Macroeconomics
Research Letter

Volume 16. Issue 31. Spring and Summer 2021. Pages 85 to 104.

Research Paper

Investigating the Dynamics of Inflation Stability in Iran an Application of MS-ARFIMA Generalized Nonlinear Approach

Roozbeh Balounejad Nouri*[1], Siavash Mohammadpour[2]

[1] Assistance Professor of economic affairs research institute Email: roozbeh_noury@yahoo.com
[2] PhD Student in Economics, Institute for Management and Planning Studies
Email: siavash.mohammadpoor@gmail.com

10.22080/IEJM.2021.20516.1823

Received:
December 14, 2020
Accepted:
October 26, 2021
Available online:
November 28, 2021

JEL Classification:
E31, E52, E51, C22, C51
Keywords:
Macroeconomics, Inflation Persistence, Money Supply, Monetary Policy, Nonlinear Models

Abstract

One of the challenges for monetary policymakers is how to adopt monetary policy when inflation is persistence. Inflation stability is in fact a measure of the tendency of the inflation rate to maintain its current state and in a way indicates the stickiness in the variable. The issue of inflation stability becomes more difficult when in an economy, inflation stability changes at different times. Therefore, in this study, the intensity of inflation persistence and its dynamics in the Iranian economy were examined using monthly data for the period 1383:1 - 1399:6 and using the generalized MS- ARFIMA model. The results showed that in the regime with low inflation and less fluctuations, there is stability of inflation; however, in the regime with high inflation and high fluctuations, there was no evidence of inflation. From an economic and monetary policy perspective, this result is very important. In fact, these results indicate that the monetary policymaker can reduce the level of inflation and return it to its previous values (long-term average) by inflicting a negative shock, quickly and without showing the resistance variable. But when we see moderate inflation in the country's economy, the reduction of inflation will not be easy and usually there will be a need for more efforts to reduce it. Therefore, paying attention to these results can prevent the inconsistency of time in the adoption of monetary policy. It can also be a warning to policymakers to refrain from adopting policies that have limited positive effects in the short term but negative effects in the long run.

*Corresponding Author: Roozbeh Balounejad Nouri
Address: Assistance Professor of Economic Affairs Research Institute
Email: roozbeh_noury@yahoo.com
Tel: +989361709039

Extended abstract

1. Introduction

In assessing the economic performance of societies, various variables are considered, among which the rate of economic growth and inflation are more important due to the dependence of other macroeconomic variables on these variables. Therefore, part of the economic science literature is devoted to the relationship between inflation and other nominal or real variables such as production, employment, etc. Meanwhile, the issue of inflation stability and efforts to reduce it is considered because of its consequences on the achievements of monetary policymakers to reduce inflation and is even known as one of the criteria for measuring the efficiency of central banks. Stability of inflation is an important feature of the inflation rate in which the current values of inflation are greatly affected by its past values. Some economists argue that changes in the stability of inflation could be the primary reason for high inflation caused by policy mistakes. Accordingly, in the new Phillips-Keynesian curve, the stability of inflation is a determining factor and shows the importance of price stickiness. Also, the stability of inflation is the main factor determining the economic costs of reducing inflation in the form of the concept of sacrifice ratio. Accordingly, in the study of the stability of inflation, the presence or absence of stability in inflation, as well as the degree of stability and its changes are of high prominence.

2. Research Method

Depending on the environment in which the inflation variable is located (high or low inflation regime), this variable can show different degrees of stability. In order to evaluate the stability of inflation in different situations, in this study, the MS-ARFIMA method was used. In fact, this econometric method is a combination of ARFIMA and Markov switching methods and has many advantages. The first approach makes it possible to consider fractional accumulation and long-term memory in ARIMA models. The second approach also allows for nonlinear, regime-dependent modeling. Accordingly, in the framework of the generalized MS-ARFIMA method, the long-term memory of the inflation variable or its degree of stability in different inflation situations can be examined. In fact, in this study, using a Markov switching pattern along with the generalized accumulated deficit (MS-ARFIMA), changes in inflation stability in different economic regimes have been examined under the influence of various factors such as changes in monetary policy or economic supply shocks (changes in oil prices or wage price spirals).

3. Research Findings

The value of LR test statistic is greater than its critical value at the significance level of 1%. The null hypothesis of this test indicates the superiority of the linear model (ARFIMA) and the opposite hypothesis indicates the superiority of the nonlinear model (MS ARFIMA). Based on the results, it can be concluded that the null hypothesis is rejected and instead of linear models, it is better to use the nonlinear MS ARFIMA method to estimate the model. The value of the coefficient d is 0.4 in regime one and 1.27 in regime two. Examination of the significance of the coefficient of inflation stability shows that this coefficient is significant in regime one and insignificant in regime two, i.e., only in regime one, the value of this coefficient is zero. According to the results, the value of stability coefficient in regime one is less than 0.5 showing that the inflation variable

has a fractional accumulation and stability in this regime. However, in regime two, such stability is not observed because the value of coefficient of stability in this regime, as mentioned above, is not statistically opposite to zero. Also, the mean value (width from the origin) obtained for regime one is 0.93 and for regime two is about 8.73. Moreover, the variances of regimes one and two are 0.68 and 1.62, respectively. Hence, it seems that regime one is related to periods of low inflation and low volatility and regime two is related to periods of high volatility and inflation.

4. Conclusion

Based on the results estimated by this model, in the regime with low inflation and low fluctuations, we see the stability of inflation. However, in the regime with high inflation and high fluctuations, there is no evidence of stability. The results showed that the duration of periods with high inflation is much shorter than the periods of low inflation. This result is also consistent with the revealed facts of the Iranian economy. Normally in Iranian economy, high inflation periods are not very stable and after a few periods, they are replaced by lower inflation rates. However, in lower inflation period, there is a kind of stability in inflation so that with a positive shock to the inflation variable, we often see that the effect of this shock remains in this variable for a long time and the amount of inflation does not decrease easily. In other words, depending on whether we are in a regime with high or low inflation, the occurrence of inflation shocks due to adopted policies or other things will have different effects. In fact, it may be argued that in low-inflation regimes, the collision of the inflation rate with the core of inflation does not make it possible to reduce it from this level to lower values. Similarly, in times of shock, the volatile component of the inflation rate fluctuates sharply and yet returns to its average values. This can be important from a monetary policy perspective. If the Iranian economy is hit by very high inflation, the monetary policymaker can reduce the level of inflation to earlier values (long-term average) by inflicting a quick negative shock without the inflation variable showing resistance and stability. However, when we see moderate inflation in the country's economy, the reduction of inflation will not be easy and usually there will be a need for more efforts to be reduced.

Funding

There is no funding support.

Authors' Contribution

Authors contributed equally to the conceptualization and writing of the article. All of the authors approved the content of the manuscript and agreed on all aspects of the work

Conflict of Interest

Authors declared no conflict of interest.

Acknowledgments

We are grateful to all the scientific consultants of this paper.

پژوهشنامه اقتصاد کلان
Macroeconomics Research Letter
دوره ۱۶. شماره ۳۱. بهار و تابستان ۱۴۰۰. صفحات ۸۵ تا ۱۰۴.

علمی

بررسی پویایی‌های پایداری تورم در ایران: کاربردی از رویکرد غیرخطی تعمیم‌یافته MS-ARFIMA

روزبه بالونژادنوری[1*]، سیاوش محمدپور[2]

[1] استادیار پژوهشکده امور اقتصادی. ایمیل: roozbeh_noury@yahoo.com
[2] دانشجوی دکتری اقتصاد موسسه عالی آموزش و پژوهش در مدیریت و برنامه ریزی. ایمیل: siavash.mohammadpoor@gmail.com

10.22080/IEJM.2021.20516.1823

تاریخ دریافت:
۲۴ آذر ۱۳۹۹
تاریخ پذیرش:
۴ آبان ۱۴۰۰
تاریخ انتشار:
۷ آذر ۱۴۰۰

کلیدواژه ها:
اقتصاد کلان، پایداری تورم، عرضه پول، سیاست های پولی، مدل‌های غیرخطی

طبقه‌بندیJEL:
C51 ،C22 ،E51 ، E52 ،E31

چکیده

یکی از چالش‌های سیاست گذاران پولی، چگونگی اتخاذ سیاست‌های پولی در زمان وجود پایداری تورم می‌باشد. پایداری تورم در واقع معیاری به منظور اندازه گیری تمایل نرخ تورم برای حفظ وضعیت موجود خود بوده و به نوعی نشان‌دهنده چسبندگی در آن متغیر می‌باشد. موضوع وجود پایداری تورم زمانی دشوارتر می‌گردد که در یک اقتصاد، پایداری تورم در زمان‌های مختلف دچار تغییر شود. از این رو در این پژوهش، شدت پایداری تورم و پویایی‌های آن در اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های ماهانه بازه زمانی ۱۳۸۲:۱-۱۳۹۹:۶ و با استفاده از الگوی تعمیم‌یافته MS-ARFIMA مورد بررسی قرار گرفت. نتایج پژوهش نشان داد که در رژیم با تورم پایین و نوسانات کمتر، پایداری تورم وجود دارد؛ با این حال در رژیم با تورم بالا و نوسانات زیاد، شواهدی از وجود پایداری تورم به دست نیامد. از منظر سیاست‌گذاری در حوزه اقتصاد پولی، این نتیجه بسیار مهم زیرا نشان می‌دهد که سیاست‌گذار می‌تواند با وارد کردن یک تکانه منفی، به سرعت و بدون اینکه متغیر تورم، از خود مقاومت و پایداری نشان دهد، سطح تورم را کاهش داده و آن را به مقادیر قبل‌تر (میانگین بلندمدت) باز گرداند. اما زمانی که شاهد تورم متوسط در اقتصاد هستیم، کاهش تورم به سادگی صورت نخواهد پذیرفت و بطور معمول نیاز به تلاش بیشتری برای کاهش آن وجود خواهد داشت. از این رو توجه به این نتایج می-تواند مانع بروز ناسازگاری زمانی در اتخاذ سیاست‌های پولی باشد. همچنین این موضوع می‌تواند برای سیاست گذاران از این منظر هشدار دهنده باشد که در زمان سیاست‌گذاری، از اتخاذ سیاست‌هایی که در کوتاه مدت اثرات مثبت محدود ولی در مقابل اثرات بلندمدت منفی دارند پرهیز نمایند.

