

DỰ BÁO LẠM PHÁT VIỆT NAM GIAI ĐOẠN 8/2013-7/2014

Vương Quốc Duy¹ và Huỳnh Hải Âu²

¹ Khoa Kinh tế & Quản trị Kinh doanh, Trường Đại học Cần Thơ

² Học viên Cao học, Khoa Kinh tế & Quản trị Kinh doanh, Trường Đại học Cần Thơ

Thông tin chung:

Ngày nhận: 27/09/2013

Ngày chấp nhận: 26/02/2014

Title:

Forecasting the inflation rate of Vietnam over the period august, 2013 - july, 2014

Từ khóa:

Dự báo, Lạm phát, Đầu tư, Việt Nam, ARIMA

Keywords:

Forecast, Inflation, Investment, Vietnam, ARIMA

ABSTRACT

The world economic upheaval has become more and more complications. Changes in the macro economy will greatly impact on economic stability and development of a country. Inflation, one of the factors of macro economy, is increasingly concerned and needed to forecast. Being aware of the importance of inflation, this paper uses the Box-Jenkins method (1970) to model and forecast the inflation rate in Viet Nam. The results showed that the best model is the ARIMA (1, 0, 1), (2, 0, 3) 12 and that in the next 12 months, inflation in Vietnam will insignificantly fluctuate, except the first month of 2014. Despite this, the results of this research also partly provides practical information for investors as well as for the policy makers in finding appropriate solutions to prevent and minimize damage caused by inflation.

TÓM TẮT

Tình hình biến động kinh tế của thế giới ngày càng diễn biến phức tạp. Sự biến động của nền kinh tế vĩ mô sẽ tác động rất lớn đến sự ổn định và phát triển kinh tế của một quốc gia. Lạm phát, một trong những nhân tố của nền kinh tế vĩ mô, rất được quan tâm và cần thiết dự báo. Nhận thức được tầm quan trọng của lạm phát, bài viết này sử dụng phương pháp Box-Jenkins (1976) để lập mô hình và dự báo tỷ lệ lạm phát Việt Nam. Kết quả cho thấy mô hình phù hợp nhất là ARIMA(1,0,1)(2,0,3)12 và dự báo trong 12 tháng tới lạm phát ở Việt Nam sẽ biến động không đáng kể, ngoài tháng đầu năm 2014. Dù vậy, kết quả nghiên cứu này cũng phân nào cung cấp thông tin thiết thực cho các nhà đầu tư cũng như các nhà làm chính sách trong việc tìm kiếm những giải pháp thích hợp để phòng ngừa và tối thiểu hóa thiệt hại do lạm phát gây ra.

1 GIỚI THIỆU

Lạm phát là một hiện tượng kinh tế vĩ mô phổ biến, có ảnh hưởng sâu rộng đến mọi mặt của đời sống kinh tế - xã hội. Sự tác động này bao gồm cả tích cực và tiêu cực, tùy thuộc vào khả năng thích ứng với sự thay đổi của lạm phát và mức độ tiên liệu về lạm phát. Đối với nhà sản xuất, tỷ lệ lạm phát cao làm cho giá đầu vào và đầu ra biến động, gây ra sự mất ổn định trong quá trình sản xuất. Đối

với lĩnh vực lưu thông, lạm phát thúc đẩy quá trình đầu cơ tích trữ dẫn đến khan hiếm hàng hóa. Đối với lĩnh vực tín dụng, lạm phát làm rối loạn hoạt động của hệ thống ngân hàng. Cụ thể là lượng tiền gửi vào ngân hàng sẽ giảm do sự điều chỉnh lãi suất tiền gửi không đủ làm an tâm những người đang có tiền nhàn rỗi, trong khi đó những người đi vay lại được lợi lớn nhờ vào sự mất giá của đồng tiền. Trong điều kiện các nhân tố khác không đổi, lạm phát xảy ra sẽ làm tăng tỷ giá hối đoái, và do

đó tăng cường tính cạnh tranh của hàng xuất khẩu nhưng đồng thời cũng gây bất lợi cho hoạt động nhập khẩu. Lạm phát còn gây thiệt hại cho Ngân sách Nhà nước bằng việc bào mòn giá trị thực của những khoản công phí.

Ngoài ra, tình trạng lạm phát cao kéo dài và không đoán trước được sẽ làm cho nguồn thu Ngân sách Nhà nước giảm sút do sản xuất suy thoái (Nguyễn Quang Thái, 2012). Nhìn chung, nếu lạm phát hoàn toàn có thể dự đoán được thì sẽ không gây nên gánh nặng lớn đối với nền kinh tế bởi người ta có thể đưa ra những giải pháp để thích nghi với nó, ngược lại nếu không thể đoán trước được thì sẽ dẫn đến những đầu tư sai lầm và phân phối thu nhập một cách ngẫu nhiên làm mất tinh thần và sinh lực của nền kinh tế. Vì vậy, có thể nói rằng việc dự báo lạm phát có ý nghĩa vô cùng quan trọng đối với các nhà hoạch định chính sách cũng như các nhà kinh doanh trong tiến trình quyết định.

