

PHẦN A: ĐẶT VẤN ĐỀ

1. Lý do lựa chọn đề tài

Lạm phát được tính toán từ chỉ số giá tiêu dùng (CPI – Consumer Price Index) là biến số kinh tế vĩ mô quan trọng mà bất kỳ một nền kinh tế nào cũng dành cho nó một sự quan tâm đặc biệt. Lạm phát chính là sự gia tăng liên tục mức giá cả chung của nền kinh tế và nó cũng được hiểu như là một hiện tượng của tiền tệ. Lạm phát cao sẽ làm cho đời sống của người dân gặp khó khăn hơn khi sức mua của đồng nội tệ giảm sút. Nhất là trong thời kì khủng hoảng kinh tế toàn cầu ảnh hưởng trực tiếp tới nền kinh tế của các quốc gia trên thế giới. Mặc dù đã có những tín hiệu khả quan cho thấy nền kinh tế toàn cầu đã thoát khỏi đáy suy thoái và đang trên đà hồi phục nhưng rất chậm chạp và Việt Nam là một nước nằm trong số đó. Thời gian vừa qua, nền kinh tế Việt Nam đã chịu tác động lớn từ cuộc khủng hoảng kinh tế toàn cầu với lạm phát cao và tăng trưởng ở mức thấp. Chưa bao giờ kể từ sau đổi mới vấn đề lạm phát được quan tâm đặc biệt như vậy. Lạm phát cao đi kèm với tăng trưởng thấp kết hợp với sự tác động của khủng hoảng kinh tế toàn cầu đặc biệt là giai đoạn 2007 -2012 gây ra hậu quả hết sức nặng nề cho nền kinh tế mà một trong những nguyên nhân chính được xác định là do chính bản thân nội tại của nền kinh tế Việt Nam hay nói cách khác “sức khỏe” của nền kinh tế có nhiều vấn đề. Chính phủ đã đề ra nhiều biện pháp để chống lạm phát, kéo mức lạm phát về ngưỡng một con số và đã thực hiện thành công mục tiêu “hỷ sinh tăng trưởng để kiềm chế lạm phát”. Tuy nhiên, những biện pháp mạnh tay của Chính phủ trong thời gian gần đây đã tác động ngược trở lại nền kinh tế khi kiềm chế thành công lạm phát thì hiện tượng suy thoái và giảm phát lại xảy ra điển hình là những diễn biến trong năm 2014. Điều này nằm ngoài dự tính của Chính phủ. Điều này đòi hỏi công tác dự báo về biến số kinh tế này phải ngày càng có độ chính xác cao hơn nhằm giúp cho các nhà quản lí đưa ra những kế hoạch điều chỉnh phù hợp hơn cho nền kinh tế. Đã có rất nhiều đề tài phân tích và dự báo trong và ngoài về lạm phát và mối quan hệ giữa lạm phát với các biến số khác của nền kinh tế Việt Nam đã được thực hiện trong thời gian qua. Mỗi đề tài nghiên cứu đều có cách tiếp cận riêng và đưa ra những con số dự báo dựa trên cách tiếp cận đó đồng thời gợi ý những chính sách cho các nhà quản lý từ kết quả dự báo. Tuy nhiên theo khảo sát của tác giả với cách tiếp cận theo phương pháp tự hồi quy kết hợp trung bình trượt (phương pháp ARIMA – Autoregressive Integrated Moving Average) nghiên cứu và dự báo về lạm phát của Việt Nam trong giai đoạn 2003 -2014 thì chưa có đề tài nào thực hiện. Mặt khác, đề tài này được thực hiện nghiên cứu cũng nhằm mục đích xem xét sự biến động của giá cả trong

thời gian qua, dự báo tỷ lệ lạm phát các tháng trong năm 2015 của Việt Nam, cũng như cung cấp một tài liệu phục vụ giảng dạy cho sinh viên ngành Thống kê như là một ví dụ về một trong những phương pháp để dự báo. Dựa trên những lý do đó, tôi đã quyết định lựa chọn đề tài “**Vận dụng phương pháp tự hồi quy kết hợp trung bình trượt dự báo tỷ lệ lạm phát của Việt Nam**”. Đề tài được thực hiện trong một thời gian ngắn với sự hiểu biết hạn chế của tác giả, chắc chắn không thể tránh khỏi những sai sót nhất định. Vì vậy, tác giả rất mong người đọc sẽ đóng góp ý kiến thiết thực để đề tài được hoàn thiện hơn.

2. Mục tiêu nghiên cứu

Đề tài được thực hiện nhằm nghiên cứu về diễn biến lạm phát của Việt Nam trong giai đoạn 2003 -2014 từ đó xây dựng mô hình dự báo thích hợp thông qua phương pháp ARIMA cũng như dự báo lạm phát cho các tháng năm 2015 thông qua phân tích chuỗi số liệu về CPI của Việt Nam trong giai đoạn 1/2003 -11/2014 và đưa ra một số gợi ý về chính sách cũng như cho công tác dự báo trong thời gian tới. Đồng thời tài liệu này dự kiến sẽ được sử dụng trong giảng dạy cho sinh viên chuyên ngành Thống kê như là một trong những phương pháp phân tích dự báo.

3. Phương pháp nghiên cứu

Mô hình dự báo được đề tài sử dụng là phương pháp tự hồi quy tích hợp trung bình trượt (mô hình ARIMA) với các bước phân tích phù hợp để đưa ra mô hình tốt nhất dựa vào số liệu về CPI Việt Nam được thu thập trong giai đoạn 1/2003 – 11/2014. Phần mềm sử dụng để phân tích và xử lý số liệu là EVIEWS6

4. Đối tượng và phạm vi nghiên cứu

** Đối tượng nghiên cứu*

Đề tài sử dụng chỉ số giá tiêu dùng của Việt Nam giai đoạn 1/2003 -11/2014 làm đối tượng nghiên cứu từ đó dự báo lạm phát cho năm 2015

**Phạm vi nghiên cứu*

Chỉ số giá tiêu dùng của Việt Nam được Tổng cục thống kê công bố với nhiều mốc so sánh khác nhau như tháng sau so với tháng trước, so với cùng kì năm trước, so với tháng 12 năm trước, bình quân của thời kì. Số liệu được sử dụng để phân tích mà đề tài sử dụng là chỉ số giá tiêu dùng (CPI) của Việt Nam trong giai đoạn 1/2003 -11/2014 (143 quan sát). Đề tài thực hiện phân tích dựa vào số liệu thu thập được được thu thập trên trang web của Tổng cục thống kê (www.gso.gov.vn) qua một số bước xử lý thích hợp để làm “trơn” số liệu và sử dụng nó dự báo cho lạm phát các tháng năm 2015

5. Kết cấu đề tài nghiên cứu

Đề tài bao gồm các nội dung nghiên cứu chính như sau:

- Tổng quan về lạm phát và phương pháp ARIMA
- Vận dụng phương pháp ARIMA dự báo lạm phát của Việt Nam
- Gợi ý, thảo luận chính sách nhằm kiểm soát lạm phát và kiến nghị về công tác dự báo kinh tế vĩ mô của Việt Nam

AI HOC KINH TE HUÊ

PHẦN B: NỘI DUNG NGHIÊN CỨU
CHƯƠNG 1: TỔNG QUAN VỀ LẠM PHÁT VÀ PHƯƠNG PHÁP
TỰ HÒI QUY KẾT HỢP TRUNG BÌNH TRƯỢT

1.1. Tổng quan về lạm phát

1.1.1. Khái niệm

Lạm phát là một hiện tượng kinh tế vĩ mô phổ biến và có ảnh hưởng rộng lớn đến các mặt của đời sống kinh tế hiện đại. Bằng chứng nổi bật cho điều này về lạm phát là thời kỳ siêu lạm phát mà Việt Nam đã trải qua sau chiến tranh khiến nền kinh tế bị ảnh hưởng nghiêm trọng. Vậy lạm phát là gì?

Lạm phát được hiểu là sự gia tăng liên tục trong mức giá chung. Điều này không nhất thiết có nghĩa giá cả của mọi hàng hóa và dịch vụ đồng thời phải tăng lên theo cùng một tỷ lệ mà chỉ cần mức giá trung bình tăng lên. Một nền kinh tế có thể trải qua lạm phát khi giá của một số mặt hàng giảm nếu như giá cả của các hàng hóa và dịch vụ khác tăng đủ mạnh. *Lạm phát cũng có thể được định nghĩa là sự suy giảm sức mua trong nước của đồng nội tệ.* Trong bối cảnh lạm phát thì một đơn vị tiền tệ chỉ có thể mua được ngày càng ít hàng hóa và dịch vụ hơn. Nói cách khác, khi có lạm phát người ta phải chi ngày càng nhiều đồng nội tệ hơn để mua một giỏ hàng hóa và dịch vụ cố định. Nếu thu nhập bằng tiền không theo kịp tốc độ trượt giá thì thu nhập thực tế tức là sức mua của thu nhập bằng tiền sẽ giảm.

Một điều quan trọng mà chúng ta cần nhận thức là lạm phát không chỉ đơn thuần là sự gia tăng của mức giá mà đó là sự gia tăng liên tục trong mức giá. Nếu như chỉ có một cú sốc xuất hiện làm tăng mức giá thì dường như giá cả chỉ đột ngột bùng lên rồi lại giảm trở lại mức ban đầu ngay sau đó. Hiện tượng tăng giá tạm thời như vậy không được coi là lạm phát. Tuy nhiên, trong thực tế mỗi cú sốc thường có ảnh hưởng kéo dài đối với nền kinh tế và do đó có thể gây ra lạm phát.

Theo lý thuyết tiền tệ thì *lạm phát về cơ bản là hiện tượng tiền tệ.* Theo Friedman “lạm phát ở đâu và bao giờ cũng là hiện tượng tiền tệ... và nó chỉ có thể xuất hiện một khi cung tiền tăng nhanh hơn sản lượng”. Kết luận này dựa trên hai điều. Thứ nhất, các nhà tiền tệ cho rằng lạm phát gây ra bởi sự dư thừa tổng cầu so với tổng cung và nguyên nhân gây ra sự dư thừa này là do có quá nhiều tiền trong lưu thông. Tức là lạm phát gây ra bởi sức ép từ phía cầu, không phải từ phía cung. Thứ hai, nó giả sử rằng mối quan hệ nhân quả bắt nguồn từ tác động cung ứng tiền đến mức giá chứ không phải ngược lại là giá cả tăng lên làm tăng lượng tiền cung ứng. Lý thuyết này đã đưa ra đồng nhất thức sau:

$$M*V=P*Y$$

Trong đó: M – cung tiền; V – tốc độ chu chuyển của tiền (hệ số tạo tiền); P – mức giá; Y – sản lượng của nền kinh tế (GDP)

1.1.2. Đo lường lạm phát

Để đo lường lạm phát người ta sử dụng chỉ số giá tiêu dùng (CPI – Consumer Price Index). Chỉ số giá tiêu dùng đo lường mức giá trung bình của rổ hàng hóa và dịch vụ mà một người tiêu dùng điển hình mua. Tại Việt Nam rổ hàng hóa, dịch vụ để tính CPI gồm các loại hàng hóa và dịch vụ phổ biến, đại diện cho tiêu dùng của dân cư thường được xem xét, cập nhật 5 năm một lần. CPI là một chỉ tiêu tương đối phản ánh xu thế và mức độ biến động của giá bán lẻ hàng tiêu dùng và dịch vụ dùng trong sinh hoạt của dân cư và các hộ gia đình (Theo định nghĩa của Tổng cục thống kê trong Niên giám thống kê Việt Nam). Khi CPI tăng nghĩa là mức giá trung bình tăng. Kết quả là người tiêu dùng phải chi nhiều tiền hơn để có thể mua được một lượng hàng hóa và dịch vụ như cũ nhằm duy trì mức sống trước đó của họ.

Các bước tiến hành tính chỉ số lạm phát như sau:

Bước 1: chọn năm cơ sở và xác định giỏ hàng hóa của thời kỳ cơ sở (q_i^0) với t biểu thị thời kỳ thứ t, với $t=0$ ở năm cơ sở, i là mặt hàng tiêu dùng thứ i trong giỏ hàng cơ sở. khi đó giỏ hàng hóa của thời kỳ cơ sở là q_i^0

Bước 2: xác định giá của từng mặt hàng trong giỏ hàng cố định cho các thời kỳ (p_i^t)

Bước 3: tính chi phí mua giỏ hàng cố định theo giá thay đổi ở các thời kỳ. Công thức:

Chi phí giỏ hàng ở thời kỳ t = $\sum p_i^t * q_i^0$

Bước 4: tính chỉ số giá tiêu dùng cho thời kỳ t theo công thức

$$CPI^t = \frac{\sum p_i^t * q_{qi}^0}{\sum p_i^0 * q_i^0} * 100$$

Bước 5: tính tỷ lệ lạm phát theo công thức $\Pi = \frac{CPI^t - CPI^{t-1}}{CPI^{t-1}} * 100$

Trong đó CPI^{t-1} là chỉ số giá tiêu dùng ở thời kỳ t-1

Ngoài ra người ta còn sử dụng các chỉ số khác để đo lường lạm phát như chỉ số điều chỉnh GDP (GDP deflator); chỉ số giá sản xuất (PPI – Production price index); chỉ số giá bán buôn (WPI – Wholesale price index); chỉ số giá bán lẻ (RPI - Retail price index).

Chỉ số giá tiêu dùng được Tổng cục thống kê (TCTK) Việt Nam công bố lần đầu tiên vào năm 1998 với gốc so sánh được lựa chọn là năm 1995. Năm 2001,

Tổng cục thống kê cập nhật danh mục mặt hàng đại diện và quyền số chi tiêu cuối cùng để tính CPI với năm gốc so sánh được chọn là năm 2000. Năm 2006, TCTK tiếp tục cập nhật danh mục mặt hàng đại diện và quyền số để tính CPI với năm gốc so sánh được chọn là 2005. Tháng 10/2009 TCTK cập nhật danh mục mặt hàng và quyền số với năm gốc so sánh được lựa chọn là năm 2009.

Chỉ số giá tiêu dùng ở Việt Nam thời kỳ 2009-2014 được tính theo công thức Laspeyres phù hợp với thông lệ quốc tế và công thức áp dụng tính CPI của các thời kỳ trước:

$$I^{t \rightarrow 0} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} = \sum_{i=1}^n W_i^0 * \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right)$$

Trong đó:

$I^{t \rightarrow 0}$ chỉ số giá tiêu dùng kỳ báo cáo t so với kỳ gốc 0;
 p_i^t : giá mặt hàng i kỳ báo cáo t; p_i^0 là giá mặt hàng i kỳ gốc;
 W_i^0 : quyền số cố định năm 2009.

Hiện tại rổ hàng hóa mà TCTK áp dụng để tính CPI bao gồm 572 mặt hàng (ngoại trừ vàng và ngoại tệ được thu thập và tính riêng).

Quyền số hiện nay TCTK đang áp dụng được dựa trên cuộc khảo sát mức sống hộ gia đình và điều tra quyền số chỉ số giá tiêu dùng thực hiện năm 2008. Cụ thể:

Bảng 1.1: Quyền số dùng tính CPI của Việt Nam đang áp dụng

Mã	Các nhóm hàng và dịch vụ	Quyền số (%)
C	Tổng chi cho tiêu dùng cuối cùng	100
01	I- hàng ăn và dịch vụ ăn uống	39.93
011	1. lương thực	8.18
012	2. thực phẩm	24.35
013	3. Ăn uống ngoài gia đình	7.4
02	II- Đồ uống và thuốc lá	4.03
03	III- May mặc, mũ nón, giày dép	7.28
04	IV- nhà ở, điện nước, chất đốt, VLXD	10.01
05	V – thiết bị đồ dùng gia đình	8.65
06	VI – thuốc và dịch vụ y tế	5.61
07	VII – Giao thông	8.87
08	VIII – bưu chính viễn thông	2.73
09	IX – Giáo dục	5.72
10	X – văn hóa, giải trí, du lịch	3.83
11	XI – hàng hóa và dịch vụ khác	3.34

(Nguồn: gso.gov.vn)

1.1.2. Nguyên nhân gây ra lạm phát

- *Lạm phát do cầu kéo (Demand - pull inflation)*

Lạm phát do cầu kéo hay lạm phát nhu cầu là lạm phát xảy ra do tổng cầu tăng vượt mức cung hàng hóa của xã hội, dẫn đến áp lực làm tăng giá cả. Khi tổng cầu tăng, tức có nhiều người mua và sẵn sàng mua hàng hóa, trong khi đó lượng cung không tăng hoặc tăng ít hơn dẫn đến trên thị trường sẽ xảy ra tình trạng thiếu hụt hàng hóa. Theo quy luật cung cầu thì giá cả thị trường sẽ tăng lên, tức là xuất hiện lạm phát.

- *Lạm phát do chi phí đẩy (Cost – push inflation)*

Xảy ra khi một số chi phí đồng loạt tăng lên trong toàn bộ nền kinh tế. Trong bối cảnh đó, mọi biến số vĩ mô đều biến động theo chiều hướng bất lợi: sản lượng giảm, thất nghiệp và lạm phát đều tăng. Chính vì vậy, lạm phát này còn gọi là lạm phát kèm suy thoái (stagflation). Ba loại chi phí có thể gây lạm phát: tiền công, thuế gián thu và giá nguyên liệu nhập khẩu

- *Lạm phát ỳ (lạm phát do quán tính)*

Đây là loại lạm phát có thể dự tính trước được, mọi người đã biết trước và tính đến khi thỏa thuận về các biến danh nghĩa được thanh toán trong tương lai. chúng ta có thể coi đó là tỷ lệ lạm phát cân bằng trong ngắn hạn và nó sẽ được duy trì cho đến khi có các cú sốc tác động đến nền kinh tế

- *Lạm phát tiền tệ*

Khi cung lượng tiền lưu hành trong nước tăng, chẳng hạn do ngân hàng trung ương mua ngoại tệ vào để giữ cho đồng tiền trong nước khỏi mất giá so với ngoại tệ; hay do ngân hàng trung ương mua công trái theo yêu cầu của nhà nước làm cho lượng tiền trong lưu thông tăng lên cũng là nguyên nhân gây ra lạm phát

1.1.3. Ảnh hưởng của lạm phát lên nền kinh tế

1.1.3.1. Đối với lạm phát được dự tính trước

Thứ nhất, lạm phát hoạt động giống như một loại thuế đánh vào người giữ tiền và được gọi là thuế lạm phát. Cần phân biệt thuế lạm phát với thuế đúc tiền.

Thâm hụt ngân sách chính phủ được tính bằng chênh lệch giữa chi tiêu và thu nhập từ thuế của chính phủ. Chính phủ có thể tài trợ thâm hụt bằng cách đi vay hoặc in tiền. Tương tự như thuế, tiền mới phát hành cũng là nguồn thu của chính phủ vì chi phí phát hành tiền mới là rất nhỏ, trong khi chính phủ có thể sử dụng số tiền đó để mua hàng hóa và dịch vụ. Thu nhập mà chính phủ nhận được bằng cách in tiền được gọi là thuế đúc tiền. Tuy nhiên một số người phải trả khoản thu nhập đó của chính phủ. Khi in tiền mới chính phủ đã đánh thuế lạm phát. Lượng tiền được cung ứng ra nhiều hơn thường gây ra lạm phát và do đó giảm giá trị của những đồng tiền đang lưu hành

Thuế lạm phát cũng gây ra những tổn thất cho xã hội người ta gọi là *chi phí mòn giày*. Lạm phát làm tăng lãi suất danh nghĩa do đó làm giảm nhu cầu về tiền. Nếu bình quân một người giữ tiền ít hơn họ cần đến ngân hàng nhiều hơn gây ra chi phí mòn giày, vì việc bạn đến ngân hàng nhiều hơn làm cho giày chóng mòn hơn. Theo nghĩa đen thì thời gian và sự tiện lợi mà bạn phải hy sinh để nắm giữ ít tiền hơn cái mà bạn không phải trả khi không có lạm phát

Thứ hai, lạm phát gây ra chi phí thực đơn tức là khoản chi phí phát sinh do các doanh nghiệp có thể phải gửi catalogue mới cho khách hàng với bảng giá mới

Thứ ba, lạm phát có thể gây ra những thay đổi không mong muốn trong giá cả tương đối. nền kinh tế vĩ mô nhấn mạnh đến vai trò của giá tương đối trong việc phân bổ các nguồn lực một cách hiệu quả. Nếu lạm phát gây ra sự thay đổi giá cả không đều và do đó làm méo mó giá tương đối thì sức mạnh của thị trường tự do sẽ bị hạn chế. Sự phân bổ sai lệch này cũng được hiểu là nội dung truyền đạt thông tin của giá cả bị suy giảm.

Thứ tư, lạm phát có thể làm thay đổi nghĩa vụ nộp thuế của các cá nhân thường trái với ý định của người làm luật. luật thuế không tính đến lạm phát vì vậy khi thu nhập danh nghĩa tăng mọi người sẽ phải nộp mức thuế cao hơn ngay cả khi thu nhập thực tế của họ không thay đổi. điều này không khuyến khích mọi người làm nhiều, làm tốt và làm hiệu quả.

Thứ năm, lạm phát gây ra sự nhầm lẫn và bất tiện. Khi ngân hàng nhà nước tăng cung ứng tiền tệ và gây ra lạm phát nó làm méo mó giá trị thực tế của đơn vị hạch toán.

1.1.3.2. Đối với lạm phát không được dự tính trước

Lạm phát không được dự tính gây tổn thất cho những người nhận thu nhập danh nghĩa cố định hoặc có thu nhập danh nghĩa chậm được điều chỉnh theo lạm phát. Điều này thường diễn ra trong các hợp đồng lao động được thỏa thuận giữa công nhân và chủ doanh nghiệp. trong trường hợp này người lao động sẽ bị tổn thất do lạm phát cao hơn dự kiến còn doanh nghiệp bị tổn thất thấp hơn dự kiến.

Mặt khác loại lạm phát này còn xảy ra trong các hợp đồng tín dụng dài hạn. khi lạm phát xảy ra lãi suất thực tế thực hiện nhỏ hơn lãi suất thực tế dự tính. Người tiết kiệm có thu nhập dự tính thấp hơn dự tính ban đầu trong khi người đi vay thì ngược lại. điều đó hàm ý có sự phân phối lại của cải từ người cho vay sang người đi vay.

Trên thực tế, lạm phát cao thường có xu hướng biến động mạnh và khó dự đoán trước gây ra những bất định cho các hoạt động tiết kiệm và đầu tư không có lợi cho tăng trưởng kinh tế dài hạn. chính vì vậy các chính phủ thường có mục tiêu ổn định lạm phát ở mức thấp.

1.1.4. Các mức độ của lạm phát

- *Lạm phát vừa phải (Normal inflation)*

Lạm phát vừa phải còn được gọi là lạm phát một con số, tức là lạm phát với tỷ lệ dưới 10% một năm. Lạm phát vừa phải còn có thể hiểu là lạm phát kiểm soát được. Đối với loại lạm phát này thì tùy theo chiến lược và chiến thuật phát triển kinh tế mỗi thời kỳ mà các chính phủ có thể chủ động định hướng mức khống chế trên cơ sở duy trì một tỷ lệ lạm phát là bao nhiêu để gắn với một số mục tiêu kinh tế khác như kích thích tăng trưởng kinh tế, tăng cường xuất khẩu, giảm tỷ lệ thất nghiệp trong các năm tài khóa nhất định.

- *Lạm phát phi mã (High inflation)*

Loại lạm phát này xảy ra khi giá cả tăng tương đối nhanh với tỷ lệ 2 hoặc 3 con số trong một năm. Nhìn chung lạm phát phi mã duy trì trong thời gian dài sẽ gây ra những biến dạng kinh tế nghiêm trọng. Mọi người có xu hướng tích trữ hàng hóa, mua bất động sản, chuyển sang sử dụng vàng và các ngoại tệ mạnh để làm phương tiện thanh toán cho các giao dịch lớn và tích lũy của cải. Khi lạm phát phi mã xảy ra, sản xuất đình trệ, tài chính của nền kinh tế bị phá hoại và nếu không có biện pháp thích hợp thì nền kinh tế sẽ dễ dàng rơi vào tình trạng siêu lạm phát.

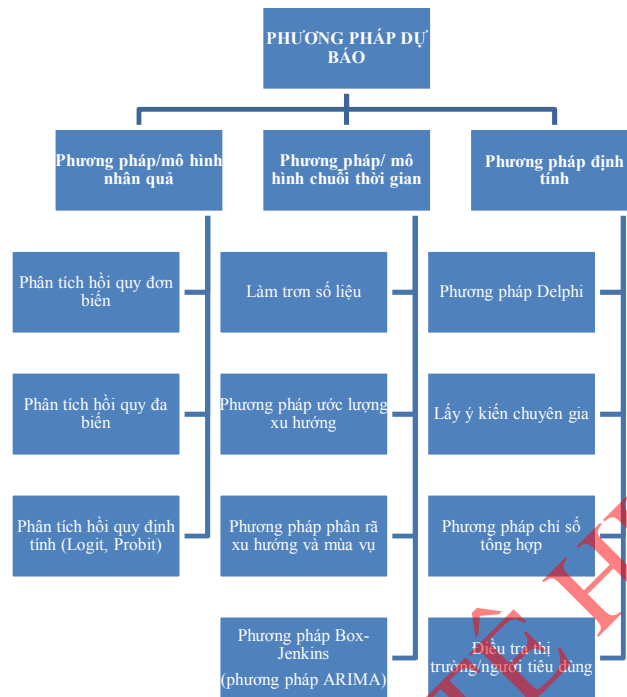
- *Siêu lạm phát (Hyper inflation)*

Siêu lạm phát là lạm phát xảy ra ở mức độ lớn hơn lạm phát phi mã. Theo định nghĩa của Cagan, siêu lạm phát được xác định khi tỷ lệ lạm phát hàng tháng vượt quá 50%. Khi những biến cố lớn xảy ra, sự thâm hụt ngân sách khiến chính phủ phải phát hành tiền giấy để bù đắp dẫn đến siêu lạm phát. Siêu lạm phát có sức phá hủy toàn bộ hoạt động nền kinh tế, dẫn đến suy thoái nghiêm trọng.

1.2. Tổng quan về phương pháp tự hồi quy kết hợp trung bình trượt

1.2.1. Các phương pháp dự báo thường dùng và đặc điểm của chuỗi thời gian

* Các phương pháp dự báo thường dùng



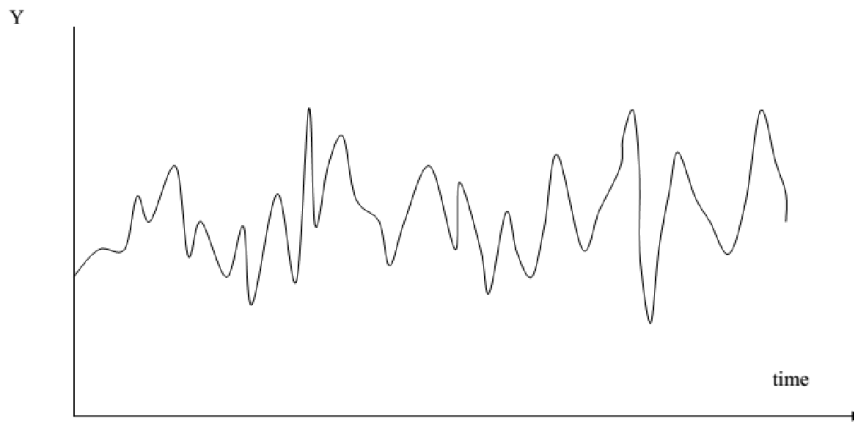
Sơ đồ 1.1. Các phương pháp dự báo thường dùng

(Nguồn: bài giảng của Nguyễn Ngọc Anh – trung tâm nghiên cứu và phát triển chính sách; Nguyễn Việt Cường – Đại học kinh tế quốc dân)

Có rất nhiều mô hình dùng để dự báo. Mỗi một mô hình đều có những ưu, nhược điểm riêng và không có mô hình nào là hoàn hảo. Vì vậy việc sử dụng phương pháp nào là tùy thuộc vào mục đích nghiên cứu cũng như đặc điểm của hiện tượng nghiên cứu. Mô hình trên đưa ra 3 phương pháp dự báo đặc trưng và thường được các nhà nghiên cứu sử dụng trong đó chuỗi thời gian là một trong những phương pháp đó.

