năm 2014 từ http://ssm.com/abstract = 1257854.
77. Peach, Richard W. and Alvarez, Karen (1996), *Core CPI: Exclucding Food, Energy… and Used Cars*, Federal Reserve Bank of New Yorrk Current Issues in Economis and Finance, April: 2(4).
78. Petra Gerlach-Kristen (2006), *A Two-Pillar Phillips Curve for Switzerland*, Swiss National Bank Working Paper, No. 2006–9, June 2006.
79. Phạm Thế Anh (2007), *Nominal Rigidities and the real Effects of Monetary Policy In A Structural VAR Model*, DEPOCEN Working paper Series, No.2007/06
80. Phạm Thế Anh (2008), 'Chính sách tiền tệ và lạm phát,: Cần một lộ trình kiên quyết, nhất quán', *Tạp chí tài chính*, số 3 (521), 2008.
81. Phạm Thế Anh (2008), 'Ứng dụng mô hình SVAR trong việc xác định hiệu ứng của chính sách tiền tệ và dự báo lạm phát ở Việt Nam', *Tạp chí tài chính,* 9/2008.
82. Phạm Thế Anh (2009), 'Xác định các nhân tố quyết định lạm phát Việt Nam', *Tạp chí kinh tế và phát triển*, số 150, http.edu.vn/ website/ magazine.aspx.
83. Phạm Thế Anh (2011), *Lạm phát và các quy tắc chính sách tiền tệ*, truy cập ngày 08 tháng 10 năm 2013, từ vepr.org.vn/ upload/ colombo/ 533/2012 0831/193.pdf.
84. Pham Van Khanh (2012), 'Comparisons of VAR Model and Model Created by Genetic Programming in Consumer price Index Prediction in Vietnam', *Open Journal of Statistics*, 2012,2,237-250.

85. Phan Thị Hồng Hải (2005), *Lạm phát trong các nước chuyển đổi kinh tế và vấn đề kiềm chế lạm phát ở Việt Nam*, Luận án tiến sĩ kinh tế, Đại học Kinh tế Quốc dân.

86. Phelps, E (1967), 'Phillips Curves, Expectation of Inflation, and Optimal Inflation over Time', *Economica*, 135, 254-281.

87. Phillips, A (1958), *The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom*, 1861-1857, Economica, 25, 283-99.

88. Quah, D. ang Vahey. S.P. (1995), 'Measuring Core Inflation', *The Economic Journal*. 105, September: 1130-1144.

89. Sargent, T(1971), 'A note on the "Accelerationist" Controversy', *Journal of Money, Credit and Banking*, 3, 721-725.

90. Sims, C.A (1986), 'Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?', *Federal Bank of Minnea polis Quarterly* Review 10, pp 2-16.

91. Stock, JH & Mark W. Watson (2015), *Core Inflation and Trend Inflation*, Princeton University.

92. Stock, JH & Watson, MW (1999), *Forecasting Inflation*, NBER Working Papers, no.7023, National Bureau of Economic Research.

93. Stock, JH & Watson, MW (2007), 'Why Has U.S.Inflation Become Harder to Forecast?', *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol.39, pp.3-34.

94. Stock, JH & Watson, MW (2008), *Phillips Curve Inflation forcasts*, NBER working paper, no.14322.

95. Stock, JH., and M.W. Watson (2002), 'Forecasting Using Principal Components from a large Number of Predictors', *Journal of the American Statistical Association* 97: 1167-1179.

96. Stock, JH., and M.W. Watson (2003), 'Forecasting ouput and Inflation: The role of asset prices', *Journal of Economic Literature* 41: 788-829.

97. Tao Sun (2004), 'Forecasting Thailand's Core Inflation', *IMF working paper*, wp/04/90.

98. Tito Nícias Teixeira da Silva Filho (2012), 'Are Core Inflation Directional Forecasts Informative?', *Working Paper Series*, ISSN 1518-3548/CGC 00.038.166/0001-05.

99. Võ Văn Minh (2009), *Exchange Rate Pass-Through and Its Implication for Inflation in Vietnam*, Working paper 0902, Vietnam Development Fourm.

100. Vũ Thiếu, Nguyễn Quang Dong và Nguyễn Khắc Minh (2001), *Kinh tế lượng*,

Nhà xuất bản khoa học và kỹ thuật, Hà Nội.

101. Vương Thị Thảo Bình (2012), 'Phát triển mô hình đường cong Phillips để phân tích nguyên nhân lạm phát ở Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế đối ngoại*, tháng 11/2012.
102. Vương Thị Thảo Bình (2008), *Tiếp cận và phân tích động thái giá cả - lạm phát của Việt Nam trong thời kỳ đổi mới bằng một số mô hình toán kinh tế*, Luận án tiến sỹ kinh tế, Trường Đại học Kinh tế quốc dân, Hà Nội.
103. Webb, Roy H. and Tazewell S. Rowe (1995), 'An Index of Leading Indicators for Inflation', *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly* 81(2), 75-96.
104. Wright, Jonathan (2003), *Forecasting U.S. Inflation by Bayesian Model Averaging,* Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Discussion Paper no. 780.
105. Yasser Abdih, Ravi Balakrishnan, Baoping Shang (2016), *What is Keeping U.S. Inflation Low: Insights from a Bottom-Up Approach*, IMF working paper., WP/16/124.

# PHỤ LỤC

## PHỤ LỤC 1. PHƯƠNG PHÁP LỌC HP

Phương pháp lọc HP để ước lượng xu hướng thời gian với giả định là tốc độ tăng trưởng tiềm năng thay đổi theo thời gian và mục đích chính là xác định các thành phần cấu thành xu hướng của chuỗi số liệu thời gian. Ý tưởng cơ bản của cách tiếp cận này là phân tách các chuỗi số liệu kinh tế cần phân tích (ví dụ như logGDP) thành tổng của một xu hướng phát triển cố định và một sai lệch tạm thời khỏi xu hướng đó được gọi là"chu kỳ":

$$Y_t^* = \tau + \varphi_T \qquad (2)$$

hay: Chuỗi số liệu quan sát = Xu hướng cố định + Chu kỳ

Không giống với phương pháp hồi quy tuyến tính (coi các quan sát có trọng số như nhau), phương pháp này gán cho mỗi quan sát một trọng số khác nhau tùy thuộc vào mức độ gần gũi của quan sát này với khoảng thời gian trọng tâm của nghiên cứu. Phương pháp phổ biến nhất được sử dụng để tách xu hướng khỏi chuỗi số liệu thời gian là phương pháp sử dụng bộ lọc HP, là một thủ tục thống kê làm trơn số liệu và trở nên phổ biến bởi tính linh hoạt và khả năng tách được xu hướng khỏi các chỉ số thống kê kinh tế vĩ mô.

Bộ lọc HP phân tách chuỗi số liệu thời gian Yt thành hai thành phần:

- Thành phần tăng trưởng (Y*), có thể được coi như sản lượng tiềm năng;

- Thành phần mang tính chu kỳ là độ chênh sản lượng giữa sản lượng thực tế và sản lượng tiềm năng:

$$Y_t = Y_t^* + \text{Độ chênh sản lượng} \qquad (3)$$

Phương pháp này dựa vào giả định là các thành phần mang tính chu kỳ dao động quanh thành phần tăng trưởng với tác động giảm dần theo thời gian (time diminishing amplitudes). Do đó, trung bình của các độ lệch của Yt so với giá trị Y* được giả định xấp xỉ bằng 0 cho cả giai đoạn. Phương pháp bộ lọc HP đã làm trơn xu hướng thời gian phù hợp đối với tất cả các quan sát trong một chuỗi số liệu cho trước, không tính đến bất kỳ một thay đổi đột ngột mang tính cơ cấu nào bằng cách cho phép các hệ số hồi quy thay đổi theo thời gian. Điều này có thể thực hiện được thông qua việc tìm một xu hướng thời gian có thể tối thiểu hóa tổng của các độ chênh giữa sản lượng thực tế với sản lượng theo xu hướng ở tất cả các thời điểm và tốc độ thay đổi

trong sản lượng theo xu hướng tại quan sát ở thời điểm cuối cùng (t). Bộ lọc HP phân tách xu hướng τt, bằng cách giải bài toán cơ bản sau:

$$Min_{\tau_t} = \sum_{t=1}^{\tau}(y_t + y_\tau)^2 + \lambda\sum_{t=2}^{\tau-1}[(\tau_{t+1} + \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \qquad (4)$$

trong đó hệ số làm trơn λ quyết định mức độ làm trơn của chuỗi số liệu xu hướng được điều chỉnh (làm trơn). Biểu thức trong dấu ngoặc đầu tiên thể hiện mức độ phù hợp giữa hàm ước lượng và số liệu thực tế, biểu thức thứ hai phản ánh mức độ thô của hàm ước lượng. Như có thể thấy trong biểu thức trên, bộ lọc HP ước lượng sản lượng tiềm năng bằng cách tính giá trị trung bình trượt có trọng số sử dụng các giá trị trong quá khứ và cả tương lai của sản lượng quan sát được với trọng số lớn hơn cho những năm gần với thời điểm tính toán sản lượng tiềm năng hơn. Bộ lọc HP cũng đòi hỏi phải lựa chọn giá trị của hệ số làm trơn λ trong biểu thức cần cực tiểu hóa ở trên. Giá trị của hệ số phải là một số lớn hơn 0, bù đắp những biến động trong chuỗi thành phần tăng trưởng và có thể được xác định tùy thuộc vào mức độ làm trơn số liệu cuối cùng mà người tính toán muốn. Giá trị λ nhỏ cho phép tính sản lượng tiềm năng dao động theo những thay đổi của sản lượng thực tế; trong khi đó, giá trị λ lớn sẽ giảm độ co giãn của xu hướng đối với những thay đổi ngắn hạn của mức sản lượng thực tế. Điều này cũng phản ánh việc lựa chọn giữa một chuỗi sản lượng tiềm năng tương đối mượt với lựa chọn một chuỗi sản lượng tiềm năng sát với giá trị thực tế. Trong các trường hợp đặc biệt, ví dụ nhưλ→0, xu hướng ước lượng được sẽ xấp xỉ chuỗi số liệu thực (Yt) và khi $\lambda \to \infty$, xu hướng được ước lượng trở thành gần như tuyến tính. Một giá trị λ nhỏ hơn cũng tương ứng với một mức sản lượng càng sát với giá trị thực tế quan sát được. Ngược lại, một giá trị λ cao hơn sẽ cho một đường sản lượng trơn hơn và do vậy gần với một đường xu hướng tuyến tính hơn. Những kết quả này được giải thích bởi thực tế là giá trị λ thấp thì tương ứng với việc sử dụng số năm ít trong công thức tính trung bình trượt hơn. Nhìn chung, giá trị λ= 1600 được áp dụng cho các chuỗi số liệu theo quý và giá trị λtừ 10 tới 100 thường được áp dụng cho số liệu thống kê theo năm. Bằng việc áp dụng các giá trị khác nhau, cần phải lưu ý rằng giá trị λ càng lớn thì sự khác biệt giữa sản lượng thực tế và sản lượng theo xu hướng càng lớn.

Mặc dù thực tế là phương pháp bộ lọc HP được áp dụng khá nhiều trong các nghiên cứu, phương pháp này cũng có một số hạn chế:

- Phương pháp sử dụng bộ lọc HP cho những kết quả khá tốt ở các nền kinh tế ổn định và không trải qua những cú sốc đáng kể. Trong trường hợp này, bộ lọc HP và

các phương pháp kinh tế lượng khác trong  ước lượng sản lượng tiềm năng tỏ ra tốt hơn so với phương pháp tuyến tính. Tuy nhiên, các nền kinh tế đang phát triển lại trải qua nhiều cú sốc khác nhau tác động lên tốc độ tăng trưởng trong ngắn hạn nhưng không nhất thiết làm thay đổi mức sản lượng tiềm năng.

- Phương pháp sử dụng bộ lọc HP: các thay đổi mang tính cấu trúc (structural breaks) cũng bị làm mượt bởi bộ lọc này. Do đó, tác động của các thay đổi mang tính cấu trúc có xu hướng bị phân tán qua một vài giai đoạn, thay vì chỉ nằm trong một giai đoạn riêng biệt - ví dụ như trường hợp xảy ra đối với xu hướng tuyến tính, giai đoạn có thay đổi cấu trúc được xác định rõ.