Bài viết này được thực hiện nhằm tìm hiểu hiện trạng nền kinh tế Việt Nam, sử dụng các phương pháp nghiên cứu phổ biến để dự báo sự biến động của lạm phát Việt Nam trong năm 2014. Cụ thể, bài viết cung cấp những thông tin hữu ích cho các nhà hoạch định chính sách và nhà đầu tư sự biến động trong lạm phát của Việt Nam thời gian qua, những nghiên cứu về lạm phát có giá trị và các phương pháp dự báo lạm phát được công nhận phổ biến trên thế giới. Từ đó, bài viết dùng phương pháp tối ưu để dự báo cho tình hình lạm phát của Việt Nam trong thời gian gần nhất, năm 2014.

2 PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

2.1 Các nghiên cứu trước đây

Cũng chính vì vai trò thiết yếu này mà ngày càng nhiều các nghiên cứu thực nghiệm về dự báo lạm phát được tiến hành ở nhiều nơi trên thế giới. Muhammad Abdus Salam, Shazia Salam và Mete Feridun (2006) sử dụng mô hình ARIMA với phương pháp Box – Jenkins (1976) để dự báo lạm phát trong ngắn hạn ở Pakistan. Gần đây hơn, phương pháp này được Sameul Erasmus Alnaa và Ferdinand Ahiakpor (2011) sử dụng để xây dựng mô hình và dự báo tỷ lệ lạm phát ở Ghana. Với mục tiêu này, hai tác giả đã tìm ra được mô hình ARIMA(6,1,6) là thích hợp để dự báo lạm phát 12 tháng tiếp theo ở Ghana với khoảng tin cậy 95%. Ở Việt Nam, Ông Nguyễn Chương (2007) cũng ứng dụng phương pháp này để dự báo lạm phát trong nước và kết quả cho thấy mô hình ARIMA(0,1,1)(0,1,1)₁₂ là phù hợp để dự báo cho giai đoạn một năm sau đó.

Do tính ứng dụng cao của phương pháp Box-Jenkins và hiệu quả của mô hình ARIMA trong lĩnh vực dự báo ngắn hạn¹, bài nghiên cứu này tác giả vẫn sử dụng cách tiếp cận đó để lập mô hình và dự báo tỷ lệ lạm phát ở Việt Nam trong 12 tháng tới. Với dữ liệu được thu thập mở rộng và cập nhật (từ tháng 01/2000 đến tháng 8/2013) cùng các phép kiểm định khắt khe, kết quả nghiên cứu kỳ vọng sẽ góp phần cung cấp thông tin hữu ích cho Chính phủ trong nỗ lực điều hành lạm phát hàng năm ở mức một con số dựa trên những căn cứ tin cậy và khoa học. Đồng thời, cũng giúp cho các nhà đầu tư có cơ sở để đo lường và đánh giá khả năng tác động của lạm phát, từ đó có các giải pháp nhằm hạn chế các tác động tiêu cực do lạm phát gây ra.

2.2 Thu thập và xử lý số liệu

Số liệu phục vụ cho đề tài được tổng hợp từ các báo cáo tại website của Tổng cục Thống kê Việt Nam (GSO). Cụ thể, tác giả thu thập chỉ số giá tiêu dùng (CPI) từ tháng 01/2000 đến tháng 8/2013 và xác định tỷ lệ lạm phát hàng tháng theo công thức:

$$\pi_t = \frac{CPI_t - CPI_{t-1}}{CPI_{t-1}} \times 100$$

Trong đó: π_t là tỷ lệ lạm phát thời điểm t (%)

CPI_t là chỉ số giá tiêu dùng thời điểm t

CPI_{t-1} là chỉ số giá tiêu dùng thời điểm t – 1

Sau đó, sử dụng phần mềm Excel để nhập liệu và Eviews 6.0 để chạy mô hình.

