

تفکیک تورم هسته از اجزای موقتی در ایران با فیلتر کالمن

نسرین رضائی مقدم* مهدی مصطفوی** علی چشمی***

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۴/۰۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۳/۲۱

چکیده

حفظ ثبات قیمت‌ها در بلندمدت حتی زمانی که بانک مرکزی، سیاست هدفگذاری تورم را به طور صریح پیگیری نمی‌کند، به عنوان هدف اولیه سیاستگذاران پولی شناخته می‌شود. همچنین به دلیل وقفه در تاثیرگذاری سیاست‌های پولی، انتخاب معیار مناسب تورم بسیار اهمیت دارد. در برخی از کشورها، تورم هسته به عنوان شاخصی که روند بلندمدت تورم را آشکار می‌کند، می‌تواند تورم را پیش‌بینی و براساس آن هدفگذاری تورم صورت گیرد. تورم هسته و کارایی آن در تشخیص روند بلندمدت تورم می‌تواند سیاستگذاران را در شناخت بهتر اجزای تورم یاری رساند. تورم در ایران نیز تحت تاثیر عوامل بلندمدت و شوک‌های متعدد داخلی و خارجی قرار دارد. در این مقاله، تورم هسته در ایران برای سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۰ با استفاده از فیلتر کالمن در چارچوب سری‌های زمانی ساختاری تخمین زده شده است. مطابق نتایج تحقیق، تورم هسته ناشی از آثار بلندمدت متغیرهایی چون پایه پولی و نقدینگی در ایران نوساناتی مشابه تورم اندازه‌گیری شده را تجربه می‌کند و مقدار تورم هسته در دوره مطالعه به طور متوسط حدود ۱۵ درصد است.

طبقه‌بندی JEL: C32, C51, E31 E52

کلیدواژه‌ها: تورم هسته، حالت فضا، فیلتر کالمن.

* دانشجوی دکتری دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد

Email: Nrrezaee472@gmail.com

** استادیار دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد- نویسنده مسئول

Email: mostafavi@um.ac.ir

*** استادیار دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد،
Email a.cheshomi@um.ac.ir

۱- مقدمه

کنترل نرخ تورم همواره از عمده‌ترین نگرانی‌های سیاستگذاران اقتصادی بوده است. هزینه‌هایی که تورم بر جامعه تحمیل می‌کند، می‌تواند بسیار جدی‌تر از هزینه‌های ناشی از کند شدن رشد اقتصادی باشد. تورم بالا و پرنوسان موجب اختلال در نظام تخصیص توسط قیمت‌ها و برهم خوردن توزیع درآمد جامعه می‌شود. بی‌ثباتی نه تنها موجب خدشه‌دار شدن اعتبار سیاستگذاران کلان اقتصادی به ویژه بانک مرکزی می‌شود، بلکه تداوم آن می‌تواند موارد حاد بی‌ثباتی سیاسی کشور را نیز موجب شود. بنابراین، ثبات قیمت‌ها تقریباً در تمام کشورها به عنوان هدف اصلی سیاستگذاری پولی در نظر گرفته شده است. سیاست‌گذاران برای دستیابی به این هدف، ابزارهای محدودی در اختیار دارند. برای مثال، سیاست پولی با وقفه‌های متغیر و طولانی بر تورم اثر دارد و نمی‌تواند در کوتاه‌مدت شوک‌های موقتی وارده به تورم را جبران کند. البته می‌تواند اجزای دائمی تورم را از طریق لنگر زدن به انتظارات تورمی تحت تاثیر قرار دهد. از این رو باید بر تثبیت تورم در میان‌مدت تمرکز کرد.

بنابراین جداسازی تورم به یک جزء دائمی که ناشی از فشارهای اساسی است و نویزهای^۱ زودگذر که اغلب ناشی از شوک‌های کوتاه‌مدت هستند از دیدگاه سیاستگذاری پولی اقدام مفیدی است. این همان چیزی است که معیارهای تورم هسته^۲ - به این منظور که اطلاعات قابل قبولی را در مورد تورم جاری و آینده فراهم کنند - سعی در دستیابی به آن دارند (استاورو^۳، ۲۰۱۰). دستیابی به این مهم، مستلزم ایجاد سازوکاری دقیق و هدفمند از فرآیند سیاستگذاری پولی است که در شکل استاندارد خود پیش‌بینی، هدفگذاری^۴ و در نهایت تحلیل سیاستی را شامل می‌شود.

-
- 1- Noise
 - 2- Core Inflation Criteria
 - 3- Stavrev
 - 4- Targeting

تفکیک تورم هسته از اجزای موقتی در ایران با... ۵۳

علاوه بر این، ثبات قیمت‌ها شرط لازم برای دستیابی به سطوح پایدار رشد اقتصادی تلقی می‌شود. دستیابی به تورم پایین و باثبات، مستلزم توانایی استفاده از ابزارهای مؤثر و کارا در امر سیاستگذاری پولی است. اجرای صحیح سیاستگذاری پولی و بکارگیری هدفمند ابزارهای پولی، مستلزم شناسایی عوامل اصلی اثرگذار بر تورم است.

نتایج مطالعات همچنین نشان می‌دهد که تورم پایدار و در سطح پایین یک پیش شرط مهم برای پایداری اقتصاد کلان محسوب می‌شود. بنابراین سیاست پولی باید بر تثبیت معیاری (تورم هسته) که بیشتر از قیمت‌های چسبنده تشکیل شده است، تمرکز کند (میشکین^۱، ۲۰۰۷).

بررسی مطالعات داخلی و خارجی انجام گرفته، نشان می‌دهد که تاکنون شیوه‌های متعددی توسط بانک‌های مرکزی جهت محاسبه تورم هسته اتخاذ شده است. در ایران تاکنون از شیوه فیلتر کالمن که یک ابزار قوی در جداسازی نویزها است، استفاده نشده است. این فیلتر یک الگوریتم بازگشتی است که ضمن غربال‌سازی نویزها با به‌روزرسانی اطلاعات موجود، قدرت پیش‌بینی را افزایش می‌دهد. بنابراین با داشتن هر دو ویژگی کلیدی می‌تواند معیار کارآمدی برای محاسبه تورم هسته باشد. این تحقیق با بکارگیری این شیوه نوین درصدد برآورد تورم هسته است.

مقاله حاضر، در پنج قسمت تنظیم شده است؛ در ادامه، مبانی نظری با تاکید بر مفهوم تورم هسته و رویکرد پارامتری بکار رفته در تحقیق جهت محاسبه تورم هسته ارائه می‌شود. سپس در بخش سوم به طور مختصر، به سایر مطالعات انجام شده اشاره شده و در قسمت چهارم، مدل و متغیرهای مورد استفاده معرفی می‌شوند. در بخش پنجم، تورم هسته با استفاده از روش اجزای غیرقابل مشاهده برآورد و تحلیل می‌شود. بخش پایانی تحقیق نیز به نتیجه‌گیری و برخی پیشنهادات اختصاص یافته است.