- Bộ lọc HP có xu hướng tạo ra chu kỳ mang tính giả tạo, tức là bộ lọc này tự tạo ra chu kỳ ngay cả khi chu kỳ đó không tồn tại trong số liệu gốc. Tuy nhiên, phương pháp này cũng có những ưu thế trong việc bảo đảm độ chênh sản lượng thực tế và sản lượng tiềm năng ước lượng được (thành phần mang tính chu kỳ) là một chuỗi dừng.

# PHỤ LỤC 2. MỘT SỐ MÔ HÌNH PHÂN TÍCH VÀ DỰ BÁO

## 1. Mô hình ARIMA

### + Quá trình tự hồi quy AR

Quá trình tự hồi qui là quá trình trong đó giá trị được dự báo dựa trên các giá trị trong quá khứ của nó. Giả sử $Y_t$ là một chuỗi dừng và tồn tại mối quan hệ phụ thuộc tuyến tính của các phần tử trong chuỗi vào phần tử ngay trước đó của nó cộng với nhiễu trắng không tương quan với nó thì chuỗi này được gọi là quá trình tự hồi quy bậc 1.

AR(1): $Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + u_t$ (2.1)

Quá trình tự hồi qui bậc p có dạng như sau:

AR(p): $Y_t = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + ... + \phi_p Y_{t-p} + u_t$ (2.2)

Trong đó: $u_t$ là nhiễu trắng và không tương quan với $Y_t$, $\phi_0$, $\phi_1$, …, $\phi_t$ là p hệ số tự hồi qui được lựa chọn để sinh ra giá trị dự báo phù hợp nhất cho $Y_t$ qua các giá trị trong quá khứ $Y_{t-1}$, $Y_{t-2}$,…, $Y_{t-p}$.

Điều kiện để chuỗi là khả nghịch là $-1 \le \phi_i \le 1$, $\mathrm{i} = 1,...,\mathrm{p}$ hay nghiệm của phương trình đặc trưng nằm trong vòng tròn đơn vị. Nếu $-1 \le \phi_i \le 1$, $\mathrm{i} = 1...\mathrm{p}$ thì trọng số đặt trên các phần dư giảm dần theo thời gian. Điều này phù hợp với thực tiễn đó là ảnh hưởng của các yếu tố càng cũ thì càng ít tác động lên giá trị hiện tại.

### + Quá trình trung bình trượt MA

Quá trình trung bình trượt là quá trình mà giá trị của nó được xác định dựa trên sự kết hợp tuyến tính giữa nhiễu không quan sát được ở hiện tại và các nhiễu trong quá khứ. Quá trình trung bình trượt MA(q) bậc q là quá trình có dạng :

MA(q): $Y_t = u_t + \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} + ... + \theta_q u_{t-q}, t = 1, 2, ..., \mathrm{n}$ (2.3)

trong đó $u_t$ là nhiễu trắng, q là bậc trung bình trượt, $\theta_1$, $\theta_2$,...,.$\theta_p$ là các hệ số trung bình trượt.

Điều kiện để chuỗi là khả nghịch là $-1 \le \phi_i \le 1$, $\mathrm{i} = 1,...,\mathrm{q}$ hay nghiệm của phương trình đặc trưng nằm trong vòng tròn đơn vị.

### + Quá trình trung bình trượt và tự hồi quy ARMA

Cơ chế sản sinh ra Y không chỉ là AR hoặc MA mà có thể kết hợp cả hai yếu tố này. Khi kết hợp cả hai yếu tố, mô hình được gọi là mô hình trung bình trượt tự hồi quy ARMA. $Y_t$ là quá trình ARMA(1,1) nếu Y có thể biểu diễn dưới dạng:

$$Y_t = \theta + \phi_1 Y_{t-1} + \theta_0 u_t + \theta_1 u_{t-1} \quad (2.4)$$

trong đó $u_t$ là nhiễu trắng.

Tổng quát, $Y_t$ là quá trình ARMA(p,q) nếu Y có thể biểu diễn dưới dạng:

$$Y_t = \theta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + ... + \phi_p Y_{t-p} + \theta_0 u_t + \theta_1 u_{t-1} + ... + \theta_q u_{t-q} \quad (2.5)$$

Nhận dạng quá trình ARMA(p,q) qua việc sử dụng tương quan đồ của các ACF và PACF được tóm lược trong bảng dưới đây.

**Đặc trưng ACF và PACF trong các mô hình tham số.**

| **Quá trình** | **ACF** | **PACF** |
|---|---|---|
| Quá trình tự hồi qui AR(p) – ARMA(p,0) | Suy giảm theo dạng mũ hoặc hình sin | $\hat{\rho}_{kk} \neq 0, \quad k \leq p$<br>$\hat{\rho}_{kk} = 0, \quad k > p$ |
| Qúa trình trung bình trượt MA(q) – ARMA(0,q) | $\hat{\rho}_k \neq 0, \quad k \leq q$<br>$\hat{\rho}_k = 0, \quad k > q$ | Suy giảm dạng mũ hoặc hình sin |
| Quá trình ARMA(p,q) | $\hat{\rho}_k \neq 0, \quad k \leq p$<br>sau đó giảm theo dạng mũ hoặc hình sin. | $\hat{\rho}_{kk} \neq 0, \quad k \leq p$<br>sau đó giảm theo dạng mũ hoặc hình sin. |

**+ Quy trình xây dựng mô hình ARIMA theo phương pháp Box-Jenkins**

Bước 1 : Xác định mô hình (chọn p, q, d): Để xác định được giá trị p, d và q có thể dựa vào biểu đồ tương quan và tương quan từng phần để xác định các giá trị này. Trong đó, biểu đồ tương quan được sử dụng để chọn bậc cho MA(q) và biểu đồ tương quan từng phần được sử dụng để chọn bậc cho AR(p).

Bước 2: Ước lượng tham số.

Bước 3: Kiểm định phần dư có là nhiễu trắng không. Nếu có thì tiếp tục bước 4, nếu không quay lại bước 1.

Bước 4: Dự báo

**+ Dự báo**

Xét mô hình ARMA(p,q):

$$Y_t = \theta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + ... + \phi_p Y_{t-p} + \theta_0 u_t + \theta_1 u_{t-1} + ... + \theta_q u_{t-q}$$

Dự báo giá trị từ mô hình tại thời điểm t+h:

$$Y_{t+h} = \theta + \phi_1 Y_{t+h-1} + \phi_2 Y_{t+h-2} + ... + \phi_p Y_{t+h-p} + \theta_0 u_{t+h} + \theta_1 u_{t+h-1} + ... + \theta_q u_{t+h-q}$$

Phương trình trên chỉ rõ rằng, nếu thời điểm hiện tại là t khi đó giá trị dự đoán $Y_{t+h}$ sẽ được tạo ra bởi "p" quan sát trước đó và "q" nhiễu ngẫu nhiên trước đó, cộng với nhiễu tại thời điểm t+h. Tại giai đoạn ước lượng thu được các ước lượng tự hồi qui $\hat{\phi}$ và trung bình trượt $\hat{\theta}$, hơn nữa cũng thu được phần dư $\hat{u}_t$. Do vậy, các giá trị nhiễu tại một số trễ đã được xác định, ngoại trừ các nhiễu $u_{t+1}$,…, $u_{t+h}$. Để đơn giản chúng được gán bằng với kỳ vọng của chính nó là 0. Các giá trị $Y_{t+1}$, …, $Y_{t+h-1}$ được thay thế bằng các giá trị dự đoán của nó $\hat{Y}_t(1)$,…, $\hat{Y}_t(h-1)$. Thay thế tất cả vào phương trình trên, thu được giá trị dự báo theo phương thức phần dư bình phương trung bình nhỏ nhất cho $Y_{t+h-1}$, như sau:

$$\hat{Y}_t(h) = \hat{\phi}_1 \hat{Y}_{t+h-1} + ... + \hat{\phi}_p \hat{Y}_{t+h-p} - \hat{\theta}_1 u_{t+h-1} - ... - \hat{\theta}_q u_{t+h-q}$$

Biểu thức trên được gọi là hàm dự báo kết hợp với mô hình. Dự báo các giá trị tương lai của chuỗi được tiến hành theo các cách sau:

*(1). Dự báo trước nhiều bước ngoài mẫu.*

Mô hình ARMA(p,q) cho ở trên có thể được viết dưới dạng mô hình trung bình trượt MA(∞) sau:

$$Y_t = u_t + \psi_1 u_{t-1} + \psi_2 u_{t-2} + \psi_3 u_{t-3} + ...$$

Giả sử rằng chuỗi thời gian { $Y_t$ } có n giá trị được quan sát $Y_1$, $Y_2$, ..., $Y_n$. Muốn dự báo giá trị cho chuỗi tại $Y_{n+h}$ (gọi là dự báo trước h bước so với mẫu) khi đó giá trị thực của nó sẽ là:

$$Y_{t+h} = u_{t+h} + \psi_1 u_{t+h-1} + \psi_2 u_{t+h-2} + \psi_3 u_{t+h-3} + ...$$

Theo phương thức phần dư bình phương trung bình tối thiểu dự báo cho $Y_{t+h}$ có giá trị là:

$$\hat{Y}_t(h) = \psi_1 u_{t+h-1} + \psi_2 u_{t+h-2} + \psi_3 u_{t+h-3} + ...$$

- Dự báo trước 1 bước (h = 1): $Y_{t+1} = u_{t+1} + \psi_1 u_t + \psi_2 u_{t-1} + \psi_3 u_{t-2} + ...$

$$\hat{Y}_t(1) = \psi_1 u_{t+h-1} + \psi_2 u_{t+h-2} + \psi_3 u_{t+h-3} + ...$$

Độ lệch: $\hat{u}_t(1) = Y_{t+1} - \hat{Y}_t(1) = u_{t+1}$

Phương sai độ lệch: $\mathrm{var}(\hat{u}_t(1)) = v\mathrm{ar}(u_{t+1}) = \sigma_u^2$

Khoảng tin cậy dự báo: $\hat{Y}_t(1) \pm 1.96\sqrt{v\mathrm{ar}(\hat{u}_t(1))} = \hat{Y}_t(1) \pm 1.96\sigma_u^2$

- Dự báo trước h bước: $\hat{Y}_t(\mathrm{h}) = 0 + 0 + ... + \psi_k u_t + \psi_{k+1} u_{t-1} + ...$

Độ lệch: $\hat{u}_t(\mathrm{h}) = Y_{t+h} - \hat{Y}_t(h) = u_{t+h} + \psi_1 u_{t+h-1} + ... + \psi_{h-1} u_{t+1}$

Phương sai độ lệch: $\mathrm{var}(\hat{u}_t(\mathrm{h})) = \sigma_u^2(1 + \psi_1^2 + ... + \psi_{h-1}^2)$

Dùng cách dự báo trên để thực hiện các dự báo vượt ra bên ngoài quan sát cuối cùng trong chuỗi thời gian và cũng giả định rằng các quan sát trong tương lai chưa xuất hiện. Bằng cách lặp lại đệ quy tiến trình này, có thể sinh ra bao nhiêu dự báo tùy ý. Điều đó đồng nghĩa với sai sót của dự báo sẽ tăng lên rất nhanh chỉ sau khi thực hiện dự báo một vài bước.

*(2). Dự báo trước một bước ngoài mẫu.*

Do sai số của dự báo trước ngoài mẫu tăng lên nhanh chóng khi dự báo xa so với mẫu, nên có lẽ là thích hợp hơn khi thực hiện dự báo trước 1 bước và nó tích hợp thêm các quan sát mới xuất hiện vào mẫu.

Giả sử thời điểm hiện tại là t, giá trị quan sát gần nhất là $Y_t$. Thực hiện dự báo trước một bước $\hat{Y}_t(1)$ cho giá trị kế tiếp $Y_{t+1}$. Khi đó việc phân tích sẽ đợi cho đến thời điểm t+1 và xác định được giá trị quan sát thực $Y_{t+1}$, nó sẽ khác đôi chút so với giá trị dự báo $\hat{Y}_t(1)$. Phần dư chính là ước lượng của nhiễu ngẫu nhiên $u_{t+1}$: $u_{t+1} = Y_{t+1} - \hat{Y}_t(1)$

Đưa thêm quan sát mới $Y_{t+1}$ vào chuỗi ban đầu và nhiễu $u_{t+1}$ đã được xác định, tương tự hoàn toàn có thể thực hiện thêm dự báo trước một bước khác $\hat{Y}_t(2)$ cho $Y_{t+2}$. Dự báo theo cách này nhờ việc đưa thêm các quan sát vào chuỗi ban đầu và các nhiễu được ước lượng do đó sẽ tốt hơn so với dự báo trước nhiều bước do không tận dụng thông tin mới bổ sung.

