

رویکرد مناسب در مواجهه با تورم مزمن ایران

- دکتر مسعود نیلی^۱
مهران بهنیا^۲
آرش علویان قوانینی^۳

تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۸۹/۹/۸

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۸۹/۵/۱۳

چکیده

بانک‌های مرکزی برای هدف‌گذاری تورم با مشکل تفکیک جزء مزمن و نوسانی شاخص‌های قیمت مواجه هستند. شاخص‌های قیمت، تصویر دقیقی از اثر سیاست‌های پولی و مالی بر تورم در اختیار سیاستگذار قرار نمی‌دهند. لذا تعریف شاخصی که بتواند منعکس‌کننده چگونگی اثرپذیری از سیاست‌ها به ویژه سیاست‌های پولی باشد، ضرورت پیدا می‌کند. روش‌های آماری متداول برای تفکیک جزء بلندمدت تورم از

* دانشیار دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف.

** دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف.

*** دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف.

بخش نوسانی آن دارای اشکال اساسی عدم انطباق با تئوری‌های اقتصادی است. در این مقاله با استفاده از روش کواه و وهی^۱ که مبتنی بر منحنی فیلیپس^۲ عمودی در بلندمدت است و در چهارچوب یک مدل اقتصادسنجی SVAR با داده‌های فصلی دو متغیر تورم و تولید حقیقی، جزء مزمون تورم از جزء نوسانی آن برای سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۷ تفکیک می‌شود. سپس با استفاده از مفهوم نسبت هزینه جایگزینی اهداف نشان داده می‌شود که با توجه به عدم امکان کاهش جزء بلندمدت تورم به دلیل تعادل سیاسی شکل گرفته بین دولت، مردم و بانک مرکزی، کاهش در جزء نوسانی تورم علاوه بر کاهش در تورم مشاهده شده، موجب اثرگذاری مثبت بر رشد تولید نیز خواهد شد.

واژه‌های کلیدی: هسته تورم، مدل SVAR، نسبت هزینه جایگزینی اهداف، تورم مزمون، شاخص‌بندی کامل.

طبقه‌بندی JEL: E31، C53، C32.

1- Quah and Vahi (1995).
2- Philips Curve.

۱. مقدمه

ثبات قیمت‌ها، رشد پایدار اقتصادی و بیکاری پایین، اهدافی هستند که به طور معمول سیاستگذاران اقتصادی در نظر دارند. از میان این اهداف، ثبات قیمت‌ها بیش از دو هدف دیگر مورد توجه بانک‌های مرکزی است و لذا اندازه‌گیری تورم و چگونگی تغییرات آن از دید سیاستگذاران پولی، حائز اهمیت است. ضرورت توجه به چگونگی تغییرات تورم، موجب گردید شیوه‌های مختلف اندازه‌گیری آن و اینکه چه شاخصی برای هدف‌گذاری تورم مناسب‌تر است، مورد توجه اقتصاددانان قرار گیرد. بانک‌های مرکزی به تغییرات تورم واکنش نشان می‌دهند و سیاست‌های پولی خود را تنظیم می‌کنند. به طور طبیعی این سؤال پیش می‌آید که به چه شاخصی باید واکنش نشان داده شود. برخی از اجزای شاخص قیمت‌ها، نوسانات مقطعی یا موضعی دارند و برخی دیگر پایدارترند. به عنوان مثال اگر برخی قیمت‌ها (مانند مواد خوراکی) در تابستان کاهش و در زمستان افزایش پیدا می‌کنند و یا اگر برخی نوسانات به دلیل یک تغییر آبی در بعضی قیمت‌ها اتفاق می‌افتد، انتظار نمی‌رود که بانک مرکزی به آن واکنش نشان دهد و در مقابل توجه به تغییرات بخشی از اجزای شاخص قیمت‌ها که از پایداری بیشتری برخوردارند، برای سیاست‌گذاری پولی ضروری است.

قاعدتاً شاخصی را که بانک مرکزی مورد توجه قرار می‌دهد، «بخش پولی تورم» یا تورم برآمده از سمت تقاضاست و تفکیک اجزای تورم مشاهده شده به تورم سمت تقاضا و تورم ناشی از شوک‌های طرف عرضه از این بابت برای بانک مرکزی اهمیت دارند. با توجه به مواردی که ذکر شد، بیش از دو دهه است که مفهومی به نام «هسته تورم»^۱ به عنوان نمادی از تورم برآمده از سمت تقاضای کل در مقابل نوسانات سطح عمومی قیمت‌ها تحت تأثیر شوک‌های سمت عرضه، برای توجه سیاستگذار پولی مطرح شده است. همان‌طور که برنانکه و همکاران^۲ مطرح می‌کنند. «به کارگیری مفهوم هسته تورم کمک می‌کند که بانک مرکزی بتواند به جامعه اعلام کند این نهاد، لزوماً به هر شوکی که سطح عمومی قیمت‌ها را در کوتاه‌مدت افزایش می‌دهد، واکنش نشان نمی‌دهد و رویکرد شوک‌های طرف عرضه تمهیدی متفاوت از شوک‌های سمت

1- Core Inflation.

2- Bernanke et al. (1999).

تقاضای کل نیاز دارند».

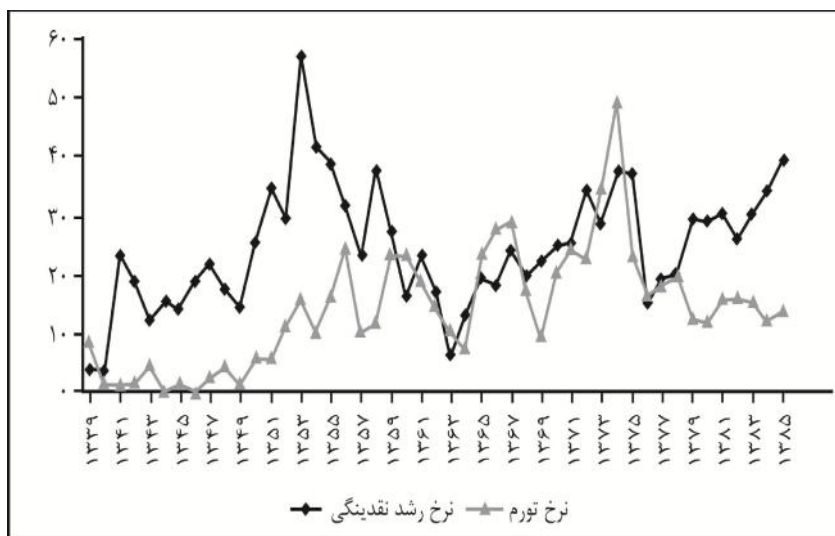
از میان مطالعات متعددی که در مورد چگونگی اندازه‌گیری هسته تورم صورت گرفته، شاید بتوان مقاله کواه و وهی (۱۹۹۵) را نزدیک‌ترین رویکرد مبتنی بر نظریه اقتصاد دانست که نوعی همخوانی بین هسته تورم و تورم پولی از یک طرف و تورم غیرهسته و نوسانات برآمده از سمت عرضه از طرف دیگر برقرار کرده است.

از آنجا که بخش تقاضای کل اقتصاد ایران، تحت تأثیر عدم تعادل در بودجه و رشد پایه پولی حاصل از آن، بیش از چهار دهه با رشد بالایی مواجه بوده است و از سوی دیگر طرف عرضه کل نیز به دلیل نوسانات قیمت‌های جهانی نفت خام، با بی‌ثباتی روبه‌رو می‌باشد، به نظر می‌رسد به کارگیری رویکرد هسته تورم کمک می‌کند نتایج روشنی در زمینه چگونگی مواجهه با مسأله تورم در ایران به عنوان یک پدیده مزمن به دست آید.

