فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال هفتم، شماره ۳ «پیاپی ۲۳»، پاییز ۱۳۹۲، صفحات ۳۰-۱۵)

کاربرد روش‌های نیمه پارامتریک و موجک‌ها در بررسی وجود پایداری نرخ تورم ایران

احمد جعفری صمیمی* روزبه بالونژاد نوری**

تاریخ دریافت: ۹۱/۹/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۲/٤/۲۹

چکیده

در این مقاله وجود پایداری در نرخ تورم ایران آزمون می‌شود. برای این منظور، درجه انباشتگی کسری، با استفاده از روش‌های GPH، تعدیل رابینسون، ریزن، وایتل و موجک‌ها و با استفاده از داده‌های بانک مرکزی در مورد شاخص قیمت مصرف کننده سال‌های ۱۳۵۱-۱۳۹۰، تخمین زده شد. نتایج حاصل از تحقیق، بیانگر وجود پایداری در نرخ تورم ایران است. وجود ایستایی و پایداری نرخ تورم در اقتصاد، بیانگر این است که در صورت بروز یک تکانه بر نرخ تورم، اثر آن تا مدتی طولانی باقی می‌ماند. این نتیجه می‌تواند در اتخاذ سیاست‌های مرتبط، مورد توجه تصمیم گیرندگان اقتصادی قرار گیرد.

طبقه‌بندی JEL: C22, C14, E3

واژگان کلیدی: پایداری تورم، ARFIMA، روش‌های نیمه پارامتریک، موجک‌ها، نرخ تورم.

* استاد اقتصاد دانشگاه مازندران، پست الکترونیکی: Jafarisa@umz.ac.ir

** دانشجوی دکتری اقتصاد (نویسنده‌ی مسئول)، پست الکترونیکی: Roozbeh_Noury@yahoo.com

۱. مقدمه

نرخ تورم پایین و یا کاهش نرخ تورم، یکی از مهم‌ترین عوامل دستیابی به ثبات اقتصادی بوده که تجربه کشورهای مختلف این موضوع را نشان داده است. از این رو، بررسی ویژگی‌های آماری تورم، در اتخاذ سیاست‌های پولی، حایز اهمیت می‌باشد. در اقتصاد پولی[1] 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.[2] در حقیقت، در یک چارچوب نظری، تورم یک متغیر اسمی است که می‌تواند اثرات قابل توجه‌ای بر متغیرهای واقعی مانند تولید و اشتغال داشته باشد. به همین دلیل، بخش قابل ملاحظه‌ای از ادبیات علوم اقتصادی، به مطالعه‌ی رابطه‌ی تورم و تولید، تورم و بیکاری، تورم و دستمزدهای اسمی و ... اختصاص یافته است. در سال‌های اخیر، به دو دلیل، در مطالعات تجربی مجدداً به بررسی این موضوع پرداخته شده است. دلیل اول، بحث تغییرات در اتخاذ سیاست‌های پولی در سطح بین‌المللی، از قبیل نظام هدف‌گذاری تورم[3] از جانب برخی از کشورها و دلیل دیگر، پیشرفت‌های صورت گرفته در ابزارهای تجزیه و تحلیل‌های آماری می‌باشد.

وجود تورم بر بسیاری از متغیرهای اقتصاد کلان از جمله رشد اقتصادی، سرمایه گذاری، پس انداز، صادرات و واردات اثرگذار است. به طور نمونه، نرخ تورم بالا، از طریق کاهش پس‌اندازهای داخلی، آن هم از مجرای اثر منفی نرخ بهره واقعی، می‌تواند موجب کاهش انباشت سرمایه به واسطه افزایش نااطمینانی و یا این که افزایش نرخ ارز در مقابل طرف‌های تجاری گردد. این دلیل، در کنار دلایل دیگر، موجب گردیده است که بانک‌های مرکزی در کشورهای مختلف، به دنبال تعیین سیاست‌های پولی مناسب به منظور رسیدن به اهداف اقتصاد کلان از جمله کاهش تورم و رشد اقتصادی باشند. از این رو، هنگامی که یک اقتصاد با وضعیت تورم‌های بالا مواجه باشد، سیاست‌های انقباضی از طرف بانک مرکزی اعمال می‌شود. با این حال، تحقیقات مختلف نشان داده است که یکی از موارد مهم و قابل توجه در تعیین سیاست‌های پولی، بررسی وجود پایداری[4] در متغیر هدف است. زیرا تایید فرضیه‌ی پایداری

---

1. Monetary Economy

۲. برای مطالعه بیشتر رجوع شود به: Walsh (2010:18)

3. Inflation Targeting
4. Persistence

قیمت‌ها و تورم (به عنوان متغیر هدف)، تایید این فرضیه است که تأثیر سیاست‌های پولی متقارن نبوده و سیاست‌های پولی انقباضی بر کاهش نرخ تورم به اندازه موارد انبساط آن، اثرگذار نمی‌باشند (با وجود پایداری در متغیر هدف، واکنش آن متغیر به سیاست اتخاذ شده، به کندی صورت می‌گیرد). به عبارت دیگر، وجود پایداری در تورم، می‌تواند دست کم بخشی از تلاش سیاست‌گذاران پولی برای کاهش نرخ تورم را کم رنگ نماید. این خود می‌تواند موجب بروز بحث ناسازگاری زمانی و موارد دیگر شود.