2.3 Các bước thực hiện

Bước 1: Nhận dạng mô hình

Nhận dạng mô hình ARIMA(p,d,q) thích hợp là việc tìm các giá trị thích hợp của p, d và q (với d là bậc sai phân của chuỗi dữ liệu thời gian được khảo sát, p là bậc tự hồi quy và q là bậc trung bình trượt). Các giá trị này được xác định dựa vào biểu đồ tự tương quan (ACF) và biểu đồ tự tương quan riêng phần (PACF). Trong đó, việc lựa chọn mô hình AR(p) phụ thuộc vào biểu đồ PACF nếu nó có giá trị cao tại các độ trễ 1, 2, ..., p và giảm đột ngột sau đó, đồng thời dạng hàm ACF tắt lịm dần. Tương tự, việc lựa chọn mô hình MA(q) dựa vào biểu đồ ACF nếu nó có giá trị cao tại các độ trễ 1, 2, ..., q và giảm mạnh sau q, đồng thời dạng hàm PACF tắt lịm dần. Phương trình tổng quát như sau:

¹ Stockton and Glassman(1987) và Litterman(1986)

$$(1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)(1 - B)^d Y_t = C + (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q) a_t$$

$$\Leftrightarrow \phi(B) \nabla^d Y_t = C + \theta(B) a_t$$

Hay: $\nabla^d Y_t = \frac{C}{\phi(B)} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t$

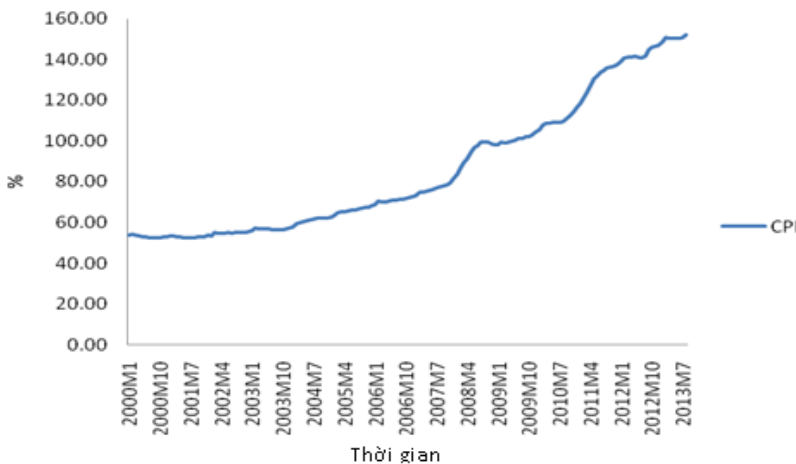
Trong đó: $B^k(Y_t) = Y_{t-k}$, với B là ký hiệu toán tử trễ (B thực hiện trên Y_t , có tác dụng dịch chuyển dữ liệu trở lại k thời đoạn).

và $\nabla = 1 - B$ mô tả quá trình tính sai phân.

Nếu chuỗi dữ liệu quan sát có tính mùa thì mô hình ARIMA tổng quát lúc này là ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)L (với P và Q lần lượt là bậc của thành phần mùa AR và MA, D là bậc sai phân có tính mùa, L là số thời đoạn trong một vòng chu kỳ). Việc khảo sát trên ACF và PACF tại các trễ là bội số của độ dài mùa L cũng sẽ giúp kết luận các giá trị P, Q phù hợp cho mô hình. Đối với thành phần mùa MA, biểu đồ ACF cho thấy một đỉnh nhọn ở các trễ mùa, còn đối với thành phần mùa AR thì biểu đồ PACF thể hiện đỉnh nhọn này. Dạng mô hình nhân (multiplicative model) trên cho phép đưa số hạng bổ sung (extra term) vào mô hình mà không phải tăng thêm tham số. Ngoài ra, hai số hạng tách biệt của mô hình cũng được giải thích một cách đơn giản, chẳng hạn $(1 - \phi_1 B)$ phản ánh sự phụ thuộc của chỉ số lạm phát vào bản thân nó ở thời kỳ trước đó còn $(1 - \phi_{12} B^{12})$ thể hiện mối quan hệ mùa.

Giá trị d, D lần lượt được xác định dựa vào số lần lấy sai phân bình thường và sai phân có tính mùa nhằm tịnh hóa dữ liệu (làm cho chuỗi dừng).

Bước 2: Ước lượng các tham số của mô hình



Hình 1: Diễn biến CPI Việt Nam giai đoạn 01/2000 – 11/2012

Tiền hành ước lượng các tham số cho các mô hình có khả năng phù hợp đã được nhận dạng. Ở đây, mô hình có giá trị R^2 điều chỉnh, có các giá trị công cụ thông tin Akaike (AIC), Công cụ Schwarz (SBC), tổng số dư bình phương (SSR) nhỏ nhất được coi là mô hình phù hợp nhất.

Bước 3: Kiểm tra mô hình

Mô hình ước lượng sau đó phải được kiểm tra lại để đảm bảo tính đại diện cho chuỗi dữ liệu quan sát. Việc này sẽ được thực hiện trên dãy giá trị sai số của mô hình nhằm xác định xem chúng có phải là sai số ngẫu nhiên trắng (white noise) hay không. Ở đây, biểu đồ ACF của phần dư sẽ cho phép kiểm tra tiêu chuẩn này. Ngoài ra, kiểm định Breusch-Godfrey (BG) và ARCH cũng được thực hiện trên phần dư nhằm kiểm tra về hiện tượng tự tương quan và phương sai số thay đổi.