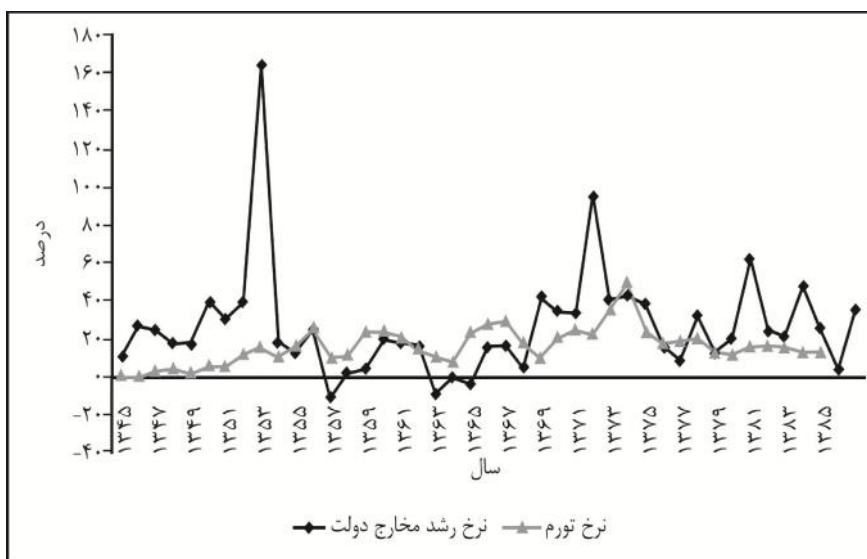
در کشور ما بیش از چهل سال است که دولت‌ها مخارج خود را به درجاتی تأمین پولی می‌کنند و لذا پایه پولی برای مدت‌های طولانی عامل اصلی افزایش حجم نقدینگی بوده است. متوسط رشد پایه پولی در طول چهار دهه گذشته بیش از ۲۶ درصد بوده، در صورتی که در طول این مدت، ضریب انبساط پولی رشد اندکی داشته است.

بر این اساس، می‌توان کسری بودجه پایدار دولت‌ها را در تأمین مخارج و تأمین این کسری از طریق افزایش پایه پولی و در نتیجه رشد نقدینگی، عامل اصلی بروز تورم مزمن در اقتصاد ایران دانست. پایداری در طول زمان تنها ویژگی تورم ایران نیست و ویژگی دیگر آن نوسانی بودن در بازه‌های چندساله است. نوسانات تورم را می‌توان به شوک‌های درآمد نفت و دیگر شوک‌های تأثیرگذار بر عرضه کل در اقتصاد ایران نسبت داد. پایداری تورم (بخش مزمن) می‌تواند ناشی از شوک‌های طرف تقاضای اقتصاد باشد که عموماً به رابطه مالی دولت، مردم و بانک مرکزی بستگی دارد و نوسانات تورم را می‌توان به شوک‌های طرف عرضه اقتصاد از جمله تغییر در درآمدهای نفتی نسبت داد. در نمودارهای ۱ و ۲ روند حرکت زمانی متغیرهای نرخ رشد نقدینگی و نرخ رشد مخارج عمومی با تورم نشان داده شده است.

نمودار ۱- مقادیر نرخ تورم و نرخ رشد نقدینگی



نمودار ۲- مقادیر نرخ تورم و نرخ رشد مخارج دولت



همان‌طور که در نمودارها مشخص است، در سال‌های قبل از پیروزی انقلاب اسلامی و اوایل دهه هشتاد، نرخ تورم از نرخ رشد نقدینگی و نرخ رشد مخارج دولت فاصله گرفته است. این موضوع نشان می‌دهد که ممکن است در این سال‌ها عواملی مانند تحولات طرف عرضه اقتصاد (شوک‌های طرف عرضه) مانع از افزایش تورم به اندازه نرخ رشد نقدینگی و نرخ رشد مخارج دولت (شوک‌های طرف تقاضا) شده باشد. بنابراین نرخ رشد شاخص قیمت‌های خرده‌فروشی نمی‌تواند به عنوان متغیر هدف سیاستگذار پولی در نظر گرفته شود. بنابراین لازم است شوک‌های طرف عرضه و تقاضای اقتصاد به تفکیک شناسایی شوند تا تحلیل مناسب‌تری از تحولات تورم در ایران در دسترس قرار گیرد.

برای دستیابی به تورم پایین و با ثبات باید از ابزارهای مؤثر و کارا در سیاستگذاری بهره برد و به این منظور درک صحیح و درستی از مفهوم تورم و عوامل اثرگذار بر آن از ضروریات دستیابی به ثبات قیمت‌هاست. در نتیجه لازم است در هدف‌گذاری و کاهش تورم و به منظور داشتن حداقل زیان تولیدی، بخش‌های اصلی تشکیل‌دهنده تورم به طور دقیق مشخص گردد. در این راستا می‌توان فرضیه‌ای را مطرح کرد که تورم در ایران از دو جزء تشکیل شده است؛ جزء سیستماتیک که برآمده از رابطه مالی با ثبات شکل گرفته بین دولت و مردم است، این رابطه یک نرخ نسبتاً با ثباتی را در رشد پایه پولی ایجاد می‌کند. جزء دوم عمدتاً برآمده از نوسانات تابع عرضه کل تحت تأثیر شوک‌های طرف عرضه اقتصاد از جمله نوسانات قیمت‌های جهانی نفت خام است. آنچه گفته شد شبیه به فرضیه نرخ رشد طبیعی فریدمن^۱ است که در مورد تولید مطرح شده است. به این معنی که در ایران یک «نرخ طبیعی تورم» وجود دارد. این نرخ منعکس‌کننده عدم تعادل مالی - برآمده از تعادل سیاسی حاصل از رابطه دولت و مردم - و همچنین منعکس‌کننده یک جزء نوسانی تورم - که با تطبیق کوتاه‌مدت اقتصاد ایجاد می‌شود - می‌باشد.

در این مقاله سعی می‌شود با استفاده از روش‌های اخیر اقتصادسنجی، جزء سیستماتیک تورم (هسته تورم) از جزء نوسانی آن (پوسته تورم) تفکیک شود. منظور از هسته تورم یا همان جزء سیستماتیک تورم، بخشی از تورم است که تغییرات آن در بلندمدت بر تولید بی‌اثر است ولی با توجه به تعادل‌های سیاسی پایدار شکل گرفته

1- Friedman (1977).

بین دولت و مردم، امکان کاهش هسته تورم بدون خارج شدن از این تعادل مقدور نیست. لذا بهتر است تلاش اصلی صرف حذف جزء اختلالی تورم شود و از سوی دیگر با فرض حفظ تورم هسته به سمت شاخص‌بندی کامل^۱ متغیرهای اسمی مانند نرخ ارز و نرخ بهره حرکت کنیم تا مانع از بروز اثرات نامناسب حقیقی ناشی از این بخش از تورم شویم. مقاله حاضر در شش بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه در بخش دوم به مفهوم هسته تورم و روش‌های برآورد آن پرداخته شده است و در بخش سوم مدل به کار گرفته شده در تحقیق معرفی شده و در انتهای این بخش نتایج برآوردها شامل هسته و پوسته تورم ارائه می‌شود. بخش چهارم مقاله به رابطه بین پوسته تورم و تغییرات کوتاه‌مدت تولید می‌پردازد، با معرفی نسبت هزینه جایگزینی اهداف، به این سؤال پاسخ داده می‌شود که در صورت کاهش تورم پوسته آیا هزینه‌ای بابت کاهش تولید به اقتصاد تحمیل خواهد شد یا نه؟ با توجه به نتایج به دست آمده در بخش‌های سوم و چهارم مقاله، بخش پنجم به توصیه‌های سیاستگذاری اختصاص پیدا کرده و جمع‌بندی و نتیجه‌گیری مقاله نیز در بخش پایانی ارائه شده است.

۲. مفهوم هسته تورم و روش‌های تخمین آن

طرح مفهوم هسته تورم هر چند به صورت غیرمستقیم سابقه‌ای نزدیک به ۶۰ سال دارد و اولین بار به وسیله شردر^۲ مطرح شد، اما طرح رسمی و مستقیم آن با یک تعریف اولیه، توسط اکشتاین^۳ صورت گرفت.

مفهوم هسته تورم به طور ویژه در دو دهه اخیر در میان اقتصاددانان و به خصوص محققین اقتصادی بانک‌های مرکزی متداول شده است. با توجه به اینکه اقتصاد ایران دارای تورم دو رقمی و مزمن می‌باشد، بسیار ضروری است که سیاستگذاران پولی از بخش هسته تورم اطلاع حاصل کنند، به طور کلی هسته تورم به جزء بلندمدت و دائمی تورم اطلاق می‌شود و در واقع جزئی از تورم است که منجر به مزمن شدن آن می‌شود؛ و بخش کوتاه‌مدت تورم که ناشی از شوک‌های طرف عرضه و تقاضای اقتصاد است و بیانگر تغییر قیمت‌های نسبی است و در نتیجه بر تولید اثرگذار است، پوسته

1- Full Indexation.

2- Scherder (1952).

3- Eckstein (1981).