* **نویسنده مسئول:** روزبه بالونژادنوری
آدرس: استادیار پژوهشکده امور اقتصادی
ایمیل: roozbeh_noury@yahoo.com
تلفن: ۰۹۳۶۱۷۰۹۰۳۹

۱ مقدمه

در ارزیابی عملکرد اقتصادی جوامع، متغیرهای مختلفی در نظر گرفته می‌شوند که نرخ رشد اقتصادی و تورم درمیان آنها از اهمیت بیشتری برخوردار است. از جمله دلایل این امر می‌توان به وابستگی سایر متغیرهای اقتصاد کلان با این متغیرها اشاره کرد. از این رو بخشی از ادبیات علوم اقتصادی به رابطه میان تورم و سایر متغیرهای اسمی یا حقیقی مانند تولید، اشتغال و مواردی از این دست اختصاص یافته است (والش[۱]، ۲۰۱۷). در این میان، موضوع پایداری تورم و تلاش برای کاهش آن بدلیل پیامدهایی که بر دستاوردهای سیاست‌گذاران پولی جهت کاهش نرخ تورم دارد مورد توجه بوده و حتی به عنوان یکی از معیارهای سنجش کارایی بانک‌های مرکزی شناخته می‌شود (براتزیوتز و همکاران[۲]، ۲۰۱۵). کاگلی و سارجنت[۳] (۲۰۰۲) استدلال می‌کنند که تغییرات در پایداری تورم می‌تواند دلیل اولیّه بروز نرخ‌های تورم بالا بواسطه بروز اشتباهات سیاستی باشد. بر همین مبنا نیز در منحنی فیلیپس کینزی جدید، پایداری تورم جزء تعیین کننده بوده و نشان‌دهنده اهمیت چسبندگی قیمت‌ها است. همچنین پایداری تورم عامل اصلی تعیین کننده هزینه‌های اقتصادی کاهش نرخ تورم[۴] در قالب مفهوم نسبت فداکاری[۵] می‌باشد (مازومدر[۶]، ۲۰۱۴).

در چارچوب مبانی نظری مرتبط با پایداری تورم، دو موضوع حائز اهمیت می‌باشد. نخست موضوع وجود یا عدم وجود پایداري در تورم است که مي‌تواند واکنش اقتصاد به سیاست‌هاي پولي و مالي را به تأخیر انداخته و زمینه لازم براي بروز "ناسازگاري زماني[۷]" را فراهم نماید. در واقع وجود میزان پایداری تورم می‌تواند به عنوان معیاری برای کارایی سیاست‌های پولی باشد (اولوکو و همکاران[۸]، ۲۰۲۱).

موضوع دیگر، بحث درجه پایداری و تغییرات میزان آن است که خود می‌تواند به عنوان یک مساله تجربی، از دو منظر دارای اهمیت بوده و بر زمان اتخاذ سیاست‌ها، اندازه و در نتیجه پیامدهای آنها تاثیرگذار باشد (تولا و همکاران[۹]، ۲۰۱۹). نخست آنکه نرخ پایداری تورم به طراحی بهینه سیاست پولی مربوط است. زیرا این نرخ در واقع تعیین کننده نرخی است که در آن سیاست پولی می‌تواند اقدام به ثبات اقتصاد و سطح قیمت‌ها نماید. در این راستا، شواهدی وجود دارد که نشان می دهد تلاش سیاست پولی در جهت ثبات قیمت موجب تعدیل پایداری تورم می‌شود. مفهوم این یافته این است که تداوم تورم و ثبات قیمت با یکدیگر در تعامل بوده و در نتیجه سیاست‌های ثبات تورم در کوتاه مدت می‌تواند اثرات بلند مدت داشته باشد. دلیل دوم اهمیت درجه ماندگاری تورم این است که برآورد دقیق آن کمک می‌کند تا دریابیم تا چه میزان مدل‌های مختلف اقتصاد کلان، با شواهد تجربی در این حوزه سازگار است (آنتوناکاکیس و همکاران[۱۰]، ۲۰۱۶)

در خلال نیم قرن اخیر، اقتصاد ایران نرخ‌هاي تورم بالا را تجربه کرده است. این امر، به صورت بالقوه مي‌تواند به شکل‌گیري انتظارات تورمي، ساختاري شدن و پایداري تورم در اقتصاد منجر شود که این پایداری نیز بسته به محیطی که متغیر تورم در آن قرار دارد، می‌تواند درجه‌های متفاوتی را از خود نشان دهد. از این رو در این پژوهش، پایداری تورم و تغییرات درجه آن با استفاده از داده‌های ماهانه شاخص قیمت مصرف کننده برای بازه زمانی ۱:۱۳۸۲ -۱۳۹۹:۶ مورد بررسی قرار خواهد گرفت. برای این منظور با بکارگیری یک الگوی مارکوف سوئیچینگ

[1] Walsh
[2] Bratsiotis et al.
[3] Cogley and Sargent
[4] Disinflation
[5] Sacrifice Ratio
[6] Mazumder
[7] Time Inconsistency
[8] Oloko et al
[9] Tule et al
[10] Antonakakis et al

همراه با تعمیم‌یافته انباشته کسری۱ (MS-ARFIMA)، تغییر یا عدم تغییر پایداری نرخ تورم در رژیم‌های مختلف اقتصادی که می‌تواند متاثر از بروز عوامل مختلف از جمله تغییرات سیاست پولی و یا بروز تکانه‌های طرف عرضه اقتصاد (تغییرات قیمت نفت و یا مارپیچ قیمت دستمزد) باشد مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

بر این اساس ادامه این مقاله به این شرح است. در بخش دوم، در خصوص ادبیات موضوع بحث می‌شود. بخش سوم شامل روش تحقیق و معرفی الگوی تحقیق بوده و بخش چهارم نیز به ارائه نتایج اختصاص یافته است. در نهایت در بخش پنجم نیز نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی آورده شده است.

۲ مروری بر ادبیات موضوع

پایداری تورم در واقع معیاری به منظور اندازه گیری تمایل نرخ تورم برای حفظ وضعیت موجود خود بوده و به نوعی نشان‌دهنده چسبندگی در آن متغیر می‌باشد (شارما[۲]، ۲۰۱۹ و سالیسو و همکاران[۳]، ۲۰۱۸). به نحو مشابه اولوکو همکاران (۲۰۲۱) بیان می‌کنند که پایداری تورم مدت زمانی می‌باشد که نیاز است تا تکانه‌های وارد به نرخ تورم از بین برود که به نوعی می‌توان آن را به مدت زمان مورد نیاز برای بازگشت نرخ تورم به مقادیر تعادلی خود نیز تشبیه نمود. این موضوع زمانی اهمیت دوچندان می‌یابد که بدانیم اثربخشی سیاست پولی با توانایی آن در دستیابی به تداوم نرخ تورم پایین مشخص می‌شود؛ زیرا این نشان می دهد که تکانه‌های ناشی از نرخ تورم در مدت کوتاهی حذف می‌شوند. به بیان دیگر، وجود پایداری تورم نشان می‌دهد که نرخ تورم به صورت دائمی تحت تاثیر تکانه‌ها قرار می‌گیرد که این دلالت بر این موضوع دارد که حتی رفتارهای مقام پولی نیز می‌تواند اثرات بلندمدت بر نرخ تورم داشته باشد (بیلیچی و چکین، ۲۰۲۰).[۴]

در چارچوب مبانی نظری علم اقتصاد، امکان بروز چسبندگی در متغیرهای اسمی، از جمله موارد چالش بر انگیز در میان مکاتب مختلف اقتصادی می‌باشد. زیرا بروز یا عدم بروز این اتفاق می‌تواند توجیه کننده دخالت و یا عدم مداخله دولت در اقتصاد از طریق اتخاذ سیاست‌های پولی و همچنین تعیین کننده میزان اثربخشی آن سیاست‌ها باشد. به بیان دیگر در صورت پذیرش وجود چسبندگی در متغیرهای دستمزد و یا سطح قیمت‌ها، از یک سو این امر به مفهوم پذیرش جانشینی میان تورم و بیکاری و از سوی دیگر متناسب با شدت چسبندگی، تعیین کننده میزان هزینه‌های سیاست‌های انقباضی اتخاذ شده توسط سیاست گذار است. در واقع تأیید فرضیه انعطاف ناپذیري قیمت‌ها و تورم (پایداري تورم)، تأیید این فرضیه است که تأثیر سیاست‌هاي پولي متقارن نبوده و سیاست‌هاي پولي انقباضي در کاهش نرخ تورم به اندازه موارد انبساط آن اثرگذار نیستند (اشرفی و همکاران، ۱۳۹۷ و جعفری صمیمی و بالونژاد نوری، ۱۳۹۲).