3 KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

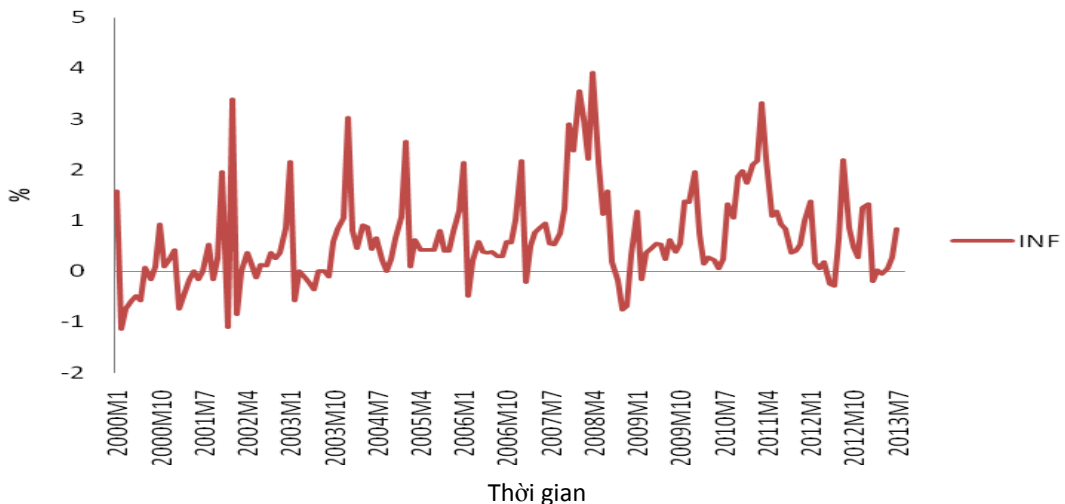
3.1 Tổng quan về dữ liệu nghiên cứu

Chỉ số giá tiêu dùng (CPI) là một trong những chỉ số được sử dụng để tính tỷ lệ lạm phát phổ biến ở nhiều nơi trên thế giới. Ở Việt Nam, chỉ số này được Tổng cục Thống kê tính toán và công bố hàng tháng, quý và năm, nhằm cung cấp kịp thời thông tin cơ bản về giá cả hàng hóa dịch vụ, cũng như phản ánh mức độ lạm phát hay giảm phát của nền kinh tế.

Biểu đồ trên cho thấy một sự tăng trưởng liên tục trong chỉ số CPI qua các năm, với mức tăng cao đáng kể trong năm 2008 và 2011 do sức ép từ việc tăng giá dầu và giá lương thực thế giới. Những năm còn lại chỉ số này duy trì ở mức tăng đều đặn, ngoại trừ khoảng thời gian 2000 – 2002 với số liệu khá ổn định.

Bảng 1: Thống kê mô tả về chuỗi tỷ lệ lạm phát

	INF
Observations	164
Mean	0.647792
Maximum	3.911658
Minimum	-1.142436
Std. Dev.	0.929098
Skewness	1.116503
Kurtosis	4.403488
Jarque-Bera	47.24350
Probability	0.000000



Hình 2: Tỷ lệ lạm phát Việt Nam giai đoạn 01/2000 – 07/2013

Đồ thị trên cho thấy chuỗi dữ liệu nghiên cứu tương đối dừng, nhưng để có thể kết luận chắc chắn được điều này ta tiến hành hai kiểm định sau:

Bảng 2: Kết quả kiểm định ADF và PP đối với chuỗi INF

Kiểm định	Giá trị t	Xác suất
ADF	-4.885682	0.0001
PP	-8.304296	0.0000

*Các giá trị tới hạn ở mức ý nghĩa thống kê 1%, 5%, 10% tương ứng là: -3.471, -2.879, -2.576

Như vậy, kết quả của cả hai kiểm định đều cho phép ta bác bỏ giả thuyết H_0 về tính dừng của dữ liệu ở mức ý nghĩa 1%.

Đối với chuỗi tỷ lệ lạm phát, thông qua kiểm định Jarque-Bera ở mức ý nghĩa 1% ta có thể hoàn toàn bác bỏ giả thuyết H_0 về phân phối chuẩn của dữ liệu. Ngoài ra, từ các giá trị Skewness, tối đa, tối thiểu trung bình cũng chứng tỏ rằng chuỗi biến động không nhiều và có xu hướng lệch phải.