تورم^۱ نامیده می‌شود. بنابراین سیاستگذاران پولی کشور می‌توانند با کنترل عوامل تشکیل‌دهنده هسته تورم و یا همان جزء دائمی آن، بدون اینکه جامعه متحمل زیان‌های تولیدی شود، به مهار تورم بپردازند (کواه و وهی، ۱۹۹۵).

هسته تورم منعکس‌کننده تغییرات یک شاخص قیمت مانند دیگر شاخص‌های قیمت است با این تفاوت که دارای خواص مهم زیر است (مارتل و سیلویان)^۲:

- هسته تورم شامل روند بلندمدت تورم است (بخش مزمین تورم).
- هسته تورم شاخص مناسبی برای پیش‌بینی تغییرات قیمت آتی است.
- شوک‌های طرف عرضه تأثیری بر هسته تورم ندارد.
- نرخ تغییرات هسته تورم دارای نوسانات زیادی نیست (برخلاف دیگر شاخص‌های قیمت).

- هسته تورم همبستگی بالایی با سیاست پولی دوره قبل دارد.

- هسته تورم شاخص بسیار خوبی برای سیاستگذاری پولی است.

- هسته تورم وابستگی بالایی با انتظارات تورمی دارد.

- در بلندمدت اثر هسته تورم بر تولید خنثی است.

- هسته تورم اریب‌چندانی از تورم قابل مشاهده ندارد.

برای برآورد هسته تورم دو رویکرد متفاوت به شرح زیر وجود دارد:

رویکرد اول، استفاده از روش‌های آماری: در این روش‌ها فرض بر این است که تورم ناشی از سیاستگذاری همان تورم بلندمدت است و همانند تورم بلندمدت با ثبات تر از تورم مشاهده شده^۳ است. به همین منظور روش‌های آماری در پی تعدیل اثر مؤلفه‌های پرنوسان^۴ شاخص CPI، مانند مواد خوراکی و انرژی، بر تورم کل هستند. فرض این روش‌ها این است که هر چه قیمت کالایی نوسان بیشتری داشته باشد، قیمت آن کالا از شوک‌های غیرسیاستی (غیرپولی) بیشتر متأثر شده است و علامت ضعیف‌تری در رابطه با هسته تورم در اختیارمان قرار می‌دهد. به طور کلی فرض روش‌های آماری این است که جزء ناشی از سیاستگذاری، تورم پایدار و کم‌نوسان^۵ است.

1- Non-Core Inflation.

2- Martel & Sylvian (2008).

3- Headline Inflation.

4-Volatile

۵- برای اطلاعات بیشتر مراجعه کنید به: (Wynne, 2008)

روش‌های آماری در این زمینه، عمدتاً بر چگونگی خارج کردن عناصر پر نوسان شاخص قیمت‌ها متمرکز شده‌اند و توجه چندانی به منابع نظری اقتصاد ندارند. رویکرد دوم، استفاده از روش‌های نظری که معمول‌ترین آنها استفاده از روش SVAR برای برآورد هسته تورم است: این روش که اولین بار توسط کواه و وهی (۱۹۹۵) پیشنهاد شد، هسته تورم را آن جزء از تورم تعریف می‌کند که توسط شوک‌های ساختاری طرف تقاضا تولید می‌شود. شوک‌های ساختاری طرف تقاضا با توجه به منحنی فیلیپس عمودی در بلندمدت، به شوک‌هایی تعریف می‌شوند که در بلندمدت هیچ اثر حقیقی بر اقتصاد ندارند. شوک‌های طرف عرضه نیز شوک‌هایی هستند که اثری بر هسته تورم ندارند ولی بر تولید حقیقی در بلندمدت اثر می‌گذارند. برآورد هسته تورم با این تعریف دو مزیت مهم دارد: اول اینکه این برآورد با استفاده از تئوری‌های اقتصاد صورت می‌گیرد و نه روش‌های صرفاً آماری؛ دوم اینکه این تعریف از هسته تورم آینده‌نگر^۱ است. یعنی برای استخراج هسته تورم به جای اینکه به اطلاعات حال و گذشته استناد کند، بر اساس آنچه از اثرات تورم در بلندمدت پیش‌بینی می‌شود، به تعیین هسته تورم می‌پردازد. برآورد کواه و وهی در چهارچوب یک مدل SVAR دو متغیره (تورم و تولید) صورت می‌گیرد که این روش اولین بار توسط بلنچارد و کواه^۲ و برای استخراج جزء روند سطح تولید به کار برده شده است.

۳. توضیح مدل

مدل مورد نظر برای برآورد هسته تورم در اقتصاد ایران، یک مدل SVAR دو متغیره شامل لگاریتم تولید حقیقی (Y_t) و نرخ تورم (Π_t) است که با استفاده از روش کواه و وهی تخمین زده می‌شود. داده‌های مورد استفاده در تخمین مدل، سری زمانی فصلی تورم و تولید حقیقی برای بازه زمانی فصل اول سال ۱۳۷۰ تا فصل دوم ۱۳۸۷ است (بانک اطلاعات سری‌های زمانی سایت بانک مرکزی).^۳

با توجه به نتایج آزمون HEGY برای سری‌های فصلی (پیوست ۱) مشخص می‌شود که سری‌های Π_t و Y_t دارای ریشه‌های فصلی نیستند. لذا می‌توان برای بررسی

1- Forward Looking.

2- Blanchard and Quah (1989).

3- www.tsd.cbi.ir

مانایی متغیرهای مدل از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته^۱ استفاده کرد. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که متغیرهای Y_t و Π_t برای بازه زمانی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۷ (فصل اول ۱۳۷۰ تا فصل دوم ۱۳۸۷) نامانای مرتبه اول $I(1)$ هستند (پیوست ۲)، لذا در تخمین مدل SVAR مورد نظر از دو متغیر رشد تولید حقیقی (ΔY_t) و تفاضل مرتبه اول تورم ($\Delta \Pi_t$) استفاده می‌شود.

در روش کواه و وهی ابتدا ضرایب یک دستگاه معادلات خودرگرسیون برداری^۲ دو متغیره به صورت زیر برآورد می‌شود:

$$\begin{aligned}\Delta \Pi_t &= a_{11}(L)\Delta \Pi_t + a_{12}(L)\Delta Y_t + u_{1t} \\ \Delta Y_t &= a_{21}(L)\Delta \Pi_t + a_{22}(L)\Delta Y_t + u_{2t}\end{aligned}\quad (1)$$

در رابطه ۱، Π_t نرخ تورم و Y_t لگاریتم تولید حقیقی در دوره t می‌باشد. اگر فرض شود $X_t = [\Delta Y_t \ \Delta \Pi_t]$ می‌توان دستگاه فوق را به صورت زیر بیان کرد:

$$X_t = A(L)X_t + u_t \quad (2)$$

در رابطه ۲، $A(L) = \begin{bmatrix} a_{11}(L) & a_{12}(L) \\ a_{21}(L) & a_{22}(L) \end{bmatrix}$ و $u_t = \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix}$ است. با توجه به

مانایی متغیرهای ΔY_t و $\Delta \Pi_t$ ، بردار X_t به کمک قانون والد^۳ به صورت نمایش یکتایی از بردار شوک‌ها نوشته می‌شود (فرم میانگین متحرک):^۴

$$X_t = (1 - A(L))^{-1} u_t \quad (3)$$

سپس با توجه به روش مدل‌های SVAR شوک‌های رابطه ۳ به صورت ترکیبی از شوک‌های ساختاری عرضه و تقاضا تجزیه می‌شود. با فرض وجود ماتریس B که بردار

1- Augmented Dickey-Fuller Test.

2- Vector Auto Regression (VAR).

3- Wald Rule.

4- Moving Average.

پسماندهای مدل VAR را به شوک‌های ساختاری عرضه و تقاضا تجزیه می‌کند
 رابطه ۳ بر اساس شوک‌های ساختاری به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$X_t = (1-A(L))^{-1} B B^{-1} u_t \Rightarrow X_t = (1-A(L))^{-1} B \varepsilon_t \quad (۴)$$

$$= C(0)\varepsilon_t + C(1)\varepsilon_{t-1} + C(2)\varepsilon_{t-2} + \dots = \sum_{j=0}^{\infty} C(j)\varepsilon_{t-j}$$

در رابطه ۴، $\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^d \end{bmatrix}$ بردار شوک‌های ساختاری است که ε_t^s شوک‌های ساختاری طرف عرضه و ε_t^d شوک‌های ساختاری طرف تقاضا و نیز
 $C(j) = \begin{bmatrix} c_{11}(j) & c_{12}(j) \\ c_{21}(j) & c_{22}(j) \end{bmatrix}$ ، برای اینکه بتوان با استفاده از شوک‌های برآورد شده در
 مدل VAR، شوک‌های ساختاری ذکر شده را به دست آورد، لازم است که ماتریس
 $\sum_{j=0}^{\infty} C(j)$ به طور کامل شناسایی^۱ شود. برای شناسایی درایه‌های ماتریس $\sum_{j=0}^{\infty} C(j)$
 باید چهار معادله مستقل از هم موجود باشد. برای به دست آوردن این چهار معادله
 لازم است فروض زیر بر شوک‌های ε_t^s و ε_t^d اعمال شود:

(۱) این شوک‌ها به صورت استاندارد شده با واریانس یک در نظر گرفته می‌شوند.

$$(E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = I)$$

(۲) شوک‌های ε_t^s و ε_t^d ناهمبسته^۲ هستند.

