

اندازه‌گیری تورم پایه در اقتصاد ایران

احمد تشکینی^۱، قاسم تشکینی^۲

چکیده

پژوهش حاضر به اندازه‌گیری تورم پایه در اقتصاد ایران با استفاده از یک مدل SVAR سه متغیره می‌پردازد. تولید ناخالص داخلی، تورم و نرخ سود به ترتیب به عنوان متغیرهای مدل برای تعیین تکانه‌های عرضه، تقاضا و تکانه‌های پولی در نظر گرفته شده‌اند. تورم پایه در این مطالعه به عنوان بخشی از تورم که مرتبط با تکانه‌های تقاضا و تکانه‌های پولی است تعریف شده است. نتایج حاصل ضمن اینکه حاکی از عدم مطابقت تورم پایه و تورم کل اندازه‌گیری شده است نشان می‌دهد که محرک اصلی تغییرات تورم، تکانه پایه به خصوص تکانه تقاضای واقعی است و همچنین تکانه عرضه عامل اصلی تشریح تغییرات تولید در اقتصاد ایران است. همچنین نتایج حاکی از نزدیک بودن نرخ تورم پایه و تورم کل است که به این معنی است که بخش زیادی از تورم اندازه‌گیری شده در اقتصاد ایران ناشی از فشارهای اساسی در اقتصاد است.

واژگان کلیدی: هدف‌گذاری تورم، سیاست پولی، تورم پایه و مدل SVAR.

طبقه‌بندی JEL: E۳۱ و E۵۲.

^۱. دکترای اقتصاد، دانشیار، موسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی (نویسنده مسئول)، Atashkini@gmail.com.

^۲. کارشناس ارشد اقتصاد، مؤسسه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی، G.tashkini@yahoo.com.

۱. مقدمه

در دهه‌های گذشته هدف‌گذاری تورم به‌عنوان پاسخ عملی به عدم موفقیت دیگر نظام‌های سیاست پولی توسط بسیاری بانک‌های مرکزی کشورها از جمله نیوزلند، کانادا، انگلستان، فنلاند، سوئد، استرالیا و اسپانیا پذیرفته‌شد و در دو دهه گذشته (هم به- لحاظ نظری و هم از منظر جنبه‌ی عملی) توسعه یافت. یکی از مولفه‌های اساسی در هدف‌گذاری تورم، انتخاب شاخص قیمتی است که برای هدف تورم مورد استفاده قرار می‌گیرد. به عبارت دیگر هدف تورم باید بر کدام شاخص قیمت استوار باشد؟ شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) اگرچه به‌هنگام بوده و به آسانی توسط مردم قابل درک است، اما استفاده از این شاخص برای هدف‌گذاری تورم ممکن است عملی و مناسب نباشد. این امر بدان جهت است که تورم کل تحت تاثیر عواملی همچون تکانه‌های طرف عرضه، نوسانات قیمت نفت و ... است که خارج از کنترل سیاست‌های اقتصادی می‌باشد (به عبارت دیگر تورم کل بدلیل وجود تکانه‌ها و اختلالات موقتی بی‌ثبات است). اما چون سیاست‌گذار پولی تنها پاسخگوی بخش پولی تغییرات سطح عمومی قیمت‌ها است به‌همین دلیل ممکن است هدف‌گذاری روی شاخصی که این قیمت‌ها را مدنظر قرار می‌دهد، عملی نباشد.

از این‌رو باید معیار دقیق‌تری از قیمت‌های مصرف‌کننده استخراج شود که بطور بالقوه نوسانات کلی را کاهش داده و امکان پیش‌بینی آن را افزایش دهد. ارزیابی انحرافات تورم جاری و مورد انتظار از تورم هدف نیازمند در نظر گرفتن اثرات تغییرات موقتی و پرنوسان قیمتی است. موضوع تمایز بین نوسانات موقتی و پایدار قیمت‌ها حتی برای کشورهایی که از چارچوب سیاستی دیگری برای هدف ثبات قیمت‌ها استفاده می‌کنند حایز اهمیت است. محاسبه‌ی شاخص تورم پایه به‌منظور هدایت هر چه بهتر و افزایش کارایی سیاست پولی انجام می‌گیرد.

شایان ذکر است در حال حاضر تعریف نظری پذیرفته شده‌ی واحدی از تورم پایه وجود ندارد. همچنین طی سال‌های اخیر روش‌های اندازه‌گیری متعددی برای اندازه‌گیری تورم پایه توسعه یافته‌اند که سعی در مجزا کردن روند عمومی قیمت‌ها دارند. روش‌های اندازه‌گیری تورم پایه را می‌توان در دو رویکرد عمده رویکرد آماری و رویکرد مبتنی بر مدل دسته‌بندی کرد که هدف مطالعه حاضر اندازه‌گیری تورم پایه مبتنی بر رویکرد دوم و استفاده از مدل *SVAR* سه متغیره می‌باشد.

۲. مفهوم تورم پایه

اصطلاح تورم پایه در دهه‌های اخیر بطور گسترده توسط مراکز علمی و بانک‌های مرکزی کشورها مورد استفاده قرار می‌گیرد اما با وجود رواج آن هنوز تعریف و روش اندازه‌گیری قابل قبول واحدی برای آن وجود ندارد. عموماً تورم پایه بر حسب روش خاصی اندازه‌گیری آن بکار می‌رود تعریف می‌شود نه بر حسب اینکه معیارها بدنبال اندازه‌گیری چه چیزی هستند. با این وجود تلاش‌های عملی برای اندازه‌گیری تورم پایه می‌تواند در یکی از دو مفهوم گسترده‌ی «تورم پایه به عنوان جزء پایدار تورم اندازه‌گیری شده»^۳ و «تورم پایه به عنوان جزء تعمیم یافته تورم اندازه‌گیری شده»^۴ قرار گیرد.

^۳. Persistent Component of Measured Inflation.

^۴. Generalised Component of Measured Inflation.

۱-۲) تورم پایه به عنوان تورم پایدار

یک نقطه‌ی شروع مناسب برای بحث موردنظر تعریف فریدمن از تورم به صورت «افزایش پایدار و مداوم در سطح عمومی قیمت‌ها است» (فریدمن، ۱۹۶۳). فریدمن بر تمایز بین تورم پایدار که با یک نرخ کم و بیش ثابت پیش می‌رود و تورم متناوب که با نوسانات و جهش‌ها همراه است تاکید می‌کند. اهمیت این تمایز طبق نظر فریدمن این است که جزء پایدار و دائمی تورم تمایل به هماهنگ شدن با انتظارات دارد و در نتیجه نسبتاً قابل پیش‌بینی‌تر است. اما جزء متناوب یا گذرای تورم دارای مضرات بیشتری است به دلیل این که کمتر قابل پیش‌بینی خواهد بود. بطور مشابه تعریف لیدر و پارکین (۱۹۷۵) از تورم به صورت «فرآیند مستمر افزایش قیمت‌ها یا بطور معادل کاهش مستمر ارزش پول» بر پایداری یا پیوستگی تغییر قیمت‌ها به عنوان مشخصه‌ی تعریفی تورم تاکید دارد.