3.2 Kết quả nghiên cứu

Kiểm định tính dừng của chuỗi dữ liệu tỷ lệ lạm phát (INF)

Chuỗi số liệu sử dụng trong mô hình ARIMA được giả định là chuỗi dừng, vì vậy để dự đoán lạm phát Việt Nam bằng mô hình này ta cần phải xem xét chuỗi dữ liệu nghiên cứu có dừng hay chưa. Trước tiên, dựa vào việc quan sát đồ thị của chuỗi số liệu, sau đó tiến hành kiểm tra tính chất này thông qua hai kiểm định phổ biến: Augmented Dickey-Fuller (ADF) và Perron-Phillips(PP) được gọi là kiểm định nghiệm đơn vị (unit root test)*.

Ngoài ra, một sự giảm nhanh về 0 sau trễ đầu tiên trên ACF và PACF ở Hình 3 cũng cho thấy rằng chuỗi dữ liệu đã dừng.

Nhận dạng mô hình

Khảo sát PACF ở Hình 3 ta thấy có chính xác 2 đỉnh nhọn ở độ trễ 1 và 2 và tất hết về 0 sau đó, kết hợp với 3 hệ số đầu tiên khác 0 tại ACF chỉ ra rằng ta nên chọn $p \in (1, 2)$ và $q \in (1,2,3)$ cho thành phần không có tính mùa.

Hình 3 cũng cho thấy có những đỉnh nhọn ở các trễ 12, 24 và 36 trên ACF, gợi ý rằng thành phần MA mùa cần phải được xem xét trong mô hình. Tương tự, trên PACF cũng tồn tại những đỉnh nhọn ở các trễ 12 và 24, do đó thành phần AR mùa cũng phải được bao gồm. Tức là $P = 2$, $Q = 3$ và $L = 12$.

Tự tương quan	Tương quan từng phần	AC	PAC	Q- thống kê	Xác suất	
.***	.***	1	0.462	0.462	35.460	0.000
.***	.**	2	0.435	0.281	67.003	0.000
.**	. .	3	0.327	0.072	84.927	0.000
.*	* .	4	0.178	-0.095	90.296	0.000
.*	. .	5	0.131	-0.026	93.202	0.000
. .	. .	6	0.031	-0.065	93.372	0.000
. .	* .	7	-0.041	-0.074	93.654	0.000
. .	. .	8	-0.042	0.008	93.956	0.000
. .	. .	9	-0.041	0.041	94.244	0.000
. .	. .	10	-0.015	0.048	94.285	0.000
. .	. .	11	0.002	0.022	94.285	0.000
.**	.***	12	0.243	0.331	104.81	0.000
. .	** .	13	0.022	-0.232	104.91	0.000
. .	* .	14	0.008	-0.201	104.92	0.000
. .	. .	15	-0.001	-0.040	104.92	0.000
. .	. .	16	0.001	0.123	104.92	0.000
. .	. .	17	-0.022	-0.024	105.00	0.000
. .	. .	18	-0.006	0.062	105.01	0.000
. .	. .	19	-0.029	0.057	105.16	0.000
. .	* .	20	-0.052	-0.083	105.67	0.000
. .	. .	21	-0.013	-0.010	105.70	0.000
. .	. .	22	0.010	0.063	105.73	0.000
. .	* .	23	-0.037	-0.090	105.98	0.000
.**	.***	24	0.238	0.233	116.92	0.000
. .	** .	25	-0.046	-0.206	117.33	0.000
. .	* .	26	-0.030	-0.073	117.51	0.000
. .	. .	27	-0.013	0.031	117.54	0.000
* .	. .	28	-0.070	-0.025	118.53	0.000
* .	. .	29	-0.066	-0.053	119.40	0.000
. .	. .	30	-0.005	0.156	119.41	0.000
. .	. .	31	0.017	0.161	119.47	0.000
.*	. .	32	0.083	0.088	120.89	0.000
.*	. .	33	0.104	-0.022	123.14	0.000
.*	. .	34	0.134	-0.031	126.86	0.000
.**	.*	35	0.215	0.166	136.55	0.000
.***	.*	36	0.418	0.151	173.55	0.000

Hình 3: ACF và PACF của chuỗi INF

Các mô hình đã nhận dạng được kiểm tra lại tính phù hợp dựa trên các thông số kiểm định: R2 điều chỉnh, log-likelihood, Công cụ thông tin

Akaike, Công cụ Schwarz, Tổng của số dư bình phương. Kết quả ước lượng thử được tổng hợp như sau:

Bảng 3: Các mô hình ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_L thử nghiệm