بر همین اساس نیز از اوایل دهه۱۹۳۰، کینز با محوریّت موضوع "چسبندگی در دستمزدها[۵]" کوشش کرد لزوم مداخله دولت در اقتصاد را توجیه کند. کینز معتقد بود که دستمزدها و قیمت‌ها به طرف پایین چسبنده هستند و در واقع وجود این چسبندگی‌های اسمی علت عدم دستیابی همزمان به نرخ رشد اقتصادی بالا و کاهش تورم، آن هم بواسطه جانشینی میان تولید و تورم است. درادامه تکامل نظریات این حوزه، فیلیپس[۶] در مطالعات خود نشان داد که در اقتصاد، دستمزدها با تاخیر تعدیل می‌شوند. همچنین فریدمن[۷] و پول‌گرایان سنتی نیز با استفاده از الگوی انتظارات تطبیقی

[1] Markov Switching Autoregressive Fractional Integrated Moving Aaverage (MS-ARFIMA)
[2] Sharma
[3] Salisu et al.
[4] Bilici and cekin
[5] Wage-Stickiness
[6] Phillips
[7] Fridman

نشان دادند که تطبیق متغیرهای کلان به سمت تعادل بلندمدت در طی زمان و با وقفه انجام می‌پذیرد که به نوعی نشان دهنده وجود چسبندگی در آنها می‌باشد.

در این میان، کلاسیک‌های جدید با محوریّت لوکاس[۱]، سارجنت و والاس[۲] و ماث[۳] و با اتکا به نظریه انتظارات عقلایی، موضوع وجود چسبندگی‌های اسمی را در اقتصاد به چالش کشیدند؛ هرچند کینزی‌های جدید در اواخر دهه ۱۹۷۰ به استناد نظریه‌های مبتنی بر اقتصاد خرد از جمله نظریه مزدهای کارآمد[۴]، قراردادهای کاری[۵]، اتحادیه‌های کارگری[۶] و هزینه فهرست بهای کالا[۷]، بطور مجدد موضوع چسبندگی در متغیرهای اسمی اقتصاد را مطرح نمودند (اسنودن و وین[۸]، ۲۰۰۵).

از اوایل دهه ۱۹۸۰، پایداری تورم، بخشی از ادبیات اقتصاد پولی را به خود اختصاص داد. زیرا از یک طرف، درجه پایداری در تورم یک جزء کلیدی در فرآیند انتقال پولی و تعیین موفقیت سیاست پولی در تعیین سطح تولید و تورم با ثبات بوده و از طرف دیگر، یافتن اینکه پایداری چه تغییراتی داشته است، در تعیین احتمال بروز خطا در تعیین سیاست‌ها توسط مقامات پولی تعیین کننده می‌باشد (بیلیچی و چکین[۹]، ۲۰۲۰).[۱۰] از این رو در دهه‌های ۱۹۹۰ و پس از آن نیز چگونگی لحاظ و سنجش میزان اثرگذاری پایداری نرخ تورم در اقتصاد از جمله موضوعات مورد توجه اقتصاددانان پولی بوده است.

در چارچوب مدل های کینزی جدید[۱۱] (NK)، پویایی‌های تورم و تولید، بوسیله منحنی فیلیپس کینزی های جدید[۱۲](NKPC) که در آن نرخ تورم دوره جاری ترکیبی خطی از تورم انتظاری، شکاف تقاضا و تکانه عرضه می باشد، نشان داده می شود. عوامل موثر بر تورم، در مدل های NK را در قالب مدل مثلثی تورم[۱۳] که توسط گوردون (۱۹۸۲) بیان شد، می‌توان نشان داد. در این الگو، تورم تابعی از تکانه تقاضا، تکانه عرضه و تورم توکار[۱۴](ایستائی)[۱۵] است. بطور نمونه جیلارد و همکاران[۱۶] (۲۰۰۸)، به منظور بررسی و نشان دادن اهمیت لحاظ پایداری و سکون نرخ تورم در منحنی فیلیپس جدید، با طراحی یک الگوی DSGE و مقایسه آن با منحنی فیلیپس کینزی جدید در شکل پایه خود، که ویژگی‌های مورد بحث در آن وجود ندارد، بیان نمودند که الگوی پایه، توانایی کمتری در بیان پویایی‌های تورم و تولید دارد. از این رو، با توجه به مطالعات فوق، می‌توان بیان نمود که بررسی وجود سکون و پایداری و تعیین میزان آنها، یکی از موارد مهم در تعیین سیاست های بانک مرکزی می‌باشد.

از دیدگاه نظری، موضوع تغییر پذیری پایداری تورم از دیگر موضوعات چالش بر انگیز در این حوزه می‌باشد. زیرا همانطور که کاگلی و سارجنت[۱۷]

---

[1] Lucas
[2] Sargent and Wallace
[3] Muth
[4] Efficiency Wage
[5] Contract
[6] Labour Union
[7] Menu Cost
[8] Snowdon and Vane
[9] Bilici and Cekin

[۱۰] در برخی از مطالعات داخلی و خارجی، دو واژه سکون و پایداری به اشتباه به صورت هم معنی استفاده می شود. واژه سکون به معنی تطبیق آهسته یک متغیر به واسطه یک تغییر ناگهانی در شرایط اقتصاد است. اگر یک متغیر دارای سکون نباشد، گفته می شود که بطور کامل انعطاف پذیر است. در مقالات اقتصادی، دو واژه سکون و چسبندگی به صورت هم معنی به کاربرده می شوند. در مقابل واژه سکون، مفهوم دیگری با عنوان پایداری وجود دارد که اشاره به وضعیت انتقال و بازگشت آهسته یک متغیر به وضعیت یکنواخت[۱۰] خود بعد از بروز یک تکانه پیش بینی نشده دارد. با این تعریف، یک متغیر تنها و تنها اگر بوسیله مقدار دوره گذشته خودش تعیین شود می گویند دارای سکون است. در مقابل، وجود پایداری در یک متغیر تابع عوامل مختلفی است که یکی از آن موارد می تواند سکون یا ایستائی باشد. در نتیجه، یک متغیر می تواند پایدار باشد اما دارای سکون نباشد. (صمیمی و همکاران، ۱۳۹۲).

[11] New Keynesian (NK)
[12] New Keynesian Philips Curve (NKPC)
[13] Inflation Triangle Model
[14] Built in Inflation
[15] Inflation Inertia
[16] Juillard et al
[17] Cogley and Sargent

(۲۰۰۲) استدلال می‌کنند، تغییرات پایداری تورم در سال‌های مختلف می‌تواند اشتباهات سیاستی را که منجر به تورم بالا می‌شود را توضیح دهد. این در حالی است که برخی دیگر از اقتصاددانان از جمله پیوتا و ریز[1] (۲۰۰۴) نتیجه گرفتند که پایداری تورم در اقتصاد ثابت است. این موارد همگی نشان دهنده این موضوع است که درخصوص مدل سازی بررسی رفتار پایداری تورم در اقتصاد اتفاق نظر وجود ندارد (لووچا و پرز[2] ، ۲۰۱۸).

در این چارچوب مطالعات تجربی، در بسیاری از پژوهش‌ها به منظور برای بررسی پایداری تورم فقط انباشتگی[3] از درجه صفر یا یک بودن متغیرها I(0) یا I(1) را مورد نظر قرار داده و وجود ریشه واحد را مورد بررسی قرار داده‌اند. در این مطالعات، وجود فرآیند ریشه واحد بیانگر این موضوع است که تکانه مورد بررسی، اثری دائمی برروی متغیر مورد نظر دارد؛ در مقابل، نبود ریشه واحد دلالت بر این موضوع دارد که تکانه های وارده، اثرات کوتاه مدت داشته‌اند. هرچند می‌توان نشان داد که که این چارچوب بسیار محدود کننده و غیر دقیق می‌باشد. بطور مثال، مبانی اقتصادی و شواهد تجربی نشان می‌دهند که بسیاری از متغیرهای اقتصاد کلان در مواجه با تکانه‌های وارده، واکنش‌هایی متفاوت و غیر از شرایط I(0) و I(1) از خود نشان می‌دهند.

به منظور بر طرف کردن این محدودیت، مدل‌های ARFIMA که انعطاف پذیری بیشتری داشته و در برگیرنده هر دو حالت I(0) و I(1) است معرفی شدند که می‌تواند دامنه وسیع تری از رفتارهای پایدار تورم را توضیح دهد (گرانویل و ژنگ[4]، ۲۰۱۹). این مدل ها، با عنوان مدل های حافظه بلند مدت[5] نیز شناخته می شود (بلخوجا و موتمری[6]، ۲۰۱۶). وجود حافظه بلند مدت به این معنی است که یک تکانه دارای اثرات بلندمدت بر متغیر است. باید گفت که وجود حافظه بلندمدت تنها، ویژگی فرآیندهای نامانا[7] نبوده و در فرآیندهای مانا[8] نیز قابل مشاهده است. وجود حافظه بلند مدت را می‌توان بوسیله $I(d)$ بررسی نمود که در آن d مرتبه یا درجه انباشتگی[9] می‌باشد. در الگوهای ARFIMA، درجه انباشتگی می‌تواند علاوه بر عدد صحیح یک، اعداد دیگری نیز باشد (کانارلا و میلر[10] ۲۰۱۷). همچنین به منظور بررسی تغییرات پایداری تورم نیز در مطالعات مختلف از روش‌های مختلفی از جمله مدل‌های تغییر زمان[11] و تغییر رژیم[12] و ترکیب آن مدل‌های با یکدیگر استفاده شده است.

