

آزمون پایداری تورم در ایران (۱۳۹۰ - ۱۳۵۱):

کاربرد از الگوهای ARFIMA

Inflation Persistence Test in Iran (1972-2011): Application of ARFIMA Models

Amir Mansoor Tehranchian (Ph.D.)*,
Ahmad Jafari Samimi (Ph.D.)**,
Roozbeh Balounejad Nouri***

دکتر امیرمنصور طهرانچیان*، دکتر احمد جعفری
صمیمی**، روزبه بالونزاد نوری***

Received: 26/Nov/2012 Accepted: 2/June/2013

دریافت: ۱۳۹۱/۰۹/۰۶ پذیرش: ۱۳۹۲/۰۳/۱۲

Abstract:

This study is devoted to test the inflation persistence in Iran. For this purpose, respect to the time series data on inflation in Iran (1972 - 2011), Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average model is used. The results of this study show that based on methods of maximum likelihood and modified maximum likelihood degrees of differencing, respectively, are $d_1=0.482$ and $d_2=0.483$. Therefore, based on these findings, the inflation persistence hypothesis is not rejected in Iran. Gradual vanishing of inflation shocks, possibility of inflation is structural and regard to monetary discipline is the most important recommendations of this study.

Keywords: Inflation Persistence, ARFIMA, Inflation Rate, Iran Economy.

JEL: C22, C13, E31.

چکیده:

این پژوهش، به آزمون پایداری تورم در ایران اختصاص یافته است. برای این منظور، با توجه به سری زمانی داده‌های نرخ تورم ایران (۱۳۹۰ - ۱۳۵۱)، از الگوی خودرگرسیون میانگین متحرک انباشته کسری، استفاده شده است. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهند که بر اساس روش‌های حداکثر درست‌نمایی و حداکثر درست‌نمایی تعدیل شده، درجه انباشتگی یا تفاضل‌گیری به ترتیب $d_1=0.482$ و $d_2=0.483$ هستند. بنابراین بر اساس یافته‌های فوق، فرضیه پایداری تورم در ایران رد نمی‌شود. توجه به تسویه تدریجی تأثیر تکانه‌های تورمی، امکان ساختاری شدن تورم و نیز رعایت انضباط پولی، از جمله مهم‌ترین پیشنهادهای این پژوهش محسوب می‌شوند.

کلمات کلیدی: پایداری تورم، الگوی خودرگرسیون میانگین متحرک انباشته کسری، نرخ تورم، اقتصاد ایران.
طبقه‌بندی JEL: E31, C13, C22.

* Assistant Professor of Economics, Faculty of Economics, Mazandaran University, Babolsar, Iran.

Email: a.tehranchian@umz.ac.ir

** Professor of Economics, Faculty of Economics, Mazandaran University, Babolsar, Iran.

Email: Jafarisa@umz.ac.ir

*** Ph.D. Student of Economics, Faculty of Economics, Mazandaran University, Babolsar, Iran.

Email: Roozbeh_noury@yahoo.com

* استادیار اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم اداری دانشگاه مازندران، بابلسر، پردیس دانشگاه مازندران

Email: a.tehranchian@umz.ac.ir

** استاد اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم اداری دانشگاه مازندران، بابلسر، پردیس دانشگاه مازندران

Email: Jafarisa@umz.ac.ir

*** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه مازندران، بابلسر، پردیس دانشگاه مازندران (نویسنده مسئول)

Email: Roozbeh_noury@yahoo.com



۱- مقدمه

در ارزیابی عملکرد اقتصادی جوامع، شاخص‌های زیادی مانند تولید ملی، سرمایه‌گذاری، توزیع درآمد، صادرات، میزان اشتغال و ... استفاده می‌شوند. بین این شاخص‌ها، نرخ رشد اقتصادی و نرخ تورم از اهمیت بیشتری برخوردار هستند. وابستگی بسیاری از متغیرهای اقتصاد کلان به متغیرهای فوق و نیز دامنه وسیع اثرگذاری این شاخص‌ها، از جمله مهم‌ترین دلایل این امر محسوب می‌شوند. در اقتصاد پولی^۱ که رابطه بین متغیرهای اسمی و نیز رابطه بین متغیرهای اسمی و واقعی مورد بررسی قرار می‌گیرند، سطح عمومی قیمت‌ها و نرخ تورم، مهم‌ترین متغیرهای اسمی محسوب می‌شوند (والش^۲ ۲۰۱۰: ص ۱۸). در حقیقت، در یک چارچوب نظری، تورم یک متغیر اسمی است که می‌تواند اثرات قابل توجهی بر متغیرهای واقعی مانند تولید و اشتغال داشته باشد (حسینی نسب و حاضری نیری، ۱۳۹۱: ص ۱۲۶). به همین دلیل، بخش قابل ملاحظه‌ای از ادبیات علوم اقتصادی، به مطالعه رابطه تورم و تولید، تورم و بیکاری، تورم و دستمزدهای اسمی و ... اختصاص یافته است. به رغم گستردگی ادبیات مربوط به ابعاد و نحوه امکان اثرگذاری تورم بر متغیرهای اقتصاد کلان، بررسی پایداری تورم^۳، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. وجود پایداری در تورم، می‌تواند دست‌کم بخشی از تلاش سیاست‌گذاران پولی برای کاهش نرخ تورم را کم رنگ نماید. پایداری تورم، واکنش اقتصاد به سیاست‌های پولی و مالی را به تأخیر می‌اندازد. به همین دلیل، ممکن است زمینه لازم برای بروز "ناسازگاری زمانی"^۴ فراهم شود.

