برآورد تورم هسته در کشور و استان‌ها با استفاده از مدل حالت-فضا

نسرین ابراهیمی[1]، مهدی پدرام[2]، میرحسین موسوی[3]

تاریخ دریافت: ۹۸/۲/۲۳ تاریخ پذیرش: ۹۸/۴/۲۳

چکیده

نرخ تورم، که بر اساس شاخص قیمت مصرف‌کننده اندازه‌گیری می‌شود، می‌تواند به ترکیبی از دو جزء با ثبات و موقت تفکیک شود. این تفکیک از اهمیت ویژه‌ای در تجزیه و تحلیل نرخ تورم و سیاست‌گذاری‌های کنترل تورم برخوردار است. در حقیقت، بدون اطلاع از جزء با ثبات، که اصطلاحا تورم هسته نامیده می‌شود، ممکن است هدفگذاری‌های کمّی در خصوص تورم دقیق نبوده و حتی محدودکننده باشد. تورم هسته، به عنوان پایدارترین جزء تورم اندازه‌گیری شده را می‌توان از طریق بیرون کشیدن تحرکات موقتی در قیمت‌ها استخراج کرد. به علاوه، درک رفتار تورم هسته در سطح کل کشور نیازمند درک رفتار تورم هسته در سطح استانی است، زیرا ساختار تورم کشوری مبتنی بر تورم‌های استانی است. از این‌رو، هدف مطالعه حاضر، برآورد تورم هسته در کشور و استان‌ها است. از آنجایی‌که تورم هسته یک متغیر غیرقابل مشاهده است، برآورد آن با استفاده از مدل حالت- فضا و روش بازگشتی فیلتر کالمن انجام شده است. نتایج به دست آمده حاکی از آن است که در کل کشور و در تمامی استان‌ها، به‌طور متوسط تورم هسته کمتر از تورم اندازه‌گیری شده است. در برخی از استان‌ها تورم هسته نسبت به تورم اندازه‌گیری شده انحراف معیار بیشتر و بنابراین نوسان بیشتری داشته است، اما در برخی دیگر، انحراف معیار و نوسان تورم هسته در مقایسه با تورم اندازه‌گیری شده، کمتر بوده است.

واژه‌های کلیدی: تورم هسته، مدل حالت-فضا، فیلتر کالمن

طبقه‌بندی JEL: C32 ,C51 ,E31

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه الزهرا Email: nasrin.ebrahimmi@gmail.com

۲. استاد اقتصاد، دانشگاه الزهرا (نویسنده مسئول) Email: mehdipedram@alzahra.ac.ir

۳. دانشیار اقتصاد، دانشگاه الزهرا Email: hmousavi@alzahra.ac.ir

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.7.1]

[DOI: 10.29252/jemr.9.36.7]

۱. مقدمه

دستیابی به ثبات قیمت‌ها و تورم پایین یکی از اصلی‌ترین اهداف سیاست پولی است. با این حال، از نقطه نظر مقام پولی، نگرانی اصلی وجود روند در تورم است نه صرفا نوسان در نرخ آن. به طور کلی، دلیل این امر آن است که مقام پولی ممکن است قادر به کنترل تمامی تغییرات رخ داده در سطح عمومی قیمت‌ها نباشد، زیرا برخی از این تغییرات ممکن است به طور مستقیم تحت کنترل بانک مرکزی نباشد (مانند شوک‌های عرضه مواد غذایی) یا اینکه به دلیل ماهیت پرنوسان قیمت، مقام پولی تمایلی به کنترل آن نداشته نباشد. در واقع، چنیین تغییراتی معمولا ماهیت کوتاه‌مدت و میان‌مدت دارند. بنابراین، مقام پولی تلاش می‌کند تا آن بخش از تورم اندازه‌گیری شده را استخراج نماید که قابلیت رصد داشته باشد و بتواند آن را با استفاده از ابزارهای پولی خود کنترل کند. این جزء پایدار تورم، تورم هسته[1] نامیده می‌شود (داس و همکاران[2]، ۲۰۰۹). تورم هسته فقط شامل پایدارترین تکانه‌ها در سطح عمومی قیمت‌ها است. با توجه به اینکه روش‌های اندازه‌گیری تورم هسته به دنبال خارج کردن نوسانات غیرپولی رخ داده در قیمت‌ها هستند، تورم هسته می‌تواند به عنوان تورمی مورد توجه قرار گیرد که ناشی از اعمال سیاست پولی است (بشار[3]، ۲۰۱۱).

یکی از دلایل ضرورت مورد توجه قرار دادن تورم هسته این است که تورم اندازه‌گیری‌شده بر اساس شاخص قیمت مصرف‌کننده، به منظور اندازه‌گیری تغییرات هزینه‌های زندگی طراحی شده است (برمینقام[4]، ۲۰۱۰). علاوه بر این، استفاده از تورم اندازه‌گیری شده، احتمال واکنش بیش از حد به تغییرات در قیمت‌های نسبی کالاها و خدمات را افزایش می‌دهد. بدین معنی که با گذشت زمان، قیمت کالاها و خدمات فردی نیز همراه با افزایش سطح عمومی قیمت‌ها، افزایش می‌یابد. همچنین، در هر لحظه از زمان، قیمت برخی از کالاها و خدمات فردی بالاتر و برخی دیگر نیز پایین‌تر از سطح عمومی

1. Core Inflation
2. Das et al
3. Bashar
4. Bermingham

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.7.1]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.7]

قیمت‌ها است (مازامدر[1]، ۲۰۱۴). همان‌طور که کلارک[2] (۲۰۰۱) بحث می‌کند، چنین تفاوت‌هایی منعکس‌کننده تغییرات در قیمت‌های نسبی کالاهاست، که این امر نیز به نوبه خود ممکن است ناشی از تغییرات نسبی در عرضه یا تقاضا باشد. بنابراین، سیاست‌گذاران می‌بایست روی تورم هسته تمرکز داشته باشند؛ تورمی که تغییرات موقتی قیمت‌های نسبی را شامل نمی‌شود. میشکین[3] (۲۰۰۷) معتقد است در صورت استفاده از تورم اندازه‌گیری شده به جای تورم هسته، سیاست پولی قادر به کنترل تحرکات قیمت‌های نسبی نخواهد بود. ریچ و استیندل[4] (۲۰۰۷) نیز دلیل دیگری را در خصوص ضرورت رصد تورم هسته توسط بانک‌های مرکزی بیان می‌کنند. آن‌ها معتقد هستند که نحوه اندازه‌گیری قیمت‌ها، پیامدهای جدی برای تعیین دستمزد، و همچنین مالیات و دریافت‌های دولت، که بر اساس CPI شاخص می‌شوند، را به دنبال دارد. استفاده از چنین شاخصی می‌تواند کاملا گمراه‌کننده باشد، زیرا شاخص قیمت مصرف‌کننده شامل تحرکات موقتی معنی‌داری است؛ تحرکاتی که تورم هسته می‌تواند آن‌ها را خارج نماید.

هر اقتصادی متشکل از اقتصادهای منطقه‌ای (استانی یا ایالتی) است. نرخ‌های تورم استانی در برخی موارد بالاتر از نرخ تورم کشوری و در برخی دیگر نیز پایین‌تر از نرخ تورم کشوری هستند. ریدوان[5] (۲۰۱۶) سه دلیل را برای اهمیت توجه به تورم‌های استانی بیان می‌کند. وی معتقد است که درک رفتار سری زمانی تورم‌های استانی به درک بهتر رفتار تورم کشوری کمک می‌کند، زیرا ساختار تورم کشوری مبتنی بر تورم‌های استانی است. همچنین، استفاده از اطلاعات استانی امکان شناسایی عوامل استانی موثر در نوسانات تورم کشوری را فراهم نموده و بنابراین، اطلاعات مفیدی را برای سیاست‌گذاران در جهت رسیدن به هدف ثبات نسبی قیمت‌ها فراهم می‌کند. به علاوه، ناهمگنی ویژگی‌های

1. Mazumder
2. Clark
3. Mishkin
4. Rich and Steindel
5. Ridhwan

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.7.1]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.7]

اقتصادی و ساختارهای تولید در سطح استانی که بیشتر از سطح کشوری است، می‌تواند به شناسایی منابع ناهمگنی تورم کمک نماید.

در ایران، تورم و به تبع آن تورم هسته، مانند هر کشور دیگری مبتنی بر تورم‌های استانی است. تورم هسته در ایران در برخی از مطالعات تجربی و به روش‌های مختلفی محاسبه شده است، اما تاکنون مطالعه‌ای در خصوص تورم هسته در سطح استان‌های کشور انجام نشده است. با توجه به اهمیت تورم‌های استانی برای تحلیل تورم کشوری، برآورد تورم هسته در سطح استانی می‌تواند برای سیاست‌گذاران در جهت درک بهتر تورم هسته کشور و تعیین درست اهداف سیاستی مفید واقع شود. از این‌رو، هدف مطالعه حاضر به‌طور عمده برآورد تورم هسته در کشور و استان‌ها است.

تورم هسته یک متغیر غیرقابل مشاهده است. یکی از روش‌های مورد استفاده برای برآورد این نوع متغیرها، مدل حالت- فضا[1] و روش بازگشتی[2] فیلتر کالمن[3] است که در مطالعه حاضر به کار گرفته شده است.

در راستای هدف مطالعه، ابتدا در بخش نخست با عنوان پیشینه تحقیق به تعریف، اهمیت و روش‌های سنجش تورم هسته و همچنین، مرور برخی مطالعات انجام شده در خصوص تورم هسته پرداخته خواهد شد. سپس، مدل تحقیق و روش برآورد در بخش دوم معرفی می‌شود. داده‌ها و نتایج تجربی در بخش سوم ارائه می‌شود. بخش پایانی نیز به نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۲. پیشینه تحقیق

در ادبیات موجود، تعاریف و مفاهیم متعددی برای تورم هسته وجود دارد. نخستین بار، اکستین[4] (۱۹۸۱) تورم هسته را به عنوان روند افزایش هزینه عوامل تولید تعریف کرد. بر اساس دیدگاه اکستین، تورم هسته به عنوان نرخ تورمی تعریف می‌شود که روی مسیر رشد

1. Space State Model
2. Recursive
3. Kalman Filter
4. Eckstein

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.7.1]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.7]

بلندمدت اقتصاد رخ می‌دهد، مسیری که در آن هیچ‌گونه شوکی وجود ندارد. اکستین معتقد است که تورم هسته ناشی از انتظارات تورمی بلندمدت خانوارها و بنگاه‌ها است که در جریان قراردادهای نیروی کار شکل می‌گیرد. اگر معادله (۱) به عنوان منحنی عرضه کل کوتاه‌مدت در نظر گرفته شود، تعریف اکستین از تورم هسته به صورت معادله (۲) خواهد بود که طبق این تعریف، تورم هسته ${\pi_t}^c$، همان تورم بلندمدت π_t^{LR} است. در این معادله، $g(x_{t-1})$ معیاری از فشار مازاد تقاضای سیکلی و μ_t معیاری از شوک‌های موقتی وارد شده به تورم است.