یک مفهوم تورم پایه براساس تمایز بین جزء یکنواخت یا پایدار و جزء متناوب یا گذرای تورم اندازه‌گیری شده استوار است. تعریف تورم پایه به عنوان جزء پایدار در تمایل عمومی به اینکه تورم پایه و تورم روند را مترادف می‌داند یا در تمایز بین تکانه‌های قیمتی (که فقط تأثیرات موقتی بر تورم اندازه‌گیری شده دارد) و تکانه‌های پایدارتر تورم بازتاب می‌یابد (راجر، اسکات، ۱۹۹۸).^۵

۲-۲) تورم پایه به عنوان تورم عمومی

مفهوم دیگر تورم پایه بر عمومیت نوسانات در قیمت‌ها تمرکز دارد و در تعریف آرتور اوکان (۱۹۷۰) از تورم به عنوان «یک شرایط عمومی افزایش قیمت‌ها» و در تعریف جان فلمینگ (۱۹۷۶) «نرخ‌ی که در آن سطح عمومی قیمت‌ها در اقتصاد در حال تغییر است» بازتاب می‌یابد. در این مفهوم، تورم اندازه‌گیری شده در برگیرنده‌ی یک جزء عمومی یا تورم پایه (مرتبط با تورم مورد انتظار و بسط پولی) به اضافه‌ی یک جزء تغییر نسبی قیمت که عمدتاً اختلالات عرضه را منعکس می‌کند. اختلالات قیمت نسبی به عنوان عامل مخلی که روند اساسی یا عمومی سطح قیمت‌ها را دچار اختلال می‌کند در نظر گرفته می‌شود (راجر، اسکات، ۱۹۹۸).

۳. روش‌های اندازه‌گیری تورم پایه

روش‌های اندازه‌گیری تورم پایه در دو رویکرد عمده قابل دسته‌بندی است: اول رویکرد آماری^۶ که روش‌های مبتنی بر آن با در نظر گرفتن یک شاخص قیمت کل و حذف برخی اقلام یا وزن دهی مجدد اجزاء شاخص و یا استفاده از روش‌های آماری سعی در استخراج جزء روند یا پایدار دارند. دوم رویکرد مبتنی بر مدل^۷ که بر تجزیه و تحلیل‌های اقتصادسنجی چندمتغیره استوار است. معیارهای محاسبه شده تحت این رویکرد از روابط گذشته میان تورم و عوامل تعیین‌کننده‌ی آن به منظور تشخیص نوسانات اساسی (دائمی) و شوک‌های موقتی استفاده می‌کند.

۱-۳) روش‌های رویکرد آماری

روش‌های رویکرد آماری بطور مستقیم بر این مساله متمرکز می‌شوند که چگونه تورم پایه را با استفاده از داده‌های موجود می‌توان اندازه‌گیری کرد. به بیان دیگر این روش‌ها با در نظر گرفتن یک شاخص قیمت کل به عنوان نقطه‌ی آغاز به این موضوع می‌پردازند که با توجه به داده‌های موجود چگونه می‌توان معیار تورم پایه را استخراج کرد.

^۵. Roger, Scott (۱۹۹۸).

^۶. Statistical Approach.

^۷. Model-Based Approach.

۳-۱-۱) روش‌های مبتنی بر خارج کردن^۸

متداول‌ترین روش اندازه‌گیری تورم پایه «معیار مبتنی بر خارج کردن» است که براساس آن اجزای پرنوسان شاخص قیمت کل حذف می‌شوند. بنابراین روش مذکور به‌طور ضمنی به اجزایی که کمتر تابع شوک‌ها هستند وزن بیشتری می‌دهد. معیار تورم پایه بدست آمده را می‌توان به عنوان تعریف عملی مفهوم جزء پایدار یا عمومی تورم در نظر گرفت. یک روش معمول آن است که گروه معینی از محصولات همچون غذا و انرژی را بدلیل نوسان‌پذیری بالایشان حذف کنیم (سیلور، مایک، ۲۰۰۶)^۹. علت حذف قیمت‌های غذا این است که عرضه‌ی آنها به‌شدت متأثر از تغییرات شرایط جوی است و با توجه به کشش تقاضای پایین آنها انتقال در عرضه می‌تواند منجر به تغییرات بطور نسبی بزرگی در قیمت‌ها و در نتیجه تورم کل گردد. از آنجایی- که قیمت‌های انرژی تحت تاثیر شرایط عرضه‌ی جهانی نفت است این امر دلیلی برای خارج کردن آن از تورم است (منکیکار^{۱۰}، آلن و پیزلی^{۱۱}، جو، ۲۰۰۴).

۳-۱-۲) روش وزن‌دهی مجدد

در این روش، وزن‌ها نسبت به قدرت علامت‌دهی تورم تعیین می‌شوند. فرض بر این است که علامت‌دهی یک جزء نسبت به روند عمومی قیمت‌ها با افزایش تغییرپذیری قیمت نسبی آن کاهش می‌یابد. از این‌رو در محاسبه‌ی نرخ پایه، ضرایب اهمیت کمتری به اجزاء پرنوسان منسوب می‌شود در حالیکه به اجزای با نوسان کم وزن‌های بیشتری داده می‌شود. برخلاف روش خارج-سازی در این روش تمام اجزاء موجود در سبد کالاها حفظ می‌شوند.

۳-۱-۳) معیارهای مبتنی بر مرتب‌سازی^{۱۲}

در این روش برای محاسبه‌ی تورم پایه ابتدا تغییرات قیمت اجزاء شاخص کل مطابق با وزن‌هایشان مرتب می‌شوند. در دومین گام درصد معینی از هر دو طرف دنباله‌ی توزیع حذف می‌گردد و در نهایت میانگین وزنی اجزاء باقیمانده محاسبه می‌شود. میانگین مرتب شده^{۱۳} دنباله‌های بالایی و پایینی مشخصی از توزیع شاخص کل را حذف می‌کند. به عنوان مثال میانگین مرتب شده‌ی ۲۰ درصدی ابتدا ۱۰ درصد وزن‌های بالای شاخص کل و ۱۰ درصد وزن‌های پایین را حذف می‌کند سپس باقیمانده‌ی اجزاء وزن‌دهی می‌شوند و میانگین وزنی آن‌ها محاسبه می‌گردد (سیلور، مایک، ۲۰۰۶).