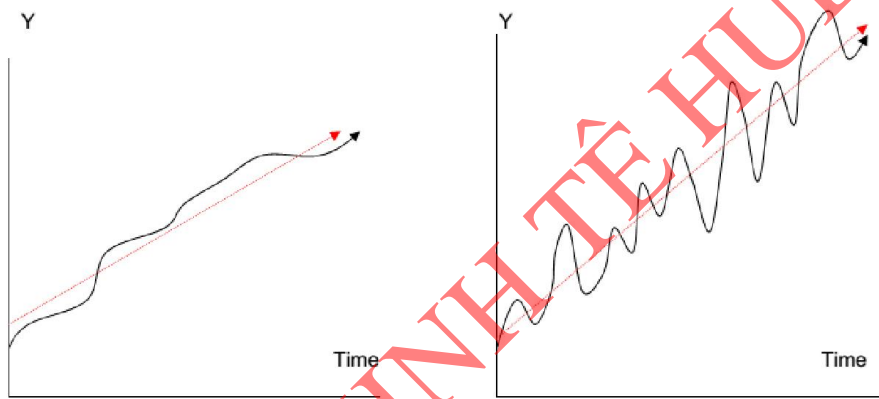
*Một số đặc điểm thường gặp trong số liệu chuỗi thời gian

- Tính ngẫu nhiên (random patterns)



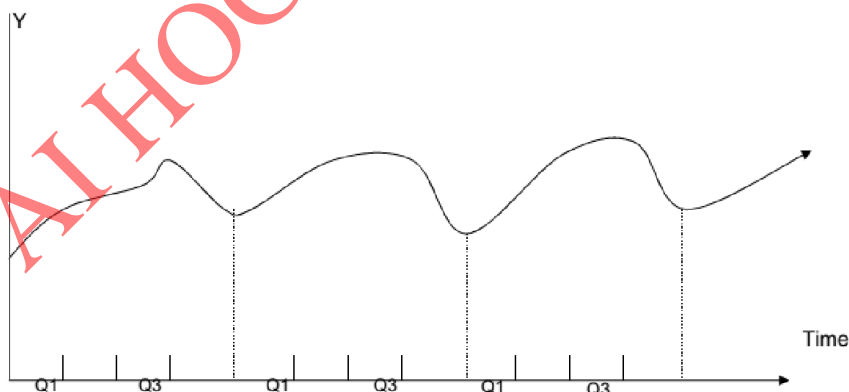
Đồ thị 1.1: Tính ngẫu nhiên của chuỗi thời gian

- Có xu hướng (Trend patterns)



Đồ thị 1.2: Tính xu hướng của chuỗi thời gian

- Có tính mùa vụ (Seasonal patterns)

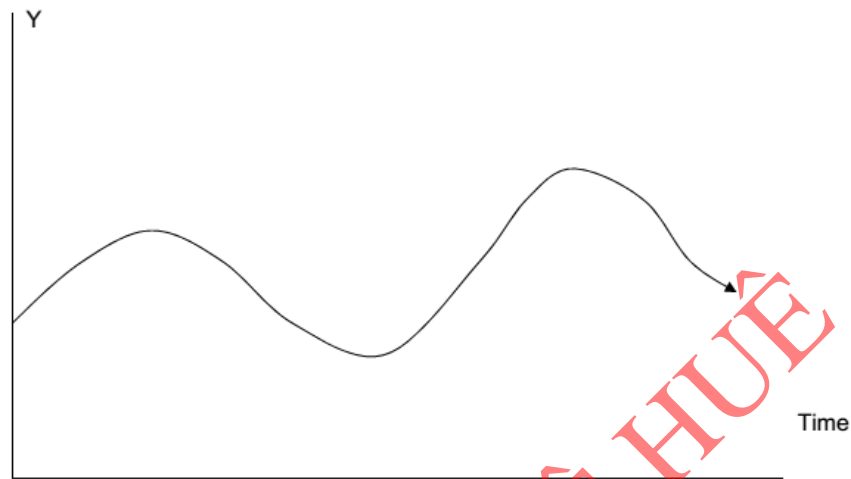


Đồ thị 1.3: Tính mùa vụ của chuỗi thời gian

Tính mùa vụ là hành vi có tính chu kỳ của chuỗi thời gian trên cơ sở năm lịch. Tính mùa vụ có thể được nhận ra dựa vào đồ thị $SAC = f(t)$. Nếu cứ sau m thời đoạn thì SAC lại có giá trị cao (nghĩa là đồ thị SAC có đỉnh cao) thì đây là dấu hiệu của tính mùa vụ. Chuỗi thời gian có tồn tại tính mùa vụ sẽ không có tính dừng.

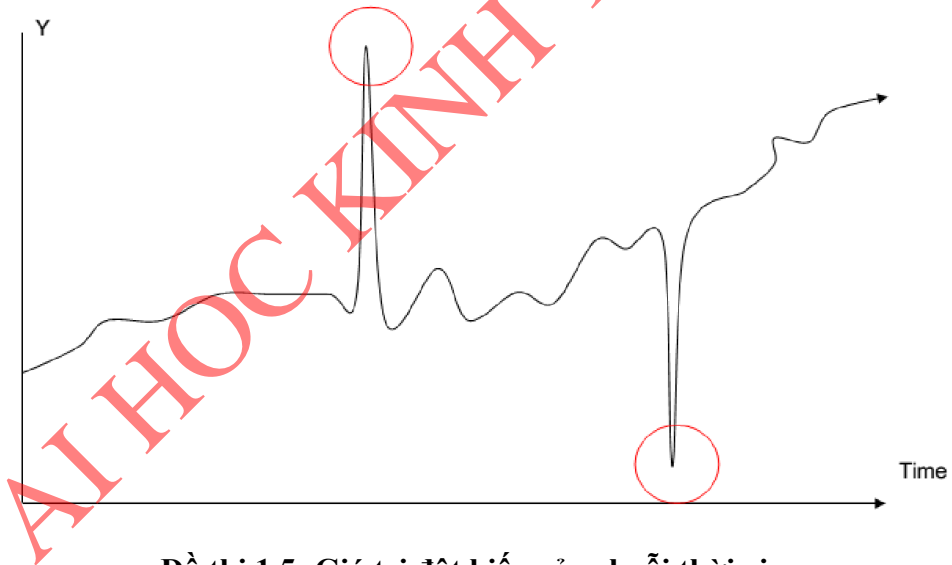
Phương pháp đơn giản nhất để khử tính mùa vụ là lấy sai phân thứ m . Nếu Y_t có tính mùa vụ với chu kỳ m thời đoạn thì chuỗi $Z_t = Y_t - Y_{t-m}$ sẽ được khảo sát thay vì chuỗi Y_t

- Có tính chu kỳ (Cyclical patterns)



Đồ thị 1.4: Tính chu kỳ của chuỗi thời gian

- Giá trị đột biến (Outliers)



Đồ thị 1.5: Giá trị đột biến của chuỗi thời gian

1.2.2. Một số khái niệm liên quan

1.2.2.1. Chuỗi dừng (stationary series)

Một quá trình ngẫu nhiên Y_t được xem là dừng nếu như trung bình và phương sai của quá trình không thay đổi theo thời gian và giá trị của đồng phương sai giữa hai thời đoạn chỉ phụ thuộc vào khoảng cách hay độ trễ về thời gian giữa hai thời đoạn này (độ dài k) chứ không phụ thuộc vào thời điểm thực tế (thời điểm t) mà đồng phương sai được tính. Cụ thể:

- Trung bình: $E(Y_t) = \mu = \text{const}$
- Phương sai: $\text{Var}(Y_t) = E[(Y_t - \mu)^2] = \sigma^2 = \text{const}$
- Đồng phương sai: $\text{Cov}(Y_t, Y_{t-k}) = E[(Y_{t-k} - \mu)(Y_t - \mu)] = \gamma_k$

Chuỗi thời gian không dừng nếu nó vi phạm bất kì điều nào ở trên. Các chuỗi thời gian trong kinh tế thường là chuỗi không dừng. Để làm chuỗi dừng người ta thường lấy sai phân một đến hai lần (thường gọi là trễ 1 thời kì, 2 thời kì; hoặc sai phân bậc 1, bậc 2)

- Chuỗi gốc: Y_t
- Chuỗi sai phân bậc 1: $W_t = Y_t - Y_{t-1}$
- Chuỗi sai phân bậc 2: $V_t = W_t - W_{t-1}$

Tính dừng của một chuỗi thời gian có thể được nhận biết dựa trên đồ thị của chuỗi thời gian, đồ thị của hàm tự tương quan mẫu hay kiểm định Dickey-Fuller.

Dựa trên đồ thị $Y_t = f(t)$, một cách trực quan chuỗi Y_t có tính dừng nếu như đồ thị cho thấy trung bình và phương sai của quá trình Y_t không thay đổi theo thời gian.

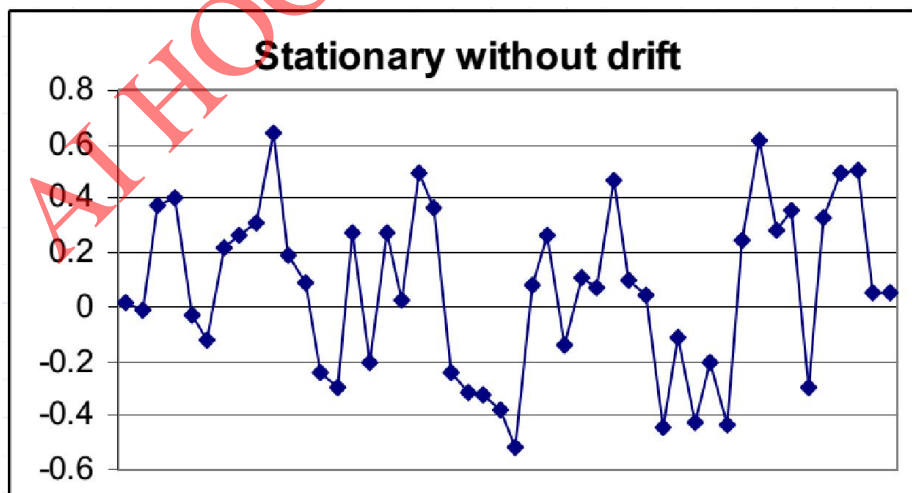
- Dựa vào hàm tự tương quan mẫu (SAC – Sample Auto Correlation)

$$\hat{\rho}_k = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\gamma}_0} = \text{SAC}$$

$$\hat{\gamma}_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu)] = \frac{\sum (Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu)}{n} = \text{cov}(Y_t, Y_{t-k})$$

$$\hat{\gamma}_0 = E[(Y_t - \mu)^2] = \frac{\sum (Y_t - \mu)^2}{n} = \text{Var}(Y_t)$$

Nếu $\text{SAC} = f(k)$ của chuỗi thời gian giảm nhanh và tắt dần về 0 thì chuỗi có tính dừng.



Đồ thị 1.6. Chuỗi ngẫu nhiên dừng không bụi

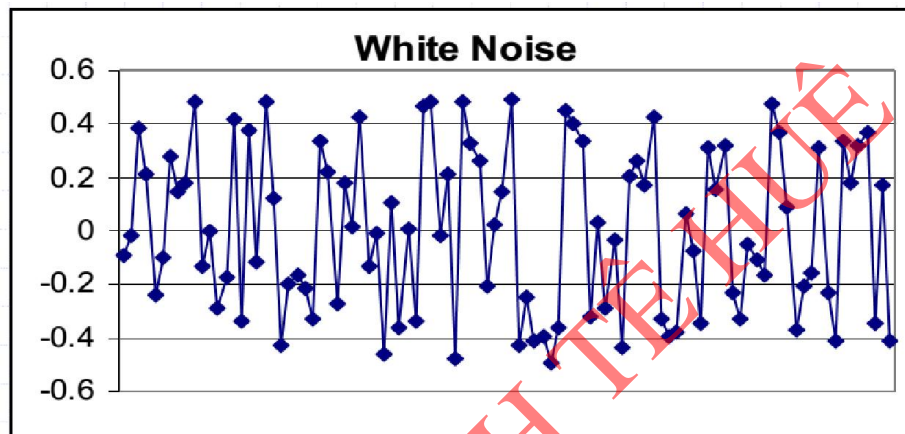
(Nguồn: bài giảng của Nguyễn Ngọc Anh – trung tâm nghiên cứu và phát triển chính sách; Nguyễn Việt Cường – Đại học kinh tế quốc dân)

1.2.2.2. Nhiễu trắng (White noise)

Quá trình $\{u_t\}_{t=-\infty}^{\infty}$ được gọi là nhiễu trắng nếu mỗi thành phần của chuỗi có kỳ vọng bằng 0; phương sai không đổi và không tự tương quan. Tức là:

$$E(u_t) = 0; \text{Var}(u_t) = \sigma^2; \text{Cov}(u_t, u_{t+s}) = 0 \text{ với mọi } t (s \neq 0)$$

Nhiễu trắng là một chuỗi dừng. Đôi khi điều kiện về hiệp phương sai được thay bằng điều kiện mạnh hơn là u_t, u_τ độc lập với nhau với $\tau \neq t$



Đồ thị 1.7. Chuỗi thời gian có u_t là quá trình nhiễu trắng

(Nguồn: bài giảng của Nguyễn Ngọc Anh – trung tâm nghiên cứu và phát triển chính sách; Nguyễn Việt Cường – Đại học kinh tế quốc dân)

1.2.2.3. Bước ngẫu nhiên (Random walk)

Nếu $Y_t = Y_{t-1} + u_t$ trong đó u_t là nhiễu trắng thì Y_t được gọi là bước ngẫu nhiên với $E(Y_t) = E(Y_{t-1}) + E(u_t) = E(Y_{t-1})$. Nếu thêm vào mô hình bước ngẫu nhiên một hằng số thì Y_t được gọi là bước ngẫu nhiên có bụi (random walk with drift). Khi đó:

$$Y_t = \alpha + Y_{t-1} + u_t; E(Y_t) = Y_0 + \alpha t; \text{Var}(Y_t) = t\sigma^2$$

1.2.2.4. Kiểm định nghiệm đơn vị (Unit root test)

Kiểm định nghiệm đơn vị là một kiểm định quan trọng khi phân tích tính dừng của chuỗi thời gian. Bằng cách dùng kiểm định đơn vị, có thể kết luận chuỗi có tuân theo bước ngẫu nhiên hay không dừng, nếu là bước ngẫu nhiên chuỗi sẽ không dừng. Việc tìm ra kiểm định nghiệm đơn vị là một trong các phát hiện quan trọng của kinh tế học hiện đại những năm 80 của thế kỷ 20. Có hai kiểm định nghiệm đơn vị được sử dụng phổ biến là

Kiểm định Dickey – Fuller

Kiểm định Dickey-Fuller (kiểm định nghiệm đơn vị) nhằm xác định xem chuỗi thời gian có phải là Bước Ngẫu Nhiên (Random Walk; nghĩa là $Y_t = 1 * Y_{t-1} + e_t$) hay không. Nếu chuỗi là Bước Ngẫu Nhiên thì không có tính dừng. Tuy nhiên, Nếu chuỗi không có tính dừng thì chưa chắc là Bước Ngẫu Nhiên.

Phương pháp này được Dickey và Fuller phát hiện vào năm 1979 để kiểm tra một chuỗi thời gian có tính dừng hay không, được sử dụng phổ biến hơn biểu đồ tự tương quan. Chuỗi là bước ngẫu nhiên (Random Walk) hay

$$Y_t = \rho * Y_{t-1} + u_t (*) [quá trình tự hồi quy bậc 1 – AR(1)]$$

Nếu với $\rho = 1$ thì chuỗi thời gian không có tính dừng (trong đó u_t là nhiễu trắng). Để kiểm tra tính dừng của chuỗi thời gian, có thể sử dụng phương pháp Dickey – Fuller (ADF) (1979) với giả thiết như sau:

H0: Y_t là chuỗi không dừng (hay có nghiệm đơn vị)

H1: Y_t là chuỗi dừng (hay không có nghiệm đơn vị).

Ước lượng mô hình (*) có $\tau_{qs} = \frac{\hat{\rho} - 1}{Se(\hat{\rho})}$ có phân bố DF. Điều kiện bác bỏ H_0 là

$|\tau_{qs}| > |\tau_\alpha|$. Trong trường hợp này, chuỗi quan sát là một chuỗi dừng

Tiêu chuẩn DF được áp dụng cho các mô hình sau:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad \text{với } \delta = \rho - 1; u_t \sim \text{IDD}$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t$$

$$\text{Và } u_t = \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} + \dots + \theta_q u_{t-q} + \varepsilon_t \quad (\varepsilon_t \sim \text{IDD})$$

Sự khác biệt giữa các mô hình này là sự hiện diện của các biểu thức

Mô hình 1 để kiểm định xem Y có phải là một bước ngẫu nhiên (Random Walk) hay không; Mô hình 2 để kiểm định xem Y có phải là một bước ngẫu nhiên có trượt hay không (Random Walk with Drift); Mô hình 3 để kiểm định xem Y có phải là một bước ngẫu nhiên có hệ số trượt và có xu hướng hay không (Random walk with Drift and Deterministic Trend)

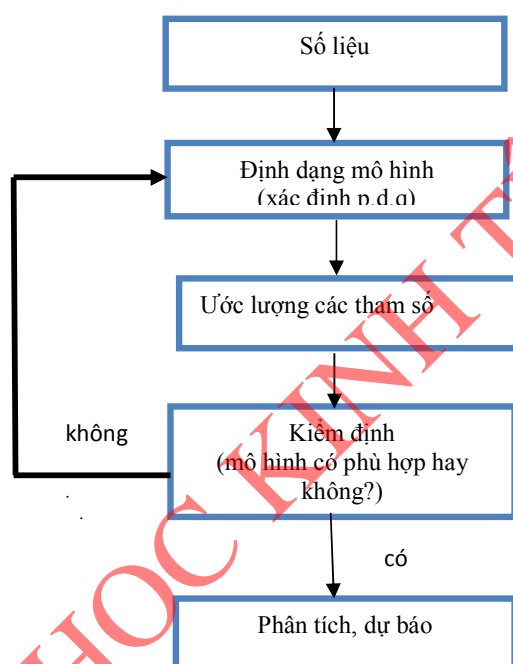
Khi đó: $\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^q \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t (**)$. Tiêu chuẩn DF được áp dụng cho (**) được gọi là tiêu chuẩn ADF (Augmented Dickey – Fuller)

Kiểm định Phillips và Perron (PP)

Phillips và Perron đã nói lỏng giả thiết của Dickey – Fuller. Tuy nhiên, các giá trị tới hạn và quy tắc quyết định thì vẫn được cho giống như ADF. Nghiên cứu này sử dụng kiểm định ADF để kiểm định tính dừng của các chuỗi số liệu

1.2.3. Mô hình trung bình trượt tích hợp tự hồi quy - ARIMA (Autoregressive intergrated moving average)

Mô hình ARIMA hay còn được gọi là mô hình trung bình trượt tích hợp tự hồi quy được giới thiệu bởi 2 nhà thống kê là G.E.P Box và J.M Jenkins vào năm 1974. Hai ông đã đưa ra một tập hợp các bước, các thủ tục ước lượng mô hình ARIMA cho một chuỗi thời gian. Phương pháp này đã trở nên phổ biến trong nhiều lĩnh vực như kinh tế, y tế, kỹ thuật,... và còn được gọi là phương pháp Box-Jenkins. Mô hình này được dùng phổ biến trong dự báo ngắn hạn. Lý do là mô hình này chỉ dùng các giá trị trong quá khứ của biến số cần dự báo. Mô hình này không phù hợp để phân tích chính sách và đôi khi được coi là mô hình phi lý thuyết vì không dựa trên một lý thuyết kinh tế nào. Phương pháp này gồm các bước như sơ đồ sau:



Sơ đồ 1.2: Các bước thực hiện phân tích mô hình ARIMA (p,d,q)

Các bước này được lặp lại đến khi xác định được một mô hình tốt nhất. Mô hình ARIMA là sự tích hợp của 2 quá trình: quá trình tự hồi quy bậc p – AR(p) và quá trình trung bình trượt bậc q – MA(q). Mặt khác, trong kinh tế các chuỗi thời gian thường là không dừng vì vậy cần phải dùng toán tử sai phân (hay còn gọi là toán tử trễ) để làm cho chuỗi thời gian trở thành chuỗi dừng vì vậy mô hình này viết đầy đủ là mô hình ARIMA(p,d,q) với p là bậc tự hồi quy, d là bậc sai phân (hay là số lần lấy sai phân) và q là bậc trung bình trượt.

1.2.3.1. Quá trình tự hồi quy bậc p – AR(p) (Autoregressive process)

AR(p) của chuỗi thời gian Y_t có dạng sau:

$$Y_t = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + u_t \quad (1)$$

Kí hiệu về toán tử: $(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p) Y_t = \phi_0 + u_t$ hay $\phi_p(L) Y_t = \phi_0 + u_t$

Với L là ký hiệu về toán tử. L thỏa mãn:

$$Y_{t-1} = LY_t; Y_{t-2} = L^2 Y_t, \dots, Y_{t-p} = LY_{t-p}$$

Trong đó u_t là nhiễu trắng. điều kiện để AR(p) hội tụ (khả nghịch) là:

$$-1 < \theta_i < 1, i = 1, 2, 3, \dots, q$$

Hay nghiệm của phương trình đặc trưng nằm trong vòng tròn đơn vị. Phương trình đặc trưng đối với AR(p) là: $1 - \phi_1 z - \dots - \phi_p z^p = 0$ với

$$E(Y_t) = \mu = \frac{\phi_0}{1 - \phi_1 - \phi_2 - \dots - \phi_p}$$

$$ACF(k) = \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu)]$$

Một số quá trình tự hồi quy:

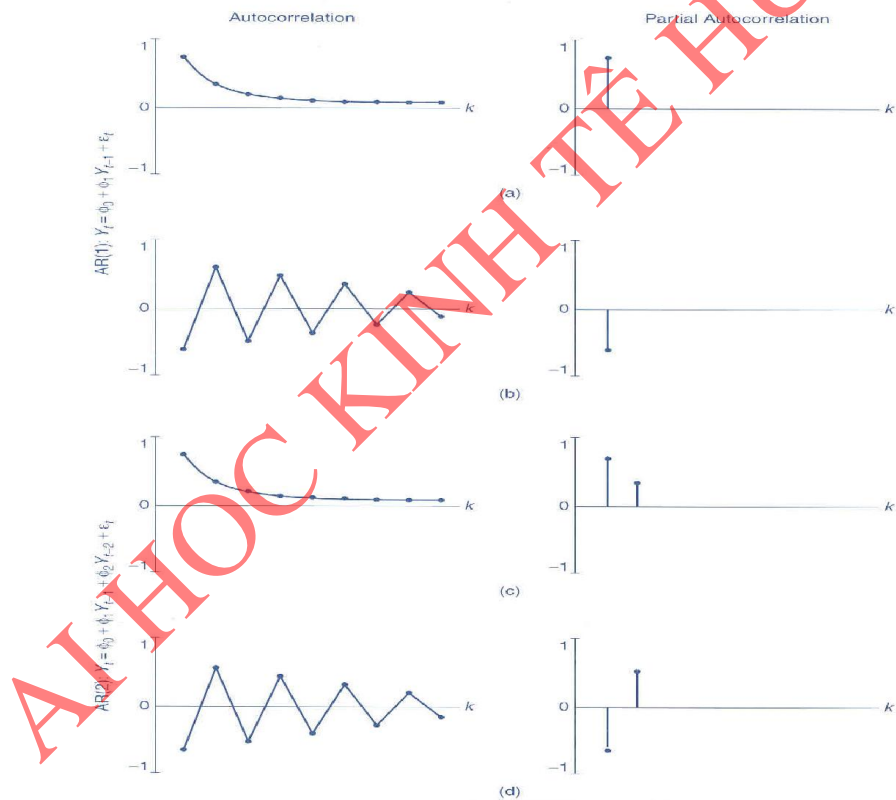


FIGURE 9-2 Autocorrelation and Partial Autocorrelation Coefficients of AR(1) and AR(2) Models

Sơ đồ 1.3: Một số quá trình tự hồi quy

(Nguồn: bài giảng “dự báo trong kinh doanh” của Phùng Thanh Bình, ĐHKT TP.HCM)

1.2.3.2. Quá trình trung bình trượt bậc q – MA(q)

MA(q) của chuỗi thời gian Y_t có dạng:

$$Y_t = \mu + u_t + \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} + \dots + \theta_q u_{t-q} \quad (2)$$

Hay $Y_t - \mu = (1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q) u_t$

$E(Y_t) = \mu$

$cov(Y_t, Y_{t-1}) = (\theta_k + \theta_1 \theta_{k+1} + \theta_2 \theta_{k+2} + \dots + \theta_q \theta_{q-k}) \sigma^2$

Khi đó: $\gamma_k = cov(Y_t, Y_{t-k}) = \begin{cases} \sigma^2 \sum_{i=0}^{q-k} \theta_i \theta_{i+k} & (k \leq q) \\ 0 & (k > q) \end{cases}$

$\theta_0 = 1$

Quá trình MA(q) khả nghịch nếu tất cả các nghiệm của phương trình đặc trưng: $1 + \theta_1 z + \theta_2 z^2 + \dots + \theta_q z^q = 0$ nằm ngoài vòng tròn đơn vị. Đồ thị của một số quá trình MA(q)

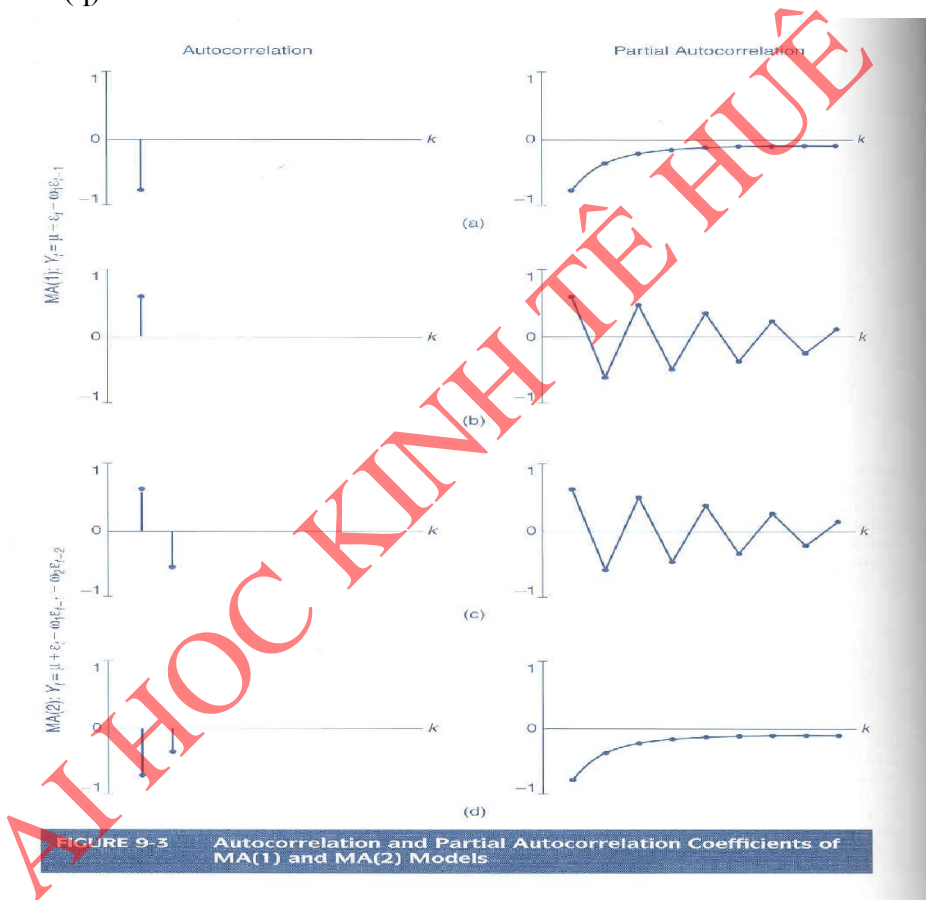


FIGURE 9-3 Autocorrelation and Partial Autocorrelation Coefficients of MA(1) and MA(2) Models

Sơ đồ 1.4: Một số quá trình trung bình trượt

(Nguồn: (Nguồn: bài giảng “dự báo trong kinh doanh” của Phùng Thanh Bình, ĐHKT TP.HCM)

1.2.3.3. Quá trình trung bình trượt và tự hồi quy - ARMA(p,q)

Mô hình ARMA của chuỗi thời gian Y_t có dạng:

$Y_t = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + u_t + \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} + \dots + \theta_q u_{t-q}$ (3)

$$\text{Hay } (1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p) Y_t = \phi_0 + (1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q) u_t$$

$$\phi(L) Y_t = \phi_0 + \theta(L) u_t \quad (4)$$

Với L là toán tử thỏa mãn: $\theta(L) = 1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q$

Tính dừng của quá trình ARMA chỉ phụ thuộc vào các tham số ϕ_i ($i = 1, 2, \dots, p$) mà không phụ thuộc vào các tham số $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$. Ngoài hệ số chặn, mô hình còn có thể có yếu tố xu thế.