Sau khi dự báo được giá trị của chuỗi, phải thực hiện biến đổi ngược giá trị dự báo để đồng nhất với giá trị quan sát ban đầu. Ví dụ giả định chuỗi quan sát ban đầu $Y_t$ được biến đổi qua hàm log để thành chuỗi dừng, thì giá trị của dự báo, chẳng hạn $\hat{Y}_t(1)$, phải được biến đổi ngược lại thành EXP($\hat{Y}_t(1)$) để thuần nhất với giá trị ban đầu.

**2. Mô hình hàm chuyển Markov**

Giả sử một chuỗi ngẫu nhiên ký hiệu $y_t$ là một quá trình phụ thuộc vào một biến trạng thái rời rạc không quan sát được $s_t$. M là khả năng xảy ra các cơ chế và cơ chế (trạng thái) m trong thời kỳ t khi $s_t = m$ với m=1,…,M.

Mô hình hàm chuyển được xây dựng dựa trên giả thiết rằng các mô hình hồi quy khác nhau liên quan với nhau thông qua các cơ chế. Cho trước hồi quy $X_t$ và $Z_t$ với điều kiện trung bình của $y_t$ trong cơ chế m được giả thiết tuyến tính theo dạng:

$\mu_t (m) = X_t'\beta_m + Z_t'\gamma$

Trong đó, $\beta_m$ , $\gamma$ , $k_X$ và $k_Z$ là các véc tơ hệ số. $X_t$ là cơ chế chuyển với hệ số $\beta_m$ và $Z_t$ là cơ chế bất biến với hệ số là $\gamma$.

Giả sử sai số của hồi quy là phân phối chuẩn với phương sai phụ thuộc vào cơ chế chuyển. Khi đó, mô hình hàm chuyển có thể được viết như sau:

$y_t = \mu_t(m) + \sigma(m)€_t$

Khi $s_t = m$, với $€_t$ tuân theo phân phối chuẩn iid.

Với $\sigma$ là cơ chế chuyển phụ thuộc, $\sigma(m) = \sigma_m$

Xây dựng hàm hợp lý tối đa cho các quan sát với hàm mật độ của mỗi cơ chế cho xác suất một bước như công thức bên dưới

$$L_t(\beta,\gamma,\sigma,\delta)=\sum_{m=1}^{M}\frac{1}{\sigma_m}\phi\left(\frac{y_t-\mu_t(m)}{\sigma(m)}\right).P(s_t=m|\tau_{t-1},\delta)$$

$\beta=(\beta_1,...,\beta_M),\sigma=(\sigma_1,...,\sigma_M),\delta$ là các tham số để xác định xác suất cơ chế, $\phi(.)$ là hàm phân phối chuẩn, và $\tau_{t-1}$ là các thông tin được xây dựng cho thời kỳ t-1. Trong trường hợp đơn giản, $\delta$ biểu diễn cơ chế xác suất của chúng.

Hàm hợp lý là một dạng bao gồm các tiêu chuẩn như sau:

$$l(\beta,\gamma,\sigma,\delta)=\sum_{t=1}^{T}\log\left\{\frac{1}{\sigma_m}\phi\left(\frac{y_t-\mu_t(m)}{\sigma(m)}\right).P(s_t=m|\tau_{t-1},\delta)\right\}$$

Hàm này có thể được tối đa hóa dựa trên các tham số $(\beta,\gamma,\sigma,\delta)$.

**Hàm chuyển Markov**

Mô hình hồi quy chuyển Markov được mở rộng trong khuôn khổ xác xuất của các biến ngoại sinh bởi quá trình Markov bậc một cho các cơ chế xác suất. Trong đó:

*Cơ chế xác xuất:*

Giả thiết Markov bậc một yêu cầu xác xuất khởi điểm của cơ chế phụ thuộc vào trạng thái trước đó, như sau

$$P(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij}(t)$$

Những xác xuất này được giả sử bất biến theo thời gian $p_{ij}(t) = p_{ij}$ với mọi t, nhưng không yêu cầu sự ràng buộc.

Có thể viết lại những xác xuất trong ma trận chuyển tiếp như sau:

$$p(t) = \begin{bmatrix} p_{11}(t) & \dots & p_{1M}(t) \\ . & \dots & . \\ p_{M1}(t) & \dots & p_{MM}(t) \end{bmatrix}$$

Ở đây $p_{ij}$ là xác suất có điều kiện để hệ tại thời điểm t-1 ở trạng thái i chuyển sang trạng thái j ở thời điểm t.

Giống như mô hình chuyển giản đơn, các tham số là các xác xuất trong hàm Lô ga đa thức. Chú ý rằng mỗi hàng của ma trận chuyển tiếp được chỉ định với đầy đủ tập hợp các điền kiện xác suất. Mỗi hàng trong ma trận được biểu diễn như sau:

$$p_{ij}(G_{t-1}, \delta_i) = \frac{\exp(G_{t-1}{}'\delta_{ij})}{\sum_{s=1}^{M} \exp(G_{t-1}{}'\delta_{is})}$$

Trong đó j = 1,…,M và I = 1,…,M với $\delta_{iM} = 0$.

Mô hình hàm chuyển Markov vừa được trình bày ở trên đã được các nhà nghiên cứu như Haminton's (1989), Alternately, Diebold, Lee, và Weinbach (1994), và Filardo (1994) sử dụng.

**3. Mô hình VAR**

Mô hình VAR tổng quát có dạng như sau:

$$y_{1t} = c_1 + \alpha_{11}^1 y_{1t-1} + \alpha_{12}^1 y_{2t-1} + \dots + \alpha_{1k}^1 y_{kt-1} + \dots + \alpha_{11}^p y_{1t-p} + \alpha_{12}^p y_{12-p} + \dots + \alpha_{1k}^p y_{kt-p} + e_{1t}$$

…..

$$y_{kt} = c_k + \alpha_{k1}^1 y_{1t-1} + \alpha_{k2}^1 y_{2t-1} + \dots + \alpha_{kk}^1 y_{kt-1} + \dots + \alpha_{k1}^p y_{kt-p} + \alpha_{k2}^p y_{k2-p} + \dots + \alpha_{kk}^p y_{kt-p} + e_{kt}$$

Trong đó, $y_{it}$ (với i=1,…,k) là các chuỗi dừng, các sai số ngẫu nhiên $e_{it}$ (với i=1,…,k) là các nhiễu trắng và không tương quan với nhau.

Mô hình trên được gọi là mô hình VAR cấp p, ký hiệu VAR(p).

**+ Các đặc điểm chính của mô hình VAR**

VAR là mô hình kinh tế lượng với các đặc điểm chủ yếu sau:

- Là mô hình nhiều biến số (*multivariate model*): mỗi biến là vector của một số biến khác

- Có tính chất tự hồi quy (*autoregression*): mỗi biến là hàm số của các giá trị trễ của chính nó và giá trị trễ của các biến khác.

- Thông thường mô hình VAR không có biến ngoại sinh. Tất cả các biến trong mô hình đều là biến nội sinh. Tuy nhiên, trong một số trường hợp đặc biệt, vẫn có thể đưa biến ngoại sinh vào, song phải đảm bảo chắc chắn rằng đó là biến ngoại sinh. Khi đó mô hình không có biến ngoại sinh VAR trở thành mô hình có biến ngoại sinh VARX.

- Quan hệ nhân quả giữa các biến (*causality*): Các biến trong mô hình đóng vai trò như nhau, xét về tính nhân quả. Có nghĩa là thay đổi của biến này là nguyên nhân gây ra thay đổi đối với biến kia và ngược lại.

- **Ưu điểm của mô hình VAR**

- Mô hình VAR thường chỉ có một số ít biến, song độ tin cậy dự báo của nó thường tốt hơn so với một mô hình hệ phương trình đồng thời phức tạp nhiều biến và nhiều phương trình.

- VAR được sử dụng rộng rãi trong kinh tế vĩ mô, để thực hiện:

  - Dự báo: dự báo giá trị tương lai của các biến số dựa trên chuỗi số liệu đã có

  - Phân tích cơ chế truyền tải sốc, tức là xem xét tác động của sốc trên một biến phụ thuộc lên các biến phụ thuộc khác trong hệ thống. Việc phân tích này được thực hiện thông qua hàm phản ứng IR (*Impulse Response*) và phân rã phương sai (*Variance decomposition*)

- **Nhược điểm của mô hình VAR**

- *Nền tảng lý thuyết*: VAR là loại mô hình nặng về dựa vào số liệu thống kê mà ít dựa trên lý thuyết kinh tế

- VAR khá thích hợp cho dự báo, song không thích hợp cho phân tích chính sách

- Khi xây dựng một mô hình VAR, thường mất nhiều thời gian để lựa chọn được độ dài trễ (*lag length*) thích hợp

- VAR yêu cầu giá trị của tất cả các biến đều phải là chuỗi dừng (Stationary). Song trong nhiều trường hợp, số liệu thực không phải là chuỗi dừng, nên cần phải có quá trình biến đổi các chuỗi không dừng thành chuỗi dừng. Tuy nhiên, quá trình biến đổi này thường làm sai lệch thông tin quan trọng giữa các biến. Ngoài ra, nếu mô hình có cả chuỗi dừng, tức I(0), và chuỗi không dừng, tức I(1), thì quá trình biến đổi các chuỗi là rất phức tạp.

• Các hệ số ước lượng của mô hình VAR thường khó diễn giải, nên người ta thường phải sử dụng hàm phản ứng sốc để xem phản ứng của một biến đối với các sốc của phần tử sai số. Tuy nhiên, cách làm này bị nhiều nhà nghiên cứu phê phán.

**+ Quy trình xây dựng, ước lượng, kiểm định và sử dụng mô hình VAR**

Quy trình xây dựng, ước lượng, kiểm định và sử dụng mô hình VAR bao gồm các bước chính sau.

*(i) Sơ bộ lựa chọn các biến sẽ tham gia vào mô hình*

o Đó phải là các biến nhà nghiên cứu quan tâm và dự định sẽ sử dụng để phân tích

o Các biến đó phải có mối quan hệ qua lại với nhau

o Các biến đó phải có chuỗi số liệu

*(ii) Kiểm định tính dừng của các chuỗi số liệu*

o Nếu các chuỗi là dừng => sử dụng mô hình VAR

o Nếu các chuỗi là không dừng => kiểm tra quan hệ đồng tích hợp => nếu có quan hệ đồng tích hợp thì chuyển sang mô hình VECM

o Nếu không có quan hệ đồng tích hợp thì thực hiện các phép biến đổi để chuyển các chuỗi thành các chuỗi dừng.

*(iii) Chọn độ dài trễ*

Về mặt kỹ thuật, cần phải đưa độ trễ đủ lớn vào mô hình để triệt tiêu sự tự tương quan trong phần dư. Tuy nhiên việc đưa thêm một trễ vào mô hình sẽ làm gia tăng thêm hệ số cần ước lượng k (k là số biến nội sinh trong mô hình).

Trong thực tế, chúng ta thường bắt đầu bằng việc chọn một độ dài trễ khá lớn, sau đó dùng các tiêu chuẩn để lựa chọn độ dài thích hợp. Các tiêu chuẩn thường được dùng bao gồm:

- Tiêu chuẩn thông tin Akaike (AIC)
- Tiêu chuẩn Hannan-Quinn (HQC)
- Tiêu chuẩn Schwarz (SIC)

Có thể mỗi tiêu chuẩn trên sẽ lựa chọn các mô hình khác nhau. Khi đó chúng ta tiếp tục quá trình để lựa chọn ra mô hình tốt nhất.

*(iv) Kiểm định mô hình và giản lược mô hình*

*+Kiểm định mô hình*

- Kiểm tra tính ổn định về mặt thống kê của mô hình. Dùng AR root table**.**

- Nếu các nghiệm đều < 1 thì mô hình là ổn định.