با توجه به فروض اعمال شده در بالا بر ماتریس واریانس - کوواریانس برای
 شوک‌های برآورد شده در مدل VaR، رابطه ۵ حاصل می‌شود:

$$E(u_t u_t') = B E(\varepsilon_t \varepsilon_t') B' = B B' \quad (۵)$$

از رابطه فوق چهار معادله به دست می‌آید که با توجه به متقارن بودن ماتریس.
 واریانس - کوواریانس، سه معادله از آنها مستقل هستند. برای به دست آوردن

1- Just Identify.

2- Uncorrelated.

چهارمین معادله مستقل نیازمند اعمال قیدهای بلندمدت تئوریک بر مدل هستیم. در واقع برای اینکه ماتریس ضرایب بردار ε_t کاملاً شناسایی شود، به تعداد $k(k-1)/2$ قید نیاز داریم که k تعداد متغیرهای مدل VAR است. با توجه به اینکه در این مدل دو متغیر وجود دارد، به تعداد یک قید نیاز است (به جز سه قید تحمیل شده بر ماتریس واریانس - کواریانس شوکها). همچنین می توان نشان داد اثر بلندمدت یک واحد شوک ساختاری i ام بر متغیر وابسته j ام مدل SVAR درایه i^*j ماتریس $B(1-A(L))^{-1}C(j)$ یا همان درایه i^*j ماتریس $C(j)$ است. بنابراین با توجه به فرض عدم تأثیر شوک ε_t^d بر تولید در بلندمدت قید زیر اعمال می شود:

$$\sum_{j=0}^{\infty} c_{11}(j) = 0$$

با اعمال قید بالا بر رابطه ۴، به صورت زیر درمی آید:

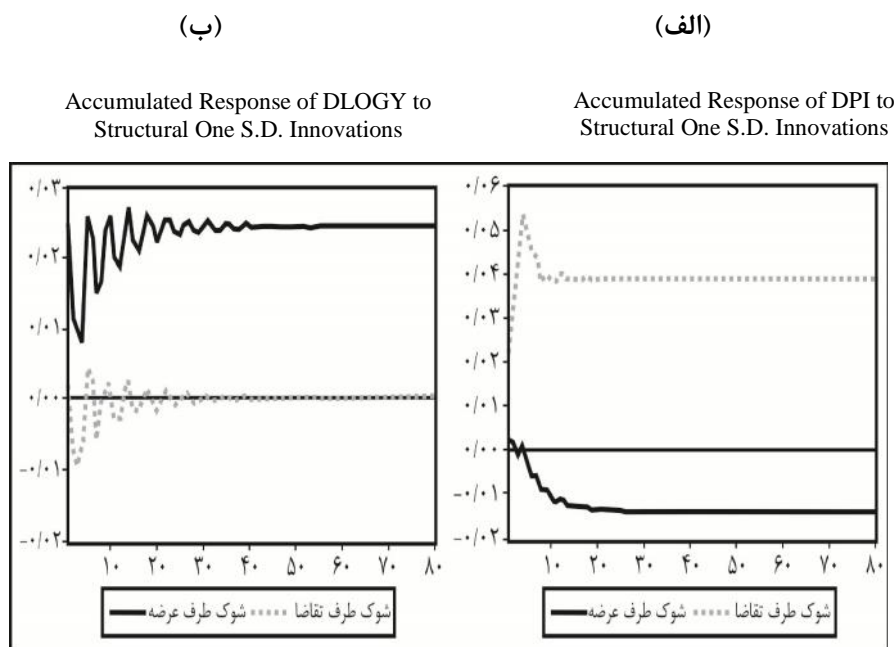
$$\Delta \Pi_t = \sum_j c_{21}(j) \varepsilon_{t-j}^s + \sum_j c_{22}(j) \varepsilon_{t-j}^d \quad (6)$$

تساوی ۶ تغییرات تورم را به دو قسمت تقسیم می کند که یک بخش آن تنها شامل شوک ε_t^d است، یعنی شامل شوکی است که در بلندمدت بر تولید بی اثر است (بنابر قید اعمال شده). لذا $\sum_j c_{22}(j) \varepsilon_{t-j}^d$ کاندیدی برای تغییرات هسته تورم و بخش دیگر آن، که از شوکهای طرف عرضه تشکیل شده است $\sum_j c_{21}(j) \varepsilon_{t-j}^s$ ، گزینه ای برای تغییرات پوسته تورم می باشد.

۳-۱. نتایج تخمین مدل

همان طور که در رابطه ۶ بیان شد، سری های $\sum_j c_{22}(j) \varepsilon_{t-j}^d$ و $\sum_j c_{21}(j) \varepsilon_{t-j}^s$ به ترتیب نشان دهنده تغییرات هسته و پوسته تورم نسبت به شوکهای طرف تقاضا (ε_t^d) و شوکهای طرف عرضه (ε_t^s) هستند. در بخش الف نمودار ۳ می توان اثر این تغییرات را بر تورم مشاهده کرد. در واقع این نمودار نتیجه واکنش ضربه تورم به تغییرات هسته و پوسته ناشی از شوکهای ساختاری است. در بخش ب نمودار نتایج قید اعمال شده در مدل SVAR را می توان مشاهده کرد.

همان‌طور که بیان شد با اعمال قید $\sum_j^{\infty} 0c_{11}(j) = 0$ بر ماتریس $B(1-A(L))^{-1}$ ، تأثیر شوک ε_t^d بر تولید را در بلندمدت، برابر صفر قرار دادیم. نمودار ۳- واکنش ضربه تورم و رشد تولید به شوک‌های ساختاری برای بازه (۱:۱۳۷۰، ۲:۱۳۸۷)



همان‌طور که از بخش الف نمودار ۳ مشخص است، تغییرات هسته تورم (ناشی از یک واحد شوک طرف تقاضا) اثر بلندمدت بر تورم (رشد CPI) دارد و تقریباً بعد از ۲۰ دوره، این اثر پایدار می‌گردد. همچنین تغییرات پوسته تورم (ناشی از یک واحد شوک طرف عرضه) در بلندمدت اثر کمتری بر تورم دارد. این نمودار نشان می‌دهد که بخش عمده تغییرات تورم در ایران ناشی از تغییرات بخش هسته تورم است.

در بخش ب نمودار ۳ مشاهده می‌شود که تغییرات هسته تورم در دوره‌های ابتدایی منجر به تغییرات نرخ رشد تولید حقیقی می‌شود، اما تقریباً پس از ۲۵ دوره اثر آن بر تولید از بین می‌رود. یعنی تغییرات هسته تورم در بلندمدت بر تولید بی‌اثر است. همچنین تغییرات بخش موقتی تورم (پوسته) اثرات بلندمدت بر تولید دارد که این

مشاهدات کاملاً با منحنی عرضه لوکاس^۱ تطبیق دارد؛ زیرا افزایش مداوم سطح عمومی قیمت‌ها (هسته تورم) اثر بلندمدت بر تولید ندارد اما تغییر قیمت ناشی از شوک‌های طرف عرضه (پوسته تورم) می‌تواند اثر بلندمدت بر تولید داشته باشد.

