



VẬN DỤNG MÔ HÌNH TỰ HỒI QUY KẾT HỢP TRUNG BÌNH TRƯỢT DỰ BÁO TỶ LỆ LẠM PHÁT Ở VIỆT NAM NĂM 2015

Nguyễn Thị Phương Thảo*
Đại học Kinh tế - Đại học Huế

Tóm tắt: 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. Bài nghiên cứu này được thực hiện nhằm phân tích và dự báo lạm phát của Việt Nam 2015 dựa vào số liệu về chỉ số giá tiêu dùng (CPI) do Tổng cục thống kê công bố hàng tháng bao gồm 143 quan sát (số liệu được lấy là giá trị CPI tháng sau so với tháng trước trong giai đoạn từ 1/2003 đến 11/2014) đã được tính toán quy về gốc 01/2003. Có rất nhiều phương pháp sử dụng để dự báo và trong bài nghiên cứu này tác giả đã vận dụng phương pháp tự hồi quy kết hợp trung bình trượt (mô hình ARIMA - Autoregressive Integrated Moving Average Models). Kết quả dự báo dựa trên mô hình lựa chọn của phương pháp này cho thấy lạm phát trong năm 2014 nằm ở mức 5.41% cao hơn so với con số công bố mới nhất của TCTK (12/2014) (chỉ là 4.09%) và năm 2015 ở mức 5.30%. Nghiên cứu này cũng chỉ ra rằng mối quan ngại về lạm phát trong năm tới không còn sâu sắc như trước khi mức dự báo thấp hơn mong đợi của các chuyên gia kinh tế, các tổ chức nghiên cứu cũng như của Chính phủ.

Từ khóa: dự báo; lạm phát; mô hình tự hồi quy kết hợp trung bình trượt

1 Giới thiệu

Đã có rất nhiều nghiên cứu phân tích và dự báo trong và ngoài nước về lạm phát và mối quan hệ giữa lạm phát với các biến số khác của nền kinh tế Việt Nam được thực hiện trong thời gian qua. Mỗi 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. Nghiên cứu này sử dụng cách tiếp cận theo phương pháp tự hồi quy kết hợp trung bình trượt (phương pháp ARIMA – Autoregressive Integrated Moving Average) dự báo về lạm phát của Việt Nam với dữ liệu được lấy là chuỗi CPI theo tháng của Việt Nam trong giai đoạn 2003 -2014 do tổng cục Thống kê công bố. Mặt khác, nghiên cứu này được thực hiện nhằm mục đích xem xét sự biến động của giá cả trong thời gian qua cũng như đưa ra dự báo tỷ lệ lạm phát các tháng trong năm 2015 của Việt Nam.

2 Mô hình nghiên cứu

Mô hình 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.

*Liên hệ: nguyenthiphuongthao.hce@gmail.com

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 (Nếu $d = 0$ thì chuỗi xuất phát là một chuỗi dừng thì áp dụng mô hình $ARMA(p,q)$).

Quá trình tự hồi quy bậc $p - AR(p)$ 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:

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

- Quá trình trung bình trượt bậc $q - MA(q)$ của chuỗi thời gian Y_t có dạng:

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

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

- Quá trình trung bình trượt và tự hồi quy - $ARMA(p,q)$ của chuỗi thời gian Y_t có dạng:

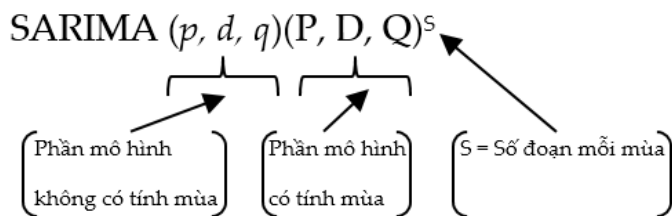
$$Y_t = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + u_t + \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} + \dots + \theta_q u_{t-q} \quad (3)$$

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

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

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

Mặt khác, đặc điểm của các chuỗi thời gian trong đó có chỉ số giá tiêu dùng thường có quy luật mùa vụ tức là thường tăng mạnh vào các tháng thuộc quý I và IV và giảm dần ở các tháng còn lại. Vì vậy mô hình $ARIMA(p,d,q)$ được mở rộng thành mô hình $ARIMA$ mùa vụ kí hiệu là $SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)^s$ ((Seasonal Autoregressive Intergrated Moving Average Models) với $s=4$ nếu chuỗi dữ liệu theo quý và $s=12$ nếu chuỗi dữ liệu theo tháng