$$\pi_t = \pi_t^{LR} + g(x_{t-1}) + \mu_t \quad (۱)$$

$${\pi_t}^c = \pi_t - g(x_{t-1}) - \mu_t = \pi_t^{LR} \quad (۲)$$

برایان و سچتی[1] (۱۹۹۳) تورم هسته را به صورت جزء بلندمدت یا دائمی شاخص قیمت اندازه‌گیری شده تعریف کرده‌اند که ارتباط نزدیکی با رشد حجم پول دارد. آن‌ها معتقدند که با فرض تبعیت نرخ رشد حجم پول $\dot{M}$ از یک فرآیند گام تصادفی، تورم هسته بهترین پیش‌بینی از تورم آتی را به دست می‌دهد. مطابق معادله (۳) تورم اندازه‌گیری شده به دو جزء تورم هسته و شوک‌های هزینه‌های تولید یا فشار تقاضا، ε_t، تفکیک می‌شود.

$$\pi_t = \pi_t^c + \varepsilon_t \quad (۳)$$

$$\pi_t^c = \dot{M} \quad (۴)$$

مطابق دیدگاه کواآه و واهی[2] (۱۹۹۵)، دو نوع تکانه برون‌زا به طور بالقوه رفتار تورم اندازه‌گیری‌شده را تحت تاثیر قرار می‌دهند. این دو نوع تکانه بر اساس اثری که روی تولید حقیقی به جای می‌گذارند از یکدیگر متمایز می‌شوند. تکانه‌های نوع اول تکانه‌هایی هستند که بعد از یک افق زمانی ثابت اثری روی تولید حقیقی ندارند، اما تکانه‌های نوع دوم در میان‌مدت و بلندمدت اثرات معنی‌داری روی تولید حقیقی دارند. تورم هسته به عنوان

1. Bryan and Cecchetti
2. Quah and Vahey

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.7.1]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.7]

حرکت‌هایی از تورم اندازه‌گیری‌شده تعریف می‌شود که تنها ناشی از تکانه‌های نوع اول است. در واقع، تورم هسته آن بخش از تورم اندازه‌گیری‌شده است که تاثیر میان‌مدت و بلندمدت روی تولید حقیقی ندارد. این تعریف از تورم هسته با مفهوم منحنی عمودی فیلیپس بلندمدت مبنی بر هم‌حرکتی تورم و بیکاری سازگار است.

در دیدگاهی که به دیدگاه بانک‌های مرکزی معروف است، تورم هسته از طریق حذف یا کاهش اثر برخی عوامل خاص، به‌ویژه اجزای نوسانی و نامنظم تورم استخراج می‌شود. از آنجایی که شوک‌های تقاضا عموما در میان این اجزای نامطلوب در نظر گرفته نمی‌شوند، دیدگاه بانک‌های مرکزی در خصوص تورم هسته متفاوت از دیدگاه اکستین و همچنین دیدگاه کووآه و واهی است (اپل و جانسون[1]، ۱۹۹۹). در چارچوب دیدگاه بانک‌های مرکزی، تورم هسته ویژگی‌های مهمی را شامل می‌شود از جمله اینکه تورم هسته نرخ رشد قیمت‌ها را به صورت نوسانات فصلی و دوره‌ای تعدیل‌شده نشان می‌دهد و نسبت به تورم اندازه‌گیری‌شده در طول زمان نوسان کمتری دارد.

ایده اصلی برای تعریف مفهوم تورم هسته، به چارچوب[2] سیاستی هدف‌گذاری تورم بر می‌گردد. بر اساس تعریف میشکین[3] (۲۰۰۱)، هدف‌گذاری تورم نوعی استراتژی سیاست پولی است که ۵ رکن اصلی دارد: ۱) اعلان عمومی اهداف کمی میان‌مدت برای تورم؛ ۲) وجود تعهد رسمی برای دستیابی به ثبات قیمت‌ها به عنوان هدف اولیه و اصلی سیاست پولی؛ ۳) وجود استراتژی فراگیر اطلاعاتی که در آن متغیرهای زیادی، و نه صرفا متغیرهای مربوط به کل‌های[4] پولی یا نرخ ارز، برای تصمیم‌گیری در خصوص ابزارهای سیاستی مورد استفاده قرار می‌گیرند؛ ۴) افزایش شفافیت سیاست پولی از طریق ارتباط با مردم و بازار در خصوص برنامه‌ها، اهداف و تصمیمات مقامات پولی؛ و ۵) افزایش پاسخ‌گویی بانک مرکزی در قبال دستیابی به اهداف تورمی. یکی از جنبه‌های بحث‌برانگیز

1. Apel and Jansson
2. Framework
3. Mishkin
4. Aggregate

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.7.1]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.7]

در طراحی رژیم[1] هدف‌گذاری تورم، تعریف یک سری زمانی از قیمت‌هاست تا بر اساس آن تورم هدف مشخص شود. این سری زمانی می‌بایست دقیق، زمان‌بند و قابل فهم برای عموم باشد (برنانکه و میشکین[2]، ۱۹۹۷). همان‌طور که اندرس[3] (۲۰۰۸) بیان می‌کند، الگوی رفتار یک سری زمانی شامل مولفه‌های روند، تغییرات فصلی، تغییرات چرخه‌ای و تغییرات نامنظم است. با توجه به این‌که نگرانی اصلی سیاست‌گذاران پولی وجود روند در تورم است، در طراحی هدف‌گذاری تورم می‌بایست سری زمانی از قیمت‌ها مورد استفاده قرار گیرد که تغییرات مذکور از آن خارج شده باشد. اگرچه شاخص قیمت مصرف‌کننده یک شاخص شناخته شده بوده و سری زمانی آن به صورت منظم منتشر می‌شود، اما نوساناتی در برخی از اجزای این شاخص وجود دارد (مانند افزایش قیمت کالاهای وارداتی) که هدایت سیاست پولی را پیچیده می‌کند (نیزن و سودستوم[4]، ۲۰۰۱). از این‌رو، برخی از کشورهایی که سیاست هدف‌گذاری تورم را اجرایی می‌کنند به جای استفاده از شاخص قیمت مصرف‌کننده، هسته آن را در نظر گرفته‌اند. منطق این انتخاب آن است که به علت وجود شوک‌های پیش‌بینی‌نشده در اقتصاد این کشورها، تورم اندازه‌گیری شده با استفاده از شاخص قیمت مصرف‌کننده نمی‌تواند معیار مناسبی برای هدف‌گذاری تورم باشد (گویال و پوجاری[5]، ۲۰۰۵).

روش‌های زیادی برای اندازه‌گیری تورم هسته مطرح شده و در مطالعات تجربی مورد استفاده قرار گرفته است. به طور کلی می‌توان این روش‌ها را در دو دسته رویکرد آماری و رویکرد مبتنی بر مدل دسته‌بندی کرد. در رویکردهای آماری با در نظر گرفتن شاخص قیمت مصرف‌کننده، برخی از اقلام آن حذف و یا از طریق وزن‌دهی مجدد، یک شاخص جدید ساخته می‌شود. این رویکرد شامل معیارهای مبتنی بر مرتب‌سازی[6]، معیارهای مبتنی

1. Regime
2. Bernanke and Mishkin
3. Enders
4. Nessén and Söderström
5. Goyal and Kumar Pujari
6. Measures Based on Trimming

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.7.1]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.7]

بر خارج کردن[1] و معیارهای مبتنی بر کل توزیع قیمت[2] است. در رویکرد مبتنی بر مدل نیز با توجه به نظریه‌های اقتصادی از مدل‌های اقتصادسنجی برای استخراج تورم هسته استفاده می‌شود. در این رویکرد تمایز بین جزء ماندگار (یا پایدار) و جزء گذرا (یا متناوب) مورد تأکید قرار می‌گیرد. در واقع، در این رویکرد به تمایز بین تکانه‌های قیمتی که صرفا به صورت موقت روی قیمت‌ها اثر می‌گذارند و تکانه‌های با آثار پایدارتر تأکید می‌شود (تشکینی و افضلی، ۱۳۹۰).

با استفاده از روش‌های مذکور، مطالعات مختلفی در خصوص برآورد تورم هسته با استفاده از رویکردهای آماری و رویکردهای مبتنی بر مدل، همچون کار اکستین (۱۹۸۱)، برایان و سچتی (۱۹۹۳) و کواآه و واهی (۱۹۹۵)، انجام شده است. در هند، گویال و پوجاری (۲۰۰۵) با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) به این نتیجه رسیدند که اندازه تورم هسته نسبت به اندازه تورم اندازه‌گیری شده کمتر است اما تورم هسته در مقایسه با تورم اندازه‌گیری شده نوسان کمتری دارد. دیو پلزی و همکاران[3] (۲۰۱۵) نشان دادند که جداسازی تغییرات قیمت مواد غذایی و انرژی از تورم اندازه‌گیری شده با استفاده از مدل‌های فاکتور عاملی به خوبی می‌تواند تورم هسته را در آفریقای جنوبی برآورد کند. استاک و همکاران[4] (۲۰۱۶) برای تفکیک تورم هسته به جای استفاده از تورم کل اقتصاد، از تورم در بخش‌های مختلف اقتصادی استفاده کرده‌اند. نتایج حاصل از به‌کارگیری تورم بخشی، دقیق‌تر از نتایج مربوط به تورم کل بود. کالرا و ژیانگ[5] (۲۰۱۸) با استفاده از روش‌های آماری، تورم هسته در ویتنام را برآورد کرده‌اند. بر اساس نتایج به دست آمده، معیارهای مبتنی بر خارج کردن، نمی‌تواند به خوبی شواهد تجربی را توضیح دهد و معیار میانگین پیراسته معیار مناسب‌تری برای برآورد تورم هسته در این کشور است. ویلکینسون[6] (۲۰۱۱) با استفاده از روش‌های آماری و از طریق جداسازی اجزایی از شاخص قیمت

1. Measures Based on Exclusion
2. Measures Based on the Whole Price Distribution
3. Du Plessis et al
4. Stock et al
5. Kalra and Dzung
6. Wilkinson

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.7.1]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.7]

مصرف‌کننده با بیشترین تغییرپذیری، به برآورد تورم هسته در سطح استان‌های کانادا پرداخته است. بر اساس نتایج به دست آمده در سطح استانی، قیمت مسکن، انرژی و محصولات دخانی در مقایسه با سایر اجزای شاخص قیمت مصرف‌کننده، تکانه‌های قیمتی بیشتری داشتند.

عباسی‌نژاد و همکاران (۱۳۸۹) به روش‌های مختلف رویکرد آماری، تورم هسته در ایران را برآورد کرده‌اند. مطابق نتایج به دست آمده، تورم هسته بر اساس روش‌های مختلف، دارای میانگین کمتری نسبت به تورم کل است. انحراف معیار و دامنه تغییرات تورم هسته نیز کمتر از تورم کل است. از نظر تشکینی و افضلی (۱۳۹۰) روش خارج کردن (غذا و تحصیل) و روش SVAR در شمار روش‌های بهینه برای اندازه‌گیری تورم هسته در ایران قرار دارند. همچنین، گروه مسکن جزء پایدار تورم در اقتصاد ایران بوده و هماهنگ با انتظارات است. در تحلیل خصوصیات آماری تورم هسته، نتایج نشان داد که تورم هسته در مقایسه با تورم اندازه‌گیری‌شده، دامنه تغییرات و انحراف معیار کمتری دارد. بر اساس مطالعه کرمی و بیات (۱۳۹۲) روش میانگین پیراسته بهترین عملکرد را برای اندازه‌گیری تورم هسته در ایران داشته است. همچنین، روش حذف اجزا با وجود داشتن بیشترین تلاطم، بهترین روش برای برقراری ارتباط بین سیاست‌گذار با مردم است. رضایی مقدم و همکاران (۱۳۹۵) نیز به تبعیت از تعریف اکستین (۱۹۸۱) به صورت تورم بلندمدت، نشان دادند که تورم هسته در ایران نوساناتی مشابه تورم اندازه‌گیری شده دارد.