اقتصاد ایران، در طی چند دهه‌ی اخیر (۱۳۵۱–۱۳۹۰)، همواره تورم‌های دو رقمی را تجربه نموده است. این امر، به صورت بالقوه می‌تواند به شکل‌گیری انتظارات تورمی، ساختاری شدن و پایداری تورم در اقتصاد منجر شود. از این رو، بانک مرکزی می‌تواند با اعمال سیاست‌های مناسب و با کاهش نرخ تورم، از مشکلات ناشی از تورم جلوگیری نماید. در این مقاله، وجود پایداری نرخ تورم در ایران با توجه به داده‌های شاخص قیمت مصرف کننده منتشر شده توسط بانک مرکزی طی سال‌های ۱۳۵۱–۱۳۹۰ و با استفاده از روش‌های نیمه پارامتریک[1] GPH، تعدیل رابینسون[2]، ریزن[3]، وایتل[4] و روش موجک‌ها[5] که در سال‌های اخیر در مطالعات اقتصادی وارد شده، مورد آزمون قرار خواهد گرفت. در بخش دوم به بیان ادبیات موضوع و پیشینه‌ی تحقیق پرداخته می‌شود. در بخش سوم روش تحقیق بیان شده و در بخش چهارم نتایج حاصل از تحقیق نشان داده می‌شود. در نهایت، نتیجه‌گیری آورده شده است.

۲. ادبیات موضوع

از آنجا که نرخ تورم دارای نقشی مهم در اقتصاد کلان بوده و بانک مرکزی نیز در طراحی سیاست‌های پولی، توجه ویژه‌ای به این نرخ دارد، مطالعه‌ی ویژگی‌های آماری نرخ تورم، بسیار مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است. با این وجود، با وجود تلاش‌ها و مطالعات صورت گرفته، هنوز محققین بر یک الگو و روش واحد جهت الگوسازی و بررسی تورم، اتفاق نظر ندارند.

1. Semi Parametric
2. Robinson
3. Reisen
4. Whittle
5. Wavelets

در مباحث اقتصاد کلان، بحث پایداری در نرخ تورم، از مباحث مهم و تأثیرگذار است. از یک طرف، درجه‌ی پایداری در این نرخ، 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 این که میزان این پایداری چه تغییراتی داشته است، در تعیین احتمال بروز خطا در اتخاذ سیاست‌ها توسط مقامات پولی تعیین کننده است (هال[1]، ۱۹۹۹: ۱۲). در برخی از مطالعات داخلی و خارجی، دو واژه سکون[2] و پایداری[3] به صورت هم معنا استفاده شده است. اما سکون به معنی تطبیق آهسته یک متغیر به واسطه‌ی یک تغییر ناگهانی در شرایط اقتصاد است. در مقابل، وجود پایداری در یک متغیر، تابع عوامل مختلفی است که یکی از آن موارد می‌تواند سکون یا چسبندگی باشد. در نتیجه، یک متغیر می‌تواند پایدار باشد اما دارای سکون نباشد.[4] با این حال، چاووت و کیم[5] (۲۰۱۰) به منظور بیان چگونگی لحاظ و میزان اثرگذاری پایداری نرخ تورم، با با استفاده از یک الگوی DSGE[6] نشان دادند که یکی از ساده‌ترین روش‌ها به منظور وارد کردن کردن ویژگی پایداری در الگو، استفاده از شاخص‌گذاری خودکار بر نرخ تورم دوره‌ی گذشته است. در چهارچوب الگوهای کینزی جدید[7] (NK)، پویایی‌های تورم و تولید، به وسیله‌ی منحنی فیلیپس کینزی‌های جدید[8] (NKPC) که در آن، نرخ تورم دوره‌ی جاری ترکیبی خطی از تورم انتظاری، شکاف تقاضا و تکانه عرضه است، نشان داده می‌شود. در این الگوها، عوامل موثر بر تورم، در چارچوب الگوی مثلثی تورم[9] که توسط گوردون[10] (۱۹۸۲) بیان شد، تابعی از از تکانه تقاضا، تکانه عرضه و تورم توکار[11](سکون) است. جیلارد و دیگران[1] (۲۰۰۸)، به

1. Hall
2. Inertia
3. Persistence

٤. اگر یک متغیر دارای سکون نباشد، گفته می‌شود که به طور کامل انعطاف‌پذیر است. در مقالات اقتصادی، دو واژه‌ی سکون و چسبندگی به صورت هم معنی به کار برده می‌شوند. در مقابل واژه‌ی 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. با این تعریف، یک متغیر تنها و تنها اگر به وسیله مقدار دوره گذشته خودش تعیین شود، می‌گویند دارای سکون است.

5. Chauvet and Kim
6. Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)
7. New Keynesian (NK)
8. New Keynesian Philips Curve (NKPC)
9. Inflation Triangle Model
10. Gordon
11. Built in Inflation