- Nếu có nghiệm ≥1 thì mô hình không ổn định, quay lại bước 2

- Kiểm định phần dư (residual) của mô hình, xem phần dư có tự tương quan (Autocorrelation) và phương sai phần dư có thay đổi không

Trước khi thực hiện các kiểm định, nên vẽ đồ thị phần dư để có thêm thông tin về phần dư. Sau đó:

- Kiểm định tính tự tương quan phần dư: thường dùng kiểm định Portmanteau dựa trên thống kê Q

- Kiểm định phương sai phần dư thay đổi (*Heteroskedasticity)* thường dùng kiểm định White

*+Giản lược mô hình*

Kết quả ước lượng của mô hình (sau khi đã được kiểm định tốt) cho ta thông tin thống kê về vai trò của trễ các biến trong hệ phương trình. Do đó chúng ta sẽ dùng thông tin này để kiểm định xem một số trễ có ý nghĩa thống kê hay không bằng cách sử dụng các kiểm định Granger và kiểm định loại trừ trễ. Hai kiểm định này đều là kiểm định dạng Wald.

- Kiểm định Granger giúp kiểm định xem có nên loại bỏ toàn bộ 1 biến hay một số biến ra khỏi một phương trình nào đó không.

- Kiểm định loại trừ trễ cho biết có nên bỏ bớt đi trễ nào đó của các biến trong một phương trình hay không.

**+** *Kiểm định tính ổn định của các tham số của mô hình*

*(v) Phân tích kết quả ước lượng*

- Dự báo
- Phân tích hàm phản ứng
- Phân rã phương sai

## 4. Mô hình VECM

- *Quan hệ đồng tích hợp*

Một trong các giả thiết của mô hình hồi quy cổ điển là các biến độc lập là phi ngẫu nhiên, chúng có giá trị xác định. Khi ước lượng một mô hình với chuỗi thời gian trong đó có biến độc lập không dừng, thì giả thiết của OLS bị vi phạm. Hay nói cách khác OLS không áp dụng cho các chuỗi không dừng. Bên cạnh đó vấn đề tương quan giả mạo (spurious). Nếu như mô hình có ít nhất một biến độc lập không dừng, biến này thể hiện một xu thế tăng (giảm) và nếu biến phụ thuộc cũng có xu thế như vậy, thì khi ước lượng hệ số có ý nghĩa thống kê cao và $R^2$ cao. Tuy nhiên, những thông tin này có thể giả mạo. $R^2$ cao có thể do hai biến có cùng xu thế và điều này thường xảy ra trong kinh tế. Ước lượng của các hệ số hồi quy không chỉ là ảnh hưởng của biến độc lập đến biến phụ thuộc mà còn bao hàm xu thế.

Để khắc phục vấn đề hồi quy giả mạo có thể đưa thêm biến xu thế vào mô hình. Nếu $u_t$ của mô hình: $Y_t = \beta_1 + \beta_1 t + u_t$ mà dừng, được gọi là dừng xu thế.

Nếu $u_t$ của mô hình: $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = \alpha + u_t$ mà dừng thì $Y_t$ được gọi là dừng sai phân. Khi đó ta có khái niệm tích hợp. Chuỗi $Y_t$ không dừng, sai phân bậc d-1 của nó không dừng, nhưng sai phân bậc d của nó dừng, thì $Y_t$ được gọi là tích hợp bậc d. Hay nói cách khác, một quá trình không dừng được gọi là tích hợp bậc 1 nếu sai phân bậc nhất là quá trình dừng. Quá trình được gọi là tích hợp bậc n nếu sai phân bậc nhất của nó là tích hợp bậc n-1.

Khi xét mô hình có nhiều biến số theo chuỗi thời gian, cũng có nhiều trường hợp, mặc dù các biến số là không dừng, nhưng khi thực hiện phép hồi quy hay tổ hợp tuyến tính của các biến này vẫn cho nhiễu trắng. Khi đó ta lại có khái niệm khác là đồng tích hợp.

Đồng tích hợp sẽ cho biết với một nhóm biến số không dừng tồn tại bao nhiêu tổ hợp tuyến tính là dừng. Đồng tích hợp là khái niệm cơ bản của kinh tế lượng hiện đại, là một khái niệm cơ bản của kinh tế học và mô hình hóa tài chính, phân tích chuỗi.

Giả sử rằng ta có chuỗi $Y_{it}$, i=1,2,…,m cùng tích hợp bậc d, tổ hợp tuyến tính của m biến này: $\delta = \sum_{i=1}^{m} \beta(i) Y(it)$ tích hợp bậc e < d, thì nói rằng các chuỗi $Y_{it}$ đồng tích hợp bậc e. Bất kỳ tổ hợp tuyến tính nào giống như trên gọi là quan hệ đồng tích hợp.

Từ định nghĩa của đồng tích hợp có thể rút ra ba tính chất cơ bản của các quá trình đồng tích hợp:

 Đồng tích hợp đã giảm bậc của quá trình tích hợp. Hai hay nhiều quá trình ngẫu nhiên tích hợp với bậc một hay cao hơn, nếu tổ hợp tuyến tính của các quá trình này tích hợp bậc thấp hơn thì chúng là đồng tích hợp. Trong tài chính, kinh tế các chuỗi này thường là I(1), tổ hợp tuyến tính của chúng có thể là quá trình tích hợp bậc 0, hay quá trình dừng.

 Đồng tích hợp được thể hiện rõ ý nghĩa trong hồi quy tuyến tính. Hai hay nhiều quá trình tích hợp bậc 1 được gọi là đồng tích hợp nếu có thể ước lượng một hàm hồi quy tuyến tính của một quá trình này phụ thuộc vào các quá trình khác thỏa mãn các giả thiết của OLS.

•*Mô hình hiệu chỉnh sai số ECM*

Khi hồi quy hai biến thời gian, nếu hai biến không dừng thì kết quả có thể là giả mạo (như đã phân tích ở trên). Ví dụ hai chuỗi $X_t$ và $Y_t$ là hai chuỗi không dừng, nhưng chúng dừng sai phân, thì ta có thể ước lượng sai phân của biến này phụ thuộc vào sai phân của biến kia, điều này không vi phạm vào điều kiện ràng buộc cổ điển của OLS. Tuy nhiên, khi đó lại có vấn đề xảy ra, rằng tại thời điểm cân bằng dài hạn thì các giá trị $Y_i = Y^*$ khi đó sai phân của hai chu kỳ liên tiếp sẽ bằng không, và tương tự đối với biến $X_t$. Như vậy, ta đã bỏ thông tin dài hạn về quan hệ giữa X, Y. Nhưng trên thực tế, trong ngắn hạn lại có sự mất cân bằng, điều này được thấy rõ trong nền kinh tế. Để giải quyết vấn đề xét yếu tố dài hạn vào mô hình, khi đó được gọi là mô hình hiệu chỉnh sai số. Mô hình có dạng:

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_y(y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}) + \sum_i \alpha_{11}(i)\Delta x_{t-1} + \sum_i \alpha_{12}(i)\Delta x_{t-i} + u_{yt}$$

$$\Delta x_t = \alpha_2 + \alpha_x(y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}) + \sum_i \alpha_{21}(i)\Delta y_{t-1} + \sum_i \alpha_{22}(i)\Delta x_{t-i} + u_{xt}$$

•*Mô hình hiệu chỉnh sai số dạng véc tơ (VECM)*

Giả sử từ mô hình VAR(p):

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + ... + A_p Y_{t-p} + u_t$$

Ta biến đổi, viết lại mô hình như sau:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = \prod Y_{t-1} + C_1 \Delta Y_{t-1} + C_2 \Delta Y_{t-2} + ... + C_{p-1}\Delta Y_{t-p} + u_t (*).$$

Trong đó, $\prod = -(I - A_1 - A_2 - ... - A_p)$; $C_i = -\sum_{j=i+1}^{p} A_j, i = 1, 2, ..., p-1$.

$\prod Y_{t-1}$ là phần hiệu chỉnh sai số của mô hình.

Quan sát cấu trúc của mô hình, ta thấy khi đưa về mô hình sai phân, bên cạnh việc đánh giá được những tác động ngắn hạn lên $\Delta Y_t$ từ các biến $\Delta Y_{t-j}$ thông qua các tham số $C_i$, thì còn thể hiện được tác động dài hạn thông qua phần hiệu chỉnh sai số $\prod Y_{t-1}$. Bằng cách này xác định hệ thống có chứa thông tin về cả hai điều chỉnh ngắn hạn và dài hạn với những thay đổi trong $y_t$, thông qua dự báo, ước lượng của $C_i$ và $\prod$ tương ứng.

Sử dụng các toán tử trễ thì (*) được viết lại như sau:

$$C(L)\,\Delta Y_t = \alpha\beta' Y_{t-1} + u_t$$

$$C(L) = 1 + C_1 L + \ldots + C_{p-1} L^{p-1}$$

Gọi $\gamma$ là một ma trận không suy biến, cấp r*r, khi đó

$$\alpha\beta' = \alpha\gamma\gamma^{-1}\beta' = (\alpha\gamma)(\gamma^{-1}\beta')$$

Đặt $\alpha^* = \alpha\gamma; \beta^* = \gamma^{-1}\beta'$, ta có

$$C(L)\,\Delta Y_t = \alpha^*\beta^{*'} Y_{t-1} + u_t$$

Như vậy, ta đã thay cột r của cột ma trận $\alpha(\beta)$ bằng tổ hợp độc lập tuyến tính của chính $\alpha(\beta)$ thì $\beta^*$ vẫn là ma trận các véc tơ đồng liên kết, $\alpha^*$ vẫn là ma trận tham số điều chỉnh.

Mô hình VECM có dạng tổng quát:

$$C(L)\,\Delta Y_t = \alpha\,\beta' Y_{t-1} + D(L)u_t$$

$$C(L) = 1 - C_1 L - C_2 L^2 + \ldots - C_{p-1} L^{p-1}$$

$$D(L) = 1 + \theta_1 L + \theta_1 L^2 + \ldots$$

- *Kiểm định số quan hệ đồng tích hợp mô hình VECM*

Phương pháp ước lượng ML của Jonhansen và mở rộng của phương pháp này phụ thuộc vào ước lượng đúng số quan hệ đồng tích hợp, Jonhansen đã đưa ra hai kiểm định Trace và kiểm định giá trị riêng cực đại. Tiếp đó Lukepohl, Saikkonen và Trenkler đã phát triển thêm.

Mục tiêu của kiểm định đồng tích hợp Jonhansen là xác định xem với một số biến số không dừng có bao nhiêu tổ hợp tuyến tính của các biến số này là dừng. Về mặt ý nghĩa kinh tế là tồn tại bao nhiêu quan hệ cân bằng trong dài hạn.

Khác với mô hình cơ bản, các biến $Y_{it}$ có thể trung bình khác nhau, có thể có xu

thế. Do đó phương trình đồng tích hợp có thể có hệ số chặn, có thể có xu thế. Có các trường hợp sau:

i) Nếu các biến $Y_{it}$ không có xu thế và phương trình đồng tích hợp không có hệ số chặn, mô hình có dạng:

$$\Pi Y_{t-1} = \alpha\beta' Y_{t-1}$$

ii) Nếu các biến $Y_{it}$ không có xu thế và phương trình đồng tích hợp có hệ số chặn, mô hình có dạng:

$$\Pi Y_{t-1} = \alpha(\beta' Y_{t-1} + \mu_0)$$

iii) Nếu các biến $Y_{it}$ có xu thế và phương trình đồng tích hợp có hệ số chặn, mô hình có dạng:

$$\Pi Y_{t-1} = \alpha(\beta' Y_{t-1} + \mu_0) + \theta\gamma_0$$

iv) Nếu các biến $Y_{it}$ và phương trình đồng tích hợp có xu thế, mô hình có dạng:

$$\Pi Y_{t-1} = \alpha(\beta' Y_{t-1} + \mu_0 + \mu_1 \mathrm{t}) + \theta\gamma_0$$

v) Nếu các biến $Y_{it}$ có xu thế bậc 2 và phương trình đồng tích hợp có xu thế tuyến tính, mô hình có dạng:

$$\Pi Y_{t-1} = \alpha(\beta' Y_{t-1} + \mu_0 + \mu_1 \mathrm{t}) + \theta(\gamma_0 + \gamma_1 t).$$

• *Ước lượng mô hình VECM bằng phương pháp OLS không điều kiện ràng buộc*

Khi ước lượng mô hình VAR mà các biến số là không dừng, lúc đó nếu ước lượng bằng OLS thông thường thì kết quả sẽ bị sai lệch, giả mạo. Khi đó, mô hình ECM dạng véc tơ được áp dụng giúp đánh giá được đầy đủ hơn các tác động ngắn hạn và dài hạn của các biến số. Để đơn giản ta giả thiết rằng mô hình VAR có dạng:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + ... + A_p Y_{t-p} + u_t$$

Ta đưa về dạng mô hình hiệu chỉnh:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = \Pi Y_{t-1} + C_1 \Delta Y_{t-1} + C_2 \Delta Y_{t-2} + ... + C_{p-1} \Delta Y_{t-p} + u_t$$

$$C(L)\Delta Y_t = \alpha\beta' Y_{t-1} + u_t$$

Với điều kiện đồng tích hợp thì điều kiện ràng buộc của OLS đã được giải quyết. Granger chứng tỏ rằng nếu hạng của ma trận $\Pi$, r($\Pi$) = r < k thì sẽ tồn tại hai

ma trận $\alpha$ (cấp m×r) và $\beta$ (cấp r×m) sao cho $\Pi = \alpha\beta'$ và $\beta' Y_t$ là I(0).