۲- مبانی نظری

تورم پدیده‌ای است که سابقه موضوعی زیادی در ادبیات اقتصادی دارد و تاکنون دیدگاه‌های مختلفی پیرامون ماهیت و علل آن به وجود آمده است. این دیدگاه‌ها در سه گروه «جاذبه تقاضا»، «فشار هزینه» و «ساختار گرایان» دسته‌بندی می‌شوند.

تئوری‌های جاذبه تقاضا به دو دسته تئوری مقداری که بر نقش علی بودن تغییرات پول تاکید دارد و تئوری‌های کینزی تورم که بر شوک‌های غیرپولی تاکید دارد، تقسیم‌بندی می‌شوند. یکی از وجوه تمایز این دو در پویایی تئوری مقداری است که با تزریق مداوم پول منجر به انتقال تابع تقاضا به بالا و ایجاد تورم می‌شود. در مقابل، در مدل‌های تورمی کینزی، افزایش در سطح قیمت‌ها به واسطه اختلالات مالی یا غیرپولی اتفاق می‌افتد. از آنجایی که فرآیند تورم سبب ایجاد اثرات واقعی می‌شود، یک افزایش در قیمت ناشی از تقاضا می‌تواند به افزایش در محصول حقیقی منجر شود. برای مثال، تورم پولی می‌تواند منجر به افزایش نهاده نیروی کار در نتیجه افزایش قیمت‌ها شده و سبب پیش روی اقتصاد شود (گردن، ۱۹۷۶).

تورم فشار هزینه به انواع مختلف فشارهای دستمزد اتحادیه‌های کوچک در مواجهه با منحنی تقاضای بی‌کشش برای نیروی کار، فشار سود ناشی از تعیین کنندگان قیمت یا به طور معمول مبارزه برای سهم‌های درآمدی در میان گروه‌های زیرمجموعه جامعه برمی‌گردد (گردن، ۱۹۷۶).

گروه ساختارگرایان در عین حال که نقش پول در ایجاد تورم را می‌پذیرند و برای فشار هزینه‌ها در تشکیل تورم نقش قائل هستند، برای تورم علل مهم دیگری را مطرح می‌کنند که می‌تواند ما را در شناخت پیچیدگی‌های تورم کمک کند. به عقیده آنان، فرآیند صنعتی شدن و توسعه زندگی شهری، تقاضا برای محصولات کشاورزی و کالاهای تجاری را افزایش می‌دهد، اما به دلیل تنگناهای موجود در این بخش‌ها، امکان افزایش متناسب تولید وجود ندارد، بنابراین قیمت نسبی محصولات مربوطه افزایش

تفکیک تورم هسته از اجزای موقتی در ایران با... ۵۵

می‌یابد. این افزایش قیمت در مرحله دوم به سایر بخش‌های اقتصادی سرایت می‌کند (طیب‌نیا، ۱۳۷۴).

در شرایط تورم ساختاری، سیاستی (سیاست‌های پولی و مالی انقباضی) که می‌خواهد تورم را کاهش دهد، بیکاری را افزایش داده و باعث رکود می‌شود. به عبارت دیگر، تنگناهای موجود در فرآیند رشد اقتصادی گسترش یافته و مانع رشد متناسب عرضه می‌شوند. در واقع، اجرای سیاست‌های پولی و مالی فقط رشد اقتصادی را کاهش داده و علت اصلی تورم یعنی محدودیت و کشش‌ناپذیری عرضه در بخش‌های کلیدی اقتصاد را از بین نمی‌برد (طیب‌نیا، ۱۳۷۴).

هر کدام از علل ایجادکننده تورم بر متغیرهای حقیقی و برابری دارای آثار گوناگونی است، از این رو در صورتی که این علل از سیاست‌های اقتصادی (پولی، مالی و ارزی) نشأت گرفته باشند، سیاست‌گذاری‌ها باید مبتنی بر تحلیل آثار تورمی سیاست‌ها باشد (امیری و همکاران، ۱۳۸۳). بر همین اساس، کشورهای مختلف برای جلوگیری از تورم و مشکلات ناشی از آن و هدایت و راهبری سیاست پولی خود از شیوه‌ها و نظام‌های پولی متفاوتی چون هدف‌گذاری نرخ ارز، هدف‌گذاری حجم پول و هدف‌گذاری تورم بهره‌جسته‌اند.

تجربیات تاریخی در رابطه با بکارگیری دو روش هدف‌گذاری نرخ ارز و حجم پول در کشورهای مختلف به وضوح نشان داده‌اند که کارایی چنین روش‌هایی برای کنترل تورم و حذف تورش‌های تورمی تاکنون ضعیف بوده است. در همین راستا، در سال‌های ابتدایی دهه ۱۹۹۰ چارچوب هدف‌گذاری تورم معرفی شد و پس از آن به طور فزاینده‌ای به عنوان چارچوب مناسب برای سیاست پولی شناخته شد و به طور وسیعی توسط سیاست‌گذاران کشورهای مختلف مورد پذیرش قرار گرفت (پترسون، ۲۰۰۴). در این چارچوب، مقامات پولی یک هدف مقداری برای تورم آتی در نظر می‌گیرند؛ اگر تورم مورد پیش‌بینی آنها برای افق زمانی خاص در آینده، متفاوت از هدف اعلام شده باشد،

1- Petursson, T.G.

اقدام به اعمال سیاست پولی جدیدی خواهند کرد تا پیش‌بینی تورم، منطبق بر مقدار مورد هدف شود. در مباحث نظری، هدف‌گذاری تورم در قالب سیاست‌های متغیر گنجانده می‌شود. به این مفهوم که مقامات پولی در انتخاب و تغییر ابزار مناسب جهت نیل به هدف اعلام شده، آزاد و مختارند (اسونسون^۱، ۱۹۹۵).

مطالعات نشان می‌دهد که چارچوب سیاست‌گذاری هدف‌گذاری تورم، ویژگی‌های مهمی را داراست؛ از جمله، تعهد قوی به ثبات قیمت‌ها، تعیین اهداف کمی برای تورم (میان‌مدت و بلندمدت)، پاسخگویی بانک مرکزی از جهت رسیدن به اهداف، شفافیت سیاست و ارتباط کارآ با عموم، اعمال یک روش آینده‌نگر با در نظر گرفتن وقفه‌های سیاست پولی و انعطاف‌پذیری در واکنش به شوک‌های کوتاه‌مدت اقتصاد.

یکی از مولفه‌های اساسی اجرای سیاست هدف‌گذاری تورم، انتخاب شاخص تورمی به‌نگام و قابل اتکا به عنوان هدف است. شاخص قیمت مصرف‌کننده اگرچه به‌نگام بوده و به آسانی توسط مردم قابل درک است، اما برخی از اقلام آن همچون غذا و سبزیجات (به واسطه شرایط آب و هوایی) و انرژی (به واسطه تکانه‌های عرضه) بسیار بی‌ثبات یا پرنوسان است.