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 پایداری و سکون نرخ تورم در آن لحاظ نشده است، بیان نمودند که الگوی پایه، توانایی کمتری در شبیه سازی پویایی‌های تورم و تولید دارد. 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 برای تشخیص و تعیین فرآیند تغییرات قیمت، چسبندگی و پایداری قیمت‌ها، معرفی شده است. الگوی تیلور[2] (۱۹۷۹) و کالوو[3] (۱۹۸۳) از شناخته شده‌ترین این الگوها در زمینه سیاست‌های پولی هستند. با این حال، این الگوها به طور کامل در زمینه نشان دادن ایستایی‌ها در تورم موفق عمل نکرده‌اند. از این رو، برخی تعدیل‌ها توسط سایر اقتصاددانان روی این نوع الگوها صورت گرفته است (دریسکل و هلدن[4]، ۲۴۶:۲۰۰۴). با این وجود و با وجود پیشرفت‌های صورت گرفته در الگوسازی و روش‌های آماری، هم‌چنان در مسایل کاربردی اختلاف نظرهایی در مورد اثبات وجود پایداری در تورم وجود دارد. از یک سو مطالعاتی از قبیل پیوتا و ریز[5] (۲۰۰۴) نشان دهنده‌ی وجود ایستایی نرخ تورم در کشورهای مورد مطالعه بود. از سوی دیگر، دسته‌ای دیگر از محققان بیان نموده‌اند که در سال‌های اخیر، میزان پایداری و ایستایی در نرخ تورم کاهش پیدا کرده است (کیم و دیگران[6]، ۹۰:۲۰۰۴). با این توضیح، می‌توان بیان نمود که در تجزیه و تحلیل‌های مربوط به پایداری تورم، اتفاق نظر وجود ندارد.

در بیشتر مقالات، برای بررسی پایداری، تنها I(0) و I(1)، یا به طور کل وجود ریشه واحد مورد بررسی قرار گرفته است. وجود ریشه واحد، بیانگر این موضوع می‌باشد که تکانه مورد بررسی، اثری دایمی بر روی متغیر مورد نظر دارد. هم‌چنین در مقابل، نبود ریشه واحد دلالت بر این دارد که تکانه‌های وارده، اثرات کوتاه‌مدت دارند. البته می‌توان نشان داد که این

1. Juillard et al
2. Taylor
3. Calvo
4. Driscoll and Holden
5. Pivetta and Reis
6. Kim et al

چارچوب، بسیار محدود کننده و غیردقیق است. به طور 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. برای برطرف کردن این محدودیت، الگوهای انعطاف پذیری ارایه شد که در برگیرنده هر دو حالت I(0) و I(1) بوده و در نتیجه، شامل دامنه وسیع‌تری از رفتارهای پایدار تورم می‌باشد (سوول[1]، ۱۹۹۲:۱۷٤).

در کنار مطالعاتی که به بررسی وجود یا عدم وجود پایداری در نرخ تورم پرداختند، برخی مقالات، بر اندازه‌گیری میزان این پایداری، متمرکز شده است. این الگوها، با عنوان الگوهای حافظه بلندمدت[2] نیز شناخته می‌شود (دی بلد و رودنبوش[3]، ۱۹۸۹:۱۹۳). وجود حافظه‌ی بلند مدت به این معنا است که یک تکانه دارای اثرات بلندمدت بر متغیر است. از این گذشته، باید گفت که وجود حافظه بلندمدت، تنها، ویژگی فرآیندهای نامانا[4] نبوده و در فرآیندهای مانا[5] نیز نیز قابل مشاهده می‌باشد. وجود این فرآیند را می‌توان به وسیله I(d) بررسی نمود که در آن d مرتبه یا درجه انباشتگی[6] است. در الگوهای ARFIMA، درجه‌ی انباشتگی می‌تواند علاوه بر عدد صحیح یک، اعداد غیر صحیح نیز باشد. در این زمینه، تیلمن (۲۰۱۲)، در پژوهش خود، به بررسی وجود پایداری تورم در کشورهای عضو اتحادیه اروپا پرداخت. محقق بیان نمود که با وجود پایداری تورم در کشورهای عضو این اتحادیه، میزان این پایداری نسبت به دوره‌ی قبل از تشکیل اتحادیه، کاهش یافته است. هاسلر و شیتاور[7] (۲۰۱۱) با استفاده از الگوهای ARFIMA، ضمن تأیید وجود پایداری نرخ تورم آمریکا، بیان نمودند که وجود پایداری نرخ تورم، اثری مهم و معنادار در اتخاذ سیاست‌های پولی دارد. گادا و میرول[8] (۲۰۰۵)، با استفاده از الگوهای ARFIMA، به بررسی پایداری نرخ تورم در کشورهای OECD، پرداختند. محققان، با استفاده از داده‌های مربوط به شاخص قیمت مصرف‌کننده برای ۳۰ سال، بیان نمودند که نرخ تورم در کشورهای مورد بحث، دارای پایداری بوده و این ویژگی بر هزینه

1. Sowell
2. Long Memory
3. Diebold and Rudebusch
4. Nonstationary
5. Stationary
6. Degree of Integration
7. Hassler and Scheithauer
8. Gadea, and Mayoral

تعدیل قیمت‌ها تأثیرگذار است. بالچیلار[1] (۲۰۰٤) با استفاده از داده‌های شاخص قیمت مصرف کننده و کاربرد روش‌های پارامتریک و نیمه پارامتریک در الگوهای حافظه بلندمدت، وجود پایداری نرخ تورم در ترکیه را مورد آزمون و تأیید قرار داد. هاسلر و ولترز[2] (۱۹۹۵) نیز در تحقیقات خود، شواهد محکمی در مورد وجود پایداری نرخ تورم در کشورهای آمریکا، انگلستان، آلمان، فرانسه و ایتالیا نشان دادند. دلگادو و رابینسون[3] (۱۹۹٤)، نتایج معناداری در جهت تأیید وجود حافظه‌ی بلندمدت نرخ تورم در کشور اسپانیا یافتند.