۳-۲) رویکرد مبتنی بر مدل

رویکرد مبتنی بر مدل به عنوان نقطه‌ی آغاز یک تعریف رفتاری از تورم پایه ارایه می‌کند. این روش به کار کواه و واهی (۱۹۹۵) مرتبط می‌شود که اهمیت یک تعریف نظری برای تورم پایه را خاطر نشان می‌سازند و از این مفهوم برای تعیین محدودیت‌های بلندمدت در مدلشان استفاده می‌کنند. کواه و واهی تورم انگلستان را با یک مدل خود توضیح‌برداری ساختاری

^۸. Exclusion-Based Methods.

^۹. Silver, Mick (۲۰۰۶).

^{۱۰}. Mankikar, Alan.

^{۱۱}. Paisley, Jo.

^{۱۲}. Measures Based on Trimming.

^{۱۳}. Trimmed Mean.

(SVAR) دو متغیره شامل تغییر در تورم و تغییر در محصول برآورد کردند که برای تعریف تغییرات تورم پایه و غیرپایه استفاده می‌شود. مدل‌های دیگری از تورم پیشنهاد و به‌طور مفهومی به تورم پایه مرتبط شده است. به عنوان مثال مدل P^* یا سطح تعادلی بلندمدت قیمت‌ها در مدل‌های استاندارد P^* می‌تواند به‌عنوان سطح قیمتی که با تورم پایه مطابقت دارد تفسیر گردد (هوگان^{۱۴}، جانسون^{۱۵} و لفلش^{۱۶}، ۲۰۰۱).

۳-۲-۱) مدل SVAR

در روش توسعه یافته توسط کواه و واهی فرض اساسی این است که رابطه‌ی بلندمدتی بین تورم و تولید وجود ندارد. در چارچوب یک مدل SVAR دو متغیری فرض می‌شود که تورم و تولید بوسیله‌ی دو نوع شوک تحریک می‌شوند. نظر به هدف جداسازی یک نرخ تورم پایه که عوامل پولی را منعکس می‌سازد تمایزی میان شوک‌ها بر پایه‌ی اثرشان بر تولید در نظر گرفته می‌شود یعنی شوک‌هایی که (در میان‌مدت تا بلندمدت) تاثیری بر تولید ندارند و شوک‌هایی که با اثرات تولیدی پایدار مرتبط هستند. با فرض یک منحنی فیلیس عمودی بلندمدت، تورم پایه به عنوان جزئی از تورم اندازه‌گیری شده که تأثیر بلندمدتی بر تولید ندارد تعریف شده است. بنابراین شوک‌های نوع اول تورم پایه را مشخص می‌سازند. شوک‌های نوع دوم که بطور آشکار از شوک‌های نوع اول متمایز شده‌اند تأثیر بلندمدت بر تورم پایه ندارند اما بر تولید اثر بلندمدتی دارند. شوک‌های نوع دوم به طور طبیعی با شوک‌های عرضه برابر فرض شده‌اند در حالیکه شوک‌های نوع اول مرتبط با شوک‌های تقاضا هستند (لانداو^{۱۷}، بتینا، ۲۰۰۰).

۴. مطالعات انجام شده در زمینه‌ی روش SVAR

کواه^{۱۸} و واهی^{۱۹} (۱۹۹۵) در مطالعه‌ی خود تحت عنوان اندازه‌گیری تورم پایه، تورم پایه را جزئی از تورم اندازه‌گیری شده که تأثیر میان‌مدت تا بلندمدتی بر تولید حقیقی ندارد تعریف می‌کنند. این تعریف مبتنی بر منحنی فیلیس عمودی بلندمدت است. آنها بیان می‌کنند که تورم اندازه‌گیری شده با تورم کوتاه‌مدت مطابقت ندارد و اختلاف این دو اساسی‌تر از خطاهای اندازه‌گیری است. در مقابل خصوصیتی برای تورم بلندمدت در مبانی نظری پیش‌بینی شده است که آنها از برخی از این ویژگی‌ها برای تعیین تورم پایه استفاده می‌کنند. تخمین تورم پایه با استفاده از یک سیستم خودرگرسیون برداری صورت می‌گیرد. آنها دو نوع اختلال که تورم را متأثر می‌سازند در نظر می‌گیرند. نوع اول اثری بر تولید واقعی در میان‌مدت تا بلندمدت ندارد. نوع دوم اثرات نامحدودی بر تورم اندازه‌گیری شده و تولید واقعی دارد اما تاثیری بر تورم پایه ندارد و فرض می‌شود که این دو نوع اختلال همبستگی ندارند. در این مطالعه فرض می‌شود که تولید و تورم هر دو دارای روند تصادفی هستند اما هم‌انباشته نیستند. براین اساس معادله‌ی زیر را معرفی می‌کنند:

$$\begin{aligned} X(t) &= D(0)\eta(t) + D(1)\eta(t-1) + \dots \\ &= \sum_{j=0}^{\infty} D(j)\eta(t-j). \quad \text{Var}(\eta) = I. \end{aligned}$$

^{۱۴}. Hogan, Seamus.

^{۱۵}. Johnson, Marianne.

^{۱۶}. Lafflèche, Thérèse.

^{۱۷}. Landau, Bettina.

^{۱۸}. Quah, Danny.

^{۱۹}. Vahey, Shaun.

در این معادله $X(T) = (\Delta Y, \Delta \pi)$ و η جملات اختلالی هستند که فرض می‌شود متعامدند. شرایط خنثایی بلندمدت تولید به صورت $\sum_{j=0}^{\infty} d_{11}(j) = 0$ می‌باشد و براساس آن تجزیه تورم به صورت زیر است:

$$\Delta \pi(t) = \sum_j d_{21}(j) \eta_1(t-j) + \sum_j d_{22}(j) \eta_2(t-j).$$

فرآیند $\sum_j d_{21}(j) \eta_1(t-j)$ معیار تغییرات تورم پایه در مطالعه‌ی کواه و واهی است. فرم ماتریسی مدل ساختاری آنها به صورت زیر است:

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln Y_t \\ \Delta \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \end{bmatrix} + \sum_{j=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11,j} & a_{12,j} \\ a_{21,j} & a_{22,j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{1,t-j} \\ e_{2,t-j} \end{bmatrix}$$

و جزء متناظر با تورم پایه را به صورت زیر در نظر می‌گیرند:

$$\Delta \pi_t^c = v_2 + \sum_{j=0}^{\infty} a_{22,j} e_{2,t-j}.$$

آوارز^{۲۰} و متیا^{۲۱} (۱۹۹۹) مانند مطالعه‌ی کواه و واهی فرض می‌کنند که تورم تحت تاثیر دو نوع شوک قرار دارد اما آنها این دو تکانه را براساس تاثیرشان بر خود تورم (و نه بر تولید) متمایز می‌کنند. در مدل آنها تکانه نوع اول یا غیرپایه تنها اثرات موقتی بر تورم دارد یا به عبارت دیگر در بلندمدت تورم خنثی است. در حالیکه تکانه نوع دوم تاثیرات پایداری بر نرخ تورم دارد. گارتنر^{۲۲} و ونگر^{۲۳} (۱۹۹۸) به اندازه‌گیری تورم پایه در کشورهای منتخب اروپایی بر پایه مدل دو متغیره کواه و واهی می‌پردازند و با در نظر گرفتن محدودیت‌های مدل دو متغیره آن‌را به یک مدل سه متغیره بسط می‌دهند. شکل ماتریسی مدل سه متغیره آنها به صورت زیر است:

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln Y_t \\ \Delta R_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \\ v_3 \end{bmatrix} + \sum_{j=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11,j} & a_{12,j} & a_{13,j} \\ a_{21,j} & a_{22,j} & a_{23,j} \\ a_{31,j} & a_{32,j} & a_{33,j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{1,t-j} \\ e_{2,t-j} \\ e_{3,t-j} \end{bmatrix}$$

تورم در مدل آنها تحت تاثیر سه تکانه‌ی عرضه، سیاست پولی و تقاضای واقعی قرار دارد. این تکانه‌ها بر اساس تاثیر آنها بر تولید و نرخ بهره‌ی کوتاه‌مدت متمایز می‌شوند. آنها تورم پایه را بخشی از تورم که با تکانه پولی و تکانه تقاضای واقعی متناظر است در نظر می‌گیرند بنابراین تورم پایه در مدل آنها از رابطه زیر بدست می‌آید:

$$\pi_t^c = v_3 + \sum_{j=0}^{\infty} a_{32,j} e_{2,t-j} + \sum_{j=0}^{\infty} a_{33,j} e_{3,t-j}.$$

دواچتر^{۲۴} و لاستیژ^{۲۵} (۱۹۹۷) نیز با بسط مدل کواه و واهی به اندازه‌گیری تورم پایه بر پایه مدل سه متغیره با وارد کردن متغیر نرخ بهره واقعی می‌پردازند. مدل آنها مانند مدل گارتنر و ونگر تورم را متأثر از سه تکانه عرضه، تقاضای واقعی و سیاست پولی در نظر می‌گیرد. مدل آنها به شکل زیر است:

^{۲۰}. Álvarez (۱۹۹۹).

^{۲۱}. Matea (۱۹۹۹).

^{۲۲}. Gartner (۱۹۹۸).

^{۲۳}. Wehinger (۱۹۹۸).

^{۲۴}. Dewachter (۱۹۹۷).

^{۲۵}. Lustig (۱۹۹۷).

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln Y_t \\ R_t - \pi_t \\ \Delta R_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \nu_1 \\ \nu_2 \\ \nu_3 \end{bmatrix} + \sum_{j=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11,j} & a_{12,j} & a_{13,j} \\ a_{21,j} & a_{22,j} & a_{23,j} \\ a_{31,j} & a_{32,j} & a_{33,j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{1,t-j} \\ e_{2,t-j} \\ e_{3,t-j} \end{bmatrix}.$$

آنها نیز تورم پایه بخشی از تورم اندازه گیری شده که در بلندمدت تولید خنثی است در نظر می گیرند:

$$\Delta \pi_t^c = \nu_3 + (a_{32,0} - a_{22,0})e_{2,t} + (a_{33,0} - a_{23,0})e_{3,t} + \sum_{j=1}^{\infty} (a_{32,j} + a_{22,j-1} - a_{22,j})e_{2,t-j} + \sum_{j=1}^{\infty} (a_{33,j} + a_{23,j-1} - a_{23,j})e_{3,t-j}.$$

جرنلند (۲۰۰۱)^{۲۶} با در نظر گرفتن محدودیت مدل دو متغیره و اضافه کردن تکانه قیمت انرژی مدل سه متغیره زیر را در نظر می گیرد:

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln O_t \\ \Delta \ln Y_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \nu_1 \\ \nu_2 \\ \nu_3 \end{bmatrix} + \sum_{j=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11,j} & a_{12,j} & a_{13,j} \\ a_{21,j} & a_{22,j} & a_{23,j} \\ a_{31,j} & a_{32,j} & a_{33,j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{1,t-j} \\ e_{2,t-j} \\ e_{3,t-j} \end{bmatrix}$$

در این مدل تکانه های دیگری غیر از خود تکانه قیمت نفت تاثیر بلند مدتی بر قیمت نفت ندارد. تورم پایه در مدل وی از رابطه زیر محاسبه می شود:

$$\pi_t^c = \nu_3 + \sum_{j=0}^{\infty} a_{33,j} e_{3,t-j}.$$

مارتل (۲۰۰۸)^{۲۷} برای اندازه گیری تورم پایه برای کانادا مدل سه متغیره زیر را در نظر می گیرد:

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln Ener_t \\ \Delta \ln Y_t \\ \pi_t^f \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \nu_1 \\ \nu_2 \\ \nu_3 \end{bmatrix} + \sum_{j=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11,j} & a_{12,j} & a_{13,j} \\ a_{21,j} & a_{22,j} & a_{23,j} \\ a_{31,j} & a_{32,j} & a_{33,j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{1,t-j} \\ e_{2,t-j} \\ e_{3,t-j} \end{bmatrix},$$

که در این مدل تکانه تغییرات قیمت انرژی در نظر گرفته شده است و تورم پایه در مدل وی به صورت زیر استخراج می شود:

$$\pi_t^{fc} = \nu_3 + \sum_{j=0}^{\infty} a_{33,j} e_{3,t-j}.$$

۵. اندازه گیری تورم پایه با استفاده از روش SVAR

در این قسمت به اندازه گیری تورم پایه براساس روش SVAR مبتنی بر مدل گارتنر و ونگر (۱۹۹۸) پرداخته شده است که مبنای آن مدل اولیه کواه و واهی (۱۹۹۵) است که در آن تکانه های ساختاری با استفاده از تاثیرات بلندمدت آنها بر سطح تولید مشخص می شوند. تکانه های پایه در مدل آنها تاثیر بلند مدتی بر تولید ندارند. آنها با بررسی محدودیت مدل دو متغیره به برآورد یک مدل سه متغیره پرداختند. بطور کلی آنها تکانه تورم پایه را با اضافه کردن نرخ بهره ی کوتاه مدت به مدل تصحیح کردند.

^{۲۶}. Bjornland (۲۰۰۱).

^{۲۷}. Martel (۲۰۰۸).

۱-۵) تصریح مدل و اعمال قیود

بر اساس روش SVAR تغییرات متغیرها ناشی از مجموع اثرات تکانه‌های جاری و گذشته است. شکل میانگین متحرک ساختاری و ماتریس ضرایب بلندمدت این تکانه‌ها به صورت معادله (۱) است.

$$y_t = v + A_0 e_t + A_1 e_{t-1} + A_2 e_{t-2} + \dots + A_{\infty} e_{t-\infty} \quad \text{معادله (۱)}$$

$$A(1) = A_0 + A_1 + A_2 + \dots + A_{\infty}$$

بردار y_t (مشمول بر متغیرهای اقتصادی به صورت $(\Delta \text{gdp}, \Delta R, \pi)$) است که در آن داریم:

Δgdp تفاضل مرتبه اول لگاریتم تولید ناخالص داخلی

ΔR تفاضل مرتبه اول نرخ سود کوتاه‌مدت و

π نرخ تورم کل است.