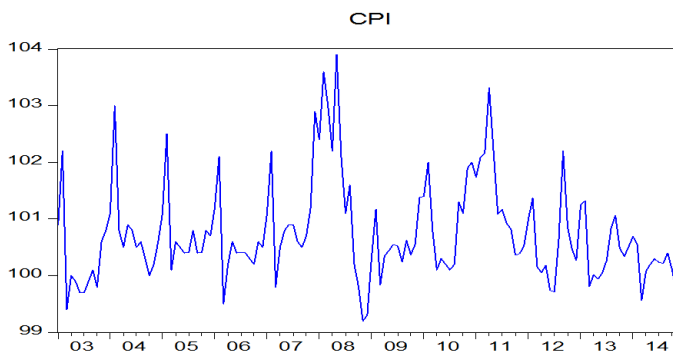


3 Kết quả nghiên cứu

3.1 Khảo sát chuỗi dữ liệu

Chuỗi dữ liệu được lấy từ trang web của Tổng cục thống kê là số liệu về chỉ số giá tiêu dùng (CPI – Consumer Price Index) 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 Đồ thị 1.

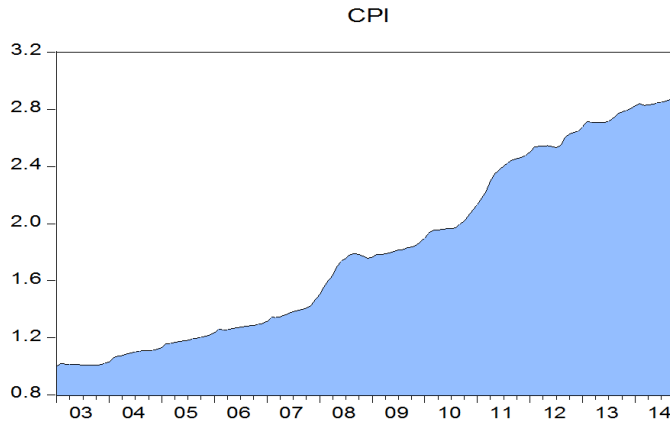
Đồ thị cho thấy CPI Việt Nam giai đoạn này biến động rất phức tạp và không có xu hướng rõ ràng. Qua đồ thị cũng cho thấy đỉnh điểm của lạm phát Việt Nam trong giai đoạn khảo sát là năm 2008 và 2011. Đồng thời như đã đề cập ở phần trên, quy luật lạm phát của Việt Nam là cứ hai năm lạm phát tăng thì mới 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. Để phù hợp hơn cho phân tích và để chuỗi dữ liệu được “tron”¹ hơn, tác giả đã tiến 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 này để xem xét 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 gấp gần 3 lần so với thời điểm 1/2003 (ở mức 2.864).



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

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

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 tron dữ liệu để có bức tranh rõ 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.



Đồ thị 2: CPI Việt Nam giai đoạn 1/2003-11/2014 sau khi đã biến đổi

Tiến hành một số thủ tục phân tích và kiểm định chuỗi CPI sau khi đã biến đổi không có tính dừng (hay có nghiệm đơn vị) vì vậy cần làm chuỗi dừng bằng cách lấy sai phân. Khảo sát sai phân bậc 1 cho thấy chuỗi có tính dừng (Prob. <0.05) . Vì vậy trong phân tích, chuỗi sai phân bậc 1 được sử dụng chuỗi CPI ban đầu hay nói cách khác chuỗi tích hợp bậc 1 [D(CPI)]

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

		Giá trị thống kê t (t-Statistic)	Prob.*
Kiểm định Dickey –Fuller bổ sung (Augmented Dickey-Fuller)		-5.323231	0.0000
Giá trị tới hạn của kiểm định:	Mức 1%	-3.477144	
	Mức 5%	-2.881978	
	Mức 10%	-2.577747	

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

3.2 Xây dựng mô hình dự báo

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 là bậc 1 hay I(1) [hay kí hiệu D(CPI) khi xử lí trong EVIEWS6]. Mô hình nào thỏa mãn các điều kiện rằng các giá trị của tiêu chuẩn AIC, BIC, HQC bé nhất (đây chính tiêu chuẩn đo độ phù hợp của mô hình dựa vào phương sai của sai số ước lượng được và mức phạt đối với mô hình với số hệ số lớn theo đề xuất của Akaike và Schwarz) 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 . Tuy nhiên, lược đồ này lại mang tính 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