Mô hình	R ² điều chỉnh	LL	AIC	SC	RSS
ARIMA(1,0,1)(2,0,3) ₁₂	0.725*	-86.011	1.362*	1.532*	28.104
ARIMA(0,0,1)(2,0,3) ₁₂	0.651	-107.528	1.647	1.795	38.235
ARIMA(0,0,3)(2,0,3) ₁₂	0.653	-106.179	1.657	1.847	37.500
ARIMA(2,0,3)(2,0,3) ₁₂	0.662	-96.679	1.571	1.806	32.900
ARIMA(1,0,3)(2,0,3) ₁₂	0.708	-89.002	1.434	1.646	29.349
ARIMA(0,0,2)(2,0,3) ₁₂	0.615	-113.794	1.752	1.921	41.843
ARIMA(1,0,2)(2,0,3) ₁₂	0.724	-85.656	1.371	1.562	27.960
ARIMA(2,0,1)(2,0,3) ₁₂	0.718	-85.331	1.377	1.568	27.877
ARIMA(2,0,2)(2,0,3) ₁₂	0.716	-85.261*	1.390	1.603	27.848*

*Giá trị tốt nhất dựa trên tiêu chuẩn lựa chọn

Từ Bảng 3 ta thấy mô hình ARIMA(1,0,1)(2,0,3)₁₂ là mô hình thỏa mãn nhiều nhất các tiêu chuẩn sử dụng, do đó đây là mô hình được sử dụng cho việc ước lượng tiếp theo.

Ước lượng mô hình

Bảng 4: Kết quả ước lượng của mô hình ARMA(1,1)(2,3)₁₂

Biến	Hệ số ước lượng	Sai số chuẩn	t-kiểm định	Xác suất
C	1.060	0.300	3.524	0.000
AR(1)	0.738	0.078	9.369	0.000
SAR(12)	0.053	0.065	0.820	0.413
SAR(24)	0.703	0.055	12.621	0.000
MA(1)	-0.04	0.119	-0.360	0.718
SMA(12)	-0.139	0.094	-1.478	0.141
SMA(24)	-0.892	0.019	-46.920	0.000
SMA(36)	0.147	0.090	1.635	0.104

Kết quả ước lượng cho thấy có 3 hệ số có ý nghĩa ở mức 1%, bao gồm tỷ lệ lạm phát ở 1 và 24 tháng trước, cùng với các giá trị sai số 24 tháng trước đó. Trong bảng 4, SAR, thể hiện điều kiện chạy mô hình mang tính thời vụ, được thêm vào mô hình khi AFC ở khoảng thời gian mua vụ (thường dữ liệu bao gồm 12 tháng) là dương và SMA, thể hiện điều kiện chạy mô hình mang tính thời vụ, được thêm vào nếu như ACF ở khoảng thời gian vụ (dữ liệu thường 12 tháng) là âm.

Phương trình được viết lại như sau:
 $(1-0.738B1-0.703B24)Y_t = 1.060 + (1+0.892B24)a_t$

Hay: $Y_t = 1.060 + 0.703Y_{t-24} - 0.892a_{t-24}$

Mô hình sau đó được kiểm tra mức độ phù hợp với chuỗi dữ liệu nghiên cứu bằng cách phân tích phần dư.

Kiểm tra mô hình

Tự tương quan	Tương quan từng phần	AC	PAC	Kiểm định Q	Xác suất	
. .	. .	1	0.008	0.008	0.0084	
. .	. .	2	-0.011	-0.011	0.0244	
. .	. .	3	0.025	0.025	0.1108	
. .	. .	4	-0.021	-0.021	0.1739	
. *	. *	5	0.109	0.110	1.8879	
* .	* .	6	-0.121	-0.126	4.0393	
* .	* .	7	-0.096	-0.091	5.4005	
. .	. .	8	-0.015	-0.022	5.4350	0.020
* .	* .	9	-0.124	-0.119	7.7353	0.021
. .	. .	10	0.017	0.008	7.7801	0.051
. .	. .	11	-0.015	0.005	7.8159	0.099
. .	. .	12	0.007	0.019	7.8238	0.166
. .	. .	13	0.059	0.038	8.3582	0.213
* .	* .	14	-0.114	-0.107	10.380	0.168
* .	* .	15	-0.070	-0.109	11.154	0.193
. .	. .	16	0.026	0.003	11.258	0.258
. .	. .	17	0.024	0.021	11.350	0.331
. .	. .	18	0.029	0.011	11.488	0.403
. .	. .	19	-0.031	0.007	11.649	0.474
* .	* .	20	-0.076	-0.082	12.588	0.480
. .	. .	21	0.004	-0.040	12.591	0.559
. .	. .	22	0.068	0.057	13.355	0.575
. .	* .	23	-0.049	-0.081	13.752	0.617
. .	. .	24	0.004	0.002	13.755	0.684
* .	* .	25	-0.070	-0.058	14.603	0.689
* .	* .	26	-0.102	-0.125	16.392	0.631
* .	* .	27	-0.106	-0.138	18.332	0.566
. .	. .	28	-0.014	-0.007	18.365	0.626
** .	** .	29	-0.228	-0.315	27.609	0.189
. .	. .	30	0.032	0.026	27.792	0.224
. .	. .	31	0.038	0.043	28.058	0.258
. *	. *	32	0.111	0.099	30.309	0.213
. .	. .	33	0.030	-0.021	30.472	0.249
. .	. .	34	0.046	0.036	30.858	0.277
. **	. **	35	0.244	0.124	42.006	0.043
. .	. .	36	0.065	0.027	42.796	0.048

