

## پایداری تورم در ایران: رویکرد انباشته کسری

حسین امیری\*، علی اصغر سالم\*\*، مرجانه بشخور<sup>+</sup>

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۳/۰۲ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۷/۱۳

### چکیده

هدف این مقاله تحلیل پایداری تورم در ایران با استفاده از یک رویکرد عمومی می‌باشد. برای این منظور نرخ تورم در ایران در دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۱۶ و بر اساس رویکرد انباشته کسری (FI) مدل‌سازی و در مرحله بعد پارامتر حافظه تورم با استفاده از روش‌های کلاسیک (روش شبه پارامتریک GPH، حداقل مربعات غیرخطی، حداکثر درست‌نمایی دقیق و تخمین‌زن حداقل فاصله) و بیزین برآورده شده است. نتایج حاصل از برآورد به هر دو روش نشان می‌دهد که نرخ تورم در ایران پایدار می‌باشد. پایداری نرخ تورم دلالت‌ها و کاربردهای مهمی در سیاست‌گذاری به خصوص سیاست‌گذاری پولی دارد؛ به طوری که در اثر وارد شدن شوک‌ها و تکان‌های اقتصادی بر تورم، اثرات آن تا مدت زمان طولانی ماندگار خواهد بود. بنابراین لازم است تا سیاست‌گذاران منابع عمده منحرف‌کننده نرخ تورم از جمله وابستگی به درآمدهای نفتی، عدم توجه به نقش و کارکرد صندوق ذخیره ارزی، کسری بودجه‌های مداوم دولت، به رسمیت شناخته نشدن استقلال بانک مرکزی و نیز وجود مشکلات ساختاری را شناسایی و در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی رویکردهای مناسبی در این زمینه اتخاذ کنند.

طبقه‌بندی JEL: C22, E31.

واژگان کلیدی: پایداری تورم، رویکرد انباشته کسری، روش‌های کلاسیک، تخمین بیزین، پارامتر حافظه.

hossienamiri@gmail.com

\* استادیار اقتصاد دانشگاه خوارزمی (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی:

salem207@yahoo.com

\*\* استادیار اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، پست الکترونیکی:

<sup>+</sup> کارشناس ارشد اقتصاد، واحد مشهد، دانشگاه آزاد اسلامی، باشگاه پژوهشگران جوان و نخبگان، پست الکترونیکی:

m.beshkhor@mshdiau.ac.ir

## ۱. مقدمه

مطابق با ادبیات نظری، تورم بر بسیاری از متغیرهای اقتصاد کلان از جمله رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری، پس‌انداز، صادرات و واردات اثرگذار است. لذا هنگامی که اقتصاد با وضعیت تورم‌های بالا مواجه باشد، بانک مرکزی به اتخاذ سیاست‌های انقباضی مبادرت می‌ورزد. این در حالی است که عمدتاً موضوع وجود پایداری<sup>۱</sup> در متغیر هدف، با وجود اهمیت غیرقابل انکار آن، در اتخاذ رویکردهای سیاستی مورد غفلت قرار می‌گیرد. حال آنکه توجه به این موضوع و تأیید فرضیه پایداری قیمت‌ها و تورم (به عنوان متغیر هدف) به معنی عدم تقارن تأثیر سیاست‌های پولی بوده و حاکی از آن است که سیاست‌های پولی انقباضی بر کاهش نرخ تورم به اندازه انبساط آن، اثرگذار نمی‌باشند (با وجود پایداری در متغیر هدف، واکنش 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.<sup>۲</sup>

بر این اساس، می‌توان گفت مطالعه خصوصیات آماری تورم نقش مهمی در طراحی سیاست‌های پولی و کاربردهای مهمی در توضیح رفتار عوامل اقتصادی خصوصی دارد. به علاوه نرخ تورم پایین و یا کاهش نرخ تورم، یکی از مهم‌ترین عوامل دستیابی به ثبات اقتصادی بوده و لذا بررسی ویژگی‌های آماری تورم، در اتخاذ سیاست‌های پولی حائز اهمیت می‌باشد. این موضوع همچنین به کانون توجه تعداد زیادی از مطالعات تجربی و نظری در سال‌های اخیر تبدیل شده که دو دلیل مهم و عمده آن عبارتند از: نخست، بخش‌های پولی بین‌المللی تغییرات مهمی از قبیل سازگاری با رژیم‌های هدف‌گذاری شده تورم، ورود به اتحادیه‌های پولی و اقدامات تورم‌زدایی در برخی از کشورها را تجربه کرده‌اند؛ دوم، پیشرفت‌های اخیر در توضیح رفتار سری‌های زمانی، ابزارهای تحلیلی به منظور درک بهتر این مسئله را بهبود بخشیده است.

اقتصاد ایران نیز با توجه به اینکه همواره طی چند دهه اخیر تورم‌های دو رقمی را تجربه نموده و این امر به صورت بالقوه می‌تواند به شکل‌گیری انتظارات تورمی، ساختاری شدن و

<sup>۱</sup> Persistence

<sup>۲</sup> جعفری صمیمی و نوری، ۱۳۹۲

پایداری تورم و اثرات منفی حاصل از آن در اقتصاد منجر شود، بررسی این موضوع حائز اهمیت می‌باشد. لذا در این مقاله تورم ایران طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۱۶ با استفاده از مدل‌های انباشته جزئی (FI) مدل‌سازی شده است. مطابق با ادبیات نظری از جمله مناسب‌ترین مدل‌ها به منظور بررسی ثبات و پایداری تورم مدل‌های میانگین متحرک انباشته کسری خودرگرسیون (ARFIMA<sup>۱</sup>) می‌باشند که در آن مرتبه انباشتگی ( $d$ ) می‌تواند به جای اعداد صحیح هر مقدار حقیقی به خود بگیرد.

ادامه مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است. بخش دوم به مروری بر ادبیات اختصاص دارد. در بخش سوم، تصریح مدل شامل مدل انباشته جزئی در داده‌های تورم و منابع انباشتگی جزئی در داده‌های تورم ارائه می‌گردد. در بخش چهارم، یافته‌های تحقیق تجزیه و تحلیل می‌شود و در نهایت، نتیجه‌گیری و پیشنهادها بیان می‌شود.

## ۲. مروری بر ادبیات

یکی از موضوعات مهم مورد توجه اقتصاددانان، امکان چسبندگی متغیرهای اسمی است. چسبندگی‌های اسمی چارچوب لازم برای توجیه دخالت و یا عدم دخالت دولت در اقتصاد و همچنین امکان و میزان اثربخشی سیاست‌های اقتصادی را فراهم می‌کند. در این بین، تورم یکی از متغیرهای مهم برای سیاست‌های اقتصادی است. از اوایل دهه ۱۹۸۰، پایداری تورم بخش قابل توجهی از ادبیات اقتصاد را به خود اختصاص داده است. پایداری تورم یک جزء کلیدی در فرایند انتقال پولی و تعیین موفقیت سیاست پولی در تعیین سطح تولید و تورم باثبات می‌باشد. بنابراین تخمین دقیق پایداری تورم کمک زیادی برای فهمیدن این موضوع می‌کند که تا چه اندازه مدل‌های اقتصاد کلان با شواهد تجربی سازگار هستند (کوئیستاس و هریسون<sup>۲</sup>، ۲۰۱۰؛ هاسلر و میلر<sup>۳</sup>، ۲۰۱۴).