Trong đó, ma trận $\alpha$ là ma trận các tham số hiệu chỉnh (đại diện cho tốc độ điều chỉnh cân bằng), r($\alpha$) = r; $\beta$ là một ma trận các hệ số dài hạn gồm (n-1) mối quan hệ đồng tích hợp trong mô hình đa biến mà đảm bảo rằng các $y_t$ hội tụ về dài hạn, mỗi cột của $\beta$ là một véc tơ đồng tích hợp; r là số quan hệ đồng tích hợp.

Nếu r = 0 thì mô hình VAR không tồn tại quan hệ đồng tích hợp; nếu r = m thì các biến số đều dừng, khi đó ta có thể ước lượng được mô hình.

Như vậy $Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + ... + A_p Y_{t-p} + u_t$ là mô hình hiệu chỉnh sai số dựa trên việc nghiên cứu và ước lượng mô hình VAR đồng tích hợp.

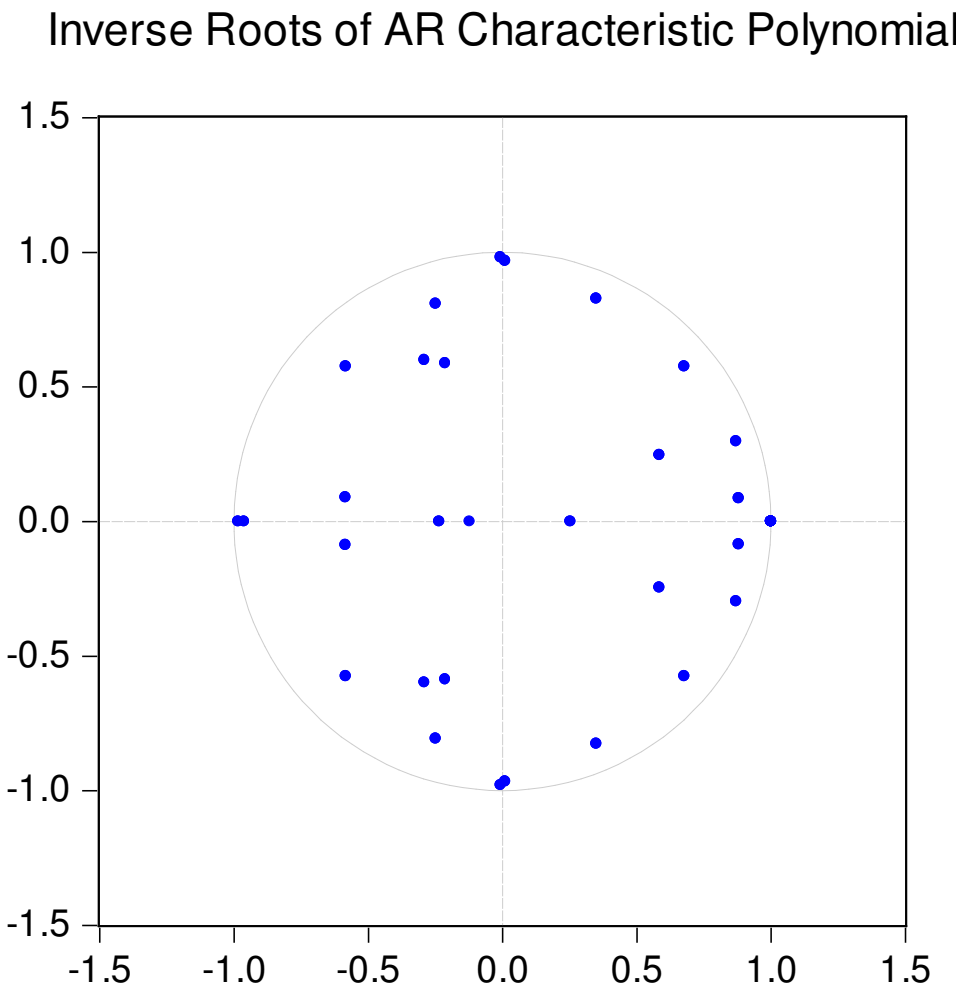
• *Ưu điểm của các mô hình VECM*

i) Khả năng dự báo của mô hình VECM là ưu việt hơn mô hình VAR vì trong phương trình ngắn hạn có tích hợp cả yếu tố dài hạn (còn gọi là cân bằng dài hạn) giúp hiệu chỉnh các kết quả dự báo ngắn hạn trong ràng buộc cân bằng dài hạn. Hơn nữa lý thuyết đồng tích hợp giúp cho VECM tránh được hiện tượng hồi quy giả mạo khi ước lượng các biến không dừng, giúp cho kết quả dự báo đáng tin cậy hơn.

ii) Cấu trúc của mô hình VECM phân tách được các tác động ngắn hạn, dài hạn, phân tích mối quan hệ giữa các biến, ảnh hưởng lẫn nhau giữa các biến trong ngắn hạn và dài hạn, từ đó có các khuyến nghị phù hợp với thực tế.

iii) Mô hình VECM có thể sử dụng số lượng biến không nhiều nhưng có thể phân tích tốt cơ chế truyền dẫn chính sách tiền tệ đối với nền kinh tế cũng như các mối quan hệ giữa khu vực tiền tệ và khu vực khác của nền kinh tế.

**PHỤ LỤC 3: KIỂM ĐỊNH TÍNH ỔN ĐỊNH CỦA MÔ HÌNH VECM**



# PHỤ LỤC 4. KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH TÍNH DỪNG CỦA CÁC BIẾN

Null Hypothesis: D(LOG(CORECPI)) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -4.878204 | 0.0002 |
| Test critical values: | 1% level | -3.548208 | |
| | 5% level | -2.912631 | |
| | 10% level | -2.594027 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(CORECPI),2)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2001Q3 2015Q4
Included observations: 58 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| D(LOG(CORECPI(-1))) | -0.593345 | 0.121632 | -4.878204 | 0.0000 |
| C | 0.007289 | 0.002254 | 3.233928 | 0.0020 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.298218 | Mean dependent var | 4.00E-05 |
| Adjusted R-squared | 0.285686 | S.D. dependent var | 0.015272 |
| S.E. of regression | 0.012907 | Akaike info criterion | -5.828201 |
| Sum squared resid | 0.009329 | Schwarz criterion | -5.757151 |
| Log likelihood | 171.0178 | Hannan-Quinn criter. | -5.800525 |
| F-statistic | 23.79687 | Durbin-Watson stat | 2.051675 |
| Prob(F-statistic) | 0.000009 | | |

Null Hypothesis: D(LOG(GDP)) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -5.007536 | 0.0001 |
| Test critical values: | 1% level | -3.555023 | |
| | 5% level | -2.915522 | |
| | 10% level | -2.595565 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(GDP),2)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2002Q2 2015Q4
Included observations: 55 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| D(LOG(GDP(-1))) | -1.905569 | 0.380540 | -5.007536 | 0.0000 |
| D(LOG(GDP(-1)),2) | 0.433892 | 0.285532 | 1.519593 | 0.1349 |
| D(LOG(GDP(-2)),2) | -0.049881 | 0.191053 | -0.261083 | 0.7951 |
| D(LOG(GDP(-3)),2) | -0.534951 | 0.095976 | -5.573823 | 0.0000 |
| C | 0.026934 | 0.005971 | 4.510599 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.999115 | Mean dependent var | 0.010508 |
| Adjusted R-squared | 0.999044 | S.D. dependent var | 0.451368 |
| S.E. of regression | 0.013958 | Akaike info criterion | -5.619074 |
| Sum squared resid | 0.009741 | Schwarz criterion | -5.436589 |
| Log likelihood | 159.5245 | Hannan-Quinn criter. | -5.548506 |
| F-statistic | 14105.46 | Durbin-Watson stat | 0.952172 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

Null Hypothesis: D(LOG(CPINL)) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -4.900928 | 0.0002 |
| Test critical values: | 1% level | -3.548208 | |
| | 5% level | -2.912631 | |
| | 10% level | -2.594027 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOG(CPINL),2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2001Q3 2015Q4

Included observations: 58 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| D(LOG(CPINL(-1))) | -0.607279 | 0.123911 | -4.900928 | 0.0000 |
| C | 0.011086 | 0.005826 | 1.902921 | 0.0622 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.300167 | Mean dependent var | -0.000230 |
| Adjusted R-squared | 0.287670 | S.D. dependent var | 0.048266 |
| S.E. of regression | 0.040736 | Akaike info criterion | -3.529532 |
| Sum squared resid | 0.092928 | Schwarz criterion | -3.458482 |
| Log likelihood | 104.3564 | Hannan-Quinn criter. | -3.501856 |
| F-statistic | 24.01909 | Durbin-Watson stat | 1.804271 |
| Prob(F-statistic) | 0.000009 | | |

Null Hypothesis: D(LOG(CPILTTP)) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -4.220790 | 0.0014 |
| Test critical values: | 1% level | -3.548208 | |
| | 5% level | -2.912631 | |
| | 10% level | -2.594027 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(CPILTTP),2)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2001Q3 2015Q4
Included observations: 58 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| D(LOG(CPILTTP(-1))) | -0.472662 | 0.111984 | -4.220790 | 0.0001 |
| C | 0.011839 | 0.004169 | 2.839828 | 0.0063 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.241347 | Mean dependent var | 0.000315 |
| Adjusted R-squared | 0.227800 | S.D. dependent var | 0.027303 |
| S.E. of regression | 0.023992 | Akaike info criterion | -4.588285 |
| Sum squared resid | 0.032236 | Schwarz criterion | -4.517235 |
| Log likelihood | 135.0603 | Hannan-Quinn criter. | -4.560610 |
| F-statistic | 17.81507 | Durbin-Watson stat | 1.854721 |
| Prob(F-statistic) | 0.000090 | | |

Null Hypothesis: D(LOG(CPINN)) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -5.345134 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level | -3.550396 | |
| | 5% level | -2.913549 | |
| | 10% level | -2.594521 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(CPINN),2)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2001Q3 2015Q4
Included observations: 58 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| D(LOG(CPINN(-1))) | -0.794149 | 0.148574 | -5.345134 | 0.0000 |
| D(LOG(CPINN(-1)),2) | 0.243175 | 0.131403 | 1.850601 | 0.0697 |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.016632 | 0.004179 | 3.980135 | 0.0002 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.361012 | Mean dependent var | 0.000220 |
| Adjusted R-squared | 0.337346 | S.D. dependent var | 0.026383 |
| S.E. of regression | 0.021477 | Akaike info criterion | -4.792467 |
| Sum squared resid | 0.024908 | Schwarz criterion | -4.684938 |
| Log likelihood | 139.5853 | Hannan-Quinn criter. | -4.750677 |
| F-statistic | 15.25431 | Durbin-Watson stat | 1.854792 |
| Prob(F-statistic) | 0.000006 | | |