۳-۲. تخمین هسته تورم

در این بخش هسته تورم با استفاده از مدل VAR تخمین زده شده و همچنین ماتریس به دست آمده از اعمال قید بلندمدت در مدل SVAR، استخراج می‌شود. در مدل VAR مورد نظر تعداد وقفه‌های بهینه ۷ است. لذا می‌توان مدل VAR را به صورت زیر ارائه کرد:

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta \Pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Delta Y_t^{\text{Noncore}} + \Delta Y_t^{\text{core}} \\ \Delta \Pi_t^{\text{Noncore}} + \Delta \Pi_t^{\text{core}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \beta_{11} \\ \alpha_{12} & \beta_{12} \end{bmatrix} \\ + \begin{bmatrix} \alpha_{71} & \beta_{71} \\ \alpha_{72} & \beta_{72} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta Y_{t-7} \\ \Delta \Pi_{t-7} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} \\ \gamma_{22} \end{bmatrix} D_1 + \begin{bmatrix} \gamma_{21} \\ \gamma_{22} \end{bmatrix} D_2 + \begin{bmatrix} \gamma_3 \\ \gamma_3 \end{bmatrix} \quad (7)$$

حال با اعمال قید بلندمدت، ماتریس B که پسماندهای مدل را در هر دوره به شوک‌های ساختاری تجزیه می‌کند، حاصل می‌شود. با ضرب ماتریس BB^{-1} در بردار پسماندها رابطه ۸ حاصل می‌شود.

$$\begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} = B \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t}^s \\ \varepsilon_{2t}^d \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11}\varepsilon_{1t}^s + b_{12}\varepsilon_{1t}^d \\ b_{21}\varepsilon_{1t}^s + b_{22}\varepsilon_{1t}^d \end{bmatrix} \quad (8)$$

که در آن $b_{11}\varepsilon_{1t}^s$ نشان‌دهنده تغییرات $\Delta Y_t^{\text{Noncore}}$ ، $b_{12}\varepsilon_{1t}^d$ نشان‌دهنده تغییرات ΔY_t^{core} ، $b_{21}\varepsilon_{1t}^s$ نشان‌دهنده تغییرات $\Delta \Pi_t^{\text{Noncore}}$ و $b_{22}\varepsilon_{1t}^d$ نشان‌دهنده تغییرات $\Delta \Pi_t^{\text{core}}$ است.

در این مرحله برای به دست آوردن مقادیر تغییرات تورم هسته و تغییرات تولید

هسته در فصل اول سال ۱۳۷۲ نیاز به این مقادیر برای ۷ فصل گذشته آن، که با توجه به اینکه پسماندهای مدل از فصل اول سال ۱۳۷۲ شروع می‌شود و برای فصل‌های قبل از آن پسماندی وجود ندارد، لذا فرض می‌شود مقدار تغییرات هسته تورم و تولید در این فصل‌ها با مقدار تغییرات تورم و تولید برابر است.

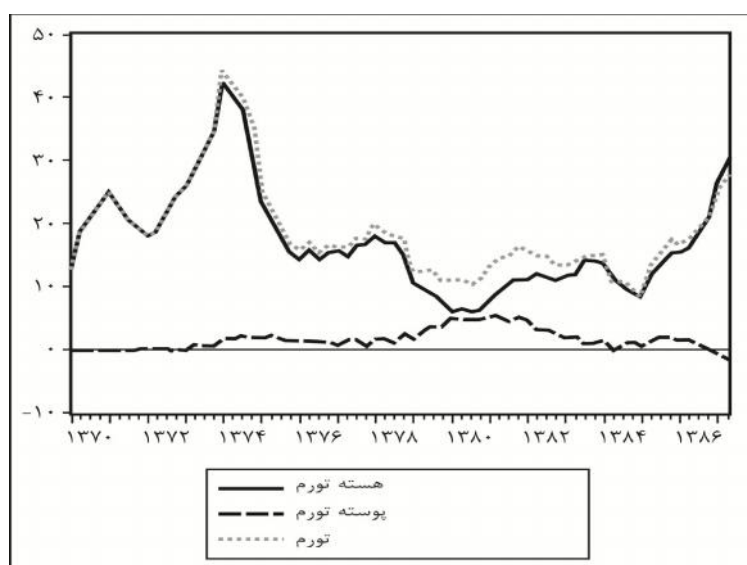
$$\Delta \Pi_{1370:2} = \Delta \Pi_{1370:2}^{\text{core}}, \dots, \Delta \Pi_{1371:4} = \Delta \Pi_{1371:4}^{\text{core}}$$

$$\Delta Y_{1370:2} = \Delta Y_{1370:2}^{\text{core}}, \dots, \Delta Y_{1371:4} = \Delta Y_{1371:4}^{\text{core}}$$

این فرض معادل این است که در فصل‌های اولیه اقتصاد دچار هیچ شوکی نمی‌شود و تغییرات تولید و تورم تماماً به دلیل تغییرات هسته آنهاست و اقتصاد در حالت پایدار خود قرار دارد. با توجه به این فروض می‌توان سری‌های زمانی هسته و پوسته تورم را تخمین زد که نتایج آن در نمودار ۴ می‌آید.

نمودار ۴- سری‌های زمانی تورم، هسته تورم و پوسته تورم برای

بازه زمانی (۱۳۷۰:۱، ۱۳۸۷:۲)



از نمودار ۴ نتایج زیر حاصل می‌شود:

- هسته تورم محاسبه شده به خوبی با روند تورم حرکت می کند که این امر حاکی از تخمینی مناسب از هسته تورم است. به عبارت دیگر عامل تورم مزمن در اقتصاد ایران به وسیله هسته تورم کاملاً قابل توضیح است.
- بخش عمده تورم در ایران را بخش هسته آن تشکیل می دهد، یعنی بخش اصلی تورم در کشور ما می تواند بدون هزینه های تولیدی کاهش یابد که با توجه به موارد ذکر شده کاهش این بخش از تورم در ایران بدون تغییر در تعادل اقتصاد سیاسی بین دولت و مردم امکان پذیر نیست.
- بخش پوسته تورم در بازه زمانی بزرگی مثبت بوده است. یعنی شوک های طرف عرضه اقتصاد منجر به افزایش تورم شده است (شوک های عرضه منفی).
- با توجه به پذیرش بخش هسته تورم به عنوان بخش غیرقابل اجتناب تورم ایران، بهتر است برای کاهش تورم، تلاش ها معطوف به کاهش بخش نوسانی آن (پوسته) شود.

۴. مفهوم نسبت هزینه جایگزینی اهداف^۱

همان گونه که در مقدمه اشاره شد، به دلیل عدم امکان کاهش هسته تورم با توجه به رابطه مالی شکل گرفته بین دولت و مردم، برای کاهش تورم در ایران به نظر می رسد تنها راه در دسترس کاهش نوسانات تورم (پوسته تورم) است، لذا باید تخمین کمی از هزینه های تولیدی سیاست های کاهش بخش پوسته تورم به دست آید. نسبت هزینه جایگزینی اهداف یکی از معیارهایی است که هزینه های ناشی از یک سیاست تورم زدایی را تخمین می زند، این نسبت مفهومی است که اندازه تولید از دست رفته را به ازای یک درصد کاهش در روند تورم اندازه گیری می کند. در این بخش، با استفاده از سری زمانی پوسته تورم اثر تغییرات پوسته تورم در بلندمدت بر نرخ رشد تولید تخمین زده می شود.^۲

بنابر تعریف، نسبت هزینه جایگزینی اهداف برابر است با خارج قسمت میزان عکس العمل انباشته^۳ نرخ رشد تولید به عکس العمل غیرانباشته^۴ تورم. بنابراین رابطه

1- Sacrifice Ratio.

۲- مراجعه کنید به توبین (Tobin, 1981).

3- Accumulated.

4- No Accumulated.

نسبت هزینه جایگزینی اهداف را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$SR_{\varepsilon} \pi(\tau) = \frac{\sum_{j=0}^{\tau} \left(\frac{\partial y_{t+j}}{\partial \varepsilon_t^{\pi}} \right)}{\left(\frac{\partial \pi_{t-\tau}}{\partial \varepsilon_t^{\pi}} \right)}$$

که در آن:

$SR_{\varepsilon} \pi(\tau)$ نسبت هزینه جایگزینی اهداف بعد از دوره و در نتیجه شوک ε^{π} بر پوسته تورم است.

عکس‌العامل انباشته نرخ رشد تولید پوسته به شوک پوسته تورم $\sum_{j=0}^{\tau} \left(\frac{\partial y_{t+j}}{\partial \varepsilon_t^{\pi}} \right)$ (ε^{π}) بعد از دوره است.

بیانگر دوره‌ای است که تغییرات پوسته تورم به مقدار بلندمدت خود می‌رسد؛ یعنی دوره‌ای که تغییرات تورم که ناشی از تغییرات پوسته تورم است، کامل می‌شود.

بیانگر عکس‌العامل غیرانباشته پوسته تورم به شوک در زمان t بعد از $\left(\frac{\partial \pi_{t+\tau}}{\partial \varepsilon_t^{\pi}} \right)$

دوره است.