در سال ۲۰۱۰، چاووت و کیم<sup>۴</sup> به منظور بیان چگونگی و میزان اثرگذاری پایداری نرخ تورم، با استفاده از یک الگوی DSGE<sup>۱</sup> نشان دادند که یکی از ساده‌ترین روش‌ها به منظور

<sup>۱</sup> Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average

<sup>۲</sup> Cuestas and Harrison

<sup>۳</sup> Hassler and Meller

<sup>۴</sup> Chauvet and Kim

وارد کردن ویژگی پایداری در الگو، استفاده از شاخص‌گذاری خودکار<sup>۲</sup> بر نرخ تورم دوره گذشته است. بنابراین، شناسایی اینکه آیا ثبات و پایداری در تورم اتفاق می‌افتد یک موضوع مهم در تعیین احتمال تکرار آن بوسیله حاکمان پولی می‌باشد (سارجنت<sup>۳</sup>، ۱۹۹۹). همان‌گونه که تیلور<sup>۴</sup> (۱۹۹۸) و هال<sup>۵</sup> (۱۹۹۹) نیز به وسیله آزمون‌های آماری نشان دادند، فرضیه خنثایی پول زمانی که تخمین ثبات تورم به سمت پایین تورش داشته باشد، رد می‌شود. بنابراین، فهمیدن پویایی‌های تورم یک موضوع مهم در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی است.

مکانیسم‌های اقتصادی مختلفی به منظور مشخص کردن فرایندهای قیمت‌گذاری از قبیل مدل‌های چسبندگی قیمت تیلور<sup>۶</sup> (۱۹۷۹ و ۱۹۸۰) و کالو<sup>۷</sup> (۱۹۸۳) وجود دارد. این مدل‌ها نتوانستند ایستایی تورم را به صورت کامل مدل‌سازی کنند؛ به طوری که در سال‌های اخیر تعدیلاتی به منظور تقویت عملکرد تجربی تورم از قبیل فور و مور<sup>۸</sup> (۱۹۹۵)؛ فور<sup>۹</sup> (۱۹۹۷)؛ گالی و گرتلر<sup>۱۰</sup> (۱۹۹۹)؛ کریستیانو، ایچنباوم و ایونس<sup>۱۱</sup> (۲۰۰۱)؛ گالی، گرتلر و لوپز سالیدو<sup>۱۲</sup> (۲۰۰۱)؛ روبرتس<sup>۱۳</sup> (۲۰۰۱)؛ درایسکول و هولدن<sup>۱۴</sup> (۲۰۰۴)؛ کونن و وایلند<sup>۱۵</sup> (۲۰۰۵) و ... انجام شده است. با این حال، از منظر کاربردی هنوز یک مناقشه در مورد ثبات تورم وجود دارد. از یک طرف، شواهد تجربی فراوانی وجود دارد که نشان می‌دهد تورم ثبات بالایی را در کشورهای صنعتی بعد از جنگ جهانی تجربه کرده است (پایوتا و رایس<sup>۱۶</sup> (۲۰۰۴) برای ایالات متحده آمریکا و اوریلی و وهلن<sup>۱۷</sup> (۲۰۰۴) در منطقه اروپا این موضوع را نشان دادند).

<sup>1</sup> Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)

<sup>2</sup> Automatic Indexation

<sup>3</sup> Sargent

<sup>4</sup> Taylor

<sup>5</sup> Hall

<sup>6</sup> Taylor

<sup>7</sup> Calvo

<sup>8</sup> Fuhrer and Moore

<sup>9</sup> Fuhrer

<sup>10</sup> Gali and Gertler

<sup>11</sup> Christiano, Eichenbaum, and Evans

<sup>12</sup> Gali, Gertler, and Lopez-Salido

<sup>13</sup> Roberts

<sup>14</sup> Driscoll and Holden

<sup>15</sup> Coenen and Wieland

<sup>16</sup> Pivetta and Reis

<sup>17</sup> O'Reilly and Whelan

از طرف دیگر نتایج فوق نسبت به تکنیک‌های به کار گرفته شده بسیار حساس می‌باشد و ثبات مشاهده شده ممکن است به دلیل وجود تغییرات ساختاری از قبیل هدف‌گذاری تورم حاکمان پولی، به کارگیری رژیم‌های ارزی متفاوت یا شوک‌های وارده به قیمت کالاهای اساسی باشد که به حساب آورده نشده است (لوین و پایگر<sup>۱</sup>، ۲۰۰۳). همچنین در این خصوص نیز اجماع وجود ندارد. برخی نویسندگان شواهدی مبنی بر کاهش ایستایی تورم در سال‌های اخیر پیدا کرده‌اند (تیلور<sup>۲</sup>، ۲۰۰۰؛ کوگلی و سارجنت<sup>۳</sup>، ۲۰۰۱ و کیم؛ نلسون و پایگر<sup>۴</sup>، ۲۰۰۴؛ از طرف طرف دیگر، برخی از اقتصاددانان با به کارگیری تکنیک‌های اقتصادسنجی نتیجه متفاوتی مبنی بر بهتر شدن ثبات تورم در سال‌های اخیر به دست آورده‌اند (باتینی<sup>۵</sup>، ۲۰۰۲؛ استاک<sup>۶</sup>، ۲۰۰۱؛ لوین و پایگر، ۲۰۰۳؛ اوریلی و وهلن، ۲۰۰۴ و پایوتا و رایس، ۲۰۰۴).

مقالاتی که به آنها اشاره شد، نوعاً فرایندهای  $I(0)$  یا  $I(1)$  را برای متغیرها در نظر می‌گیرند. اگرچه که در هر دو روش مدل‌سازی در صورتی که پارامترها به درستی انتخاب شود، پیش‌بینی‌های مشابهی را در کوتاه‌مدت نتیجه خواهد داد؛ اما کاربردهای میان‌مدت و بلندمدت آنها متفاوت می‌باشد (دایبولد و سن هادجی<sup>۷</sup>، ۱۹۹۶). فرایندهایی که دارای ریشه واحد می‌باشند، منعکس‌کننده این واقعیت می‌باشند که شوک‌های وارد شده به سری‌های زمانی دائمی می‌باشند. در طرف مقابل، ضریب همبستگی در فرایندهای  $I(0)$  در یک نرخ نمایی به سمت صفر کاهش می‌یابد که دلالت بر این دارد که تمامی شوک‌ها یک اثر کوتاه‌مدت بر فرایند سری زمانی دارند. شواهد تجربی اقتصاد پیشنهاد می‌کنند که بسیاری از متغیرهای مالی و اقتصاد کلان نسبت به شوک‌ها واکنش‌های متفاوتی را نشان می‌دهند. در مورد برخی از متغیرها شوک‌ها باثبات نیستند و به کندی از بین می‌روند (در یک نرخ شبه هذلولی<sup>۸</sup> به جای نمایی

<sup>1</sup> Levin and Piger

<sup>2</sup> Taylor

<sup>3</sup> Cogley and Sargent

<sup>4</sup> Kim, Nelson, and Piger

<sup>5</sup> Batini

<sup>6</sup> Stock

<sup>7</sup> Diebold and Senhadji

<sup>8</sup> Hyperbolic

کاهش می‌یابند). در نتیجه این سری‌ها ممکن است مانا یا نامانا باشند<sup>۱</sup>. به منظور حل این مشکل، مدل‌های منعطف‌تری ارائه شده است که قادر است الگوهای  $\frac{I(1)}{I(0)}$  و نیز رفتار پایدار سری‌ها را در برگیرد. یکی از این الگوها، الگوی ARFIMA می‌باشد. مدل‌های میانگین متحرک انباشته کسری خودرگرسیون (ARFIMA) مشابه با مدل‌های ARIMA می‌باشند، اما مرتبه انباشتگی ( $d$ ) می‌تواند به جای اعداد صحیح هر مقدار حقیقی به خود بگیرد. در این زمینه تیلمن (۲۰۱۲)<sup>۲</sup> با استفاده از مدل‌های ARFIMA به بررسی وجود پایداری تورم در کشورهای عضو اتحادیه اروپا پرداخت. همچنین آگوستیانلی و بیساگلی<sup>۳</sup> (۲۰۱۰) با استفاده از الگوهای حافظه بلندمدت و ARFIMA به سنجش و ارزیابی میزان پایداری تورم پرداختند.