Null Hypothesis: D(LOG(POIL)) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -6.250598 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level | -3.550396 | |
| | 5% level | -2.913549 | |
| | 10% level | -2.594521 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(POIL),2)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2001Q4 2015Q4
Included observations: 57 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| D(LOG(POIL(-1))) | -0.953626 | 0.152566 | -6.250598 | 0.0000 |
| D(LOG(POIL(-1)),2) | 0.338452 | 0.127756 | 2.649206 | 0.0106 |
| C | 0.012193 | 0.019569 | 0.623048 | 0.5359 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.430935 | Mean dependent var | 0.001017 |
| Adjusted R-squared | 0.409858 | S.D. dependent var | 0.191509 |
| S.E. of regression | 0.147119 | Akaike info criterion | -0.943958 |
| Sum squared resid | 1.168771 | Schwarz criterion | -0.836429 |
| Log likelihood | 29.90280 | Hannan-Quinn criter. | -0.902168 |
| F-statistic | 20.44625 | Durbin-Watson stat | 1.956452 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

Null Hypothesis: D(LOG(M2)) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -3.441169 | 0.0136 |
| Test critical values: | 1% level | -3.555023 | |
| | 5% level | -2.915522 | |
| | 10% level | -2.595565 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(M2),2)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2002Q2 2015Q4
Included observations: 55 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| D(LOG(M2(-1))) | -1.404744 | 0.408217 | -3.441169 | 0.0012 |
| D(LOG(M2(-1)),2) | 0.077323 | 0.299615 | 0.258075 | 0.7974 |
| D(LOG(M2(-2)),2) | -0.236389 | 0.195634 | -1.208318 | 0.2326 |
| D(LOG(M2(-3)),2) | -0.542545 | 0.096042 | -5.649014 | 0.0000 |
| C | 0.066389 | 0.020021 | 3.315986 | 0.0017 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.996875 | Mean dependent var | 0.025839 |
| Adjusted R-squared | 0.996625 | S.D. dependent var | 0.755149 |
| S.E. of regression | 0.043868 | Akaike info criterion | -3.328741 |
| Sum squared resid | 0.096221 | Schwarz criterion | -3.146256 |
| Log likelihood | 96.54037 | Hannan-Quinn criter. | -3.258172 |
| F-statistic | 3987.846 | Durbin-Watson stat | 2.220738 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

Null Hypothesis: D(LOG(ER)) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -5.175749 | 0.0001 |
| Test critical values: | 1% level | -3.548208 | |
| | 5% level | -2.912631 | |
| | 10% level | -2.594027 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(ER),2)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2001Q3 2015Q4
Included observations: 58 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| D(LOG(ER(-1))) | -0.649862 | 0.125559 | -5.175749 | 0.0000 |
| C | 0.004131 | 0.001663 | 2.483938 | 0.0160 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.323577 | Mean dependent var | -0.000113 |
| Adjusted R-squared | 0.311498 | S.D. dependent var | 0.013279 |
| S.E. of regression | 0.011019 | Akaike info criterion | -6.144603 |
| Sum squared resid | 0.006799 | Schwarz criterion | -6.073554 |
| Log likelihood | 180.1935 | Hannan-Quinn criter. | -6.116928 |
| F-statistic | 26.78838 | Durbin-Watson stat | 1.964350 |
| Prob(F-statistic) | 0.000003 | | |

Null Hypothesis: D(LOG(PPI)) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -3.975000 | 0.0029 |
| Test critical values: | 1% level | -3.548208 | |
| | 5% level | -2.912631 | |
| | 10% level | -2.594027 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(PPI),2)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2001Q3 2015Q4
Included observations: 58 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| D(LOG(PPI(-1))) | -0.439736 | 0.110625 | -3.975000 | 0.0002 |
| C | 0.008012 | 0.002964 | 2.703647 | 0.0091 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.220062 | Mean dependent var | 8.14E-06 |
| Adjusted R-squared | 0.206135 | S.D. dependent var | 0.018585 |
| S.E. of regression | 0.016559 | Akaike info criterion | -5.329845 |
| Sum squared resid | 0.015356 | Schwarz criterion | -5.258795 |
| Log likelihood | 156.5655 | Hannan-Quinn criter. | -5.302170 |
| F-statistic | 15.80062 | Durbin-Watson stat | 2.030547 |
| Prob(F-statistic) | 0.000204 | | |

Dependent Variable: D(LOG(CORECPI))
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2002Q3 2015Q4
Included observations: 54 after adjustments
Convergence achieved after 26 iterations
MA Backcast: 2002Q1 2002Q2

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.015281 | 0.001006 | 15.18899 | 0.0000 |
| AR(1) | 0.332461 | 0.096168 | 3.457083 | 0.0011 |
| AR(2) | 0.768478 | 0.091582 | 8.391188 | 0.0000 |
| AR(5) | -0.329960 | 0.086676 | -3.806804 | 0.0004 |
| MA(2) | -0.957640 | 0.030668 | -31.22567 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.286315 | Mean dependent var | 0.013248 |
| Adjusted R-squared | 0.228055 | S.D. dependent var | 0.013938 |
| S.E. of regression | 0.012246 | Akaike info criterion | -5.879282 |
| Sum squared resid | 0.007348 | Schwarz criterion | -5.695117 |
| Log likelihood | 163.7406 | Hannan-Quinn criter. | -5.808257 |
| F-statistic | 4.914425 | Durbin-Watson stat | 2.118089 |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Prob(F-statistic) | 0.002064 | | | |
| Inverted AR Roots | .87-.21i | .87+.21i | -.24-.62i | -.24+.62i |
| | -.93 | | | |
| Inverted MA Roots | .98 | -.98 | | |

Null Hypothesis: D(LOG(CSGNK)) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -4.761201 | 0.0002 |
| Test critical values: | 1% level | -3.533204 | |
| | 5% level | -2.906210 | |
| | 10% level | -2.590628 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(CSGNK),2)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2001Q3 2015Q4
Included observations: 58 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| D(LOG(CSGNK(-1))) | -0.524833 | 0.110231 | -4.761201 | 0.0000 |
| C | 0.002430 | 0.003199 | 0.759496 | 0.4503 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.261559 | Mean dependent var | -0.000143 |
| Adjusted R-squared | 0.250021 | S.D. dependent var | 0.029580 |
| S.E. of regression | 0.025617 | Akaike info criterion | -4.461324 |
| Sum squared resid | 0.041997 | Schwarz criterion | -4.394971 |
| Log likelihood | 149.2237 | Hannan-Quinn criter. | -4.435105 |

Null Hypothesis: D(LOG(IR)) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -5.945676 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level | -3.533204 | |
| | 5% level | -2.906210 | |
| | 10% level | -2.590628 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(IR),2)
Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2001Q3 2015Q4
Included observations: 58 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| D(LOG(IR(-1))) | -0.702444 | 0.118144 | -5.945676 | 0.0000 |
| C | -0.006622 | 0.008197 | -0.807880 | 0.4222 |

Null Hypothesis: D(LOG(W),2) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 6 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -6.755802 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level | -3.555023 | |
| | 5% level | -2.915522 | |
| | 10% level | -2.595565 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(W),3)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2003Q2 2015Q4
Included observations: 51 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| D(LOG(W(-1)),2) | -6.680570 | 0.988864 | -6.755802 | 0.0000 |
| D(LOG(W(-1)),3) | 4.654736 | 0.932149 | 4.993552 | 0.0000 |
| D(LOG(W(-2)),3) | 3.603127 | 0.826925 | 4.357260 | 0.0001 |
| D(LOG(W(-3)),3) | 2.525849 | 0.675121 | 3.741328 | 0.0005 |
| D(LOG(W(-4)),3) | 1.855954 | 0.464743 | 3.993509 | 0.0002 |
| D(LOG(W(-5)),3) | 1.211584 | 0.280332 | 4.321958 | 0.0001 |
| D(LOG(W(-6)),3) | 0.592899 | 0.126779 | 4.676645 | 0.0000 |
| C | 0.002005 | 0.003596 | 0.557626 | 0.5797 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.971931 | Mean dependent var | -0.000709 |
| Adjusted R-squared | 0.967750 | S.D. dependent var | 0.147957 |
| S.E. of regression | 0.026570 | Akaike info criterion | -4.284322 |
| Sum squared resid | 0.033181 | Schwarz criterion | -3.992346 |
| Log likelihood | 125.8189 | Hannan-Quinn criter. | -4.171413 |
| F-statistic | 232.4912 | Durbin-Watson stat | 2.025957 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

Null Hypothesis: D(LOG(W)) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 19 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

| | Adj. t-Stat | Prob.* |
|---|---|---|
| Phillips-Perron test statistic | -10.18717 | 0.0000 |

| | | |
|---|---|---|
| Test critical values: | 1% level | -3.540198 |
| | 5% level | -2.909206 |
| | 10% level | -2.592215 |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

| | |
|---|---|
| Residual variance (no correction) | 0.002410 |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | 0.002058 |

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(W),2)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2001Q3 2015Q4
Included observations: 58 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| D(LOG(W(-1))) | -1.248150 | 0.125171 | -9.971567 | 0.0000 |
| C | 0.044346 | 0.007747 | 5.724064 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.623664 | Mean dependent var | -9.49E-05 |
| Adjusted R-squared | 0.617392 | S.D. dependent var | 0.080669 |
| S.E. of regression | 0.049898 | Akaike info criterion | -3.125939 |
| Sum squared resid | 0.149390 | Schwarz criterion | -3.057322 |
| Log likelihood | 98.90411 | Hannan-Quinn criter. | -3.098998 |
| F-statistic | 99.43215 | Durbin-Watson stat | 2.161552 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

Null Hypothesis: D(LOG(GC)) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -47.11576 | 0.0001 |
| Test critical values: | 1% level | -3.544063 | |
| | 5% level | -2.910860 | |
| | 10% level | -2.593090 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(GC),2)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2002Q1 2015Q4
Included observations: 56 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| D(LOG(GC(-1))) | -4.013216 | 0.085178 | -47.11576 | 0.0000 |
| D(LOG(GC(-1)),2) | 2.013743 | 0.065831 | 30.58952 | 0.0000 |
| D(LOG(GC(-2)),2) | 0.997378 | 0.030970 | 32.20427 | 0.0000 |
| C | 0.075599 | 0.005895 | 12.82478 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.993623 | Mean dependent var | -0.001554 |
| Adjusted R-squared | 0.993282 | S.D. dependent var | 0.537843 |
| S.E. of regression | 0.044085 | Akaike info criterion | -3.341069 |
| Sum squared resid | 0.108834 | Schwarz criterion | -3.201446 |
| Log likelihood | 104.2321 | Hannan-Quinn criter. | -3.286455 |
| F-statistic | 2908.631 | Durbin-Watson stat | 2.352537 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

Null Hypothesis: D(LOG(HC)) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -5.271503 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level | -3.546099 | |
| | 5% level | -2.911730 | |
| | 10% level | -2.593551 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(HC),2)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2002Q2 2015Q4
Included observations: 55 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| D(LOG(HC(-1))) | -2.753871 | 0.522407 | -5.271503 | 0.0000 |
| D(LOG(HC(-1)),2) | 1.058233 | 0.394947 | 2.679428 | 0.0098 |
| D(LOG(HC(-2)),2) | 0.357564 | 0.264498 | 1.351858 | 0.1821 |
| D(LOG(HC(-3)),2) | -0.320725 | 0.131596 | -2.437193 | 0.0181 |
| C | 0.041019 | 0.008897 | 4.610696 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.990122 | Mean dependent var | 0.006749 |
| Adjusted R-squared | 0.989391 | S.D. dependent var | 0.318876 |
| S.E. of regression | 0.032845 | Akaike info criterion | -3.913112 |
| Sum squared resid | 0.058254 | Schwarz criterion | -3.737049 |
| Log likelihood | 120.4368 | Hannan-Quinn criter. | -3.844384 |
| F-statistic | 1353.218 | Durbin-Watson stat | 1.960792 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

Null Hypothesis: D(LOG(PRICE)) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -6.330050 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level | -3.555023 | |
| | 5% level | -2.915522 | |
| | 10% level | -2.595565 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOG(PRICE),2)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2001Q3 2015Q1
Included observations: 55 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| D(LOG(PRICE(-1))) | -0.854445 | 0.134982 | -6.330050 | 0.0000 |
| C | 0.014218 | 0.016877 | 0.842434 | 0.4033 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.430533 | Mean dependent var | 0.001215 |
| Adjusted R-squared | 0.419789 | S.D. dependent var | 0.163095 |
| S.E. of regression | 0.124232 | Akaike info criterion | -1.297642 |
| Sum squared resid | 0.817984 | Schwarz criterion | -1.224648 |
| Log likelihood | 37.68514 | Hannan-Quinn criter. | -1.269414 |
| F-statistic | 40.06953 | Durbin-Watson stat | 1.912783 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