همانطور که پیش‌تر اشاره شد، پایداری تورم یک ویژگی مهم نرخ تورم می‌باشد که در آن، مقادیر جاری تورم بطور زیادی تحت تاثیر مقادیر گذشته آن قرار می‌گیرند. به هر حال بررسی این موضوع که در بلندمدت نیز آیا نرخ تورم پایدار خواهد بود و یا تحت تاثیر عوامل مختلفی از جمله اتخاذ سیاست‌های پولی، تکانه طرف عرضه از جمله تغییرات قیمت نفت و یا مارپیچ قیمت دستمزد گرفته و یا خیر، موضوعی است که باید به صورت جداگانه مورد بررسی قرار گیرد (رانگاسامی[13]، ۲۰۰۹). از این رو در مطالعه حاضر به پیروی از مطالعات انجام شده در این حوزه به منظور اندازه گیری درجه و تغییر پایداری نرخ تورم در ایران، از یک الگوی ARFIMA در کنار مدل مارکوف سوئیچینگ که دارای پارامتر انباشته کسری می‌باشد (MS-ARFIMA) استفاده خواهد شد. در واقع این روش اجازه می‌دهد که میزان پایداری تورم تحت رژیم‌های مختلف تورم مورد بررسی قرارا گیرد.

[1] Pivetta and Reis
[2] Lovcha and peres
[3] Integration
[4] Granville and Zeng
[5] Long Memory
[6] Belkhouja and Mootamri
[7] Nonstationary
[8] Stationary
[9] Degree of Integration
[10] Canarella and Miller
[11] Time Varing
[12] Regime Switching
[13] Rangasamy

بررسی سوابق مطالعات تجربی درخصوص موضوع مورد بحث نیز در ادامه و در دو بخش مطالعات داخلی و خارجی آورده شده است.

طهرانچیان و همکاران (۱۳۹۲) در پژوهش خود با توجه به سری زمانی داده‌های نرخ تورم ایران (۱۳۵۱ – ۱۳۹۰) و با استفاده از الگوی خودرگرسیونی میانگین متحرک انباشته کسری نتیجه گرفتند که بر اساس روش‌های حداکثر درست‌نمایی و حداکثر درست‌نمایی تعدیل شده، فرضیه پایداری تورم در ایران رد نمی‌شود.

جعفری صمیمی و بالونژاد نوری (۱۳۹۲) پایداری نرخ تورم ایران را با استفاده از روش‌های GPH، تعدیل رابینسون، ریزن، وایتل و موجک‌ها و با استفاده از داده‌های بانک مرکزی در مورد شاخص قیمت مصرف کننده سال های ۱۳۵۱-۱۳۹۰ آزمون کردند. نتایج حاصل از این تحقیق بیانگر وجود پایداری در نرخ تورم ایران است.

گلستانی و شهروان (۱۳۹۲) در پژوهش خود امکان تبعیت نرخ تورم از مدل بازگشت کننده به میانگین و تعیین مقدار تعادلی وبلند مدت آن بر مبنای مدل نظری- ریاضی اورنستین -آلن بک، را با استفاده از روش TGARCH برای اقتصاد ایران و برای دوره زمانی ۱۲م۱۳۸۸-۱م۱۳۶۹ تخمین زدند. یافته های این تحقیق نشان دادند که همچون نتایج بدست آمده از مجموعه کشورهای OECD، تورم در ایران از مدل بازگشت کننده به میانگین همراه با جهش پیروی می کند. اما به دلیل بالا بودن سطح این میانگین، نااطمینانی ناشی از بی ثباتی نرخ های تورم پایدار شده و رفاه مصرف کنندگان را کاهش داده است.

امیری و همکاران (۱۳۹۶) پويايي‌هاي تورم را در ۱۲ کشور صادرکننده نفت طي دوره زماني ۲۰۰۲-۲۰۱۴ با استفاده از مدل‌هاي پانل غيرخطي بررسي کردند. نتايج اين مطالعه نشان داد که سطح پايداري تورم در مدل هاي خطي از مدل هاي غيرخطي بيش‌تر است. بر پايه نتايج، برآورد پايداري تورم مثبت بوده و از نظر آماري معنادار است که تأثير سطح جاري تورم بر سطح آتي تورم را بيان مي‌کند.

کانارلی و میلر[1] (۲۰۱۷) پویایی پایداری تورم را برای برخی از اقتصادهای پیشرفته (کانادا ، سوئد و انگلستان) و بازارهای تازه صنعتی شده و نوظهور (شیلی و مکزیک) که هدف گذاری تورم[2] (IT) را قبل از سال ۲۰۰۰ اتخاذ کرده‌اند مورد بررسی قرار دادند. محققین با استفاده از مدل‌های انباشته کسری نتیجه گرفتند که روندهای تورمی در آلمان، ایالات متحده و سه اقتصاد پیشرفته ثابت بوده و این به معنی وجود فرآیند انباشته کسری و مانا بودن پویایی‌های تورم در این کشورها می‌باشد. از طرف دیگر، فرآیندهای تورمی در اقتصادهای نوظهور نامانا بوده و پایداری تورم در آنها مشابه کشورهای آلمان و آمریکا نیست.

گاگلیانونه و همکاران[3] (۲۰۱۸) در مطالعه خود برای برزیل با استفاده از داده‌های ماهانه بازه زمانی ۲۰۱۷-۱۹۹۵ نشان دادند که پایداری تورم که یکی از ویژگی‌های اصلی پویایی تورم است، مربوط به سرعت بازگشت یک روند تورم ثابت به تعادل بلند مدت خود پس از یک تکانه است. محققین دراین مطالعه با استفاده از مدل خود رگرسیونی کوانتیل نتیجه گرفتند که اقتصادهای نوظهور با ماندگاری تورم بالا، لازم است سیاست‌های اقتصاد کلان را به روشی صحیح جهت مقابله با تکانه‌های قیمت (به عنوان مثال با هزینه کاهش قابل توجه تولید) تنظیم کنند. زیرا این تکانه‌ها می‌توانند انتظارات و تورم را برای مدت زمان طولانی‌تری تحت تأثیر قرار دهند.

گرانویل و ژنگ (۲۰۱۹) به بررسی چگونگی رابطه میان پایداری تورم و اهداف سیاست پولی در آمریکا پرداختند. محققین با تخمین مدل منحنی فیلیپس که با نوسانات تورمی و انتظارات همراه است، نتیجه گرفتند که میزان پایداری تورم ماهانه، از زمان جنگ

[1] Canarella and Miller
[2] Inflation Targeting (IT)
[3] Gaglianone et al

جهانی دوم تاکنون دچار تغییرات شده است. همچنین بدون توجه به سطح مطلق تورم و میزان مبادله بین تورم و بیکاری، تغییرات پایداری کماکان نیز وجود دارد.

تولا و همکاران (۲۰۱۹) در مطالعه خود با استفاده از مدل VAR انباشته کسری، پایداری تورم در نیجریه را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که پایداری تورم در نیجریه زیاد می‌باشد؛ هرچند این پایداری بعد از بحران مالی جهانی کمتر شده است. همچنین طبقات عمده تورم بدون در نظر گرفتن نمونه مورد استفاده، دارای ویژگی‌های بلندمدت هستند. این نشان می‌دهد که هرگونه اقدام سیاستی در جهت طبقه خاصی از تورم، با توجه به ارتباط قوی میان آنها، اثرات سرریز بر سایر طبقات خواهد داشت.

بیلیچی و چکین (۲۰۲۰) با استفاده از الگوی فیلتر کالمن به بررسی پویایی‌های تورم در ترکیه برای بازه زمانی ۱۹۹۰-۲۰۱۸ پرداختند. نتیجه این مطالعه نشان داد که پایداری تورم به عنوان سرعت بازگشت تورم به سطح تعادل خود (متوسط بلندمدت) پس از یک تکانه، در دوره های با تورم بالا که انتظارات تورم و رفتارهای قیمت گذاری منفی تأثیر می گذارند، افزایش یافته و از نوسانات بالایی برخوردار است. همچنین پس از تغییرات نهادی در اعمال سیاست‌های پولی، تورم پس از سال ۲۰۰۳ شروع به کاهش کرده و تورم پایدارتر شده است.

کانلوپولوس و کوترولیس[1] (۲۰۲۱) در مطالعه خود رفتار غیرخطی پایداری نرخ تورم را بین کشورهای اتحادیه اروپا با استفاده از روش پانل غیرخطی مورد بررسی قرار دادند. نتایج این پژوهش نشان داد که درجه پایداری نرخ تورم با توجه به شرایط آن و اینکه این نرخ پایین یا بالا باشد متفاوت خواهد بود.