Chuỗi thời gian Y_t trong kinh tế thường là một chuỗi không dừng. Để làm chuỗi dừng phải lấy sai phân bậc d vì vậy mô hình còn được gọi là mô hình ARIMA (d chính là số lần lấy sai phân chuỗi Y_t để được chuỗi dừng. Nếu $d = 0$ thì chuỗi xuất phát là một chuỗi dừng) thì áp dụng mô hình ARMA(p, q); cho chuỗi sai phân bậc d ta có quá trình ARIMA(p, d, q). Ví dụ mô hình ARIMA(2, 1, 2) có dạng như sau:

$$\Delta Y_t = \theta + \phi_1 \Delta Y_{t-1} + \phi_2 \Delta Y_{t-2} + \phi_0 u_t + \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2}$$

Vấn đề ở đây là làm thế nào để có được các giá trị p, d, q thích hợp.

1.2.3.4. *Mô hình ARIMA thời vụ (SARIMA – Seasonal Autoregressive Intergrated Moving Average)*

Mô hình này được gọi là mô hình SARIMA (p, d, q, s) cho một số chuỗi có tính chất thời vụ và CPI là một chuỗi như thế. Chu kỳ thời vụ $s=4$ (hoặc 12) nếu chuỗi quan sát theo quý (hoặc tháng). Nếu chỉ có Y_t có yếu tố thời vụ thì viết theo ngôn ngữ toán tử:

$\phi_p(L)(1-L^s)Y_t = \phi_0 + \theta_q(L)u_t$ trong đó $(1-L^s)Y_t$ tạo ra chuỗi đã hiệu chỉnh yếu tố thời vụ đối với Y_t .

Nếu chỉ có u_t có yếu tố thời vụ, khi đó: $\phi_p(L)(1-L^s)Y_t = \phi_0 + \theta_q(L)(1-L^s)u_t$ trong đó $(1-L^s)u_t$ tạo ra chuỗi đã hiệu chỉnh yếu tố thời vụ đối với u_t .

Nếu cả Y_t và u_t có yếu tố thời vụ, khi đó:

$$\phi_p(L)(1-L^s)Y_t = \phi_0 + \theta_q(L)(1-L^s)u_t$$

1.2.3.5. *Định dạng mô hình (xác định các tham số p, d, q)*

Để tìm được d phải dùng kiểm định nghiệm đơn vị DF hoặc ADF. Nếu chuỗi ban đầu không dừng ta tính sai phân cấp 1. Tiếp tục kiểm định tính dừng. Thao tác này sẽ lặp đi lặp lại đến khi nào có được chuỗi dừng. Từ chuỗi dừng nhận được tiếp tục tìm các giá trị p và q hay nói cách khác ta phải định dạng mô hình ARMA. Có rất nhiều phương pháp để tìm p và q , tuy nhiên, không có phương pháp nào là tối ưu tuyệt đối.

Cách 1: dựa vào lược đồ tương quan và tự tương quan riêng

Dùng lược đồ tương quan (ACF) và tự tương quan riêng (PACF) là phương pháp hiệu quả để xác định p và q. lược đồ vẽ ACF và PACF theo độ dài của trễ đồng thời cũng vẽ đường phân giải chỉ khoảng tin cậy 95% cho giá trị bằng 0 của hệ số tự tương quan và hệ số tự tương quan riêng ($\pm 1.96/\sqrt{n}$). Dựa trên lược đồ này ta biết được các hệ số tương quan và tự tương quan riêng khác không với mức ý nghĩa 5%. Từ đó có thể đoán được chuỗi dừng, các giá trị p và q của các quá trình AR(p) và MA(q).

Do ρ_{kk} đo mức độ kết hợp giữa Y_t và Y_{t-k} sau khi đã loại bỏ ảnh hưởng của $Y_{t-1}, \dots, Y_{t-k+1}$ do đó nếu $\rho_{pp} \neq 0, \rho_{kk} = 0 (k > p); \rho_i (i = 1, 2, \dots)$ giảm theo hàm mũ hoặc theo hình sin thì có quá trình AR(p). Nếu $\rho_{ii} (i = 1, 2, \dots)$ giảm dần theo hàm mũ hoặc theo hình sin, $\rho_q \neq 0; \rho_k = 0$ thì có quá trình MA(q)

Bảng 1.2 : bậc p, q của ARIMA

ARIMA	ACF	PACF
(p,d,0)	Giảm hàm mũ hoặc giảm hình sin	$\rho_{kk} = 0; k > p$
(0,d,q)	$\rho_k = 0 (k > q)$	Giảm hàm mũ hoặc giảm hình sin
(1,d,1)	$\rho_1 \neq 0$ sau đó giảm hàm mũ hoặc giảm hình sin	$\rho_{11} \neq 0$ sau đó giảm hàm mũ hoặc giảm hình sin
(1,d,2)	$\rho_1 \neq 0, \rho_2 \neq 0$ sau đó giảm hàm mũ hoặc giảm hình sin	$\rho_{11} \neq 0$
(2,d,1)	$\rho_1 \neq 0$ sau đó giảm hàm mũ hoặc giảm hình sin	$\rho_{11} \neq 0, \rho_{22} \neq 0$ sau đó giảm hàm mũ hoặc giảm hình sin
(2,d,2)	$\rho_1 \neq 0, \rho_2 \neq 0$ sau đó giảm hàm mũ hoặc giảm hình sin	$\rho_{11} \neq 0, \rho_{22} \neq 0$ sau đó giảm hàm mũ hoặc giảm hình sin

(Nguồn: giáo trình “kinh tế lượng”, GS.TS Nguyễn Quang Đông; TS Nguyễn Thị Minh, NXB ĐHTQĐ, 2012)

Như vậy phương pháp này Box-Jenkins tính toán các hệ số tương quan mẫu SACF và hệ số tương quan riêng mẫu SPACF, so sánh với giá trị lý thuyết ACF và PACF. Nếu có sự phù hợp giữa chúng với nhau thì các tham số của mô hình sẽ được ước lượng. Ưu điểm chủ yếu của phương pháp này là áp dụng có hệ thống các bước trong quá trình xây dựng mô hình. Nhược điểm của phương pháp này là ở chỗ xem xét một cách trực giác SACF và SPACF để xác định p,q, kết quả mang tính chủ quan.

Cách 2: dựa vào các tiêu chuẩn Akaike, Schwarz

Một ý tưởng là có thể đánh đổi một hoặc nhiều độ trễ của AR(p) với một vài độ trễ của MA(q) bằng cách xem xét chi phí về mặt thông tin đối với số tham số được cực tiểu vẫn đảm bảo sự phù hợp của mô hình. Tiêu chuẩn hiển nhiên để so sánh các mô hình là phương sai của phần dư. Kí hiệu phần dư của mô hình ARMA(p,q) là $e_t(p,q)$. Ước lượng phương sai của phần dư tương ứng:

$$\hat{\sigma}_{p,q}^2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{e}_t^2(p,q)$$

Nếu dựa vào phương sai phần dư để xem xét thì hiển nhiên mô hình có nhiều tham số hơn càng phù hợp vì mỗi một tham số đưa thêm sẽ làm cho mô hình mềm dẻo hơn trong việc xấp xỉ với các số liệu quan sát. Tuy nhiên nếu sử dụng quá nhiều tham số để mô tả phần MA thì khả năng dự báo ngoài mẫu sẽ kém đi và sẽ không phù hợp với thực tế. Để khắc phục điều này người ta đưa ra tiêu chuẩn Akaike, Schwarz và tiêu chuẩn Akaike hiệu chỉnh. Akaike đề xuất tiêu chuẩn AIC:

$$AIC(p,q) = \ln[\hat{\sigma}^2(p,q)] + 2(p+q)/n$$

$$AIC(p,q) = \min AIC(p,q);$$

Số hạng đầu tiên trong AIC(p,q) đo độ phù hợp dựa vào phương sai của sai số ước lượng được. Số hạng thứ hai là mức phạt đối với mô hình với hệ số lớn. Đưa thêm số hạng thứ hai nhằm khắc phục tình trạng quá nhiều tham số. Tuy nhiên tiêu chuẩn này có thể đưa ra tham số nhiều hơn so với số tham số cực tiểu và nó phụ thuộc vào số liệu có phân bố chuẩn hay không. Bằng phương pháp mô phỏng Monte Carlo, người ta đã chỉ ra rằng tiêu chuẩn AIC có xu hướng dẫn đến quá nhiều tham số.

Schwarz đưa ra tiêu chuẩn BIC (Bayesian information criterion):

$$BIC(p,q) = \ln[\hat{\sigma}^2(p,q)] + 2(p+q)\ln(n)/n$$

Lượng phạt trong công thức này lớn hơn nên tiêu chuẩn Schwarz có xu hướng dẫn đến lựa chọn mô hình có tham số nhỏ hơn AIC.

Tiêu chuẩn AIC hiệu chỉnh (AICC- Correct Akaike information criterion):

$$AICC(p,q) = \ln[\hat{\sigma}^2(p,q)] + 2(p+q+1)/(n-p-q-2)$$

AICC là ước lượng chệch của AIC và dùng khi mẫu nhỏ. Khi mẫu lớn thì hai tiêu chuẩn này là như nhau. Nếu gọi k là số tham số của mô hình thì $k_{AIC} \geq k_{AICC} \geq k_{BIC}$ (BIC là ước lượng vững). Kết quả nhận được theo tiêu chuẩn này sẽ thỏa mãn AIC, AICC. Trên thực tế thường chỉ có mẫu có kích thước giới hạn nên tính vững của ước lượng ít có ý nghĩa.

Ngoài ra còn sử dụng kiểm định nhân tử Lagrange (LM) mà trong điều kiện nghiên cứu này không có điều kiện sử dụng.

1.2.3.4. Ước lượng mô hình

Sau khi đã xác định được các giá trị p,d,q của mô hình ARIMA vấn đề tiếp theo là ước lượng các tham số ϕ, θ . Có một số phương pháp để ước lượng.

Cách 1: phương pháp ước lượng Yule-Walker trong các phương trình YW. Dựa vào các SPACF và hệ phương trình YW để tìm ra ước lượng các hệ số của AR. Các hệ số của quá trình MA được ước lượng bằng cách khác.

Cách 2: phương pháp OLS (cực tiểu hóa tổng bình phương các phần dư). Nếu chỉ có AR thì OLS dẫn đến các ước lượng tuyến tính. Nếu có cả MA thì OLS dẫn đến phi tuyến và phải dùng tới các phương pháp số

Sử dụng hai phương pháp trên thường chỉ để tính các giá trị ban đầu của tham số dùng trong phương pháp ước lượng hợp lý cực đại.

Cách 3: phương pháp ước lượng hợp lý cực đại MLE. Phương pháp này cực đại hóa logarit hàm hợp lý gắn với mô hình đã định dạng. để sử dụng được giả thiết này phải có giả thiết về phân bố của yếu tố ngẫu nhiên. Thông thường giả thiết:

$$u_t \sim N(0, \sigma^2)$$

Trong bài nghiên cứu này tác giả sử dụng phương pháp OLS để ước lượng mô hình nghiên cứu.

1.2.3.5. Kiểm tra tính thích hợp của mô hình

- Tính dừng của chuỗi phần dư

Sử dụng kiểm định ADF cho chuỗi phần dư để xem chuỗi phần dư có dừng hay không. Mô hình thích hợp khi chuỗi phần dư là dừng

- Tính tự tương quan của mô hình:

Sử dụng kiểm định Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test (hay gọi tắt là kiểm định BG) để xác định xem có tồn tại hiện tượng tự tương quan trong chuỗi phần dư hay không. Nếu $Prob. > \alpha$ kết luận là chuỗi phần dư không tồn tại hiện tượng tự tương quan.

- Tính nhiễu trắng của chuỗi phần dư

Giả thiết cơ bản trong mô hình ARIMA là yếu tố ngẫu nhiên u_t – phần không giải thích được của Y_t với các thông tin đã biết trong quá khứ $Y_{t-1}; Y_{t-2}, \dots; u_{t-1}, u_{t-2}, \dots$ không thể giải thích đầy đủ hoặc dự báo từ các thông tin trong quá khứ. Hay u_t chính là nhiễu trắng và cần kiểm định giả thiết này. Có thể vẽ lược đồ tương quan mẫu SACF và SPACF cho phần dư. Nếu SACF và SPACF không có thành phần có ý nghĩa thống kê thì u_t tương tự là nhiễu trắng, mô hình là

chấp nhận. ngược lại, có phần tử có ý nghĩa thống kê- phần tử chứa thông tin mà mô hình chưa tách ra khỏi số liệu được hay trong phần dư còn thông tin.

1.2.3.6. Dự báo và sai số dự báo

Dựa trên phương trình của mô hình ARIMA, tiến hành xác định giá trị dự báo điểm và khoảng tin cậy của dự báo. Giả sử đã ước lượng được đường hồi quy mẫu \hat{Y}_t . Giá trị trong tương lai tại thời điểm $t+h$ là Y_{t+h} dựa vào \hat{Y}_t kí hiệu $\hat{Y}_t(h)$. Có ba giá trị cần phải tính toán: Giá trị $\hat{Y}_t(h)$; sai số dự báo và phương sai sai số dự báo (MSE- sai số dự báo bình phương trung bình). $\hat{Y}_t(h)$ cần phải có MSE đạt cực tiểu với:

$$MSE[\hat{Y}_t(h)] = E[Y_{t+h} - \hat{Y}_t(h)]^2 = MSE[E_t(Y_{t+h})] + E[E_t(Y_{t+h}) - \hat{Y}_t(h)]^2$$

Nếu $\hat{Y}_t(h) = E_t(Y_{t+h})$ thì $MSE(\hat{Y}_t(h))$ đạt cực tiểu. $E_t(Y_{t+h})$ là ước lượng tốt nhất.

• **Dự báo điểm:**
$$\hat{Y}_t(h) = \sum_{i=1}^p \hat{\phi}_i \hat{Y}_t(h-i) + \sum_{j=1}^q \hat{\theta}_j e_t(h-j); h = 1, 2, \dots$$

Trong đó
$$\hat{Y}_t(h-i) = Y_{t+h-i}; i \geq h; e_t(h-j) = \begin{cases} e_{t+h-j} (j \geq h) \\ 0 (j = 0, 1, \dots, h-1) \end{cases}$$

• **Dự báo khoảng:**
$$\hat{Y}_t(h) - \sigma(h)u_{1-\alpha/2} \leq \hat{Y}_{t+h} \leq \hat{Y}_t(h) + \sigma(h)u_{1-\alpha/2}$$

Độ dài khoảng sai số dự báo tăng khi h tăng vì $\sigma(h)$ tăng theo h

1.2.3.7. Mô hình ARIMA có yếu tố thời vụ

Nếu chuỗi thời gian có yếu tố thời vụ (chu kỳ thời vụ $s=4$ nếu chuỗi thời gian tính theo quý, $s=12$ nếu chuỗi thời gian tính theo tháng) thì mô hình lúc này chính là mô hình ARIMA có yếu tố thời vụ kí hiệu SARIMA $(p,d,q)(p,d,q)^s$ (Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average Models). Đây chính là mô hình mở rộng của mô hình ARIMA. Nếu chỉ có Y_t có yếu tố thời vụ thì:

$$\phi_p(L)(1-L^s)Y_t = \phi_0 + \theta_q(L)u_t$$
 trong đó $(1-L^s)Y_t$ tạo ra chuỗi đã hiệu chỉnh yếu tố thời vụ đối với Y_t .

Nếu chỉ có u_t có yếu tố thời vụ khi đó:

$$\phi_p(L)Y_t = \phi_0 + \theta_q(L)(1-L^s)u_t$$
 trong đó $(1-L^s)u_t$ tạo ra chuỗi đã hiệu chỉnh yếu tố thời vụ đối với u_t .

Nếu cả Y_t và u_t có yếu tố thời vụ, khi đó:

$$\phi_p(L)(1-L^s)Y_t = \phi_0 + \theta_q(L)(1-L^s)u_t$$

1.2.4. Khảo sát về một số đề tài nghiên cứu liên quan đến phân tích và dự báo lạm phát Việt Nam

Bảng 1.3. Khảo sát một số đề tài nghiên cứu về phân tích và dự báo lạm phát của Việt Nam thời gian qua

STT	TÁC GIẢ	TÊN ĐỀ TÀI	PHƯƠNG PHÁP VÀ CÁC PHÁT HIỆN CHÍNH
1	Nguyễn Thị Thu Hằng và Nguyễn Đức Thành	Các nhân tố vĩ mô quyết định lạm phát ở Việt Nam giai đoạn 2000-2010: các bằng chứng và thảo luận	<p>Các phát hiện chính:</p> <p><i>Thứ nhất</i>, công chúng có khuynh hướng lưu giữ ấn tượng về lạm phát trong quá khứ, đồng thời có kỳ vọng nhạy cảm về lạm phát trong tương lai.</p> <p><i>Thứ hai</i>, khác với những giải thích thường xuyên của Chính phủ là lạm phát chủ yếu do các yếu tố bên ngoài như giá cả thế giới (nhập khẩu lạm phát), nghiên cứu này chỉ ra rằng lạm phát ở Việt Nam có nguyên nhân chủ yếu từ nội địa. Cần lưu ý rằng, giá thế giới thực sự có ảnh hưởng lên giá sản xuất. Nhưng theo kênh lan truyền từ giá sản xuất đến giá tiêu dùng thì hiệu ứng gây lạm phát này phải mất vài tháng mới phát huy tác dụng.</p> <p><i>Thứ ba</i>, tốc độ điều chỉnh của thị trường tiền tệ và thị trường ngoại hối khi có biến động là rất thấp và thậm chí gần với không. Điều này cho thấy một khi các thị trường này lệch khỏi xu hướng dài hạn, nền kinh tế sẽ mất rất nhiều thời gian để cân bằng trở lại dù Chính phủ có nỗ lực can thiệp về chính sách. Điều này có ý nghĩa quan trọng về chính sách kiểm soát lạm phát.</p> <p><i>Thứ tư</i>, Chính phủ đã thực sự có những phản ứng chống lạm phát thông qua các chính sách tiền tệ và tài khóa, nhưng thường phản ứng chậm hoặc thụ động trong đa số trường hợp. Đối với chính sách tài khóa, có thể dễ dàng hiểu được điều này</p> <p><i>Cuối cùng</i>, không cho thấy tác động rõ ràng của thâm hụt ngân sách đối với lạm phát trong giai đoạn nghiên cứu</p> <p>Các biến sử dụng trong mô hình: giá trị sản lượng công nghiệp, cung tiền mở rộng M2, lãi suất, tỷ giá và giá dầu quốc tế; tín dụng, giá trị giao dịch của thị trường chứng khoán, chỉ số giá nhập khẩu, giá gạo thế giới và thâm hụt ngân sách (cộng dồn)</p>

			Phương pháp phân tích: VECM (Vecto Error Corection Model - Mô hình hiệu chỉnh sai số dạng vecto)
2	Phạm Hoàng Cẩm Hương, 2013, Đề tài cấp trường – ĐHKT Huế	Vận dụng mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM) trong nghiên cứu các yếu tố tác động đến lạm phát ở Việt Nam	<p>Mô hình nghiên cứu đề xuất:</p> $D\ln CPI_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} D\ln CPI_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} D\ln M_{2(t-i)} + \sum_{i=1}^k \beta_{3i} D\ln EX_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{4i} D\ln Oil_{t-i} - \beta_{5i} ECM_{t-1} + \varepsilon_t$ <p>Trong đó: Trong đó DLn chỉ sai phân bậc nhất của logarit tự nhiên của chuỗi quan sát; k là độ trễ tối ưu được lựa chọn; CPI_{t-i} là biến động chỉ số giá tiêu dùng của thời kì trước; M_2 là cung tiền; EX là tỷ giá giữa USD với VND; Oil là giá dầu quốc tế; ECM_{t-1} hệ số điều chỉnh sai số ở thời kỳ trước</p> <p>Phương trình hồi qui có thể được viết lại như sau:</p> $DLNCPI = 0,361794*DLNCPI(-1)+ 0,092301*DLNOIL(-1)+(-0.343694)* ECM2(-1)$ <p>Các phát hiện từ mô hình hồi quy:</p> <ul style="list-style-type: none"> - Hệ số phản ánh tác động của lạm phát 1 quý trước đến lạm phát trong hiện tại là 0,361794, nghĩa là nếu lạm phát 1 quý trước tăng 1% thì lạm phát trong hiện tại tăng khoảng 0.36% trong điều kiện các nhân tố còn lại không thay đổi. - Hệ số phản ánh tác động của giá dầu thô 1 quý trước đến lạm phát trong hiện tại là 0.092301, nghĩa là nếu giá dầu thô 1 quý trước tăng 1% thì lạm phát trong hiện tại tăng khoảng 0.09% trong điều kiện các nhân tố còn lại không thay đổi. - Hệ số của ECM có ý nghĩa thống kê ở mức 5% và có giá trị là -0,343694. Dấu âm đó cho biết hai ý nghĩa: lạm phát trong ngắn hạn bị điều chỉnh bởi sự mất cân bằng của lạm phát trong dài hạn, thứ hai là đảm bảo rằng có mối quan hệ đồng tích hợp như đã kiểm chứng ở phần trước. Nếu như có một cú sốc nào đó xảy ra, ví dụ sự tăng lên của giá dầu, thì tỷ lệ lạm phát trong ngắn hạn sẽ được điều chỉnh về trạng thái cân bằng trong dài hạn. - Kết quả của mô hình cũng cho thấy rằng cung tiền và tỷ giá hối đoái không có tác động đến lạm phát trong ngắn hạn
3	Võ Hùng Dũng,	Diễn biến	<p>Các phát hiện chính</p> <p>-Tỷ giá ảnh hưởng lớn đến hoạt động xuất nhập khẩu và cán</p>

	2009	chỉ số giá tiêu dùng từ 1976 đến 2008	<p>cân thương mại từ đó ảnh hưởng đến CPI</p> <ul style="list-style-type: none"> - lãi suất là công cụ mạnh nhất chống lạm phát nhưng sức công phạt cũng lớn - Lãi suất áp dụng trong khoảng thời gian nghiên cứu quá cao. Không chỉ cao trong thời kì chống lạm phát mà còn cao khi nền kinh tế hoạt động bình thường và cao hơn nhiều so với các nước trong khu vực. Điều này tác động tới giá cả các mặt hàng khó lòng giảm thậm chí ngay trong các tháng giảm phát do cầu giảm - Chỉ số giá thường cao vào các tháng đầu năm và cuối năm (thường cao nhất vào quý I và quý IV)
4	Nguyễn Văn Phúc, ĐHKT TP.HCM	Mối quan hệ giữa tăng trưởng và lạm phát	<p>Các phát hiện chính</p> <ul style="list-style-type: none"> -Mối quan hệ giữa lạm phát và tăng trưởng của nền kinh tế Việt Nam cũng phù hợp với lý thuyết và kết quả kiểm nghiệm trên thế giới. Ở mức lạm phát thấp (thường là 1 con số) thì lạm phát không có tác động tiêu cực lên tăng trưởng. Ở mức lạm phát thấp, gia tăng lạm phát thường gắn liền với tăng trưởng cao hơn (giai đoạn 1992-2007). Tuy nhiên, khi lạm phát đạt đến một ngưỡng cao nhất định, thì lạm phát bắt đầu tác động tiêu cực lên tăng trưởng (giai đoạn trước 1992). - Không có cơ sở khoa học khi đưa ra mục tiêu tăng lạm phát thấp hơn tăng trưởng ở Việt Nam - Ngưỡng tác động tiêu cực của lạm phát không phải là bằng tốc độ tăng GDP. - Tính toán tăng trưởng luôn loại trừ ảnh hưởng của trượt giá. - Mối quan hệ giữa lạm phát và tăng trưởng là mối quan hệ phi tuyến tính. - Ở mức lạm phát thấp (thường là 1 con số) thì lạm phát không có tác động tiêu cực lên tăng trưởng. Thậm chí ở mức lạm phát thấp, gia tăng lạm phát thường gắn liền với tăng trưởng cao hơn. - Khi lạm phát đạt đến một ngưỡng cao nhất định, thì lạm phát bắt đầu tác động tiêu cực lên tăng trưởng. - Ngưỡng đối với các nước đang phát triển và các nền kinh tế chuyển đổi là dao động từ 11% đến 14%/năm.
5	Lê Quốc Hưng,	Lạm phát	<p>Các phát hiện chính</p> <p>Thứ nhất, trong ngắn hạn, tốc độ tăng CPI chịu ảnh hưởng</p>