به دلیل نوسانات بالای شاخص قیمت مصرف‌کننده، در نظر گرفتن آن به عنوان هدف، سیاست‌گذاری پولی را دچار مشکل می‌کند، زیرا که تمام تغییرات رخ داده در آن، شایسته تغییر سیاست نیست. بر این اساس وجود معیاری که اثر اختلالات یا تکانه‌های موقتی را از تورم اندازه‌گیری شده کل حذف کند، نمایان می‌شود. ایده اساسی پشت این قضیه آن است که استفاده از این معیار با ارائه شاخص مناسبی برای تورم، باعث می‌شود تا سیاست پولی، کاراتر عمل کند، چراکه سیاستگذار با این شاخص تنها نسبت به نوسانات تورم کل واکنش نشان داده و اختلالات موقتی را نادیده می‌گیرد. بنابراین تورم هسته شاخصی است که مسیر بلندمدت تورم (فشارهای تورمی اساسی اقتصاد) را نشان داده و

تفکیک تورم هسته از اجزای موقتی در ایران با... ۵۷

مفید بودن آن از آنجا نشأت می‌گیرد که علامت‌دهی را نسبت به اختلال (در تورم اندازه‌گیری شده) افزایش می‌دهد (عباسی‌نژاد و همکاران، ۱۳۸۹).

در مجموع می‌توان مفاهیم تورم هسته را در دو دسته شامل «جزء پایدار تورم اندازه‌گیری شده» و «جزء تعمیم یافته تورم اندازه‌گیری شده» طبقه‌بندی کرد.

* تورم هسته به عنوان تورم پایدار: نقطه شروع مناسب برای بیان این مفهوم، تعریف فریدمن از تورم به صورت «افزایش پایدار و مستمر در سطح عمومی قیمت‌ها» است. در این تعریف، بر تمایز بین نرخ تورم پایدار و نیز نرخ تورم متناوب تأکید شده است. جزء پایدار و دائمی تورم تمایل دارد با انتظارات هماهنگ شود و به همین دلیل قابل پیش‌بینی است، اما جزء گذرای تورم کمتر قابل پیش‌بینی است. بر این اساس، یک مفهوم تورم هسته بر اساس تمایز بین جزء ماندگار و جزء گذرا استوار است. به عبارت دیگر، تورم هسته به عنوان جزء ماندگار تورم اندازه‌گیری شده بر تمایز بین تکانه‌های قیمتی که تنها تأثیرات موقتی بر قیمت دارند و تکانه‌هایی که آثار پایدارتری دارند، تأکید دارد (راجر^۱، ۱۹۹۸).

* تورم هسته به عنوان تورم عمومی: مفهوم دیگر از تورم هسته بر عمومیت نوسانات قیمت‌ها تمرکز دارد و در تعاریف ارائه شده توسط آرتور اوکان (شرایط افزایش عمومی قیمت‌ها) و جان فلمینگ (نرخ‌خی که در آن سطح عمومی قیمت‌ها در کل اقتصاد در حال تغییر است) منعکس می‌شود. در این نگرش، تورم هسته با تورم مورد انتظار بسط پولی به‌علاوه یک تغییر نسبی در قیمت‌ها که به طور اساسی تکانه‌های عرضه را منعکس می‌کند، مرتبط است (تشکینی و همکاران، ۱۳۹۰).

روش‌های متعددی برای اندازه‌گیری تورم هسته وجود دارد، که مجموعه آنها را می‌توان در قالب دو رویکرد «آماري»^۲ و «مبتنی بر مدل»^۳ دسته‌بندی کرد. در رویکرد آماری، با در نظر گرفتن شاخص قیمت کل، برخی از اقلام، حذف و یا از طریق وزن‌دهی

1- Roger

2- Statistical Approach

3- Model-Based Approach

مجدد، شاخص جدیدی ساخته می‌شود. رویکرد مبتنی بر مدل نیز بر مدل‌های اقتصادسنجی چند متغیره که بر اساس نظریه‌های اقتصادی طراحی می‌شوند، استوار است. آنچه در این تحقیق ارائه می‌شود، رویکرد پارامتری جدیدی بر مبنای کار اپل و جانسون (۱۹۹۹) است که جزء رویکردهای مبتنی بر مدل طبقه‌بندی می‌شود. در این رویکرد، تورم اندازه‌گیری شده (*CPI*) به سه دسته فاکتورهای اساسی بستگی دارد؛ تورم بلندمدت، اجزای زودگذر محصول حقیقی که نماینده شوک‌های طرف تقاضا هستند و فاکتورهای ویژه^۱ که شوک‌های طرف عرضه را شامل می‌شوند. هیچ‌یک از این سه دسته اصلی نمی‌توانند به طور مستقیم مشاهده شوند، اما هر یک از لحاظ اقتصادسنجی شناخته شده و قابل تخمین هستند. این رویکرد با عناوینی چون سری‌های زمانی ساختاری یا روش اجزای غیرقابل مشاهده نیز شناخته می‌شود (اپل و جانسون، ۱۹۹۹).

۳- مطالعات تجربی

در رابطه با چگونگی محاسبه تورم هسته بر مبنای هر یک از رویکردهای گفته شده، مطالعات گوناگونی انجام گرفته است که به برخی از مهم‌ترین آنها اشاره می‌شود. سچتی^۲ (۱۹۹۷)، در مقاله‌ی خود مقایسه‌ای بین انواع رویکردهای محاسبه تورم انجام داده و نتیجه می‌گیرد که *CPI* با حذف شاخص غذا و انرژی، ضعیف‌ترین نوع اندازه‌گیری روند یا اجزای هسته تورم است. لی بیهان و سدیلوت^۳ (۲۰۰۲) در مقاله خود شیوه‌های مختلف محاسبه تورم هسته را برای کشور فرانسه با یکدیگر مقایسه کردند. نتیجه تحقیق نشان می‌دهد که از بین معیارهای تورم بدون شاخص غذا و انرژی، میانگین اصلاح شده، *VAR* ساختاری^۴ و

1- Special Factors

2- Cecchetti

3- Le Bihan and Sedillot

4- Structural VAR

تفکیک تورم هسته از اجزای موقتی در ایران با... ۵۹

شاخص پویای عوامل (DFI)^۱، معیار میانگین اصلاح شده برای اندازه گیری هسته تورم در فرانسه مناسب تر است.

باگلیانو و مورانا^۲ (۲۰۰۳)، روش دو متغیره گواه و وهی (۱۹۹۵) را به یک روش چند متغیره گسترش داده اند. آنها با استفاده از الگوی روند مشترک و با کمک عوامل تعیین کننده تورم در بلندمدت، تورم هسته را تخمین زدند. در این مقاله، از روش همگرایی بلندمدت بین متغیرهای سطح قیمت ها، حجم پول، تولید و قیمت نفت استفاده شده است. نتایج این تحقیق بر نقش حجم پول در توضیح تورم بلندمدت تاکید دارد و اثر متغیرهای طرف عرضه را بیشتر در نوسانات موقتی تورم می داند.

دود و کوتتر^۳ (۲۰۰۶) در مقاله خود تورم هسته برای آمریکا را با استفاده از روش موج دار^۴ محاسبه کرده است، با این تحلیل که برای محاسبه تورم هسته به روشی جهت جداسازی اختلالات از سری های زمانی تورم بدر رفتار نیاز هست. روش های موج دار برای اختلال زدایی از چنین سری های زمانی نامانا مفید است.