Bảng 2. Tự tương quan và tự tương quan riêng phần của chuỗi dữ liệu

Tự tương quan	Tự tương quan riêng phần	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

(Nguồn: tác giả thực hiện trên EViews6)

Tác giả đã tiến hành xem xét nhiều mô hình kết hợp từ mô hình tự hồi quy AR, mô hình trung bình trượt MA cho tới các mô hình kết hợp giữa 2 yếu tố này – mô hình ARIMA và mô hình có xem xét tới tính mùa vụ - mô hình SARIMA với các tiêu chuẩn đưa ra để so sánh. 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 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 nhất 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 (tiêu chuẩn AIC, BIC, HQC là các giá trị đo sai số ước lượng của mô hình cũng như mức phạt đối với mô hình có nhiều tham số lần lượt do Akaike và Schwarz đề xuất). 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), giá trị tỷ lệ 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. Qua khảo sát tác giả đã lựa chọn được 3 mô hình có các tiêu chuẩn AIC, BIC, HQC thấp và R² khá cao. Kết quả của các mô hình lựa chọn như trong bảng sau:

Bảng 3. 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
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 vụ ²	6.391303	-6.286245	-6.348611	0.625104

(Nguồn: tác giả thực hiện trên Eviews6)

Trong 3 mô hình trên, mô hình 2 là mô hình có các giá trị tiêu chuẩn bé nhất sẽ được lựa chọn để dự báo. Tuy nhiên để xem xét kỹ lưỡng hơn, tác giả vẫn sử dụng 3 mô hình này để thực hiện các bước tiếp theo của dự báo do các tiêu chuẩn này không chênh lệch nhau nhiều. Mô hình nào dự báo tốt nhất sẽ được lựa chọn nếu có RMSE, MAE, MAPE bé nhất.

Kết quả ước lượng cũng cho thấy các hệ số gắn với các biến số trong mô hình đều có ý nghĩa với mức ý nghĩa 5%. 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.

3.3 Kết quả dự báo

Kết quả phân tích cũng cho thấy các giá trị RMSE, MAE, MAPE của 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 4. Giá trị RMSE, MAE, MAPE của 3 mô hình đề xuất

Mô hình 1	Mô hình Giá trị		
	RMSE	MAE	MAPE
Mô hình 1	0.055845	0.049623	1.738942
Mô hình 2	0055217	0.048802	1.709931
Mô hình 3	0.062655	0.057334	2.010097

(Nguồn: tác giả thực hiện trên Eviews6)

Mặt khác tiến hành kiểm định tính dừng và nhiễu trắng của chuỗi phần dư mô hình 2 cho thấy chuỗi phần dư có tính dừng (Prob. < 0.05) và thỏa mãn điều kiện nhiễu trắng (các 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 kiểm định của lược đồ tự tương quan và tự tương quan riêng phần đều không có ý nghĩa ở mức 5% với Prob. >0.05 như kết quả trong bảng 6).

Bảng 5. Kiểm định tính dừng chuỗi phần dư mô hình 2 (kiểm định ADF)

	Giá trị thống kê t (t Statistic)	Prob.*
Kiểm định Dickey – Fuller bổ sung (Augmented Dickey-Fuller test statistic)	-11.73177	0.0000
Giá trị tới hạn của kiểm định	Mức 1%	-3.483312
	Mức 5%	-2.884665
	Mức 10%	-2.579180

(Nguồn: tác giả thực hiện trên Eviews6)

Bảng 6. Lược đồ tương quan và tự tương quan riêng phần chuỗi phần dư mô hình 2

Tự tương quan	Tự tương quan riêng phần	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

(Nguồn: tác giả thực hiện trên Eviews6)

Kết quả ước lượng của mô hình 2 như sau:

Bảng 7. Kết quả ước lượng các hệ số của mô hình 2

Biến	Hệ số hồi quy	Sai số chuẩn	Giá trị thống kê t	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		

(Nguồn: tác giả thực hiện trên EVIEWS6)

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

Bảng 8. Dự báo CPI và tỷ lệ lạm phát 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	4.09⁴
Tỷ lệ lạm phát 2014**	0.69	0.55	-0.44	0.08	0.2	0.3	0.23	0.22	0.4	0.11	-0.27	-0.24	
MÔ HÌNH 2													
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)

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

(**) tỷ lệ lạm phát tháng sau so với tháng trước theo công bố của TCTK năm 2014 (%)