Hình 4: Biểu đồ tương quan của bình phương phần dư

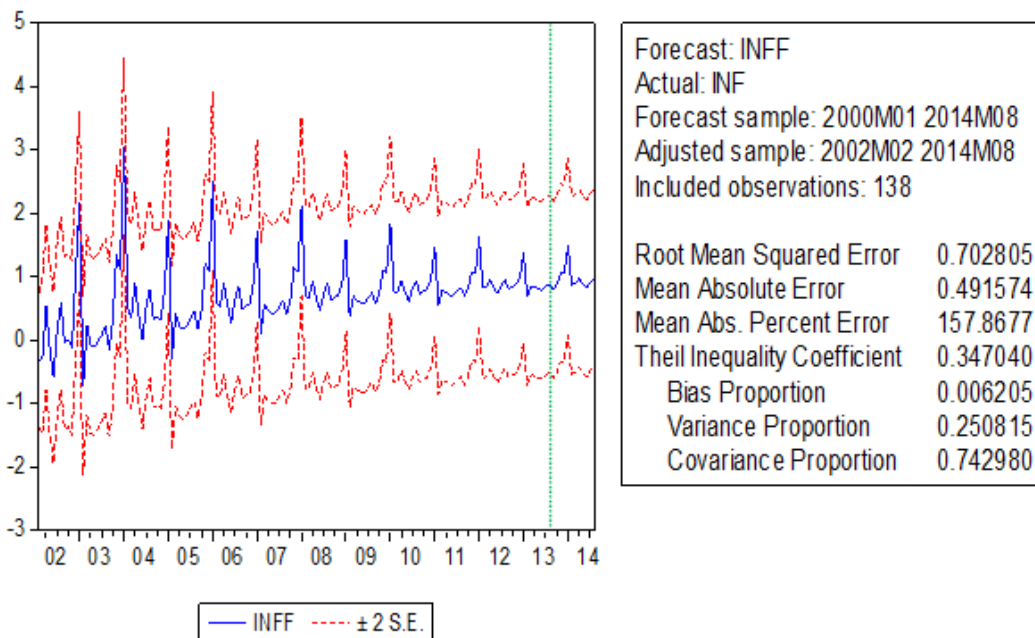
ACF của phần dư trong Hình 4 cho thấy sai số là ngẫu nhiên trắng mặc dù vẫn có một vài trễ khác 0, tuy nhiên đây có thể là do yếu tố ngẫu nhiên. Hơn nữa, kết quả kiểm định Breusch-Godfrey ở mức ý nghĩa 1% cũng cho thấy không tồn tại hiện tượng tự tương quan, đồng thời kiểm định ARCH cũng chỉ ra rằng không có hiện tượng phương sai sai số thay đổi.

Bảng 5: Kết quả kiểm định BG và ARCH

Kiểm định	F-kiểm định	Xác suất
Breusch-Godfrey	0.407935	0.6659
ARCH	0.025979	0.8722

Kết quả kiểm tra cho thấy mô ARIMA(1,0,1) (2,0,3)₁₂ là thích hợp và có thể sử dụng để dự báo.

Dự báo



Hình 5: Biểu đồ dự báo lạm phát phạm vi trong và ngoài mẫu nghiên cứu

Bảng 6: Kết quả dự báo lạm phát hàng tháng giai đoạn 8/ 2013 - 7/2014

Tháng	Dự báo trung bình	Giới hạn trên*	Giới hạn dưới*
8/2013	0.891	2.291	-0.508
9/2013	0.793	2.191	-0.605
10/2013	0.877	2.277	-0.522
11/2013	1.063	2.463	-0.337
12/2013	1.053	2.451	-0.343
01/2014	1.470	2.869	0.072
02/2014	0.871	2.277	-0.535
3/2014	0.891	2.293	-0.511
4/2014	0.974	2.375	-0.426
5/2014	0.880	2.212	-0.517
6/2014	0.814	2.212	-0.583
7/2014	0.913	2.313	-0.485

* Khoảng tin cậy: 95%

Hình 5 ta thấy giá trị dự báo trong giai đoạn lấy mẫu có thể sử dụng để mô phỏng cho diễn biến của những quan sát thực tế mặc dù không hoàn toàn chính xác. Do đó, tác giả đã thực hiện dự báo cho 12 tháng tiếp tới (8/2013 đến 7/2014) với khuynh hướng biến động diễn ra như trên.