۳. روش تحقیق

۳-۱. حدود پژوهش

در این مقاله، داده‌های آماری به روش کتابخانه‌ای جمع‌آوری شده‌اند. دوره‌ی زمانی تحقیق شامل سال‌های ۱۳۵۱-۱۳۹۰ و داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده مربوط به اقتصاد ایران است. در ادامه، به منظور بررسی پایداری، سری زمانی نرخ تورم با توجه به شاخص قیمت‌های مصرف کننده محاسبه و در تحقیق استفاده خواهد شد.

۳-۲. معرفی روش و الگوی تحقیق

یک سری زمانی، دنباله‌ای از مشاهدات یک متغیر در طی زمان است. تحلیل سری‌های زمانی مبتنی بر این فرض است که الگو مانا باشد و یا اگر مانا نباشد به توان با تفاضل‌گیری آن را به الگویی مانا تبدیل نمود. سپس، می‌توان الگوهایی را برای هر جزء 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 هم انباشتگی در سری‌های زمانی که از اواسط دهه‌ی ۱۹۸۰ آغاز گردید، 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 می‌شد. یکی از شناخته شده‌ترین و انعطاف‌پذیرترین این الگوها در زمینه‌ی اقتصادسنجی، الگوی خودرگرسیون انباشته کسری میانگین متحرک (ARFIMA) است. در این الگوها، درجه انباشتگی کسری یا پارامتر حافظه، d

1. Balcilar
2. Hassler and Wolters
3. Delgado and Robinson

نامیده می‌شود. الگوهای حافظه بلند در شکل کلی انباشته کسری، برای اولین بار توسط گرنجر و جویس[1] (۱۹۸۰) به ادبیات اقتصادسنجی معرفی شدند. در یک سری زمانی دارای حافظه بلند، تابع خود همبستگی[2] (ACF) به صورت شبه هذلولی[3] کاهش می‌یابد. نرخ کاهش شبه هذلولی، بسیار آهسته‌تر از نرخ کاهش تابع خود همبستگی سری زمانی دارای حافظه‌ی کوتاه مدت است. الگوی ARFIMA(p,d,q) با میانگین μ به صورت کلی زیر نمایش داده می‌شود.

$$\Phi(L)(1-l)^{\mathrm{d}}(\mathrm{X_t}-\mu)=\Theta(\mathrm{L})\varepsilon_{\mathrm{t}} \quad , \quad \varepsilon_{\mathrm{t}} \sim i.i.d(0,\sigma^2) \qquad (۱)$$

در اینجا L، عملگر وقفه است. هم‌چنین داریم:

$$(1-l)^{\mathrm{d}}=\sum_{\mathrm{k}=0}^{\infty}\frac{\Gamma(\mathrm{k}-\mathrm{d})\mathrm{L}^{\mathrm{k}}}{\Gamma(-\mathrm{d})\Gamma(\mathrm{k}+1)} \qquad (۲)$$

اپراتور تفاضل کسری می‌باشد.

در اینجا، پارامتر d، می‌تواند هر عدد حقیقی باشد. در این حالت، اگر تمام ریشه‌های $\Phi(L)$ و $\Theta(\mathrm{L})$ در داخل دایره واحد قرار داشته و $0.5 > |d|$ باشد، فرآیند تصادفی $\mathrm{X_t}$ مانا و معکوس‌پذیر است. در این وضعیت، اگر $0.5 < |d|$ باشد، آن گاه فرآیند نامانا می‌باشد. در صورتی که $d \in (0,0.5)$ باشد، این فرآیند دارای خواص حافظه بلند مدت یا وابستگی مثبت بلندمدت و اگر $d \in (-0.5,0)$ باشد می‌توان گفت که فرآیند دارای ویژگی‌های میان‌مدت یا وابستگی منفی بلندمدت است (گرنجر و جویس، ۱۹۸۰:۲۵).

در الگوهای ARFIMA، عدد غیر صحیح d، بسیار تعیین‌کننده است. اگر معادله (۱) را بازنویسی و ساده‌سازی کنیم، خواهیم داشت:

$$(X_t-\mu)=\Phi(L)(1-l)^{\mathrm{d}}\Theta(\mathrm{L})\varepsilon_{\mathrm{t}} \qquad (۳)$$

$$\lambda_j=(1/j!)(d+j-1)(d+j-2)(d+j-3)\dots(d+1))d) \qquad (٤)$$

قابل اثبات است که اگر $\lambda < 1$ باشد، λ_{j} را می‌توان به صورت زیر تقریب زد:

$$\lambda_j \cong (j+1)^{d-1} \qquad (۵)$$

1. Granger and Joyeux
2. Autocorrelation Function
3. Hyperbolic

بنابراین برای j های بزرگ، λ_j که ضریب واکنش ضربه‌ای می‌باشد را می‌توان به فرم زیر تعریف نمود:

$$X_t = \lambda_0\varepsilon_t + \lambda_0\varepsilon_{t-1} + \lambda_0\varepsilon_{t-2} + \cdots \qquad (٦)$$

هم‌چنین چگالی طیفی یک الگوی ARFIMA(p,d,q) به فرم زیر می‌باشد.

$$f(\lambda) = \frac{\sigma^2}{2\pi}\left|1 - e^{i\lambda}\right|^{-2d}\left|\frac{\Theta(e^{i\lambda})}{\Phi(e^{i\lambda})}\right| = \frac{\sigma^2}{2\pi}(2sin\frac{\lambda}{2})^{-2d}\left|\frac{\Theta(e^{i\lambda})}{\Phi(e^{i\lambda})}\right| \qquad (٧)$$