در خلال نیم قرن اخیر، اقتصاد ایران نرخ‌های تورم بالا را تجربه کرده است. این امر، به صورت بالقوه می‌تواند به شکل‌گیری انتظارات تورمی، ساختاری شدن و پایداری تورم در اقتصاد منجر شود. در این پژوهش، پایداری تورم در ایران

به صورت تجربی و با استفاده از الگوی ARFIMA^۵ آزمون می‌شود. برای این منظور، مقاله حاضر در پنج بخش سازماندهی شده است. در ادامه و در بخش دوم، ادبیات موضوع به لحاظ مبانی نظری و شواهد تجربی مورد بررسی قرار می‌گیرد. بخش سوم از مقاله‌ی حاضر، به معرفی روش پژوهش اختصاص می‌یابد. در بخش چهارم، یافته‌های پژوهش ارائه می‌شوند و در بخش پنجم، به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهاد پرداخته می‌شود.

۲- ادبیات موضوع

از جمله موضوعات مورد بحث میان اقتصاددانان، امکان چسبندگی^۶ در متغیرهای اسمی است. چسبندگی‌های اسمی که در برخی موارد به عنوان انعطاف ناپذیری‌های اسمی^۷ نیز نامبرده می‌شوند، چارچوب لازم برای توجیه دخالت و یا عدم مداخله در اقتصاد و همچنین امکان و میزان اثربخشی سیاست‌های اقتصادی را فراهم می‌کند. وجود چسبندگی در متغیرهای اسمی مانند دستمزدها و سطح قیمت‌ها، از یک سو به معنی پذیرش جانشینی بین تورم و بیکاری و از سوی دیگر به معنی بالا بودن هزینه سیاست‌های انقباضی است. به عبارت دیگر، تأیید فرضیه انعطاف ناپذیری قیمت‌ها و تورم (پایداری تورم)، تأیید این فرضیه است که تأثیر سیاست‌های پولی متقارن نبوده و سیاست‌های پولی انقباضی در کاهش نرخ تورم به اندازه موارد انبساط آن، اثرگذار نمی‌باشند.

از اوایل دهه‌ی ۱۹۳۰، کینز کوشش کرد تا با معرفی اقتصاد عدم تعادل، تقاضای همه یا هیچ^۸، سفته‌بازی پول، دام نقدینگی و ناکارآمدی سیاست‌های پولی، لزوم مداخله دولت در اقتصاد را توجیه کند. یک ایده کلیدی در نظریه کینز "انعطاف‌ناپذیری" بود. کینز معتقد بود که دستمزدها و قیمت‌ها

5. Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average (ARFIMA)

6. Stickiness

7. Nominal Rigidity

8. All or Nothing Demand

1. Monetary Economy

2. Walsh (2010)

3. Inflation Persistence

4. Time Inconsistency



آشکار شد (سارجنت^{۱۵}، ۱۹۹۹:ص ۱۷۵ و تیلور^{۱۶}، ۱۹۹۸:ص ۲۵).

در سال ۲۰۱۰، چاووت و کیم^{۱۸} به منظور بیان چگونگی لحاظ و میزان اثرگذاری پایداری نرخ تورم، با استفاده از یک الگوی DSGE^{۱۹} نشان دادند که یکی از ساده‌ترین روش‌ها به منظور وارد کردن ویژگی پایداری در الگو، استفاده از شاخص گذاری خودکار^{۲۰} بر نرخ تورم دوره گذشته است. در چارچوب الگوهای کینزی جدید^{۲۱} (NK)، پویایی‌های تورم و تولید، به وسیله منحنی فیلیپس کینزی‌های جدید^{۲۲} (NKPC) که در آن، نرخ تورم دوره جاری ترکیبی خطی از تورم انتظاری، شکاف تقاضا و تکانه عرضه است، نشان داده می‌شود. در این الگوها، عوامل مؤثر بر تورم، در چارچوب الگوی مثلثی تورم^{۲۳} که توسط گوردون^{۲۴} (۱۹۸۲) بیان شد، تابعی از تکانه تقاضا، تکانه عرضه و تورم توکار^{۲۵} (سکون)^{۲۶} است. جیلارد و دیگران^{۲۷} (۲۰۰۸)، با استفاده از الگوی DSGE نشان دادند که الگوهای مبتنی بر منحنی فیلیپس کینزی جدید، بدون لحاظ پایداری و سکون، از توانایی زیادی در شبیه سازی تورم و روند تولید برخوردار نیستند (رود و ولان^{۲۸}، ۲۰۰۶:ص ۳۱۳،

به طرف پایین انعطاف‌ناپذیر هستند. در این رویکرد، چسبندگی‌های اسمی^۱ سبب می‌شوند تا جانشینی بین تولید و تورم، دستیابی همزمان به نرخ‌های بالای رشد اقتصادی و کاهش نرخ تورم را امکان‌ناپذیر نماید. دو دهه بعد، فیلیپس^۲ (۱۹۵۸) نشان داد که چگونه دستمزدها با تأخیر تعدیل می‌شوند. الگوی انتظارات تطبیقی^۳ که توسط فریدمن^۴ (۱۹۵۷) و پول‌گرایان سستی ارایه شده بود، نشان داد که چگونه تطبیق متغیرهای کلان به سمت تعادل بلندمدت در طی زمان و با وقفه انجام می‌پذیرد. با وجودی که کلاسیک‌های جدید به ویژه لوکاس^۵ (۱۹۷۶)، سارجنت و والاس^۶ (۱۹۷۵) و ماث^۷ (۱۹۶۱)، با استناد به فرضیه انتظارات عقلایی^۸، امکان انعطاف‌ناپذیری‌های اسمی را به چالش کشیدند، اما در اواخر دهه ۱۹۷۰، کینزین‌های جدید^۹ با طرح نظریه مزدهای کارآمد^{۱۰}، قراردادهای کاری^{۱۱}، اتحادیه‌های کارگری^{۱۲} و هزینه فهرست بهای کالا^{۱۳}، به طرح مجدد چسبندگی در متغیرهای اسمی به خصوص بر مبنای خرد^{۱۴} پرداختند.