همان‌طور که پیش‌تر گفته شد، در خصوص برآورد تورم هسته در سطح استان‌های کشور مطالعه‌ای انجام نشده است. نوآوری این مطالعه نسبت به مطالعات داخلی پیشین، برآورد استانی تورم هسته است.

۳. مدل تحقیق و روش برآورد

بر اساس تعاریف مطرح شده در بخش قبل، دیدگاه‌های مختلفی در خصوص تعریف تورم هسته وجود دارد. در مطالعه حاضر تعریف اکستین (۱۹۸۱) از تورم هسته مد نظر است. به

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.7.1]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.7]

عبارت دیگر، تورم بلندمدت به عنوان تورم هسته در نظر گرفته می‌شود. به منظور برآورد این نوع تورم، مدل به کار گرفته شده توسط اپل و جانسون (۱۹۹۹) مورد استفاده قرار می‌گیرد که در دسته‌بندی روش‌های اندازه‌گیری تورم هسته، جزء روش‌های مبتنی بر مدل محسوب می‌شود. در این مدل، تورم اندازه‌گیری شده به سه دسته عامل شرایط بلندمدت، محصول حقیقی زودگذر[1]، و فاکتورهای ویژه[2] بستگی دارد. بر اساس این رویکرد، بین تورم و متغیرهای اقتصادی رابطه‌ای به صورت رابطه (۵) برقرار است.

$$\alpha(L)(\pi_t - \pi_t^{LR}) = \beta(L)y_t^{TRAN} + \delta(L)Z_t + \varepsilon_t \qquad (۵)$$

به‌طوری‌که L عملگر وقفه است. بر اساس رابطه فوق، اجزای کوتاه‌مدت تورم اندازه‌گیری‌شده به صورت تفاضل تورم اندازه‌گیری شده از جزء بلندمدت آن به دست می‌آید $(\pi_t - \pi_t^{LR})$. این اجزا شامل اجزای زودگذر محصول حقیقی y_t^{TRAN} و بردار فاکتورهای ویژه Z_t است. با بازنویسی رابطه (۵) به صورت رابطه (۶) می‌توان گفت تورم اندازه‌گیری شده تابعی از تورم بلندمدت، شکاف محصول حقیقی و بردار فاکتورهای ویژه است.

$$\pi_t = \pi_t^{LR} + \alpha(L)^{-1}\beta(L)y_t^{TRAN} + \alpha(L)^{-1}\delta(L)Z_t + \alpha(L)^{-1}\varepsilon_t \qquad (۶)$$

بردار فاکتورهای ویژه می‌تواند شامل اجزای نامطلوبی مانند تغییرات در نرخ بهره اسمی کوتاه‌مدت، تغییرات در قیمت‌های اسمی نفت و تغییرات در قیمت‌های اسمی واردات باشد. انتخاب متغیرهایی که در این بردار وارد مدل می‌شوند، با توجه به اقتصاد هر کشور صورت می‌گیرد (رضایی مقدم و همکاران، ۱۳۹۵).

جزء بلندمدت تورم اندازه‌گیری شده یا همان تورم هسته، یک متغیر غیرقابل مشاهده است. در مطالعه حاضر، برآورد این متغیر با استفاده از مدل حالت- فضا و روش بازگشتی فیلتر کالمن صورت می‌گیرد. زیرا، در مدل حالت- فضا قابلیت برآورد متغیرهای غیرقابل

1. Transitory Real Output
2. Special Factors

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.7.1]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.7]

مشاهده در کنار متغیرهای قابل مشاهده وجود دارد. مدل حالت- فضا شامل دو معادله است: معادله مشاهده[1] و معادله حالت یا انتقال[2]. معادله مشاهده معادله‌ای است که ارتباط بین متغیرهای مشاهده شده را با متغیرهای غیرقابل مشاهده یا متغیرهای حالت مشخص می‌کند. معادله حالت نیز قانون حرکت یا پویایی‌های متغیرهای غیرقابل مشاهده یا متغیرهای حالت را نشان می‌دهد. در سیستم معادلات مدل‌های حالت- فضا فرض می‌شود متغیرهای غیرقابل مشاهده (متغیرهای حالت) از یک فرآیند تصادفی تبعیت کرده و نشان‌دهنده وضعیت سیستم هستند. همان‌طور که هاروی[3] (۱۹۸۱) بیان می‌کند، مدل‌های حالت- فضا را در ساده‌ترین شکل ممکن می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$y_t = Z'_t \alpha_t + \xi_t \qquad (۷)$$

$$\alpha_t = T_t \alpha_{t-1} + R_t \eta_t \qquad (۸)$$

$$\xi_t \sim NID(0, \sigma^2 h_t), \eta_t \sim NID(0, \sigma^2 Q_t), \alpha_0 \sim NID(0, \sigma^2 P_0)$$

به طوری‌که y_t متغیر وابسته 1×1، Z_t برداری از متغیرهای توضیحی $1 \times m$، α_t برداری از متغیرهای حالت غیرقابل مشاهده $m \times 1$، T_t ماتریس ضرایب $m \times m$، R_t ماتریس ثابت $m \times s$ و ξ_t جزء اخلال است. معادله (۷)، معرف معادله مشاهده است که در آن y_t یک متغیر قابل مشاهده و اندازه‌گیری است. معادله (۸)، نشان‌دهنده معادله حالت است که از یک فرآیند تصادفی تبعیت می‌کند و بیانگر تغییرات متغیر حالت α_t در طول زمان است.

در مدل‌های حالت- فضا، برآورد متغیرهای غیرقابل پیش‌بینی با استفاده از روش بازگشتی فیلتر کالمن صورت می‌گیرد. رهیافت فیلتر کالمن مبتنی بر امید شرطی است. در واقع، فیلتر کالمن الگوریتمی برای محاسبه پیش‌بینی‌های حداقل مربعات خطی از متغیر غیرقابل مشاهده بر اساس اطلاعات متغیر قابل مشاهده در زمان t است، یعنی $\hat{\alpha}_{(t+1|t)} \equiv \hat{E}(\alpha_{t+1}|y_t)$. فیلتر کالمن این پیش‌بینی‌ها را به صورت بازگشتی محاسبه

1. Observation or Signal equation
2. State or Transit equation
3. Harvey

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.7.1]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.7]

می‌کند، یعنی محاسبه پشت سر هم $\hat{\alpha}_{(1|0)}, \hat{\alpha}_{(2|1)}, \dots, \hat{\alpha}_{(T|T-1)}$. این پیش‌بینی‌ها با یک ماتریس حداقل مربعات خطا (MSE) همراه است:

$$P_{(t+1|t)} \equiv E[(\alpha_{t+1} - \hat{\alpha}_{t+1|t})(\alpha_{t+1} - \hat{\alpha}_{t+1|t})']$$

به‌طور کلی مراحل فیلتر کالمن بدین صورت است که ابتدا عمل فیلترینگ[1] انجام می‌شود، به نحوی که از اطلاعات مربوط به هر دوره برای برآورد متغیر غیرقابل مشاهده در همان دوره استفاده می‌شود. در مرحله بعد، با استفاده از داده‌های حاصل از مرحله فیلترینگ، مقادیر آینده متغیر غیرقابل مشاهده برآورد می‌شود. سپس و در مرحله پایانی، عمل بهنگام‌سازی[2] انجام می‌گیرد. در این مرحله، مقادیر متغیر غیرقابل مشاهده دوباره برآورد می‌شود، با این تفاوت که محاسبات این مرحله با استفاده از همه اطلاعات در دسترس صورت می‌گیرد. قابل اثبات است که ماتریس حداقل خطای پیش‌بینی در مرحله بهنگام‌سازی، یعنی $P_{t|t}$، و بنابراین، نااطمینانی، در مرحله بهنگام‌سازی در مورد پیش‌بینی‌ها کاهش می‌یابد. در واقع، پیش‌بینی‌های مرحله بهنگام‌سازی نسبت به مرحله قبل، از قابلیت اطمینان بیش‌تری برخوردار هستند (همیلتون[3]، ۱۹۹۴: ۳۸۱-۳۷۹). شایان ذکر است که روش بازگشتی در فیلتر کالمن به معنای این است که هر بار که یک مشاهده جدید به سیستم وارد می‌شود، فرآیند فیلترینگ راه حل بهینه را دوباره محاسبه می‌کند (زبیری، ۱۳۹۵).

اکنون با استفاده از روابط (۶) تا (۸)، می‌توان معادله تورم در ایران و همچنین استان‌های آن را به فرم حالت- فضا به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$LCPI_t = LCPI_t^{LR} + \beta y_t^{TRAN} + \delta LEx_t + \varepsilon_t \quad (۹)$$

$$LCPI_t^{LR} = \alpha + \gamma LCPI_{t-1}^{LR} + \mu_t \quad (۱۰)$$

1. Filtering
2. Updating
3. Hamilton

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.7.1]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.7]

در روابط فوق، تورم اندازه‌گیری شده به صورت لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده $LCPI_t$ تعریف می‌شود. y_t^{TRAN} شکاف محصول یا همان محصول زودگذر است که با استفاده از تولید ناخالص داخلی حقیقی و فیلتر هودریک پرسکات قابل استخراج است. این فیلتر از روش‌های محاسبه جزء سیکلی یک متغیر محسوب می‌شود (سهیلی و همکاران، ۱۳۹۴). LEx_t نیز لگاریتم نرخ ارز غیر رسمی است. تورم هسته نیز همان تورم بلندمدت $LCPI_t^{LR}$ است.

رابطه (۹) بیانگر معادله مشاهده است و رابطه (۱۰) به عنوان معادله حرکت، پویایی متغیر حالت (غیرقابل مشاهده) تورم هسته را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در این مطالعه معادله حالت به صورت فرآیند گام تصادفی با عرض از مبدا در نظر گرفته شده است.

۴. داده‌ها و نتایج تجربی

با توجه به اینکه هدف مطالعه حاضر برآورد تورم هسته در ایران و هر استان است، روابط (۹) و (۱۰) برای کل کشور و هر استان به صورت جدا برآورد می‌شود. واضح است که در این برآورد، هر استان شاخص قیمت مصرف‌کننده و تولید ناخالص داخلی حقیقی مختص خود را دارد اما نرخ ارز غیر رسمی برای تمامی استان‌ها یکسان است. شاخص قیمت مصرف‌کننده کل کشور و استان‌ها، تولید ناخالص داخلی حقیقی کل کشور و نرخ ارز غیر رسمی از اطلاعات منتشر شده توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است. در خصوص محصول حقیقی استان‌ها باید گفت سری زمانی حساب‌های منطقه‌ای توسط مرکز آمار ایران به قیمت جاری منتشر می‌شود. از این‌رو، با استفاده از سهم هر استان از تولید ناخالص داخلی کل کشور به قیمت جاری و همچنین به‌کارگیری تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت کل کشور، محصول حقیقی هر استان محاسبه شده است. با توجه به تفکیک برخی از استان‌های کشور، سری زمانی مورد بررسی در این مطالعه از سال ۱۳۸۴

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.7.1]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.7]

(هم‌زمان با تفکیک استان خراسان به سه استان) تا سال ۱۳۹۴ و به صورت فصلی است[۱]. لازم به ذکر است که استان البرز جزء استان تهران در نظر گرفته شده است.