با تقریب رابطه (۷) حول یک مقدار ثابت خواهیم داشت:

$$f(\lambda) = G\left|1 - e^{i\lambda}\right| \sim G|\lambda|^{-2d} \quad , \quad 0 < G < \infty \qquad (٨)$$

خود همبستگی یک سری ARIMA مانا، به صورت نمایی کاهش می‌یابد. در صورتی که در یک سری انباشته کسری، تابع خود همبستگی، به صورت شبه هذلولی کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر، مادامی که ضریب واکنش ضربه‌ای در یک سری ARIMA مانا به صورت هندسی از بین برود، فرآیند معادله (٤) به صورت آهسته کاهش می‌یابد. به همین دلیل است که سری‌های انباشته کسری دلالت بر حافظه بلندمدت سری زمانی دارند. همان طور که پیش‌تر بیان شد، مقدار اندک d، نشان دهنده پایداری ضعیف در الگوی ARFIMA می‌باشد. در حالی که در الگوهای مرسوم ریشه واحد، این موضوع نشان‌دهنده‌ی عدم وجود پایداری بود.

به طور معمول، به منظور بررسی پایداری و یا وجود حافظه بلند مدت در الگوهای ARFIMA، از روش‌های پارامتریک و نیمه پارامتریک، می‌توان مقدار پارامتر d را تخمین زد[۱]. روش‌های پارامتریک، شامل روش حداکثر درست‌نمایی[۲] (EML)، حداکثر درست‌نمایی تعدیل

---

۱. روش‌های ناپارامتریک که در خلال جنگ جهانی دوم شکل گرفت، در برابر روش‌های پارامتریک قرار می‌گیرد. روش پارامتریک مستلزم پیش فرض‌هایی در مورد جامعه‌ای که از آن نمونه‌گیری صورت گرفته است. به عنوان مهم‌ترین پیش فرض در روش پارامتریک، فرض می‌شود که توزیع جامعه نرمال است. اما روش ناپارامتریک مستلزم هیچ‌گونه فرضی در مورد توزیع نیست. به همین دلیل بسیاری از تحقیقات علوم انسانی که دارای مقیاس‌های کیفی سنجیده شده و فاقد توزیع (Free of distribution) هستند از شاخص‌های روش ناپارامتریک استفاده می‌کنند. روش پارامتریک تحت تاثیر مقیاس سنجش متغیرها و توزیع جامعه است. اگر متغیرها از نوع اسمی و ترتیبی بوده بهتر است از روش‌های ناپارامتریک استفاده شود.

2. Exact Maximum Likelihood

شده[1] (MPL) و حداقل مربعات غیرخطی (NLS) است. اما ایراد این روش‌ها این است که به بحث مانایی سری زمانی مورد نظر و انتخاب وقفه‌های مناسب در تعیین الگوی ARFIMA(p,d,q)، حساس می‌باشند (تاکو و توروفسکی[2] ۱۹۹۸). به این دلیل، در مطالعاتی که هدف، بررسی وجود پایداری و حافظه بلندمدت و به طور کل تعیین میزان d است، از روش‌های نیمه پارامتریک استفاده می‌شود.

روش‌های نیمه پارامتریک مورد استفاده در الگوهای ARFIMA را به طور کل می‌توان در دو دسته اصلی حوزه[3] فوریه[4] و موجک‌ها[5] طبقه‌بندی نمود (برخی اقتصاددانان، موجک‌ها را در گروهی جداگانه لحاظ می‌کنند؛ مانند نیلسن و فردریکسن[6] (۲۰۰۸)). رویه یا روش تخمین فوریه، بر اساس رابطه (۷) می‌باشد. ایده‌ی کلیدی در تجزیه فوریه این است که با تغییر فضا یا دامنه[7] یک سری زمانی، امکان بررسی برخی ویژگی‌های این سری که قابل بررسی نبودند، میسر می‌گردد. در تبدیل فوریه، از مجموعه‌ای از توابع سینوسی و کسینوسی به منظور نشان دادن یک تابع در دامنه فرکانسی استفاده می‌شود. از این رو، این تبدیل در بیشتر مواقع، در تجزیه و تحلیل‌های سری‌های زمانی نامانا مورد استفاده قرار می‌گیرد. با وجود این، فرض می‌شود که فرکانس تابع در طول زمان مانا است. یک سری فوریه، دارای انرژی نامحدود بوده که در طول زمان از بین نمی‌رود و هم‌چنین دارای قدرت محدود بوده که در طول زمان امکان تغییر ندارد. یک اختلال منفرد، تمام فرکانس‌های کل دوره‌ی سری را تحت تأثیر قرار داده و تغییر اندک در مشاهدات (فرکانس‌ها) نیز بر کل این سری اثر گذار است. توابع پایه در سری فوریه، غیر محلی بوده و تا بی نهایت کشیده می‌شوند (یوسوشی[8]، ۲۰۰۹:۳٤).