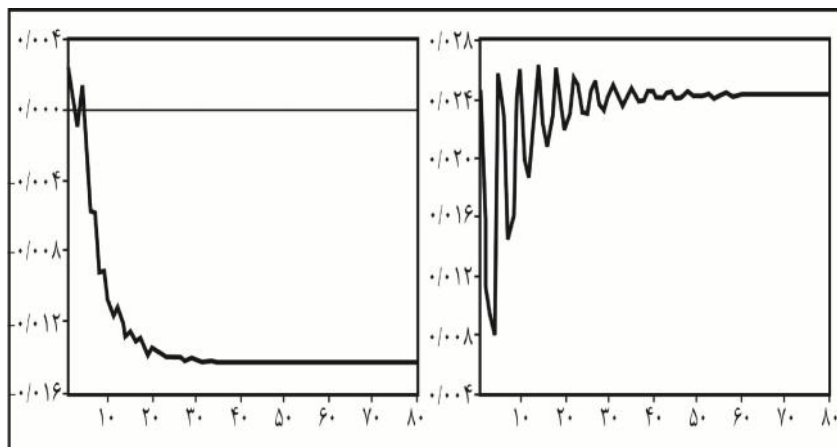
برای اعمال شوک به پوسته تورم از نتایج پاسخ ضربه نشان داده شده در نمودار ۳ استفاده می‌شود. در این نمودار نتایج پاسخ تغییرات تورم و رشد تولید به یک واحد شوک مثبت عرضه، مشاهده شد که معادل پاسخ تغییرات تورم و رشد تولید به اعمال شوک منفی به همان مقدار بر پوسته تورم است. در مدل SVAR تخمین زده شده از تفاضل مرتبه اول تورم و لگاریتم تولید حقیقی استفاده شده است و بر این اساس، مقادیر جدول ۱ و نمودار ۵ نشان‌دهنده مقادیر غیرانباشته تغییرات هسته تورم و مقادیر انباشته تغییرات نرخ رشد تولید حقیقی است (مقادیر عددی جدول ۱ تا زمان پایدار شدن تغییرات پوسته تورم (۲۱ =) گزارش شده است).

نمودار ۵- واکنش ضربه تورم و رشد تولید به شوک ساختاری عرضه برای

بازه (۱:۱۳۷۰، ۲:۱۳۸۷)

(ب)
Accumulated Response of DPI to
Structural One S.D. Shock1

(الف)
Accumulated Response of DLOGY to
Structural One S.D. Shock 1



جدول ۱- مقادیر عکس العمل انباشته نرخ رشد تولید، عکس العمل غیرانباشته

تورم و نسبت هزینه جایگزینی اهداف

$SR_{\nu} f(\dagger)$	$\sum_{j=0}^{\dagger} \left(\frac{\partial y_{t<j}}{\partial V_t^f} \right)$	$\frac{\partial f_{t<t}}{\partial V_t^f}$	
۱۱/۵۲۲۱۱	۰/۰۲۴۷۶۲	۰/۰۰۲۱۴۹	۱
۱۳/۵۸۱۱۴	۰/۰۱۱۴۷۱	۰/۰۰۰۸۴۵	۲
-۸/۳۰۶۶۵	۰/۰۰۹۴۸۳	-۰/۰۰۱۱۱۴	۳
۵/۲۲۱۳۳۵	۰/۰۰۷۹۵۴	۰/۰۰۱۵۲۳	۴
-۸/۴۶۲۲۵	۰/۰۲۵۹۰۸	-۰/۰۰۳۰۰۶	۵
-۳/۶۴۱۱۹	۰/۰۲۳۱۰۴	-۰/۰۰۶۳۵	۶
-۲/۲۹۵۴۶	۰/۰۱۴۵۰۲	-۰/۰۰۵۵۹	۷
-۱/۶۷۸۴۸	۰/۰۱۶۱۰۱	-۰/۰۰۹۵۹	۸
-۲/۶۵۲۶۴	۰/۰۲۳۸۷۷	-۰/۰۰۹	۹

ادامه جدول ۱- مقادیر عکس‌العمل انباشته نرخ رشد تولید، عکس‌العمل
غیرانباشته تورم و نسبت هزینه جایگزینی اهداف

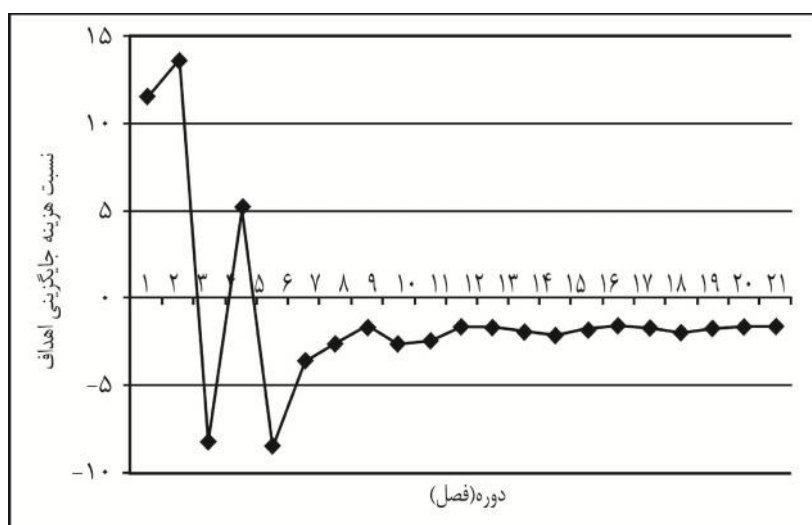
$SR_{V_t^f}(\ddagger)$	$\sum_{j=0}^{\ddagger} \left(\frac{\Delta y_{t<j}}{\Delta V_t^f} \right)$	$\frac{\Delta f_{t<t}}{\Delta V_t^f}$	
-۲/۴۱۶۰۱	۰/۰۲۶۱۱۵	-۰/۰۱۰۸۱	۱۰
-۱/۷۰۰۸۱	۰/۰۱۹۹۴۶	-۰/۰۱۱۷۳	۱۱
-۱/۶۶۶۷۱	۰/۰۱۸۵۱۳	-۰/۰۱۱۱۱	۱۲
-۱/۹۳۹۸۴	۰/۰۲۲۸۶	-۰/۰۱۱۷۸	۱۳
-۲/۱۲۹۷۶	۰/۰۲۷۳۸۵	-۰/۰۱۲۸۶	۱۴
-۱/۷۹۳۲۴	۰/۰۲۲۴۲۵	-۰/۰۱۲۵۱	۱۵
-۱/۵۷۷۶۱	۰/۰۲۰۷۸۷	-۰/۰۱۳۱۸	۱۶
-۱/۷۴۸۸۸	۰/۰۲۲۷۹۱	-۰/۰۱۳۰۳	۱۷
-۱/۹۸۱۴۵	۰/۰۲۶۲۶	-۰/۰۱۳۲۵	۱۸
-۱/۷۶۶۳۸	۰/۰۲۴۶۲۹	-۰/۰۱۳۹۴	۱۹
-۱/۶۲۵۲۴	۰/۰۲۱۹۴۳	-۰/۰۱۳۵	۲۰
-۱/۶۶۷۷۶	۰/۰۲۲۸۴۱	-۰/۰۱۳۷	۲۱

از جدول ۱ نتایج زیر حاصل می‌شود:

- تغییرات پوسته تورم در ۲۰ دوره پایدار می‌شود، لذا برای محاسبه نسبت هزینه جایگزینی اهداف از اعداد دوره ۲۰ استفاده می‌شود.
- نسبت محاسبه شده برای اقتصاد ایران برابر ۱/۶۲- به دست می‌آید. علامت این عدد نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران، اعمال سیاست‌های کنترل شوک‌های بخش عرضه اقتصاد جهت رسیدن به روند تورمی پایین‌تر نه تنها تولید را کاهش نمی‌دهد بلکه کاهش اولیه خود را در طول زمان جبران می‌کند و افزایش نیز می‌یابد؛ یعنی به ازای یک درصد کاهش در روند بلندمدت پوسته تورم، نرخ رشد تولید پوسته به میزان ۱/۶۲ درصد افزایش می‌یابد. این اثر با یک وقفه تقریباً پنج‌ساله (۲۰ دوره) امکان‌پذیر است.