### ۳. تصریح مدل

در این مقاله داده‌های مربوط به شاخص قیمت مصرف‌کننده به صورت سالانه از ۱۳۱۶-۱۳۹۵ برای کشور ایران جمع‌آوری شده است. به منظور مقایسه و تحلیل نرخ تورم ابتدا سری زمانی قیمت با استفاده از روش تعدیل فصلی  $X_{12}$  اداره آمار آمریکا فصلی‌زدایی و در مرحله بعد نرخ تورم با استفاده از فرمول  $\pi_t^i = \ln P_t^i - \ln P_{t-1}^i$  محاسبه می‌شود. در ادامه آزمون‌های ریشه واحد استاندارد برای سری‌های تورم انجام می‌شود. برای این منظور از آزمون‌های دیکی فولر<sup>۴</sup> (ADF)، فیلیپس و پرون<sup>۵</sup> (PP)، ان جی و پرون<sup>۶</sup> (MZ-GLS) و KPSS<sup>۷</sup> استفاده می‌شود. سه آزمون اول مدل  $I(1)$  و آزمون چهارم مدل  $I(0)$  را به عنوان فرضیه صفر در نظر می‌گیرد. مطابق با نتایج جدول (۱) آزمون‌های ADF و PP دلالت بر مانایی تورم در سطح یک درصد

<sup>۱</sup> شواهدی از این گونه ویژگی‌ها در متغیرهایی مانند GNP (دیبولد و رادبوسچ، ۱۹۸۹ و سوول، ۱۹۹۲ب)، قیمت دارایی و نوسانات نرخ ارز (اندرسون و بولرسلو، ۱۹۹۷؛ اندرسون و همکاران، ۱۹۹۹؛ دینگ، گرنجر و انگل، ۱۹۹۳ و بریدت، کراتو و لیما، ۱۹۹۸) یافت می‌شود.

<sup>۲</sup> Tillmann

<sup>۳</sup> Agostinelli and Bisaglia

<sup>۴</sup> Dickey and Fuller

<sup>۵</sup> Phillips and Perron

<sup>۶</sup> Ng and Perron

<sup>۷</sup> Kwiatkowski et al.

دارد. در صورتی که آزمون ان جی پرون دلالت بر مانایی در سطح ۵ درصد و آزمون KPSS نیز دلالت بر نامانایی تورم دارد.

جدول ۱. آزمون‌های مختلف ریشه واحد در مورد تورم

نوع آزمون	نتیجه آزمون
آزمون ADF	$-4/39^*$ (۲)
آزمون PP	$-3/96^*$ (۱۳)
آزمون MZ-GLS	$-2/50^{**}$ (۳)
آزمون KPSS	۲/۱۷ (۳)

منبع: یافته‌های تحقیق نکته: \* و \*\* به ترتیب معناداری در سطح ۱ و ۵ درصد را نشان می‌دهد. اعداد داخل پرانتز منطبق بر تعداد وقفه‌ها در آزمون ADF و MZ-GLS و پهنای باند<sup>۱</sup> در آزمون PP و KPSS دارد. طول وقفه مطابق با معیار بیزین انتخاب شده است. پنجره بارتلت<sup>۲</sup> به عنوان تخمین‌زن هسته<sup>۳</sup> در آزمون PP و KPSS مورد استفاده قرار گرفته است (پهنای باند نیز مطابق با نیوی و وست<sup>۴</sup> (۱۹۹۴) انتخاب شده است).

از آنجا که آزمون‌های ریشه واحد توان پایینی دارند، لذا در مورد وجود ریشه واحد در نرخ تورم انتقادات جدی مطرح می‌شود. در مجموع از آنجا که هر دو فرضیه  $I(0)$  و  $I(1)$  رد می‌شود، بنابراین مدل‌های ARIMA نمی‌توانند تمامی ویژگی‌های مربوط به داده‌های تورم را مدل‌سازی کنند. این نتیجه در ادبیات به عنوان شاخصی مطرح می‌شود که نشان می‌دهد رفتار تورم بین  $I(0)$  و  $I(1)$  می‌باشد. اگر فرآیند  $I(1)$  باشد، شوک‌ها اثرات پایدار دارند؛ در حالی که اگر فرآیند  $I(0)$  باشد، شوک‌ها به صورت نمایی ناپدید می‌شوند. رویکرد جایگزین به

<sup>1</sup> Bandwidth

<sup>2</sup> Bartlett's Window

<sup>3</sup> Kernel Estimator

<sup>4</sup> Newey and West

منظور مدل‌سازی هر دو فرآیند  $I(0)$  و  $I(1)$  که به صورت وسیعی در ادبیات اقتصادی نیز گسترش پیدا کرده است، بررسی وجود شکست‌های ساختاری می‌باشد. پرون (۱۹۸۹)<sup>۱</sup> نشان داد که آزمون‌های ریشه واحد استاندارد زمانی که خود فرآیند دارای روند مانا اما پارامترهای آن دچار شکست‌های نامنظم و بی‌قاعده باشند، قادر نیستند که فرضیه  $I(1)$  را رد کنند. به منظور بررسی وجود شکست ساختاری در میانگین، در این مقاله روش ارائه شده بوسیله بای و پرون (۱۹۹۸، ۲۰۰۳ الف و ۲۰۰۳ ب)<sup>۲</sup> مورد استفاده قرار می‌گیرد. از این روش می‌توان روش BP را برای بررسی شوک‌های متعدد مورد استفاده قرار داد. BP سه آزمون ارائه می‌کند. آزمون  $F_T(k)$  فرضیه صفر عدم وجود شکست را در مقابل  $k$  شکست آزمون می‌کند. آزمون  $F_T(l + \frac{1}{l})$  وجود  $l$  شکست را بررسی می‌کند که در آن  $l = 0, 1, \dots$  می‌باشد. در این آزمون فرضیه صفر عدم وجود شکست در مقابل  $l+1$  شکست می‌باشد. نهایتاً آزمون‌های مشهور حداکثر دوتایی<sup>۳</sup> (حداکثر UD<sup>۴</sup> و حداکثر WD<sup>۵</sup>) فرضیه صفر عدم وجود شکست‌های ساختاری را در مقابل تعداد نامشخص شکست آزمون می‌کند. بای و پرون (۲۰۰۳ الف) پیشنهاد می‌کنند که برای شروع از آزمون متوالی  $F_T(l + \frac{1}{l})$  استفاده شود. اگر با استفاده از این آزمون هیچ شکستی شناسایی نشود، آنها پیشنهاد می‌کنند که نتایج با استفاده از آزمون‌های حداکثر UD و حداکثر WD به منظور بررسی وجود حداقل یک شکست انجام شود. هنگامی که مسئله به این صورت است، آنها استفاده مکرر از آزمون  $F_T(l + \frac{1}{l})$  را با  $l = 0, 1, \dots$  پیشنهاد می‌کنند. به منظور آزمون تغییر در سطح سری زمانی، از معادله (۱) استفاده می‌شود:

$$\pi_t^i = \varphi + \zeta_t^i \quad (1)$$

که  $\varphi$  یک عبارت ثابت و در برگیرنده سطح سری و  $\zeta_t^i$  یک فرآیند خطی کوتاه‌مدت است. به پیروی از پرون (۱۹۸۹) تمرکز بر تغییرات سریع سطح  $\varphi$  می‌باشد. در اینجا حداکثر پنج شکست در نظر گرفته شده است.