اولوکو و همکاران (۲۰۲۱) رابطه میان تکانه قیمت نفت و پایداری تورم را در ۱۰ کشور اصلی صادرکننده و واردکننده نفت مورد بررسی قراردادند. پژوهشگران با استفاده از روش خودرگرسیونی برداری انباشته کسری، به این نتیجه رسیدند که در کشورهای مورد برررسی پایداری نرخ تورم تحت تاثیر تکانه قیمت نفت افزایش نمی‌یابد؛ این نتیجه صرف نظر از نوع نظام ارزی انتخاب شده توسط این کشورها می‌باشد.

بمز و همکاران[2] (۲۰۲۱) رفتار پایداری نرخ تورم را در مقابل انتظارات تورمی به عنوان یکی از مهمترین تعیین کننده‌های آن مورد بررسی قراردادند. پژوهشگران در کشورهای منتخب خود با استفاده از پیمایش میدانی و ساخت یک شاخص برای انتظارات تورمی نتیجه گرفتند که در زمان‌هایی که انتظارات تورمی به درستی به عنوان لنگر در نظر گرفته نشود، تکانه رابطه مبادله اثر معنی دار بر پایداری نرخ تورم خواهد داشت.

۳ روش تحقیق

همانطور که پیش‌تر نیز ذکر شد، بسته به محیطی که متغیر تورم در آن قرار دارد (رژیم تورمی بالا یا پایین)، این متغیر می‌تواند درجه‌های پایداری متفاوتی را از خود نشان دهد. برای اینکه بتوان پایداری تورم را در وضعیت‌های مختلف بررسی کرد، در این مطالعه، از رویکرد تی‌سی و هاردل[3] (۲۰۰۹) یا همان روش MS-ARFIMA استفاده شده است. در واقع این روش اقتصادسنجی ترکیبی از دو روش ARFIMA و مارکوف سویچینگ بوده و دارای مزیت‌های فراوانی است. رویکرد اول امکان لحاظ کردن انباشتگی کسری و حافظه بلندمدت را در مدل‌های ARIMA فراهم می‌کند؛ رویکرد دوم نیز مدلسازی غیرخطی و وابسته به رژیم را امکان‌پذیر می‌کند. بر این اساس، در چارچوب روش MS-ARFIMA تعمیم‌یافته می‌توان حافظه بلندمدت متغیر تورم یا درجه پایداری آن را در وضعیت‌های تورمی مختلف مورد بررسی قرار داد.

[1] Kanellopoulos and Koutroulis
[2] Bems et al
[3] Tsay & Hardle

الگوهای ARIMA پس از مطالعات باکس و جنکینز[1] تبدیل به یکی از رایج‌ترین روش‌ها برای مدلسازی سری‌های زمانی شدند. این رویکرد در کنار مزایای خود، دارای معایبی نیز هست. به عنوان نمونه، این روش نمی‌تواند متغیرهایی را که دارای انباشتگی کسری هستند مدلسازی کند. همچنین این روش نمی‌تواند شکست‌های ساختاری و رفتار غیرخطی متغیرها را در نظر بگیرد. ایراد اول وارد شده به این روش را می‌توان با استفاده از الگوی ARFIMA (خودرگرسیون میانگین متحرک انباشته کسری) و ایراد دوم را می‌توان با استفاده از الگوی MS (مارکوف سویچینگ) مرتفع نمود.

بر این اساس، یک مدل ARIMA(p,d,q) را در حالت کلی می‌توان به شکل زیر نوشت:

$$A(L)(1-L)^d y_t = \alpha + B(L)\varepsilon_t \quad (۱)$$

که در آن، L عملگر وقفه و $A(L)$ عملگر وقفه‌ای چندجمله‌ای است که نشان‌دهنده بخش خودرگرسیونی مدل تا وقفه P است و به شکل زیر تعریف می‌شود.

$$A(L) = 1 - \rho_1 L - \rho_2 L^2 - \cdots - \rho_p L^p \quad (۲)$$

عملگر چندجمله‌ای $B(L)$ نیز بخش میانگین متحرک مدل را (برای جملات خطا که دارای ویژگی iid هستند) تا وقفه q نشان می‌دهد و به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$B(L) = 1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \cdots + \theta_q L^q \quad (۳)$$

پارامتر d نیز که در توان عبارت $(1-L)^d$ قرار دارد، یک عدد صحیح بوده و نشان‌دهنده تعداد تفاضل‌گیری‌هایی است که لازم است برای ایستا شدن متغیر، انجام شود. یکی از ایراداتی که در این نوع از مدلسازی وجود دارد این است که پارامتر d در عمل همواره یک عدد صحیح نیست. به عبارت دیگر، یک سری زمانی ممکن است دارای خودهمبستگی طولانی باشد اما در عمل یک سری ناایستا یا انباشته از درجه یک نباشد. چنین سری نه یک سری زمانی ایستا خواهد و نه به اندازه یک سری زمانی ناایستا حافظه بلندمدت[2] خواهد داشت. چنین متغیرهایی گفته می‌شوند که دارای حافظه بلندمدت بوده و دارای درجه انباشتگی کسری هستند که کوچکتر از یک است. برای مدلسازی این‌گونه متغیرها می‌توان از روش ARFIMA استفاده کرد. مدل ARFIMA(p,d,q) را می‌توان به شکل زیر نوشت:

$$\Phi(L)(1-L)^d (y_t - \mu) = \Theta(L)\varepsilon_t \quad (۴)$$

که در آن، μ میانگین متغیر y_t، $\Phi(L)$ عملگر وقفه‌ای چندجمله‌ای مربوط به بخش خودرگرسیونی (تا مرتبه p)، $\Theta(L)$ عملگر وقفه‌ای چندجمله‌ای مربوط به بخش میانگین متحرک (تا مرتبه q) و ε_t یک فرآیند نوفه سفید[3] است. در معادله فوق، $(1-L)^d$ یک عملگر تفاضل‌گیری کسری است که به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$(1-L)^d = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(k-d)L^k}{\Gamma(-d)\Gamma(k+1)} \quad (۵)$$

در معادله فوق، $\Gamma(\cdot)$ نشان‌دهنده تابع گاما (فاکتوریل تعمیم‌یافته) بوده و پارامتر d می‌تواند هر مقدار حقیقی (نه لزوما صحیح) را بپذیرد. هوسکینگ[4] (۱۹۸۱) نشان داد که برای مقادیر $d \in [0, 0.5)$ تابع خودهمبستگی ($\rho(\cdot)$) سری زمانی y_t، با افزایش k، به جای اینکه به صورت نمایی کاهش پیدا کند (و به صفر برسد) با نرخ کمتری و به صورت هیپربولیک کاهش می‌یابد.

[1] Box and Jenkins
[2] Long Memory
[3] White Noise
[4] Hosking

همچنین برای مقادیر $d \in (0, 0.5)$، مجموع مقادیر خودهمبستگی $\sum_{j=-n}^{n} |\rho(j)|$ با افزایش n به سمت بینهایت، واگرا می‌شود و گفته می‌شود که سری زمانی y_t دارای حافظه بلندمدت (پایداری) یا وابستگی بلندمدت مثبت است. سری زمانی y_t گفته می‌شود که دارای وابستگی منفی بلندمدت بوده و دارای حافظه میان‌مدت (ویژگی ضد پایداری) است اگر $d \in (-0.5, 0)$ باشد. زمانی که d برابر صفر است نیز سری زمانی دارای حافظه کوتاه‌مدت بوده و مدل ARFIMA تبدیل به مدل ARMA ایستا خواهد شد. همچنین زمانی که $d \in [0.5, 1)$ باشد، علیرغم اینکه سری دارای ویژگی بازگشت به میانگین است اما کواریانس ایستا نخواهد بود.

مدل‌های ARIMA گرچه در بسیاری از موارد موفق عمل نموده‌اند ولی در توضیح رفتارهای غیرخطی همچون عدم تقارن و ... ناتوان هستند. برای مثال نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بطور معمول در دوران رونق حول سطوح بالا نوسان می‌کند و دوره رونق دارای دوام بیشتری است؛ در دوران رکود نیز در سطوح نسبتا پایین نوسان می‌کند و دارای دوام کمتری است. برای چنین داده‌هایی انتظار نمی‌رود که مدل‌های خطی بتوانند رفتار متفاوت آنها را توضیح دهند.

مدل مارکوف-سویچینگ که توسط همیلتون[1] در سال ۱۹۸۹ مطرح شد و به مدل تغییر رژیم نیز شناخته می‌شود یکی از شناخته شده‌ترین مدل‌های سری زمانی غیرخطی است. در واقع زنجیره مارکوف یک فرآیند تصادفی است که برای توصیف چگونگی بروز نتایج نامشخص[2] و پیامدهای غیرقابل مشاهده[3] استفاده می‌شود. به بیان دیگر می‌توان از این مدل‌ها برای توصیف نحوه قرار گرفتن داده‌ها در رژیم های مشاهده نشده استفاده کرد. یک زنجیره مارکوف دارای این ویژگی است که حالت‌های آینده فقط به حالات فعلی وابسته هستند (این به عنوان ویژگی مارکوف شناخته می شود). به بیان دیگر ویژگی اصلی یک زنجیره مارکوف احتمالات انتقال[4] است. احتمالات گذار این احتمال را نشان می دهد که رژیم فعلی ثابت بماند یا تغییر کند (یعنی احتمال انتقال رژیم به رژیم دیگر). این مدل از چندین معادله برای توضیح رفتار متغیرها در رژیم‌های مختلف استفاده می‌کند. این مدل با تغییر معادلات در رژیم‌ها این امکان را فراهم می‌آورد تا مدل بتواند الگوهای پویای پیچیده‌ای را توضیح دهد. ویژگی بدیع مدل مارکوف-سویچینگ این است که مکانیسم تغییر رژیم در این مدل به یک متغیر وضعیت بستگی دارد که از ویژگی‌های زنجیره مارکوف مرتبه‌ی اول پیروی می‌کند. به عبارت دیگر، مقدار اخیر متغیر وضعیت تنها به مقدار این متغیر در دوره قبل بستگی دارد.[5]

فرض کنید s_t متغیر غیرقابل مشاهده وضعیت باشد که تنها دو مقدار صفر و یک را اختیار می‌کند.