دی دیو و فلیسی^۵ (۲۰۰۹) با اتخاذ رویکرد گواه و وهی (۱۹۹۵)، به برآورد معیار $SVAR$ جهت محاسبه تورم هسته برای کشور نروژ طی دوره زمانی ژانویه ۱۹۹۰ تا فوریه ۲۰۰۶ پرداختند. در این تحقیق، دو مدل ارائه شده است که توانایی متمایزسازی بین تورم هسته و غیرهسته و همچنین بین تورم داخلی و وارداتی را فراهم کرد. نتایج تحقیق نشان می دهد که تورم هسته، تکانه اصلی تورم^۶ است در حالی که شوک های غیرهسته اساسا ناشی از تکانه های محصول است.

کایر کر^۷ (۲۰۱۰) تخمین جدیدی از تورم هسته را برای کشورهای نیوزیلند و استرالیا بر مبنای مدل پویای عوامل DFI ارائه می کند. در این مطالعه، وی عوامل مدل به دو دسته

-
- 1- Dynamic Factor Index (DFI)
 - 2- Bagliano and Morana
 - 3- Dowd and Cotter
 - 4- Wavelet
 - 5- Di Dio and Felici
 - 6- Prime Mover Movement
 - 7- Kirker

عوامل قابل مبادله و غیر قابل مبادله تقسیم شده است. نتایج نشان می‌دهد که اساساً در هر دو کشور، تورم هسته توسط عوامل غیر قابل مبادله استخراج می‌شود. همچنین عوامل غیر قابل مبادله، انحرافات موجود در تورم (CPI) را بیشتر از عوامل قابل مبادله توضیح می‌دهد. از جمله نمونه‌های داخلی مطالعات صورت گرفت در رابطه با چگونگی محاسبه تورم هسته بر مبنای رویکردهای نامبرده، می‌توان به امیری و چشمی (۱۳۸۳) اشاره کرد. ایشان با استفاده از روش خودرگرسیون برداری ساختاری $SVAR$ در دوره ۱۳۸۰-۱۳۴۲ به محاسبه تورم هسته پرداختند. این تحقیق، نشان داده است که فرآیند تورمی در ایران، توسط درآمدهای نفتی و مخارج عمومی و از مسیر پول شکل گرفته و به خوبی می‌تواند روند کلی تورم را توضیح دهد.

محمودی (۱۳۸۶) تورم هسته در ایران را با روش میانگین وزنی اصلاح یافته^۱ محاسبه و آن را با تورم کلی در دوره ۱۳۸۶-۱۳۶۲ مقایسه کرده است.

عباسی‌نژاد و تشکینی (۱۳۹۰) تورم پایه در اقتصاد ایران را به روش $SVAR$ برای دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۵۲ اندازه‌گیری کردند. در این مطالعه، تورم پایه به عنوان جزئی از تورم اندازه‌گیری شده که تاثیرات کوتاه‌مدت تا بلندمدتی بر تولید حقیقی ندارد در نظر گرفته شده است. فشارهای تورمی اساسی اقتصاد بالاتر از تورم اندازه‌گیری شده، است. علت این امر، رشد بالای نقدینگی و نیز تخفیف تورم با استفاده از درآمدهای حاصل از صادرات نفت در اقتصاد کشور است.

۴- معرفی و برآورد مدل

طبق رویکرد سری‌های زمانی ساختاری، ارتباط بین تورم و متغیرهای اقتصادی را می‌توان در مدل (۱) خلاصه کرد.

$$\alpha(L)(\pi_t - \pi_t^{LR}) = \beta(L)y_t^{TRAN} + \delta(L)Z_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

به عبارت دیگر (رابطه (۲)):

1- Weighted Trimmed Mean

تفکیک تورم هسته از اجزای موقتی در ایران با... ۶۱

$$\pi_t = \pi^{LR} + \alpha(L)^{-1} \beta(L) y_t^{TRAN} + \alpha(L)^{-1} \delta(L) Z_t + \alpha(L)^{-1} \varepsilon_t \quad (2)$$

در حالی که L عملگر وقفه است، اجزای کوتاه مدت تورم اندازه گیری شده $(\pi_t - \pi_t^{LR})$ از تفاضل تورم اندازه گیری شده و جزء بلندمدت آن به دست می آید که به اجزای زودگذر شامل الف- محصول حقیقی y_t^{TRAN} و ب برداری از فاکتورهای ویژه Z_t وابسته است.

به عبارت دیگر، تورم اندازه گیری شده π_t به تورم بلندمدت π_t^{LR} ، y_t^{TRAN} و Z_t بستگی دارد. در اینجا باید توجه شود که y_t^{TRAN} همان شکاف محصول یا شکاف بیکاری است که بیانگر وجود مازاد تقاضا در اقتصاد است که به تورم منجر می شود. بردار Z_t نیز به عنوان نماینده شوک های طرف عرضه در معادله حضور دارد.

بردار Z_t را می توان به دو دسته فرعی تقسیم کرد؛ اولین دسته $Z_{t,1}$ شامل اجزای نامطلوبی مانند تغییرات در نرخ بهره اسمی کوتاه مدت، تغییرات در قیمت های اسمی نفت و واردات است که بانک مرکزی خواهان حذف آنها از تورم هسته است. دومین دسته $Z_{t,2}$ شامل دیگر نماینده های شوک های طرف عرضه مانند تغییر در بهره وری نیروی کار و قیمت های نسبی نفت است که تنها جهت تکمیل مدل وارد می شوند.

انتخاب متغیرهایی که به عنوان شوک های عرضه انتخاب می شوند، امری است که با توجه به هر کشور می تواند متفاوت باشد.

سه دیدگاه متفاوت به تورم هسته بر اساس اجزای برآوردی مدل وجود دارد که در ادامه توضیح داده می شود.

اولین دیدگاه به تورم هسته که با نام تورم بلندمدت توسط اکستین^۱ (۱۹۸۱) معرفی

شد چنین است:

$$\pi_t^{CORE} = \pi_t^{LR} \quad (3)$$

طبق این دیدگاه، تورم هسته می تواند نرخ قلمداد شود که در مسیر رشد بلندمدت اقتصاد اتفاق می افتد، مشروط به اینکه مسیر، خالی از شوک ها باشد و وضعیت تقاضا در شرایطی که بازارها در تعادل بلندمدت هستند خنثی باشد. بنابراین نرخ هسته یا روند قیمت

1- Eckstein

عرضه کل، تقریباً برابر میانگین موزون نرخ‌های روندی افزایش قیمت عوامل تولید است. به عبارت دیگر، این جزء حاصل توالی یا امتداد اثرات شوک عرضه و تقاضای زودگذر است که ریشه در انتظارات بلندمدت تورمی در ذهن خانوار و بنگاه‌ها داشته و تمایل زیادی به پایداری دارد.