Kết quả dự báo cho thấy lạm phát hàng tháng trong giai đoạn tới được kiểm soát khá ổn định, dao động trong khoảng 0.8 – 1.0%, ngoại trừ một sự tăng mạnh trong tháng 01/2014, với mức lạm phát ước đến 1.470%.

4 KẾT LUẬN VÀ ĐỀ XUẤT

Bài nghiên cứu sử dụng phương pháp Box-Jenkins (1976) để lập mô hình và dự báo tỷ lệ lạm phát Việt Nam. Kết quả cho thấy mô hình phù hợp nhất là ARIMA(1,0,1)(2,0,3)₁₂ và dự báo trong 12 tháng tới lạm phát ở Việt Nam sẽ biến động không đáng kể, ngoài tháng đầu năm 2014. Tuy nhiên,

trong giai đoạn hiện nay nền kinh tế có rất nhiều biến động có thể tác động đến kết quả dự báo, do đó việc dự báo lạm phát trong 12 tháng tiếp theo sẽ tồn tại những sai số nhất định. Dù vậy, kết quả nghiên cứu này cũng phần nào cung cấp thông tin thiết thực cho các nhà đầu tư cũng như các nhà làm chính sách trong việc tìm kiếm những giải pháp thích hợp để phòng ngừa và tối thiểu hóa thiệt hại do lạm phát gây ra.

Việc dự báo lạm phát luôn là một công việc không dễ dàng. Từ lý thuyết và thực tế chúng ta thấy lạm phát phụ thuộc vào rất nhiều yếu tố, trong đó có những yếu tố rất khó xác định và thường xuyên biến động bao gồm: mức cung tiền, tỷ giá hối đoái, lãi suất thị trường,... Hơn nữa, giữa các yếu tố này còn có sự tác động qua lại lẫn nhau ở một độ trễ nhất định. Do đó, việc sử dụng mô hình ARIMA thì chưa cho thấy rõ sự ảnh hưởng riêng lẻ của từng nhân tố, và chưa đủ để có thể đo lường chính xác sự biến động của lạm phát. Tuy nhiên, vấn đề này cũng gợi ý một hướng nghiên cứu tiếp theo là sử dụng mô hình VAR (Vector autoregression model) để phân tích mối liên hệ giữa các nhân tố trên với lạm phát, sau đó có thể đi sâu đo lường ảnh hưởng của các cú sốc đến sự bất định của lạm phát thông qua công cụ ARCH/GARCH và EGARCH. Trên cơ sở có được mô hình thích hợp phản ánh được mối liên hệ bản chất và những tác động nhất thời đến lạm phát ta có thể sử dụng nó để dự báo cho thời điểm tương lai một cách đáng tin cậy hơn.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. Ông Nguyễn Chương (2007), Mô hình ARIMA với phương pháp Box – Jenkins và ứng dụng để dự báo lạm phát của Việt Nam, *Trường Đại học Kinh tế - Đại học Đà Nẵng*.

2. PGS.TS. Sừ Đình Thành, TS. Vũ Thị Minh Hằng, GS.TS. Dương Thị Bình Minh, Ths. Phạm Văn Hiếu, Ths. Nguyễn Anh Tuấn, TS. Bùi Thị Mai Hoài, TS. Diệp Gia Luật (2008), *Nhập môn tài chính tiền tệ, Nhà xuất bản Lao động Xã hội, Hà Nội*.
3. Appiah, S.T. and I.A. Adetunde (2011), Forecasting exchange rate between the Ghana cedi and the US dollar using time series analysis, *African Journal of Basic & Applied Sciences*, vol. 3(6), pp. 255 – 264.
4. Eviews User’s Guide I & II (Version 6).
5. George E.P. Box and Gwilym M. Jenkins (1976), *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, San Francisco: Holden-Day, California.
6. Muhammad Abdus Salam, Shazia Salam and Mete Feridun (2006), Forecasting inflation in developing nations: The case of Pakistan, *International Research Journal of Finance and Economics*, issue 3, pp. 138 – 159.
7. Nadia Saleem (2008), Measuring volatility of inflation in Pakistan, *The Lahore Journal of Economics*, vol. 13(2), pp. 99 - 128
8. Samuel Erasmus Alnaa and Ferdinand Ahiakpor (2011), ARIMA approach to predicting inflation in Ghana, *Journal of Economics and International Finance*, vol. 3(5), pp. 328 - 336.
9. Box, G.E.P., and Jenkins, G., (1970) *Time Series Analysis, Forecasting and Control*, HoldenDay, San Francisco.
10. Nguyễn Quang Thái, (2012), *Tổng quan kinh tế Việt Nam năm 2012 và triển vọng 2013*, Hội Khoa học Kinh tế Việt Nam.