یکی از روش‌های تعیین پارامتر d در حوزه فوریه، روش پریودگرام[9] است. تخمین‌زن این رگرسیون، توسط گوویک و پورتر- هوداک[10] (۱۹۸۳) معرفی شد و به تخمین زن GPH

1. Modified Profile likelihood
2. Taqqu, and Teverovsky
3. Domain
4. Fourier Domain
5. Wavelets
6. Nielsen and Frederiksen
7. Domain
8. Ysusi
9. Periodgram
10. Gewek and Porter-Hoduk

شناخته می‌شود. در این روش، تخمین d بر اساس شیب تابع چگالی طیفی حول بسامد زاویه‌ای $(\xi = 0)$ انجام شده و رگرسیون طیفی به فرم زیر تعریف می‌شود.

$$\ln\{I(\zeta_\lambda)\} = \beta_0 + \beta_1 \ln\left\{4\sin^2\left(\frac{\zeta_\lambda}{2}\right)\right\} + \eta_\lambda \quad , \quad \lambda = 1,2,\ldots..\upsilon \qquad (۹)$$

در رابطه فوق، $I(\zeta_\lambda)$ پریودگرام نمونه و منفی ضریب زاویه حاصل از تخمین OLS $(\widehat{\beta})$ ، تخمین d می‌باشد. از این تخمین‌زن در مطالعات تجربی به منظور تعیین مانایی یا وارون پذیری پارامتر d استفاده می‌گردد. به این شکل که اگر $0.5 > |d|$ باشد، سری مانا خواهد بود. با این حال، مطالعات مختلف نشان داد که در صورت وجود اجزاء پویایی‌های کوتاه‌مدت در سری زمانی، تخمین زن GPH تورش‌دار خواهد بود (ویچر و جنسن[1]، ۹۹:۲۰۰۰). در ادامه، انواع دیگری از تخمین‌زن‌ها به منظور بهبود تخمین‌زن GPH از قبیل تعدیل ریزن (۱۹۹٤) و تعدیل رابینسون (۱۹۹۵)، معرفی شد.

روش نیمه پارامتریک دیگر تخمین d در حوزه‌ی فوریه، روش وایتل است. اولین بار این روش توسط رابینسون (۱۹۹۵)، به منظور تعیین مانایی در یک سری زمانی مورد استفاده قرار گرفت.

$$Q_\omega(G,d) = \frac{1}{m}\sum_{j=1}^{m}\left[log\left(G\lambda_j^{-2d}\right) + \frac{\lambda_j^{2d}}{G} I_x(\lambda_j)\right] \qquad (۱۰)$$

با توجه به محدودیت‌های توابع پایه‌ای فوریه، دسته ای دیگر از تخمین زن‌های نیمه پارامتریک بر اساس موجک‌ها توسط جنسن[2] (۲۰۰۰) معرفی گردید. محقق این روش را به عنوان جایگزینی به منظور بهبود روش GPH معرفی نمود. با استفاده از توابع پایه، هر تبدیل موجک با تغییر مقیاس، داده‌ها را به دامنه فرکانس برده و سپس هر جزء را در زمان و فرکانس مختلف نشان می‌دهد. به عبارت دیگر در اینجا فضای زمان- فرکانس است. این برخلاف تبدیل‌های ابتدایی فوریه است که به وسیله توابع سینوسی و کسینوسی انجام می‌گردید و تنها در فضای فرکانس بود. این امر موجب می‌شود که در موجک‌ها، تمرکز موضعی بر زمان و مقیاس باشد. موجک‌ها به ما اجازه می‌دهند که سیگنال‌هایی در مقیاس متفاوت را مشاهده نماییم. به این صورت که در ابتدا از یک فاصله دورتر ویژگی‌های کلی و سپس به تدریج با

1. Whitcher and Jensen
2. Jensen

بزرگ نمایی، جزییات بیشتری را مشاهده نماییم. در این رابطه شلیچر[1] (۲۰۰۰) بیان نمود که موجک‌ها مانند دوربینی مجهز به عدسی با زاویه دید عریض می‌باشند که اجازه می‌دهند که تصاویری از دورنمای یک منظره را داشته باشیم و در عین حال با بزرگ‌نمایی می‌توان اجزای ذره بینی را که از چشم افراد پنهان مانده است را نیز ببینیم. هم‌چنین گراپس[2] (۱۹۹۵) می‌گوید که "موجک‌ها به ما این امکان را می‌دهند که هم جنگل را ببینیم و هم درختان". به این مفهوم که اگر از دور به جنگل نگاه کنیم، تنها کلیات جنگل را می‌بینیم. اما با نزدیک شدن، اجزای آن یعنی درختان را نیز می‌توانیم مشاهده کنیم. تفاوت دیگر میان موجک‌ها و توابع پایه فوریه این است که برخلاف سری‌های فوریه، هنگامی که یک اختلال در برخی از مشاهدات به وجود آید، تنها توابع پایه که مسئول نظارت رفتار در هر منطقه می‌باشند تحت تأثیر قرار می‌گیرند. با توجه به ویژگی‌های موجک‌ها، به منظور مطالعه‌ی سیگنال‌های نامانا، از موجک استفاده می‌شود. زیرا در فرم ابتدایی تبدیل فوریه، اطلاعات زمان موجود نمی‌باشد. موجک‌ها می‌توانند موجب درک بهتری از تجزیه و تحلیل داده‌های اقتصادی، پیش‌بینی حاصل از بروز تکانه‌ها و مواردی از این دست را فراهم کنند. به همین دلیل در چند سال اخیر، به واسطه ویژگی‌های موجک‌ها، در مطالعات اقتصادی کاربرد زیادی پیدا نموده‌اند.

یک تابع پایه g(t) به منظور توضیح داده‌ها یا توابع، به فرم کلی زیر قابل استفاده می‌باشند.

$$x(t) = \sum_{j,k} \omega_{j,k} g(t) \ , \qquad t = 1,2, \dots, T \tag{۱۱}$$

که در اینجا $\omega_{j,k}$ ضرایب یا وزن‌ها هستند.