به علت مساله‌ی همزمانی^{۲۸} تعیین اثرات ماتریس A_0 غیرممکن است. برای حل این مشکل ابتدا فرم خلاصه شده یا غیرمقید y

را به صورت زیر در نظر می‌گیریم:

$$y_t = \lambda + D_1 y_{t-1} + D_2 y_{t-2} + \dots + D_p y_{t-p} + \varepsilon \quad \text{معادله (۲)}$$

$$B(L)y_t = \lambda + \varepsilon$$

$B(L)$ ماتریس عملگر وقفه و ε بردار جملات اختلال شکل خلاصه شده است و در آن $E(\varepsilon, \varepsilon) = \Sigma$ ماتریس واریانس-کواریانس جملات اختلال است. طبق قاعده‌ی نمایش ولد^{۲۹} هر فرآیند مانایی را می‌توان به فرآیند میانگین متحرکی از جملات اختلال تبدیل کرد. شکل میانگین متحرک فرم خلاصه شده به صورت زیر است:

$$y_t = v + \varepsilon_t + C_1 \varepsilon_{t-1} + C_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + C_{\infty} \varepsilon_{t-\infty} \quad \text{معادله (۳)}$$

$$C(1) = I + C_1 + C_2 + \dots + C_{\infty}$$

جملات اختلال شکل خلاصه شده و جملات اختلال فرم ساختاری از طریق رابطه‌ی زیر با یکدیگر مرتبط می‌شوند:

$$\varepsilon_t = A_0 e_t$$

ماتریس واریانس-کواریانس جملات اختلال فرم خلاصه شده و ساختاری به صورت زیر مرتبط می‌شوند:

$$E(\varepsilon, \varepsilon) = A_0 \Omega A_0' = \Sigma$$

فرض اساسی غیرهمبسته بودن شوک‌های ساختاری و همچنین نرمال‌سازی واریانس آنها دلالت بر این دارد که ماتریس Ω

واحد است. بنابراین ماتریس غیرمعین A_0 به‌طور مستقیم با جملات اختلال شکل خلاصه شده مرتبط می‌شود:

$$E(\varepsilon, \varepsilon) = A_0 A_0' = \Sigma$$

در نهایت هر دو ماتریس اثرات بلندمدت از طریق رابطه‌ی زیر باهم مرتبط می‌شوند:

$$A(1) = C(1) A_0$$

A_0 غیرمعین است و برای شناسا کردن آن باید قیودی بر مدل تحمیل شود. برای سیستمی با ۳ متغیر برای معین ساختن

ماتریس A_0 به ۹ قید نیاز است. فرض متقارن بودن ماتریس واریانس-کواریانس شکل خلاصه شده ۶ قید $(n(n+1)/2)$ بر عناصر

^{۲۸}. Problem of Simultaneity.

^{۲۹}. Wold Representation Theorem.

ماتریس A. تحمیل خواهد کرد. سه محدودیت دیگر برای معین ساختن A. نیاز است که این امر از طریق اعمال محدودیت‌های بلندمدت بر آن صورت می‌پذیرد. فرم ماتریسی معادله‌ی (۳) به صورت زیر قابل بیان است:

$$\begin{bmatrix} \Delta \text{gdp} \\ \Delta R \\ \pi \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \\ v_3 \end{bmatrix} + \sum_{j=1}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11,j} & a_{12,j} & a_{13,j} \\ a_{21,j} & a_{22,j} & a_{23,j} \\ a_{31,j} & a_{32,j} & a_{33,j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_1, t-j \\ \varepsilon_2, t-j \\ \varepsilon_3, t-j \end{bmatrix}$$

سه تکانه‌ی ساختاری متعامد (بطور سریالی غیرهمبسته) عبارتند از:

$\varepsilon_{1,t-j}$ تکانه عرضه

$\varepsilon_{2,t-j}$ تکانه سیاست پولی

$\varepsilon_{3,t-j}$ تکانه‌ی تقاضای واقعی

سه محدودیت باقیمانده به شرح زیر بر ماتریس A. تحمیل می‌شود:

(۱) تکانه‌های سیاست پولی اثر بلندمدتی بر تولید واقعی ندارند ($\sum a_{12} = 0$).

(۲) تکانه‌های تقاضای واقعی اثر بلندمدتی بر تولید حقیقی ندارند ($\sum a_{13} = 0$).

(۳) تکانه‌های تقاضای واقعی اثر بلندمدتی بر نرخ بهره‌ی اسمی ندارد ($\sum a_{33} = 0$).

تکانه‌های غیر پایه به عنوان اختلالات عرضه تفسیر می‌شوند که فرض می‌شود تاثیر پایداری بر تولید دارند و تورم پایه به عنوان بخشی از تورم که تحت تاثیر اختلالات عرضه نیست تعریف می‌شود. محدودیت‌های اول و دوم بیانگر این است که تکانه‌های تورم پایه تاثیر بلندمدتی بر تولید ندارند (براساس منحنی فیلیپس عمودی). محدودیت سوم نیز بر این اساس که تغییرات تقاضای واقعی در افق نامحدود نرخ بهره‌ی اسمی و تولید را تغییر نمی‌دهد در نظر گرفته شده است. تورم پایه در این مدل از رابطه‌ی زیر بدست می‌آید:

$$\pi^c = v_3 + \sum a_{32,j} \varepsilon_{2,t-j} + \sum a_{33,j} \varepsilon_{3,t-j}$$

۲-۵) نتایج تجربی مدل

به منظور برآورد مدل SVAR تصریح شده و استخراج تورم پایه از این مدل مراحل زیر انجام شده است:

۱-۲-۵) انجام آزمون ریشه واحد

به منظور بررسی پایایی متغیرها، آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر، دیکی فولر تعمیم یافته و فیلیپس-پرون بکار گرفته شده

است که نتایج در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول (۱): نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه واحد

نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته			
	آماره آزمون	مقدار بحرانی (۵٪)	نتیجه
Δgdp	-۳.۹	-۲.۹	پایا
ΔR	-۳.۳	-۲.۹	پایا
π	-۳.۷	-۲.۹	پایا
نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس-پرون			
Δgdp	-۳.۹	-۲.۹	پایا
ΔR	-۶.۷	-۲.۹	پایا
π	-۳.۵	-۲.۹	پایا

مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر.