اقتصاد هر کشور ترکیبی از اقتصاد مناطق (ایالت‌ها یا استان‌های) مختلف است. از نظر اویانگ و همکاران[۲] (۲۰۰۸)، اقتصادهای منطقه‌ای (ایالتی یا استانی) از نظر تنوع اقتصادی، تفاوت‌های جمعیتی، عدم تجانس جغرافیایی و درجه‌های توسعه‌یافتگی مالی[۳] با یکدیگر متفاوت هستند. ریدوان و همکاران[۴] (۲۰۱۱) نیز معتقدند ساختار مالی منطقه‌ای، رقابت صنعتی منطقه‌ای، روابط تجاری منطقه‌ای و محیط نهادی منطقه‌ای در یک کشور با یکدیگر متفاوت است. چنین تفاوت‌هایی به ویژه برای کشورهای درحال توسعه با جغرافیای وسیع و شرایط اقتصادی و اجتماعی متنوع، مشهود است.

ایران کشوری است که استان‌های مختلف آن از ویژگی‌های جمعیتی، جغرافیایی و اقتصادی متفاوتی برخوردارند. یکی از این تفاوت‌ها، تفاوت در نرخ‌های تورم استانی است. به منظور بررسی این تفاوت، نرخ تورم به تفکیک کل کشور و استان‌ها از سال ۱۳۸۴ تا سال ۱۳۹۵، در جدل (۱) گزارش شده است. بر اساس این جدول قابل مشاهده است که برخی از استان‌ها در مقایسه با کل کشور با نرخ تورم بالاتری مواجه هستند و برخی دیگر نیز نرخ تورمی کمتر از نرخ تورم کل کشور دارند. برای مثال، در سال ۱۳۹۵ نرخ تورم کل کشور برابر با ۹/۰۳ درصد بوده است. این در حالی است که در استان‌هایی مانند استان سمنان و استان گیلان در این سال نرخ تورم به ترتیب برابر با ۱۱/۸۶ درصد و ۱۰/۵۰ درصد بوده که بالاتر از نرخ تورم کل کشور است. نرخ تورم در استان‌هایی همچون استان خراسان جنوبی و استان بوشهر (به ترتیب ۷/۸۷ درصد و ۷/۷۶ درصد) نیز کمتر از کل کشور بوده است. با این حال، تمامی استان‌های کشور در دوره ۱۳۹۵-۱۳۸۴، بالاترین نرخ تورم را در سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ تجربه کرده‌اند.

---

۱. با توجه به اینکه اطلاعات حساب‌های منطقه‌ای سال ۱۳۹۵ منتشر نشده است، سری زمانی مورد بررسی تا پایان سال ۱۳۹۴ در نظر گرفته شده است.

2. Owyang et al
3. Financial Development
4. Ridhwan et al

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.7.1]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.7]

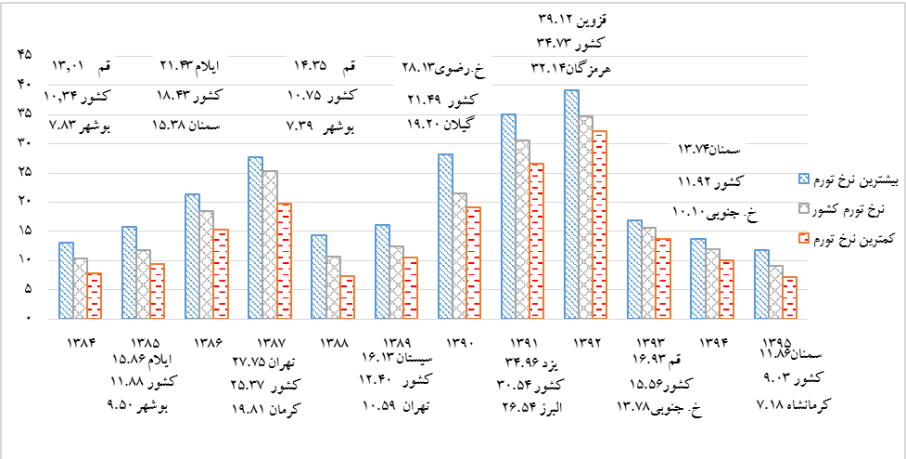
جدول ۱. نرخ تورم سالانه (درصد) در استان‌های ایران طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۸۴

	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵
کل کشور	۱۰/۳۴	۱۱/۸۸	۱۸/۴۳	۲۵/۳۷	۱۰/۷۵	۱۲/۴۰	۲۱/۴۹	۳۰/۵۴	۳۴/۷۳	۱۵/۵۶	۱۱/۹۲	۹/۰۳
آذربایجان شرقی	۹/۳۵	۱۳/۸۲	۱۸/۵۰	۲۳/۴۱	۱۱/۸۶	۱۴/۸۴	۲۴/۰۰	۳۱/۵۱	۳۴/۵۳	۱۵/۰۱	۱۲/۳۲	۸/۵۸
آذربایجان غربی	۱۱/۹۴	۱۴/۰۰	۱۶/۹۶	۲۲/۵۰	۱۲/۶۵	۱۴/۱۳	۲۴/۷۶	۳۲/۰۶	۳۶/۹۹	۱۵/۷۵	۱۲/۳۹	۸/۱۱
اردبیل	۱۱/۷۶	۱۳/۱۶	۱۶/۸۶	۲۵/۳۷	۱۱/۵۱	۱۴/۵۹	۲۲/۶۷	۳۳/۴۲	۳۸/۱۴	۱۴/۷۰	۱۰/۴۲	۸/۴۶
اصفهان	۱۱/۵۹	۱۲/۳۴	۱۷/۳۴	۲۵/۶۲	۱۰/۹۸	۱۴/۱۳	۲۱/۳۶	۳۲/۱۴	۳۴/۷۵	۱۶/۱۹	۱۲/۵۸	۹/۵۳
البرز	–	–	–	–	–	–	–	۲۶/۵۴	۳۲/۷۷	۱۴/۶۷	۱۲/۹۲	۸/۹۳
ایلام	۱۲/۴۰	۱۵/۸۶	۲۱/۴۳	۲۳/۵۳	۹/۱۳	۱۳/۰۹	۲۴/۱۲	۳۴/۴۶	۳۸/۱۵	۱۵/۹۰	۱۱/۳۱	۸/۱۱
بوشهر	۷/۸۳	۹/۵۰	۱۸/۸۸	۲۱/۸۹	۷/۳۹	۱۱/۸۰	۱۹/۶۵	۳۳/۵۸	۳۳/۹۴	۱۴/۳۸	۱۱/۱۴	۷/۷۶
تهران	۸/۸۶	۱۰/۴۷	۱۹/۴۷	۲۷/۷۵	۱۰/۶۹	۱۰/۵۹	۱۹/۷۲	۲۶/۵۹	۳۲/۱۶	۱۵/۴۷	۱۱/۴۵	۹/۲۹
چهارمحال و بختیاری	۱۱/۸۵	۱۲/۵۸	۲۰/۰۰	۲۴/۵۱	۱۱/۰۲	۱۳/۸۳	۲۲/۱۲	۳۱/۶۳	۳۵/۸۵	۱۶/۱۲	۱۲/۱۶	۹/۵۳
خراسان جنوبی	۱۱/۹۴	۱۵/۳۳	۲۰/۸۱	۲۰/۱۰	۱۰/۳۶	۱۵/۵۲	۲۸/۱۳	۳۲/۶۸	۳۶/۰۳	۱۳/۷۸	۱۰/۱۰	۷/۸۷
خراسان رضوی	۱۱/۶۸	۱۱/۷۶	۱۷/۵۴	۲۳/۳۸	۱۲/۵۰	۱۳/۹۸	۲۵/۲۶	۳۳/۱۷	۳۷/۵۵	۱۵/۳۶	۱۰/۵۸	۷/۵۳
خراسان شمالی	۱۲/۶۹	۱۳/۹۱	۱۹/۱۹	۲۳/۴۱	۹/۰۹	۱۳/۴۱	۲۵/۸۸	۳۴/۷۷	۳۶/۱۶	۱۵/۳۵	۱۰/۵۵	۸/۴۶
خوزستان	۱۰/۹۶	۱۲/۹۶	۱۹/۱۳	۲۳/۸۵	۷/۷۸	۱۱/۶۸	۱۹/۳۸	۳۲/۹۹	۳۶/۸۲	۱۵/۴۴	۱۲/۱۵	۹/۴۱
زنجان	۱۰/۲۰	۱۲/۳۵	۱۷/۵۸	۲۶/۱۷	۸/۱۵	۱۲/۳۳	۲۳/۷۸	۳۳/۰۰	۳۴/۸۱	۱۴/۱۵	۱۰/۷۱	۸/۷۰
سمنان	۱۱/۷۶	۱۱/۱۸	۱۵/۳۸	۲۵/۱۳	۱۱/۰۷	۱۲/۵۵	۲۳/۲۸	۳۲/۱۸	۳۵/۶۱	۱۶/۶۲	۱۳/۷۴	۱۱/۸۶
سیستان وبلوچستان	۱۱/۲۷	۱۰/۱۳	۱۶/۶۷	۲۴/۱۴	۱۰/۷۱	۱۶/۱۳	۲۴/۳۸	۳۳/۵۰	۳۵/۶۹	۱۴/۲۵	۱۰/۹۱	۸/۱۱
فارس	۱۰/۱۴	۱۱/۶۶	۱۸/۱۳	۲۴/۱۹	۷/۸۷	۱۱/۱۱	۲۰/۰۰	۲۳/۰۳	۳۶/۶۹	۱۶/۳۱	۱۳/۱۵	۹/۶۵
قزوین	۱۰/۶۴	۱۲/۱۸	۱۸/۸۶	۲۶/۹۲	۷/۹۵	۱۱/۹۳	۲۲/۲۶	۳۴/۳۶	۳۹/۱۲	۱۴/۲۷	۱۰/۵۶	۸/۵۸
قم	۱۳/۰۱	۱۲/۹۵	۱۹/۷۵	۲۶/۰۶	۱۴/۳۵	۱۵/۱۳	۲۳/۷۲	۳۱/۸۷	۳۵/۷۶	۱۶/۹۳	۱۲/۶۲	۹/۸۹
کردستان	۱۱/۶۸	۱۲/۴۲	۱۷/۴۴	۲۶/۲۴	۱۰/۲۰	۱۴/۵۹	۲۳/۲۹	۳۳/۷۵	۳۵/۰۳	۱۵/۰۶	۱۲/۲۴	۷/۹۹
کرمان	۱۱/۰۳	۱۲/۴۲	۱۷/۱۳	۱۹/۸۱	۱۰/۲۴	۱۴/۲۹	۲۳/۱۳	۳۲/۷۴	۳۶/۳۳	۱۴/۷۳	۱۱/۸۶	۹/۲۹
کرمانشاه	۱۲/۸۶	۱۳/۲۹	۱۸/۹۹	۲۳/۰۰	۱۰/۳۱	۱۳/۴۹	۲۳/۴۸	۳۲/۱۰	۳۵/۸۹	۱۶/۰۹	۱۰/۵۵	۷/۱۸
کهگیلویه وبویراحمد	۱۰/۲۰	۱۳/۵۸	۱۵/۷۶	۲۵/۳۵	۸/۲۴	۱۱/۰۷	۱۹/۶۳	۳۱/۲۵	۳۷/۷۰	۱۶/۵۷	۱۲/۸۶	۹/۵۳
گلستان	۱۱/۱۱	۱۱/۸۸	۱۶/۷۶	۲۲/۹۷	۱۳/۲۳	۱۵/۴۶	۲۱/۴۳	۳۲/۶۰	۳۲/۵۳	۱۵/۲۰	۱۰/۶۵	۹/۴۱
گیلان	۱۰/۶۴	۱۰/۹۰	۱۷/۳۴	۲۵/۶۲	۱۲/۵۵	۱۲/۵۴	۱۹/۲۰	۳۰/۶۵	۳۶/۱۸	۱۶/۵۰	۱۳/۴۱	۱۰/۵۰
لرستان	۱۲/۴۱	۱۴/۹۴	۲۰/۳۴	۲۵/۳۵	۹/۷۴	۱۱/۶۰	۲۰/۴۹	۳۰/۴۶	۳۶/۷۷	۱۶/۷۹	۱۲/۴۲	۸/۳۴
مازندران	۱۰/۸۷	۱۱/۱۱	۱۷/۰۶	۲۶/۶۳	۱۲/۷۰	۱۳/۷۳	۲۱/۰۵	۳۱/۹۷	۳۴/۵۰	۱۶/۵۷	۱۲/۷۳	۹/۶۵
مرکزی	۱۰/۵۶	۱۲/۷۴	۱۶/۹۵	۲۵/۶۰	۱۰/۷۷	۱۳/۱۹	۲۱/۷۸	۳۴/۰۱	۳۵/۵۳	۱۴/۱۵	۱۱/۰۶	۹/۴۱
هرمزگان	۱۱/۲۷	۱۲/۰۳	۲۰/۳۴	۲۵/۳۵	۹/۳۶	۱۲/۶۷	۲۳/۷۱	۳۰/۷۱	۳۲/۱۴	۱۶/۰۷	۱۲/۸۷	۸/۵۸
همدان	۱۰/۹۴	۱۴/۰۸	۲۰/۹۹	۲۷/۰۴	۱۰/۰۴	۱۲/۷۷	۲۲/۹۸	۳۴/۷۴	۳۷/۸۹	۱۵/۷۲	۱۲/۳۶	۸/۹۳
یزد	۱۲/۵۰	۱۱/۷۶	۱۶/۹۶	۲۲/۵۰	۱۱/۸۴	۱۵/۶۹	۲۲/۷۱	۳۴/۹۶	۳۳/۵۲	۱۵/۶۹	۱۲/۵۸	۹/۵۳