<p>Ngân hàng nhà nước</p>	<p>Việt Nam: Nguyên nhân căn bản và giải pháp hạn chế trong thời gian tới</p>	<p>lớn bởi các nhân tố như kỳ vọng lạm phát của công chúng, tăng trưởng tổng phương tiện thanh toán (M2), lãi suất, chi tiêu Chính phủ và tốc độ tăng kim ngạch nhập khẩu. Việc tăng lượng tiền cung ứng ra lưu thông sẽ tác động tới chỉ số CPI với độ trễ theo thời gian là khoảng 3 -5 tháng.</p> <p>Công cụ lãi suất có chức năng kiềm chế tốc độ tăng CPI nhưng với độ trễ là 5 tháng và tác động không lớn tới CPI.</p> <p>Thứ hai, trong ngắn hạn, tác động của chi tiêu Chính phủ, đặc biệt là chi thường xuyên của Chính phủ tới tốc độ tăng CPI là rất lớn với độ trễ là 1 tháng và kéo dài ảnh hưởng trong khoảng thời gian từ 1-3 tháng. Kim ngạch nhập khẩu tăng khiến cán cân thương mại thâm hụt cũng tác động không nhỏ tới diễn biến CPI trong nước với độ trễ là 2 tháng.</p> <p>Theo đó, khi giá cả hàng hóa quốc tế tăng cao sẽ tác động không nhỏ tới chỉ số CPI trong nước với độ trễ khoảng 2 tháng.</p> <p>Thứ ba, CPI của Việt Nam có xu hướng hội tụ về điểm cân bằng trong dài hạn (xu hướng giảm dần), hệ số của ECM trong phương trình ngắn hạn là 0,0035.</p> <p>Biến trễ của CPI trong phương trình cũng cho thấy, dưới tác động của các cú sốc về tổng cầu, tỷ giá, cung tiền M2, biến động giá cả hàng hóa thế giới... lên chỉ số CPI, nền kinh tế Việt Nam sẽ chịu áp lực về lạm phát cao trong khoảng thời gian kéo dài là 4 -5 tháng trước khi chỉ số CPI giảm xuống và trở về trạng thái cân bằng trong dài hạn.</p> <p>Thứ tư, kết quả nghiên cứu cũng cho thấy việc kiểm soát chỉ số CPI thông qua điều tiết khối lượng tiền tệ vẫn hiệu quả hơn so với công cụ lãi suất. Hệ số co giãn của lãi suất và CPI là rất nhỏ và có độ trễ đến 5 tháng, hệ số co giãn thấp này cũng phản ánh thị trường tiền tệ của Việt Nam vẫn còn chưa phát triển. Nó cũng phản ánh, việc bơm hay hút tiền thông qua kênh tái cấp vốn, chiết khấu... để điều tiết tín dụng và tổng phương tiện thanh toán có ưu thế hơn kênh lãi suất và được NHNN sử dụng chủ yếu trong kiểm soát lạm phát và điều tiết thị trường.</p> <p>Thứ năm, trong dài hạn, chỉ số CPI chịu tác động bởi tăng trưởng sản lượng thực của nền kinh tế, tỷ giá USD/VND, chi tiêu Chính phủ và lãi suất. Hệ số co giãn giữa tỷ giá và chỉ số</p>
----------------------------------	--	---

			CPI là rất lớn so với nhiều nước đang phát triển và chuyển đổi nền kinh tế. Điều này cho thấy, Việt Nam là nền kinh tế nhỏ với mức độ mở rất lớn, nền kinh tế có xu hướng bị đô la hóa cao
6.	Vương Thị Thảo Bình, 2009; Luận án tiến sĩ tại ĐHKQTĐ	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	<p>Với mô hình phân tích lạm phát Việt Nam theo tiếp cận đường Phillips, nghiên cứu đã chỉ ra được:</p> <ul style="list-style-type: none"> - Lạm phát bị ảnh hưởng bởi lạm phát kỳ vọng - Khoảng chênh lệch sản lượng so với sản lượng tiềm năng (thể hiện bởi biến số GAP) có tác động đáng kể đến sự thay đổi lạm phát - Hệ số tác động của giá dầu lên tăng giá không nhiều. <p>Trong những giai đoạn gần đây, tác động của tăng thu thập danh nghĩa hay tác động của tốc độ tăng cung tiền lên biến động giá cao hơn tác động của giá dầu lên biến động giá.</p> <p>Mô hình phân tích động thái giá cả - lạm phát được xây dựng theo tiếp cận đường Phillips như sau:</p> $g_CPI_t = \beta_0 + \beta_1 g_CPI_t^e + \beta_2 GAP + \beta_3 SS_{pt} + \beta_4 SS_{wt}$ <p>Trong đó: g_CPI_t là tỷ lệ lạm phát thời kỳ t, $g_CPI_t^e$ là tỷ lệ lạm phát kỳ vọng trong thời kỳ t, GAP là chênh lệch sản lượng, SS_{pt} là biến số cung ảnh hưởng tới giá hàng hóa như giá gạo thế giới, SS_{wt} là biến số cung ảnh hưởng tới tiền lương danh nghĩa.</p> <p>Ngoài ra luận án này cũng đã sử dụng mô hình SARIMA (mô hình trung bình trượt tích hợp tự hồi quy có tính đến yếu tố mùa vụ) để dự báo lạm phát Việt Nam năm 2009</p>

(Nguồn: tác giả tự tổng hợp)

Các nghiên cứu trên đây đã đóng góp tư liệu quan trọng trong việc tìm ra mô hình thích hợp để phân tích và dự báo về lạm phát tại Việt Nam trong thời gian qua. Đồng thời tìm ra những yếu tố tác động tới lạm phát. Các đề tài trên cho thấy:

Thứ nhất, hầu hết các nghiên cứu đều cho rằng lạm phát của Việt Nam chịu ảnh hưởng của lạm phát trong quá khứ đối với lạm phát hiện tại

Thứ hai, lạm phát có độ trễ nhất định

Thứ ba, các nhân tố tác động lạm phát thường do các yếu tố cung tiền, lãi suất, tỷ giá, lạm phát thế giới, nhu cầu xuất khẩu.... Tuy nhiên, do các yếu tố này

ngoài tác động đến lạm phát còn tác động lẫn nhau và đôi khi còn chịu tác động ngược lại tức là lạm phát tác động lên các yếu tố đó nên rất khó phân tích chính xác. Vì vậy, việc tìm ra mô hình nào là chính xác nhất vẫn là vấn đề còn gây tranh cãi.

Thứ tư, các nghiên cứu về vai trò của tiền tệ đến lạm phát là trái ngược nhau là do các đề tài nghiên cứu ở các giai đoạn khác nhau cũng như sử dụng phương pháp trái ngược nhau.

Thứ năm, một số nghiên cứu cũng chỉ ra rằng, ngưỡng tác động tích cực của lạm phát lên tăng trưởng kinh tế nằm trong khoảng từ 11%- dưới 14%. Trên ngưỡng này, tác động của lạm phát là tiêu cực đối với nền kinh tế của Việt Nam.

Thứ sáu, các phương pháp thường được các nhà nghiên cứu sử dụng để phân tích và dự báo lạm phát Việt Nam gồm mô hình ECM (Error Corection Model - mô hình sai số hiệu chỉnh), VECM (Vecto Error Corection Model - mô hình sai số hiệu chỉnh vecto), VAR (Vecto Autoregressive Model - mô hình tự hồi quy vecto), ARIMA (Autoregressive Intergrated Moving Average - mô hình trung bình trượt tích hợp tự hồi quy)

Dựa trên kết quả của các nghiên cứu đã gợi ý về chính sách phù hợp cho các nhà làm chính sách để đối phó và kiểm soát lạm phát tại Việt Nam.

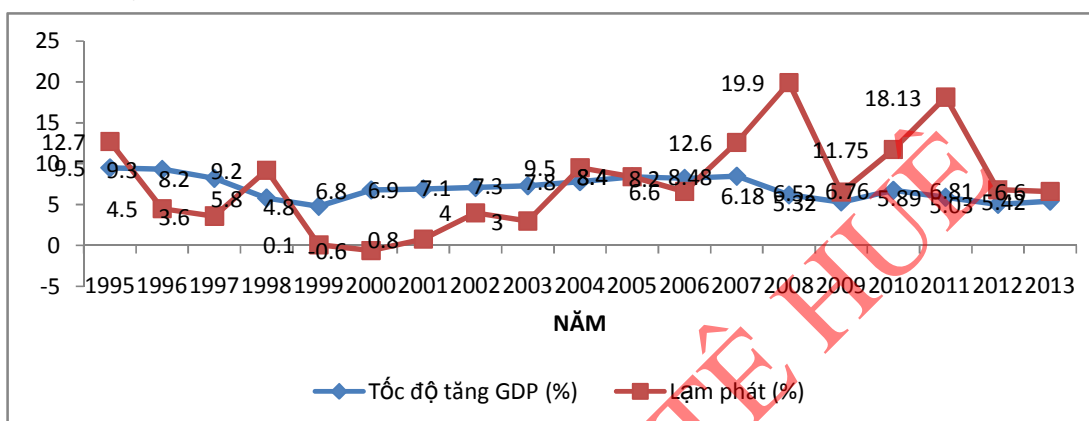
AI HOC KINH TE

CHƯƠNG 2

VẬN DỤNG PHƯƠNG PHÁP TỰ HỒI QUY KẾT HỢP TRUNG BÌNH TRƯỢT DỰ BÁO LẠM PHÁT CỦA VIỆT NAM

2.1. Diễn biến lạm phát của Việt Nam trong giai đoạn 1995 – 2014

Nhìn vào biểu đồ về lạm phát trong mối quan hệ với tốc độ tăng trưởng của nền kinh tế Việt Nam trong giai đoạn 1995 – 2013 cho thấy diễn biến phức tạp của vấn đề này.



Đồ thị 2.1 : Tốc độ tăng trưởng và lạm phát của Việt Nam giai đoạn 1995-2013

(Nguồn số liệu lấy từ www.gso.gov.vn được tác giả xử lý trên Excell)

Diễn biến này có thể được chia thành các giai đoạn sau:

2.1.1. Giai đoạn giảm phát và suy thoái của nền kinh tế (1995-2003)

Sau quá trình tăng trưởng nhanh đi kèm với lạm phát ở mức 2 con số của giai đoạn 1990-1995 nền kinh tế bắt đầu giảm tốc đi kèm với một thời kì giảm phát (hay còn gọi là thiếu phát). Mức tăng trưởng cao nhất mà nền kinh tế Việt Nam đạt được kể từ sau đổi mới được xác lập vào năm 1995 với 9.5% và lạm phát ở mức 12.7% được coi là kỳ tích tăng trưởng mà cho đến nay chưa xác lập lại được mức này. Tuy nhiên, giai đoạn 1995-2000 nền kinh tế Việt Nam chịu tác động nặng nề của cuộc khủng hoảng tài chính ở Châu Á đã làm cho tốc độ tăng trưởng chậm lại và lạm phát ở mức thấp. Lần đầu tiên Việt Nam trải qua hình thái giảm phát và suy thoái cũng như tác động nặng nề mà nó gây ra cho nền kinh tế. Tốc độ tăng trưởng năm 1999, 2000 lần lượt là 4.8% và 6.8% đi kèm với nó là lạm phát ở mức 0.1% và -0.6%. Năm 2001 lạm phát chỉ tăng 0.8%, tốc độ tăng trưởng nhích nhẹ lên 6.9%. cuối giai đoạn này CPI vẫn rất thấp chỉ ở mức 3% vào năm 2003 tuy nhiên nền kinh tế có dấu hiệu phục hồi trở lại.

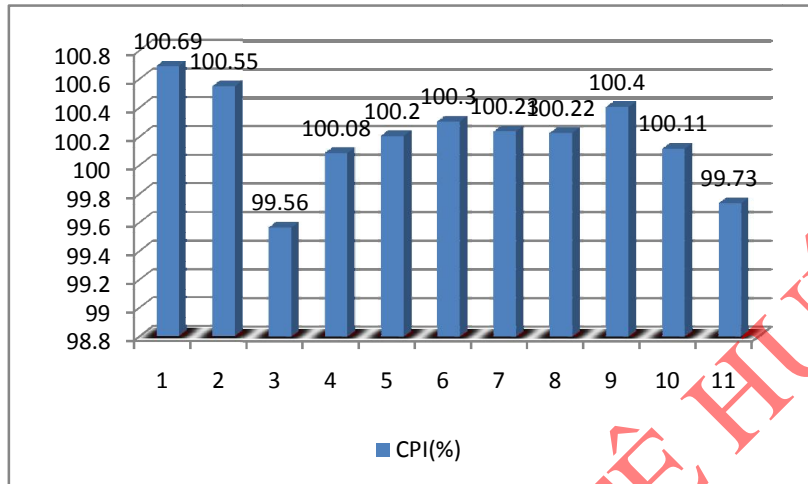
2.1.2. Giai đoạn 2004 -2011 lạm phát tăng cao trở lại

Giai đoạn này đã chứng kiến sự quay trở lại với lạm phát ở mức cao và gần như có quy luật cứ 2 năm tăng cao mới có một năm tăng thấp. Tốc độ tăng trưởng của nền kinh tế đạt mức cao. Đây cũng là giai đoạn mà Việt Nam gia nhập tổ chức thương mại thế giới (WTO) đã chứng kiến dòng vốn đầu tư đổ vào Việt Nam một cách mạnh mẽ khiến cho lạm phát tăng cao. Tuy nhiên đây cũng là giai đoạn xảy ra cuộc khủng hoảng kinh tế thế giới, vì vậy Việt Nam đã chịu tác động lớn từ cuộc khủng hoảng này chỉ sau một năm gia nhập WTO. Mức cao nhất của lạm phát là năm 2008 với gần 20% trong khi tốc độ tăng trưởng của nền kinh tế chỉ ở mức 6.8%, thấp hơn so với kì vọng. Tuy nhiên, đây cũng là lần đầu tiên CPI tháng 11/2008 là -0.8% chỉ bằng 99.2% so với tháng 1. Điều này ghi nhận sự bất thường của CPI so với quy luật hàng năm (tăng vào quý 1 và quý 4). Đây cũng là lần đầu tiên khái niệm về “kiềm chế lạm phát”, “hy sinh tăng trưởng để kiểm soát lạm phát” được chính phủ, các chuyên gia kinh tế nhắc đến để hạ nhiệt lạm phát. Đi kèm với đó là các biện pháp quyết liệt của Chính Phủ nhằm kiểm soát vấn đề này như: giảm đầu tư công, thực hiện chính sách tiền tệ thắt chặt, ... Tuy nhiên các biện pháp này lại làm cho nền kinh tế đi vào vùng đáy mới lặp lại giai đoạn 1995-2003. Cũng trong giai đoạn này các nhà kinh tế cũng đưa ra khái niệm về ngưỡng lạm phát. Ngưỡng lạm phát ảnh hưởng tích cực tới nền kinh tế khi nó ở mức dưới 11% (theo nghiên cứu của Nguyễn Văn Phúc, Khoa kinh tế, Đại học mở Tp. Hồ Chí Minh) và ngược lại nó sẽ tác động tiêu cực tới nền kinh tế.

2.1.3. Giai đoạn giảm phát đi kèm suy thoái (2012 đến nay)

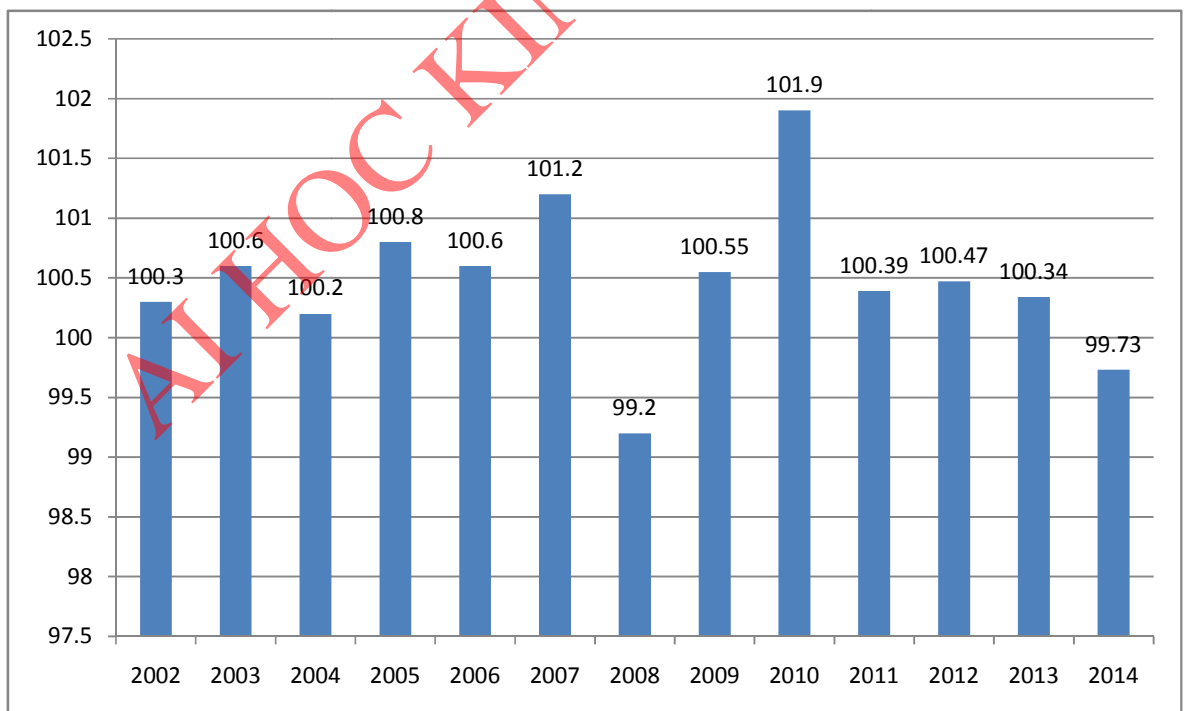
Sau khi xác lập mốc mới vào năm 2011 ở mức 18.13%, lạm phát bắt đầu giảm tốc xuống dưới 7% và không theo chu kỳ như giai đoạn trước. Đây là giai đoạn mà các biện pháp của Chính Phủ bắt đầu phát huy tác dụng. Tuy nhiên, các biện pháp thắt chặt quá mức của Chính phủ lại bắt đầu tác dụng ngược lại nền kinh tế gây ra sự suy thoái trầm trọng. Nếu như giai đoạn 1997-2001 nền kinh tế Việt Nam suy thoái là do yếu tố tác động từ bên ngoài, giai đoạn này bắt nguồn chủ yếu từ chính các yếu tố nội tại của nền kinh tế như đầu tư công dàn trải, kém hiệu quả; nợ công tăng cao; hoạt động kém hiệu quả của các tổng công ty, tập đoàn kinh tế Nhà nước... Điều này khiến cho nền kinh tế mặc dù đã có những dấu hiệu khả quan nhưng tăng trưởng vẫn ở mức rất thấp. Đặc biệt là năm 2012 được xác định là đáy của nền kinh tế Việt Nam với mức tăng trưởng chỉ 5.03%. Đây cũng là đáy khủng hoảng của nền kinh tế toàn cầu. Bên cạnh các yếu tố trên thì một loạt các điều chỉnh các yếu tố đầu vào như tăng giá điện, than, xăng dầu cũng làm cho lạm phát tăng vào năm 2011. Tuy vậy, tổng cầu của nền kinh tế vẫn ở mức thấp vì vậy sự giảm

của lạm phát ở những năm tiếp theo không đi kèm với sự gia tăng trong tốc độ tăng trưởng như quy luật trước đây mặc dù ngưỡng lạm phát này được coi là tích cực cho nền kinh tế. Điều này cho thấy diễn biến của lạm phát trong giai đoạn này hết sức phức tạp và không theo quy luật. Nhìn lại diễn biến lạm phát 11 tháng đầu năm 2014 sẽ thấy rõ hơn điều này.



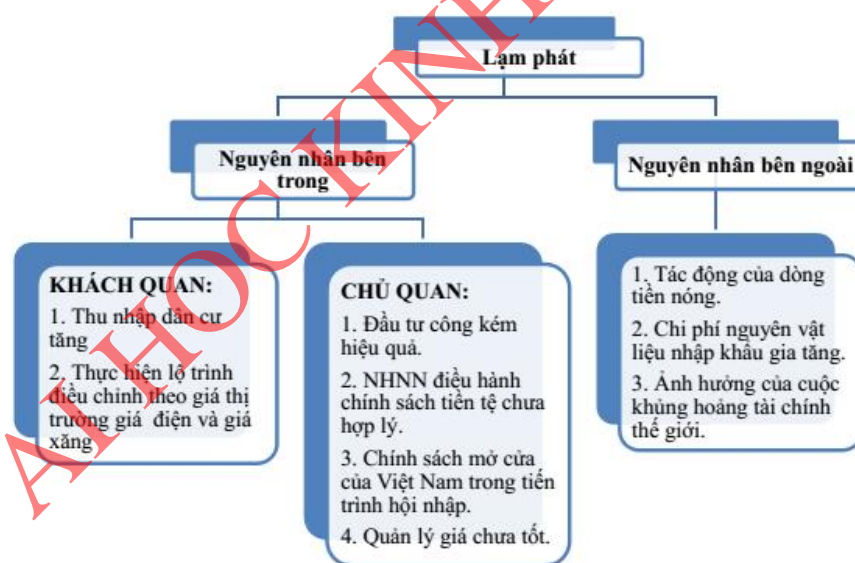
Đồ thị 2.2. CPI Việt Nam 11 tháng đầu năm 2014 (Nguồn số liệu: gso.gov.vn)

Quy luật hàng năm là lạm phát sẽ tăng tốc vào các tháng thuộc quý 4 và quý 1. Tuy nhiên, lần thứ 2 sau năm 2008 lạm phát Việt Nam ghi nhận con số âm vào tháng 11/2014 với mức -0.27% so với tháng 10.



Đồ thị 2.3. CPI tháng 11 hàng năm, 2002-2014 (nguồn số liệu: gso.gov.vn)

Nguyên nhân của tình trạng này vẫn do cầu của nền kinh tế vẫn ở mức thấp khiến cho giá các mặt hàng giảm hoặc không tăng. Mặt khác người tiêu dùng hiện giờ đã chi tiêu thông minh hơn. Người dân tính toán chi tiêu cũng góp phần giá cả không thể tăng được. Thêm vào đó, chính sách điều hành của Chính phủ đã đúng hướng, khi chuyển từ kiểm chế lạm phát năm 2013 sang mức độ kiểm soát lạm phát năm 2014, nghĩa là giữ lạm phát ở mức thấp và ổn định. Riêng xăng dầu trong nước đã giảm tới 21% so với đầu năm. Giá xăng thành phẩm trên thị trường Singapore chỉ còn 85 USD/thùng và có thể còn rơi xuống mức 65 USD/thùng. Giá thực phẩm, nông sản, lúa gạo, sắt thép, phân bón, sữa... đều giảm sâu, trung bình từ 10-15%. Tổng Cục Thống kê dự báo lạm phát cả năm 2014 sẽ chỉ dưới 3%. Một số chuyên gia kinh tế khác cho rằng con số này chỉ 2,5%. Như vậy, lạm phát năm nay bằng một nửa so với năm 2013, thấp xa so với mục tiêu lạm phát 5% vừa điều chỉnh của Chính phủ. Dưới 3% cũng là mức lạm phát thấp kỷ lục trong 10 năm gần đây. Hiện nay Chính phủ lại đang thực hiện chính sách kích cầu trên nhiều lĩnh vực để nhằm làm cho tốc độ tăng trưởng kinh tế đạt mức cao hơn tuy nhiên các chính sách này cần độ trễ thích hợp để có thể phát huy tác dụng. Tuy nhiên, lạm phát đã được kiểm soát thành công và không còn là mối quan ngại như các năm trước.



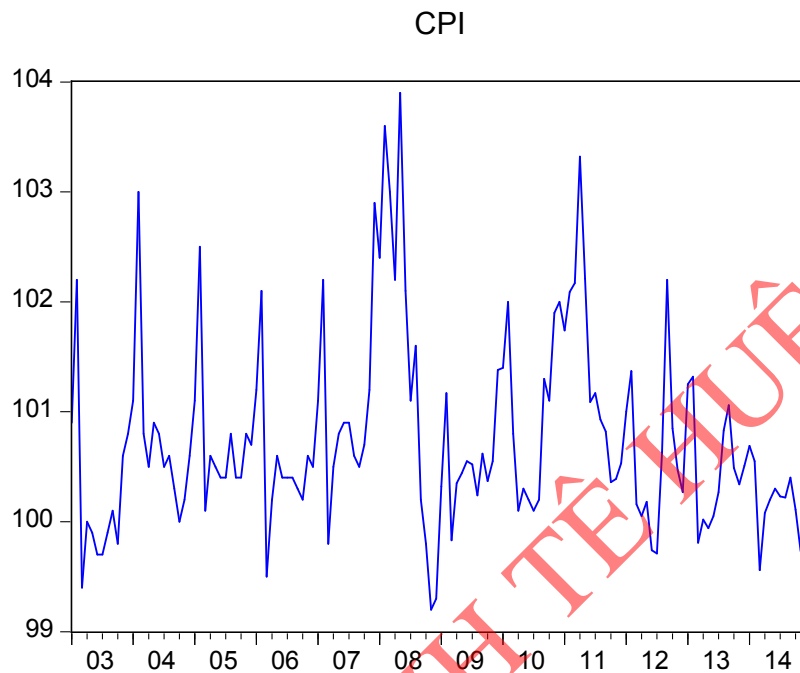
Sơ đồ 2.1. Tóm tắt những nguyên nhân chủ yếu tác động lên lạm phát của Việt Nam

(Nguồn: tác giả tự tổng hợp)

2.2. Đặc điểm của chuỗi dữ liệu sử dụng phân tích

Chuỗi dữ liệu được lấy từ trang web của tổng cục thống kê (www.gso.gov.vn) là số liệu về chỉ số giá tiêu dùng (CPI) các tháng (tháng sau so

với tháng trước) của Việt Nam giai đoạn 1/2003 đến 11/2014 với 143 quan sát. Đồ thị ban đầu của chuỗi dữ liệu này như sau:



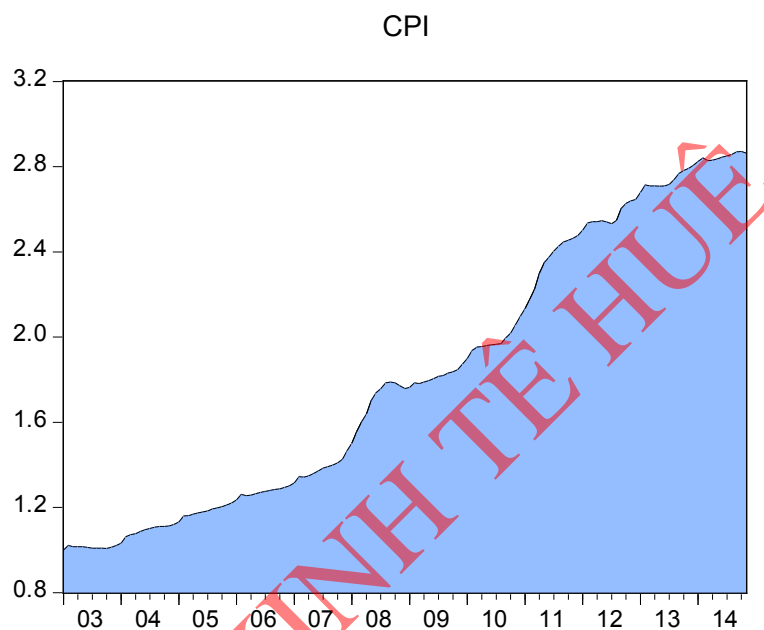
Đồ thị 2.4: CPI Việt nam giai đoạn 1/2003 -11/2014

(Nguồn số liệu: www.gso.gov.vn được xử lý trên Eviews 6)

Biểu đồ cho thấy CPI Việt Nam giai đoạn này biến động rất phức tạp và không có xu hướng rõ ràng. Qua đồ thị cũng cho thấy đỉnh điểm của lạm phát Việt Nam trong giai đoạn khảo sát là năm 2008 và 2011. Đồng thời như đã đề cập ở phần trên, quy luật lạm phát của Việt Nam là cứ hai năm lạm phát tăng thì mới có một năm lạm phát giảm và thường tăng vào quý I và quý IV. Tuy nhiên, diễn biến phức tạp của CPI năm 2014 thì gần như quy luật trên bị phá vỡ với sự giảm sâu của CPI các tháng trong năm này. Mặt khác, chuỗi dữ liệu về chỉ số giá tiêu dùng thường có tính thời vụ. Vì vậy trong quá trình phân tích phải khử tính thời vụ của chuỗi dữ liệu để kết quả chính xác hơn. Để khử tính thời vụ căn cứ vào đặc điểm của chuỗi dữ liệu mà thời đoạn khử có thể áp dụng là $s=4$ (nếu dữ liệu theo quý) và $s=12$ (nếu dữ liệu tính theo tháng). Nội dung này sẽ được đề cập trong phần sau của đề tài. Để phù hợp hơn cho phân tích và để chuỗi dữ liệu được “trơn”¹ hơn, tác giả đã tiến

¹ Trong chuỗi thời gian yếu tố ngẫu nhiên có thể rất lớn, làm lu mờ các yếu tố khác, rất khó khăn khi nhận biết xu thế, quy luật biến đổi của chuỗi dữ liệu bằng đồ thị. Trong trường hợp này người ta làm trơn dữ liệu để có bức tranh rõ

hành biến đổi chuỗi dữ liệu gốc với việc lấy giá trị CPI tại thời điểm đầu tiên của chuỗi dữ liệu sử dụng phân tích (thời điểm 1/2003) làm mốc thời gian cho chuỗi và biến đổi giá trị của các thời điểm sau về mốc 1/2003 để xem xét giá cả của các thời điểm sau mốc này biến động như thế nào hay nói cách khác giá cả đã biến động như thế nào sau hơn 10 năm (kể từ 2003 đến nay). Số liệu cho thấy tính đến thời điểm 11/2014 thì mức giá cả đã tăng gần gấp 3 lần so với thời điểm 1/2003 (ở mức 2.864).