دیدگاه دوم که حاصل مطالعات گواه و وهی^۱ (۱۹۹۵) است، تورم هسته را تورم ناشی از تقاضا و به شکل رابطه (۴) تعریف می‌کند.

$$\pi_t^{CORE} = \alpha(L)^{-1} \beta(L) y_t^{TRAN} \quad (4)$$

طبق دیدگاه سوم یا همان دیدگاه بانک مرکزی، تورم هسته حاصل تورم منهای اجزای نامطلوب است (رابطه (۵)).

$$\pi_t^{CORE} = \pi_t - \alpha(L)^{-1} \delta_{\cdot, \cdot} Z_{t,1} \quad (5)$$

در مدل‌سازی پارامتری این تحقیق، جزء تورم هسته به عنوان تورم بلندمدت طبق تعریف اکستین (۱۹۸۱) در مدل وارد و برآورد می‌شود. در این گونه مدل‌سازی سری‌های زمانی ساختاری، فرض رایج و بهتر این است که متغیرهای بلندمدت غیرقابل مشاهده دائمی از گام تصادفی همانند آنچه در زیر نشان داده شده است، تبعیت کنند که این مساله در بخش مدل‌سازی تحقیق، مورد آزمون واقع می‌شود (رابطه (۶)).

$$\pi_t^{LR} = \pi_{t-1}^{LR} + \varepsilon_t^{LR}$$

برای انجام تخمین، مدل در فرم حالت فضا^۲ بازنویسی می‌شود. فرم حالت فضا شامل دو مجموعه معادلات است؛ معادلات مشاهده که ارتباط بین داده‌های مشاهده شده، متغیرهای حالت و یک جزء مبهم را مشخص می‌سازد. مجموعه دوم از معادلات، به عنوان معادلات حالت شناخته می‌شوند که قانون حرکت را برای متغیرهای حالت مشخص می‌سازند. این مساله می‌تواند هر نوع مدل خطی باشد (چمبرلین^۳، ۲۰۰۹). سرانجام با

1- Quah and Vahey
2- State-space Form
3- Chamberlin, G

تفکیک تورم هسته از اجزای موقتی در ایران با... ۶۳

استفاده از فیلتر کالمن و حداکثر راستنمایی^۱ تخمین‌هایی از پارامترهای ناشناخته و متغیرهای غیر قابل مشاهده مدل به دست می‌آید.

مساله حائز اهمیتی که باید به آن توجه کرد این است که چون ساختار اقتصاد ایران به ویژه در روابط پولی با سایر کشورها تفاوت دارد، لازم است برخی متغیرهایی که در مدل وارد خواهد شد با توجه به شرایط کشور انتخاب شود.

معادله کلی که برای تورم در دوره زمانی ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۰ در نظر گرفته می‌شود، عبارت است از (رابطه (۷)):

$$Lcpi_t = Lcpi_t^{LR} + \beta y_t^{TRAN} + \delta Loil_t + \gamma Lex_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

که در آن $Lcpi_t$: تورم اندازه‌گیری شده که با استفاده از لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده CPI محاسبه و گزارش می‌شود، $Lcpi_t^{LR}$: جزء تورم هسته یا همان بلندمدت است که غیرقابل مشاهده بوده و به طور همزمان همراه با تخمین مدل برآورد می‌شود و y_t^{TRAN} : شکاف تقاضا یا همان محصول زودگذر است که از تفاوت تولید ناخالص داخلی و روند تولید ناخالص داخلی به دست می‌آید (رابطه (۸)) و نماینده شوک تقاضا است.

$$y^{TRAN} = LGDP - HPTREND \quad (8)$$

روند تولید ناخالص داخلی ($HP TREND$) با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات در نرم‌افزار ایویوز^۷ استخراج شده است.

همچنین $loil_t$: نرخ رشد قیمت بنزین به عنوان نماینده شوک طرف عرضه در مدل وارد می‌شود و lex_t : نرخ رشد نرخ ارز بازار غیر رسمی، دیگر نماینده شوک طرف عرضه در مدل است.

1- Maximum Likelihood

جدول (۱) - ویژگی‌های آماری متغیرها

| متغیر | میانگین | واریانس | حداکثر | حداقل |
|--------------|---------|---------|--------|-------|
| $Lcpi_t$ | ۳/۴۳ | ۱۴۶/۲۴ | ۶/۶۷ | ۰/۳۷ |
| y_t^{TRAN} | ۰/۰۰۲ | ۰/۱۶ | ۰/۱۳۶ | -۰/۱۵ |
| $loil_t$ | ۳/۹۱ | ۱۳۴/۵۵ | ۸/۶۱ | ۱/۸ |
| lex_t | ۷/۴۰ | ۱۱/۰۴ | ۹/۵۱ | ۴/۲۱ |

منبع: محاسبات تحقیق

همانطور که در جدول (۱) نیز مشاهده می‌شود، واریانس متغیرهای لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده و لگاریتم قیمت بنزین بسیار بالا و فراتر از ۱۰۰ واحد است. این واریانس بالا و همچنین مقادیر حداقل و حداکثر بسیار متفاوت از ویژگی‌های داده‌های اقتصاد ایران است که بیانگر شدت نوسانات و حساسیت بالای آنها است.

۴-۱- آزمون ریشه واحد

برای انجام آزمون ریشه واحد و تعیین مانایی و عدم مانایی متغیرهای مورد استفاده در این مقاله، از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)^۱ استفاده می‌شود. نتایج حاصل از آزمون ADF ، در جدول (۲) آورده شده‌اند. براساس این جدول، سری زمانی داده‌های محصول زودگذر y_t^{TRAN} پایا می‌باشد اما سری زمانی داده‌های لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده $Lcpi_t$ ، لگاریتم قیمت بنزین $loil_t$ و لگاریتم نرخ ارز بازار موازی lex_t ، در سطح ۱۰ درصد معناداری، ناپایا هستند، اما به دلیل وجود رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرها طبق گفته سیمز، نیازی به تفاضل‌گیری نیست، زیرا اطلاعات مهمی از دست می‌رود.

1- Augmented Dickey-Fuller (ADF)

تفکیک تورم هسته از اجزای موقتی در ایران با... ۶۵

جدول (۲) - نتایج آزمون ریشه واحد

| متغیر | آماره t محاسبه شده | سطح احتمال | وضعیت پایایی |
|--------------|----------------------|------------|--------------|
| $Lcpi_t$ | -۰/۵۳ | ۰/۸۷ | ناپایا |
| y_t^{TRAN} | -۵/۸۳ | ۰/۰ | پایا |
| $loil_t$ | ۰/۸۷ | ۰/۹۹ | ناپایا |
| lex_t | -۲/۱۷ | ۰/۲۲ | ناپایا |

منبع: محاسبات تحقیق

۵- برآورد مدل حالت- فضا

در بررسی‌های به عمل آمده مشخص شد که تاکنون از شیوه‌های دیگری همچون خارج کردن مقادیر ویژه‌ای از تورم، میانگین وزنی و $SVAR$ برای محاسبه تورم هسته در ایران استفاده شده است، اما به شیوه فیلترینگ که یکی از بهترین راهکارها برای جداسازی نویزها از روند تورم است، محاسبه‌ای صورت نگرفته است. در این تحقیق جهت محاسبه تورم هسته با روش فیلتر کالمن ابتدا مدل را در شکل حالت- فضا بازنویسی می‌کنیم. برای این کار به دو معادله مجزا نیاز است که معرف معادله مشاهده و معادله حالت باشد. برای انجام این کار بر مبنای رویکرد اتخاذ شده در تحقیق، تورم شامل سه جزء در نظر گرفته می‌شود. این مدل که در معادله (۹) نشان داده شده است، معادله مشاهده را تشکیل می‌دهد.

$$lcpit = lcpit^{LR} + \beta y_t^{TRAN} + \delta loil_t \quad (9)$$

همانطور که در معادله (۹) مشخص است، در گام اول تنها متغیر قیمت بنزین به عنوان شوک عرضه وارد مدل‌سازی شده است. با داشتن معادله مشاهده، اکنون نوبت به طراحی معادله حالت مدل می‌رسد. به دلیل پنهانی بودن متغیر حالت، نوع معادله سری زمانی آن نیز مجهول است.