منبع: بانک مرکزی ج.ا.ا

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.7.1]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.7]

در نمودار ۱ بیشترین و کمترین نرخ تورم استانی به همراه تورم کل کشور طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۸۴ نشان داده شده است. برای مثال، در سال ۱۳۹۵ در بین استان‌های کشور بیشترین نرخ تورم متعلق به استان سمنان (۱۱/۸۶ درصد) و کمترین نرخ تورم مربوط به استان کرمانشاه (۷/۱۸ درصد) بوده است.



نمودار ۱.کمترین و بیشترین نرخ تورم (درصد) در استان‌های ایران (۱۰۰=۱۳۹۵) طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۸۴

منبع: بانک مرکزی ج.ا.ا

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، نرخ تورم استان‌های مختلف کشور متفاوت است. با توجه به این‌که تورم هسته جزء پایدار تورم اندازه‌گیری شده بر اساس شاخص قیمت مصرف‌کننده است، انتظار می‌رود تورم‌های هسته استانی نیز متفاوت باشند. بنابراین، برآورد و بررسی تورم هسته در استان‌های کشور در جهت تعیین درست اهداف سیاستی توسط مقامات پولی، حائز اهمیت است.

از آنجایی‌که از اطلاعات سری‌های زمانی برای برآورد تورم هسته استفاده می‌شود، پیش از برآورد و در ادامه بخش حاضر، نتایج مربوط به آزمون‌های ریشه واحد و رابطه همجمعی ارائه شده است. زیرا، وجود ریشه واحد در یک متغیر سری زمانی منجر به

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.7.1]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.7]

اثرگذاری دائمی تکانه‌های تصادفی روی آن متغیر می‌شود. همچنین، در صورت وجود ریشه واحد در تمامی متغیرهای سری زمانی مدل، نتایج تخمین مدل کاذب است. به همین دلیل، می‌بایست وجود یا عدم وجود ریشه واحد در متغیرهای سری زمانی مورد ارزیابی قرار گرفته و در صورت وجود ریشه واحد در متغیرهای سری زمانی مدل، آزمون‌های هم‌انباشتگی انجام شود.

۱-۴. آزمون ریشه واحد فصلی

با توجه به این‌که متغیرهای این مطالعه از نوع سری زمانی فصلی هستند، باید آزمون ریشه واحد هگی[1] به‌کار گرفته شود. این آزمون می‌تواند ریشه واحد فصلی و غیر فصلی را به‌طور جداگانه در فراوانی‌های مختلف تعیین کند (هیلبرگ و همکاران[2]،۱۹۹۰). در آزمون هگی فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد با فراوانی صفر (ریشه واحد غیرفصلی) و همچنین، ریشه واحد با فراوانی دو (ریشه واحد شش ماهه) با استفاده از آماره t و ریشه واحد با فراوانی چهار (ریشه واحد فصلی) با آماره F مورد آزمون قرار می‌گیرد. در حالت وجود عرض از مبدا، روند و متغیرهای دامی فصلی، مقادیر بحرانی برای ریشه واحد با تناوب صفر، دو و چهار به ترتیب برابر با ۳/۵۳-، ۲/۹۴- و ۶/۶۰ است. در هر کدام از تناوب‌های مذکور در صورتی‌که قدر مطلق آماره آزمون از مقدار بحرانی بزرگ‌تر باشد، فرض صفر وجود ریشه واحد رد می‌شود. نتایج آزمون ریشه واحد هگی برای تمامی متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه در جدول (۲) قابل مشاهده است.

1. Hegy
2. Hyllberg et al

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.7.1]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.7]

جدول ۲. آزمون ریشه واحد فصلی

	$LCPI_t$			y_t^{TRAN}			LEx_t		
	غیر فصلی	شش ماهه	فصلی	غیر فصلی	شش ماهه	فصلی	غیر فصلی	شش ماهه	فصلی
کل کشور	−۱/۸۳	−۱/۸۴	۵/۶۰	−۴/۱۶	−۲/۰۴	۸/۵۴	−۲/۲۷	−۴/۸۷	۱۲/۰۲
آذربایجان شرقی	−۲/۰۰	−۴/۰۵	۱۳/۹۲	۰/۱۴	−۰/۶۷	۰/۴۷	−۲/۲۷	−۴/۸۷	۱۲/۰۲
آذربایجان غربی	−۱/۷۳	−۱/۱۳	۷/۸۲	−۴/۱۴	−۲/۲۳	۶/۹۸	−۲/۲۷	−۴/۸۷	۱۲/۰۲
اردبیل	−۱/۵۴	−۱/۳۲	۱۰/۸۹	−۲/۶۸	−۳/۵۵	۱۹/۲۳	−۲/۲۷	−۴/۸۷	۱۲/۰۲
اصفهان	−۲/۶۰	−۲/۰۳	۷/۷۷	−۱/۸۶	−۳/۳۸	۱۷/۳۰	−۲/۲۷	−۴/۸۷	۱۲/۰۲
ایلام	−۲/۰۹	۳/۶۷	۱۶/۷۷	−۳/۹۳	−۱/۳۲	۲/۲۰	−۲/۲۷	−۴/۸۷	۱۲/۰۲
بوشهر	−۲/۳۴	−۲/۵۸	۳۱/۹۱	−۹/۵۶	−۴/۸۹	۴۲/۷۰	−۲/۲۷	−۴/۸۷	۱۲/۰۲
تهران	−۲/۲۷	−۴/۸۷	۱۲/۰۲	−۱/۴۲	−۱/۹۴	۳/۷۹	−۲/۲۷	−۴/۸۷	۱۲/۰۲
چهارمحال و بختیاری	−۲/۲۱	−۳/۹۰	۱۴/۱۹	−۰/۶۸	−۲/۹۶	۱۱/۲۰	−۲/۲۷	−۴/۸۷	۱۲/۰۲
خراسان جنوبی	−۲/۰۰	−۳/۲۴	۲۰/۳۸	−۲/۳۷	−۳/۱۶	۱۴/۵۲	−۲/۲۷	−۴/۸۷	۱۲/۰۲
خراسان رضوی	−۲/۲۵	−۳/۷۸	۱۶/۱۶	−۷/۵۵	−۳/۶۱	۲۱/۱۳	−۲/۲۷	−۴/۸۷	۱۲/۰۲
خراسان شمالی	−۱/۸۳	−۳/۰۰	۹/۹۲	−۵/۶۳	−۱/۸۵	۵/۰۱	−۲/۲۷	−۴/۸۷	۱۲/۰۲
خوزستان	−۲/۳۹	−۲/۴۲	۵/۵۲	−۲/۹۴	−۱/۳۵	۲/۱۹	−۲/۲۷	−۴/۸۷	۱۲/۰۲
زنجان	−۲/۲۴	−۴/۱۱	۶/۶۹	−۴/۳۶	−۲/۷۱	۱۱/۰۷	−۲/۲۷	−۴/۸۷	۱۲/۰۲
سمنان	−۲/۲۵	−۳/۸۹	۱۶/۰۶	−۱/۶۶	−۵/۲۷	۲۵/۸۴	−۲/۲۷	−۴/۸۷	۱۲/۰۲
سیستان و بلوچستان	−۱/۷۱	−۴/۶۸	۱۵/۹۱	−۴/۳۷	−۱/۹۳	۵/۱۴	−۲/۲۷	−۴/۸۷	۱۲/۰۲
فارس	−۱/۶۴	−۲/۵۶	۳/۳۵	−۲/۴۲	−۳/۵۴	۱۹/۰۳	−۲/۲۷	−۴/۸۷	۱۲/۰۲
قزوین	−۲/۴۲	−۰/۸۷	۸/۴۷	−۲/۴۹	−۳/۳۸	۱۷/۰۸	−۲/۲۷	−۴/۸۷	۱۲/۰۲
قم	−۱/۷۳	−۳/۱۸	۷/۷۱	−۰/۹۵	۳/−۹۱	۱۴/۹۷	−۲/۲۷	−۴/۸۷	۱۲/۰۲
کردستان	−۲/۴۲	−۲/۸۴	۱۵/۰۶	−۲/۳۸	−۳/۴۴	۱۷/۵۶	−۲/۲۷	−۴/۸۷	۱۲/۰۲
کرمان	−۲/۲۶	−۲/۵۸	۱۳/۱۹	−۲/۳۸	−۳/۴۴	۱۷/۵۶	−۲/۲۷	−۴/۸۷	۱۲/۰۲
کرمانشاه	−۲/۲۹	−۴/۰۰	۱۴/۲۶	−۱/۷۶	−۱/۵۳	۲/۳۴	−۲/۲۷	−۴/۸۷	۱۲/۰۲
کهگیلویه و بویراحمد	−۲/۲۶	−۴/۱۰	۱۵/۴۸	−۷/۶۱	−۳/۹۰	۲۵/۷۱	−۲/۲۷	−۴/۸۷	۱۲/۰۲
گلستان	−۲/۵۱	−۳/۹۵	۱۷/۵۰	−۶/۲۹	−۳/۲۸	۱۷/۲۰	−۲/۲۷	−۴/۸۷	۱۲/۰۲
گیلان	−۲/۱۵	−۲/۸۷	۲۴/۶۶	−۱/۴۶	−۴/۰۵	۱۵/۳۶	−۲/۲۷	−۴/۸۷	۱۲/۰۲
لرستان	−۲/۲۷	−۴/۸۷	۱۲/۰۳	−۵/۶۱	−۲/۸۴	۱۲/۷۷	−۲/۲۷	−۴/۸۷	۱۲/۰۲
مازندران	−۲/۱۴	−۳/۹۶	۱۳/۷۶	−۰/۶۰	−۳/۱۸	۹/۹۰	−۲/۲۷	−۴/۸۷	۱۲/۰۲
مرکزی	−۲/۶۳	−۳/۳۶	۲۳/۶۹	−۷/۱۴	−۲/۲۹	۸/۵۲	−۲/۲۷	−۴/۸۷	۱۲/۰۲
هرمزگان	−۲/۲۳	−۳/۴۲	۲۰/۸۷	−۰/۸۸	−۴/۹۸	۲۲/۷۶	−۲/۲۷	−۴/۸۷	۱۲/۰۲
همدان	−۲/۱۰	−۲/۰۴	۷/۶۶	−۲/۶۷	−۳/۵۹	۱۹/۴۸	−۲/۲۷	−۴/۸۷	۱۲/۰۲
یزد	−۲/۱۸	−۳/۱۱	۲۴/۴۷	−۶/۲۵	−۳/۳۵	۱۷/۰۸	−۲/۲۷	−۴/۸۷	۱۲/۰۲