از اوایل دهه ۱۹۸۰، پایداری تورم، بخش قابل توجهی از ادبیات اقتصاد پولی را به خود اختصاص داد. از یکسو درجه پایداری تورم، یک جزء کلیدی در فرایند انتقال پولی و تعیین موفقیت سیاست پولی در تعیین سطح تولید و تورم باثبات تلقی گردید و از سوی دیگر، یافتن این که میزان این پایداری تا چه میزان تغییر می‌نماید، به عنوان یک عامل مهم، در تعیین احتمال بروز خطا در اتخاذ سیاست‌ها توسط مقامات پولی

15. Sargent (1999)

16. Taylor (1998)

۱۷. با وجودی که در برخی از مطالعات داخلی و خارجی، دو واژه سکون و پایداری به صورت هم‌معنی استفاده شده است، اما سکون به معنی تطبیق آهسته یک متغیر به واسطه یک تغییر ناگهانی در شرایط اقتصاد است. اگر یک متغیر دارای سکون نباشد، گفته می‌شود که به طور کامل انعطاف‌پذیر است. در مقابل واژه سکون، مفهوم دیگری با عنوان پایداری وجود دارد که اشاره به وضعیت انتقال و بازگشت آهسته یک متغیر به وضعیت یکنواخت خود بعد از بروز یک تکانه پیش‌بینی نشده دارد. بر این اساس، یک متغیر در صورتی ساکن است که تنها به وسیله مقدار دوره گذشته خودش تعیین شود. در مقابل، وجود پایداری در یک متغیر، تابع عوامل مختلفی است که یکی از آن موارد می‌تواند سکون یا چسبندگی باشد. بنابراین، ممکن است یک متغیر، پایدار باشد اما دارای سکون نباشد

18. Chauvet and Kim (2010)

19. Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)

20. Automatic Indexation

21. New Keynesian (NK)

22. New Keynesian Philips Curve (NKPC)

23. Inflation Triangle Model

24. Gordon (1982)

25. Built in Inflation

26. Inflation Inertia

27. Juillard et al (2008)

28. Rudd and Whelan (2006)

1. Nominal Stickiness

2. Phillips (1958)

3. Adaptive Expectation Model

4. Fridman (1957)

5. Lucas (1976)

6. Sargent and Wallace (1975)

7. Muth (1961)

8. Rational Expectation

9. New Keynesian

10. Efficiency Wage

11. Contract

12. Labour Union

13. Menu Cost

14. Micro Founded

علاوه بر این، برخی اقتصاددانان با استفاده از روش‌های دیگر اقتصادسنجی، نتیجه‌ای عکس حالت فوق را نشان دادند (لوین و پیگر^{۱۵}، ۲۰۰۳: ص ۳۴).

در بیشتر پژوهش‌های انجام شده، برای بررسی پایداری، تنها $I(0)$ ، $I(1)$ و یا به طور کل وجود ریشه واحد مورد بررسی قرار گرفته است. وجود ریشه واحد، بیانگر این موضوع است که تکانه مورد بررسی، اثری دائمی بر متغیر مورد نظر دارد. همچنین عدم وجود ریشه واحد می‌تواند بیانگر این امر باشد که تکانه‌های وارد، اثرات کوتاه مدت دارند. در اینجا لازم به ذکر است که این چارچوب تا میزان زیادی غیرواقعی و محدود کننده است. برای مثال، برخی شواهد تجربی و نیز نظریه‌های اقتصادی نشان می‌دهند که بسیاری از متغیرهای اقتصاد کلان، در مواجهه با تکانه‌های وارد، واکنش‌هایی متفاوت و غیر از شرایط $I(0)$ و $I(1)$ دارند (برونر و هس^{۱۶}، ۱۹۹۳: ص ۱۹۵، مکدونالد و مورفی^{۱۷}، ۱۹۸۹: ص ۴۴۵ و بارسکی^{۱۸}، ۱۹۸۷: ص ۱۵). برای برطرف کردن این محدودیت، الگوهای انعطاف‌پذیری ارائه شد که در برگیرنده هر دو حالت $I(0)$ و $I(1)$ بوده و در نتیجه، شامل دامنه وسیع‌تری از رفتارهای پایداری تورم است (هنری و زفرونی^{۱۹}، ۲۰۰۲: ص ۸ و سول^{۲۰}، ۱۹۹۲: ص ۱۸۴).

برخی از مطالعات انجام شده در خصوص پایداری تورم، به سنجش و ارزیابی میزان پایداری اختصاص یافتند. در این پژوهش‌ها، از الگوهای حافظه بلندمدت^{۲۱} و ARFIMA استفاده می‌شود (آگوستیانلی و بیساگلی^{۲۲}، ۲۰۱۰: ص ۱۵۷۴، دی بلد و رودبوش^{۲۳}، ۱۹۸۹: ص ۲۰۴، شعرای و ثنایی، ۱۳۸۹: ص ۱۶۵ و عرفانی، ۱۳۸۷: ص ۱۸). وجود حافظه بلندمدت به این معنی است که یک تکانه دارای اثرات

رابانال و روبیو رامیرز^۱، ۲۰۰۳: ص ۴۹ و گالی و گرتلر^۲، ۱۹۹۹: ص ۱۲۴۸). از این رو، با توجه به مطالعات فوق، می‌توان عنوان نمود که بررسی وجود سکون، پایداری و تعیین میزان آنها، از موارد مهم در تعیین سیاست‌های بانک مرکزی هستند. در اقتصاد کلان، روش‌های متفاوتی به منظور شناسایی و تعیین فرایند تغییرات، چسبندگی و پایداری قیمت‌ها، وجود دارند.