با توجه به اینکه متغیرهای سری زمانی روابط بلندمدت غالباً گام تصادفی و یا خودرگرسیون هستند، روابط مختلفی به عنوان معادله حالت مدل در نظر گرفته می‌شود و مدل بهینه براساس معیارهای انتخاب الگو از جمله معیارهای AIC ، SIC و HQ انتخاب

می‌شود. بنابراین مدل حالت-فضا، پنج مرتبه و با معادلات حالت گام تصادفی بدون عرض از مبدا، گام تصادفی با عرض از مبدا، خودرگرسیون مرتبه اول، خودرگرسیونی مرتبه دوم و خودرگرسیونی مرتبه سوم تصریح می‌شود (معادلات (۱۰) تا (۱۴)).

$$lcp_i^{LR} = lcp_{i-1}^{LR} + u_i \quad (10)$$

$$lcp_i^{LR} = a + lcp_{i-1}^{LR} + v_i \quad (11)$$

$$lcp_i^{LR} = a_1 + b_1 lcp_{i-1}^{LR} + z_i \quad (12)$$

$$lcp_i^{LR} = a_2 + b_1 lcp_{i-1}^{LR} + b_2 lcp_{i-2}^{LR} + Q_i \quad (13)$$

$$lcp_i^{LR} = a_3 + b_1 lcp_{i-1}^{LR} + b_2 lcp_{i-2}^{LR} + b_3 lcp_{i-3}^{LR} + w_i \quad (14)$$

هر یک از معادلات حالت مزبور این قابلیت را دارند که به همراه معادله مشاهده تصریح شده، حالت فضای مدل را تشکیل داده و به روش فیلتر کالمن تخمین زده شوند. در این فرآیند فرض بر این است که ε_t با هیچ یک از خطاهای u_t, v_t, z_t, Q_t و w_t همبستگی ندارد.

۵-۱- تخمین پارامترهای مدل، انتخاب مدل بهینه و تخمین متغیر حالت

با در نظر گرفتن معادلات اولیه مطرح شده، اکنون معادله مشاهده (۹) به همراه هر یک از معادلات حالت، تخمین زده می‌شود تا مدل بهینه به دست آید. جدول (۳)، مقادیر AIC ، SIC و HQ مربوط به هر یک از مدل‌ها را به همراه سایر اطلاعات مورد نیاز نشان می‌دهد. در جدول (۴) نیز مقادیر پارامترهای تخمین زده شده، همراه با احتمال آنها آورده شده است.

تفکیک تورم هسته از اجزای موقتی در ایران با... ۶۷

جدول (۳) - مقادیر آماره‌ها، ریشه میانگین مربعات خطا، لگاریتم درست‌نمایی و ویژگی‌های آماری

| <i>ar3</i> | <i>ar2</i> | <i>ar1</i> | <i>rw1</i> | <i>rw0</i> | |
|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------------|---------------|-----------------------|
| خودرگرسیون مرتب سوم | خودرگرسیون مرتب دوم | خودرگرسیون مرتب اول | گام تصادفی با عرض از مبدا | گام تصادفی | |
| -۱/۷ | -۱/۶۸۳ | -۱/۹۳۶ | -۰/۹۹۴ | -۰/۳۷۵ | <i>AIC</i> |
| -۱/۳۹۹ | -۱/۲۴۲ | -۱/۷۲ | -۱/۸۲۲ | -۰/۲۴۶ | <i>SBC</i> |
| -۱/۵۹۳ | -۱/۵۹۱ | -۱/۸۶ | -۱/۹۳۳ | -۰/۳۳ | <i>HQ</i> |
| ۰/۱۹۹ | ۰/۱۸۲ | ۰/۱۰۹ | ۰/۱۰۹ | ۰/۲۵۸ | <i>Root MSE</i> |
| ۳۹/۳۱ | ۳۷/۹۷ | ۴۱/۷۸ | ۴۴/۸۸ | ۱۰/۱۳۸ | <i>Log Likelihood</i> |
| ۶/۶۲۲ | ۷/۰۱ | ۶/۹۹۹ | ۳/۹۹۴ | ۳/۸۳ | <i>Final sv1</i> |
| ۱۰۴/۱۸ | ۱۲۱/۳۸ | ۱۲۴/۳۴ | ۱۵/۵۶ | ۱۲۴/۴۸ | <i>Average</i> |
| ۵۳۱/۰۶ | ۶۴۰/۸۶ | ۶۵۹/۹۳ | ۵۳/۰۵ | ۶۶۰/۸۲ | <i>MAX</i> |
| ۱/۳۱ | ۱/۳۵ | ۱/۳۶ | ۰/۸۲ | ۱/۳۶ | <i>MIN</i> |
| ۲۰/۳ | ۱۷/۲۶ | ۲۳/۶ | ۹/۱۷ | ۲۳/۶۷ | <i>Long Run VAR</i> |

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس جدول (۳)، بر مبنای هر سه معیار، آکایک، شوارتز بیزین و حنان کوئین، مدل گام تصادفی با عرض از مبدا برتری دارد.^۱ مقدار ریشه میانگین مربعات خطا^۲ نیز که بیانگر قدرت پیش‌بینی مدل است با داشتن کمترین مقدار از بین حالات مختلف، نشان می‌دهد که حالت گام تصادفی با عرض از مبدا جهت پیش‌بینی هم مدل بهتری است. همین‌طور مدل با گام تصادفی با عرض از مبدا، مقدار لگاریتم درست‌نمایی بیشتری هم دارد.

۱- معیار آکایک به خوبی برازش اهمیت بیشتری می‌دهد و معیار شوارتز، ساده‌سازی را در اولویت قرار می‌دهد و معیار حنان - کوئین نیز بین این دو است.