منبع: یافته‌های مطالعه حاضر

بر اساس جدول فوق، نرخ تورم در کل کشور و برخی از استان‌ها مانند تهران دارای ریشه واحد با تناوب صفر (ریشه واحد غیر فصلی) است. در برخی دیگر از استان‌ها مانند

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.7.1]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.7]

استان آذربایجان غربی، نرخ تورم ریشه واحد با تناوب دو (شش ماهه) دارد. این متغیر در تمامی استان‌ها بجز استان‌های خوزستان و فارس، فاقد ریشه واحد با تناوب چهار (فصلی) است. شکاف محصول در کل کشور و استان‌هایی همچون استان آذربایجان شرقی فاقد ریشه واحد با تناوب صفر (ریشه واحد غیر فصلی) است. همچنین، فرض وجود ریشه واحد با تناوب دو (شش ماهه) در این متغیر در استان‌هایی مانند استان آذربایجان غربی را نمی‌توان رد کرد. در خصوص لگاریتم نرخ ارز غیر رسمی نیز قابل مشاهده است که این متغیر فاقد ریشه واحد شش ماهه و فصلی است.

۲-۴. آزمون رابطه همجمعی

در صورتی‌که تمامی متغیرهای مورد استفاده در مدل در تناوب‌های صفر، دو و چهار فاقد ریشه واحد باشند، بدون نگرانی در مورد رگرسیون کاذب می‌توان به برآورد مدل پرداخت. در غیر این صورت می‌بایست ابتدا از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها اطمینان حاصل کرد. با توجه نتایج به دست آمده در خصوص آزمون ریشه واحد می‌توان گفت در سطح کل کشور و همچنین در تمامی استان‌های کشور انجام آزمون رابطه همجمعی برای تشخیص وجود رابطه بلندمدت لازم است. بدین منظور، از آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون و جوسیلیوس استفاده شده است. در این آزمون، اگر مقدار آماره آزمون از مقدار بحرانی ارائه شده توسط یوهانسون و جوسیلیوس کمتر باشد، فرضیه صفر مبنی بر وجود تعداد r بردار همجمعی پذیرفته می‌شود. در صورت پذیرش وجود رابطه همجمعی، می‌بایست ضریب مربوط به تصحیح خطای تعادلی که سرعت رسیدن به تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد نیز به لحاظ آماری معنی‌دار و مقدار آن منفی و کوچکتر از یک باشد. جدول (۳) به ارائه نتایج مربوط به آزمون حداکثر مقادیر ویژه[1]، آزمون اثر[2] و ضریب تصحیح خطا اختصاص دارد.

1. Maximum Eigenvalue Test
2. Trace Test

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.7.1]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.7]

جدول ۳. آزمون حداکثر مقادیر ویژه، آزمون اثر و ضریب تصحیح خطا

	آزمون حداکثر مقادیر ویژه				آزمون اثر				ضریب تصحیح خطا	
	آماره آزمون	مقدار بحرانی	فرضیه صفر	آماره آزمون	مقدار بحرانی	فرضیه صفر	ضریب	آماره آزمون
کل کشور	۱/۴۹	۴/۱۲	$r=2$	۱/۴۹	۴/۱۲	$r=2$	-۰/۰۱	-۳/۱۹
آذربایجان شرقی	۹/۳۶	۱۵/۸۹	$r=1$	۱۲/۲۹	۲۰/۲۶	$r=1$	-۰/۴۲	-۴/۰۶
آذربایجان غربی	۲/۵۸	۴/۱۲	$r=2$	۲/۵۸	۴/۱۲	$r=2$	-۰/۴۰	-۲/۲۹
اردبیل	۵/۶۷	۱۵/۸۹	$r=1$	۳۲/۶۲	۳۵/۱۹	$r=0$	-۰/۴۶	-۴/۴۵
اصفهان	۶/۶۴	۱۵/۸۹	$r=1$	۸/۶۲	۲۰/۲۶	$r=1$	-۰/۵۹	-۴/۴۰
ایلام	۶/۹۷	۱۵/۸۹	$r=1$	۱۰/۷۱	۲۰/۲۶	$r=1$	-۰/۳۷	-۴/۰۵
بوشهر	۶/۹۵	۱۲/۵۱	$r=2$	۶/۹۵	۱۲/۵۱	$r=2$	-۰/۵۸	-۳/۲۶
تهران	۲/۳۰	۹/۱۶	$r=2$	۱۸/۳۲	۲۰/۲۶	$r=1$	-۰/۱۱	-۲/۰۲
چهارمحال و بختیاری	۱۰/۰۱	۱۱/۲۲	$r=1$	۱۱/۴۹	۱۲/۳۲	$r=1$	-۰/۶۳	-۴/۱۴
خراسان جنوبی	۶/۴۴	۱۱/۲۲	$r=1$	۸/۹۸	۱۲/۳۲	$r=1$	-۰/۴۹	-۳/۴۹
خراسان رضوی	۲۲/۷۶	۲۵/۸۲	$r=0$	۲۲/۸۹	۲۵/۸۷	$r=1$	-۰/۱۸	-۲/۹۹
خراسان شمالی	۱۰/۳۸	۱۱/۲۲	$r=1$	۲/۲۲	۴/۱۲	$r=2$	-۰/۴۴	-۲/۹۲
خوزستان	۵/۲۸	۱۱/۲۲	$r=1$	۹/۱۰	۱۲/۳۲	$r=1$	-۰/۴۱	-۳/۰۰
زنجان	۲۰/۲۳	۲۱/۱۳	$r=0$	۱۳/۶۵	۱۵/۴۹	$r=1$	-۰/۱۳	-۳/۱۸
سمنان	۱/۴۵	۴/۱۲	$r=2$	۱/۴۵	۴/۱۲	$r=2$	-۰/۵۱	-۲/۴۷
سیستان وبلوچستان	۱۷/۳۷	۱۷/۷۹	$r=0$	۲/۷۰	۴/۱۲	$r=1$	-۰/۵۷	-۴/۰۹
فارس	۱۶/۵۰	۱۷/۷۹	$r=0$	۸/۹۶	۱۲/۳۲	$r=1$	-۰/۴۸	-۳/۹۷
قزوین	۱۶/۴۳	۱۹/۳۸	$r=1$	۲۰/۹۱	۲۵/۸۷	$r=1$	-۰/۸۰	-۳/۵۰
قم	۱۳/۶۰	۱۹/۳۸	$r=1$	۱۹/۹۲	۲۵/۸۷	$r=1$	-۰/۷۳	-۵/۲۳
کردستان	۷/۹۲	۱۱/۲۲	$r=1$	۸/۹۷	۱۲/۳۲	$r=1$	-۰/۳۶	-۱/۶۶
کرمان	۵/۱۰	۱۱/۲۲	$r=1$	۶/۳۰	۱۲/۳۲	$r=1$	-۰/۵۵	-۴/۹۹
کرمانشاه	۰/۵۷	۴/۱۲	$r=2$	۰/۵۷	۴/۱۲	$r=2$	-۰/۴۳	-۲/۳۹
کهگیلویه و بویراحمد	۱۶/۷۵	۱۷/۷۹	$r=0$	۱۱/۹۴	۱۲/۳۲	$r=1$	-۰/۶۵	-۳/۹۷
گلستان	۱۹/۶۷	۲۱/۱۳	$r=0$	۱۳/۷۴	۱۵/۴۹	$r=1$	-۰/۴۸	-۳/۹۷
گیلان	۱۷/۵۴	۱۹/۳۸	$r=1$	۲۲/۶۰	۲۵/۸۷	$r=1$	-۰/۱۷	-۴/۴۳
لرستان	۱۰/۷۰	۱۹/۳۸	$r=1$	۱۵/۰۰	۲۵/۸۷	$r=1$	-۰/۵۴	-۵/۳۳
مازندران	۱۵/۰۴	۱۹/۳۸	$r=1$	۱۹/۷۷	۲۵/۸۷	$r=1$	-۰/۹۲	-۵/۴۹

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.7.1]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.7]

	آزمون حداکثر مقادیر ویژه			آزمون اثر			ضریب تصحیح خطا	
	آماره آزمون	مقدار بحرانی	فرضیه صفر	آماره آزمون	مقدار بحرانی	فرضیه صفر	ضریب	آماره آزمون
مرکزی	۸/۲۰	۱۵/۸۹	$r=1$	۱۰/۵۵	۲۰/۲۶	$r=1$	−۰/۵۱	−۵/۲۶
هرمزگان	۱۶/۵۵	۱۷/۷۹	$r=0$	۱۰/۱۰	۱۲/۳۲	$r=1$	−۰/۶۰	−۳/۴۵
همدان	۱/۳۰	۴/۱۲	$r=2$	۱/۳۰	۴/۱۲	$r=2$	−۰/۲۶	−۱/۷۶
یزد	۲/۰۷	۴/۱۲	$r=2$	۲/۰۷	۴/۱۲	$r\geq 2$	−۰/۸۹	−۵/۲۸

منبع: یافته‌های مطالعه حاضر

بر اساس نتایج مربوط به آزمون حداکثر مقادیر ویژه و آزمون اثر، وجود رابطه بلندمدت در بین متغیرهای کل کشور و همچنین، متغیرهای هر استان تأیید می‌شود. به علاوه، بر اساس ضرایب تصحیح خطای مربوط به کل کشور و تمامی استان‌ها قابل مشاهده است که تعدیل به سمت تعادل بلندمدت صورت می‌گیرد. بنابراین، استفاده از سطح متغیرها برای برآورد مدل‌های استانی و کل کشور جهت برآورد تورم هسته بدون هراس از رگرسیون کاذب بلامانع است.

۳-۴. برآورد مدل حالت-فضا

در چارچوب معادله حالت- فضا، معادله حالت که بیانگر قانون حرکت یا پویایی‌های متغیر غیرقابل مشاهده است، از یک فرآیند تصادفی تبعیت می‌کند. به منظور مشخص شدن نوع این فرآیند، از معیارهای انتخاب الگو مانند AIC، SIC و HQ استفاده می‌شود. در روش فیلتر کالمن علاوه‌بر معیارهای مذکور، مقدار ریشه میانگین مربعات خطا[1] نیز به‌کار برده می‌شود. این معیار بیانگر قدرت پیش‌بینی مدل بوده و هرچه مقدار آن کمتر باشد، قدرت پیش‌بینی بیشتر خواهد بود. بر اساس معیارهای مورد اشاره، فرآیند گام تصادفی با عرض از مبدأ به عنوان معادله حالت برای کل کشور و تمامی استان‌ها انتخاب شده است.