الگوی تیلور^۳ (۱۹۷۹) و کالوو^۴ (۱۹۸۳) از شناخته شده‌ترین این الگوها در زمینه سیاست‌های پولی هستند. با این وجود، مطالعات مختلف نشان دادند که این الگوها به طور کامل در زمینه نشان دادن ایستایی‌ها در تورم موفق عمل نکردند. به همین دلیل، برخی تعدیل‌ها توسط سایر اقتصاددانان روی این نوع الگوها صورت گرفته است (کونن و ویلند^۵، ۲۰۰۳: ص ۸۰، کریستین و دیگران^۶، ۲۰۰۱: ص ۱۲، روبرتز^۷، ۲۰۰۱: ص ۲۱۰، گالی و دیگران^۸، ۲۰۰۱: ص ۱۲۵۸ و فرر و مور^۹، ۱۹۹۵: ص ۱۳۳). در این خصوص، با وجود پیشرفت‌های صورت گرفته در روش‌های الگوسازی و آماری، کماکان در مسائل کاربردی اختلاف نظرهایی در مورد اثبات وجود پایداری تورم وجود دارد. از یکسو برخی مطالعات انجام شده مانند پیوتا و ریز^{۱۱} (۲۰۰۴) و اوریلی و ولان^{۱۱} (۲۰۰۴) نشان دهنده وجود ایستایی نرخ تورم در کشورهای مورد مطالعه است. از سوی دیگر، برخی دیگر از محققین نشان دادند که در سال‌های اخیر، میزان پایداری و ایستایی در نرخ تورم کاهش پیدا کرده است (کیم و دیگران^{۱۲}، ۲۰۰۴: ص ۸۳، کگلی و سارجنت^{۱۳}، ۲۰۰۲: ص ۳۴۸ و تیلور^{۱۴}، ۲۰۰۰: ص ۱۳۹۹).

1. Rabanal and Rubio-Ramirez (2003)
2. Gali and Gertler (1999)
3. Teylor (1979)
4. Calvo (1983)
5. Coenen and Wieland (2003)
6. Christiano et al (2001)
7. Roberts (2001)
8. Gali et al (2001)
9. Fuhrer and Moor (1995)
10. Pivetta and Reis (2004)
11. O'Reilly and Whelan (2004)
12. Kim et al (2004)
13. Cogley and Sargent (2002)
14. Taylor (2000)

15. Levin and Piger (2003)
16. Brunner and Hess (1993)
17. MacDonald and Murphy (1989)
18. Barsky (1987)
19. Henry and Zaffaroni (2002)
20. Sowell (1992)
21. Long Memory
22. Agostinelli and Bisaglia (2010)
23. Diebold and Rudebusch (1989)

صنعتی پایدار است. بایلی و دیگران^{۱۳} (۱۹۹۶: صص ۴۰-۲۳) به منظور آزمون وجود حافظه بلندمدت در نرخ تورم، الگوهای ARFIMA-GARCH و داده‌های کشورهای عضو G7 را مورد استفاده قرار دادند. هاسلر و ولترز^{۱۴} (۱۹۹۵: صص ۸۷۰-۸۴۷) شواهدی از پایداری تورم در آمریکا، انگلستان، آلمان، فرانسه و ایتالیا بدست آوردند. همچنین، دلگادو و رابینسون^{۱۵} (۱۹۹۴: صص ۱۰۷-۹۷)، نتایج معنی‌داری در جهت تأیید وجود حافظه بلندمدت نرخ تورم در کشور اسپانیا یافتند.

۳- روش تحقیق

۳-۱- حدود پژوهش

در این پژوهش، داده‌های آماری به روش کتابخانه‌ای جمع‌آوری شده‌اند. دوره زمانی تحقیق شامل سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۵۱ و داده‌های نرخ تورم مربوط به اقتصاد ایران است.

۳-۲- معرفی الگو و روش آزمون پایداری

یک سری زمانی، دنباله‌ای از مشاهدات متغیر در طول زمان است. در الگوهای سری زمانی، ارزش و مقادیر آتی سری زمانی تنها بر اساس مقادیر گذشته آن سری پیش‌بینی می‌شود. تحلیل سری‌های زمانی مبتنی بر این فرض است که الگو مانا باشد و یا اگر مانا نباشد بتوان با تفاضل‌گیری آن را به الگویی مانا تبدیل کرد. می‌توان الگوهایی را برای هر کدام از اجزای سری زمانی در نظر گرفت و این سری‌ها را در قالب ترکیبی از چند الگو به دست آورد. بعد از مطالعات انجام شده در مورد وجود ریشه واحد و هم‌انباشتگی در سری‌های زمانی که از اواسط دهه ۱۹۸۰ آغاز شد، اقتصاددانان از وجود زیرگونه‌ها و انواع دیگری از نامانایی و مانایی آگاه شدند که در بسیاری از سری‌های زمانی در بازارهای مالی و اقتصادی دیده می‌شود. یکی از