2- Root MSE

۶۸ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال شانزدهم، شماره ۶۰، بهار ۱۳۹۵

جدول (۴) - مقادیر تخمین پارامترها و محاسبه آماره Z

| احتمال | آماره Z | انحراف معیار | مقدار پارامتر | پارامتر | فضای حالت |
|--------|---------|--------------|----------------|------------|-------------------------------------|
| ۰/۵۸ | ۰/۵۴ | ۰/۵۵ | ۰/۳ | B | rw0 گام تصادفی |
| ۰/۰ | ۴/۰۲ | ۰/۰۸۲ | ۰/۳۳ | δ | |
| ۰/۰ | -۰/۸۵ | ۰/۴۳ | $Exp(-۳/۸)$ | $Var(u_t)$ | |
| ۰/۲ | -۱/۱۵ | ۰/۲۴ | -۰/۲۷ | B | rw1 گام تصادفی با عرض از مبدا |
| ۰/۶ | ۰/۵ | ۰/۰۳۸ | ۰/۰۱۹ | δ | |
| ۰/۰ | ۱/۴۴ | ۰/۰۱۴ | ۰/۱۶۷ | a_0 | |
| ۰/۰ | -۶۳/۲۳ | ۰/۲۳ | $Exp(-۵/۵۲)$ | $Var(v_t)$ | |
| ۰/۲ | -۱/۱۴ | ۰/۲۴ | -۰/۲۷ | B | ar1 خودرگرسیون مرتبۀ اول |
| ۰/۶ | ۰/۴۷ | ۰/۰۴ | ۰/۰۱۹ | δ | |
| ۰/۰ | ۷/۸۶ | ۰/۰۲ | ۰/۱۶۵ | a_1 | |
| ۰/۰ | ۱۶۵/۰۲ | ۰/۰۰۶ | ۱ | b_1 | |
| ۰/۰ | -۲۳/۵ | ۰/۲۳ | $Exp(-۵/۵)$ | $Var(Z_t)$ | |
| ۰/۱۴ | -۱/۴۴ | ۰/۱۷ | -۰/۲۵ | B | ar2 خودرگرسیون مرتبۀ دوم |
| ۰/۳ | ۰/۹۵ | ۰/۰۲ | ۰/۰۲ | δ | |
| ۰/۰ | ۳/۱۴ | ۰/۰۱ | ۰/۰۴ | a_1 | |
| ۰/۰ | ۱۷/۶ | ۰/۰۹ | ۱/۷۳ | b_1 | |
| ۰/۰ | -۷/۱۹ | ۰/۱ | -۰/۷۳ | b_2 | |
| ۰/۰ | -۲۱/۹۲ | ۰/۲۵ | $Exp(-۵/۶)$ | $Var(Q_t)$ | |
| ۰/۲۶ | -۱/۱ | ۰/۱۷ | -۰/۱۹ | B | ar3 خودرگرسیون مرتبۀ سوم |
| ۰/۱۴ | ۱/۴۶ | ۰/۰۳ | ۰/۰۴ | δ | |
| ۰/۷۳ | ۰/۳۴ | ۰/۰۳ | ۰/۰۱ | a_1 | |
| ۰/۰ | ۴۰/۳ | ۰/۳۳ | ۱/۳۴ | b_1 | |
| ۰/۰ | ۲/۷۳ | ۰/۰۷ | ۰/۲۱ | b_2 | |
| ۰/۰ | -۱۱/۴۶ | ۰/۰۴ | -۰/۵۶ | b_3 | |
| ۰/۰ | -۱۵/۵ | ۰/۳۳ | $Exp(-۵۵,۱/۱)$ | $Var(w_t)$ | |

منبع: محاسبات تحقیق

تفکیک تورم هسته از اجزای موقتی در ایران با... ۶۹

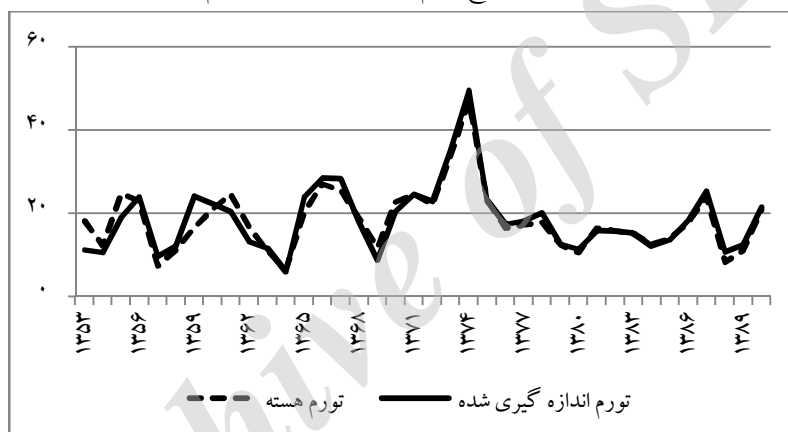
مدل‌های ارائه شده، بر اساس نرم‌افزار ایویوز ۷ و استفاده از مدل حالت-فضا با روش فیلترکالمن برای دوره ۱۳۵۳-۱۳۹۰ برآورد شده که نتیجه آن به صورت معادلات (۱۵) و (۱۶) است:

$$\pi_t = \pi^{LR} - 0.274y_t^{TRAN} + 0.192oil_t \quad (15)$$

$$\pi_t^{LR} = 0.167 + \pi_{t-1}^{LR} + [VAR = EXP(-5 / 52)] \quad (16)$$

تورم اندازه‌گیری شده قبل از فیلترینگ به همراه تورم هسته در نمودار (۱) ترسیم شده است.

نمودار (۱)- روند تغییرات نرخ تورم اندازه‌گیری شده و تورم هسته در ایران



منبع: برآورد تحقیق

بر اساس نمودار (۱)، تورم هسته بخش زیادی از تورم اندازه‌گیری شده را توضیح می‌دهد. این به آن معناست که عوامل مؤثر بر تورم غالباً دارای اثرات پایدار هستند و تورم در ایران، ساختاری است.

در گام بعدی جهت اطمینان از صحت مدل، جزء نرخ ارز بازار غیرموازی نیز به عنوان دیگر نماینده شوک عرضه در مدل وارد می‌شود. نرخ ارز بازار موازی با تاثیر بر قیمت مواد اولیه می‌تواند سمت عرضه را تحت تاثیر قرار دهد. نتیجه مدل با کمی تغییر در

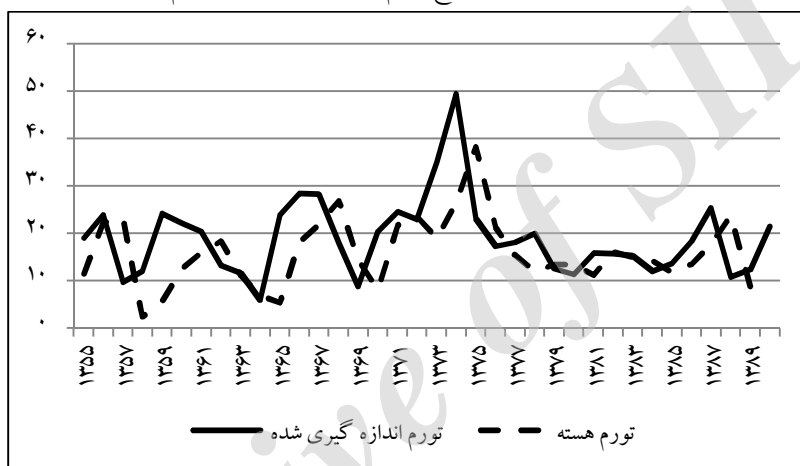
۷۰ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال شانزدهم، شماره ۶۰، بهار ۱۳۹۵