Đồ thị 2.5: CPI Việt Nam giai đoạn 1/2003-11/2014 sau khi đã biến đổi

(Nguồn: tác giả thực hiện trên EVIEWS6)

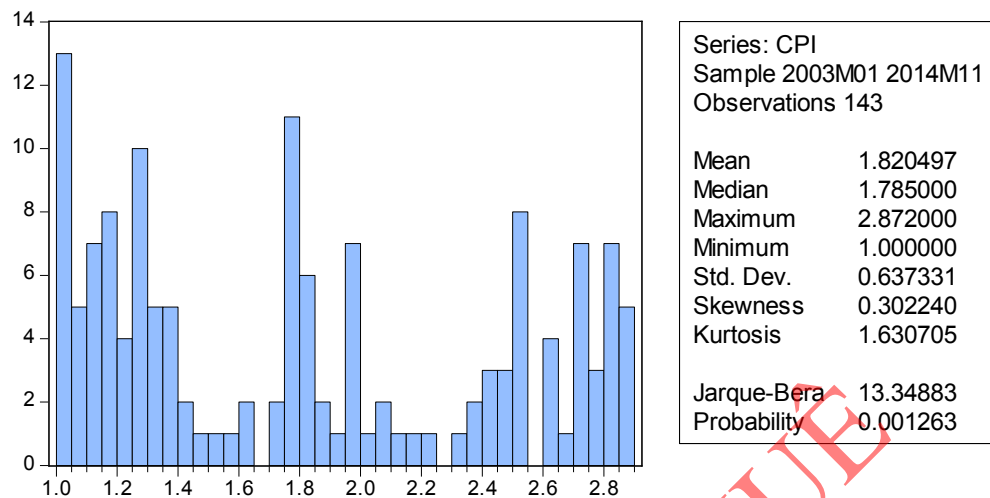
Nhìn vào đồ thị cho thấy xu hướng chung của lạm phát là tăng lên theo thời gian tuy nhiên tốc độ tăng không đều và có xu hướng giảm dần cho 2 năm cuối giai đoạn nghiên cứu (tức năm 2013 và 2014) do những nguyên nhân đã nêu ở phần trên

2.3. Kết quả phân tích chuỗi dữ liệu

Tiến hành một số thủ tục phân tích và kiểm định chuỗi CPI sau khi đã biến đổi (tức chuỗi CPI) cho thấy một số kết quả như sau:

ràng hơn [GS.TS Nguyễn Quang Đông và TS. Nguyễn Thị Minh, Giáo trình Kinh tế lượng, NXB ĐHKQTĐ, 2012, p.463]. Điều này sẽ được đề cập ở phần nội dung tiếp theo của đề tài nghiên cứu.

2.3.1. Thống kê mô tả chuỗi dữ liệu và kiểm định phân phối



Đồ thị 2.6: Đồ thị phân phối của chuỗi dữ liệu sử dụng phân tích

(Nguồn: tác giả thực hiện trên Eviews6)

Thực hiện phân tích chuỗi dữ liệu trên phần mềm Eviews6 cho thấy một số kết quả về giá trị trung bình (Mean), trung vị (Median), giá trị của hệ số Kurtosis và Skewness và giá trị của kiểm định Jarque –Bera với cặp giả thuyết:

H_0 : chuỗi có phân phối chuẩn

H_1 : chuỗi không có phân phối chuẩn

Như vậy, kết quả kiểm định cho thấy với độ tin cậy 95% có đủ bằng chứng để bác bỏ H_0 (**Prob = 0.001263 < 0.05**). Hay nói cách khác, chuỗi dữ liệu sử dụng phân tích không có phân phối chuẩn

2.3.2. Kiểm định tính dừng của chuỗi dữ liệu

Chuỗi dừng là khái niệm cơ bản và quan trọng trong lý thuyết Đồng liên kết. Vì thế, trong khi ước lượng các tham số hoặc kiểm định giả thiết của các mô hình, nếu không kiểm định thuộc tính này của biến chuỗi thì các kỹ thuật phân tích thông thường (chẳng hạn như kỹ thuật OLS) sẽ không còn chính xác và hợp lý. Do đó, nếu sử dụng phương pháp phân tích hồi quy tương quan như trên sẽ dẫn đến “tương quan giả mạo” (Grangervà Newbold, 1974). Kết quả của loại hồi quy này sẽ dẫn đến các kiểm định thống kê như t, F, R^2 sẽ bị lệch. Nói một cách khác, hồi quy lệch sẽ cho kết quả các kiểm định thống kê t và R^2 rất tốt nhưng mô hình có thể hoàn toàn không có ý nghĩa. Cũng theo Granger và Newbold thì $R^2 > d$ (giá trị của thống kê Durbin Watson) là dấu hiệu hồi quy giả mạo. Vì vậy, trước khi xây dựng

và phân tích mô hình, cần phải có kiểm định tính dừng của các biến. Trong phân tích chuỗi kinh tế, các chuỗi này thường không dừng vì vậy thông thường để làm cho chuỗi dừng phải lấy sai phân. Để xem xét chuỗi dừng hay không sử dụng kiểm định ADF (Augmented Dickey –Fuller) của chuỗi CPI thu được kết quả như trong bảng sau:

Bảng 2.1: Kiểm định ADF về tính dừng của chuỗi dữ liệu

Null Hypothesis: CPI has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.410699	0.9828
Test critical values: 1% level	-3.477144	
5% level	-2.881978	
10% level	-2.577747	

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

(Nguồn: tác giả thực hiện trên Eviews6)

Kết quả kiểm định cho thấy chuỗi dữ liệu là không dừng ở mức ý nghĩa 1%, 5% và 10% (vì giá trị $|\tau_Statistic| < |\tau_\alpha|$). Mặt khác xác suất để bác bỏ H_0 với độ tin cậy 95% là Prob.= 0.9828 > 0.05. Như vậy chưa đủ cơ sở để bác bỏ H_0 chuỗi dữ liệu là không dừng. Vậy chuỗi cần lấy sai phân để chuỗi có tính dừng. Kết quả kiểm định ADF của chuỗi sai phân bậc 1 được thể hiện như trong bảng sau:

Bảng 2.2. Kiểm định ADF của chuỗi CPI lấy sai phân bậc 1

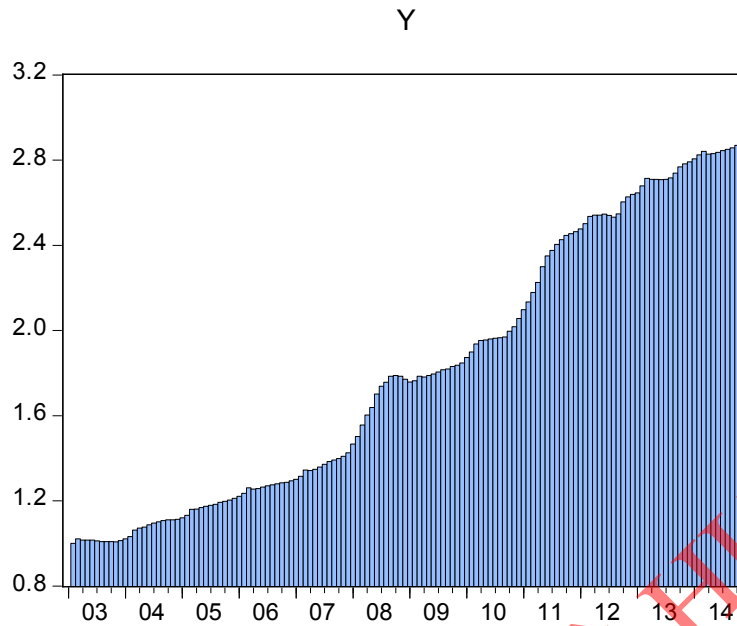
Null Hypothesis: D(CPI) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.323231	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.477144	
5% level	-2.881978	
10% level	-2.577747	

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

(Nguồn: Tác giả thực hiện thực hiện trên EIEWS 6)

Kết quả cho thấy chuỗi CPI dừng ở sai phân bậc 1 kí hiệu D(CPI) hay CPI(-1). Hay nói cách khác chuỗi tích hợp bậc 1. Vì vậy chuỗi D(CPI) được sử dụng để ước lượng thay vì chuỗi CPI ban đầu



Đồ thị 2.7 Sai phân bậc nhất của chuỗi CPI

(Nguồn: tác giả thực hiện trên Eviews6)

2.4. Xây dựng mô hình dự báo bằng phương pháp ARIMA

Để xây dựng được mô hình dự báo cần phải xác định được bậc của tự hồi quy hay AR(p) và bậc của trung bình trượt hay MA(q). Bậc sai phân của mô hình đã xác định trong phần 2.4 là bậc 1 hay I(1) và kí hiệu D(CPI). Mô hình nào thỏa mãn các điều kiện rằng các giá trị của tiêu chuẩn AIC, BIC, HQC phải bé sẽ được chọn để dự báo. Mặt khác, để lựa chọn được bậc của AR, MA trước hết cần dựa vào lược đồ tự tương quan (ACF) và lược đồ tự tương quan riêng phần (PACF). Lược đồ này cung cấp thông tin cần thiết để xác định được các giá trị p và q.

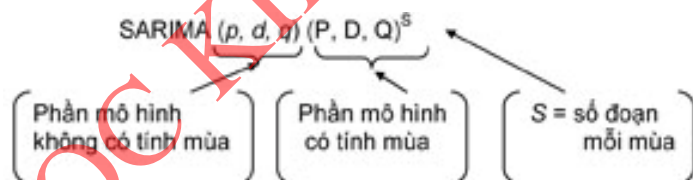
Bảng 2.3: ACF và PACF của chuỗi dữ liệu

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.984	0.984	141.45	0.000
. *****	. .	2	0.968	-0.029	279.18	0.000
. *****	. .	3	0.951	-0.031	413.03	0.000
. *****	. .	4	0.933	-0.021	542.90	0.000
. *****	. .	5	0.915	-0.023	668.71	0.000
. *****	. .	6	0.897	-0.023	790.37	0.000
. *****	. .	7	0.878	-0.018	907.84	0.000
. *****	. .	8	0.859	-0.019	1021.1	0.000
. *****	. .	9	0.839	-0.021	1130.0	0.000
. *****	. .	10	0.819	-0.031	1234.6	0.000

. *****	. .	11	0.799	-0.010	1334.8	0.000
. *****	. .	12	0.779	-0.009	1430.8	0.000
. *****	. .	13	0.758	-0.013	1522.5	0.000
. *****	. .	14	0.738	-0.004	1610.1	0.000
. *****	. .	15	0.718	-0.011	1693.7	0.000
. *****	. .	16	0.698	-0.005	1773.4	0.000
. *****	. .	17	0.679	-0.008	1849.2	0.000
. *****	. .	18	0.659	-0.018	1921.2	0.000
. *****	. .	19	0.639	-0.021	1989.4	0.000
. *****	. .	20	0.618	-0.024	2053.7	0.000
. *****	. .	21	0.597	-0.024	2114.3	0.000
. *****	. .	22	0.576	-0.029	2171.1	0.000
. *****	. .	23	0.554	-0.005	2224.2	0.000
. *****	. .	24	0.533	-0.003	2273.8	0.000
. *****	. .	25	0.512	-0.018	2319.9	0.000

(Nguồn: tác giả thực hiện trên Eviews6)

Từ lược đồ tương quan và lược đồ tự tương quan riêng phần cho thấy bậc của AR có thể là bậc 1,2,3,4. Tuy nhiên, đối với MA thông thường xem xét thêm các giá trị của q là 1,3,4,5, hoặc 12 tức là trung bình trượt 3, 4,5 hoặc 12 mức độ tùy thuộc vào đặc điểm của chuỗi dữ liệu khi kết hợp với AR. Tuy nhiên, lược đồ tự tương quan và tự tương quan riêng phần thường hay dẫn đến cái nhìn chủ quan của người nghiên cứu. Vì vậy cần kết hợp thêm một số tiêu chuẩn khác để lựa chọn được giá trị của p và q. Mặt khác, chuỗi CPI là chuỗi thời gian lấy theo tháng và đặc điểm của chuỗi này có tính mùa vụ nên có thể khử tính mùa vụ bằng mô hình SARIMA (p,s,q)(P,D,Q)^s.



Để xem xét tính thời vụ cần đưa thêm vào mô hình phân tích bằng cách lấy thời đoạn mùa vụ là s=12 phù hợp cho chuỗi dữ liệu lấy theo tháng. Vì vậy mô hình lúc này sẽ là SARIMA(p, d, q)(P,D,Q)^s. Tuy nhiên, điều kiện để mô hình được chấp nhận vẫn là dựa vào các tiêu chuẩn AIC, BIC, HQC của mô hình ước lượng nào là nhỏ nhất. Đồng thời kiểm tra tính thích hợp của mô hình sau khi đã ước lượng xem có phù hợp hay không dựa vào kiểm định các khuyết tật của mô hình. Xét các mô hình AR(1) AR(2), MA(1) MA(2), ARIMA(1,1,1),ARIMA(2,1,1), ARIMA(1,1,2), ARIMA(2,1,2), ARIMA(1,1,1,12), SARIMA(1,1,3,12), SARIMA(1,1,5,12), SARIMA(1,1,6,12), SARIMA(1,1,12,12). Đồng thời xem xét đồ thị của CPI cho thấy chuỗi có xu thế vì vậy biến @trend đại diện cho biến này được đưa vào mô hình để ước lượng tuy nhiên hệ số gắn với biến này ở tất cả các mô hình đều không có ý nghĩa. Mặt khác, đề tài cũng khảo sát ảnh hưởng của giai

đoạn khủng hoảng kinh tế thế giới tác động tới nền kinh tế Việt Nam từ đó tác động lên CPI của Việt Nam bằng cách đưa biến giả đại diện cho giai đoạn này (cụ thể là 1/2008 thời điểm bắt đầu của cuộc khủng hoảng đến 12/2012 là giai đoạn đáy của cuộc khủng hoảng - biến D1). Tuy nhiên, hệ số gắn với biến giả này của mô hình hồi quy không có ý nghĩa thống kê. Ngoài việc đưa mô hình ARIMA kết hợp với khử tính mùa vụ (mô hình SARIMA) đề tài nghiên cứu còn thực hiện khảo sát xem tháng nào trong năm CPI có tác động lớn nhất bằng cách đặt biến giả mùa vụ (các biến S1,S2 cho đến S11 đại diện cho yếu tố này). Để xem xét mô hình ước lượng nào chính xác nhất các tiêu chuẩn được đưa ra đánh giá, xem xét ngoài tiêu chuẩn AIC, BIC, HQC bé cần quan tâm tới giá trị của các hệ số trong mô hình có phù hợp hay không, giá trị R^2 , chuỗi phần dư có tính dừng và có tính nhiễu trắng. Đồng thời giá trị sai số bình phương trung bình (RMSE – Root Mean Square Error), giá trị sai số tuyệt đối trung bình (MAE – Mean Absolute Error), phần trăm sai số tuyệt đối (MAPE - Mean Absolute Percent Error) của mô hình nào bé nhất sẽ được lựa chọn để dự báo. Từ đó lựa chọn mô hình thích hợp nhất để dự báo. Thực hiện khảo sát bậc của mô hình ARIMA và SARIMA thu được kết quả như trong bảng sau:

Bảng 2.4: Các mô hình ước lượng được từ chuỗi dữ liệu và giá trị của các tiêu chuẩn ước lượng

Mô hình	AIC	BIC	HQC	R^2
AR(1)	-6.004287	-5.962461	-5.987291	0.425689
AR(2)	-5.656238	-5.614214	-5.639161	0.183872
MA(1)	-5.900099	-5.858468	-5.883182	0.359448
MA(2)	-5.603643	-5.562012	-5.586726	0.138404
ARIMA(1,1,1)	-5.990444	-5.927705	5.964949	0.425885
ARIMA(1,1,2)	-5.997501	-5.934762	-5.972006	0.429922
ARIMA(2,1,1)	-6.026828	-5.963792	-6.001212	0.444596
ARIMA(2,1,2)	-5.6443	-5.581264	-5.618684	0.185786
SARIMA(1,1,1)(1,1,0) ¹²	-6.078805	-5.990129	-6.042774	0.494365
SARIMA(1,1,3)(1,1,0) ¹²	-6.099520	-6.010844	-6.063489	0.504732
SARIMA(1,1,5)(1,1,0) ¹²	-6.102803	-6.014127	-6.066772	0.506355
SARIMA(1,1,12)(1,1,0)¹²	-6.356250	-6.267574	-6.320219	0.616872
SARIMA(4,1,2) (1,1,1)¹²	-6.076897	-5.964347	-6.031172	0.511823
ARIMA(2,1,1) với biến giả mùa vụ²	6.391303	-6.286245	-6.348611	0.625104

(Nguồn: tác giả thực hiện trên Eviews6)

Như vậy qua khảo sát 3 mô hình cuối cùng có giá trị AIC, BIC, HQC nhỏ hơn so với các mô hình còn lại và có R^2 khá cao sẽ được lựa chọn để ước lượng giá

² Khảo sát tính mùa vụ (đưa biến giả mùa vụ vào mô hình) cho thấy giá trị của hệ số gắn với tháng 1 và tháng 2 có ý nghĩa ở mức 5%

trị dự báo lạm phát của Việt Nam trong năm 2015. Mô hình nào dự báo tốt nhất sẽ được lựa chọn nếu có RMSE, MAE, MAPE bé nhất. Kết quả ước lượng các mô hình được thể hiện trong các bảng sau với biến phụ thuộc là biến trễ của CPI (kí hiệu D(CPI))

Bảng 2.5: Mô hình ước lượng của SARIMA(1,1,12)(1,1,0)¹² (gọi là mô hình 1):

Biến số	Hệ số	Sai số chuẩn	t-Statistic	Prob.
C	0.017812	0.021823	0.816185	0.4159
AR(1)	0.756899	0.059852	12.64625	0.0000
SAR(12)	0.945753	0.035779	26.43334	0.0000
MA(12)	-0.907528	0.026535	-34.20133	0.0000
R ²	0.616872	Trung bình biến phụ thuộc		0.013961
R ² điều chỉnh	0.607677	Độ lệch chuẩn biến phụ thuộc		0.015852
Độ lệch chuẩn của hồi quy	0.009929	AIC		-6.356250
Tổng bình phương độ lệch	0.012322	BIC		-6.267574
Log likelihood	413.9781	HQC		-6.320219
F-statistic	67.08720	Thống kê Durbin-Watson		1.874383
Prob(F-statistic)	0.000000			

(Nguồn: tác giả thực hiện trên Eviews6)

Bảng 2.6: Mô hình ước lượng của SARIMA(4,1,2) (1,1,1)¹² (gọi là mô hình 2)

Biến số	Hệ số	Sai số chuẩn	t-Statistic	Prob.
C	0.013297	0.006053	2.196676	0.0299
AR(4)	0.254571	0.118845	2.142037	0.0342
SAR(12)	0.383517	0.086760	4.420411	0.0000
MA(2)	0.488345	0.107138	4.558071	0.0000
SMA(1)	0.845745	0.062548	13.52156	0.0000
R ²	0.511823	Trung bình biến phụ thuộc		0.014103
R ² điều chỉnh	0.495685	Độ lệch chuẩn biến phụ thuộc		0.016010
Độ lệch chuẩn của hồi quy	0.011369	AIC		-6.076897
Tổng bình phương độ lệch	0.015641	BIC		-5.964347
Log likelihood	387.8445	HQC		-6.031172
F-statistic	31.71521	Thống kê Durbin-Watson		2.109470
Prob(F-statistic)	0.000000			

(Nguồn: tác giả thực hiện trên Eviews6)

Bảng 2.7: Kết quả ước lượng mô hình ARIMA có biến giả mùa vụ (mô hình 3)

Biến số	Hệ số	Sai số chuẩn	t-Statistic	Prob.
C	0.010703	0.002897	3.694247	0.0003
S1	0.008940	0.002756	3.243681	0.0015
S2	0.021569	0.002752	7.837671	0.0000
AR(2)	0.478184	0.093856	5.094897	0.0000
MA(1)	0.823174	0.060673	13.56734	0.0000
R ²	0.625104	Trung bình biến phụ thuộc		0.013200
R ² điều chỉnh	0.613996	Độ lệch chuẩn biến phụ thuộc		0.015667
Độ lệch chuẩn của hồi quy	0.009734	AIC		-6.391303
Tổng bình phương độ lệch	0.012792	BIC		-6.286245
Log likelihood	452.3912	HQC		-6.348611
F-statistic	56.27497	Thống kê Durbin-Watson		2.002419
Prob(F-statistic)	0.000000			

(Nguồn: tác giả thực hiện trên Eviews6)

Như vậy kết quả ước lượng cho thấy các hệ số gắn với các biến số trong mô hình đều có ý nghĩa với mức ý nghĩa 5% và các giá trị AIC, BIC, HQC khá thấp và không chênh lệch nhiều. Vì vậy 3 mô hình này tiếp tục được sử dụng để nghiên cứu cho các giai đoạn tiếp theo của quá trình dự báo.

2.6. Kết quả dự báo lạm phát của Việt Nam tới năm 2015

Để đưa ra được dự báo tốt nhất trước hết cần kiểm tra các điều kiện của mô hình bao gồm: tính giá trị RMSE của từng mô hình và so sánh; kiểm định tính dừng, tính nhiễu trắng của chuỗi phần dư và xem xét tính tự tương quan bậc 1 của các mô hình đề xuất.

2.6.1. Giá trị RMSE, MAE, MAPE của các mô hình đề xuất

Ba mô hình trên được đề xuất để đưa ra dự báo lạm phát của Việt Nam cho tới 12/2015. Kết quả cho thấy các giá trị RMSE, MAE, MAPE ở 3 mô hình dự báo không chênh lệch nhau nhiều tuy nhiên mô hình 2 là mô hình có các giá trị xem xét là bé nhất. Vì vậy mô hình 2 sẽ được sử dụng để tiến hành dự báo.

Bảng 2.8: Giá trị RMSE, MAE, MAPE của 3 mô hình đề xuất

Giá trị Mô hình	RMSE	MAE	MAPE
Mô hình 1	0.055845	0.049623	1.738942
Mô hình 2	0.055217	0.048802	1.709931
Mô hình 3	0.062655	0.057334	2.010097

(Nguồn: tác giả thực hiện trên Eviews6)

2.6.2. Kiểm tra các điều kiện của mô hình lựa chọn

* *Tính dừng và nhiễu trắng chuỗi phần dư*

Sử dụng kiểm định ADF để kiểm tra chuỗi phần dư cho thấy mô hình lựa chọn có chuỗi phần dư dừng. Mô hình là thích hợp cho bước phân tích tiếp theo.

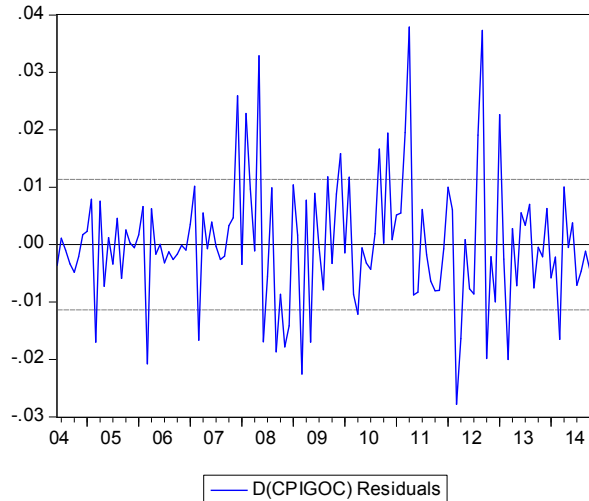
Bảng 2.9: Kiểm định tính dừng chuỗi phần dư mô hình 2 (kiểm định ADF)

Null Hypothesis: RESID02 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-11.73177	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.483312	
	5% level	-2.884665	
	10% level	-2.579180	

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

(Nguồn: tác giả thực hiện trên Eviews6)



Đồ thị 2.8: Chuỗi phần dư của mô hình 2 (Nguồn: tác giả thực hiện Eviews6)

Kết quả kiểm định tính dừng chuỗi phần dư của mô hình 2 có $|\tau_{qs}| > |\tau_{\alpha}|$ ở các mức ý nghĩa 1%, 5%, 10% và giá trị prob. = 0.000 < 0.05 (tức tại mức ý nghĩa 5%) cho thấy có đủ cơ sở để bác bỏ H_0 . Vì vậy cả mô hình đáp ứng được tính dừng của chuỗi phần dư.