بلندمدت بر متغیر است. همچنین وجود حافظه بلندمدت، تنها ویژگی فرایندهای نامانا^۱ نیست و در فرایندهای مانا^۲ نیز قابل مشاهده می‌باشد. وجود این فرایند را می‌توان به وسیله I(d) بررسی کرد که در آن d، درجه انباشتگی^۳ یا تفاضل‌گیری^۴ است. در الگوهای ARFIMA، درجه انباشتگی می‌تواند علاوه بر عدد صحیح یک، اعداد غیر صحیح نیز باشد. در این زمینه، تیلمن^۵ (۲۰۱۲) به بررسی وجود پایداری تورم در کشورهای عضو اتحادیه اروپا پرداخت. این پژوهش نشان داد که با وجود پایداری تورم در کشورهای عضو این اتحادیه، میزان این پایداری نسبت به دوره قبل از تشکیل اتحادیه، کاهش یافته است. هاسلر و شیتاور^۶ (۲۰۱۱) و کومار و اوکی موتو^۷ (۲۰۰۷)، در مقالاتی جداگانه، با استفاده از الگوهای ARFIMA، ضمن تأیید وجود پایداری نرخ تورم در آمریکا، نشان دادند که وجود پایداری نرخ تورم، اثری مهم و معنی‌دار در اتخاذ سیاست‌های پولی دارد. گادا و میروال^۸ (۲۰۰۵: صص ۱۰۴-۵۱)، با استفاده از الگوهای ARFIMA، به بررسی پایداری نرخ تورم در کشورهای OECD^۹، پرداختند. این پژوهشگران، با استفاده از داده‌های مربوط به شاخص قیمت مصرف‌کننده برای ۳۰ سال، نشان دادند که نرخ تورم در کشورهای مورد بحث، پایدار است. بالچیلار^{۱۰} (۲۰۰۴: صص ۵۶-۲۵) و ارلت^{۱۱} (۲۰۰۰: صص ۱۴۵)، با استفاده از داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده و کاربرد روش تخمین حداکثر درست‌نمایی در الگوهای حافظه بلندمدت، وجود پایداری نرخ تورم در ترکیه را مورد آزمون و تأیید قرار دادند. مطالعات انجام شده توسط بائوم، بارکالاس و کاگلایان^{۱۲} در سال ۱۹۹۹، نشان داد که نرخ تورم در کشورهای

1. Nonstationary
2. Stationary
3. Degree of Integration
4. Degree of Differencing
5. Tillmann (2012)
6. Hassler and Scheithauer (2011)
7. Kumar and Okimoto (2007)
8. Gadea and Mayoral (2005)
9. The Organization for Economic Co-operation and Development (OECD)
10. Balcilar (2004)
11. Erlat (2000)
12. Baum, Barkoulas and Caglayan (1999)

13. Baillie et al (1996)

14. Hassler and Wolters (1995)

15. Delgado and Robinson (1994)

باشد می توان گفت که فرایند دارای ویژگی های میان مدت یا وابستگی منفی بلندمدت است.

در الگوهای ARFIMA، عدد غیر صحیح درجه انباشتگی، بسیار تعیین کننده است. با بازنویسی معادله (۱) خواهیم داشت:

$$(y_t - \mu) = \Phi(L)(1-L)^{-d} \Theta(L)\varepsilon_t \quad (5)$$

$$(1-L)^{-d} = 1 + dL + (1/2!)(d+1)dL^2 + (1/3!)(d+2)(d+1)dL^3 + \dots = \sum_{j=0}^{\infty} \lambda_j L^j \quad (6)$$

$$\lambda_0 \equiv 1$$

$$\lambda_j = (1/j!)(d+j-1)(d+j-2)(d+j-3)\dots(d+1)(d) \quad (7)$$

قابل اثبات است که اگر $\lambda < 1$ باشد، λ_j را می توان به صورت زیر تقریب زد:

$$\lambda_j \cong (j+1)^{d-1} \quad (8)$$

بنابراین برای زهای بزرگ، λ_j که ضریب واکنش ضربه ای می باشد را می توان به فرم زیر تعریف کرد:

$$y_t = \lambda_0 \varepsilon_t + \lambda_1 \varepsilon_{t-1} + \lambda_2 \varepsilon_{t-2} + \dots \quad (9)$$

خود همبستگی یک سری ARIMA مانا، به صورت نمایی کاهش می یابد. در صورتی که در یک سری انباشته کسری، تابع خود همبستگی، به صورت شبه هذلولی کاهش می یابد. به عبارت دیگر، هنگامی که ضریب واکنش ضربه ای در یک سری ARIMA مانا به صورت هندسی از بین رود، فرایند معادله (۷) به صورت آهسته کاهش می یابد. به همین دلیل است که سری های انباشته کسری، دلالت بر حافظه بلندمدت سری زمانی دارند. علاوه بر این، توالی محدود رابطه (۷) را می توان تا زمانی که $d < 0.5$ باشد، به صورت مربع جمع پذیر نیز نشان داد (همیلتون^۵، ۱۹۹۴:ص ۳۵۵).

$$\sum_{j=0}^{\infty} \lambda_j^2 < \infty \quad (10)$$

در مقایسه با الگوهای ریشه واحد که پایین بودن مقدار درجه انباشتگی یا تفاضل گیری، به عنوان عدم وجود پایداری محسوب می شود، در الگوهای ARFIMA، این امر بیانگر

شناخته شده ترین و انعطاف پذیرترین این الگوها در زمینه اقتصادسنجی، الگوی خود رگرسیون انباشته کسری میانگین متحرک (ARFIMA) است. در این الگوها، درجه انباشتگی یا تفاضل گیری، d ، نامیده می شود. الگوهای حافظه بلند در شکل کلی انباشته کسری، برای اولین بار توسط گرنجر و جویس^۱ (۱۹۸۰:صص ۲۹-۱۵) به ادبیات اقتصادسنجی معرفی شدند. در یک سری زمانی دارای حافظه بلند، تابع خودهمبستگی^۲ به صورت شبه هذلولی^۳ کاهش می یابد. نرخ کاهش شبه هذلولی، بسیار آهسته تر از نرخ کاهش تابع خودهمبستگی سری زمانی دارای حافظه کوتاه مدت است.

الگوی ARFIMA (p,d,q) با میانگین μ به صورت کلی زیر نمایش داده می شود.

$$\Phi(L)(1-L)^d (y_t - \mu) = \Theta(L)\varepsilon_t, \varepsilon_t \sim i.i.d(0, \sigma^2) \quad (1)$$

در اینجا L ، عملگر وقفه است. به این ترتیب داریم:

$$\Phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p \quad (2)$$

و

$$\Theta(L) = 1 + \vartheta_1 L + \dots + \vartheta_q L^q \quad (3)$$

همچنین:

$$(1-L)^d = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(k-d)L^k}{\Gamma(-d)\Gamma(k+1)} \quad (4)$$

اپراتور تفاضل کسری می باشد.