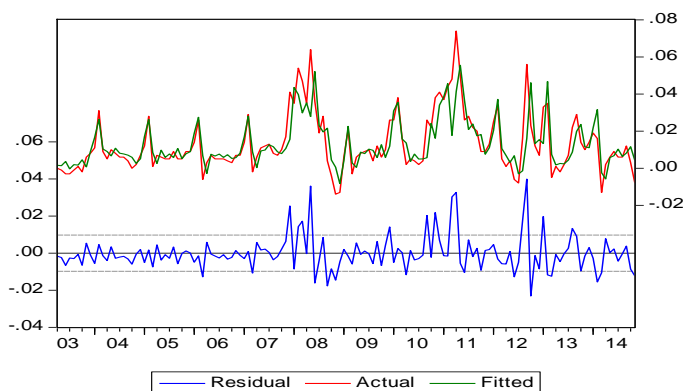
(***) CPI ước lượng từ mô hình (lần)

(****) tỷ lệ lạm phát tháng sau so với tháng trước được tính toán từ mô hình ước lượng (%)

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)

Kết quả dự báo từ mô hình được lựa chọn cho thấy giá trị CPI tính đến 12/2015 gấp 3.107 lần so với thời điểm 1/2003. Tính cho cả năm 2014 thì tỷ lệ lạm phát của Việt Nam theo mô hình dự báo là 5.41% và năm 2015 là 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 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%. Dự báo cho năm 2015 cũng cho thấy tỷ lệ lạm phát chỉ ở mức 5.30%, một con số không đáng lo ngại cho phát triển kinh tế. Lạm phát thực tế của năm 2014 thấp là điều nằm ngoài dự báo của Chính phủ cũng như các tổ chức dự báo 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 3. Giá trị thực, giá trị dự báo và phần dư của mô hình 2

4 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 lý của Chính Phủ thực hiện trong thời gian qua cũng như những điều kiện bên ngoài tác động như giá xăng dầu liên tục giảm trong thời gian gần đây, sức cầu yếu của nền kinh tế. 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 các biến số quan trọng của nền kinh tế trong đó có 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. mặc dù phương pháp này còn tồn tại một số hạn chế khi sử dụng dự báo nhưng theo các chuyên gia, phương pháp này vẫn được đánh giá cao về tính chính xác trong dự báo.

Tài liệu tham khảo

1. GS.TS Nguyễn Quang Đông, TS. Nguyễn Thị Minh (2012), *Giáo trình Kinh tế lượng*, ĐHKQTĐ, 2012
2. GS.TS Nguyễn Quang Đông, *Phân tích chuỗi thời gian trong tài chính*, NXB ĐHKQTĐ, 2010
3. Th.s Bùi Dương Hải – “*Bài giảng Thực hành EVIEWS*”, ĐHKQTĐ
4. Trang web của Tổng cục Thống kê: www.gso.gov.vn
5. <http://vietnamnet.vn/vn/kinh-te/208975/lam-phat-thap-nhat-10-nam--gia-ca-van-lo-lung.html>
6. <http://danviet.vn/kinh-te/lam-phat-duoi-3-bat-ngo-cach-xa-du-bao-520870.html>
7. <http://www.thoibaonganhang.vn/tin-tuc/1-wb-du-bao-lam-phat-cua-viet-nam-nam-nay-o-muc-4-5-25752.html>

APPLYING AUTOREGRESSIVE INTEGRATED MOVING AVERAGE MODELS INTO FORECASTING THE RATE OF VIETNAM INFLATION IN 2015

Nguyễn Thị Phương Thảo*
College of Economics - Hue University

Abstract: Inflation calculated from the Consumer Price Index (CPI) is an important macroeconomic variable that every economy has to consider as a special interest. This study was undertaken to analyze and forecast inflation of Vietnam in 2015 based on data on consumer price index (CPI), which is monthly published by General Statistics Office (GSO) including 143 observations (obtained data is CPI value of the previous month compared with the following month from January 2003 to November 2014) calculated on the original regulation of January 2003. Among various methods of forecast, this study adopted a method of Autoregressive Intergrated Moving Average (ARIMA). Forecasting results based on the selected model show that inflation in 2014 was at 5.41%, which was higher than the latest figures published by the GSO (December 2014) (only at 4.09%), and that of 2015 is at 5.30%. This study also indicates that concern about inflation in coming years will not be as deep as before, as the forecast result is lower than predictions of economists, research institutions and the Government.

Keywords: Forecast; Inflation; Autoregressive Intergrated Moving Average Models