مدل ساده‌ی مارکوف-سویچینگ برای متغیر y_t به شکل زیر خواهد بود:

$$y_t = \begin{cases} c_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t, & s_t = 0 \\ c_0 + c_1 + \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t, & s_t = 1 \end{cases} \quad (۶)$$

که در آن $|\alpha_1| < 1$ بوده و ε_t ها به صورت همانند و مستقل از یکدیگر توزیع شده[6] و دارای میانگین صفر و واریانس σ_ε^2 هستند. هنگامی که $s_t = 0$ است فرآیند y_t یک فرآیند AR(1) پایا خواهد بود که

[1] Hamilton
[2] Uncertain
[3] Unobserved Outcomes
[4] Transition Probabilities

[5] برای مطالعه بیشتر مراجعه شود به: Hamilton (1989)
[6] Independent and Identically Distributed (i.i.d.)

میانگین آن برابر $c_0/(1-\alpha_1)$ بوده و هنگامی که $s_t=1$ است فرآیند y_t یک فرآیند AR(1) پایا با میانگین $(c_0+c_1)/(1-\alpha_1)$ خواهد بود. اگر شرط $c_1\neq 0$ نیز برقرار باشد در این صورت بسته به مقدار متغیر وضعیت، معادله y_t به صورت یکی از دو معادله فوق خواهد بود. به عبارت دیگر در هر لحظه از زمان، متغیر s_t تعیین خواهد کرد که فرآیند y_t محصول کدامیک از معادلات مذکور است.

برای تکمیل مدل فوق، لازم است که نحوه تعیین متغیر s_t یا همان متغیر وضعیت را مشخص کنیم. همیلتون (۱۹۸۹) فرض می‌کند که s_t یک فرآیند مارکوف مرتبه اول است که مقدار آن در دوره جاری صرفا به مقدار آن در دوره گذشته بستگی دارد و انتقال بین رژیم‌ها یا به عبارت دیگر تغییر در مقدار s_t بر اساس ماتریس احتمالات انتقال صورت می‌گیرد.

$$P=\begin{bmatrix} p(s_t=0\mid s_{t-1}=0) & p(s_t=1\mid s_{t-1}=0)\\ p(s_t=0\mid s_{t-1}=1) & p(s_t=1\mid s_{t-1}=1)\end{bmatrix}$$
$$=\begin{bmatrix} p_{00} & p_{01}\\ p_{10} & p_{11}\end{bmatrix} \quad (۷)$$

که در آن $p_{ij}(i,j=0,1)$، نشان دهنده احتمال انتقال از $s_{t-1}=i$ به $s_t=j$ است. واضح است که احتمالات انتقال باید شرط $p_{i0}+p_{i1}=1$ را تامین نمایند. ماتریس انتقال تنها شامل دو پارامتر p_{00} و p_{11} بوده و تعیین کننده رفتار تصادفی متغیر وضعیت است.

مدل MS-ARFIMA ترکیبی از مدل‌های ARFIMA و MS است که در بالا توضیح داده شد. تی‌سی و هاردل (۲۰۰۷) یک فرآیند MS-ARFIMA را به شکل زیر تصریح می‌کنند:

$$y_t=\mu_{s_t}I\{t\geq 1\}+(1-L)^{-d_{s_t}}\sigma_{s_t}z_tI\{t\geq 1\}=\mu_{s_t}I\{t\geq 1\}+w_t \quad (۸)$$

که در آن y_t سری زمانی متغیر مورد نظر (در این مطالعه، متغیر تورم) که قصد مدلسازی آن را داریم، $I\{\cdot\}$ تابع مشخصه و z_t یک فرآیند ایستا با میانگین صفر و چگالی طیفی مثبت کران‌دار[1] $f_z(\lambda)\sim G_0$ در هر یک از رژیم‌ها است و زمانی که $\lambda\to\infty$. بر این اساس، z_t یک فرآیند ARMA ایستا و معکوس‌پذیر را به عنوان یکی از حالت‌های خاص خود خواهد داشت. نقش تابع مشخصه[2] $I\{t\geq 1\}$ در معادله فوق، این است که اثر مشاهدات بینهایت گذشته متغیر z_t را روی y_t خنثی کند و اثرگذاری فقط از دوره $t\geq 1$ صورت گیرد. این موضوع نیز به این خاطر لحاظ می‌شود که پارامتر انباشته کشری (d_{s_t}) بتواند مقادیر بزرگتر یا مساوی ۰/۵ را نیز اختیار کند.

علاوه بر این S_t عدد صحیح بین ۱ تا N می باشد. همچنین ماتریس احتمال انتقال نیز عبارت است از:

$$P=\begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} & \cdots & P_{1N}\\ P_{21} & P_{22} & \cdots & P_{2N}\\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots\\ P_{N1} & P_{N2} & \cdots & P_{NN}\end{bmatrix} \quad (۹)$$

در رابطه فوق $p_{ij}=P\left(s_t=j\,|\,s_{t-1}=i\right)$ و برای تمام i ها $\sum_{j=1}^{N}p_{ij}=1$ خواهد بود. در این وضعیت اگر N=1 باشد، آنگاه معادله ۸ تبدیل به رابطه معادله ARFIMA مرسوم (رابطه ۴) تبدیل خواهد شد.

[1] Bounded Positive Spectral Density

[2] Indicator Function

ویژگی مشخص رابطه ۸ در این است که در آن این امکان وجود دارد که مقدار d تابعی از رژیم باشد. همچنین اگر مقدار d برابر صفر در نظر گرفته شود، مدل فوق، تبدیل به یک مدل MS-ARMA ساده خواهد شد که در بخش ۳-۲ معرفی شد.

۴ نتایج تحقیق

نقطه شروع برای مدل‌سازی یک مدل ARFIMA (خطی یا غیرخطی) تعیین تعداد وقفه‌های بهینه این مدل است که در این مطالعه بر اساس معیار اطلاعاتی شوارتز انجام شده است. آماره اطلاعاتی شوارتز یک آماره اطلاعاتی سازگار است؛ یعنی با افزایش تعداد مشاهدات تعداد وقفه‌های بهینه را به درستی تعیین می‌کند. همانطور که مقادیر آماره اطلاعاتی شوارتز در جدول ۱ نشان می‌دهد که مدل ARFIMA(1,d,1) مدل بهینه است.

جدول ۱ نتایج برآورد مدل $ARFIMA(1,d,1)$ خطی

متغیر	ضریب	مقدار آماره t	ارزش احتمال
C	۱/۵۶	۳/۴۵	۰/۰۰۱
AR(1)	۰/۶۷	۲/۵۲	۰/۰۱۲
MA(1)	-۰/۴۴	-۱/۹۱	۰/۰۵۸
d	۰/۲۶	۰/۷۷	۰/۴۴۰

منبع: یافته‌های تحقیق

هدف از ارائه نتایج مربوط به مدل خطی در ابتدا این است که نشان دهیم، در نظر نگرفتن مدل به صورت غیرخطی در نهایت می‌تواند منجر به نتیجه‌گیری اشتباه شود. همانطور که در جدول ۱ مشاهده می‌شود، همه ضرایب به جز ضریب d یا همان ضریب مربوط به پایداری، معنی‌دار هستند. مقدار ضریب برآورد شده برای d، حدودا برابر ۰/۲۶ است اما به این دلیل که این ضریب به لحاظ آماری بی‌معنی است، نمی‌توان گفت که این ضریب مخالف صفر بوده است. بر این اساس، مطابق نتایج مدل خطی، به نظر می‌رسد که متغیر تورم، در اقتصاد ایران فاقد پایداری است. هرچند در ادامه پس از برآورد مدل غیرخطی نشان خواهیم داد که این نتیجه، نادرست است.

به عنوان اولین مرحله برای برآورد مدل مارکوف سویچینگ، باید موضوع غیرخطی بودن مدل بررسی شود. در واقع با توجه به اینکه در این تحقیق از روش غیرخطی MS-ARFIMA استفاده می‌شود و مدل‌های غیرخطی ماهیتا مدل‌هایی هستند که دارای پیچیدگی‌های فراوانی به لحاظ برآورد پارامترها هستند، باید این موضوع بررسی شود که آیا اصولا نیازی به استفاده از مدل غیرخطی وجود دارد یا خیر؟ یا به عبارت دیگر آیا مدل غیرخطی می‌تواند به قدرت توضیح‌دهندگی مدل اضافه کند یا خیر؟ برای این منظور، از آزمون نسبت راستنمایی (LR) استفاده می‌شود. این آزمون مقدار تابع راستنمایی مدل غیرخطی را با مدل خطی مقایسه نموده و در نهایت این امکان فراهم می‌شود بر اساس آن اظهار نظر نمود که آیا مدل غیرخطی به طرز معنی‌داری توانسته به قدرت توضیح‌دهندگی مدل اضافه کند یا خیر. در این پژوهش با توجه به مشکلات آزمون LR و غیر استاندارد بودن توزیع مجانبی آماره آن، به

پیروی از آنگ و بکائرت[1] (۲۰۰۶) به منظور مقایسه روش خطی و غیر خطی، از تقریب توزیع مجانبی آماره‌ی LR بین رژیم یک و دو با استفاده از توزیع کای انجام گردید که نتایج در جدول ۲ آورده شده است.