* *Tính nhiễu trắng của chuỗi phần dư của mô hình lựa chọn*

Tiến hành kiểm định tính nhiễu trắng chuỗi phần dư của mô hình 2 cho thấy kết quả như trong bảng sau:

Bảng 2.10: Lược đồ tương quan và tự tương quan riêng phần (AC và PAC) của chuỗi phần dư mô hình 2

Date: 12/25/14 Time: 05:07
Sample: 2003M01 2014M11
Included observations: 126

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
-.	-.	1	-0.060	-0.060	0.4679	0.494
-.	-.	2	0.022	0.019	0.5333	0.766
.*	.*	3	0.078	0.081	1.3360	0.721
-.	-.	4	-0.009	0.000	1.3461	0.854
.*	.*	5	0.124	0.121	3.3879	0.640
*.	*.	6	-0.092	-0.086	4.5284	0.606
*.	*.	7	-0.115	-0.133	6.3086	0.504
-.	-.	8	0.063	0.034	6.8437	0.554
*.	*.	9	-0.129	-0.109	9.1537	0.423
-.	-.	10	-0.013	-0.024	9.1771	0.515
-.	-.	11	-0.039	-0.021	9.3932	0.586
*.	*.	12	-0.130	-0.101	11.770	0.464
-.	*.	13	-0.036	-0.079	11.951	0.532

(Nguồn: tác giả thực hiện trên Eviews6)

Từ các bảng trên cho thấy các hệ số AC và PAC đều không có ý nghĩa ở mức 5% (prob > 0.05) chứng tỏ phần dư của mô hình 1 và 2 thỏa mãn điều kiện nhiễu trắng. Vì vậy mô hình dự báo là phù hợp

2.6.3. Kiểm tra tự tương quan bậc 1 của các mô hình

Để xem xét hiện tượng tự tương quan bậc 1 có tồn tại trong các mô hình được lựa chọn, tiến hành kiểm định cặp giả thuyết

H_0 : không tồn tại hiện tượng tự tương quan bậc 1

H_1 : tồn tại hiện tượng tự tương quan bậc 1

Sử dụng kiểm định BG (Breusch - Godfrey) cho kết quả như trong bảng sau:

Bảng 2.11: Kiểm định tính tự tương quan của mô hình 2

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.781357	Prob. F(1,120)	0.3785
Obs*R-squared	0.815087	Prob. Chi-Square(1)	0.3666

(Nguồn: tác giả thực hiện trên Eviews6)

Kết quả kiểm định cho thấy mô hình không có hiện tượng tự tương quan bậc 1 (prob > 0.05)

2.6.4. Dự báo lạm phát Việt Nam 2014-2015

Tiến hành dự báo CPI Việt Nam giai đoạn 2014-2015 theo mô hình đề xuất kết quả dự báo được thể hiện trong bảng sau.

Bảng 2.14: Dự báo CPI của Việt Nam 2014 – 2015

Tháng Năm	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	Cả năm ³
2014*	2.825	2.841	2.828	2.83	2.836	2.845	2.851	2.857	2.869	2.872	2.864	2.854	4.09 ⁴
2014f**	2.819	2.839	2.845	2.853	2.860	2.868	2.879	2.895	2.915	2.928	2.940	2.951	-
Tỷ lệ lạm phát 2014****	0.70	0.71	0.20	0.27	0.25	0.30	0.37	0.57	0.66	0.46	0.41	0.36	5.41
2015f***	2.967	2.983	2.993	3.004	3.015	3.026	3.039	3.053	3.069	3.082	3.095	3.107	-
Tỷ lệ lạm phát 2015****	0.38	0.53	0.53	0.35	0.37	0.36	0.38	0.41	0.48	0.51	0.41	0.41	5.30

(Nguồn: tác giả ước lượng và tính toán dựa vào EVIEWS6)

³ Giá trị CPI cả năm là giá trị trung bình CPI của năm đó so với tháng 12 năm trước (Tính theo %)

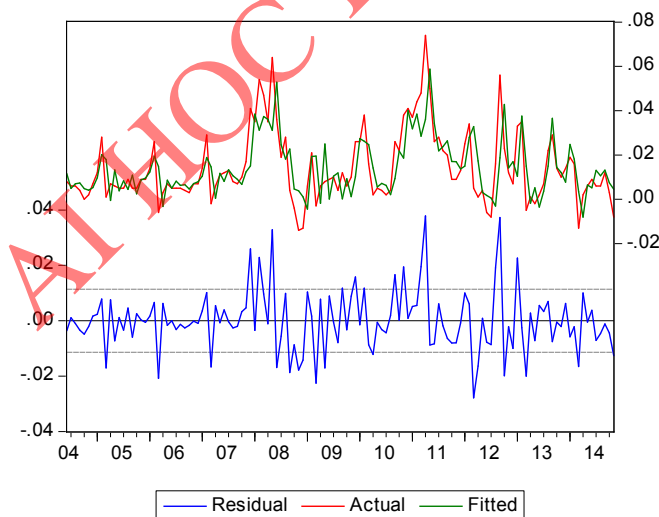
⁴ Công bố của TCTK (12/2014)

(*) CPI thực tế theo công bố mới nhất của TCTK được quy đổi về gốc so sánh 1/2003

(**), (***) CPI ước lượng từ các mô hình

(****) tỷ lệ lạm phát tháng sau so với tháng trước (tính theo %)

Kết quả dự báo từ mô hình cho thấy giá trị CPI tính đến 12/2015 gấp 3 lần so với thời điểm 1/2003. Tính cho cả năm 2014 (so với 12/2013) thì lạm phát của Việt Nam theo mô hình dự báo đứng ở mức 5.41% và năm 2015 (so với 12/2014) nằm ở mức 5.30%. Như vậy trong năm 2015 theo dự báo lạm phát vẫn ở mức thấp tạo điều kiện thuận lợi cho phát triển kinh tế. Theo công bố mới nhất của TCTK 12/2014 cho thấy tháng 12 CPI của cả nước giảm 2.4% so với tháng 11/2014 và tính chung cả năm CPI là 4.09% so với năm 2013 mức thấp nhất trong 10 năm trở lại đây và cũng là lần đầu tiên Việt Nam chứng kiến lạm phát giảm trong tháng 12. So sánh với giá trị dự báo năm 2014 thì lạm phát thực tế chênh lệch thấp hơn trên 1%. Lạm phát thực tế của năm 2014 thấp là điều nằm ngoài dự báo của Chính phủ cũng như các tổ chức trong và ngoài nước từ đầu năm. Điều này có được là do các yếu tố khách quan như giá dầu giảm mạnh trong thời gian vừa qua làm cho giá các nguyên liệu đầu vào giảm mạnh. Đồng thời các yếu tố đầu vào quan trọng như điện, nước không tăng giá nhiều như các năm trước, lãi suất ngân hàng giảm mạnh. Mặt khác, còn có một phần từ nhân tố chủ quan do nhu cầu trong nước thấp. Điều này cho thấy mối lo ngại về lạm phát đã không còn là mối quan tâm chính trong thời gian tới vì vẫn duy trì mức lạm phát dưới 2 con số tạo điều kiện để hạ lãi suất cũng như thực hiện các chính sách tăng trưởng kinh tế trong các năm tiếp theo.



Đồ thị 2.9: Giá trị thực, giá trị dự báo và phần dư của mô hình 2

(Nguồn: tác giả thực hiện trên EVIEWS 6)

CHƯƠNG 3

GỢI Ý, THẢO LUẬN CHÍNH SÁCH NHẪM KIỂM SOÁT LẠM PHÁT VÀ KIẾN NGHỊ VỀ CÔNG TÁC DỰ BÁO KINH TẾ VĨ MÔ CỦA VIỆT NAM

3.1. Dự báo kinh tế vĩ mô Việt Nam thời gian tới

Hai biến số của nền kinh tế luôn được theo dõi sát sao đó là tốc độ tăng GDP và lạm phát. Vì vậy dự báo chính xác 2 biến số này luôn là yêu cầu cấp thiết để lập kế hoạch phát triển cho các thời điểm trong tương lai.

Theo các chuyên gia kinh tế trong và ngoài nước cũng như các tổ chức quốc tế đánh giá cuối và đầu năm 2014 cho thấy các tổ chức đã lần lượt hạ dự báo về lạm phát của Việt Nam.

Bảng 3.1: Dự báo triển vọng Việt Nam 2014 -2015

Một số dự báo triển vọng kinh tế Việt Nam 2014 - 2015 (%)

Tổ chức công bố	2014		2015	
	Tăng trưởng	Lạm phát	Tăng trưởng	Lạm phát
<i>Mục tiêu của Chính phủ</i>	5,8	7,0	6,2	5,0 ⁵
ADB ^a	5,6	6,2	5,8	6,6
WB ^b	5,5	6,5	5,6	6,3
IMF ^c	5,6	6,3	5,7	6,2
EY ^d	5,4	6,5	6,4	6,0
UBGSTCQG ^e	5.6- 5.7 ⁶	5,0 ⁷		

Ghi chú: (a) Báo cáo triển vọng phát triển Châu Á: cập nhật tháng 4/2014; (b) Báo cáo cập nhật kinh tế Đông Á Thái Bình Dương tháng 4/2014; (c) Báo cáo triển vọng kinh tế thế giới, tháng 3/2014; (d) Dự báo triển vọng tại các thị trường tăng trưởng nhanh (Ernst & Young); (e) Dự báo của Ủy ban giám sát Tài chính Quốc gia.

(Nguồn: *fica.vn*)

Theo đó chính phủ đặt mục tiêu cho năm 2014 là lạm phát ở mức 7% với tốc độ tăng trưởng là 5.8% trong khi đó các tổ chức quốc tế và Ủy ban giám sát tài chính quốc gia thì những con số này thấp hơn và thực tế cho thấy lạm phát năm 2014 theo công bố mới nhất của TCTK là 4.09% (thấp hơn rất nhiều so với mục tiêu và dự báo trước đó) với tốc độ tăng trưởng năm nay ước đạt 5.9% (cao hơn so với mục tiêu đề ra). Đây là điều bất ngờ nằm ngoài dự báo. Chính vì nó bất ngờ nên diễn biến giá cả năm ngoài quy luật hàng năm là lạm phát tăng vào cuối năm thì lạm phát tháng 11 giảm. Nguyên nhân khách quan là do chính phủ ban hành nghị quyết 01, 02 về thắt chặt và kiểm soát lạm phát. Song yếu tố khách quan đóng góp rất quan trọng làm giảm lạm phát của Việt Nam trong năm 2014 đó là do giá xăng dầu giảm liên tục với mức giảm kéo theo các mặt hàng khác giảm giá theo. Nhiên liệu đầu vào nhập khẩu cũng đã giảm mạnh.

Năm 2015 nối tiếp thành công của những biện pháp kiểm soát cũng như ảnh hưởng tích cực của giá cả thế giới vì vậy mục tiêu chính phủ đặt ra lạm phát của Việt Nam chỉ là 5% với tốc độ tăng trưởng ở mức 6.2% trong khi đó Ernst & Young đưa ra dự báo với con số cao hơn lần lượt là 6% và 6.4%. Đây là một tín hiệu mừng cho nền kinh tế Việt Nam khi tốc độ tăng trưởng ngày càng được cải thiện tuy nhiên vẫn chưa thể khôi phục lại mức trước thời kì khủng hoảng. Bên cạnh đó, nguy cơ tiềm ẩn về lạm phát vẫn thường trực. Cần thấy rõ bản chất CPI giảm: Lạm phát thấp là do tổng cầu yếu, không phải do năng suất chất lượng trong hoạt động sản xuất kinh doanh được nâng lên, làm cho chi phí sản xuất và giá thành hạ. Thu nhập hạn chế làm người dân thất lung, buộc bụng, luồng vốn thu hẹp làm doanh nghiệp cắt giảm quy mô sản xuất, chi tiêu công hạn chế... nên đã làm giảm sức ép tăng giá.

Lãi suất giảm là tín hiệu vô cùng đáng mừng của nền kinh tế, là điều không dễ đạt được trong thời gian trước đó. Tuy nhiên, thực tế cung và cầu vẫn không thể gặp nhau. Doanh nghiệp không thể tiếp cận được khoản vay do không đáp ứng được tiêu chuẩn của ngân hàng, trong khi đó, phía ngân hàng có thể hạ lãi suất nhưng không thể hạ tiêu chuẩn cho vay. Khó khăn thiếu vốn vẫn còn và nhiều doanh nghiệp tiếp tục đối mặt với nguy cơ phá sản.

Điểm sáng nhập siêu thấp là điều đáng chú ý. Song, bóc tách con số này thấy, nhập khẩu giảm chủ yếu là ở khu vực máy móc thiết bị, nguyên vật liệu đầu vào. Còn thành tích xuất khẩu ấn tượng lại chủ yếu dựa vào khu vực FDI. Điều này cũng đồng nghĩa, sản xuất trong nước vẫn chưa thực sự hồi phục.

Ngoài ra, còn nhiều yếu tố căn cơ khác sẽ khiến cho ổn định vĩ mô của Việt Nam tiềm ẩn nhiều rủi ro. Đó là hiệu quả đầu tư vẫn thấp, tỷ lệ nợ xấu và hàng tồn kho vẫn ở mức cao, thị trường bất động sản chưa có lối ra, tham nhũng, lãng phí vẫn còn hiện hữu với mức độ ngày càng nhiều và tinh vi. Tiến trình tái cơ cấu kinh tế đã được khởi động nhưng đến nay, vẫn chậm trễ. Lo ngại kinh tế Việt Nam tụt hậu xa hơn so với các nước trong khu vực và trên thế giới ngày càng được nhắc đến. Điều kiện cho việc hoàn thành các chỉ tiêu kinh tế năm 2015 là nếu như nền kinh tế giải quyết được các khó khăn trên, chính sách đi vào cuộc sống, điểm nghẽn được giải quyết tích cực. Trong đó, gam màu tối luôn nhắc nhở mọi đánh giá và dự báo đừng vội lạc quan.

3.2. Gợi ý và thảo luận chính sách nhằm kiểm soát lạm phát ở Việt Nam

Một số giải pháp đã được Chính phủ và các chuyên gia đưa ra để thực hiện được mục tiêu. Các giải pháp này không phải là mới tuy nhiên nó vẫn còn giá trị thực tiễn cho công tác lập kế hoạch và thực hiện kế hoạch cho năm 2015. Các giải pháp bao gồm:

Thứ nhất, tiếp tục thực hiện chính sách tiền tệ linh hoạt, chính sách tài khóa chặt chẽ. Điều hành lãi suất phù hợp với mục tiêu kiểm soát lạm phát. Tăng dự trữ ngoại hối và bảo đảm chất lượng tín dụng. Điều hành hiệu quả tỷ giá, thị trường ngoại hối, thị trường vàng, bảo đảm giá trị đồng tiền Việt Nam. Đẩy mạnh xuất khẩu, kiểm soát nhập khẩu. Tăng dự trữ ngoại hối. Thúc đẩy phát triển thị trường vốn, thị trường chứng khoán.

Tăng cường quản lý ngân sách nhà nước, tập trung chống thất thu, thực hiện triệt để tiết kiệm, kiên quyết cắt giảm các khoản chi chưa thật cần thiết. Tăng cường quản lý thị trường, giá cả, tiếp tục thực hiện cơ chế giá thị trường đối với các mặt hàng, dịch vụ công thiết yếu như điện, than, xăng dầu, nước, dịch vụ y tế... theo lộ trình phù hợp, bảo đảm yêu cầu kiểm soát lạm phát, công khai minh bạch và có hỗ trợ cho các đối tượng chính sách, người nghèo.

Thứ hai, tiếp tục cải thiện môi trường đầu tư, tháo gỡ khó khăn cho doanh nghiệp. Chính phủ cũng cần có giải pháp cụ thể, giúp doanh nghiệp chuẩn bị và nâng cao tính cạnh tranh trong môi trường kinh doanh ngày càng cởi mở và tiệm cận với chuẩn mực quốc tế. Mặc dù các bước cải cách doanh nghiệp nhà nước đã được thực hiện từ nhiều năm, nhưng tốc độ còn chậm và hiệu quả còn thấp.

Vì thế, các chương trình thoái vốn đầu tư ngoài ngành, cổ phần hóa doanh nghiệp cần phải được Chính phủ chỉ đạo thực hiện nhanh và mạnh hơn trong năm 2015. Cùng với đó, giải quyết hiệu quả hơn vấn đề nợ xấu, hoàn thành cơ bản việc tái cấu trúc hệ thống ngân hàng, khơi thông dòng vốn tín dụng cho doanh nghiệp.

Thứ ba, thúc đẩy phát triển thị trường trong nước và tiếp tục khai thác tìm kiếm mở rộng thị trường xuất khẩu hàng hóa mang lại hiệu quả cao cho nền kinh tế. Trong những năm tới, cần xác định đầy đủ thách thức và lợi thế khi Việt Nam gia nhập Hiệp định Đối tác Kinh tế Chiến lược xuyên Thái Bình Dương (TPP) để từ đó tập trung đầu tư phát triển mạnh những mặt hàng có lợi thế cạnh tranh với thuế suất giảm sâu.

Thứ năm, thực hiện nghiêm Chi thị số 30/CT-TTg ngày 26/11/2013 của Thủ tướng Chính phủ về việc thực hành tiết kiệm chống lãng phí. Theo đó, các cơ quan quản lý cần kiểm tra và rà soát kỹ các quy định, văn bản trước khi ban hành để tránh có lỗ hổng làm thất thu, lọt thuế. Bên cạnh đó, phải tăng cường kiểm tra, giám sát để kịp thời phát hiện và xử lý nghiêm đối với các doanh nghiệp thực hiện hành vi chuyển giá gây thất thu cho ngân sách nhà nước, ảnh hưởng tiêu cực đến phát triển kinh tế.

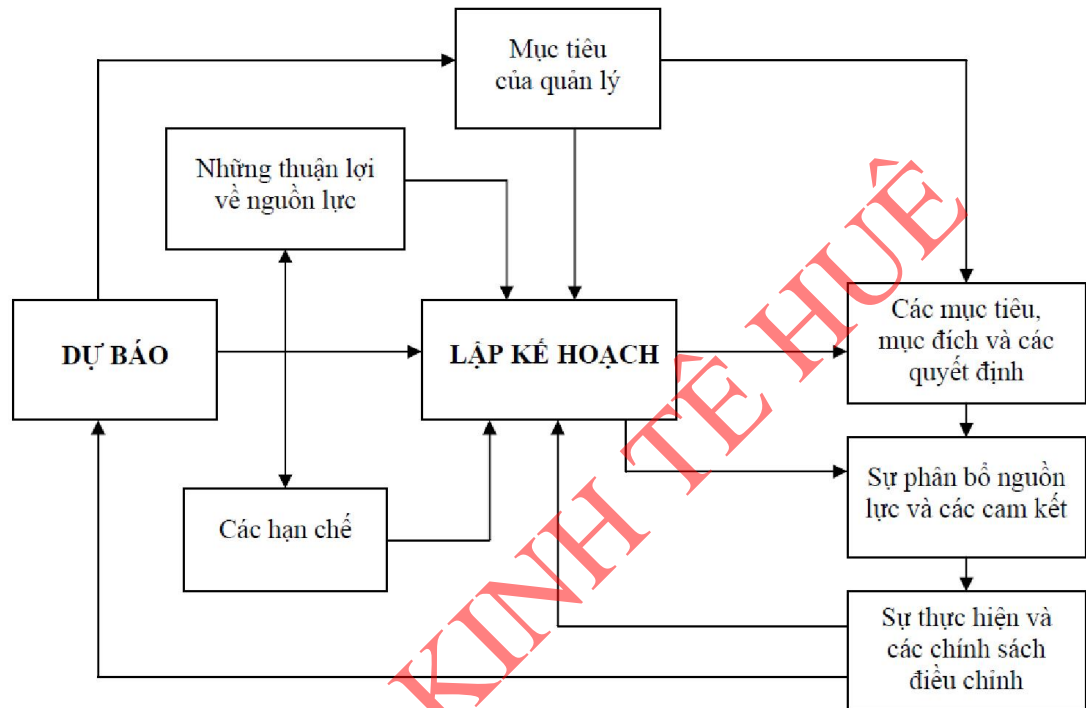
Thực hiện tiết kiệm chi tiêu sao cho phù hợp với tình hình khó khăn hiện nay theo hướng ưu tiên cho các chương trình giảm nghèo, nông thôn mới. Bộ chi ngân sách cần được kiểm soát chặt chẽ, nâng bội chi phải đi đôi với đầu tư công hiệu quả để tránh lạm phát. Rà soát những khoản chi thường xuyên không hợp lý, gây lãng phí. Bảo đảm tính hiệu quả và nâng cao chất lượng các khoản chi trong đó có chi cho phúc lợi xã hội.

Thứ sáu, việc điều chỉnh giá các mặt hàng cơ bản và dịch vụ công cần có sự phối hợp đồng bộ giữa các ngành liên quan và lộ trình hợp lý về thời điểm tăng giá, mức tăng giá... Theo đó, cần bảo đảm cân đối cung - cầu hàng hóa, dịch vụ trong những tháng cuối năm và dịp Tết Nguyên đán, quản lý, điều hành các mặt hàng thiết yếu, dịch vụ công phù hợp nhằm giảm bớt khó khăn cho doanh nghiệp và giảm áp lực tăng giá trong các tháng cuối năm. Xử lý nghiêm các hành vi buôn lậu, gian lận thương mại, kinh doanh hàng giả, hàng kém chất lượng, đầu cơ, găm hàng đẩy giá tăng cao.

Lạm phát rất nhạy cảm, thường không bền vững, dễ bị phá vỡ và nếu bùng phát trở lại sẽ rất khó kiểm soát. Do vậy, cần tập trung kiểm soát lạm phát ngay cả khi vẫn ở mức thấp để tránh rủi ro cho những năm tới. Nền kinh tế Việt Nam có tính đặc thù riêng, không giống với các quốc gia khác trên thế giới. Cùng với nó là những vấn đề tồn tại, bất cập của những năm trước đây tích tụ để lại không thể dễ gì có thể gỡ ngay được, nhất là trong tình hình quốc tế và khu vực không hoàn toàn thuận lợi, thậm chí bất lợi nhiều hơn cho việc khôi phục kinh tế của Việt Nam.

3.3. Kiến nghị về công tác dự báo vĩ mô của Việt Nam

Dự báo vĩ mô là một trong những công tác có vai trò quan trọng để phục vụ cho việc hoạch định và thực hiện các chủ trương, đường lối, chính sách của Đảng và Nhà nước, xây dựng chiến lược, quy hoạch, kế hoạch phát triển và tham mưu cho công tác chỉ đạo, điều hành ở cấp quốc gia và cấp bộ, ngành; đồng thời cung cấp thông tin định hướng cho hoạt động sản xuất, kinh doanh.



Mối quan hệ giữa công tác dự báo và lập kế hoạch

Sơ đồ 3.1: Mối quan hệ giữa công tác dự báo và lập kế hoạch

(Nguồn: TS. Nguyễn Thị Minh An “Vai trò dự báo” đăng trên www.quantri.vn)

Trong điều kiện mở cửa, hội nhập, tình hình diễn biến nhanh, bất thường, khó lường, việc dự báo vĩ mô có ý nghĩa về hai mặt. Một mặt, trên cơ sở dự báo vĩ mô tốt, việc chỉ đạo, điều hành sẽ không bị động mà theo diễn biến thực tế, sẽ giảm bớt những biện pháp tình thế. Mặt khác dự báo vĩ mô tốt cũng giúp cho việc chỉ đạo, điều hành vừa vẫn bảo đảm được ổn định vĩ mô, vừa khắc phục được tác động mỗi khi tình hình có thay đổi.

Công tác dự báo vĩ mô thời gian qua đã đạt được những kết quả tích cực. Việc dự báo vĩ mô đã góp phần quan trọng trong việc xác định mục tiêu chiến lược trong các thời kỳ (1991 - 2000, 2001 - 2010, 2011 - 2020) và các kế hoạch 5 năm, hàng năm; việc dự báo vĩ mô đã góp phần vào việc lựa chọn và chuyển đổi mục tiêu ưu tiên khi có những biến động lớn về tình hình trong nước và nước ngoài.

Tuy nhiên, việc dự báo vĩ mô thời gian qua và hiện nay cũng còn những hạn chế, bất cập. Dự báo còn nghiêng nhiều về ngắn hạn, dự báo dài hạn chưa nhiều. Độ tin cậy và mức độ chính xác của một số dự báo vĩ mô chưa cao. Việc phân tích, so sánh, nhận diện các yếu tố tác động đến các chỉ tiêu dự báo và rút ra bài học kinh nghiệm còn thiếu và yếu nên việc chỉ đạo, điều hành đối với một số ngành, lĩnh vực chưa uyển chuyển hoặc thiếu sự phối hợp, hoặc có hiện tượng lặp đi lặp lại, nhất là tăng trưởng và lạm phát, có một phần do dự báo chưa chính xác hoặc thiếu sự phân tích đầy đủ.

Những hạn chế, bất cập trong công tác dự báo vĩ mô do nhiều nguyên nhân. Có nguyên nhân do chưa có bộ máy chuyên trách về dự báo vĩ mô của quốc gia và ở các bộ, ngành; cán bộ làm công tác này chưa được đào tạo một cách bài bản, thiếu tính chuyên nghiệp. Có nguyên nhân do bản thân tình hình diễn biến phức tạp, khó lường, nhất là trong điều kiện hiện nay. Có nguyên nhân do những hạn chế, bất cập về tính chính xác, đầy đủ, kịp thời của thông tin và sự thiếu, yếu của công tác phân tích, so sánh. Có nguyên nhân do công cụ, phương pháp và các mô hình dự báo chưa được chuẩn hóa, cập nhật, cải tiến cho phù hợp...

Để tăng cường và nâng cao chất lượng công tác dự báo vĩ mô, có nhiều việc phải làm, trong đó cần nâng cao chất lượng nhân lực thực hiện công tác dự báo, trên cơ sở đào tạo, bồi dưỡng nâng cao năng lực đội ngũ cán bộ làm công tác dự báo vĩ mô.

Phải có sự phối kết hợp chặt chẽ giữa các đơn vị làm công tác phân tích, dự báo; bám sát các mục tiêu, nội dung cần dự báo; xây dựng đồng bộ hệ thống thông tin và cơ sở dữ liệu.

Ứng dụng các phương pháp và mô hình dự báo khoa học, tiên tiến phù hợp, đồng thời xác định kinh phí đầu tư và cơ chế tài chính cho công tác dự báo.

Minh bạch hoá số liệu là một trong những điều kiện vô cùng cần thiết đối với cơ quan làm nhiệm vụ nghiên cứu phân tích và dự báo kinh tế. Hiện nay, hầu hết các cơ quan tổng hợp, các Bộ, Ngành, Tập đoàn, tổng công ty... gọi chung là các cơ quan nắm giữ số liệu và CSDL nhưng không sẵn sàng cung cấp và chia sẻ với các cơ quan là nhiệm vụ nghiên cứu, phân tích để đưa ra dự báo và cảnh báo kinh tế vĩ mô giúp Chính phủ điều hành tốt nền kinh tế, với lý do là bí mật nhà nước hoặc bí mật kinh doanh... Nếu vậy, nước ta cũng không thể nâng cao được chất lượng của công tác dự báo và cảnh báo sớm để phục vụ việc điều hành kinh tế - xã hội của Chính phủ, nền kinh tế sẽ luôn gặp phải những rủi ro và thiệt hại hàng năm sẽ vô cùng lớn. Vì vậy, để từng bước nâng cao chất lượng công tác dự báo và cảnh báo

sớm, Chính phủ cần ban hành một văn bản quy định và bắt buộc các cơ quan như Thống kê, Tài chính, Ngân hàng, Hải quan, Công thương và các Tập đoàn, các Tổng công ty lớn phải có trách nhiệm cung cấp và chia sẻ thông tin với các cơ quan làm nhiệm vụ dự báo và cảnh báo sớm. Tổng cục thống kê là cơ quan chịu trách nhiệm thu thập thông tin và công bố thông tin thu thập được rộng rãi trên các phương tiện thông tin đại chúng. Tuy nhiên, chất lượng và độ tin cậy của các con số này cũng là điều đáng phải suy nghĩ. Đồng thời, xây dựng quy chế lưu trữ, sử dụng thông tin số liệu giữa các bên có liên quan dùng để phân tích và dự báo kinh tế. Hiện nay, trung tâm Thông tin và Dự báo Kinh tế-Xã hội Quốc gia (thuộc Bộ Kế hoạch và Đầu tư) hiện đang là cơ quan có chức năng và nhiệm vụ về phân tích, dự báo và cảnh báo kinh tế tầm trung và ngắn hạn.