نتایج حاصل از آزمون‌ها حاکی از پایایی متغیرهای مدل (نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره‌ی اسمی کوتاه‌مدت و تورم اندازه‌گیری شده) دارند.

۲-۲-۵) برآورد مدل

برای برآورد مدل ساختاری ابتدا مدل VAR غیر مقید زیر برآورد شده است:

$$y_t = \lambda + D_1 y_{t-1} + D_2 y_{t-2} + \dots + D_p y_{t-p} + \varepsilon$$

برای استخراج جملات اختلال ساختاری و برآورد ماتریس ضرایب مدل ساختاری فیود $a_{12} = 0$ ، $a_{13} = 0$ و $a_{23} = 0$ بر ماتریس A^۰ تحمیل شده و معادله‌ی SVAR برآورد گردیده است.

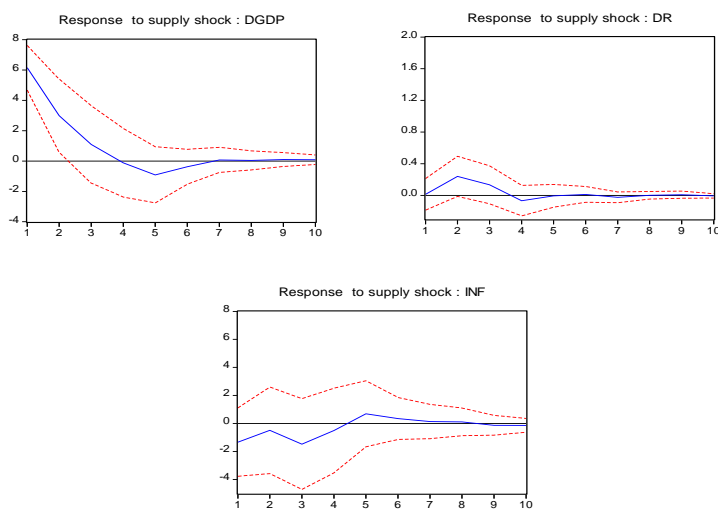
$$\begin{bmatrix} a_{11,j} & \cdot & \cdot \\ a_{21,j} & a_{22,j} & \cdot \\ a_{31,j} & a_{32,j} & a_{33,j} \end{bmatrix}$$

براساس برآورد صورت گرفته توابع واکنش ناگهانی و تجزیه واریانس برای هر یک از متغیرها استخراج شده است. نمودار

(۱) توابع واکنش ناگهانی نسبت به تکانه‌های تولید یا تورم غیر پایه را نشان می‌دهد که نتایج نشان می‌دهد که:

- تکانه‌ی تورم غیر پایه یا تکانه‌ی طرف عرضه، تورم را به میزان اندکی کاهش می‌دهد و اثر آن بعد از حدود دو دوره از بین می‌رود. این امر با انتظار ما از نظریه اقتصادی مطابقت دارد. در بررسی یک مدل ساده AS-AD (عرضه کل - تقاضای کل) یک تکانه‌ی مثبت عرضه باعث انتقال منحنی عرضه کل به سمت راست می‌شود و در نتیجه قیمت‌ها کاهش می‌یابند. جهش رو به پایین قیمت‌ها رفته‌رفته کاهش می‌یابد تا قیمت‌ها در سطح جدید تعادلی قرار گیرند و نرخ تورم صفر گردد.
- تکانه‌ی طرف عرضه، تولید را به میزان قابل توجهی افزایش می‌دهد و اثر آن تقریباً تا چهار دوره ماندگار است. تکانه مثبت عرضه باعث انتقال به سمت راست منحنی عرضه کل می‌شود و در نتیجه تولید افزایش می‌یابد.

Impuls Responses

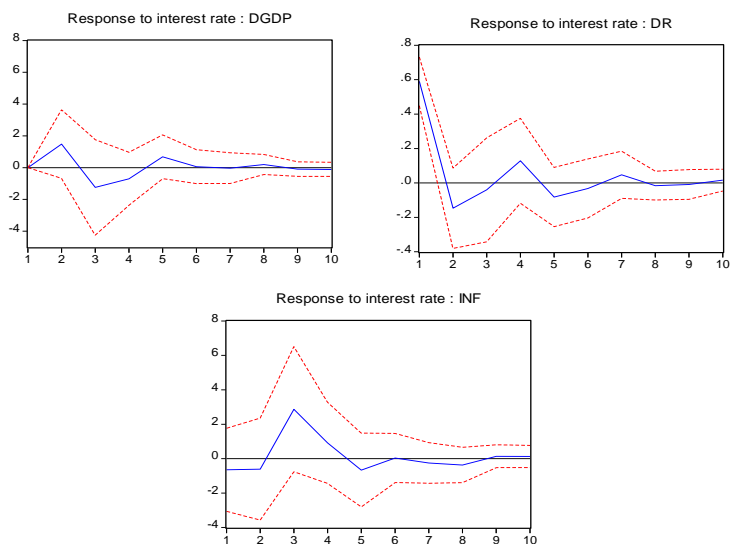


مآخذ: محاسبات پژوهش حاضر.

نمودار (۱): توابع واکنش ناگهانی نسبت به تکانه عرضه

- توابع واکنش ناگهانی تورم و تولید نسبت به تکانه‌ی سیاست پولی (نمودار ۲) نشان‌دهنده‌ی آن است که:
 - اثر تکانه‌ی نرخ سود بر تولید نامشخص و نامحسوس است. این امر حاکی از آن است که تولید در اقتصاد ایران نسبت به تغییرات نرخ سود غیرحساس است.
 - تکانه‌ی نرخ سود تورم را کاهش می‌دهد ولی تاثیر آن بسیار ضعیف و نسبتاً غیرمحسوس است.

Impulse Responses



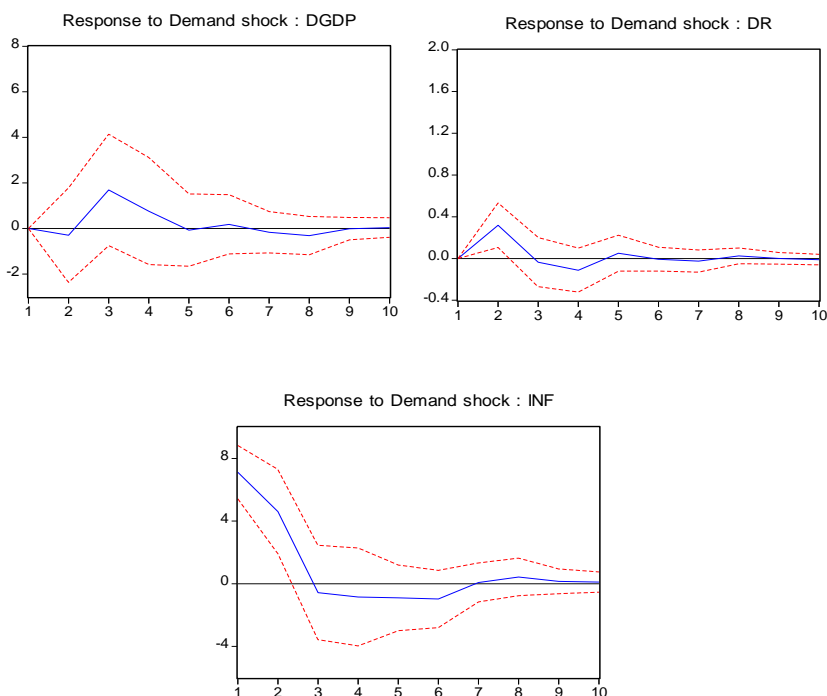
مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر.