موجک‌ها، توابع پایه‌ایی هستند که دارای خواص ویژه‌ای می‌باشند. آنها دارای بی‌نهایت فرم یا شکل بوده اما تمام آنها در ساختار پایه، مشترک هستند. به این معنا که در ساختار پایه، دارای موجک‌های پدر(ϕ) و موجک‌های مادر(ψ)، می‌باشند. موجک‌های پدر عبارتند از:

$$\phi_{j,k}(t) = 2^{j/2}\phi(2^j t - k) \tag{۱۲}$$

همچنین موجک‌های مادر نیز عبارتند از:

$$\psi_{j,k}(t) = 2^{j/2}\psi(2^j t - k) \tag{۱۳}$$

1. Schleicher
2. Graps

در این روابط، k نشان دهنده زمان و j نشان دهنده مقیاس است. در فرکانس‌های بالا، امکان تمرکز روی جهش‌ها و به طور کل عدم پیوستگی در سیگنال‌های کوتاه مدت را فراهم می‌کند و در فرکانس‌های پایین، تمرکز بر پیامدهای بلندمدت می‌باشد. به عبارت دیگر، می‌توان با نگاه کردن به یک سری از فاصله دور (فرکانس پایین)، ویژگی‌های کلی و با نگاه کردن از نزدیک (فرکانس بالا)، جزییات بیشتری از سری را مشاهده نمود (جنسن، ۳۷۵:۲۰۰۰). هم‌چنین، یک تبدیل موجک سری زمانی x(t)، به وسیله هر دو موجک پدر و مادر به شکل زیر به دست می‌آید.

$$x(t) = \sum_{k=1}^{N_j} \upsilon_{j,k}\phi_{j,k}(t) + \sum_{j=1}^{j}\sum_{k=1}^{N_j} \omega_{j,k}\psi_{j,k}(t) \qquad (١٤)$$

در اینجا، $\upsilon_{j,k}$ و $\omega_{j,k}$ ضرایب و N_j تعداد ضرایب در j-t امین مقیاس می‌باشد. این تبدیل با عنوان تبدیل موجک گسسته[1] شناخته می‌شود.[2] در نهایت، در مورد چگونگی انتخاب میان روش‌های فوق باید گفت برخی پژوهشگران با استفاده از روش‌های شبیه سازی از قبیل مونت کارلو نشان دادند که روش‌های مبتنی بر موجک، نسبت به روش های پایه فوریه (از قبیل GPH، ریزن، رابینسون و ...)، دارای عملکردی بهتر و میانگین مربعات خطای کم‌تری[3] است (فای و دیگران[4]، ۱۰۳:۲۰۰۹).

٤. نتایج تحقیق

در این مقاله، به منظور بررسی وجود پایداری تورم، از روش‌های نیمه پارامتریک GPH (d_G)، تعدیل رابینسون (d_R) (١٩٩٤)، ریزن (d_{RE}) (١٩٩٤)، وایتل (d_W) و موجک‌ها (d_{WA}) و از داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده برای سال‌های ۱۳۵۱ تا ۱۳۹۰ بر اساس حداکثر اطلاعات در دسترس، استفاده گردید. قابل ذکر است که در برخی مطالعات در این زمینه، بیان شد که روش GPH و روش رابینسون دارای تورش می‌باشد (ویچر و جنسن، ۹٦:۲۰۰۰). اما از آن جا که هدف از این پژوهش بررسی وجود پایداری است و نه میزان پارامتر d، لذا به این منظور از روش‌های فوق همراه با سایر روش‌ها هم‌چون موجک‌ها، استفاده شده است.

---

1. Discrete Wavelet Transform (DWT)

۲. به منظور مطالعه بیشتر در مورد موجکها رجوع شود به: Percival and Walden (2000: 138)

3. Mean Squared Error

4. Fay et al

نتایج حاصل از تخمین پارامتر حافظه برای نرخ تورم در جدول (۱) ارایه شده است. داده‌های این جدول نشان می‌دهد که نرخ تورم طی سال‌های مورد بررسی علیرغم مانا بودن، پایدار بوده و دارای حافظه بلندمدت می‌باشد.

جدول ۱. نتایج حاصل از تخمین درجه انباشتگی (d)

روش	GPH*				d_{RE}	d_R	d_W	d_{WA}
	α=0.5	α=0.55	α=0.6	α=0.65				
مقدار	۰/۱۷	۰/۲۶	۰/۲۷	۰/۲۶	۰/۱۹	۰/۳۵	۰/۲۵	۰/۳۸

منبع: محاسبات تحقیق

*انتخاب α بر اساس مقالات: Cheung and Lai (1993) و Geweke and Hudak-Porter (1983)

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به اثرات منفی نرخ تورم در اقتصاد، همواره بررسی ویژگی‌ها و اثرات این نرخ، مورد توجه اقتصاددانان قرار دارد. اقتصاد ایران نیز، از دهه ۱۳۵۰، همواره نرخ‌های تورم دو رقمی را تجربه نموده است. با در نظر گرفتن این موضوع، کاهش نرخ تورم همواره از اولویت‌های اصلی سیاست‌گذاران اقتصادی بوده است. از این رو، هدف از این تحقیق، بررسی وجود پایداری در نرخ تورم ایران بود تا نتیجه‌ی حاصل بتواند در تصمیم‌گیری‌های مرتبط، مورد استفاده قرار گیرد. با توجه به در نظر گرفتن موارد فوق، در این مقاله، از روش‌های نیمه پارامتریک GPH، تعدیل رابینسون، ریزن، وایتل و موجک‌ها، به منظور بررسی وجود پایداری در نرخ تورم ایران استفاده شد. نتایج تخمین نشان داد که در نرخ تورم ایران، پایداری وجود دارد. 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 سیاست های پولی از جمله هدف‌گذاری سطح قیمت‌ها و اثرات این سیاست‌ها بر تورم و هم‌چنین رعایت انضباط پولی از جمله مهم‌ترین پیشنهادهای این مقاله هستند.