جدول ۲ نتایج آزمون LR (آزمون غیرخطی بودن رابطه)

مقدار آماره	درجه آزادی	ارزش احتمال
۶۶/۰۳	۷	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

همانطور که نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد، مقدار آماره آزمون LR از مقدار بحرانی آن در سطح معنی‌داری ۱ درصد بزرگتر است. همانطور که پیش‌تر نیز ذکر شد، فرضیه صفر این آزمون نشان دهنده برتری مدل خطی (ARFIMA) و فرضیه مخالف آن نشان‌دهنده برتری مدل غیرخطی (MS-ARFIMA) است. بر اساس نتایج بدست آمده، می‌توان نتیجه گرفت که فرضیه صفر رد شده و به جای مدل‌های خطی، بهتر است که از روش غیرخطی MS-ARFIMA برای تخمین مدل استفاده شود.

پس از اطمینان از غیرخطی بودن رابطه بین متغیرها، می‌توان مدل اصلی تحقیق که در معادله ۸ آمده است را برآورد نمود. نتایج برآورد این مدل در جدول ۳ گزارش شده است.

جدول ۳ نتایج برآورد الگوی تحقیق

متغیر	ضریب	مقدار آماره t	ارزش احتمال	ضریب	مقدار آماره t	ارزش احتمال
	رژیم ۱			رژیم ۲		
C	۰/۹۳	۱/۹۶	۰/۰۵۲	۸/۷۳	۰/۱۸	۰/۸۵۵
AR(1)	۰/۸۳	۷/۲۸	۰/۰۰۰	۰/۱۰	۰/۲۲	۰/۸۲۸
MA(1)	۰/۸۶	۴/۹۰	۰/۰۰۰	۰/۷۲	۱/۷۴	۰/۰۸۴
d	۰/۴۰	۲/۳۳	۰/۰۲۱	۱/۲۷	۱/۳۴	۰/۱۸۳
σ^2	۰/۶۸	-	-	۱/۶۲	-	-

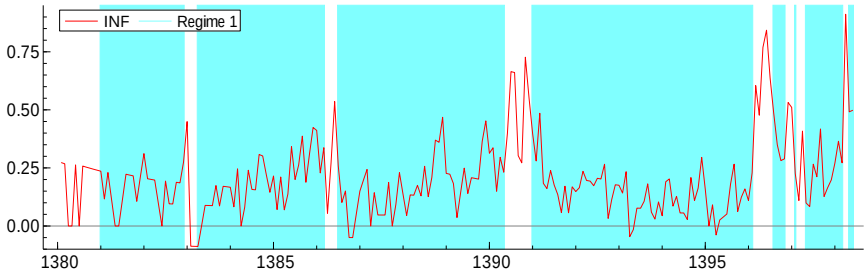
منبع: یافته‌های تحقیق

همانطور که نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد، مقدار ضریب d در رژیم یک برابر ۰/۴ و در رژیم دو برابر ۱/۲۷ است. بررسی معنی‌داری ضریب پایداری تورم نشان می‌دهد که این ضریب در رژیم یک معنی‌دار بوده و در رژیم دو بی‌معنی است. به عبارت دیگر، فقط در رژیم یک می‌توان گفت که مقدار این ضریب مخالف صفر است. مطابق نتایج بدست آمده، مقدار ضریب پایداری در رژیم یک کوچکتر از ۰/۵ است و این نشان می‌دهد که متغیر تورم دارای انباشتگی کسری در رژیم یک است. یا به عبارت

[1] Ang and Bekaert

دیگر، در این رژیم شاهد پایداری تورم هستیم. اما در رژیم دو چنین پایداری مشاهده نمی‌شود چون مقدار ضریب پایداری در این رژیم همانطور که در بالا به آن اشاره شد، به لحاظ آماری مخالف صفر نیست.

مقدار میانگین (عرض از مبدا) به دست آمده برای رژیم یک ۰٫۹۳ و برای رژیم دو حدود ۸٫۷۳ است. همچنین مقدار واریانس رژیم یک نیز برابر ۰٫۶۸ و برای رژیم دو برابر ۱٫۶۲ است. بر این اساس به نظر می‌رسد که رژیم یک مربوط به دوره‌های با تورم پایین و نوسان کم و رژیم دو مربوط به دوره‌های با نوسان و تورم بالا است. البته با توجه به اینکه مقدار عرض از مبدا در رژیم دوم بی‌معنی است، باید در خصوص تفکیک رژیم‌ها بر اساس مقدار میانگین یا همان عرض از مبدا در رژیم‌ها احتیاط نمود. نمودار احتمالات هموار شده، می‌تواند راهنمای بهتری برای بررسی نوع تفکیک رژیم‌ها باشد. نمودار ۱، مقدار تورم و همچنین تفکیک رژیم‌ها بر اساس احتمالات هموار شده را نشان می‌دهد. همانطور که در این نمودار مشاهده می‌شود، رژیم یک، بیشتر منطبق بر دوره‌های کم‌نوسان و تورم پایین است و رژیم دو که به نواحی سفید رنگ مشخص شده است، بیشتر با دوره‌های با تورم بالا و پرنوسان مطابقت دارد. این نتیجه با نتایجی که پیش‌تر بر اساس عرض از مبدا و واریانس ارائه شد مطابقت دارد.



نمودار ۱ تفکیک رژیم‌ها بر اساس احتمالات هموارشده

منبع: یافته‌های تحقیق

بر این اساس، به نظر می‌رسد که در دوره‌های با تورم پایین، شاهد پایداری تورم هستیم و در دوره‌هایی که تورم به شدت زیاد می‌شود، پایداری در تورم مشاهده نمی‌شود. موضوع طول عمر کمتر رژیم با تورم بالا، از مقدار احتمالات انتقال نیز قابل تشخیص است. همانطور که داده‌های جدول ۵ نشان می‌دهند، مقدار احتمال انتقال از رژیم یک به رژیم یک برابر ۰٫۹۳ و احتمال انتقال از رژیم دو به رژیم دو برابر ۰٫۶۸ است. این موضوع نشان می‌دهد که زمانی که در رژیم دو (رژیم با تورم بالا) قرار داریم، تمایل بیشتری برای انتقال به رژیم با تورم پایین (حدود ۳۲ درصد) وجود دارد.

جدول ۴ احتمالات انتقال

	رژیم یک (دوره t)	رژیم دو (دوره t)
رژیم یک (دوره t+1)	۰/۹۴	۰/۳۲
رژیم دو (دوره t+1)	۰/۰۷	۰/۶۸

منبع: یافته‌های تحقیق

۵ نتیجه‌گیری

هدف اصلی این مطالعه، بررسی پایداری تورم در اقتصاد ایران بود. برای این منظور از داده‌های ماهانه تورم در بازه فروردین‌ماه سال ۱۳۸۲ تا شهریورماه سال ۱۳۹۹ و همچنین روش غیرخطی MS-ARFIMA استفاده شد. روش ARFIMA یکی از روش‌هایی است که می‌توانیم با استفاده از آن وجود انباشتگی کسری در فرآیند تولیدکننده داده‌های یک متغیر را مورد بررسی قرار دهیم. اما یکی از ایرادات این روش این است که اگر فرآیند تولیدکننده داده‌ها غیرخطی بوده و مقدار پایداری یا انباشتگی کسری متغیر، در وضعیت‌های مختلف متفاوت باشد، آنگاه می‌تواند منجر به نتایج اشتباه شود. برای مرتفع نمودن این کاستی، در این مطالعه از روش MS-ARFIMA که یک روش غیر خطی مبتنی بر مارکوف سویچینگ است، استفاده شد.