# PHỤ LỤC 5. KẾT QUẢ ƯỚC LƯỢNG CÁC MÔ HÌNH

## Phụ lục 5.1. Kết quả ước lượng mô hình đường cong Phillips

Dependent Variable: D(LOG(CORECPI))

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2002Q1 2015Q4

Included observations: 56 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.003411 | 0.002724 | 1.252072 | 0.2165 |
| D(LOG(CORECPI(-1))) | 0.290800 | 0.119897 | 2.425416 | 0.0190 |
| D(LOG(CORECPI(-3))) | 0.209694 | 0.114939 | 1.824402 | 0.0742 |
| GAP(-2) | -0.036238 | 0.016283 | -2.225551 | 0.0307 |
| GAP(-4) | 0.028609 | 0.011139 | 2.568461 | 0.0133 |
| D(LOG(W(-2))) | 0.084640 | 0.048601 | 1.741529 | 0.0879 |
| D(LOG(POIL(-1))) | 0.027611 | 0.010104 | 2.732522 | 0.0087 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.391081 | Mean dependent var | 0.012910 |
| Adjusted R-squared | 0.316519 | S.D. dependent var | 0.013798 |
| S.E. of regression | 0.011407 | Akaike info criterion | -5.992661 |
| Sum squared resid | 0.006376 | Schwarz criterion | -5.739492 |
| Log likelihood | 174.7945 | Hannan-Quinn criter. | -5.894508 |
| F-statistic | 5.245074 | Durbin-Watson stat | 2.031565 |
| Prob(F-statistic) | 0.000307 | | |

## Phụ lục 5.2: Kết quả ước lượng mô hình hồi quy sử dụng phương pháp hồi quy từng bước

Dependent Variable: D(LOG(CORECPI))

Method: Stepwise Regression

Sample (adjusted): 2001Q3 2015Q4

Included observations: 58 after adjustments

Number of always included regressors: 2

Number of search regressors: 10

Selection method: Stepwise backwards

Stopping criterion: p-value forwards/backwards = 0.5/0.5

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.004320 | 0.002724 | 1.585605 | 0.1193 |
| D(LOG(CPINL)) | 0.162043 | 0.038958 | 4.159461 | 0.0001 |
| D(LOG(M2)) | 0.010862 | 0.003485 | 3.116766 | 0.0031 |
| D(LOG(CPINN)) | -0.130680 | 0.062618 | -2.086951 | 0.0421 |
| D(IR) | -0.002229 | 0.001188 | -1.876646 | 0.0665 |
| D(LOG(CSGNK)) | 0.062849 | 0.053812 | 1.167930 | 0.2485 |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| D(LOG(GC)) | 0.022839 | 0.008764 | 2.605845 | 0.0121 |
| D(LOG(W)) | 0.095240 | 0.039576 | 2.406518 | 0.0199 |
| R-squared | 0.531468 | Mean dependent var | | 0.012258 |
| Adjusted R-squared | 0.454973 | S.D. dependent var | | 0.014012 |
| S.E. of regression | 0.010345 | Akaike info criterion | | -6.162980 |
| Sum squared resid | 0.005244 | Schwarz criterion | | -5.843256 |
| Log likelihood | 187.7264 | Hannan-Quinn criter. | | -6.038441 |
| F-statistic | 6.947737 | Durbin-Watson stat | | 1.880026 |
| Prob(F-statistic) | 0.000004 | | | |

Selection Summary

Removed D(LOG(ER))

Removed D(LOG(CPILTTP))

Removed D(LOG(HC))

*Note: p-values and subsequent tests do not account for stepwise selection

## Phụ lục 5.3: Kết quả ước lượng mô hình VECM

Vector Error Correction Estimates
Sample (adjusted): 2002Q2 2015Q4
Included observations: 55 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

| Cointegrating Eq: | CointEq1 |
|---|---|
| LOG(CORECPI(-1)) | 1.000000 |
| LOG(M2(-1)) | -0.051273<br>(0.04196)<br>[-1.22203] |
| IR(-1) | 0.001469<br>(0.00458)<br>[ 0.32093] |
| LOG(CSGNK(-1)) | -0.214783<br>(0.09508)<br>[-2.25895] |
| LOG(W(-1)) | -0.109101<br>(0.08508)<br>[-1.28226] |
| LOG(ER(-1)) | -0.642840<br>(0.15661)<br>[-4.10471] |
| C | 4.784874 |

| Error Correction: | D(LOG(CORECPI)) | D(LOG(M2)) | D(IR) | D(LOG(CSGNK)) | D(LOG(W)) | D(LOG(ER)) |
|---|---|---|---|---|---|---|

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| CointEq1 | -0.448210 | 0.776833 | -6.023799 | -1.118351 | 0.213799 | -0.249696 |
| | (0.10943) | (0.52123) | (4.61585) | (0.23972) | (0.35824) | (0.09936) |
| | [-4.09605] | [ 1.49038] | [-1.30502] | [-4.66527] | [ 0.59680] | [-2.51315] |
| D(LOG(CORECPI(-1))) | 0.599763 | 0.375228 | -9.780890 | 1.142778 | 0.029646 | 0.186394 |
| | (0.18564) | (0.88425) | (7.83062) | (0.40667) | (0.60774) | (0.16855) |
| | [ 3.23086] | [ 0.42435] | [-1.24906] | [ 2.81006] | [ 0.04878] | [ 1.10584] |
| D(LOG(CORECPI(-2))) | 0.340309 | -1.738762 | -0.722480 | 0.484366 | -0.626945 | 0.226398 |
| | (0.18942) | (0.90227) | (7.99020) | (0.41496) | (0.62013) | (0.17199) |
| | [ 1.79660] | [-1.92710] | [-0.09042] | [ 1.16726] | [-1.01099] | [ 1.31636] |
| D(LOG(CORECPI(-3))) | 0.123184 | -0.330775 | -5.886375 | 0.169311 | 0.323112 | 0.207643 |
| | (0.17561) | (0.83647) | (7.40752) | (0.38470) | (0.57491) | (0.15945) |
| | [ 0.70148] | [-0.39544] | [-0.79465] | [ 0.44011] | [ 0.56202] | [ 1.30228] |
| D(LOG(CORECPI(-4))) | -0.155639 | -0.084530 | -9.079477 | 0.398029 | -0.681482 | 0.284524 |
| | (0.15941) | (0.75931) | (6.72420) | (0.34921) | (0.52187) | (0.14474) |
| | [-0.97637] | [-0.11132] | [-1.35027] | [ 1.13979] | [-1.30584] | [ 1.96579] |
| D(LOG(M2(-1))) | -0.042458 | -0.283508 | 0.657967 | 0.081444 | -0.032969 | 0.064186 |
| | (0.02809) | (0.13379) | (1.18479) | (0.06153) | (0.09195) | (0.02550) |
| | [-1.51164] | [-2.11905] | [ 0.55534] | [ 1.32363] | [-0.35854] | [ 2.51685] |
| D(LOG(M2(-2))) | -0.034765 | -0.289219 | 0.694435 | 0.090593 | -0.036817 | 0.066647 |
| | (0.02704) | (0.12878) | (1.14047) | (0.05923) | (0.08851) | (0.02455) |
| | [-1.28588] | [-2.24576] | [ 0.60890] | [ 1.52954] | [-0.41595] | [ 2.71490] |
| D(LOG(M2(-3))) | -0.031739 | -0.284463 | 0.797768 | 0.100000 | -0.038414 | 0.066677 |
| | (0.02600) | (0.12383) | (1.09657) | (0.05695) | (0.08511) | (0.02360) |
| | [-1.22094] | [-2.29725] | [ 0.72751] | [ 1.75594] | [-0.45137] | [ 2.82485] |
| D(LOG(M2(-4))) | -0.029251 | 0.564919 | 0.937040 | 0.107305 | -0.048527 | 0.066121 |
| | (0.02475) | (0.11790) | (1.04409) | (0.05422) | (0.08103) | (0.02247) |
| | [-1.18176] | [ 4.79146] | [ 0.89747] | [ 1.97893] | [-0.59885] | [ 2.94211] |
| D(IR(-1)) | 0.005411 | -0.016524 | -0.007867 | 0.002070 | 0.004819 | 0.003572 |
| | (0.00390) | (0.01857) | (0.16441) | (0.00854) | (0.01276) | (0.00354) |
| | [ 1.38818] | [-0.89001] | [-0.04785] | [ 0.24247] | [ 0.37764] | [ 1.00938] |
| D(IR(-2)) | -0.003835 | 0.007402 | 0.048317 | -0.008322 | 0.003872 | -0.000130 |
| | (0.00290) | (0.01380) | (0.12223) | (0.00635) | (0.00949) | (0.00263) |
| | [-1.32357] | [ 0.53628] | [ 0.39531] | [-1.31100] | [ 0.40812] | [-0.04934] |
| D(IR(-3)) | -0.000850 | 0.023729 | 0.310808 | -0.013652 | -0.002013 | -0.001918 |
| | (0.00298) | (0.01420) | (0.12576) | (0.00653) | (0.00976) | (0.00271) |
| | [-0.28521] | [ 1.67092] | [ 2.47139] | [-2.09021] | [-0.20628] | [-0.70851] |
| D(IR(-4)) | -0.006138 | 0.000584 | -0.086352 | -0.018706 | 0.003573 | -0.009967 |
| | (0.00345) | (0.01645) | (0.14566) | (0.00756) | (0.01130) | (0.00314) |
| | [-1.77759] | [ 0.03552] | [-0.59284] | [-2.47291] | [ 0.31610] | [-3.17902] |
| D(LOG(CSGNK(-1))) | -0.487079 | -0.063209 | 1.073595 | -0.373903 | 0.200552 | -0.183533 |
| | (0.11303) | (0.53841) | (4.76798) | (0.24762) | (0.37005) | (0.10263) |
| | [-4.30923] | [-0.11740] | [ 0.22517] | [-1.50999] | [ 0.54196] | [-1.78829] |
| D(LOG(CSGNK(-2))) | -0.010318 | 1.272793 | -1.917262 | -0.312590 | 0.140718 | -0.036181 |
| | (0.09360) | (0.44587) | (3.94843) | (0.20506) | (0.30644) | (0.08499) |
| | [-0.11023] | [ 2.85466] | [-0.48558] | [-1.52441] | [ 0.45920] | [-0.42571] |
| D(LOG(CSGNK(-3))) | -0.075259 | -0.123195 | 10.50273 | -0.607488 | -0.259590 | -0.380293 |
| | (0.09488) | (0.45196) | (4.00238) | (0.20786) | (0.31063) | (0.08615) |