<sup>1</sup> Perron

<sup>2</sup> Bai and Perron, 1998, 2003a, 2003b

<sup>3</sup> double maximum

<sup>4</sup> UDmax

<sup>5</sup> WDmax



تحلیل اولیه فرآیند تورم در ایران مشکلات مدل‌سازی در این سری را نشان می‌دهد. از طرف دیگر شواهدی مبنی بر رفتار نامانای کوتاه‌مدت و ریشه واحد در تورم وجود دارد. یک رویکرد جایگزین برای این دو روش این است که مدلی در نظر گرفته شود که وجود شکست‌های ساختاری در پارامترها را در برگیرد. نتایج حاصل از شکست‌های میانگین در جدول (۲) ارائه شده است. مطابق با جدول (۲) تعداد ۲ شکست مشاهده شده است. گفتنی است که وجود شکست‌های ساختاری تنها رویکرد جایگزین برای مدل‌سازی فرآیندهای  $I(0)/I(1)$  نیست. مدل‌های انباشته جزئی می‌توانند شکاف بین این دو فرمول‌بندی را از بین ببرند.

#### جدول ۲. شکست‌های اتفاق افتاده در میانگین

متغیر	تعداد شکست‌ها	تاریخ شکست‌ها
تورم	۲	۱۳۵۲ و ۱۳۲۸

منبع: یافته‌های تحقیق نکته: ماتریس کوواریانس سازگار با استفاده از هسته مربعی<sup>۱</sup> و به پیروی از آندرو<sup>۲</sup> (۱۹۹۱) محاسبه شده است.

#### ۳-۱. مدل انباشته جزئی در داده‌های تورم

نتایج مرحله قبل در مورد کفایت مدل‌های  $I(0)$  و  $I(1)$  به منظور برازش سری‌های تورم شک و تردیدهای زیادی را مطرح می‌کند. با تقسیم‌بندی بالا دو احتمال حدی در مورد تحلیل تأثیر بلندمدت شوک‌های همزمان مطرح می‌شود. در مورد مدلهایی که دارای ریشه واحد هستند، شوک‌ها اثرات پایدار و دائمی بر متغیر مورد نظر دارند، در حالی که در فرآیندهای  $I(0)$  شوک‌ها اثرات پایدار ندارند و اثرات وارد شده کوتاه‌مدت می‌باشد. همچنین، همبستگی بین شوک‌ها در یک نرخ نمایی کاهش می‌یابد. شواهد تجربی فراوانی وجود دارد که نشان می‌دهد شوک‌های سری‌های مالی و اقتصاد کلان به صورت متفاوت رفتار می‌کنند.

<sup>1</sup> Quadratic Kernel

<sup>2</sup> Andrews

طبقه‌ای از مدل‌ها که هر دو فرایند  $I(0)$  و  $I(1)$  را در یک زمان یکسان در برمی‌گیرد و قادر است انواع پایداری و ثبات را به حساب آورد، تحت عنوان مدل‌های انباشته جزئی نامگذاری می‌شود. در این بین عمومی‌ترین مدل‌های پارامتریک، مدل‌های ARFIMA می‌باشد که به وسیله گرنجر و جویکس (۱۹۸۰)<sup>۱</sup> و هوسکینگ (۱۹۸۱)<sup>۲</sup> معرفی شده است. مزیت اصلی این فرمول‌بندی نسبت به مدل‌های ARIMA معرفی پارامتر جدید  $d$  می‌باشد که حافظه فرایند را مدل‌سازی می‌کند و تأثیر میان‌مدت و بلندمدت شوک‌ها بر روی فرایند را نشان می‌دهد. وجود حافظه بلندمدت به این معنا است که تکانه دارای اثرات بلندمدت بر متغیر است. از این گذشته، باید گفت که وجود حافظه بلندمدت، تنها ویژگی فرایندهای نامانا نبوده و در فرایندهای مانا نیز قابل مشاهده است. وجود این فرایند را می‌توان به وسیله  $I(d)$  بررسی نمود که در آن  $d$  مرتبه یا درجه انباشتگی است. در الگوهای ARFIMA درجه انباشتگی می‌تواند علاوه بر عدد صحیح یک عدد غیر صحیح نیز باشد. به صورت مشخص اگر  $y_t$  یک مدل  $ARFIMA(p, d, q)$  باشد، آنگاه می‌توان آن را به صورت زیر نشان داد:

$$\phi(L)(1-L)^d y_t = \Theta(L)\varepsilon_t, \varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (2)$$

که در آن پارامتر حافظه ( $d$ ) مقادیر حقیقی به خود می‌گیرد و به وسیله مرتبه انباشتگی سری تعیین می‌شود. عبارت‌های  $\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p$  و  $\Theta(L) = 1 - \theta_1 L - \dots - \theta_q L^q$  عبارت‌های چند جمله‌ای‌های خودرگرسیون و میانگین متحرک را نشان می‌دهند. در معادله فوق پارامتر  $d$  رفتار میان‌مدت و بلندمدت و عبارت‌های  $\phi(L)$  و  $\Theta(L)$  پویایی‌های کوتاه‌مدت فرایند را نشان می‌دهد. مقدار بزرگ‌تر  $d$  نشان‌دهنده ثبات بیشتر فرایند می‌باشد. در معادله فوق مانایی و معکوس‌پذیری نیازمند این است که  $|d| < \frac{1}{4}$  باشد.

به عبارت دیگر، اگر تمامی ریشه‌های  $\phi(L)$  و  $\Theta(L)$  داخل دایره واحد و  $|d| < 0.5$  باشد، فرایند  $y_t$  مانا و معکوس‌پذیر است. همچنین اگر  $|d| > 0.5$  باشد، آنگاه فرایند نامانا می‌باشد. حافظه کوتاه‌مدت نیز دلالت بر این دارد که مقدار  $d = 0$  باشد. در مقایسه حافظه بلندمدت یا وابستگی مثبت، زمانی اتفاق می‌افتد که  $d$  متعلق به مجموعه  $(0, 0.5)$  باشد.

<sup>1</sup> Granger And Joyeux

<sup>2</sup> Hosking

هوسکینگ (۱۹۸۱) نشان داد که با میل کردن  $k$  به سمت بی‌نهایت، تابع همبستگی متناسب با  $k^{2d-1}$  می‌باشد. بنابراین تابع همبستگی در یک نرخ شبه هذلولی به جای نرخ نمایی کاهش می‌یابد. همچنین اگر  $d$  متعلق به مجموعه  $(0, 0.5)$  باشد، می‌توان گفت که فرایند دارای ویژگی‌های میان‌مدت یا وابستگی منفی بلندمدت است. منطقه دلخواه برای کاربردهای اقتصاد کلان فاصله  $(0.5, 1) \in d$  می‌باشد. در این دامنه، شوک‌ها پایدار و توابع ضربه واکنش شوک‌ها به کندی از بین می‌رود. همچنین زمانی که  $d \geq 1$  باشد نیز شوک‌ها اثرات پایدار دارند.