AI HOC KINH TE HUÉ

PHẦN C: KẾT LUẬN

Như vậy, đóng góp của nghiên cứu là cơ sở về số liệu và kết quả được cập nhật hơn so với các nghiên cứu trước đây. Nghiên cứu đã chỉ ra rằng lạm phát của Việt Nam trong thời gian tới không còn đáng lo ngại như thời gian trước đây do các chính sách có phần hợp lí của Chính Phủ thực hiện trong thời gian qua. Tuy nhiên, những bất ổn của nền kinh tế trong và ngoài nước vẫn còn tiềm ẩn những nguy cơ khiến cho lạm phát tăng cao trở lại. Điều này cần sự điều hành linh hoạt và khéo léo cũng như sự phối hợp đồng bộ của các cơ quan Nhà nước trong việc kiểm soát lạm phát. Chỉ khi kiểm soát được yếu tố này thì mới có thể tập trung ổn định và tăng trưởng được các nhân tố vĩ mô khác của nền kinh tế.

Tuy vậy, nghiên cứu cũng tồn tại một số hạn chế nhất định cần phải khắc phục đó là:

Thứ nhất, vì quá trình phân tích và dự báo chỉ xem xét chuỗi số liệu của chính biến cần phân tích trong quá khứ để dự báo cho giá trị của biến đó trong tương lai mà không xem xét các yếu tố khác (mặc dù có xem xét thêm tính mùa vụ trong chuỗi phân tích) vì vậy có thể ảnh hưởng tính chính xác của kết quả dự báo

Thứ hai, mô hình vẫn tồn tại một số khuyết tật của giả thuyết OLS (như tính phân phối chuẩn, hiện tượng phương sai sai số thay đổi)

Thứ ba, mô hình chưa xem xét tới tác động trong ngắn hạn và dài hạn của lạm phát lên các biến số kinh tế.

Để khắc phục được các nhược điểm trên của mô hình nghiên cứu, đề tài có thể phát triển thêm các phương pháp phân tích khác như mô hình VAR (Vector Autoregressive Models- mô hình tự hồi quy theo vecto), ECM (Error Correction Models - Mô hình hiệu chỉnh sai số), VECM (Vector Error Correction Models - mô hình hiệu chỉnh sai số dạng vecto), ARCH (Autoregressive Conditional Heterescedastic Models – mô hình sai phân có điều kiện của sai số thay đổi tự hồi quy), GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heterescedastic Models – mô hình phương sai có điều kiện của sai số thay đổi tự hồi quy tổng quát)

PHẦN D
DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. GS.TS Nguyễn Quang Dong và TS. Nguyễn Thị Minh (2012), *Giáo trình Kinh tế lượng*, ĐHKQTĐ
2. GS.TS Nguyễn Quang Dong (2010), *Phân tích chuỗi thời gian trong tài chính*, NXB ĐHKQTĐ
3. Th.s Bùi Dương Hải – bài giảng “thực hành EVIEWS”
4. Huỳnh Thế Quyết và Nguyễn Quyết (2013), *Dự báo tăng trưởng GDP của Việt Nam năm 2014*, Tạp chí kinh tế và dự báo
5. Võ Hùng Dũng (2009), *Diễn biến chỉ số giá tiêu dùng từ 1976 đến 2008* [<http://www.vccimekong.com/VCCICT/folderupload/dienbienchisogiatieudung.pdf>]
6. Cao Hào Thi, *Sử dụng mô hình ARIMA dự báo giá cả sống tại TP.HCM* [http://www.academia.edu/4965234/S_D_NG_MO_HINH_ARIMA_TRONG_D_BA_O_GIA]
7. Trang web của Tổng cục Thống kê: www.gso.gov.vn
8. <http://vietnamnet.vn/vn/kinh-te/208975/lam-phat-thap-nhat-10-nam--gia-ca-van-lo-lung.html>
9. <http://danviet.vn/kinh-te/lam-phat-duoi-3-bat-ngo-cach-xa-du-bao-520870.html>
10. <http://www.thoibaonganhang.vn/tin-tuc/1-wb-du-bao-lam-phat-cua-viet-nam-nam-nay-o-muc-4-5-25752.html>
11. <http://www.24h.com.vn/thi-truong-tieu-dung/lam-phat-nam-2015-van-cao-can-nhac-dieu-chinh-gia-dien-c52a679992.html>
12. <http://fica.vn/dong-chay-von/vi-mo/chuyen-gia-du-bao-lam-phat-duoi-5--20600.html>
13. <http://vietstock.vn/2014/09/adb-ha-du-bao-tang-truong-viet-nam-2014-va-2015-761-367548.htm>
14. <http://www.tapchitaichinh.vn/Trao-doi-Binh-luan/Nhung-giai-phap-nham-kiem-soat-lam-phat-nam-2014/40094.tctc>

PHỤ LỤC

1. Mô hình AR(1)

Dependent Variable: D(CPI)
Method: Least Squares
Date: 12/22/14 Time: 15:26
Sample (adjusted): 2003M03 2014M11
Included observations: 141 after adjustments
Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.012658	0.002924	4.328436	0.0000
AR(1)	0.655979	0.064626	10.15032	0.0000
R-squared	0.425689	Mean dependent var		0.013064
Adjusted R-squared	0.421557	S.D. dependent var		0.015695
S.E. of regression	0.011937	Akaike info criterion		-6.004287
Sum squared resid	0.019806	Schwarz criterion		-5.962461
Log likelihood	425.3023	Hannan-Quinn criter.		-5.987291
F-statistic	103.0290	Durbin-Watson stat		1.940997
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.66			

2. Mô hình AR(2)

Dependent Variable: D(CPI)
Method: Least Squares
Date: 12/22/14 Time: 15:47
Sample (adjusted): 2003M04 2014M11
Included observations: 140 after adjustments
Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.013087	0.002105	6.218053	0.0000
AR(2)	0.429499	0.077027	5.575938	0.0000
R-squared	0.183872	Mean dependent var		0.013200
Adjusted R-squared	0.177958	S.D. dependent var		0.015667
S.E. of regression	0.014205	Akaike info criterion		-5.656238
Sum squared resid	0.027847	Schwarz criterion		-5.614214
Log likelihood	397.9366	Hannan-Quinn criter.		-5.639161
F-statistic	31.09108	Durbin-Watson stat		1.128392
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.66	-.66		

2. Mô hình MA(1)

Dependent Variable: D(CPI)
Method: Least Squares
Date: 12/22/14 Time: 15:53
Sample (adjusted): 2003M02 2014M11
Included observations: 142 after adjustments

Convergence achieved after 4 iterations
 MA Backcast: 2003M01

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.013057	0.001727	7.560095	0.0000
MA(1)	0.638564	0.064182	9.949256	0.0000
R-squared	0.359448	Mean dependent var		0.013127
Adjusted R-squared	0.354873	S.D. dependent var		0.015657
S.E. of regression	0.012576	Akaike info criterion		-5.900099
Sum squared resid	0.022141	Schwarz criterion		-5.858468
Log likelihood	420.9070	Hannan-Quinn criter.		-5.883182
F-statistic	78.56157	Durbin-Watson stat		1.749109
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted MA Roots	-.64			

4. Mô hình MA(2)

Dependent Variable: D(CPI)
 Method: Least Squares
 Date: 12/22/14 Time: 15:59
 Sample (adjusted): 2003M02 2014M11
 Included observations: 142 after adjustments
 Convergence achieved after 17 iterations
 MA Backcast: 2002M12 2003M01

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.013054	0.001618	8.068365	0.0000
MA(2)	0.325472	0.080472	4.044531	0.0001
R-squared	0.138404	Mean dependent var		0.013127
Adjusted R-squared	0.132250	S.D. dependent var		0.015657
S.E. of regression	0.014585	Akaike info criterion		-5.603643
Sum squared resid	0.029782	Schwarz criterion		-5.562012
Log likelihood	399.8587	Hannan-Quinn criter.		-5.586726
F-statistic	22.48920	Durbin-Watson stat		1.008212
Prob(F-statistic)	0.000005			

5. Mô hình ARIMA(1,1,1)

Dependent Variable: D(CPI)
 Method: Least Squares
 Date: 12/22/14 Time: 16:01
 Sample (adjusted): 2003M03 2014M11
 Included observations: 141 after adjustments
 Convergence achieved after 10 iterations
 MA Backcast: 2003M02

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.012668	0.002860	4.429582	0.0000
AR(1)	0.633234	0.101102	6.263328	0.0000
MA(1)	0.038852	0.130021	0.298816	0.7655
R-squared	0.425885	Mean dependent var		0.013064
Adjusted R-squared	0.417564	S.D. dependent var		0.015695
S.E. of regression	0.011978	Akaike info criterion		-5.990444
Sum squared resid	0.019799	Schwarz criterion		-5.927705

Log likelihood	425.3263	Hannan-Quinn criter.	-5.964949
F-statistic	51.18494	Durbin-Watson stat	1.968496
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.63
Inverted MA Roots	-.04

6. Mô hình ARIMA(1,1,2)

Dependent Variable: D(CPI)
Method: Least Squares
Date: 12/22/14 Time: 16:03
Sample (adjusted): 2003M03 2014M11
Included observations: 141 after adjustments
Convergence achieved after 7 iterations
MA Backcast: 2003M01 2003M02

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.012701	0.003015	4.212591	0.0000
AR(1)	0.704830	0.070805	9.954574	0.0000
MA(2)	-0.117135	0.098670	-1.187130	0.2372

R-squared	0.429922	Mean dependent var	0.013064
Adjusted R-squared	0.421660	S.D. dependent var	0.015695
S.E. of regression	0.011936	Akaike info criterion	-5.997501
Sum squared resid	0.019660	Schwarz criterion	-5.934762
Log likelihood	425.8238	Hannan-Quinn criter.	-5.972006
F-statistic	52.03609	Durbin-Watson stat	2.020757
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.70
Inverted MA Roots	.34

7. Mô hình ARIMA(2,1,1)

Dependent Variable: D(CPI)
Method: Least Squares
Date: 12/22/14 Time: 16:09
Sample (adjusted): 2003M04 2014M11
Included observations: 140 after adjustments
Convergence achieved after 5 iterations
MA Backcast: 2003M03

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.013020	0.002892	4.501920	0.0000
AR(2)	0.397635	0.097821	4.064933	0.0001
MA(1)	0.754276	0.069709	10.82037	0.0000

R-squared	0.444596	Mean dependent var	0.013200
Adjusted R-squared	0.436488	S.D. dependent var	0.015667
S.E. of regression	0.011761	Akaike info criterion	-6.026828
Sum squared resid	0.018951	Schwarz criterion	-5.963792
Log likelihood	424.8779	Hannan-Quinn criter.	-6.001212
F-statistic	54.83365	Durbin-Watson stat	2.122995
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.63	-.63
Inverted MA Roots	-.75	

8. Mô hình ARIMA(2,1,2)

Dependent Variable: D(CPI)
 Method: Least Squares
 Date: 12/22/14 Time: 16:12
 Sample (adjusted): 2003M04 2014M11
 Included observations: 140 after adjustments
 Convergence achieved after 14 iterations
 MA Backcast: 2003M02 2003M03

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.013117	0.002205	5.948482	0.0000
AR(2)	0.502437	0.165315	3.039271	0.0028
MA(2)	-0.089818	0.191674	-0.468601	0.6401
R-squared	0.185786	Mean dependent var		0.013200
Adjusted R-squared	0.173899	S.D. dependent var		0.015667
S.E. of regression	0.014240	Akaike info criterion		-5.644300
Sum squared resid	0.027781	Schwarz criterion		-5.581264
Log likelihood	398.1010	Hannan-Quinn criter.		-5.618684
F-statistic	15.63017	Durbin-Watson stat		1.115872
Prob(F-statistic)	0.000001			
Inverted AR Roots	.71	-.71		
Inverted MA Roots	.30	-.30		

9. Mô hình SARIMA(1,1,1)(1,1,0)¹²

Dependent Variable: D(CPI)
 Method: Least Squares
 Date: 12/22/14 Time: 22:06
 Sample (adjusted): 2004M03 2014M11
 Included observations: 129 after adjustments
 Convergence achieved after 9 iterations
 MA Backcast: 2004M02

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.013098	0.005487	2.387217	0.0185
AR(1)	0.693322	0.089604	7.737591	0.0000
SAR(12)	0.365639	0.083697	4.368582	0.0000
MA(1)	0.060687	0.123468	0.491523	0.6239
R-squared	0.494365	Mean dependent var		0.013961
Adjusted R-squared	0.482230	S.D. dependent var		0.015852
S.E. of regression	0.011406	Akaike info criterion		-6.078805
Sum squared resid	0.016263	Schwarz criterion		-5.990129
Log likelihood	396.0829	Hannan-Quinn criter.		-6.042774
F-statistic	40.73800	Durbin-Watson stat		1.996363
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.92	.80+.46i	.80-.46i	.69
	.46-.80i	.46+.80i	.00+.92i	-.00-.92i
	-.46-.80i	-.46+.80i	-.80-.46i	-.80+.46i
	-.92			
Inverted MA Roots	-.06			

10. Mô hình SARIMA(1,1,3)(1,1,0)¹²

Dependent Variable: D(CPI)
 Method: Least Squares
 Date: 12/23/14 Time: 04:42
 Sample (adjusted): 2004M03 2014M11
 Included observations: 129 after adjustments
 Convergence achieved after 8 iterations
 MA Backcast: 2003M12 2004M02

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.012995	0.006055	2.146057	0.0338
AR(1)	0.689380	0.067859	10.15896	0.0000
SAR(12)	0.379286	0.083383	4.548728	0.0000
MA(3)	0.176593	0.091774	1.924217	0.0566
R-squared	0.504732	Mean dependent var		0.013961
Adjusted R-squared	0.492845	S.D. dependent var		0.015852
S.E. of regression	0.011289	Akaike info criterion		-6.099520
Sum squared resid	0.015929	Schwarz criterion		-6.010844
Log likelihood	397.4190	Hannan-Quinn criter.		-6.063489
F-statistic	42.46281	Durbin-Watson stat		1.839846
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.92	.80-.46i	.80+.46i	.69
	.46+.80i	.46-.80i	.00+.92i	.00-.92i
	-.46+.80i	-.46-.80i	-.80-.46i	-.80+.46i
	-.92			
Inverted MA Roots	.28+.49i	.28-.49i	-.56	

11. Mô hình SARIMA(1,1,5)(1,1,0)¹²

Dependent Variable: D(CPI)
 Method: Least Squares
 Date: 12/23/14 Time: 04:44
 Sample (adjusted): 2004M03 2014M11
 Included observations: 129 after adjustments
 Convergence achieved after 8 iterations
 MA Backcast: 2003M10 2004M02

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.012776	0.006420	1.989897	0.0488
AR(1)	0.717590	0.064519	11.12218	0.0000
SAR(12)	0.365297	0.083402	4.379968	0.0000
MA(5)	0.163221	0.091103	1.791608	0.0756
R-squared	0.506355	Mean dependent var		0.013961
Adjusted R-squared	0.494508	S.D. dependent var		0.015852
S.E. of regression	0.011270	Akaike info criterion		-6.102803
Sum squared resid	0.015877	Schwarz criterion		-6.014127
Log likelihood	397.6308	Hannan-Quinn criter.		-6.066772
F-statistic	42.73948	Durbin-Watson stat		1.885060
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.92	.80+.46i	.80-.46i	.72
	.46+.80i	.46-.80i	.00-.92i	-.00+.92i
	-.46+.80i	-.46-.80i	-.80+.46i	-.80-.46i
	-.92			
Inverted MA Roots	.56-.41i	.56+.41i	-.22+.66i	-.22-.66i
	-.70			

12. SARIMA(1,1,12)(1,1,0)¹²

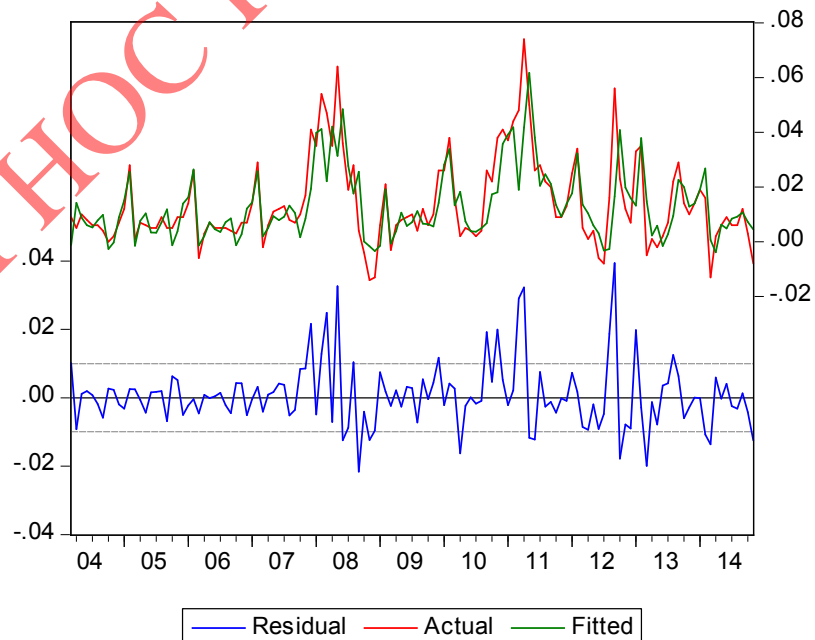
Dependent Variable: D(CPI)
 Method: Least Squares
 Date: 12/23/14 Time: 04:47
 Sample (adjusted): 2004M03 2014M11
 Included observations: 129 after adjustments
 Convergence achieved after 10 iterations
 MA Backcast: 2003M03 2004M02

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.017812	0.021823	0.816185	0.4159
AR(1)	0.756899	0.059852	12.64625	0.0000
SAR(12)	0.945753	0.035779	26.43334	0.0000
MA(12)	-0.907528	0.026535	-34.20133	0.0000

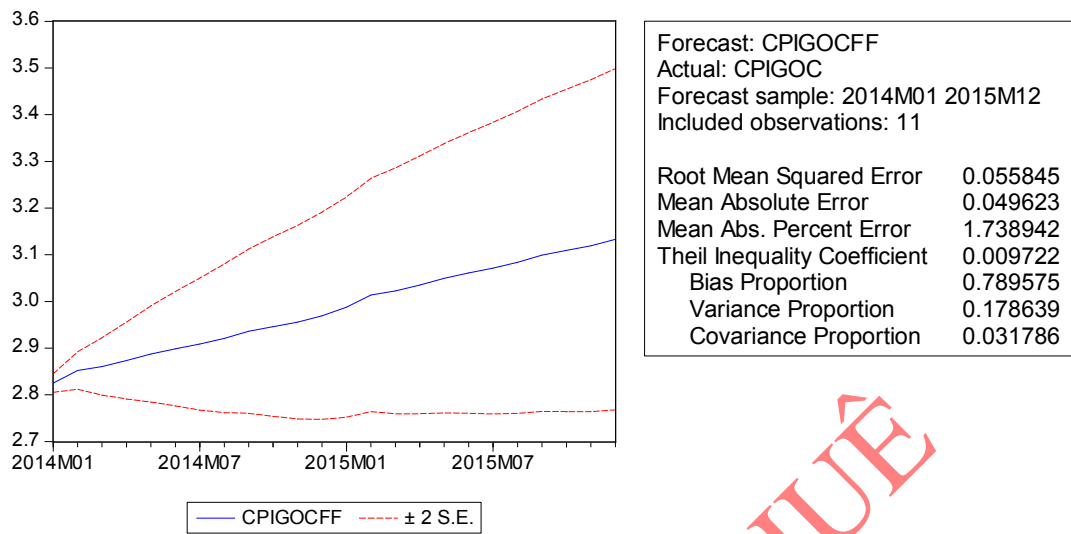
R-squared	0.616872	Mean dependent var	0.013961
Adjusted R-squared	0.607677	S.D. dependent var	0.015852
S.E. of regression	0.009929	Akaike info criterion	-6.356250
Sum squared resid	0.012322	Schwarz criterion	-6.267574
Log likelihood	413.9781	Hannan-Quinn criter.	-6.320219
F-statistic	67.08720	Durbin-Watson stat	1.874383
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	1.00	.86+.50i	.86-.50i	.76
	.50+.86i	.50-.86i	.00+1.00i	-.00-1.00i
	-.50+.86i	-.50-.86i	-.86+.50i	-.86-.50i
	-1.00			
Inverted MA Roots	.99	.86-.50i	.86+.50i	.50-.86i
	.50+.86i	.00+.99i	.00-.99i	-.50+.86i
	-.50-.86i	-.86+.50i	-.86-.50i	-.99

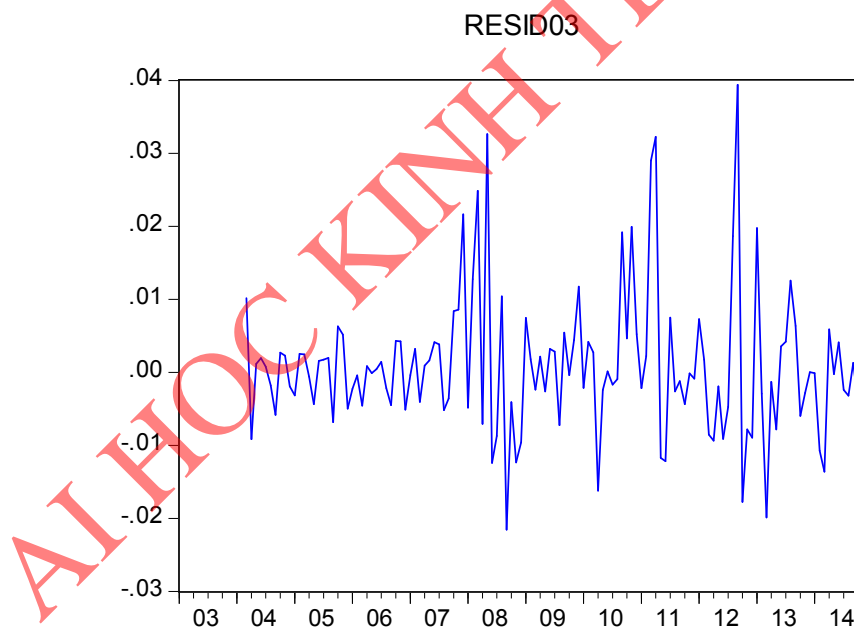
- Đồ thị biểu hiện giá trị thực và giá trị dự báo



- **RMSE, MAE, MAPE của mô hình dự báo**



- **Đồ thị chuỗi phần dư của mô hình**



- **Kiểm định tính dừng chuỗi phần dư**

Null Hypothesis: RESID03 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.66947	0.0000

Test critical values:	1% level	-3.482035
	5% level	-2.884109
	10% level	-2.578884

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RESID03)

Method: Least Squares

Date: 12/24/14 Time: 06:05

Sample (adjusted): 2004M04 2014M11

Included observations: 128 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID03(-1)	-0.952933	0.089314	-10.66947	0.0000
C	0.000647	0.000871	0.742918	0.4589
R-squared	0.474645	Mean dependent var		-0.000177
Adjusted R-squared	0.470475	S.D. dependent var		0.013485
S.E. of regression	0.009813	Akaike info criterion		-6.394808
Sum squared resid	0.012132	Schwarz criterion		-6.350245
Log likelihood	411.2677	Hannan-Quinn criter.		-6.376702
F-statistic	113.8376	Durbin-Watson stat		1.952522
Prob(F-statistic)	0.000000			

* Kiểm định tính nhiễu trắng của chuỗi phần dư

Date: 12/24/14 Time: 06:06

Sample: 2004M03 2014M11

Included observations: 129

Q-statistic

probabilities adjusted

for 3 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
-.	-.	1	0.046	0.046	0.2831	
*.	*.	2	-0.092	-0.094	1.3979	
-.	-.	3	0.041	0.051	1.6251	
-.	-.	4	-0.017	-0.031	1.6657	0.197
-.	*.	5	0.158	0.171	5.0543	0.080
*.	*.	6	-0.159	-0.194	8.5256	0.036
*.	-.	7	-0.104	-0.045	10.035	0.040
-.	-.	8	0.035	-0.010	10.210	0.069
*.	*.	9	-0.080	-0.071	11.121	0.085
-.	-.	10	0.024	0.010	11.203	0.130
-.	-.	11	0.007	0.041	11.210	0.190
-.	-.	12	-0.033	-0.029	11.372	0.251
-.	-.	13	0.004	-0.029	11.374	0.329
*.	*.	14	-0.081	-0.066	12.332	0.339
*.	*.	15	-0.166	-0.201	16.434	0.172
-.	-.	16	0.106	0.119	18.106	0.154
-.	-.	17	0.098	0.084	19.543	0.145
-.	-.	18	-0.007	0.009	19.551	0.190
-.	-.	19	-0.000	0.013	19.551	0.241
*.	*.	20	-0.083	-0.066	20.626	0.243
-.	-.	21	0.138	0.045	23.596	0.169
-.	-.	22	0.099	0.061	25.156	0.155

* .	-.	23	-0.086	-0.031	26.344	0.155
-.	-.	24	-0.019	-0.030	26.401	0.192
* .	-.	25	-0.100	-0.064	28.020	0.175
* .	* .	26	-0.114	-0.168	30.135	0.146
-.	* .	27	-0.065	-0.103	30.836	0.159
-.	-.	28	-0.020	0.038	30.903	0.192
* .	* .	29	-0.097	-0.158	32.509	0.177
-.	.*	30	0.019	0.076	32.567	0.212
-.	-.	31	0.025	0.067	32.671	0.248
-.	-.	32	0.062	0.040	33.347	0.264
.*	-.	33	0.095	0.035	34.921	0.246
-.	-.	34	0.022	0.049	35.005	0.284
.*	-.	35	0.115	0.047	37.363	0.236
-.	-.	36	0.003	0.045	37.364	0.275

* Kiểm định tính tự tương quan của mô hình

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.605123	Prob. F(1,124)	0.4381
Obs*R-squared	0.000000	Prob. Chi-Square(1)	NA

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 12/26/14 Time: 04:54

Sample: 2004M03 2014M11

Included observations: 129

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000734	0.021878	0.033536	0.9733
AR(1)	-0.040455	0.079361	-0.509759	0.6111
SAR(12)	-0.000934	0.035856	-0.026038	0.9793
MA(12)	0.001118	0.026619	0.041983	0.9666
RESID(-1)	0.092891	0.119413	0.777896	0.4381
R-squared	-0.001214	Mean dependent var		0.000761
Adjusted R-squared	-0.033511	S.D. dependent var		0.009782
S.E. of regression	0.009944	Akaike info criterion		-6.345614
Sum squared resid	0.012263	Schwarz criterion		-6.234769
Log likelihood	414.2921	Hannan-Quinn criter.		-6.300576
Durbin-Watson stat	1.968704			

13. Mô hình SARIMA(4,1,2)(1,1,1)¹²

Dependent Variable: D(CPI)