منابع

- Balcilar, M. (2004). Persistence in inflation: Does aggregation cause long memory? Emerging markets finance and trade, 40(2): 25-56.
- Calvo, G. (1983). Staggered prices in a utility maximizing framework. *Journal of Monetary Economics,* 12(3): 383-3.
- Chauvet, M., & Kim, I. (2010). Microfoundations of inflation persistence in the New Keynesian Phillips Curve. MPRA paper 2310, University library of Munich, Germany.
- Cheung, Y.W., & Lai, K. (1993). A fractional cointegration analysis of purchasing power parity. *Journal of Business & Economic Statistics*, 11(1):103-112.
- Delgado, M.A., & Robinson, P.M. (1994). New methods for the analysis of long-memory time series: Application to Spanish inflation. *Journal of Forecasting*, 13(2): 97-107.
- Diebold, F. X., & Rudebusch, G. D. (1989). Long memory and persistence in aggregate output. *Journal of Monetary Economics*, 24(2): 189-209.
- Driscoll, J.C., & Holden, S. (2004). Fairness and inflation persistence. *Journal of the European Economic Association*, 2(2): 240-251.
- Fay, G., & Moulines, E., & Roueff, F., & Taqqu, M.S. (2009). Estimators of long-memory: Fourier versus wavelets. *Journal of Econometrics*, 151(2): 95 114.
- Gadea, M., & Mayoral, L. (2005). The persistence of inflation in OECD Countries: A fractionally integrated approach. *International Journal of Central Banking*, 2(1): 51-104.
- Geweke, J.S., & Porter, S.H. (1983). The estimation and application of long memory time series models. *Journal of Time Series Analysis*, 4(4): 221-238.
- Gordon, R.J. (1982). Why stopping inflation may be costly: Evidence from fourteen historical episodes, in: Hall, R.E. (Ed.). Inflation: Causes and consequences (Chicago: university of Chicago press).
- Granger, C., & Joyeux, R. (1980). An introduction to long memory time series and fractional differencing. *Journal of Time Series Analysis*, 1(1):15–29.
- Graps, A. (1995). An introduction to wavelets. IEEE computational science and engineering, 2(2): 50-61.
- Hall, R. (1999). Comment on rethinking the role of the NAIRU in monetary policy: Implications of model formulation and uncertainty. Working paper.
- Hassler, U., & Wolters, J. (1995). Long memory in inflation rates: International evidence. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(1): 37-45.
- Hassler, U., & Scheithauer, J. (2011). Detecting changes from short to long memory, statistical papers. Springer, 52(4): 847-870.

- Jensen, M.J. (2000). An alternative maximum likelihood estimator of long-memory processes using compactly supported wavelets. *Journal of Economic Dynamics and Control,* 24(3): 361-387.
- Juillard, M., & Kamenik, O., & Kumhof, M., & Laxton, D. (2008). Optimal price setting and inflation inertia in a rational expectations model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 32(8): 2584-2621.
- Kim, C.J., & Nelson, C.R., & 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(1): 80-93.
- Nielsen, M. O., & Frederiksen, P. (2008). Finite sample accuracy and choice of sampling frequency in integrated volatility estimation. *Journal of Empirical Finance*,15(2): 265-286.
- Perciva, D., & Walden, A. (2000). Wavelet methods for time series analysis. Cambridge University Press.
- Pivetta, F., & Reis, R. (2004). The persistence of inflation in the United States. Mimeo, Harvard University.
- Reisen, V. A. (1994). Estimation of the fractional difference parameter in the ARFIMA(p,d,q) model using the smoothed Period gram. *Journal Time Series Analysis,* 15(1): 335–350.
- Robinson, P.M. (1995a). Gaussian semi parametric estimation of long range dependence. Annals of Statistics, 23: 1630-1661.
- Schleicher, C. (2002). An introduction to wavelets for economists. Working papers 02-3, Bank of Canada.
- Sowell, F. (1992). Maximum likelihood estimation of stationary univariate fractionally integrated time series models. *Journal of Econometrics,* 53(1-3): 165-188.
- Taqqu, M.S., & Teverovsky, V. (1998). Long-range dependence in finite and infinite variance time series, Ed: By R. Adler, R. Feldman, and M. S. Taqqu, 12(1): 177-217.
- Taylor, J.B. (1979). Staggered wage setting in a Macro Model. *American Economic Review*, 69(2): 108-113.
- Tillmann, P. (2012). Has inflation persistence changed under EMU? *German Economic Review,* 13(1): 86–102.
- Ysusi, C. (2009). Analysis of the dynamics of Mexican inflation using wavelets. Working papers 2009-09.
- Walsh, C.E. (2010). Monetary theory and policy. MIT Press.
- Whitcher, B., & Jensen, M. (2000). Wavelet estimation of a local long memory parapeter. *Journal of Exploration Geophysics*, 31(2): 94-103.