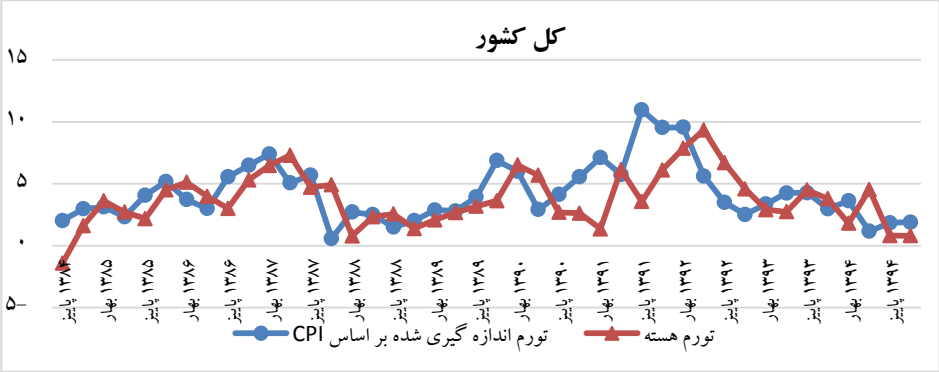
1. Root MSE

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.7.1]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.7]

تورم هسته در کشور و استان‌ها در قالب مدل حالت- فضا با استفاده از نرم افزار ایویوز برآورد شده است. نتایج معادله مشاهده و معادله حالت مربوط به کل کشور به صورت زیر است.

$$LCPI_t = LCPI_t^{LR} - 0.0009y_t^{TRAN} + 0.131LEx_t$$
$$LCPI_t^{LR} = 0.037 + LCPI_{t-1}^{LR} + [VAR = EXP(-7.678)]$$

روند تورم اندازه‌گیری شده بر اساس شاخص قیمت مصرف کننده و تورم هسته کل کشور در نمودار (۲) ترسیم شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که در دوره مورد بررسی، به طور متوسط تورم هسته کل کشور در مقایسه با تورم اندازه‌گیری شده بر اساس شاخص قیمت مصرف‌کننده، کمتر بوده است. به نحوی‌که میانگین تورم هسته و تورم اندازه‌گیری شده کل کشور به ترتیب برابر با ۳/۷۵ درصد و ۴/۲۶ درصد بوده است. همچنین، با توجه به این‌که انحراف معیار تورم هسته و تورم اندازه‌گیری شده کل کشور در دوره مورد مطالعه به ترتیب برابر با ۲/۱۷ و ۲/۳۱ بوده است، می‌توان گفت تورم هسته نوسان کمتری داشته است. چنین نتایجی در خصوص تورم هسته کل کشور در مطالعات پیشین انجام شده در سطح کشور، مانند مطالعه عباسی‌نژاد و همکاران (۱۳۸۸) و تشکینی و افضلی (۱۳۹۰)، نیز به دست آمده است.



نمودار ۲. تورم اندازه‌گیری شده (بر اساس شاخص قیمت مصرف‌کننده) و تورم هسته کل کشور

منبع: یافته‌های مطالعه حاضر

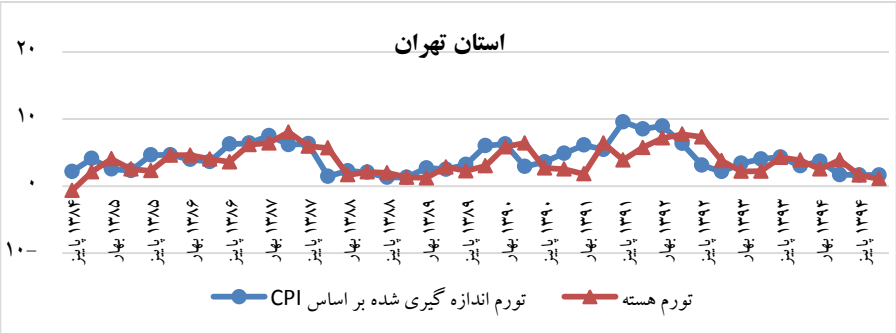
[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.7.1]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.7]

آنچه مطالعه حاضر را از مطالعات انجام شده در خصوص تورم هسته در ایران متمایز می‌کند، برآورد تورم هسته برای استان‌های کشور است. همانند کل کشور، معادلات مشاهده و حالت مربوط به هرکدام از استان‌های کشور نیز برآورد شده است. به منظور جلوگیری از طولانی شدن بحث، برای نمونه فقط معادلات استان تهران به صورت زیر گزارش شده است.

$$LCPI_t = LCPI_t^{LR} - 0.0002y_t^{TRAN} + 0.099LEx_t \quad (۱)$$

$$LCPI_t^{LR} = 0.037 + LCPI_{t-1}^{LR} + [VAR = EXP(-7.744)] \quad (۲)$$

روند تورم اندازه‌گیری شده بر اساس شاخص قیمت مصرف‌کننده و تورم هسته استان تهران در نمودار (۳) به تصویر کشیده شده است. در این استان، میانگین تورم هسته و تورم اندازه‌گیری شده بر اساس شاخص قیمت مصرف کننده، در دوره مورد بررسی به ترتیب معادل ۳/۷۸ درصد و ۴/۱۶ درصد بوده است. مشاهده می‌شود که مانند کل کشور، در استان تهران نیز تورم هسته به‌طور متوسط کمتر از تورم اندازه‌گیری شده بر اساس شاخص قیمت مصرف‌کننده، بوده است. نوسانات تورم هسته در استان تهران نسبت به نوسانات تورم اندازه‌گیری شده با استفاده از شاخص قیمت مصرف‌کننده نیز کمتر بوده است؛ زیرا انحراف معیار این دو نوع تورم به ترتیب برابر با ۲/۰۸ و ۲/۱۶ بوده است. آشکار است که نتایج مقایسه‌ای به دست آمده برای استان تهران مشابه نتایج کل کشور است.



نمودار ۳. تورم اندازه‌گیری شده (بر اساس شاخص قیمت مصرف‌کننده) و تورم هسته استان تهران

منبع: یافته‌های مطالعه حاضر

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.7.1]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.7]

خلاصه توصیف آماری تورم هسته برآورد شده برای کل کشور و استان‌ها طی دوره ۱۳۹۴:۴-۱۳۸۴:۱ در جدول (۴) ارائه شده است. مطابق ستون دوم و سوم جدول زیر قابل مشاهده است که در دوره مذکور، هم در کل کشور و هم در تمامی استان‌ها، تورم هسته به‌طور متوسط نسبت به تورم اندازه‌گیری شده بر اساس شاخص قیمت مصرف کننده،کمتر بوده است. در مقایسه استان‌ها با کل کشور باید گفت به جز استان‌های بوشهر، زنجان و فارس، تورم هسته در تمامی استان‌ها به‌طور متوسط بزرگ‌تر از تورم هسته کل کشور بوده است. در بین استان‌ها نیز میانگین تورم هسته در استان‌های قم، همدان، ایلام و چهارمحال و بختیاری نسبت به سایر استان‌ها بیشتر بوده است. استان بوشهر نیز از نظر میانگین تورم هسته، کمترین تورم را در بین استان‌ها داشته است.

به منظور مقایسه نوسانات تورم هسته و تورم اندازه‌گیری شده بر اساس شاخص قیمت مصرف‌کننده، می‌توان از اطلاعات ستون سوم و چهارم جدول (۴) استفاده کرد. مشاهده می‌شود که در استان‌های قزوین، لرستان، هرمزگان و یزد، تورم هسته نسبت به تورم اندازه‌گیری شده انحراف معیار بیشتر و بنابراین نوسان بیشتری داشته است. اما در سایر استان‌ها و همچنین در کل کشور، انحراف معیار و نوسان تورم هسته در مقایسه با تورم اندازه‌گیری‌شده بر اساس شاخص قیمت مصرف کننده، کمتر بوده است. مقایسه انحراف معیار تورم هسته در استان‌ها با کل کشور نشان می‌دهد که بجز استان‌های قزوین، لرستان، هرمزگان و یزد، تورم هسته در سایر استان‌ها نوسان بیشتری نسبت به تورم هسته کل کشور داشته است. در بین استان‌ها نیز تورم هسته استان لرستان و استان کهگیلویه و بویر احمد به دلیل داشتن انحراف معیار بیشتر در مقایسه با سایر استان‌ها، نوسان بیشتری را تجربه کرده است. استان گلستان نیز به لحاظ انحراف معیار تورم هسته، کمترین نوسان را در بین استان‌ها داشته است.

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.7.1]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.7]

جدول ۴. توصیف آماری تورم هسته کل کشو و استان‌ها

	میانگین		انحراف معیار	
	تورم اندازه‌گیری شده بر اساس CPI	تورم هسته	تورم اندازه‌گیری شده بر اساس CPI	تورم هسته
کل کشور	۴/۲۶	۳/۷۵	۲/۳۱	۲/۱۷
آذربایجان شرقی	۴/۵۲	۳/۹۵	۲/۴۳	۲/۳۲
آذربایجان غربی	۴/۶۳	۳/۹۹	۲/۷۶	۲/۷۰
اردبیل	۴/۵۰	۳/۸۷	۲/۶۵	۲/۵۳
اصفهان	۴/۴۶	۳/۹۶	۲/۵۰	۲/۳۵
ایلام	۴/۵۲	۴/۰۲	۲/۷۵	۲/۶۱
بوشهر	۴/۱۰	۳/۵۰	۲/۵۷	۲/۴۶
تهران	۴/۱۶	۳/۷۸	۲/۱۶	۲/۰۸
چهارمحال و بختیاری	۴/۴۷	۴/۰۰	۲/۴۹	۲/۳۷
خراسان جنوبی	۴/۴۵	۳/۸۹	۲/۷۵	۲/۶۱
خراسان رضوی	۴/۵۲	۳/۸۴	۲/۵۱	۲/۲۲
خراسان شمالی	۴/۴۸	۳/۸۲	۲/۷۲	۲/۴۷
خوزستان	۴/۲۲	۳/۷۵	۲/۷۹	۲/۴۹
زنجان	۴/۳۶	۳/۷۳	۲/۶۱	۲/۳۸
سمنان	۴/۴۵	۳/۸۱	۲/۵۰	۲/۳۷
سیستان و بلوچستان	۴/۳۷	۳/۸۲	۲/۶۳	۲/۵۵
فارس	۴/۲۸	۳/۶۹	۲/۵۰	۲/۲۲
قزوین	۴/۵۵	۳/۸۲	۳/۳۰	۲/۵۳
قم	۴/۶۰	۴/۱۲	۲/۵۹	۲/۲۰
کردستان	۴/۴۲	۳/۹۱	۲/۶۰	۲/۲۹
کرمان	۴/۳۱	۳/۷۸	۲/۴۸	۲/۳۷
کرمانشاه	۴/۳۹	۳/۹۳	۲/۴۶	۲/۲۷
کهگیلویه و بویراحمد	۴/۳۵	۳/۸۰	۲/۹۴	۲/۹۱
گلستان	۴/۳۸	۳/۸۷	۲/۱۵	۱/۸۸
گیلان	۴/۳۷	۳/۹۲	۲/۳۰	۲/۲۲
لرستان	۴/۵۲	۳/۹۱	۲/۵۷	۲/۹۶
مازندران	۴/۴۸	۳/۹۶	۲/۳۱	۲/۱۴
مرکزی	۴/۴۱	۳/۸۴	۲/۶۲	۲/۵۹
هرمزگان	۴/۳۸	۳/۷۹	۲/۴۴	۲/۵۲
همدان	۴/۶۲	۴/۰۹	۲/۷۰	۲/۵۴
یزد	۴/۵۱	۳/۸۶	۲/۵۷	۲/۵۸

منبع: یافته‌های مطالعه حاضر

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.7.1]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.7]

۵. نتیجه‌گیری

استخراج تحرکات پایدار تورم برای سیاست‌گذاران حائز اهمیت است. از آنجایی‌که اقتصاد هر کشور از اقتصادهای منطقه‌ای (استانی یا ایالتی) تشکیل شده است، این اهمیت نه تنها در سطح کل کشور بلکه در سطح استانی نیز برقرار است. از این‌رو، در مطالعه حاضر با استفاده از مدل حالت- فضا و روش بازگشتی فیلتر کالمن به برآورد تورم هسته به عنوان جزء پایدار تورم در کل کشور و استان‌ها طی دوره ۱۳۹۴:۴-۱۳۸۴:۱ پرداخته شد.