مطابق با نتایج، اگر مدل‌های ARIMA برای اندازه‌گیری ثبات استفاده شود، پایداری متغیر بیش از حد برآورد خواهد شد. بنابراین در صورتی که داده‌ها با استفاده از فرایند  $AR(k)$  برازش شود و مجموع ضرایب AR نزدیک به یک باشد، این مسئله دلالت بر تخمین بیش از حد ثبات دارد. می‌توان نشان داد که هر مدل FI با درجه انباشته کسری بیشتر از یک نشان‌دهنده یک مدل  $AR(\infty)$  با مجموع ضرایب  $(\rho(1))$  یک می‌باشد.<sup>۱</sup> زمانی که یک مدل AR به فرایند FI برازش می‌شود، معیارهای اطلاعات مقادیر کوچک حقیقی و محدود از  $k$  را انتخاب می‌کند، اما مجموع ضرایب تخمینی در اکثر موارد هنوز نزدیک به یک می‌باشد. بنابراین تفسیر  $\rho(1) \approx 1$  نه تنها به عنوان یک سیگنال از ریشه واحد صحیح می‌باشد بلکه به عنوان یک نشانه از رخ دادن انواع انباشتگی (احتمالاً کسری) در داده‌ها می‌باشد.<sup>۲</sup> از نقطه نظر شواهد تجربی داده‌های اقتصاد کلان و مالی منطبق بر مدل‌های FI می‌باشد. از نقطه نظر عملی بسط دو جمله‌ای  $(1-L)^d$  به صورت زیر می‌باشد:

$$(1-L)^d = \sum_{i=0}^{\infty} \pi_i(d) L^i \quad (3)$$

که در آن:

<sup>۱</sup> در مورد فرایند  $I(1)$  عبارت چند جمله‌ای AR فاکتور  $(1-L)^d$  را در برمی‌گیرد که در آن  $L$  عملگر وقفه و  $d$  یک عدد حقیقی و معرف مرتبه انباشتگی می‌باشد. به طور مشخص  $L=1$  یک ریشه برای این چند جمله‌ای می‌باشد. اگر  $d > 0$  باشد، دلالت بر این دارد که مجموع ضرایب AR مرتبط با مقادیر باوقفه فرایند بایستی مساوی با یک باشد.  
<sup>۲</sup> مدل‌های FI با مرتبه انباشتگی ( $d$ ) بزرگ‌تر از صفر بسیار زیاد هستند و هر دو فرایندهای مانا و نامانا را در برمی‌گیرند که در مورد فرایندهای نامانا ممکن است به سمت میانگین همگرا نباشند.

$$\pi_i = \frac{\Gamma(i-d)}{\Gamma(-d)\Gamma(i+1)} \quad (۴)$$

و  $\Gamma(\cdot)$  دلالت بر تابع گاما دارد.

زمانی که  $d=1$  می‌باشد معادله ۳ یک فیلتر تفاضلی مرتبه اول می‌باشد. برای مقادیر غیر صحیح  $d$  اپراتور  $(1-L)^d$  یک چند جمله‌ای با مرتبه نامحدود می‌باشد که ضرایب آن به کندی کاهش می‌یابد (دولادو، گونزالز و مایورال<sup>۱</sup>، ۲۰۰۲).

### ۳-۲. منابع انباشتگی جزئی در داده‌های تورم

قبل از آزمون ویژگی‌های توصیف شده متغیر تورم، بایستی برخی توضیحات محتمل در خصوص وجود انباشتگی جزئی در داده‌ها بیان شود. سوال اساسی این است که چرا بایستی داده‌های تورم FI باشند؟ یک مکانیسم محتمل برای ایجاد وابستگی بلندمدت در تورم از این واقعیت نشأت می‌گیرد که برخی از شوک‌های مهم اقتصادی حافظه بلندمدت دارند. شواهدی از رفتار فوق در متغیرهای ژئوفیزیک و هواشناسی نیز به ثبت رسیده است (ماندلبروت و والیس<sup>۲</sup>، ۱۹۶۹). برخی از نویسندگان بحث کرده‌اند که قیمت برخی از کالاها (مخصوصاً مواد خام) نیز دارای خصوصیت فوق می‌باشد و به نوبه خود آن را به کالاهای مرتبط دیگر نیز منتقل می‌کنند (هابریش و اندرو<sup>۳</sup>، ۲۰۰۱). توضیح مفید دیگر در مورد رفتار FI به وسیله مدل‌هایی فراهم می‌شود که یک وابستگی قوی برخلاف شوک‌های نوفه سفید ایجاد می‌کند. با تجمیع نتایج بر واحدهای ناهمگن، به آسانی نشان داده می‌شود که FI می‌تواند در داده‌های تورم نیز ظاهر شود. با در نظر گرفتن مدل چسبندگی قیمت روتنبرگ<sup>۴</sup> (۱۹۸۷) که در آن هر بنگاه با یک هزینه درجه دوم از تغییر قیمت‌های خود مواجه است، می‌توان پویایی‌های قیمت را به صورت زیر نوشت:

$$p_t^i = \theta p_{t-1}^i + (1-\theta) p_t^{i*} \quad (۵)$$

<sup>۱</sup> Dolado, Gonzalo, and Mayoral

<sup>۲</sup> Mandelbrot and Wallis

<sup>۳</sup> Haubrich and Lo

<sup>۴</sup> Rotemberg

که در آن  $p$  و  $p^*$  به ترتیب سطح واقعی و بهینه قیمت‌های بنگاه  $i$  را نشان می‌دهد و  $\theta$  یک پارامتر می‌باشد که نشان دهنده آن است که تا چه حد عدم تعادل‌های هر دوره برطرف می‌شود. معادله ۵ را می‌توان به صورت زیر نیز نوشت:

$$\Delta p_t^i = \theta \Delta p_{t-1}^i + v_t^i \quad (6)$$

که در آن  $v_t^i = (1-\theta)\Delta p_t^{i*}$  می‌باشد. پارامتر  $\theta$  تابعی از سرعت و هزینه‌های تعدیل می‌باشد. همچنین  $\frac{\theta}{1-\theta}$  زمان انتظاری تعدیل می‌باشد. با توجه به اینکه ممکن است هزینه‌ها در بین بنگاه‌های مختلف متفاوت باشد، بایستی  $\theta$  وابسته به  $i$  باشد. لذا معادله (۶) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\Delta p_t^i = \theta^i \Delta p_{t-1}^i + v_t^i \quad (7)$$

در صورتی که تغییر در شاخص قیمت  $(\Delta p_t)$  به صورت  $\Delta p_t = \sum_{i=1}^N \Delta p_t^i$  نشان داده شود، اثبات می‌شود که  $\Delta p_t$  مشروط به توزیع  $\theta^i$  دارای رفتار FI می‌باشد. زافارونی<sup>۱</sup> (۲۰۰۴) بحث کاملی را در این زمینه انجام داده است. فرض کنید که  $\theta$  متعلق به خانواده  $\zeta$  با توزیع پیوسته در فاصله  $(0,1)$  و تابع چگالی زیر باشد:

$$\zeta(\theta, d) \sim c\theta^{-d} \quad \text{به طوری که } \theta \rightarrow 0^+ \quad (8)$$

که  $c \in (0, \infty)$  می‌باشد. زافارونی (۲۰۰۴) نشان داد که اگر  $\theta$  مطابق با معادله ۸ توزیع شود، سپس سری تجمیع شده  $FI(d)$  خواهد بود. هر چه نسبتی از عوامل که  $\theta^i$  نزدیک به یک دارند، بزرگتر باشد، حافظه فرآیند بالاتر خواهد بود. به عبارت دیگر اگر سهم مهمی از عوامل، عدم تعادل‌های بین سطح بهینه و واقعی قیمت‌ها را تنها به وسیله مقدار بسیار کمی در هر دوره تصحیح کنند، ایستایی در نرخ تورم بسیار بالا خواهد بود؛ به دلیل اینکه مقیاس اصلی محاسبه پویایی‌ها مقادیر گذشته قیمت‌ها خواهد بود.