Method: Least Squares

Date: 12/24/14 Time: 04:25

Sample (adjusted): 2004M06 2014M11

Included observations: 126 after adjustments

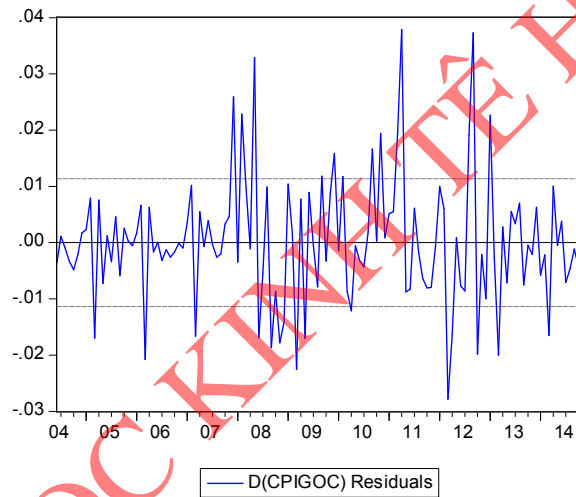
Convergence achieved after 10 iterations

MA Backcast: 2004M03 2004M05

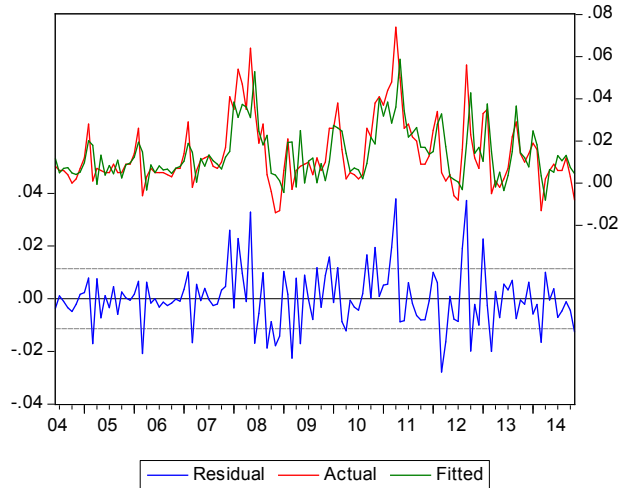
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

C	0.013297	0.006053	2.196676	0.0299
AR(4)	0.254571	0.118845	2.142037	0.0342
SAR(12)	0.383517	0.086760	4.420411	0.0000
MA(2)	0.488345	0.107138	4.558071	0.0000
SMA(1)	0.845745	0.062548	13.52156	0.0000
R-squared	0.511823	Mean dependent var	0.014103	
Adjusted R-squared	0.495685	S.D. dependent var	0.016010	
S.E. of regression	0.011369	Akaike info criterion	-6.076897	
Sum squared resid	0.015641	Schwarz criterion	-5.964347	
Log likelihood	387.8445	Hannan-Quinn criter.	-6.031172	
F-statistic	31.71521	Durbin-Watson stat	2.109470	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.92	.80+.46i	.80-.46i	.71
	.46-.80i	.46+.80i	.00-.71i	.00+.92i

- Đồ thị chuỗi phân dư của mô hình



- Đồ thị thể hiện giá trị dự báo, giá trị thực của mô hình dự báo và phân dư của mô hình



• **Kiểm định tính nhiễu trắng của chuỗi phần dư**

Date: 12/24/14 Time: 04:35
 Sample: 2004M06 2014M11
 Included observations: 126
 Q-statistic
 probabilities adjusted
 for 4 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.060	-0.060	0.4679	
. .	. .	2 0.022	0.019	0.5333	
. *	. *	3 0.078	0.081	1.3360	
. .	. .	4 -0.009	0.000	1.3461	
. *	. *	5 0.124	0.121	3.3879	0.066
* .	* .	6 -0.092	-0.086	4.5284	0.104
* .	* .	7 -0.115	-0.133	6.3086	0.098
. .	. .	8 0.063	0.034	6.8437	0.144
* .	* .	9 -0.129	-0.109	9.1537	0.103
. .	. .	10 -0.013	-0.024	9.1771	0.164
. .	. .	11 -0.039	-0.021	9.3932	0.226
* .	* .	12 -0.130	-0.101	11.770	0.162
. .	* .	13 -0.036	-0.079	11.951	0.216
. .	. .	14 -0.048	-0.027	12.287	0.266
* .	* .	15 -0.119	-0.121	14.350	0.214
. *	. *	16 0.098	0.075	15.765	0.202
. .	. *	17 0.066	0.124	16.403	0.228
. .	. .	18 -0.021	-0.027	16.466	0.286
. .	. .	19 0.044	0.004	16.762	0.333
* .	* .	20 -0.086	-0.097	17.876	0.331
. *	. .	21 0.099	0.013	19.379	0.307
. .	. .	22 0.046	0.016	19.707	0.350
* .	* .	23 -0.150	-0.116	23.239	0.227
. *	. *	24 0.137	0.087	26.194	0.159
* .	* .	25 -0.162	-0.160	30.360	0.085
* .	* .	26 -0.078	-0.130	31.352	0.089
. .	* .	27 -0.017	-0.087	31.400	0.113
. .	. .	28 -0.035	0.042	31.600	0.137
* .	* .	29 -0.123	-0.177	34.125	0.105
. .	. .	30 -0.004	0.035	34.128	0.132

. .		. *		31	0.038	0.111	34.373	0.155
. *		. .		32	0.096	0.039	35.964	0.144
. .		. .		33	0.053	0.073	36.445	0.161
. .		. .		34	-0.003	-0.017	36.447	0.194
. *		. .		35	0.118	0.047	38.894	0.156
. *		. *		36	0.116	0.107	41.315	0.125

* Kiểm định tính dừng của chuỗi phần dư

Null Hypothesis: RESID02 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.73177	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.483312	
5% level	-2.884665	
10% level	-2.579180	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RESID02)
 Method: Least Squares
 Date: 12/24/14 Time: 04:37
 Sample (adjusted): 2004M07 2014M11
 Included observations: 125 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID02(-1)	-1.060864	0.090427	-11.73177	0.0000
C	4.08E-05	0.001006	0.040575	0.9677
R-squared	0.528075	Mean dependent var		-7.18E-05
Adjusted R-squared	0.524238	S.D. dependent var		0.016312
S.E. of regression	0.011251	Akaike info criterion		-6.120812
Sum squared resid	0.015571	Schwarz criterion		-6.075559
Log likelihood	384.5507	Hannan-Quinn criter.		-6.102428
F-statistic	137.6345	Durbin-Watson stat		1.986610
Prob(F-statistic)	0.000000			

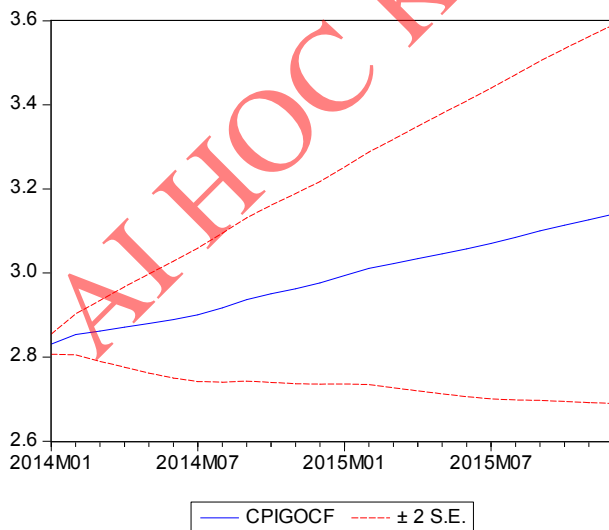
* Kiểm định tính nhiễu trắng của chuỗi phần dư

Date: 12/24/14 Time: 04:38
 Sample: 2003M01 2014M11
 Included observations: 126

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob			
. .		. .		1	-0.060	-0.060	0.4679	0.494
. .		. .		2	0.022	0.019	0.5333	0.766
. *		. *		3	0.078	0.081	1.3360	0.721
. .		. .		4	-0.009	0.000	1.3461	0.854
. *		. *		5	0.124	0.121	3.3879	0.640

* .	* .	6	-0.092	-0.086	4.5284	0.606
* .	* .	7	-0.115	-0.133	6.3086	0.504
-.	-.	8	0.063	0.034	6.8437	0.554
* .	* .	9	-0.129	-0.109	9.1537	0.423
-.	-.	10	-0.013	-0.024	9.1771	0.515
-.	-.	11	-0.039	-0.021	9.3932	0.586
* .	* .	12	-0.130	-0.101	11.770	0.464
-.	* .	13	-0.036	-0.079	11.951	0.532
-.	-.	14	-0.048	-0.027	12.287	0.583
* .	* .	15	-0.119	-0.121	14.350	0.499
-.	-.	16	0.098	0.075	15.765	0.469
-.	* .	17	0.066	0.124	16.403	0.495
-.	-.	18	-0.021	-0.027	16.466	0.560
-.	-.	19	0.044	0.004	16.762	0.606
* .	* .	20	-0.086	-0.097	17.876	0.596
-.	-.	21	0.099	0.013	19.379	0.561
-.	-.	22	0.046	0.016	19.707	0.601
* .	* .	23	-0.150	-0.116	23.239	0.447
-.	-.	24	0.137	0.087	26.194	0.343
* .	* .	25	-0.162	-0.160	30.360	0.211
* .	* .	26	-0.078	-0.130	31.352	0.215
-.	* .	27	-0.017	-0.087	31.400	0.255
-.	-.	28	-0.035	0.042	31.600	0.291
* .	* .	29	-0.123	-0.177	34.125	0.235
-.	-.	30	-0.004	0.035	34.128	0.276
-.	-.	31	0.038	0.111	34.373	0.309
-.	* .	32	0.096	0.039	35.964	0.288
-.	-.	33	0.053	0.073	36.445	0.311
-.	-.	34	-0.003	-0.017	36.447	0.356
-.	-.	35	0.118	0.047	38.894	0.299
-.	* .	36	0.116	0.107	41.315	0.250

- **RMSE, MAE, MAPE của mô hình dự báo**



Forecast:	CPIGOCF
Actual:	CPIGOC
Forecast sample:	2014M01 2015M12
Included observations:	11
Root Mean Squared Error	0.055217
Mean Absolute Error	0.048802
Mean Abs. Percent Error	1.709931
Theil Inequality Coefficient	0.009614
Bias Proportion	0.781147
Variance Proportion	0.190640
Covariance Proportion	0.028214

- **Kiểm định tự tương quan bậc 1**

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.781357	Prob. F(1,120)	0.3785
Obs*R-squared	0.815087	Prob. Chi-Square(1)	0.3666

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 12/25/14 Time: 05:26

Sample: 2004M06 2014M11

Included observations: 126

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000166	0.006062	-0.027404	0.9782
AR(4)	0.053613	0.133524	0.401521	0.6888
SAR(12)	0.003232	0.086916	0.037182	0.9704
MA(2)	0.041101	0.116883	0.351643	0.7257
SMA(1)	0.047742	0.082682	0.577415	0.5647
RESID(-1)	-0.107438	0.121544	-0.883944	0.3785

R-squared	0.006469	Mean dependent var	5.48E-06
Adjusted R-squared	-0.034928	S.D. dependent var	0.011186
S.E. of regression	0.011380	Akaike info criterion	-6.067515
Sum squared resid	0.015540	Schwarz criterion	-5.932454
Log likelihood	388.2534	Hannan-Quinn criter.	-6.012644
F-statistic	0.156265	Durbin-Watson stat	1.985915
Prob(F-statistic)	0.977762		

14. Mô hình ARIMA (2,1,1) có biến giá thời vụ

Dependent Variable: D(CPI)

Method: Least Squares

Date: 12/25/14 Time: 05:16

Sample (adjusted): 2003M04 2014M11

Included observations: 140 after adjustments

Convergence achieved after 10 iterations

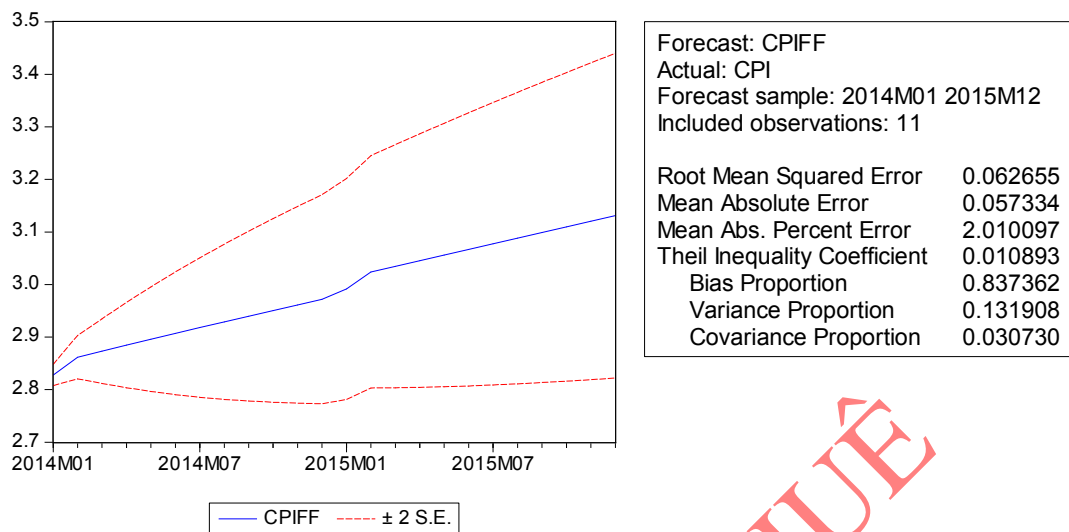
MA Backcast: 2003M03

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.010703	0.002897	3.694247	0.0003
S1	0.008940	0.002756	3.243681	0.0015
S2	0.021569	0.002752	7.837671	0.0000
AR(2)	0.478184	0.093856	5.094897	0.0000
MA(1)	0.823174	0.060673	13.56734	0.0000

R-squared	0.625104	Mean dependent var	0.013200
Adjusted R-squared	0.613996	S.D. dependent var	0.015667
S.E. of regression	0.009734	Akaike info criterion	-6.391303
Sum squared resid	0.012792	Schwarz criterion	-6.286245
Log likelihood	452.3912	Hannan-Quinn criter.	-6.348611
F-statistic	56.27497	Durbin-Watson stat	2.002419
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.69	-.69
Inverted MA Roots	-.82	

- **Giá trị thực, giá trị dự báo và phần dư của mô hình dự báo**



- **Kiểm định tự tương quan bậc 1**

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.014937	Prob. F(1,134)	0.9029
Obs*R-squared	0.015542	Prob. Chi-Square(1)	0.9008

Test Equation:

Dependent Variable: RESID
 Method: Least Squares
 Date: 12/25/14 Time: 05:25
 Sample: 2003M04 2014M11
 Included observations: 140
 Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.45E-07	0.002908	-0.000187	0.9999
S1	6.33E-05	0.002814	0.022476	0.9821
S2	4.73E-06	0.002762	0.001711	0.9986
AR(2)	0.007197	0.111046	0.064809	0.9484
MA(1)	0.007836	0.088340	0.088698	0.9295
RESID(-1)	-0.015493	0.126763	-0.122218	0.9029

R-squared	0.000111	Mean dependent var	6.36E-06
Adjusted R-squared	-0.037198	S.D. dependent var	0.009593
S.E. of regression	0.009770	Akaike info criterion	-6.377129
Sum squared resid	0.012790	Schwarz criterion	-6.251059
Log likelihood	452.3990	Hannan-Quinn criter.	-6.325898
F-statistic	0.002976	Durbin-Watson stat	1.989663
Prob(F-statistic)	0.999999		

- * **Kiểm định tính dừng chuỗi phần dư**

Null Hypothesis: RESID04 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

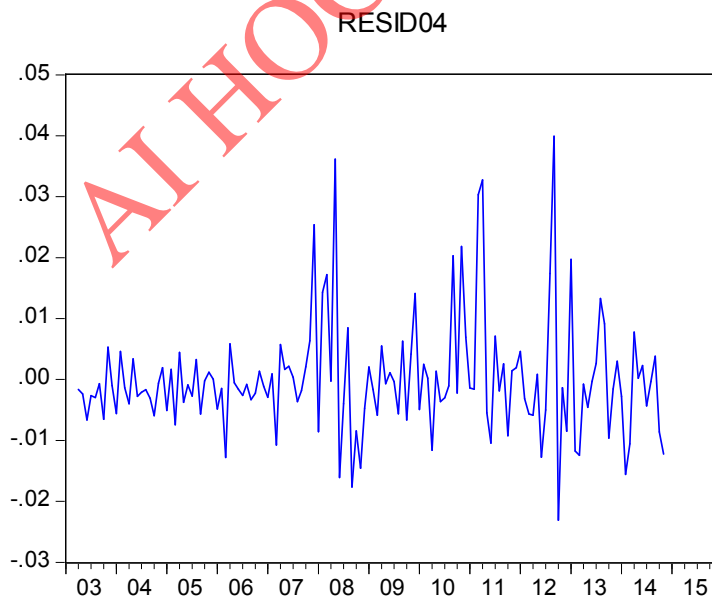
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.72161	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.477835	
5% level	-2.882279	
10% level	-2.577908	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RESID04)
 Method: Least Squares
 Date: 12/25/14 Time: 06:00
 Sample (adjusted): 2003M05 2014M11
 Included observations: 139 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID04(-1)	-1.007284	0.085934	-11.72161	0.0000
C	1.89E-05	0.000820	0.023085	0.9816
R-squared	0.500722	Mean dependent var		-7.63E-05
Adjusted R-squared	0.497077	S.D. dependent var		0.013624
S.E. of regression	0.009661	Akaike info criterion		-6.427053
Sum squared resid	0.012788	Schwarz criterion		-6.384831
Log likelihood	448.6802	Hannan-Quinn criter.		-6.409895
F-statistic	137.3961	Durbin-Watson stat		1.988706
Prob(F-statistic)	0.000000			

*** Đồ thị chuỗi phân dư**



- Kiểm định tính nhiễu trắng của chuỗi phần dư

Date: 12/25/14 Time: 06:03

Sample: 2003M01 2015M12

Included observations: 140

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
-.	-.	1	-0.007	-0.007	0.0074	0.932
-.	-.	2	-0.029	-0.029	0.1259	0.939
-.	-.	3	0.040	0.040	0.3619	0.948
. *	. *	4	0.092	0.092	1.6075	0.807
. *	. *	5	0.104	0.109	3.2123	0.667
* .	* .	6	-0.139	-0.136	6.0894	0.413
* .	* .	7	-0.106	-0.116	7.7780	0.353
. *	. *	8	0.103	0.080	9.3701	0.312
-.	* .	9	-0.063	-0.074	9.9713	0.353
-.	-.	10	-0.012	0.014	9.9926	0.441
-.	-.	11	-0.052	-0.013	10.405	0.494
. *	. *	12	0.080	0.079	11.410	0.494
-.	* .	13	-0.033	-0.074	11.577	0.563
* .	* .	14	-0.097	-0.072	13.058	0.522
* .	* .	15	-0.140	-0.153	16.157	0.372
. *	. *	16	0.156	0.143	20.065	0.217
-.	. *	17	0.062	0.075	20.695	0.240
-.	-.	18	-0.031	0.022	20.856	0.287

AI HOC KINH DOANH

MỤC LỤC

PHẦN A: ĐẶT VẤN ĐỀ	1
1. Lý do lựa chọn đề tài	1
2. Mục tiêu nghiên cứu	2
3. Phương pháp nghiên cứu.....	2
4. Đối tượng và phạm vi nghiên cứu	2
5. Kết cấu đề tài nghiên cứu.....	3
PHẦN B: NỘI DUNG NGHIÊN CỨU	4
CHƯƠNG 1: TỔNG QUAN VỀ LẠM PHÁT VÀ PHƯƠNG PHÁP TỰ HỒI QUY KẾT HỢP TRUNG BÌNH TRƯỢT.....	4
1.1. Tổng quan về lạm phát.....	4
1.1.1. Khái niệm	4
1.1.2. Đo lường lạm phát	5
1.1.2. Nguyên nhân gây ra lạm phát.....	6
1.1.3. Ảnh hưởng của lạm phát lên nền kinh tế.....	7
1.1.4. Các mức độ của lạm phát	9
1.2. Tổng quan về phương pháp tự hồi quy kết hợp trung bình trượt.....	9
1.2.1. Các phương pháp dự báo thường dùng và đặc điểm của chuỗi thời gian.....	9
1.2.2. Một số khái niệm liên quan	12
1.2.3. Mô hình trung bình trượt tích hợp tự hồi quy - ARIMA (Autoregressive intergrated moving average)	16
1.2.4. Khảo sát về một số đề tài nghiên cứu liên quan đến phân tích và dự báo lạm phát Việt Nam.....	24
CHƯƠNG 2 VẬN DỤNG PHƯƠNG PHÁP TỰ HỒI QUY KẾT HỢP TRUNG BÌNH TRƯỢT DỰ BÁO LẠM PHÁT CỦA VIỆT NAM	30
2.1. Diễn biến lạm phát của Việt Nam trong giai đoạn 1995 – 2014.....	30
2.1.1. Giai đoạn giảm phát và suy thoái của nền kinh tế (1995-2003).....	30
2.1.2. Giai đoạn 2004 -2011 lạm phát tăng cao trở lại	31
2.1.3. Giai đoạn giảm phát đi kèm suy thoái (2012 đến nay)	31
2.2. Đặc điểm của chuỗi dữ liệu sử dụng phân tích	33
2.3. Kết quả phân tích chuỗi dữ liệu.....	35

2.3.1. Thống kê mô tả chuỗi dữ liệu và kiểm định phân phối	36
2.3.2. Kiểm định tính dừng của chuỗi dữ liệu.....	36
2.4. Xây dựng mô hình dự báo bằng phương pháp ARIMA	38
2.6. Kết quả dự báo lạm phát của Việt Nam tới năm 2015	42
2.6.1. Giá trị RMSE, MAE, MAPE của các mô hình đề xuất	42
2.6.2. Kiểm tra các điều kiện của mô hình lựa chọn.....	42
2.6.3. Kiểm tra tự tương quan bậc 1 của các mô hình.....	44
2.6.4. Dự báo lạm phát Việt Nam 2014-2015	44
CHƯƠNG 3 GỢI Ý, THẢO LUẬN CHÍNH SÁCH NHẪM KIỂM SOÁT	
LẠM PHÁT VÀ KIẾN NGHỊ VỀ CÔNG TÁC DỰ BÁO	
KINH TẾ VĨ MÔ CỦA VIỆT NAM.....	
3.1. Dự báo kinh tế vĩ mô Việt Nam thời gian tới	46
3.2. Gợi ý và thảo luận chính sách nhằm kiểm soát lạm phát ở Việt Nam	48
3.3. Kiến nghị về công tác dự báo vĩ mô của Việt Nam.....	50
PHẦN C: KẾT LUẬN.....	53
PHẦN D 54_DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO	54
PHỤ LỤC	55

AI HOC KINH TE HUOI

DANH MỤC CÁC BẢNG

Bảng 1.1: Quyền số dùng tính CPI của Việt Nam đang áp dụng.....	6
Bảng 1.2 : bậc p, q của ARIMA.....	20
Bảng 1.3. Khảo sát một số đề tài nghiên cứu về phân tích và dự báo lạm phát của Việt Nam thời gian qua.....	24
Bảng 2.1: Kiểm định ADF về tính dừng của chuỗi dữ liệu.....	37
Bảng 2.2. Kiểm định ADF của chuỗi CPI lấy sai phân bậc 1.....	37
Bảng 2.3: ACF và PACF của chuỗi dữ liệu.....	38
Bảng 2.4: Các mô hình ước lượng được từ chuỗi dữ liệu và giá trị của các tiêu chuẩn ước lượng.....	40
Bảng 2.5: Mô hình ước lượng của SARIMA(1,1,12)(1,1,0) ₁₂ (gọi là mô hình 1) ..	41
Bảng 2.6: Mô hình ước lượng của SARIMA(4,1,2) (1,1,1) ₁₂ (gọi là mô hình 2).....	41
Bảng 2.7: Kết quả ước lượng mô hình ARIMA có biến giả mùa vụ (mô hình 3)....	41
Bảng 2.8: Giá trị RMSE, MAE, MAPE của 3 mô hình đề xuất	42
Bảng 2.9: Kiểm định tính dừng chuỗi phần dư mô hình 2 (kiểm định ADF)	42
Bảng 2.10: Lược đồ tương quan và tự tương quan riêng phần (AC và PAC) của chuỗi phần dư mô hình 2	43
Bảng 2.11: Kiểm định tính tự tương quan của mô hình 2	44
Bảng 2.1253: Dự báo CPI của Việt Nam 2014 – 2015	44
Bảng 3.1: Dự báo triển vọng Việt Nam 2014 -2015	46

DANH MỤC CÁC ĐỀ THI

Đề thi 1.6. Chuỗi ngẫu nhiên dừng không bụi.....	13
Đề thi 1.7. Chuỗi thời gian có u_t là quá trình nhiễu trắng	14
Đề thi 2.1 : Tốc độ tăng trưởng và lạm phát của Việt Nam giai đoạn 1995-2013 ...	30
Đề thi 2.2. CPI Việt Nam 11 tháng đầu năm 2014	32
Đề thi 2.3. CPI tháng 11 hàng năm, 2002-2014	32
Đề thi 2.4: CPI Việt nam giai đoạn 1/2003 -11/2014	34
Đề thi 2.5: CPI Việt Nam giai đoạn 1/2003-11/2014 sau khi đã biến đổi	35
Đề thi 2.6: Đề thi phân phối của chuỗi dữ liệu sử dụng phân tích	36
Đề thi 2.7 Sai phân bậc nhất của chuỗi CPI	38
Đề thi 2.8: Chuỗi phần dư của mô hình 2 (Nguồn: tác giả thực hiện Eviews6).....	43
Đề thi 2.9: Giá trị thực, giá trị dự báo và phần dư của mô hình 2.....	45

DANH MỤC CÁC SƠ ĐỒ

Sơ đồ 1.1. Các phương pháp dự báo thường dùng.....	10
Sơ đồ 1.2: Các bước thực hiện phân tích mô hình ARIMA (p,d,q).....	16
Sơ đồ 1.3: Một số quá trình tự hồi quy.....	17
Sơ đồ 1.4: Một số quá trình trung bình trượt	18
Sơ đồ 2.1.Tóm tắt những nguyên nhân chủ yếu tác động lên lạm phát của Việt Nam	33
Sơ đồ 3.1: Mối quan hệ giữa công tác dự báo và lập kế hoạch	50

DANH MỤC TỪ VIẾT TẮT

ACF	Lược đồ tự tương quan
ADF	Kiểm định Dickey –Fuller mở rộng (Augmented Dickey – Fuller)
AIC	Tiêu chuẩn Akaike (Akaike information criterion)
AR(p)	Quá trình tự hồi quy bậc p (Autoregressive process)
ARIMA	Mô hình tự hồi quy kết hợp trung bình trượt (Autoregressive Integrated Moving Average Models)
BIC	tiêu chuẩn do Schwarz đề xuất tương tự như AIC (nhưng tốt hơn AIC) (Bayesian information criterion)
CPI	Chỉ số giá tiêu dùng (Consumer Price Index)
GDP	Tổng sản phẩm quốc nội (Gross domestic product)
MA(q)	Quá trình trung bình trượt bậc q (Moving Average)
PACF	Lược đồ tự tương quan riêng phần
PPP	(Production price index) - chỉ số giá sản xuất
RPI	(Retail price index) - chỉ số giá bán lẻ
SARIMA	mô hình ARIMA thời vụ (Seasonal Autoregressive Intergrated Moving Average)
TCTK	Tổng cục thống kê
WPI	(Wholesale price index) - chỉ số giá bán buôn