بر اساس نتایج به دست آمده، تورم هسته در کل کشور و در تمامی استان‌ها بخش زیادی از تورم اندازه‌گیری شده بر اساس شاخص قیمت مصرف‌کننده را توضیح داده است. زیرا تورم هسته برآورد شده با روند تورم اندازه‌گیری شده هم‌حرکتی خوبی را نشان داده است. در خصوص کل کشور نتایج حاکی از آن است که در دوره مورد بررسی، به طور متوسط تورم هسته در مقایسه با تورم اندازه‌گیری شده با استفاده از شاخص قیمت مصرف‌کننده، کمتر بوده و نوسان کمتری نیز داشته است. چنین نتایجی در خصوص تورم هسته کل کشور در مطالعات پیشین انجام شده مانند مطالعه عباسی‌نژاد و همکاران (۱۳۸۸) و تشکینی و افضلی (۱۳۹۰) نیز به دست آمده است.

نتایج حاصل از برآورد تورم هسته در سطح استانی نشان می‌دهد که همانند کل کشور، در تمامی استان‌ها، تورم هسته به‌طور متوسط نسبت به تورم اندازه‌گیری شده بر اساس شاخص قیمت مصرف کننده،کمتر بوده است. در مقایسه استان‌ها با کل کشور باید گفت بجز استان‌های بوشهر، زنجان و فارس، تورم هسته در تمامی استان‌ها به‌طور متوسط بزرگ‌تر از تورم هسته کل کشور بوده است. در بین استان‌ها نیز میانگین تورم هسته در استان‌های قم، همدان، ایلام و چهارمحال و بختیاری نسبت به سایر استان‌ها بیشتر بوده است. استان بوشهر نیز از نظر میانگین تورم هسته، کمترین تورم را در بین استان‌ها داشته است.

در استان‌های قزوین، لرستان، هرمزگان و یزد، تورم هسته نسبت به تورم اندازه‌گیری شده انحراف معیار بیشتر و بنابراین نوسان بیشتری داشته است. اما در سایر استان‌ها، مانند کل کشور، انحراف معیار و نوسان تورم هسته در مقایسه با تورم اندازه‌گیری شده بر اساس

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.7.1]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.7]

شاخص قیمت مصرف کننده، کمتر بوده است. مقایسه انحراف معیار تورم هسته در استان‌ها با کل کشور نشان می‌دهد که به‌جز استان‌های قزوین، لرستان، هرمزگان و یزد، تورم هسته در سایر استان‌ها نوسان بیشتری نسبت به تورم هسته کل کشور داشته است. در بین استان‌ها نیز تورم هسته استان لرستان و استان کهگیلویه و بویر احمد به دلیل داشتن انحراف معیار بیشتر در مقایسه با سایر استان‌ها، نوسان بیشتری را تجربه کرده است. استان گلستان نیز به لحاظ انحراف معیار تورم هسته، کمترین نوسان را در بین استان‌ها داشته است.

با توجه به اهیمت تورم‌های استانی برای درک بهتر تورم کشور و شناسایی عوامل استانی موثر در نوسانات تورم کشور، سیاست‌گذاران پولی به منظور کنترل تورم می‌بایست بخش دائمی تورم‌های استانی یا همان تورم هسته استانی را مورد توجه قرار دهند.

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.7.1]

[DOI: 10.29252/jemr.9.36.7]

منابع و مآخذ

- Abbasinejad, H., Komijan, A., Tayebnia, A., & Tashkini, A. (2010). Measuring Core Inflation in Iran (Statistical Approach). *Journal of Economic Research*, (3), 65-39. In Persian.
- Apel, M., & Jansson, P. (1999). *A parametric approach for estimating core inflation and interpreting the inflation process.* Sveriges Riksbank.
- Bashar, O. H. (2011). Measuring Core Inflation in Bangladesh: An Unobserved Components Approach. *Indian Economic Review*, 109-129.
- Bermingham, C. (2010). A critical assessment of existing estimates of US core inflation. *Journal of Macroeconomics*, *32*(4), 993-1007.
- Bernanke, B. S., & Mishkin, F. S. (1997). Inflation targeting: a new framework for monetary policy?. *Journal of Economic perspectives*, *11*(2), 97-116.
- Bryan, M. F., & Cecchetti, S. (1993). Measuring core inflation. *NBER Working Paper*, (4303).
- Central Bank of Iran (CBI), Consumer Price Index. In Persian.
- Clark, T. E. (2001). Comparing measures of core inflation. *Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City*, *86*(2), 5-32.
- Das, A., John, J., & Singh, S. (2009). Measuring core inflation in India. *Indian Economic Review*, 247-273.
- Du Plessis, S., du Rand, G., & Kotzé, K. (2015). Measuring Core Inflation in South Africa. *South African Journal of Economics*, *83*(4), 527-548.
- Eckstein, O. (1981). *Core inflation*. Prentice Hall.
- Enders, W. (2008). *Applied econometric time series*. John Wiley & Sons.
- Goyal, A., & Pujari, A. K. (2005). Analyzing Core Inflation in India: A Structural VAR Approach.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis* (Vol. 2, pp. 690-696). Princeton, NJ: Princeton university press.
- Harvey, A. C. (1981). Time Series Models, Philip Allan.
- Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W., & Yoo, B. S. (1990). Seasonal integration and cointegration. *Journal of econometrics*, *44*(1-2), 215-238.
- Kalra, S., & Dzung, B. T. T. (2018). Robust Measures of Core Inflation for Vietnam. *Journal of Southeast Asian Economies*, *35*(2), 293-318.
- Karami, H., Bayat, S. (2013). Evaluating and Comparing the Methods of Measuring Core Inflation in Iran**.** *Journal of Monetary & Banking Research*, 6 (17), 83-117. In Persian.
- Mazumder, S. (2014). The sacrifice ratio and core inflation. *Journal of Macroeconomics*, *40*, 400-421.
- Mishkin, F. S. (2001). Inflation targeting. *An Encyclopedia of Macroeconomics, Edward Elgar, Northampton, Massachusetts*.
- Mishkin, F. S. (2007). Inflation dynamics. *International Finance*, *10*(3), 317-334.

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.7.1]

[DOI: 10.29252/jemr.9.36.7]

- Nessén, M., & Söderström, U. (2001). Core inflation and monetary policy. *International Finance*, *4*(3), 401-439.
- Owyang, M. T., Zubairy, S., & Durham, N. C. (2008). The Regional Variation in the Response to Government Spending Shocks. *Federal Reserve Bank of St. Louis, Working Paper*.
- Quah, D., & Vahey, S. P. (1995). Measuring core inflation. *The Economic Journal*, *105*(432), 1130-1144.
- Rezaee, M. N., Mostafavi, M., & Cheshmi, A. (2016). Separating Core Inflation from Temporary Components in Iran Using Kalman Filter**.** *Journal of Economic Research*, 16 (60), 51-73. In Persian.
- Rich, R. W., & Steindel, C. (2007). A comparison of measures of core inflation. *Economic Policy Review*, *13*(3).
- Ridhwan, M. M. (2016). Inflation differentials, determinants, and convergence: Evidence from Indonesia subnational data. *The Journal of Developing Areas*, *50*(5), 257-276.
- Ridhwan, M. M., de Groot, H. L., Rietveld, P., & Nijkamp, P. (2011). The regional impact of monetary policy in Indonesia, *Growth and Change*, *45*(2), 240-262.
- Sohaili, K., Fattahi, SH., & Khorsand, M. (2015). Evaluation of Iran's Fentral Bank Monetary Stategies in Respect to Output Gap and Inflation Deviations: Bootstrap Approach. *Journal of Research in Economic Modeling*, 6(21), 221-261. In Persian.
- Statistical Center of Iran (SCI), Regional Accounts. In Persian.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2016). Core inflation and trend inflation. *Review of Economics and Statistics*, *98*(4), 770-784.
- Tashkini A, Afzali H. (2011). The Optimal Method of Measuring Core Inflation: The Case of Iran. *Journal of Economic Research and Policies*, (59), 101-1028. In Persian.
- Wilkinson, G. (2011). *The behavior of consumer prices across provinces* (No. 2011-2). Bank of Canada Discussion Paper.
- Zobeiri H. (2017). Investigation the Effect of Exchange rate Gap of Official and Parallel Market on Inflation in Iran (Structural Time Series Approach)**.** *The Journal of Economic Modeling Research (JEMR)***,** 7 (26), 167-192. In Persian.

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.7.1]

[DOI: 10.29252/jemr.9.36.7]

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.7.1]

[DOI: 10.29252/jemr.9.36.7]

Estimation of Core Inflation in Iran and Its Provinces Using Space State Model

Nasrin Ebrahimi[1], Mehdi Pedram[2], Mir Hossein Mousavi[3]

Received: 23/04/2019 Accepted:01/09/2019

The inflation rate, which measured using consumer price index, can be separated into a combination of two persistent and temporary components. This separating is particularly important in analyzing inflation rate and policies to control it. In fact, without knowing the persistent component of inflation, called core inflation, quantitative targeting of inflation may not be accurate. Core inflation as a more persistent component can be measured stripping out the transitory movements in prices. The understanding of the behavior of the national core inflation rate series needs to understand provincial core inflation since the construction of the former is based on the provincial series. So, the purpose of this paper is the estimation of provincial and national core inflation in Iran. Core inflation is unobservable variable, so it estimated using Space State Model and Kalman Filter. Results show that average core inflation in all of the provinces, as well as Iran, is less than average underlying inflation. The standard deviation of core inflation in some provinces is more than underlying inflation. While core inflation in other provinces, as well as Iran, has more standard deviation as compared to underlying inflation.

Keywords: Core Inflation, Space State Model, Kalman Filter.
JEL Classification: C32 ,C51 ,E31.

1. Ph.D. Student of Economics, Alzahra University, Email: nasrin.ebrahimmi@gmail.com
2. Professor of Economics, Alzahra University, (Corresponding Author), Email:mehdipedram@alzahra.ac.ir
3. Assistant Professor of Economics, Alzahra University, Email: hmousavi@alzahra.ac.ir