ضرایب، مشابه مدل قبل است. از بین پنج حالت در نظر گرفته شده باز هم معادله حالت گام تصادفی با عرض از مبدا از برتری برخوردار است و تایید می‌شود. مدل به دست آمده از این روش به شرح معادلات (۱۷) و (۱۸) است:

$$\pi_t = \pi^{LR} - 0.185y_t^{TRAN} + 0.143oil_t + 0.154lex_t \quad (17)$$

$$\pi_t^{LR} = 0.145 + \pi_{t-1}^{LR} + [VAR = EXP(-5/63)] \quad (18)$$

نمودار (۲) - روند تغییرات نرخ تورم اندازه‌گیری شده و تورم هسته



منبع: برآورد تحقیق

براساس نمودار (۲)، تورم هسته بخش اعظمی از تورم اندازه‌گیری شده را توضیح می‌دهد. وجود جزء نرخ ارز بازار موازی اندکی بیشتر شوک‌های عرضه را نمایان می‌سازد که البته باز هم به دلیل تاثیرات اندک این اجزای موقتی بر تورم، چیزی از اهمیت موضوع، یعنی تورم هسته به عنوان مهم‌ترین توضیح‌دهنده تورم نمی‌کاهد.

۶- نتیجه گیری

بر مبنای مباحثی که از دهه ۱۹۹۰ رواج یافته است، نرخ تورم به دو جزء موقتی و دائمی (هسته) تقسیم می‌شود. جزء موقتی تحت تاثیر شوک‌های موقتی مانند قیمت انرژی و مواد غذایی است و جزء دائمی آن به عوامل اساسی مانند پایه پولی، نقدینگی و نرخ ارز بستگی دارد. بنابراین اندازه شوک‌های موقتی و عوامل اساسی می‌تواند مقدار تورم و نوسانات آن را مشخص سازد.

نتایج مدل نشان می‌دهند که نرخ تورم در ایران هم هسته و هم جزء موقتی بزرگی دارد. هسته تورم یا همان جزء بلندمدت تورم، بیانگر ماهیت اقتصاد کشور و رویه سیاستگذاران حوزه‌های پولی و مالی است. پایه پولی در ایران چه هنگام افزایش دلارهای نفتی از مسیر افزایش خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و چه در سال‌هایی که درآمدهای نفتی کاهش می‌یابند با افزایش بدهی دولت و بدهی بانک‌های دولتی به بانک مرکزی، افزایش می‌یابد. از این رو لازم است، رژیم هدفگذاری تورم همراه با قواعد پولی و مالی متناسب به طور رسمی از طرف سیاستگذاران کشور پذیرفته و اعلام شود تا اطمینان از الزام بانک مرکزی به نرخ تورم هدف اعلام شده، مانع از رشد بیش از حد انتظارات و نقدینگی شود. در همین راستا، تورم هسته شاخص مناسبی است که می‌تواند در این هدفگذاری بکار رود.

باید این واقعیت را در نظر داشت که سابقه چهار دهه اخیر کشور در گسترش پایه پولی و نقدینگی نمی‌تواند مبنای مناسبی برای سال‌های آتی باشد، بنابراین تورم هسته ایران بر اساس قواعد پولی جدید می‌تواند نرخ بسیار پایین‌تر از ۱۵ درصد باشد. شوک‌های مرتبط با قیمت حامل‌های انرژی و نرخ ارز نیز از ماهیتی سیاسی در اقتصاد ایران برخوردار است، زیرا دولت از افزایش قیمت حامل‌های انرژی و کاهش ارزش ریال در جهت رفع نیازهای بودجه‌ای خود استفاده ابزاری می‌کند که سبب شده است تا رفع اثرات تورمی این عوامل با سختی مواجه باشد.

منابع

الف - فارسی

امیری هادی و چشمی، علی (۱۳۸۳)، «محاسبه هسته تورم در ایران»، *جستارهای اقتصادی*، بهار و تابستان، (۱): ۱۵۸-۱۲۷.

عباسی نژاد حسین و تشکینی، احمد (۱۳۹۰)، «اندازه‌گیری تورم پایه در اقتصاد ایران (رویکرد مبتنی بر مدل)»، *تحقیقات اقتصادی*، (۹۴): ۸۷-۶۷.

عباسی نژاد حسین، کمیجانی، اکبر، طیب‌نیا، علی و تشکینی، احمد (۱۳۸۹)، «اندازه‌گیری تورم پایه در اقتصاد ایران مبتنی بر رویکرد آماری»، *پژوهشنامه اقتصادی*، سال دهم، (۳): ۶۵-۳۹.

طیب‌نیا، علی (۱۳۷۴)، *فرآیند تورم در ایران*، تهران، جهاد دانشگاهی دانشگاه تهران.
محمودی، بهزاد (۱۳۸۶)، «محاسبه ثقل تورم (هسته مرکزی تورم) در ایران و مقایسه آن با تورم کلی»، *راهبرد*، (۴۶): ۳۵۸-۳۳۹.

ب - انگلیسی

- Apel, M., P.Jansson. (1999), "A Parametric Approach for Estimating Core Inflation and Interpreting the Inflation Process", *Serving Riks Bank*, Vol. 103, No. 37, Stockholm, Sweden.
- Bagliano, F., C, Morana, C.(2003), "Measuring US Core Inflation: A Common Trends Approach", *Journal of Macroeconomics*, No. 25, 197-212.
- Bryan, M.F, Cecchetti, S.G, Wiggings. (1997), "Efficient Inflation Estimation", NBER Working paper, No. 6183.
- Chamberlin, G. (2009), "Methods Explained", *Economic & Labour Market Review*, March, Vol. 3, No. 3.
- Di Dio, F., Felici, F.(2009), "Estimating Core Inflation in Norway", *Journal Of Applied Economics Sciences*, Vol. 4, 355-371.
- Dowd, K., Cotter, j.(2006), "U.S Core Inflation: A Wavelet Analysis", MPRA Paper, No. 3520, June.

- Gordon, R. J. (1976), "Recent Development in the Theory of Inflation and Unemployment", *Journal of Monetary Economics*, April.
- Eckstein, Otto. (1981), *core inflation*, New York: Prentice Hall.
- Kirker, M. (2010), "What Drives Core Inflation? A Dynamic Factor Model Analysis Of Tradable and Nontradable Prices", Reserve Bank Of New Zealand, December.
- Le Bihan, H., Sedillot, F. (2002), "Implimenting and Interpreting Indicators of Core Inflation: The Case of France", *Emprical Economics*, No. 27, 473-497.
- Mishkin, Frederic S. (2007), "Inflation Dynamics", NBER Working Paper No. 13147 .
- Petursson, T. G. (2004), "Formulation of Inflation Targeting Around the World", Central Bank of Iceland, *Monetary Bulletin*, 2004/1, pp. 57-84.
- Quah, D. T., Vahey, S. P. (1995), "Measuring Core Inflation", Bank Of England, Working Paper Series, No. 31
- Roger, Scott. (1998), "Core Inflation: Concepts, Uses and Measurement" Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper.
- Svensson, Lars E. O. (1995), "Optimal Inflation Targets", Conservative Central Bank & linear Inflation Target; NBER Working Paper, 1995, No. 5251.

Archive of SID