همچنین گفتنی است که امکان تصریح رفتار  $\zeta(\theta, d)$  در فاصله  $(0, \gamma)$  وجود ندارد. بسیاری از تصریحات پارامتریک از جمله توزیع‌های بتا و یکنواخت وجود محدودیت را در معادله (۸) نشان می‌دهند. نتایج زافارونی دلالت بر این دارد که اگر مقدار پارامتر حافظه  $d$

<sup>۱</sup> Zaffaroni

مشخص باشد (یا بتوان آن را تخمین زد)، سپس استخراج شیب توزیع مقطعی<sup>۱</sup> می‌پذیرد. این موضوع دلالت بر این دارد که می‌توان جنبه‌های اقتصاد خردی را با استفاده از اطلاعات کلان استخراج کرد. در ادامه نتایج تجربی برآورد پارامتر حافظه با استفاده از روش‌های کلاسیک و بیزین ارائه می‌شود.

#### ۴. تجزیه و تحلیل یافته‌ها

در این بخش شواهد مربوط به رفتار FI در داده‌های تورم بررسی و تجزیه و تحلیل می‌شود. به منظور به دست آوردن نتایج دقیق‌تر و پایدارتر و همچنین تخمین‌های باثبات از پارامترهای مدل از روش‌های کلاسیک و بیزین استفاده شده است. روش‌های کلاسیک مورد استفاده شامل جوک و پوتر-هاداک (۱۹۸۳) (GPH)<sup>۱</sup> (روش شبه پارامتریک و از نوع سه پارامتری)، حداقل مربعات غیرخطی (NLS)<sup>۲</sup> بران (۱۹۹۴)<sup>۳</sup>، حداکثر راست‌نمایی دقیق (EML)<sup>۴</sup> سول (۱۹۹۲ الف)<sup>۵</sup> و تخمین‌زن حداقل فاصله (MDE)<sup>۶</sup> مایورال (۲۰۰۴ الف)<sup>۷</sup> می‌باشد. تخمین مقادیر پارامتر حافظه با استفاده از روش‌های کلاسیک در جدول (۳) نشان داده شده است.<sup>۸</sup> چندین نتیجه از جدول فوق قابل استخراج است. ابتدا پیدا کردن مقادیر کسری  $d$  (دور از ریشه واحد) در بین تمامی روش‌های تخمین قطعی و باثبات است. مقادیر  $d$  در ایران مانا ( $d < 0.5$ ) می‌باشد. این موضوع دلالت بر این دارد که اثرات شوک‌ها پایدار و دائمی می‌باشند.

روش GPH شبه پارامتریک مقادیر بالاتری از  $d$  را نسبت به سایر تکنیک‌های پارامتریک ارائه می‌کند. دلیل این مسئله به همبستگی کوتاه‌مدت بین مقادیر برمی‌گردد که موجب تورش به سمت بالای تخمین‌زن می‌شود (آگیاکلوگلو، نیوبلد و وهار،<sup>۹</sup> ۱۹۹۲). روش‌های پارامتریک

<sup>۱</sup> Geweke And Porter-Hudak

<sup>۲</sup> Nonlinear Least Squares

<sup>۳</sup> Beran

<sup>۴</sup> Exact Maximum Likelihood

<sup>۵</sup> Sowell, 1992a

<sup>۶</sup> Minimum Distance Estimator

<sup>۷</sup> Mayoral, 2004a

<sup>۸</sup> روش‌های NLS و EML با استفاده از بسته ARFIMA نرم‌افزار OXMetrics محاسبه شده است (دورنیک و اوماس، ۲۰۰۱).

تخمین MD نیز در نرم‌افزار متلب اجرا شده است. مدل‌های پارامتریک مطابق با معیار اطلاعات AIC انتخاب شده است.

<sup>۹</sup> Agiakloglou, Newbold, and Wohar

مقادیر تقریباً مشابهی را به دست می‌دهد و مقادیر تخمینی  $d$  در فاصله  $۰/۳$  تا  $۰/۴$  در نوسان می‌باشد.

جدول ۳. تخمین مدل‌های FI

نتیجه برآورد	روش تخمین
۰/۳۷ (۰/۲)	GPH
۰/۳۴ (۰/۱)	NLS
۰/۳۶ (۰/۰۷)	EML
۰/۳۱ (۰/۱۲)	MD

منبع: یافته‌های تحقیق نکته: اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده انحراف معیار می‌باشد.

مشکلی که اغلب در مورد تخمین‌زن‌های پارامتریک به منظور محاسبه  $d$  به وجود می‌آید این است که به انتخاب مدل پارامتریکی حساس می‌باشد، به طوری که مقادیر تخمینی در بین تصریحات مختلف متفاوت می‌باشد. به منظور حل مشکل فوق و به حساب آوردن نااطمینانی در مدل از تخمین‌زن بیزین استفاده می‌شود. به پیروی از کوپ و همکاران<sup>۱</sup> (۱۹۹۷) شانزده ترکیب ممکن از مدل‌های ARFIMA با  $p, q \leq 3$  انتخاب شده است. توزیع  $d$  به صورت یکنواخت در فاصله  $[۰, ۱/۵]$  در نظر گرفته شده است. بنابراین روش بیزین  $\frac{2}{3}$  را بر مقادیر  $d < 1$  و  $\frac{1}{3}$  را بر مقادیر  $d > 1$  قرار می‌دهد. نتایج تخمین بیزین در جدول ۴ گزارش شده است. میانگین و انحراف معیار  $d$  برای مدل بهینه (مدلی با بالاترین احتمالات پسین) و مدل کلی آورده شده است. وزن‌های شانزده مدل ARFIMA مطابق با احتمالات پسین آنها

<sup>۱</sup> Koop et al.

می‌باشد<sup>۱</sup>. از آنجا که این روش تابع توزیع  $d$  را برای هر مدل محاسبه می‌کند، احتمال این که تورم به میانگین خود برگردد ( $P(d_i < 1)$ ) نیز می‌تواند به آسانی محاسبه شود. محاسبات فوق در جدول (۴) آورده شده است.

نتایج گزارش شده در جدول (۴) پیشنهاد می‌کند که نوسانات بالا مرتبط با مقدار تخمینی  $d$  می‌باشد. به طور کلی در رویکرد بیزین مقادیر پارامتر حافظه ( $d$ ) نسبت به روش‌های کلاسیک بالاتر به دست می‌آید. بنابراین احتمال پسین شوک‌های غیرپارامتریک ( $d < 1$ ) برای ایران بزرگ‌تر از  $\frac{2}{3}$  (احتمال پیشین) می‌باشد. در مجموع تحلیل بیزین در تطابق با رویکرهای کلاسیک اثبات می‌کند که رفتار داده‌های تورم در ایران پایدار می‌باشد.

جدول ۴. تخمین بیزین مدل‌های ARFIMA

نتیجه برآورد	روش تخمین	
۰/۴۵ (۰/۱۵)	میانگین $d$	بهترین مدل ARFIMA
۰/۷۴	$p(d < 1)$	
۰/۴۴ (۰/۱۳)	میانگین $d$	مدل کلی ARFIMA
۰/۷۲	$p(d < 1)$	

منبع: یافته‌های تحقیق نکته: اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده انحراف معیار می‌باشد.

#### ۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به اثرات منفی نرخ تورم در اقتصاد، همواره بررسی ویژگی‌ها و پویایی‌های این متغیر اقتصادی از اهمیت بالا برخوردار است. اقتصاد ایران همواره در دهه‌های گذشته نرخ‌های بالای تورم را تجربه کرده است. لذا کاهش نرخ تورم همواره یکی از دغدغه‌های اصلی سیاست‌گذاران اقتصادی بوده است. در این مقاله نرخ تورم ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۱۶

<sup>۱</sup> برای جزئیات بیشتر به کوپ و همکاران (۱۹۹۷) مراجعه کنید. محاسبات با استفاده از کد فورترام (Fortram) انجام شده است.