در نمودار ۶ مقدار عددی و روند فصلی نسبت هزینه جایگزینی اهداف برای اقتصاد ایران (طی یک دوره پنج‌ساله) ارائه می‌شود. با توجه به این نمودار در وقفه‌های اولیه نسبت هزینه جایگزینی اهداف مثبت است؛ یعنی در اثر اعمال سیاست‌های کاهش پوسته تورم نرخ رشد تولید حقیقی هم‌جهت با نرخ تورم کاهش می‌یابد و تا ۲ دوره این روند ادامه دارد، یعنی اقتصاد متحمل زیان‌های تولیدی ناشی از این سیاست می‌شود. از دوره سوم نسبت هزینه جایگزینی اهداف در ایران منفی می‌شود و منافع کاهش پوسته تورم به مراتب بیشتر از زیان تولیدی می‌گردد.

نمودار ۶- نسبت هزینه جایگزینی اهداف



۵. توصیه‌های سیاست‌گذاری

تفکیک تورم به دو بخش هسته و پوسته در چهارچوب مدل کواه و وهی (۱۹۹۵)، این امکان را فراهم کرد که بخش مزمین تورم مرتبط با سیاست‌های سمت تقاضای اقتصاد را از بخش ناشی از تغییرات طرف عرضه جدا کنیم. منشأ اصلی تحولات سمت تقاضای اقتصاد در ایران را می‌توان در کسری بودجه و تأمین پولی آن جستجو کرد. در طول دوره مورد بررسی، در فاصله سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۸، استقراض از بانک مرکزی نقشی کلیدی در تأمین کسری بودجه ایفا کرده است و از سال ۱۳۷۹ به بعد افزایش خالص دارایی خارجی بانک مرکزی برآمده از فروش درآمدهای ارزی حاصل از صادرات

نفت خام برای تأمین مخارج بودجه عمومی، عامل اصلی افزایش پایه پولی بوده است. رشد مستمر حجم نقدینگی، به لحاظ تأثیر، دارای مابه‌ازایی در تورم مزمن مشاهده شده است که بر اساس مدل به کار گرفته شده، در هسته تورم قابل شناسایی است. از آنجا که علی‌رغم وجود تورم مزمن، برخی متغیرهای مهم از قبیل نرخ اسمی ارز و نرخ اسمی سود بانکی، در اقتصاد ایران به صورت اداری تعیین شده و تعدیل متناسب با تورم در آنها صورت نمی‌گیرد، مقادیر حقیقی این متغیرها، دستخوش تغییر شده و به طور مستمر کاهش پیدا می‌کنند. انتظار می‌رود کاهش نرخ حقیقی ارز و نرخ حقیقی بهره، کاهش نرخ رشد اقتصادی را که به معنی جابه‌جایی پیوسته و مستمر منحنی عرضه کل به سمت چپ است، به دنبال داشته باشد، این امر باعث تشدید افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود. این پدیده در مقادیر نسبتاً مستمر مثبت پوسته تورم قابل مشاهده است. نمودار ۴ نشان می‌دهد که بخش اصلی تورم مزمن در ایران (هسته تورم)، ناشی از انبساط مزمن سمت تقاضای اقتصاد است که در نتیجه کسری بودجه و نحوه تأمین آن ایجاد شده است. بر اساس نتایج این تحقیق، کاهش هسته تورم تنها از طریق ایجاد توازن در بودجه امکان‌پذیر است، به نظر می‌رسد این عدم تعادل مالی، خود ناشی از شکل‌گیری نوعی تعادل سیاسی بلندمدت میان دولت و مردم است که خروج از این تعادل کاری دشوار و در کوتاه‌مدت و میان‌مدت دست‌نیافتنی است. اصرار بر کاهش تورم با حفظ عدم تعادل مزمن در بودجه، تنها نوسانات تورم (پوسته تورم) را افزایش می‌دهد و نمی‌تواند کاهندگی بلندمدت داشته باشد.

با توجه به موارد مطرح شده می‌توان نتیجه گرفت که در صورت تداوم کسری بودجه ساختاری، امکان کاهش بخش سیستماتیک تورم به طور بلندمدت وجود ندارد و تلاش برای کاهش تورم از طریق کنترل متغیرهای اسمی مانند نرخ ارز و نرخ سود بانکی، خود بر پوسته تورم می‌افزاید. بنابراین، می‌توان توصیه کرد که بهتر است متغیرهای اسمی ذکر شده با تورم شاخص‌بندی شده و به گونه‌ای تنظیم شوند که مقادیر حقیقی آنها تغییر نکند.

این سیاست به معنی پذیرفتن تورم هسته و تعدیل بقیه متغیرها متناسب با آن است. از طرف دیگر، با فرض پذیرش تورم هسته، بهتر است سیاستگذار همه تلاش خود را مصروف حذف بخش نوسانی تورم کند. تغییرات پوسته تورم را می‌توان عمدتاً

ناشی از دو عامل در سمت عرضه اقتصاد دانست: عامل اول، حرکت مستمر به سمت چپ منحنی عرضه کل در نتیجه کاهش مستمر نرخ ارز حقیقی و نرخ بهره حقیقی و عامل دوم، نوسانات مقطعی منحنی عرضه کل تحت تأثیر نوسانات قیمت نفت در بازارهای جهانی است. شاخص بندی کامل متغیرهای اسمی، مانع حرکت به سمت عقب منحنی عرضه کل شده و از این طریق به کاهش نوسانات پوسته تورم کمک می‌کند. اما به حداقل رسانیدن این نوسانات نیازمند تمهید دیگری برای جلوگیری از انتقال شوک‌های قیمت نفت به بخش حقیقی اقتصاد است که سازوکارهایی از قبیل حساب ذخیره ارزی^۱ در این زمینه می‌تواند راهگشا باشد.

۶. جمع بندی و نتیجه گیری

در این مقاله با بهره‌گیری از رویکردهای اخیر در تفکیک تورم مشاهده شده به دو جزء هسته و پوسته و به ویژه با استفاده از رویکرد مبتنی بر نظریه اقتصاد کواه و وهی (۱۹۹۵)، تغییرات فصلی شاخص CPI در فاصله سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۷ را به دو بخش هسته و پوسته تقسیم کردیم. هسته تورم منعکس کننده تحولات سمت تقاضای اقتصاد و به طور عمده رشد حجم نقدینگی برآمده از عدم تعادل بودجه و پوسته تورم نشان‌دهنده جابه‌جایی‌های مستمر یا مقطعی منحنی عرضه کل در اقتصاد است. نکات زیر را می‌توان به عنوان جمع‌بندی‌های اصلی تحقیق حاضر برشمرد:

- بخش اصلی تورم در ایران، تورم پولی تحت تأثیر تأمین پولی مخارج دولت است؛
- پوسته تورم به طور عمده، طی دوره مورد بررسی مثبت بوده است که وقتی این ویژگی را با علامت تغییرات متناظر در پوسته تولید (منفی) در نظر می‌گیریم می‌توانیم نتیجه بگیریم که برآیند جابه‌جایی‌های منحنی عرضه کل در هر دوره، منفی (به سمت چپ) بوده است.
- علامت منفی متغیر نسبت هزینه جایگزینی اهداف، بیانگر آن است که کاهش پوسته تورم، افزایش تولید (و نه کاهش آن) را به دنبال خواهد داشت. نوسانات کوتاه‌مدت تولید تنها طی پنج فصل همسو با تغییرات تورم خواهد بود و پس

1- Oil Stabilization Fund.

از آن به تدریج کاهش تورم با افزایش تولید (حول تورم هسته) همراه خواهد بود.

— از آنجا که کاهش بخش مزمین و پایدار تورم در اقتصاد ایران (تورم هسته) ناشی از عدم تعادل در بودجه است و این عدم تعادل حاصل شکل‌گیری نوعی تعادل در اقتصاد سیاسی میان دولت و مردم می‌باشد و مادام که نتوان این عدم تعادل را از بین برد، تورم حاصل از آن را باید پذیرفت. پذیرفتن این بخش از تورم به معنی شاخص‌بندی سایر متغیرهای اسمی با آن است که مانع از بروز نوسانات در بخش حقیقی اقتصاد خواهد شد.

— برخلاف بخش هسته تورم، تورم پوسته را می‌توان با اتخاذ سیاست‌های ثبات‌ساز در بخش حقیقی اقتصاد به حداقل رسانید. استقرار سازوکار حساب ذخیره ارزی از یک طرف و شاخص‌بندی نرخ ارز و نرخ بهره از طرف دیگر مهم‌ترین رویکردهای سیاست‌گذاری در جهت ایجاد ثبات هر چه بیشتر در سمت عرضه اقتصاد است.