گرنجر و جویس (۱۹۸۰)، نشان دادند که در اینجا درجه انباشتگی، می تواند هر عدد حقیقی باشد. در این حالت، اگر تمام ریشه های $\Phi(L)$ و $\Theta(L)$ در داخل دایره واحد قرار داشته و $|d| < 0.5$ باشد، فرایند تصادفی y_t مانا و معکوس پذیر است. در این وضعیت، اگر $|d| > 0.5$ باشد، آنگاه فرایند نامانا می باشد. هوسکینگ^۴ (۱۹۸۱) نشان داد که در صورتی که $d \in (0, 0.5)$ باشد، این فرایند دارای خواص حافظه بلندمدت یا وابستگی مثبت بلندمدت و اگر $d \in (-0.5, 0)$

1. Granger and Joyeux (1980)
2. Autocorrelation Function (ACF)
3. Hyperbolic
4. Hosking (1981)

پایداری ضعیف است.

نشان می‌دهند، در سطح معنی‌داری ۰/۵، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود ریشه واحد رد می‌شود. در نتیجه نرخ تورم دارای فرایندی نامانا است.

جدول (۱): آزمون‌های ریشه واحد

KPSS		PP		ADF			
مقادیر بحرانی		مقادیر بحرانی		مقادیر بحرانی			
۰/۱۴	۰/۲۱	۰/۱۵	-۳/۵	-۴/۲	-۳/۷	-۳/۵	-۴/۲
آماره	آماره	آماره	آماره	آماره	آماره	آماره	آماره
%۱	%۵	%۱	%۵	%۱	%۵	%۱	%۵
نرخ تورم							

منبع: محاسبات تحقیق

به منظور تخمین درجه انباشتگی، می‌بایست الگویی از مجموعه $ARIMA$ برازش شود. اما از آن‌جا که در این الگوها فرض بر وجود مانایی است، نمی‌توانیم الگوهای $ARMA$ و $ARIMA$ را انتخاب نماییم. زیرا آزمون‌های مانایی، این فرضیه را رد نموده است. این نتیجه ما را به انتخاب الگوهای $ARFIMA$ هدایت می‌کند. برای انتخاب یک الگوی خوب، از یک روش متعارف برای تعیین $AR(p)$ و $MA(q)$ مناسب استفاده می‌کنیم. به منظور تعیین وقفه، به فرض وجود تا ۴ وقفه، باید ۲۵ تخمین برای هر الگو انجام شده و سپس با استفاده از معیار AIC ، الگوی مناسب انتخاب شود. نتیجه به‌دست آمده از این روش، الگوی $ARFIMA(1,d,2)$ است. حال به منظور تخمین درجه انباشتگی، از دو روش حداکثر درست‌نمایی و حداکثر درست‌نمایی تعدیل شده استفاده می‌شود.

۴- یافته‌های پژوهش

در این تحقیق، از دو روش حداکثر درست‌نمایی و حداکثر درست‌نمایی تعدیل شده، به منظور تخمین درجه انباشتگی و در نهایت بررسی وجود پایداری در تورم استفاده شد. نتایج حاصل از این تخمین، در جدول (۲) آورده شده است.

الگوهای $ARFIMA$ از سه روش حداکثر درست‌نمایی^۱ (EML)، حداکثر درست‌نمایی تعدیل شده^۲ (MPL) و حداقل مربعات غیرخطی^۳ (NLS) قابل تخمین هستند. با توجه به تعریف، دو روش حداکثر درست‌نمایی و حداکثر درست‌نمایی تعدیل شده، مقدار درجه انباشتگی را بین صفر و یک تخمین می‌زنند. اگر الگو از مشاهدات کمتری برخوردار باشد، الگوی MPL بر الگوی EML ترجیح دارد. الگوی NLS ، درجه انباشتگی را بزرگ‌تر از ۰/۵ بدست می‌آورد (بیلی و دیگران، ۱۹۹۶:ص ۳۲).

در این پژوهش، به منظور تخمین درجه انباشتگی و آزمون پایداری تورم، از روش حداکثر درست‌نمایی (EML) (سوول، ۱۹۹۲:صص ۱۸۸-۱۶۵) و حداکثر درست‌نمایی تعدیل شده (MPL)، استفاده می‌شود. برای این منظور، از داده‌های نرخ تورم سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۵۱، استفاده شده است. در ابتدا، از آن‌جا که بحث مانایی در اقتصادسنجی دارای اهمیت ویژه‌ای می‌باشد، مانایی داده‌ها (نرخ تورم) مورد آزمون قرار می‌گیرد. برای آزمون، از روش‌های دیکی فولر^۴ تعمیم یافته (ADF) (۱۹۷۹)، فیلپس-پرون (PP)^۵ (۱۹۸۸) و آزمون $KPSS$ ^۶ (۱۹۹۲)، استفاده شده است. نتایج حاصل از هر دو آزمون ADF و PP بیانگر عدم وجود ریشه واحد در سطح معنی‌داری ۰/۵ می‌باشد. اما همین آزمون‌ها نشان دهنده نامانایی در سطح معنی‌داری ۰/۱ است. از آن‌جا که آزمون‌های ADF و PP در تشخیص وجود ریشه واحد در شرایط نامانایی و شرایط نزدیک به نامانایی توان اندکی دارند، از آزمون $KPSS$ می‌توان استفاده کرد. بیلی و دیگران (۱۹۹۶) نشان دادند که در این شرایط، اگر آزمون $KPSS$ وجود مانایی را مورد تأیید قرار دهد، فرایند مانا خواهد بود. همان‌طور که داده‌های جدول (۱)