نتایج حاصل از برآورد مدل ARFIMA خطی نشان می‌دهد که متغیر مورد بررسی در این تحقیق که همان نرخ تورم مصرف‌کننده است، دارای پایداری نیست و این متغیر ایستا است. اما بررسی انباشتگی کسری و پایداری این متغیر با استفاده از الگوی غیرخطی MS-ARFIMA حکایت از نتیجه دیگری داشت. بر اساس نتایج برآورد شده توسط این مدل، در رژیم با تورم پایین و نوسانات کمتر، شاهد پایداری تورم هستیم اما در رژیم با تورم بالا و نوسانات زیاد، شواهدی از وجود پایداری مشاهده نمی‌شود. همانطور که نمودار ۱ نیز نشان می‌دهد، طول دوره‌های با تورم بالا به نسبت دوره‌های با تورم پایین بسیار کوتاه‌تر است. این نتیجه با حقایق آشکار شده اقتصاد ایران نیز مطابقت دارد. بطور معمول در اقتصاد ایران، دوره‌های تورمی بالا پایداری زیادی ندارند و پس از چند دوره، جای خود را به تورم‌های پایین‌تر می‌دهند. اما در تورم‌های پایین‌تر، یک نوع پایداری در تورم وجود دارد که با وارد شدن یک شوک مثبت به متغیر تورم، در بیشتر مواقع شاهد هستیم که اثر این شوک به مدت طولانی در این متغیر باقی می‌ماند و به راحتی مقدار تورم کاهش پیدا نمی‌کند. به بیان دیگر، متناسب با اینکه در رژیم با تورم بالا یا پایین باشیم، بروز تکانه‌های تورمی بواسطه سیاست‌های اتخاذ شده و یا سایر موارد، اثرات متفاوت خواهند داشت. در واقع شاید بتوان اینطور تحلیل کرد که در رژیم‌های پایین نرخ تورم، برخورد نرخ تورم با هسته تورم امکان کاهش آن را از این سطح به مقادیر پایین‌تر نمی‌دهد. بطور مشابه در زمان‌های بروز تکانه، جزء نوسانی نرخ تورم دچار نوسانات شدید شده و با این حال مجدد به مقادیر میانگین خود باز می‌گردد.

این موضوع از منظر سیاست‌گذاری پولی می‌تواند حائز اهمیت باشد. در صورتی که اقتصاد ایران درگیر تورم‌های بسیار بالا شود، سیاست‌گذار پولی می‌تواند با وارد کردن یک شوک منفی، به سرعت و بدون اینکه متغیر تورم از خود مقاومت و پایداری نشان دهد، سطح تورم را کاهش داده و آن را به مقادیر قبل‌تر (میانگین بلندمدت) باز گرداند. اما زمانی که شاهد تورم متوسط در اقتصاد کشور هستیم، کاهش تورم به سادگی صورت نخواهد پذیرفت و بطور معمول نیاز به تلاش بیشتری برای کاهش آن وجود خواهد داشت. از این رو توجه به این نتایج می‌تواند مانع بروز ناسازگاری زمانی در

اتخاذ سیاست‌های پولی باشد. همچنین این موضوع می‌تواند برای سیاست گذاران از این منظر هشدار دهنده باشد که در زمان سیاست‌گذاری، از اتخاذ سیاست‌هایی که در کوتاه مدت اثرات مثبت محدود ولی در مقابل اثرات بلندمدت منفی دارند پرهیز نمایند.

در انتها باید اشاره کرد درخصوص علل پایداری تورم نیز بر خلاف علل ایجاد تورم، اتفاق نظر کمتری وجود دارد. همانطور که جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۹۲) اشاره کرده‌اند، پایداری تورم علل مختلفی دارد که از آن جمله می‌توان به پایدار بودن تقاضای کل، چسبنده بودن سطح قیمت‌ها و دستمزدها، عدم شفافیت سیاست‌های پولی و عدم اعتبار مقامات پولی اشاره کرد. همچنین تولا و همکاران (۲۰۱۹) بیان می‌کند که پایداری تورم می‌تواند در شرایطی که نرخ رشد عرضه پول بطور مداوم بالاتر از سطح بهره‌وری اقتصاد باشد نیز بروز کند.

تضاد منافع: هیچگونه تضاع منافعی وجود ندارد.

حمایت مالی: از هیچ حمایت مالی استفاده نشده است.

منابع

Amiri, H., Jamali, S., & Molabahrami, A. (2017). Analysis of Non-linearities in Inflation Persistence of Oil-Exporting Countries Using Dynamic Random Effects Ordered Probit (DREOP) Model. *Journal of Economic Research*. 52(4), 761-787. (In Persian)

Ashrafi, Y., Balounejad, N.R. & Jahangard, F. (1397). Empirical Analysis of Factors Affecting the Success of Inflation Targeting in Iran, Emphasizing the Transparency and Accountability of the Central Bank. *Macroeconomics Research Letter*. 13(26), 123-145. (In Persian)

Antonakakis, N., Cunado, J., Gil-Alana, L.A., & Gupta, R. (2016). Is inflation persistence different in reality? *Economic Letter*. 148. 55–68.

Ang, A. & Bekaert, G. (2006). Stock Return Predictability: Is It There. *Review of Financial Studies*. 20(3). 651-707.

Belkhouja, M. & Mootamri, I. (2016). Long memory and structural change in the G7 inflation dynamics. *Economic Modelling*. 54. 450-462.

Bems, R., Caselli, F., Grigoli, F. & Gruss, B. (2021). Expectations' anchoring and inflation persistence. *Journal of International Economics*. 132, 45-62.

Bilici, B. & Cekin, S.E. (2020). Inflation persistence in Turkey: A TVP-estimation approach. *The Quarterly Review of Economics and Finance*. 78. 64-69.

Bratsiotis, G.J., Madsen, J., & Martin, C. (2015). Inflation targeting and inflation persistence. *Econ. Polit. Stud*. 3, 3–17.

Cogley, T. & Sargent, T.J. (2002). Evolving Post-World War II U.S. Inflation Dynamics. NBER Macroeconomics Annual. 331-388.

Canarella, G. & Miller, S.M. (2017). Inflation targeting and inflation persistence: new evidence from fractional integration and cointegration. *Journal of Economics and Business*. 92, 45-62.

Gaglianone, W.P., Guillén, O.T. & FigueiredoR.S (2018). Estimating inflation persistence by quantile autoregression with quantile-specific unit roots. *Economic Modelling*. 73, 407-430.

Golestani, Sh. & Shahrvan, B. (2013). Investigating the persistence of inflation in Iran in the framework of the average return model. *Macroeconomics Research Letter*. 8(15),109-132. (In Persian)

Gordon, R.J. (1982). *Why Stopping Inflation May Be Costly: Evidence from Fourteen Historical Episodes*. University of Chicago Press.

Granville, B. & Zeng, N. (2019). Time variation in inflation persistence: new evidence from modelling US inflation. *Economic Modelling*. 81, 30-39.

Hamilton, J. D. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Non-Stationary Time Series & the Business Cycle. *Econometrica*. 57, 357–384.

Hosking, J. (1981). Fractional Differencing. *Journal of Econometrica*. 68. 165-176.

Jafari Samimi A, Elmi S, Dehghan S. (2013). The Study of Iran's Monthly Inflation Rate Dynamics Using STAR Models. *quarterly journal of fiscal and Economic policies*. 1 (3):5-22. (In Persian)

Jafari Samimi. A. & Balounejad Nouri. R. (2013). Applying Semi-parametric and Wavelets Methods to Study Persistent Rate of Inflation in Iran. *Economic Modeling*. 23(7). 15-30. (In Persian)

Juillard, M., Kamenik, O., Kumhof, M. and Laxton, D. (2008). Optimal Price Setting and Inflation Inertia in a Rational Expectations Model. *Journal of Economic Dynamics and Control*. 32(8). 2584-2621.

Kanellopoulos, N.O. & Koutroulis, A. G. (2021). Non-linearities in euro area inflation persistence. *Economic Modelling*. 59, 116-123.

Lovcha, Y. & Laborda, A. (2018). Monetary policy shocks, inflation persistence, and long memory. *Journal of Macroeconomics*. 55. 254-267.

Mazumder, A. (2014). Determinants of the sacrifice ratio: Evidence from OECD and non-OECD countries. *Economic Modelling*. 40, 117-135.

Oloko, T.F., Ogbonna, A.E., Adedeji, A.A. & Lakhani, N. (2021). Fractional cointegration between gold price and inflation rate: Implication for inflation rate persistence. *Resources Policy*. 74, 110-125.

Oloko, T.F., Ogbonna, A.E., Adedeji, A.A. & Lakhani, N. (2021). Oil price shocks

and inflation rate persistence: A Fractional Cointegration VAR approach. *Economic Analysis and Policy*. 70, 259-275.

Pivetta, F. & Reis, R. (2007). The Persistence of Inflation in the United States. *Journal of Economic Dynamics and Control*. 31. 1326-1358.

Rangasamy, L. (2009). Inflation persistence and core inflation: The case of South Africa. South African *Journal of Economics*. 77(3). 430-444.

Salisu, A.A., Ademuyiwa, I., & Isah, K. (2018). Revisiting the forecasting accuracy of Phillips curve: the role of oil price. *Energy Economics*. 70, 334–356.

Sharma, S.S. (2019). Which variables predict Indonesia's inflation? Buletin Ekonomi Moneter dan Perbankan. 22 (1), 87–102.

Snowdon, B. and Vane, H. (2005). Modern Macroeconomics: Its Origins, Development and Current State. Edward Elgar Pub.

Taylor, J.B. (1979). Staggered Wage Setting in a Macro Model. *American Economic Review*. 69.108-113.

Tehranchian, A.M., Jafari Samimi. A. & Balounejad Nouri. R. (2013). nflation Persistence Test in Iran (1972-2011): Application of ARFIMA Models. *Economic Growth and Development Research*. 11(3). 19-28.

Tsay, W.j. & Härdle, W.K. (2009). A generalized ARFIMA process with Markov-switching fractional differencing parameter. *Journal of Statistical Computation and Simulation*. 79(5). 731-745.

Tule, M.K., Salisu, A.A & Ebuh, G.U. (2020). A test for inflation persistence in Nigeria using fractional integration & fractional cointegration technique. *Economic Modelling*. 87.225-237.

Walsh, C.E. (2017). *Monetary Theory and policy*. MIT Press.