با تاکید بر خصوصیات پایداری و ثبات آن بررسی شد. پایداری تورم، فرایندی است که در آن تورم جاری به وسیله مقادیر گذشته تورم تعیین می‌شود. به عبارت دیگر، پایداری تورم، نشان‌دهنده چسبندگی تورم است و برابر با طول مدت برگشت به حالت باثبات تورم بعد از اعمال یک تکانه‌ای پیش‌بینی نشده می‌باشد. به دلیل انعطاف‌پذیری مدل‌های ARFIMA و همچنین خصوصیات میان‌مدت و بلندمدت سری‌های زمانی، در این مقاله مدل‌سازی نرخ تورم با استفاده از مدل‌های فوق انجام شده است. نتایج نشان می‌دهد که هنگامی که داده‌ها انباشته کسری باشند، هر دو تصریح  $I(0)$  و  $I(1)$  به وضوح رد می‌شود. بنابراین تصریح FI جایگزین تصریحاتی از جمله  $I(0)$  می‌شود که از بی‌ثباتی در پارامترها رنج می‌برد<sup>۱</sup>. سپس در مرحله بعد با استفاده از روش‌های کلاسیک و بیزین پارامتر حافظه برآورد شد. نتایج نشان می‌دهد که نرخ تورم بسیار باثبات می‌باشد و شوک‌ها اثرات پایدار دارند. به عبارت دیگر، می‌توان گفت در صورت بروز یک شوک بر تورم اثر آن تا مدت زمان طولانی باقی خواهد ماند.

بنابراین در مجموع به نظر می‌رسد که روش‌های بیزین توصیف بهتری از پویایی‌های تورم در اقتصاد ایران ارائه می‌نماید. از این رو، سیاست‌گذاران اقتصادی با اطمینان بیشتری می‌توانند به نتایج حاصل از الگوی یاد شده تکیه کنند و از آنها در سیاست‌های تورم‌زدایی یا معاوضه تولید و تورم استفاده کنند.

با مقایسه نتایج حاصل از مقاله با سایر مقالات مشابه در این زمینه نتیجه می‌شود که درجه پایداری تورم در ایران نسبتاً بالا می‌باشد. یکی از دلالت‌های سیاستی و کاربردی ثبات نرخ تورم، کاهش کارایی سیاست‌های پولی در اقتصاد می‌باشد. به عبارت دیگر سیاست‌های تورم-زدایی به سرعت نتیجه نخواهد داد، ضمن اینکه ممکن است منجر به افزایش بیکاری نیز شود. همچنین یکی از مهم‌ترین اثرات پایداری و ثبات تورم این است که موجب نهادینه شدن انتظارات تورمی می‌گردد. با توجه به اینکه انتظارات تورمی ریشه در مشکلات ساختاری اقتصاد دارد، لذا کاهش نرخ تورم در این حالت بسیار پرهزینه‌تر و دشوارتر از تورم ناشی از سیکل‌های سیاسی می‌باشد. شاید بتوان گفت که نبود و عدم اتخاذ سیاست‌های سیکلی مناسب و کسری‌های مالی، از دلایل وجود پایداری تورم است. این نتایج نشان می‌دهد که در اجرای

<sup>۱</sup> مدل‌های FI و فرایندهای  $I(0)$  با تغییرات ساختاری ممکن است بسیار مشابه هم به نظر برسند.

سیاست پولی می‌بایست اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت پایداری نرخ تورم در نظر گرفته شود، زیرا بی‌انضباطی‌های پولی اگرچه ممکن است در کوتاه‌مدت اثر کمتری داشته باشد، ولی اثرات بلندمدت آن تعیین‌کننده است.

بنابراین با توجه به نتایج حاصل از این پژوهش پیشنهاد می‌شود که اولاً، در اتخاذ سیاست‌های پولی، پایداری تورم و بلند مدت بودن اثرات هر شوک بر این متغیر مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گیرد؛ زیرا در صورت انحراف هرچند جزئی نرخ تورم از نرخ هدف، بازگشت به سطح هدف مدت‌ها به طول خواهد انجامید و این وقفه می‌تواند اثرات بسته‌های سیاستی، یعنی اجرای چند سیاست مکمل به طور همزمان، را از مسیر مطلوب خود منحرف کند. به علاوه پایداری تورم، اثر سیاست‌های اقتصادی را نیز غیرقابل پیش‌بینی خواهد کرد و این امر موجب در تنگنا قرار گرفتن سیاست‌گذار در انتخاب رویکردهای صحیح به مسائل اقتصادی پیش رو خواهد شد. ثانیاً، از آنجا که یکی از عمده‌ترین عوامل بروز تورم در کشور، ماهیت بی‌ثبات قیمت نفت و درآمدهای نفتی کشور، و نیز بیش‌برآوردی درآمدها در کنار کم‌برآوردی هزینه‌های دولت و در نتیجه کسری مداوم بودجه می‌باشد، پیشنهاد می‌شود وابستگی بودجه، نه به ظاهر بلکه عملاً، به درآمدهای نفتی قطع شده و بر منابع درآمدی دیگر از جمله اصلاح نظام مالیات‌ستانی و شناسایی مودیان مالیاتی تمرکز شود. بدین ترتیب از یک سو نقش صندوق ذخیره ارزی کشور به رسمیت شناخته شده و نوسانات بازار ارز مدیریت خواهد شد و از سوی دیگر الزام بانک مرکزی به تأمین کسری بودجه دولت و در نتیجه گسترش بی‌رویه پایه پولی، که عمده‌تأ صرف تأمین هزینه‌های جاری می‌شود، جلوگیری خواهد شد، که نتیجه آن کنترل یکی از منابع عمده شوک‌های تورمی و اثرات نامطلوب حاصل از آن خواهد بود. باید افزود حتی اگر پیشنهادهای سیاستی یاد شده رعایت شود، اما مشکلات ساختاری و در نتیجه پایداری‌های تورمی ناشی از آن همچنان به قوت خود باقی بماند، به دلیل درهم‌تنیدگی روابط اقتصادی، اثرات این سیاست‌ها نیز منحرف شده، و در ظاهر پیامی مبنی بر شکست این رویکردها را به سیاست‌گذار مخابره خواهد کرد.

### منابع

- جعفری صمیمی، احمد، بالونژاد نوری، روزبه (۱۳۹۲). کاربرد روش‌های نیمه پارامتریک و موجک‌ها در بررسی وجود پایداری نرخ تورم در ایران. *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۷ (۲۳): ۳۰-۱۵.
- Agiakloglou, C., Newbold, P. and Wohar, M. (1992). Bias in an estimator of the fractional difference parameter. *Journal of Time Series Analysis*, 14 (3): 235–46.
- Agostinelli, C. and Bisaglia, L. (2010). ARFIMA Processes and Outliers: a Weighted Likelihood Approach. *Journal of Applied Statistics*, 37: 1569-1584.
- Andersen, T.G., and Bollerslev, T. (1997). Heterogeneous Information Arrivals and Return Volatility Dynamics: Uncovering the Long-Run in High Frequency Returns. *Journal of Finance*, 52 (3): 975–1005.
- Andersen, T.G., Bollerslev, T., Diebold, F.X. and Labys, P. (1999). The Distribution of Exchange Rate Volatility. NBER Working Paper No. 6961.
- Andrews, Donald W.K. (1991). Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation. *Econometrica*, 59 (3): 817–58.
- Bai, J., and Perron, P. (1998). Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica*, 66 (1): 47–78.
- ———. (2003a). Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models. *Journal of Applied Econometrics*, 18 (1): 1–22.
- ———. (2003b). Critical Values for Multiple Structural Change Tests. *The Econometrics Journal*, 6 (1): 72–78.
- Batini, N. (2002). Euro Area Inflation Persistence. Working Paper No. 201, European Central Bank.
- Beran, J. (1994). *Statistics for Long-Memory Processes*. New York: Chapman & Hall.
- Breidt, F.J., Crato, N., and Lima, P.D. (1998). The Detection and Estimation of Long Memory in Stochastic Volatility. *Journal of Econometrics*, 83 (1–2): 325–48.
- Calvo, G.A. (1983). Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics* 12 (3): 383–98.
- Christiano, L.J., Eichenbaum, M., and Evans, C. (2001). Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. Working Paper No. 2001-08, Federal Reserve Bank of Chicago.