1. Exact Maximum Likelihood (EML)
2. Modified Profile Likelihood (MPL)
3. Nonlinear Least Square (NLS)
4. Dickey and Fuller (1979)
5. Phillips-Perron (1988)
6. Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin (KPSS, 1992)

که اثر و توان سیاست‌های پولی در کاهش تورم، به مانند اثر این سیاست‌ها در هنگام اجرای سیاست‌های انبساطی نمی‌باشد. از دیگر اثرات پایداری تورم این است که موجب نهادینه شدن انتظارات تورمی می‌گردد و این خود موجب تورم ساختاری شده و کاهش آن به مراتب دشوارتر و پرهزینه‌تر از تورم‌های ادواری است. همچنین در شرایطی که تورم پایدار باشد، تورش در تخصیص بهینه منابع، افزایش می‌یابد.

در پژوهش حاضر، پایداری تورم از دو روش حداکثر درست‌نمایی و حداکثر درست‌نمایی تعدیل شده، مورد آزمون قرار گرفت و درجه انباشتگی در هر دو مورد، کمتر از ۰/۵ بدست آمد. نتایج تخمین نشان داد که فرضیه پایداری نرخ تورم ایران رد نمی‌شود. در نتیجه، اثر یک تکانه بر نرخ تورم تا مدتی طولانی باقی خواهد ماند. شاید بتوان گفت که نبود و عدم اتخاذ سیاست‌های ضد سیکلی مناسب و کسری‌های مالی، از دلایل وجود پایداری نرخ تورم است. در نظر گرفتن اثرات پایداری نرخ تورم در اتخاذ سیاست‌های پولی از جمله هدف‌گذاری سطح قیمت‌ها و اثرات این سیاست‌ها بر تورم و همچنین رعایت انضباط پولی از جمله مهم‌ترین پیشنهادها این پژوهش هستند.

جدول (۲): نتایج حاصل از تخمین درجه انباشتگی (d)

انحراف معیار حافظه	d	روش تخمین
۰.۰۲۱	۰.۴۸۲	حداکثر درست‌نمایی
۰.۰۲۸	۰.۴۸۳	حداکثر درست‌نمایی تعدیل شده

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتیجه حاصل از تخمین الگو، مشاهده می‌شود که مقدار درجه انباشتگی (d)، در هر دو روش تخمین، کمتر از ۰/۵ بوده و طبق تعریف، می‌توان نتیجه گرفت که پایداری در سری زمانی نرخ تورم ایران وجود دارد. بنابراین اگر تکانه‌ای به تورم وارد شود، اثرات این تکانه تا مدتی طولانی باقی خواهد ماند.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهاد

با توجه به اثرات منفی نرخ تورم در اقتصاد، همواره بررسی ویژگی‌ها و اثرات این نرخ، مورد توجه اقتصاددانان قرار دارد. با در نظر گرفتن این موضوع، کاهش نرخ تورم همواره از اولویت‌های اصلی سیاست‌گذاران اقتصادی بوده است. در خصوص تورم، اگر فرض انعطاف‌ناپذیری را بپذیریم، باوجود انعطاف‌ناپذیری، اثر سیاست‌های پولی برای کاهش نرخ تورم، به اندازه اثرات انبساطی سیاست‌ها نیست. این بدان معنی است

منابع:

Agostinelli, C. and Bisaglia, L. (2010), "ARFIMA Processes and Outliers: a Weighted Likelihood Approach", *Journal of Applied Statistics*, 37, pp.1569-1584.

Baillie, R., Chung, C. and Tieslau, M. (1996), "Analyzing Inflation by the Fractionally Integrated ARFIMA-GARCH Model", *Journal of Applied Econometrics*, 11, pp.23-40.

Balcilar, M. (2004), "Persistence in Inflation: Does Aggregation Cause Long Memory?", *Emerging Markets Finance and Trade*, 40(5), 25-56.

Barsky, R.B. (1987), "The Fisher Hypothesis and the Forecastability and Persistence of Inflation", *Journal of Monetary Economics*, 19, pp.3-24.

Baum, C., Barkoulas, J. and Caglayan, M. (1999), "Persistence in International Inflation Rates", working paper, No. 333, Boston College.

Brunner, D. and Hess, G. (1993), "Are Higher Levels of Inflation Less Predictable? A State Dependent Conditional Heteroskedasticity Approach", *Journal of Business and Economic Statistics*, 11, pp.187-197.

Calvo, G. (1983), "Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, 12, pp.383-3

Chauvet, M. and Kim, I. (2010), "Micro Foundations of Inflation Persistence in the New Keynesian Phillips Curve", MPR Paper 2310, University Library of Munich, Germany.