پیوست‌ها

۱. بررسی نامانایی تورم در ایران

با توجه به اینکه سری‌های زمانی مورد استفاده در این تحقیق فصلی هستند لذا ابتدا با ساخت فیلترهای فصلی، وجود ریشه فصلی برای سری زمانی تورم را آزمون می‌کنیم. این متغیرها در زیر ارائه می‌شود:

$$x=pi$$

$$x5=x-x(-4)$$

$$x1=x(-1)+x(-2)+x(-3)+x(-4)$$

$$x2=-(x(-1)-x(-2)+x(-3)-x(-4))$$

$$x3=x(-1)-x(-3)$$

$$x4=x3(-1)$$

حال با انجام رگرسیون $x5$ بر روی سایر متغیرهای ساخته شده، نتایج جدول زیر حاصل می‌شود:

Dependent Variable: X5

Method: Least Squares

Date: 05/22/10 Time: 16:03

Sample (adjusted): 1371Q1 1387Q2

Included observations: 66 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X1	-0.003106	0.003867	-0.803191	0.4249
X2	-0.621618	0.126771	-4.903462	0.0000
X3	0.693679	0.117199	5.918797	0.0000
X4	0.447512	0.117398	3.811906	0.0003
R-squared	0.896359	Mean dependent var		0.002700
Adjusted R-squared	0.891344	S.D. dependent var		0.074854
S.E. of regression	0.024674	Akaike info criterion		-4.507428
Sum squared resid	0.037747	Schwarz criterion		-4.374722
Log likelihood	152.7451	Durbin-Watson stat		1.929486

حال با محاسبه آماره F برای ضرایب متغیرهای x3 و x4 داریم:

$$t_3^2 + t_4^2 / 2 = (5.918797^2 + 3.811906^2) / 2 = 49.4442$$

که با توجه به جدول آزمون ریشه واحد برای مدل‌های سری زمانی فصلی این مقدار از ۹/۲۷ بیشتر است. بنابراین داده‌ها دارای ریشه فصلی نمی‌باشند. از این رو نرخ تورم در فصل گذشته بر نرخ تورم در فصل بعد از آن اثرگذار نیست. حال با توجه به اینکه داده‌ها دارای ریشه فصلی نیستند، می‌توان با آزمون دیکی فولر مانایی داده‌های تورم را بررسی کرد.

ADF with intercept and trend

$$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta x_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

Null Hypothesis: PI has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.431631	0.8423
Test critical values:		
1% level	-4.105534	
5% level	-3.480463	
10% level	-3.168039	

همان‌طور که مشاهده می‌شود فرضیه صفر =0 در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد نمی‌شود.

$$H_0 : \beta = \delta = 0 \quad \text{اگر } F \leq \Phi_3$$

$$H_a : \neg H_0 \quad \text{اگر } F > \Phi_3$$

Wald Test:

Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	2.478724	(2, 49)	0.0943
Chi-square	4.957447	2	0.0839

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2)	0.038785	0.017427
C(3)	-0.000463	0.000240

مقدار بحرانی ۹۵ درصد (Φ_3) با توجه به جدول برای ۵۶ مشاهده حدود ۶/۷۳ می‌باشد.

$H_0 : \alpha = \beta = \delta = 0$ اگر $F \leq \Phi_2$

$H_a : H_0$ اگر $F > \Phi_2$

Wald Test:

Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	1.915426	(3, 49)	0.1394
Chi-square	5.746277	3	0.1246

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	-0.133051	0.057644
C(2)	0.038785	0.017427
C(3)	-0.000463	0.000240

مقدار بحرانی ۹۵ درصد (Φ_2) با توجه به جدول برای حدود ۵۰ مشاهده ۵/۱۳ می‌باشد.

ADF with intercept and without trend

$$\Delta x_t = \alpha + \delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta x_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

Null Hypothesis: PI has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.318528	0.6150
Test critical values:		
1% level	-3.552666	
5% level	-2.914517	
10% level	-2.595033	

همان‌طور که مشاهده می‌شود فرضیه صفر $=0$ در سطح اطمینان ۹۵٪ رد نمی‌شود.

$H_0 : \beta = \delta = 0$ اگر $F \leq \Phi_1$

$H_a : H_0$ اگر $F > \Phi_1$

Wald Test:

Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.969895	(2, 50)	0.3861
Chi-square	1.939790	2	0.3791

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	0.009338	0.008555
C(2)	-0.056386	0.042764

مقدار بحرانی ۹۵ درصد (Φ_1) با توجه به جدول برای ۵۶ مشاهده حدود ۴/۸۶ می‌باشد.

ADF without intercept and without trend

$$\Delta x_t = \delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta x_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

Null Hypothesis: PI has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.863478	0.3375
Test critical values:		
1% level	-2.606911	
5% level	-1.946764	
10% level	-1.613062	

همان‌طور که مشاهده می‌شود فرضیه صفر $=0$ در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد نمی‌شود.

بنابراین تورم نامانا است و به همین ترتیب نشان داده می‌شود که لگاریتم تولید حقیقی نیز ناماناست.

۲. نتایج آزمون هم‌انباشتگی

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized	Eigenvalue	Trace	0.05	Prob.**
No. of CE(s)		Statistic	Critical Value	
None	0.166813	9.803877	15.49471	0.2961
At most 1	0.002479	0.131548	3.841466	0.7168

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.166813	9.672329	14.26460	0.2343
At most 1	0.002479	0.131548	3.841466	0.7168

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

نتایج آزمون نشان دهنده عدم وجود بردار هم‌انباشتگی است. لذا از تفاضل مرتبه اول متغیرها که مانا است برای تخمین مدل استفاده می‌شود.

۳. تعیین وقفه‌های بهینه مدل VAR مانا

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	195.0197	NA	1.42e-06	-7.792485	-7.480619	-7.674631
1	199.2881	7.469861	1.40e-06	-7.803673	-7.335872	-7.626890
2	211.1591	19.78496	1.01e-06	-8.131630	-7.507896	-7.895920
3	222.2720	17.59541	7.59e-07	-8.428000	-7.648333	-8.133363
4	232.1942	14.88337	5.98e-07	-8.674760	-7.739160*	-8.321196
5	236.6900	6.368972	5.94e-07	-8.695416	-7.603883	-8.282924
6	241.6969	6.675883	5.80e-07	-8.737371	-7.489904	-8.265951
7	249.4813	9.730467*	5.07e-07	-8.895053	-7.491653	-8.364706
8	256.6673	8.383690	4.58e-07*	-9.027804*	-7.468470	-8.438530*
9	257.8051	1.232579	5.37e-07	-8.908544	-7.193277	-8.260342
10	259.8786	2.073516	6.12e-07	-8.828274	-6.957073	-8.121145
11	262.1480	2.080326	7.00e-07	-8.756168	-6.729033	-7.990111
12	269.3446	5.997116	6.62e-07	-8.889357	-6.706289	-8.064372

* indicates lag order selected by the criterion

با توجه به آزمون هال نرمال بودن و عدم همبستگی پیاپی برای پسماندهای مدل وقفه بهینه برابر ۷ به دست می‌آید.

منابع و مأخذ

- Bernanke, Ben, S., Laubach, Thomas., Mishkin, Frederic, S. & Posen, Adam, S. (1999). *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*. Princeton: Princeton University Press.
- Blanchard, O. & Quah. D. (1998). The Dynamic Effects of Aggregate Supply and Demand Disturbances. *American Economics Review*, 79(4), 655-673.
- Danny, Quah & Vahey, Shaun, P. (1995). Measuring Core Inflation. *The Economic Journal*, 105 (432), 1130-1144.
- Eckstein, Otto. (1981). *Core Inflation*. New York: Prentice Hall.
- Friedman, M. (1997). Nobel Lecture: Inflation and Unemployment. *Journal of Political Economy*, 85, 451 – 472.
- Martel, Sylvian. (2008). A Structural VAR Approach to Core Inflation in Canada. *Bank of Canada Discussion Paper*, July.
- Schreder, Harold, X. (1952). Impact of Business Conditions on Investment Policies. *Journal of Finance*, 7 (2), 138-73.
- Tobin, James. (1981). The Monetarist Counter- Revolution Today –An Appraisal. *The Economic Journal*, 91 (361), 29-42.
- Wynne, M. A. (2008). Core Inflation: A Review of Some Conceptual Issues. *Federal Reserve Bank of st. Louis*, Part 2, 90 (3), 205-28.