نمودار (۲): توابع واکنش ناگهانی نسبت به تکانه نرخ سود

توابع واکنش تورم و تولید و نرخ سود نسبت به تکانه‌ی تقاضای واقعی (نمودار ۳) حاکی از آن است که:

- تکانه‌ی تورم پایه یا تقاضای واقعی، به میزان اندکی تولید را افزایش می‌دهد اما اثر آن بر تولید محسوس نمی‌باشد. تکانه‌ی تقاضای واقعی در چارچوب مدل AS-AD باعث انتقال منحنی تقاضای کل به سمت راست و در نتیجه افزایش تولید می‌گردد.
- تکانه‌ی تورم پایه یا تقاضای واقعی، تورم را به میزان قابل توجهی افزایش می‌دهد و اثر آن تا حدود سه دوره ماندگار است.
- تکانه‌ی تورم پایه یا تقاضای واقعی، تأثیر محسوسی بر نرخ سود ندارد.

Impulse Responses



مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر.

نمودار (۳) : توابع واکنش ناگهانی نسبت به تکانه تقاضای واقعی

تجزیه واریانس برای تولید و تورم در جدول (۲) نشان داده شده است. تجزیه واریانس تغییرات یک متغیر را نسبت به تکانه-های مدل تجزیه می‌کند بنابراین اطلاعاتی در مورد اهمیت نسبی تکانه‌ها در متأثر کردن متغیرهای مدل در اختیار می‌نهد. تجزیه واریانس تورم نشان می‌دهد همان‌طور که انتظار می‌رود محرک اصلی در تغییرات تورم، تکانه‌های پایه است. تکانه‌های پایه که مجموع دو تکانه تقاضای واقعی و سیاست پولی در نظر گرفته شده است حدود ۹۵ تا ۹۷ درصد تغییرات تورم را تشریح می‌کنند. حدود ۵٪ تغییرات تورم را تکانه‌های عرضه توضیح می‌دهد.

تجزیه واریانس تولید نیز حاکی از این است که محرک اصلی نوسانات تولید، تکانه‌های عرضه است. با توجه به جدول مشاهده می‌شود که این تکانه‌ها در ابتدا تنها منبع نوسانات تولید است و با گذشت زمان حدود ۸۵٪ تغییرات را توضیح می‌دهد.

جدول (۲) تجزیه واریانس تولید و تورم

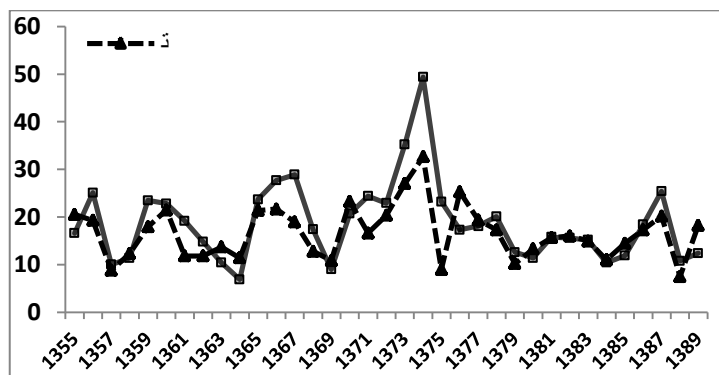
تجزیه واریانس تولید			
دوره	تکانه عرضه	تکانه نرخ سود	تکانه تقاضای واقعی
۱	۱۰۰	۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰۰
۲	۹۵.۳۵۷۷۹	۴.۴۶۴۷۷۴	۰.۱۷۷۴۳۹
۳	۸۷.۷۴۳۹۷	۶.۸۴۷۹۲۴	۵.۴۰۸۱۰۹
۴	۸۶.۰۶۲۳۴	۷.۵۹۶۵۳۶	۶.۳۴۱۱۲۵
۵	۸۵.۵۵۳۳۸	۸.۲۴۰۹۰۷	۶.۲۰۵۷۱۲
۶	۸۵.۵۳۶۵۳	۸.۲۲۰۹۴۳	۶.۲۴۲۵۳۰
۷	۸۵.۴۹۳۶۹	۸.۲۱۸۱۶۸	۶.۲۸۸۱۴۳
۸	۸۵.۲۹۱۶۸	۸.۲۶۲۶۶۲	۶.۴۴۵۶۵۶
۹	۸۵.۲۸۰۷۴	۸.۲۷۵۴۱۵	۶.۴۴۳۸۴۲
۱۰	۸۵.۲۶۰۳۴	۸.۲۹۵۷۴۰	۶.۴۴۳۹۲۱

تجزیه واریانس تورم			
دوره	تکانه عرضه	تکانه نرخ سود	تکانه تقاضای واقعی
۱	۳.۳۵۳۰۲۹	۰.۷۸۸۹۲۲	۹۵.۸۵۸۰۵
۲	۲.۶۹۷۳۷۴	۱.۰۵۸۲۲۱	۹۶.۲۴۴۴۰
۳	۴.۹۰۸۱۳۹	۱۰.۵۵۴۰۵	۸۴.۵۳۷۸۱
۴	۵.۰۹۷۱۱۹	۱۱.۲۹۰۸۹	۸۳.۶۱۱۹۹
۵	۵.۵۳۱۰۶۱	۱۱.۵۶۸۲۴	۸۲.۹۰۰۷۰
۶	۵.۶۰۳۴۲۶	۱۱.۴۳۱۴۴	۸۲.۹۶۵۱۳
۷	۵.۶۱۸۴۰۸	۱۱.۴۹۱۳۳	۸۲.۸۹۰۲۶
۸	۵.۶۱۱۴۰۲	۱۱.۶۰۰۵۷	۸۲.۷۸۸۰۳
۹	۵.۶۲۶۴۱۴	۱۱.۶۱۳۷۰	۸۲.۷۵۹۸۹
۱۰	۵.۶۴۴۷۴۶	۱۱.۶۲۵۱۳	۸۲.۷۳۰۱۲

مآخذ: محاسبات پژوهش حاضر.