- Chauvet, M. and Kim, I. (2010). Micro Foundations of Inflation Persistence in the New Keynesian Phillips Curve. *MPRA Paper 2310*, University Library of Munich, Germany.
- Coenen, G., and Wieland, V. (2005). A Small Estimated Euro Area Model with Rational Expectations and Nominal Rigidities. *European Economic Review*, 49 (5): 1081–1104.
- Cogley, T., and Sargent, T.J. (2001). Evolving Post-World War II U.S. Inflation Dynamics. In *NBER Macroeconomics Annual*, ed. Ben S. Bernanke and Kenneth S. Rogoff.
- Cuestas, J.C., Harrison, B. (2010). Inflation persistence and nonlinearities in Central and Eastern European countries. *Econom Lett*, 106: 81–83.
- Dickey, D.A., and Fuller, W.A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49 (4): 1057–72.
- Diebold, F.X., and Rudebusch, G.D. (1989). Long Memory and Persistence in Aggregate Output. *Journal of Monetary Economics*, 24 (2): 189–209.
- Diebold, F.X., and Senhadji, A.S. (1996). The Uncertain Unit Root in Real GNP: Comment. *American Economic Review*, 86 (5): 1291–98.
- Ding, Z., Granger, C.W.J., and Engle, R.F. (1993). A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model. *Journal of Empirical Finance*, 1 (1): 83–106.
- Dolado J.J., Gonzalo, J., and Mayoral, L. (2002). A Fractional Dickey-Fuller Test for Unit Roots. *Econometrica*, 70 (5): 1963–2006.
- Doornik, J.A., and Ooms, M. (2001). A Package for Estimating, Forecasting and Simulating ARFIMA Models: ARFIMA Package 1.01 for Ox. Mimeo, University of Rotterdam.
- Driscoll, J., and Steiner Holden, S. (2004). Fairness and Inflation Persistence. *Journal of the European Economic Association*, 2 (2): 240–51.
- Fuhrer, J.C. (1997). The (UN) Importance of Forward-Looking Behavior in Price Setting. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29 (3): 338–50.
- Fuhrer, J., and Moore, G. (1995). Inflation Persistence. *Quarterly Journal of Economics*, 110 (1): 127–59.
- Gali, J., and Gertler, M. (1999). Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis. *Journal of Monetary Economics*, 44 (2): 195–222.
- Gali, J., Gertler, M., and López-Salido, J.D. (2001). European Inflation Dynamics. *European Economic Review*, 45 (7): 1237–70.

- Geweke, J., and Porter-Hudak, S. (1983). The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models. *Journal of Time Series Analysis*, 4:221–38.
- Granger, C.W.J, and Joyeux, R. (1980). An Introduction to Long Memory Series. *Journal of Time Series Analysis*, 1:15–30.
- Hall, R.E. (1999). Comment on Rethinking the Role of NAIRU in Monetary Policy: Implications of Model Formulation and Uncertainty, by Arturo Estrella and Frederic S. Mishkin. In *Monetary Policy Rules*, ed. John B. Taylor. Chicago: University of Chicago Press.
- Hassler, U., Meller, B. (2014). Detecting multiple breaks in long memory: the case of US inflation. *Empir Econ*, 46: 653–680.
- Haubrich, J.G., and Andrew W.L. (2001). The Sources and Nature of Long-Term Memory in Aggregate Output. *Economic Review (Q II)*:15–30, Federal Reserve Bank of Cleveland.
- Hosking, J. R.M. (1981). Fractional Differencing. *Biometrika*, 68 (1): 165–76.
- Kim, C.J, Nelson, C.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 (1): 80–93.
- Koop, G., Ley, E., Osiewalski, J., and Steel, M.F.J. (1997). Bayesian Analysis of Long Memory and Persistence using ARFIMA Models. *Journal of Econometrics*, 76 (1–2):149–69.
- Kwiatkowski, D.; Phillips, P.; Schmidt, P.; and Shin, Y.; (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternatives of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root? *Journal of Econometrics*, 54: 159-178
- Levin, A., and Piger. J.M. (2003). Is Inflation Persistence Intrinsic in Industrial Economies? Working Paper No. 023E, Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Mandelbrot, B., and Wallis, J.R. (1969). Robustness of the Rescaled Range R/S in the Measurement of Noncyclic Long-Run Statistical Dependence. *Water Resources Research*, 5:967–88.
- Mayoral, L. (2004a). *A New Minimum Distance Estimator for ARFIMA Processes*. Mimeo.
- Newey, W.K., and West, K.D. (1994). Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation. *Review of Economics Studies*, 61:631–53.
- Ng, S., and Perron, P. (2001). Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power. *Econometrica*, 69 (6): 1519–54.
- O’Reilly, G., and Whelan, K. (2004). Has Euro-Area Inflation Persistence Changed over Time? Working Paper No. 335, European Central Bank.

- Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, 58: 1361–1401.
- Phillips, P.C.B., and Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75 (2): 335–46.
- Pivetta, F., and Reis, R. (2004). The Persistence of Inflation in the United States. Mimeo, Harvard University.
- Roberts, J.M. (2001). How Well Does the New Keynesian Sticky-Price Model Fit the Data? Finance and Economics Discussion Series Paper No. 2001-13, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Rotemberg, J. (1987). The New Keynesian Micro foundations. *Macroeconomics Annual*, 2:69–104.
- Sargent, T.J. (1999). *The Conquest of American Inflation*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Sowell, F. (1992a). Maximum Likelihood Estimation of Stationary Univariate Fractionally Integrated Time Series. *Journal of Econometrics*, 53 (1–3): 165–88.
- ———. (1992b). Modeling Long-Run Behavior with the Fractional ARIMA Model. *Journal of Monetary Economics*, 29 (2): 277–302.
- Stock, J. (2001). *Comment on Evolving Post World War II U.S. Inflation Dynamics*. Mimeo, Harvard University.
- Taylor, J.B. (1979). Staggered Wage Setting in a Macro Model. *American Economic Review*, 69: 108–13.
- ———. (1980). Aggregate Dynamics and Staggered Contracts. *Journal of Political Economy*, 88 (1): 1–23.
- ———. (1998). Monetary Policy Guidelines for Unemployment and Inflation Stability. In *Inflation, Unemployment and Monetary Policy*, ed. Robert M. Solow and John B. Taylor. Cambridge, MA: MIT Press.
- ———. (2000). Low Inflation, Pass-Through and the Pricing Power of Firms. *European Economic Review*, 44 (7): 1389–1408.
- Tillmann, P. (2012). Has inflation persistence changed under EMU? *German Economic Review*, 13(1): 86–102.
- Zaffaroni, P. (2004). Contemporaneous Aggregation of Linear Dynamic Models in Large Economies. *Journal of Econometrics*, 120 (1): 75–102.