- Christiano, L., Martin E. and Charles, E. (2001), "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy", Working Paper 0107, Federal Reserve Bank of Cleveland.
- Coenen, G. and Wieland, V. (2003), "A Small Estimated Euro Area Model with Rational Expectations and Nominal Rigidities", *European Journal*, 12, pp.76-98.
- Cogley, T. and Sargent, T.J. (2002), "Evolving Post-World War II U.S. Inflation Dynamics", *NBER Macroeconomics Annual 2001*, pp. 331-388.
- Delgado, M.A. and Robinson, P.M. (1994), "New Methods for the Analysis of Long-Memory Time Series: Application to Spanish Inflation", *Journal of Forecasting*, 13, pp. 97-107.
- Dickey, D. and Fuller, W.A. (1979), "Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistics*, 74, pp.427-431.
- Diebold, F. X. and Rudebusch, G. D. (1989), "Long Memory and Persistence in Aggregate Output", *Journal of Monetary Economics*, 24, pp. 189-209.
- Erfani, A. (2008), "Investigation of the Long Run IRAN Stock Market ", *Journal of Human and Social Sciences*, 20(8), pp. 12-26.
- Erlat, H. (2000), "Long Memory in Turkish Inflation Rates", *Book of ABS of ERC/Metu Int. Conference on Economics IV*, pp. 145.
- Friedman, M. (1957), "Theory of the Consumption Function", *Princeton University Press*, Princeton.
- Fuhrer, J. and Moore, G. (1995), "Inflation Persistence", *Quarterly Journal of Economics*, 440, pp. 127-159.
- Gadea, M. and Mayoral, L. (2005), "The Persistence of Inflation in OECD Countries: A Fractionally Integrated Approach", *International Journal of Central Banking*, 2(1), pp. 51-104.
- Gali, J. and Gertler, M. (1999), "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis", *Journal of Monetary Economics*, 44, pp. 2-22.
- Gali, J., Gertler, M. and Lopez, D. (2001), "European Inflation Dynamics", *European Economic Review*, 45, pp.1237-1270.
- Gordon, R.J. (1982), "Why Stopping Inflation May Be Costly: Evidence from Fourteen Historical Episodes", in: Hall, R.E. (ed.), *Inflation: Causes and Consequences*, University of Chicago Press.
- Granger, C. and Joyeux, R. (1980), "An Introduction to Long Memory Time Series and Fractional Differencing", *Journal of Time Series Analysis*, 10, pp.15-29.
- Hamilton, J. (1994), "Time Series Analysis", *Princeton University Press*.
- Hassler, U. and Scheithauer, J. (2011), "Detecting Changes from Short to Long Memory", *Journal of Statistical Papers*, 52(4), pp. 847-870.
- Hassler, U. and Wolters J. (1995), "Long Memory in Inflation Rates: International Evidence", *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, pp. 37-45.
- Henry, M. and Zaffaroni, P. (2002), "The Long Tange Dependence Paradigm for Macroeconomics and Finance", in P. Doukhan, G. Oppenheim and M. Taquq (ed), *Long range dependence: theory and applications*. Boston: Birkhauser.
- Hoseini nasab, S.E. and Hazeri Niri, H. (2012), "Computable General Equilibrium Analysis of the Effect of Energy Carrier's Subsidies Reform on Inflation and GDP", *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, 2(7), pp. 125-148.
- Hosking, J. (1981), "Fractional Differencing", *Journal of Econometrica*, 68, pp.165-176.
- 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), pp. 2584-2621.
- Kim, J., Nelson, R. and Piger, J. (2004), "The Less-Volatile U.S. Economy: A Bayesian Investigation of Timing, Breadth, and Potential Explanations", *Journal of Business and Economic Statistics*, 22, pp. 80-93.
- Kumar, M. and Okimoto, T. (2007), "Dynamics of Persistence in International Inflation Rates", *Journal of Money, Credit and Banking*, 39, pp. 1457-1479.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P. and Shin, Y. (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationary Against the Alternative of a Unit Root: How sure are we that economic time series are non-stationary?", *Journal of Econometrics*, 54, pp.159-178.
- Levine, A. and Piger, J.M. (2003), "Is Inflation

Persistence Intrinsic in Industrial Economies", Working Paper Federal Reserve Bank of St. Louis 023.

Lucas, R. (1976), "Econometric Policy Evaluation: A Critique", *Journal of Monetary Economics*, 1, pp. 19-46.

MacDonald, R. and Murphy, P.D. (1989), "Testing for the Long Run Relationship between Nominal Interest Rates and Inflation Using Cointegration Techniques", *Applied Economics*, 4, pp.439-447.

Muth, J. (1961), "Rational Expectations and the Theory of Price Movements", *Journal of Econometrica*, 29, pp. 315-335.

O'Reilly, G. and Whelan, K. (2004), "Has Euro-area Inflation Persistence changed over time?", Working Paper ECB 335.

Phillips, A.W. (1958), "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957", *Journal of Economica New Series*, 25, pp. 283-299.

Phillips, P. and Perron, P. (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Journal of Biometrika*, 75, pp. 335-346.

Pivetta, F. and Reis, R. (2004), "The Persistence of Inflation in the United States", Mimeo, Harvard University.

Rabanal, P. and Rubio-Ramirez, J.F. (2003), "Inflation Persistence: How Much Can We Explain?", *Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review*, Second Quarter, pp. 43-55.

Roberts, J.M. (2001), "How Well Does the New Keynesian Sticky Price Model Fit the Data?",

Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Series, pp. 201-213.

Rudd, J. and Whelan, K. (2006), "Can Rational Expectations Sticky Price Models Explain Inflation Dynamics", *American Economic Review*, 96, pp. 303-320.

Sargent, T. (1999), "The Conquest of American Inflation", Princeton University Press: Princeton New Jersey.

Sargent, T. and Wallace, N. (1975), "Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument and the Optimal Money Supply Rule", *Journal of Political Economy*, 83, pp. 241-254.

Sheraee, S. and Sanaee, A. (2010), "Investigation of the Long Run Memory in IRAN Exchange Market and Evaluating Models that Regard Long Run Memory", *Journal of Financial Accounting Research*, 2(4), pp.154-174.

Sowell, F. (1992), "Maximum Likelihood Estimation of Stationary Univariate Fractionally Integrated Time Series Models", *Journal of Econometrics*, 53, pp. 165-188.

Taylor, J.B. (1979), "Staggered Wage Setting in a Macro Model", *American Economic Review*, 69, pp. 108-113.

Taylor, J.B. (1998), "Staggered Price and Wage Setting in Macroeconomics", National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 6754

Taylor, J.B. (2000), "Low Inflation, Pass-Through and the Pricing Power of Firms", *European Economic Review*, 44, pp. 1389-1408.

Walsh, C.E. (2010), "Monetary Theory and policy", MIT Press.