در نهایت شاخص تورم پایه برای دوره‌ی زمانی ۱۳۵۵-۱۳۸۹ با استفاده از معادلات برآورد شده استخراج شده است که نتایج در قالب

مقایسه تورم کل و تورم پایه در نمودار (۴) ارایه شده است.



مآخذ: محاسبات پژوهش حاضر.

نمودار (۴): روند تورم کل و تورم پایه طی دوره‌ی ۱۳۵۵-۱۳۸۹ (براساس روش SVAR)

۶. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

هدف اصلی این مطالعه اندازه‌گیری معیاری برای تورم پایه در اقتصاد ایران بر پایه نظریات اقتصادی است. براین اساس معیار تورم پایه در این مطالعه با اعمال قیود بلندمدت بر مدل خودرگرسیو برداری شامل تولید، تورم و نرخ سود کوتاه‌مدت استخراج شده است. تغییرات تورم در این پژوهش با بسط مدل دو متغیره کواه و واهی تحت تاثیر سه تکانه‌ی تقاضای واقعی، سیاست پولی و تکانه عرضه قرار دارد و تورم پایه در این مدل بخشی از تورم کل اندازه‌گیری شده که متناسب با دو تکانه‌ی اول است تعریف شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل حاکی از آن است که محرک اصلی تورم در اقتصاد ایران تکانه تقاضای واقعی و پولی است بطوریکه تکانه تقاضای واقعی در ابتدا ۹۵ درصد تغییرات تورم را توضیح می‌دهد و بعد از حدود سه دوره ۸۵ درصد این تغییرات توسط تکانه تقاضای واقعی توضیح داده می‌شود. تکانه عرضه حدود ۵ درصد تغییرات تورم را تشریح می‌کند. محرک اصلی تغییرات تولید در اقتصاد ایران تکانه طرف عرضه است و تولید نسبت به تغییرات نرخ سود غیرحساس است. همچنین مشاهده می‌شود که نرخ تورم پایه نزدیک به نرخ تورم کل است که این امر نشان دهنده‌ی این است که بخش زیادی از تورم در اقتصاد ایران ناشی از فشارهای اساسی تورمی به خصوص فشارهای ناشی از تقاضای واقعی است. مشاهده می‌گردد که در برخی از سال‌های مورد بررسی تورم پایه از تورم کل اندازه‌گیری شده پیشی می‌گیرد.

- Álvarez, Luis J and M^a de los Llanos Matea (۱۹۹۹) "Underlying inflation measures in Spain", Documento e Trabajo No.۹۹۱۱. Banco de España.
- Bjornland, H. (۲۰۰۰), "Identifying Domestic and Imported Core Inflation". International Monetary Fund. Working Paper No. ۰۰/۴.
- Bryan, Michael & Stephen G. Cecchetti (۱۹۹۳), "The Consumer Price Index as a Measure of Inflation", Working Paper, No. ۴۴۰۰.
- Debelle, Guy , Paul Masson, Miguel Savastano & Sunil Sharma (۱۹۹۸), "Inflation Targeting as a Framework for Monetary Policy", International Monetary Fund, Washington: D.C. September.
- Dewachter,H and H.Lustig. (۱۹۹۷) "A cross-country comparison of cpi as a measure on inflation". Financial Economics no.۲۷,Center for Economic Studies, Leuven.
- Di Dio, Fabio and Francesco Felici (۲۰۰۹). "Estimating Core Inflation in Norway". Journal of Applied Economic Sciences Volume IV/ Issue ۳(۹). Tuscia University of Viterbo, Ministry of Economy and Finance, Italy.
- Eckstein , O. (۱۹۸۱), "Core Inflation", Prentice-Hall, (Englewood Cliffs , N.J.).
- Freeman, D.G. (۱۹۹۸), "Do Core Inflation Measures Help Forecast Inflation?", Economics Letter, No. ۰۸.
- Gartner,Christine and Gert. D. Wehinger. (۱۹۹۸). "Core inflation in selected European Union countries". Oesterreichische Nationalbank. Working Paper No. ۳۳.
- Green, John H. (۱۹۹۶), "Inflation Targeting: Theory and Policy Implications", IMF Staff Paper ,Vol. ۴۳ , No. ۴.
- Hahn, Elke (۲۰۰۱), "Core Inflation in the Euro Area: Evidence from the Structural VAR Approach", CFS Working Paper, No. ۹.
- Hilde C. Bjornlad (۲۰۰۰), "Identifying Domestic and Imported Core Inflation", International Monetary Fund, WP/۰۰/۴.
- Johnson, Marianne (۲۰۰۰), "Core Inflation:A Measure of Inflation for Policy Purposes", www.yahoo.com.
- Kuttner, K.N. (۲۰۰۲), "Monetary Policy Frameworks: The Quest for Disciplined Flexibility", Domestic Research, Federal Reserve Bank of New York.
- Mankikar, Alan & Jo Paisley (۲۰۰۴), "Core Inflation:A Critical Guide",Bank of England, Working Paper, No. ۲۴۲.
- Meyler, Aidan (۱۹۹۹), "A Statistical Measure of Core Inflation", Technical Paper, ۲/RT/۹۹.
- Mishkin, Fredric S. (۱۹۹۸), "International Experiences with Different Monetary Policy Regimes", Institute for International Economic Studies, August.
- Morana,Claudio (۲۰۰۰), "Measuring Core Inflation in the Euro Area", Working Paper Series, European Central Bank , No. ۲۶.
- Orphanides, Athanasios & Volker Wieland (۱۹۹۸), "Price Stability and Monetary Policy Effectiveness when Nominal Interest Rates are Bounded at Zero", Federal Reserve Board, Working Paper.
- Quah, Danny & Shaun P.Vahey (۱۹۹۰), "Measuring Core Inflation", Economic Journal, Vol. ۱۰۰, PP. ۱۱۳۰-۱۱۴۴.
- Roger, Scott (۱۹۹۷), "A Robust Measure of Underlying Inflation in New Zealand (۱۹۴۶-۱۹۹۶)", Reserve Bank of New Zealand, Discussion Paper, G۹۷/۷.
- Roger, Scott (۱۹۹۸), "Core Inflation: Concepts, Uses and Measurement", Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper.
- Roger, Scott. (۱۹۹۸). "Core inflation: concepts, uses and measurement". Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper G۹۸/۹.
- Scadding, J.L. (۱۹۷۹), "Estimating the Underlying Inflation Rate", Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review.
- Shahiduzzaman, M.D. (۲۰۰۶), "Towards a Measure of Core Inflation in Bangladesh: Conceptual Issues", Research Department Bangladesh Bank.

- Silver, Mick. (۲۰۰۶). "Core Inflation Measures and Statistical Issues in Choosing Among Them". International Monetary Fund. Working Paper No. ۰۶/۹۷.
- Svensson, Lars E.O. (۱۹۹۸), "Inflation Targeting as a Monetary Policy Rule", NBER, WP, No. ۶۷۹۰.