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | [-0.79319] | [-0.27258] | [ 2.62412] | [-2.92261] | [-0.83569] | [-4.41427] |
| D(LOG(CSGNK(-4))) | -0.180163 | 0.356451 | 3.186752 | -0.345358 | -0.034323 | -0.025006 |
| | (0.09256) | (0.44091) | (3.90455) | (0.20278) | (0.30304) | (0.08405) |
| | [-1.94638] | [ 0.80844] | [ 0.81616] | [-1.70313] | [-0.11326] | [-0.29752] |
| D(LOG(W(-1))) | 0.073911 | -0.639369 | 3.809812 | 0.334478 | -0.371199 | 0.107001 |
| | (0.05555) | (0.26461) | (2.34330) | (0.12170) | (0.18187) | (0.05044) |
| | [ 1.33050] | [-2.41626] | [ 1.62583] | [ 2.74846] | [-2.04105] | [ 2.12138] |
| D(LOG(W(-2))) | 0.138334 | -0.579094 | 1.513476 | 0.433722 | -0.404702 | 0.204657 |
| | (0.06732) | (0.32068) | (2.83986) | (0.14748) | (0.22040) | (0.06113) |
| | [ 2.05478] | [-1.80581] | [ 0.53294] | [ 2.94080] | [-1.83617] | [ 3.34803] |
| D(LOG(W(-3))) | 0.127748 | -0.941536 | 3.208303 | 0.557006 | -0.381100 | 0.152022 |
| | (0.06813) | (0.32455) | (2.87409) | (0.14926) | (0.22306) | (0.06186) |
| | [ 1.87495] | [-2.90106] | [ 1.11628] | [ 3.73172] | [-1.70850] | [ 2.45733] |
| D(LOG(W(-4))) | 0.188053 | -0.471778 | 8.723772 | 0.465599 | 0.490456 | 0.301312 |
| | (0.07918) | (0.37716) | (3.33998) | (0.17346) | (0.25922) | (0.07189) |
| | [ 2.37504] | [-1.25088] | [ 2.61193] | [ 2.68422] | [ 1.89205] | [ 4.19113] |
| D(LOG(ER(-1))) | 0.104020 | 0.580734 | -6.264765 | -0.894226 | -0.107272 | 0.381063 |
| | (0.16055) | (0.76474) | (6.77225) | (0.35171) | (0.52560) | (0.14577) |
| | [ 0.64792] | [ 0.75939] | [-0.92506] | [-2.54252] | [-0.20409] | [ 2.61410] |
| D(LOG(ER(-2))) | -0.361158 | -0.070916 | 8.752991 | -0.295698 | 0.452033 | -0.458427 |
| | (0.19791) | (0.94272) | (8.34838) | (0.43356) | (0.64793) | (0.17970) |
| | [-1.82486] | [-0.07523] | [ 1.04847] | [-0.68202] | [ 0.69766] | [-2.55109] |
| D(LOG(ER(-3))) | -0.408505 | 0.938614 | 1.005900 | -1.152842 | -0.281993 | 0.187997 |
| | (0.17999) | (0.85735) | (7.59244) | (0.39430) | (0.58926) | (0.16343) |
| | [-2.26961] | [ 1.09478] | [ 0.13249] | [-2.92374] | [-0.47856] | [ 1.15034] |
| D(LOG(ER(-4))) | -0.433676 | 0.113634 | -2.408237 | -0.413070 | 0.200388 | -0.087703 |
| | (0.20902) | (0.99564) | (8.81703) | (0.45790) | (0.68430) | (0.18979) |
| | [-2.07481] | [ 0.11413] | [-0.27313] | [-0.90209] | [ 0.29284] | [-0.46212] |
| C | -0.088702 | 0.123855 | -1.522920 | -0.152992 | -0.074275 | -0.017061 |
| | (0.01977) | (0.09418) | (0.83405) | (0.04332) | (0.06473) | (0.01795) |
| | [-4.48617] | [ 1.31504] | [-1.82593] | [-3.53205] | [-1.14743] | [-0.95032] |
| LOG(POIL) | 0.021660 | 0.008641 | 0.231217 | 0.018666 | 0.037040 | -0.005866 |
| | (0.00508) | (0.02418) | (0.21409) | (0.01112) | (0.01662) | (0.00461) |
| | [ 4.26763] | [ 0.35743] | [ 1.07999] | [ 1.67884] | [ 2.22915] | [-1.27292] |
| R-squared | 0.782805 | 0.994670 | 0.808794 | 0.785140 | 0.838104 | 0.744936 |
| Adj. R-squared | 0.581123 | 0.989721 | 0.631245 | 0.585628 | 0.687772 | 0.508092 |
| Sum sq. resids | 0.002261 | 0.051291 | 4.022350 | 0.010849 | 0.024229 | 0.001864 |
| S.E. equation | 0.008985 | 0.042800 | 0.379019 | 0.019684 | 0.029416 | 0.008158 |
| F-statistic | 3.881392 | 200.9743 | 4.555333 | 3.935291 | 5.575010 | 3.145251 |
| Log likelihood | 199.6943 | 113.8418 | -6.116277 | 156.5620 | 134.4661 | 205.0036 |
| Akaike AIC | -6.279793 | -3.157883 | 1.204228 | -4.711345 | -3.907858 | -6.472859 |
| Schwarz SC | -5.294375 | -2.172465 | 2.189646 | -3.725926 | -2.922440 | -5.487441 |
| Mean dependent | 0.013053 | 0.053256 | -0.037012 | 0.008026 | 0.035850 | 0.006131 |
| S.D. dependent | 0.013883 | 0.422144 | 0.624154 | 0.030578 | 0.052644 | 0.011632 |

| | |
|---|---|
| Determinant resid covariance (dof adj.) | 1.15E-19 |
| Determinant resid covariance | 1.99E-21 |
| Log likelihood | 842.5174 |
| Akaike information criterion | -24.52791 |
| Schwarz criterion | -18.39642 |

## Phụ lục 5.4: Kết quả ước lượng mô hình ARIMA

Dependent Variable: D(LOG(CORECPI))

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2002Q3 2015Q4

Included observations: 54 after adjustments

Convergence achieved after 26 iterations

MA Backcast: 2001Q1 2002Q2

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.015281 | 0.001006 | 15.18899 | 0.0000 |
| AR(1) | 0.332461 | 0.096168 | 3.457083 | 0.0011 |
| AR(2) | 0.768478 | 0.091582 | 8.391188 | 0.0000 |
| AR(5) | -0.329960 | 0.086676 | -3.806804 | 0.0004 |
| MA(2) | -0.957640 | 0.030668 | -31.22567 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.286315 | Mean dependent var | 0.013248 |
| Adjusted R-squared | 0.228055 | S.D. dependent var | 0.013938 |
| S.E. of regression | 0.012246 | Akaike info criterion | -5.879282 |
| Sum squared resid | 0.007348 | Schwarz criterion | -5.695117 |
| Log likelihood | 163.7406 | Hannan-Quinn criter. | -5.808257 |
| F-statistic | 4.914425 | Durbin-Watson stat | 2.118089 |
| Prob(F-statistic) | 0.002064 | | |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Inverted AR Roots | .87-.21i | .87+.21i | -.24-.62i | -.24+.62i |
| | -.93 | | | |
| Inverted MA Roots | .98 | -.98 | | |

## Lược đồ tương quan trong mô hình ARIMA

Sample: 2001Q1 2015Q4
Included observations: 59

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | 0.400 | 0.400 | 9.9465 | 0.002 |
| | | 2 | 0.189 | 0.035 | 12.209 | 0.002 |
| | | 3 | 0.298 | 0.252 | 17.915 | 0.000 |
| | | 4 | 0.230 | 0.036 | 21.363 | 0.000 |
| | | 5 | -0.008 | -0.171 | 21.367 | 0.001 |
| | | 6 | 0.018 | 0.009 | 21.389 | 0.002 |
| | | 7 | 0.120 | 0.081 | 22.389 | 0.002 |
| | | 8 | -0.005 | -0.058 | 22.391 | 0.004 |
| | | 9 | -0.080 | -0.044 | 22.848 | 0.007 |
| | | 10 | -0.126 | -0.167 | 24.009 | 0.008 |
| | | 11 | -0.167 | -0.111 | 26.089 | 0.006 |
| | | 12 | -0.091 | 0.104 | 26.722 | 0.008 |

## Lược đồ tương quan của phần dư trong mô hình ARIMA

Sample: 2001Q1 2015Q4
Included observations: 54
Q-statistic probabilities adjusted for 4 ARMA terms

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | -0.069 | -0.069 | 0.2680 | |
| | | 2 | 0.035 | 0.031 | 0.3412 | |
| | | 3 | -0.101 | -0.097 | 0.9487 | |
| | | 4 | 0.059 | 0.046 | 1.1616 | |
| | | 5 | -0.081 | -0.070 | 1.5709 | 0.210 |
| | | 6 | -0.046 | -0.069 | 1.7029 | 0.427 |
| | | 7 | 0.175 | 0.187 | 3.6638 | 0.300 |
| | | 8 | 0.002 | 0.007 | 3.6641 | 0.453 |
| | | 9 | -0.024 | -0.039 | 3.7016 | 0.593 |
| | | 10 | -0.215 | -0.193 | 6.8792 | 0.332 |
| | | 11 | -0.077 | -0.138 | 7.2992 | 0.398 |
| | | 12 | -0.100 | -0.089 | 8.0148 | 0.432 |
| | | 13 | 0.215 | 0.222 | 11.434 | 0.247 |
| | | 14 | -0.097 | -0.102 | 12.148 | 0.275 |
| | | 15 | -0.155 | -0.270 | 14.008 | 0.233 |
| | | 16 | -0.001 | -0.013 | 14.008 | 0.300 |
| | | 17 | 0.004 | 0.048 | 14.009 | 0.373 |
| | | 18 | -0.180 | -0.156 | 16.741 | 0.270 |
| | | 19 | 0.060 | 0.102 | 17.049 | 0.316 |
| | | 20 | 0.080 | -0.086 | 17.620 | 0.347 |
| | | 21 | 0.175 | 0.101 | 20.421 | 0.253 |
| | | 22 | -0.094 | 0.015 | 21.249 | 0.267 |
| | | 23 | -0.125 | -0.172 | 22.764 | 0.248 |
| | | 24 | -0.015 | -0.071 | 22.787 | 0.299 |

## Phụ lục 5.5: Kết quả ước lượng mô hình GARCH

Dependent Variable: D(LOG(CORECPI))
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Sample (adjusted): 2002Q1 2015Q4
Included observations: 56 after adjustments
Convergence achieved after 41 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(4)*RESID(-1)^2 + (1 - C(4))*GARCH(-1)

| Variable | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.014641 | 0.002702 | 5.417902 | 0.0000 |
| AR(1) | 0.413192 | 0.085205 | 4.849390 | 0.0000 |
| AR(3) | 0.260375 | 0.108739 | 2.394489 | 0.0166 |
| Variance Equation | | | | |
| RESID(-1)^2 | 0.145094 | 0.083643 | 1.734673 | 0.0828 |
| GARCH(-1) | 0.854906 | 0.083643 | 10.22086 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.190704 | Mean dependent var | 0.012910 |
| Adjusted R-squared | 0.160164 | S.D. dependent var | 0.013798 |
| S.E. of regression | 0.012645 | Akaike info criterion | -5.687150 |
| Sum squared resid | 0.008474 | Schwarz criterion | -5.542482 |
| Log likelihood | 163.2402 | Hannan-Quinn criter. | -5.631062 |
| Durbin-Watson stat | 2.152156 | | |

| | | | |
|---|---|---|---|
| Inverted AR Roots | .81 | -.20-.53i | -.20+.53i |

## Phụ lục 5.6: Kết quả ước lượng mô hình hàm chuyển Markov

Dependent Variable: D1

Method: Switching Regression (Simple Switching)

Sample (adjusted): 2001Q3 2015Q4

Included observations: 58 after adjustments

Number of states: 2

Initial probabilities obtained from ergodic solution

Ordinary standard errors & covariance using numeric Hessian

Random search: 25 starting values with 10 iterations using 1 standard deviation (rng=kn, seed=1247442840)

Convergence achieved after 6 iterations

| Variable | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| | | Regime 1 | | |
| C | 0.034182 | 0.003893 | 8.780008 | 0.0000 |
| | | Regime 2 | | |
| C | 0.009235 | 0.002790 | 3.310638 | 0.0009 |
| | | Common | | |
| AR(1) | 0.602013 | 0.111015 | 5.422800 | 0.0000 |
| LOG(SIGMA) | -4.841045 | 0.105944 | -45.69450 | 0.0000 |
| | | Probabilities Parameters | | |
| P1-C | -1.873298 | 0.444968 | -4.209963 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| Mean dependent var | 0.012258 | S.D. dependent var | 0.014012 |
| S.E. of regression | 0.013022 | Sum squared resid | 0.009157 |
| Durbin-Watson stat | 1.876306 | Log likelihood | 178.7234 |
| Akaike info criterion | -5.990463 | Schwarz criterion | -5.812839 |
| Hannan-Quinn criter. | -5.921275 | | |

| | |
|---|---|
| Inverted AR Roots | .60 |

## Phụ lục 5.7: Kết quả ước lượng mô hình kết hợp dự báo

Dependent Variable: CORECPI

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2002Q3 2015Q4

Included observations: 54 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| T*F1 | -0.005603 | 0.001322 | -4.239406 | 0.0001 |
| F2 | 0.601186 | 0.155245 | 3.872495 | 0.0003 |
| F3 | 0.990351 | 0.048985 | 20.21737 | 0.0000 |
| C | -37.34687 | 9.141265 | -4.085525 | 0.0002 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.997394 | Mean dependent var | 98.41741 |
| Adjusted R-squared | 0.997238 | S.D. dependent var | 25.04235 |
| S.E. of regression | 1.316136 | Akaike info criterion | 3.458465 |
| Sum squared resid | 86.61073 | Schwarz criterion | 3.605797 |
| Log likelihood | -89.37855 | Hannan-Quinn criter. | 3.515285 |
| F-statistic | 6379.252 | Durbin-Watson stat | 1.482771 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |