

تحلیل تورم، رشد تولید و پایداری اقتصادی در ایران

سید حبیب‌الله موسوی^۱
شیوا سلطانی^۲

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۲/۱۵

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۱/۲۷

چکیده

در مطالعه حاضر، رشد تولید و تورم در اقتصاد ایران در دوره زمانی ۹۳-۱۳۵۰، با استفاده از یک مدل پویای عرضه کل- تقاضای کل، مورد بررسی قرار گرفت. بدین منظور ابتدا روابط بین سری‌های زمانی ارزیابی شد. در ادامه و جهت تحلیل بیشتر، از ساختار اقتصاد کلان ایران جهت مدل‌سازی در چهارچوب VAR ساختاری استفاده گردید. نتایج تجربی نشان داد که شوک‌های وارده از طرف سیاست‌های پولی و مالی و نرخ مبادله، اثر مثبتی در ایجاد تورم خواهند داشت. همچنین محصول نهایی، تا حد زیادی تحت تأثیر شوک‌های طرف عرضه اقتصاد و شوک‌های مالی قرار دارد. نتایج حاصل از تجزیه واریانس نیز بیانگر این مطلب بود که اثر سیاست‌های مالی انبساطی در ایجاد تورم در مقایسه با افزایش تولید، به مراتب شدیدتر خواهد بود. همچنین نتایج حاصل از محاسبه تورم هسته‌ای نیز نمایانگر این مطلب بود که تورم در ایران بیشتر ریشه در طرف تقاضای اقتصاد دارد. از این رو و با استفاده از یافته‌های مطالعه حاضر، مدیریت سیاست‌های طرف تقاضای اقتصاد از طریق سیاست‌های انقباضی پولی و مالی به نحوی که رشد تولید و کاهش تورم را تضمین نماید، پیشنهاد می‌گردد.

واژگان کلیدی: تورم، رشد اقتصادی، VAR ساختاری، تورم هسته‌ای، اقتصاد ایران

طبقه بندی JEL: B22, CO1, C32, E31, E6

shamosavi@modares.ac.ir

۱. عضو هیات علمی دانشگاه تربیت مدرس (نویسنده مسئول)

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس

۱- مقدمه

طی دهه‌های اخیر، تورم و نوسان رشد تولید مهم‌ترین مشکلاتی بوده‌اند که اقتصاد ایران را تحت تأثیر خود قرار داده‌اند (گل‌مرادی و انجم‌شعاع، ۱۳۹۴). تورم به وضعیتی اطلاق می‌گردد که در آن، سطح عمومی قیمت‌ها به طور مداوم و به مرور زمان افزایش یابد. در این تعریف، دو عنصر زمان و تداوم افزایش قیمت‌ها، حائز اهمیت اند؛ بدین معنا که چنانچه در یک دوره خاص، روند صعودی افزایش قیمت‌ها به صورت منقطع باشد، فرایند مذکور نمایانگر وجود تورم نخواهد بود؛ زیرا تنها روند مداوم افزایش قیمت‌ها، تورم را در پی خواهد داشت (هال و جاسکلا، ۲۰۱۱).

ارتباط بین تورم و رشد اقتصادی در کشورهای مختلف همواره یکی از موضوعات مورد بحث بین اقتصاددانان بوده و مباحث تئوریک و تجربی متفاوتی در این زمینه ارائه گردیده‌است. بررسی مباحث مذکور نشان از عدم قطعیت چگونگی تأثیرگذاری تورم بر رشد اقتصادی دارد و نتیجه‌گیری در خصوص این مساله، با توجه به شرایط و ویژگی‌های هر کشور، متفاوت خواهد بود. اما براساس نتایج حاصل از اغلب مطالعات پیشین، تورم در سطوح بالا دارای آثار منفی و پایدار بر رشد اقتصادی است (حسینی‌نسب و رضاقلی‌زاده، ۱۳۸۹).

بدین لحاظ در دهه‌های اخیر، اتخاذ سیاست‌های پولی در بسیاری از نقاط جهان، با تأکید فزاینده بر ثبات قیمت‌ها، در جهت دستیابی به تورم پایین و جلوگیری از آثار هزینه‌ای تورم بوده‌است؛ زیرا این تصور وجود دارد که تورم، هزینه‌های قابل توجهی را بر اقتصاد تحمیل می‌نماید. برخی از این هزینه‌ها در ارتباط با میانگین نرخ تورم و برخی دیگر در ارتباط با تغییرپذیری یا نااطمینانی تورم قرار دارد (دادگر و همکاران، ۱۳۸۳).

از جمله سؤالات مهم در مباحث تثبیت اقتصادی، این است که برای مبارزه با تورم می‌باید از چه ابزارهایی استفاده شود. مقامات پولی اکثر کشورهای جهان به منظور دستیابی و حفظ تورم در سطوح پایین، در پی تعهدات بلندمدت هستند، زیرا معتقدند که تورم اثر معکوس بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله رشد و بهره‌وری تولید دارد (صمدی و همکاران، ۱۳۸۵).

تورم منجر به درک نادرست از سطوح قیمت‌های نسبی و منحرف شدن نشانه‌های قیمتی و در نتیجه، غیر کارا شدن برنامه‌های سرمایه‌گذاری می‌گردد. این عمل موجب خواهد شد که کارگزاران اقتصادی نتوانند به صورت کارا عمل نمایند و لذا تورم از این طریق، اثری معکوس بر بهره‌وری اعمال خواهد نمود (صمدی و همکاران، ۱۳۸۵).

هدف مطالعه حاضر، یافتن عوامل اثرگذار بر رشد تولید و تورم ایران طی سه دهه اخیر بوده‌است تا بدین وسیله، هدف‌گیری سیاست‌های کلان کشور به منظور تثبیت تورم و افزایش تولید تبیین

گردد. بدین منظور، از داده‌های سری زمانی سالانه منتشر شده توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استفاده گردید.

تاکنون مطالعات متعددی پیرامون تورم و رابطه آن با سایر متغیرهای اقتصادی از جمله رشد تولید در ایران انجام گرفته است. با این حال، انجام مطالعه‌ای که به صورت مجزا و صریح اثر شوک‌های طرف عرضه و تقاضا را بر این دو متغیر اساسی اندازه‌گیری نماید، الزامی می‌نمود. لذا مطالعه حاضر تلاشی است در جهت تحلیل رشد تولید و تورم ناشی از تکانه‌های موجود در کل سیستم اقتصادی و بررسی میزان تأثیرگذاری شوک‌های طرف عرضه و تقاضای اقتصاد بر دو متغیر مذکور در قالب یک مدل اقتصاد باز عرضه کل - تقاضای کل.

تورم عارضه‌ای در اقتصاد اکثر کشورهای در حال توسعه است. به عنوان مثال می‌توان از کشور ترکیه نام برد که در دو دهه اخیر نرخ تورم بالای صد درصد، امری عادی برای اقتصاد این کشور تلقی می‌شده است و در سال‌های ۱۹۸۰ و ۱۹۸۱ تورمی حدود ۱۴۰ درصد را تجربه نمود (Dibooglu et al., 2004). محققان، سیاست‌های انبساطی طرف تقاضا را علت اصلی تورم در کشورهای در حال توسعه دانسته‌اند و در این راستا، از مفهوم تورم هسته‌ای به معنی بخشی از تورم که صرفاً زائیده طرف تقاضای اقتصاد است، بهره گرفته‌اند (امیری و همکاران، ۱۳۸۳).

مفهوم تورم هسته‌ای بر این اصل استوار است که برخی از شوک‌های عرضه و تقاضا که در ادوار گذشته بر اقتصاد تحمیل شده‌اند، اثرات ماندگاری بر تورم دارند که به مرور زمان بر تورم تخلیه می‌شوند و تورم ادوار جاری و آتی را متاثر می‌سازند. بنابراین، در صورت عدم وقوع شوک در دوره جاری نیز ادوار جاری و آتی با میزان مشخصی از تورم روبه‌رو خواهند بود که این میزان تورم همان تورم هسته است. به عنوان مثال، اگر تورم هسته‌ای در دوره جاری برابر ۴ درصد محاسبه شود، این میزان تورم ناشی از ادوار گذشته است و به صورت انفعالی و ناگهانی برطرف نخواهد شد. لذا تورم هسته‌ای به عنوان جزء ماندگار تورم کل تعبیر می‌شود. بر این اساس، چنانچه هدف سیاست‌گذاری اقتصادی، کاهش نرخ تورم باشد، بایستی با تعریف مسیری نزولی برای تورم هدف، سیاست‌های اقتصادی به نحوی سامان یابند که به کاهش تدریجی تورم هسته منجر شوند (کرمی و بیات، ۱۳۹۲). در ایران نیز طی سال‌های اخیر، تورم تا حد زیادی ماهیت پولی داشته، به طوری که هر ۱۰ درصد رشد حجم پول، موجبات بروز ۳ درصد تورم را برای کشور فراهم نموده است (عباسی‌نژاد و همکاران، ۱۳۸۳).

از سوی دیگر، یکی از مهمترین سیاست‌های کاهش تورم، افزایش عرضه و رشد محصول است. اگرچه محققان اقتصادی در خصوص این مطلب به نتایج متناقضی دست یافته‌اند^۱ (دادگر و همکاران،

۱. با توجه به نوع مدل، داده‌ها و کشورهایی که مطالعات در آن انجام گرفته، در موارد معدودی رابطه مثبت نیز بین تورم و تولید گزارش شده است.

۱۳۸۳)، اما نتایج حاصل از اغلب مطالعات پیشین، بر وجود رابطه‌ای منفی و معنی‌دار بین تورم و رشد محصول تاکید داشته‌اند. بررسی این مساله در ایران نیز وجود رابطه‌ای بلندمدت و منفی بین تورم و رشد بهره‌وری را مورد تأیید قرار داده‌است (صمدی و همکاران، ۱۳۸۵؛ عباسی‌نژاد و همکاران، ۱۳۸۳؛ دادگر و همکاران، ۱۳۸۵).

البته این نکته را نیز نمی‌باید از نظر دور داشت که تورم ایران پدیده‌ای صرفاً پولی نبوده‌است و مزمن بودن آن با متغیرهای واقعی نیز ارتباط دارد. تکانه‌های تورم، رشد نقدینگی و نرخ ارز در کوتاه‌مدت بر نوسانات تورم تأثیرگذار اند. در میان‌مدت، پایداری تورم، بیشتر به تورم انتظاری بستگی دارد؛ اما در افق بلندمدت، تکانه‌های بخش واقعی نیز تأثیر بسزایی بر تورم خواهند داشت (نصر اصفهانی و همکاران، ۱۳۸۲).

ارتباط بین تورم و رشد تولید، همواره مورد توجه محققان اقتصادی و سیاستگذاران قرار داشته‌است که در ادامه بحث جهت ایجاد الگویی تجربی، مرور مختصری بر چند مطالعه مشهور در این زمینه صورت پذیرفته‌است.

پارک (Park, 1996) ارتباط بلندمدت بین نوسانات تورم، رشد تولید و عرضه پول را در بیش از ۹۰ کشور مورد بررسی قرار داد. نتایج این مطالعه بر وابستگی نوسانات تورم نسبت به سطح تورم و نیز عدم وجود ارتباط بین تغییرات تورم و سطح تولید دلالت داشت. نتایج مطالعه مذکور همچنین نشان داد که در کشورهای مورد بررسی، تورم پدیده‌ای به شدت پولی است و نیز ارتباط معنی‌داری بین نرخ رشد عرضه پول و نرخ رشد بلندمدت محصول در این کشورها وجود ندارد. از طرف دیگر نوسانات عرضه بلندمدت محصول شدیداً تحت تأثیر نوسانات تورم و عرضه پول قرار دارد و ارتباط مثبت و معنی‌داری بین این متغیرها مشاهده گردید. در نهایت نتایج نمایانگر، این واقعیت بود که بالا بودن تورم و عرضه پول، هزینه‌های قابل توجهی را بر کل اقتصاد تحمیل می‌نمایند که از این طریق، کاهش عرضه محصول و لذا کاهش رفاه اجتماعی را در پی خواهند داشت.

گریب و همکاران (Grier et al., 2000) در مطالعه‌ای، ارتباط بین رشد تولید و نوسانات تورم را در کشور آمریکا با استفاده از مدل GARCH-M مورد ارزیابی قرار دادند و با بررسی آثار عدم حتمیت اسمی و واقعی موجود در نرخ تورم و رشد متوسط تولید در طول دوره ۱۹۴۸ تا ۱۹۹۶ دریافتند که عدم حتمیت نرخ تورم و نیز عدم حتمیت و نوسان تولید، افزایش تورم را در پی نخواهند داشت. همچنین بالا بودن نرخ رشد تولید لزوماً به افزایش عدم حتمیت در تولید نمی‌انجامد. از طرفی نتایج این مطالعه نشان داد که نوسان و عدم حتمیت نرخ تورم، به کاهش رشد تولید در اقتصاد ملی منجر خواهد گردید.

ناس و همکاران (Nas et al., 2001) ارتباط بین تورم، عدم حتمیت موجود در تورم و رشد تولید واقعی را در ترکیه طی سال‌های ۱۹۶۳ تا ۲۰۰۰ مورد ارزیابی قرار دادند. در این مطالعه به منظور انجام تحلیل‌های مورد نظر، از یک مدل GARCH دو متغیره استفاده گردید که نتایج حاصل، دیدگاه فریدمن در مورد عوامل ایجاد نوسانات تورمی و اثر این نوسانات بر رشد تولید را کاملاً تأیید نمود. بر این اساس، بالا بودن تورم در ترکیه، افزایش نوسانات تورمی را در این کشور در پی داشته است که بروز این نوسانات نیز از طریق کاهش اطلاعات قیمتی عوامل بازار و تحریف قیمت‌های نسبی، موجب کاهش کارآیی و در نتیجه کاهش رشد تولید واقعی در اقتصاد ترکیه گردیده است.

ایسکان و همکاران (İscan et al., 1998) ارتباط بین تورم و نوسانات تولید را در کشور کانادا مورد بررسی قرار دادند. ایده اصلی جهت انجام این مطالعه نیز دیدگاه فریدمن، مبنی بر وقوع تحریف در قیمت‌های نسبی و نوسان شدید در تولید بخش‌های مختلف اقتصاد در نتیجه بالا بودن نرخ تورم، بوده است. نتایج این مطالعه بیان نمود که علت اصلی نوسان تولید در زیر بخش‌های اقتصاد کانادا، وجود نوسانات در قیمت نفت و نرخ ارز واقعی این کشور بوده است و علی‌رغم وجود تورم زیاد، شواهدی مبنی بر وجود رابطه‌ای منفی بین تورم و تولید در زیر بخش‌های اقتصاد این کشور، یافت نگردید. بارو (Barro, 2013) با مطالعه ۱۰۰ کشور جهان در دوره زمانی ۹۰-۱۹۶۰ و با بهره‌گیری از تحلیل داده‌های ترکیبی، دریافت که افزایش تورم در بلندمدت، کاهش رشد اقتصادی و تولید را در پی خواهد داشت. نتایج مطالعه اتاری و جابوب (Attari & Javeb, 2013) نیز نشان از این واقعیت دارد که در کشور پاکستان، وجود رابطه منفی بین تورم، مخارج دولت و رشد اقتصادی در دوره ۲۰۱۰-۱۹۸۰ تأیید می‌گردد.

در مطالعه حاضر، با هدف تحلیل منابع موجد نوسانات تورمی، از یک مدل پویای عرضه کل-تقاضای کل در قالب یک اقتصاد باز کوچک و نیز از مدل VAR ساختاری جهت تفکیک تکانه‌های موجود در متغیرهای مورد بحث و استناد آن به نرخ مبادله، عرضه، تراز پرداخت‌ها و سیاست‌های پولی و مالی استفاده گردید. لازم به ذکر است که تلاش پژوهشگران پیشین در جهت شناخت عوامل مؤثر بر تورم بوده است اما در مطالعه حاضر، افزون بر آن، سهم هر یک از عوامل نیز در ایجاد تورم، در یک بازه بلندمدت مورد تحلیل قرار گرفت. لذا وجه تمایز و برتری دیگر مطالعه حاضر نسبت به سایر مطالعات، در تعیین سهم هر یک از عوامل موجد تورم است.

در این تحقیق، با اتکا به مدل مورد استفاده، امکان تفکیک اجزاء رشد تولید فراهم گردید. همچنین به منظور تحلیل کارای نتایج، میزان تأثیرگذاری شوک‌های وارده از طرف نرخ مبادله و سیاست‌های پولی و مالی، بر تورم و نیز چگونگی تأثیرپذیری محصول در رویارویی با شوک‌های طرف عرضه اقتصاد و شوک‌های مالی، مورد بحث و بررسی قرار گرفت. در قسمت دوم این مطالعه، روند

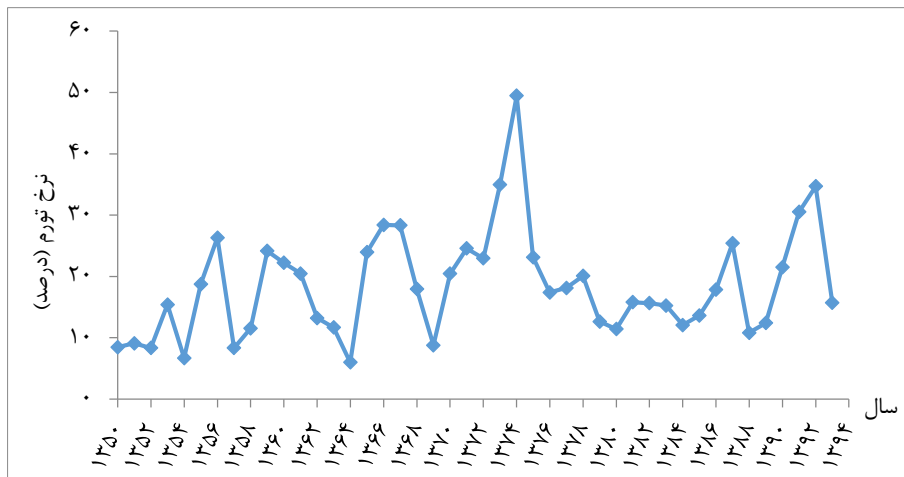
تغییرات تورم و رشد تولید ناخالص ملی از ابتدای دهه ۱۳۵۰، با جزئیات بیشتری ارزیابی شد. سپس در قسمت سوم تحقیق، یک مدل پویای اقتصاد باز عرضه کل- تقاضای کل با توجه به فرض تحرک ناقص سرمایه و به منظور تشخیص شوک‌های وارده بر اقتصاد، تشریح گردید. در آخرین قسمت تحقیق، نتایج تجربی مدل با استفاده از روش تجزیه واریانس و تابع عکس‌العمل ضربه‌ای، ارائه و تورم هسته‌ای نیز محاسبه شد. در پایان، یافته‌های مطالعه مورد بحث و نتیجه‌گیری قرار گرفتند.

۲- مروری بر تورم و رشد تولید در ایران

تورم در ایران در طی دوره ۹۳-۱۳۵۰، روندی نوسانی و پر تغییر داشته‌است. متوسط نرخ تورم در کشور در دهه‌های ۱۳۵۰، ۱۳۶۰، ۱۳۷۰ و ۱۳۸۰ به ترتیب، برابر ۱۳/۷، ۱۸، ۲۴/۴ و ۱۵ درصد گزارش شده‌است و در سال‌های اولیه دهه ۱۳۹۰ به ۲۵/۶ درصد رسیده‌است. در دوره مورد بررسی، حداکثر میزان تورم برابر ۴۹/۵ درصد در سال ۱۳۷۴ و حداقل آن نیز برابر ۵/۹ درصد در سال ۱۳۶۴ بوده، که روند مذکور در نمودار ۱ ارائه گردیده‌است. در اوایل دهه ۱۳۵۰ و در ادامه برنامه‌های توسعه اقتصادی موجود، تورم روند ملایم افزایشی داشته‌است. در این دهه در دو زمان شاهد خیزش قابل ملاحظه‌ای در تورم هستیم. اولین خیزش در طی سال‌های ۱۳۵۴ تا ۱۳۵۶ که تورم به شکل ناگهانی از ۷ به ۱۸ و در نهایت به ۲۶ درصد رسید و خیزش بعدی در سال ۱۳۵۹ که در این زمان نیز تورم از ۱۱ به ۲۴ درصد افزایش یافت. علت تکانه تورمی سال‌های ۱۳۵۵ و ۱۳۵۶ را می‌توان در عدم وجود ثبات سیاسی و لذا ریسک بالای سرمایه‌گذاری دانست؛ چرا که جامعه ایران در این سال‌ها در پی انقلاب و تغییر ساختار نظام سیاسی جامعه بود. دومین افزایش شدید این دهه را نیز می‌توان به علت شروع جنگ و شوک ناشی از آن دانست؛ زیرا در این زمان ایران با پشت سر گذاشتن دومین سال حکومت انقلابی، در حال برنامه‌ریزی توسعه اقتصادی بود که به ناگاه با شروع جنگ، تمامی برنامه‌ها مختل گردید. بنابراین بالا رفتن مجدد ریسک سرمایه‌گذاری در ایران و نیز لزوم تأمین مالی دفاع از کشور، موجب دومین دوره تکانه تورمی در این دهه گردید.

دهه ۱۳۶۰ را به لحاظ تورم موجود می‌توان به دو دوره شامل بازه زمانی ۶۴-۱۳۶۰ و بازه ۶۸-۱۳۶۵ تقسیم نمود. در دوره اول، تورم روندی کاهشی داشته‌است که در نهایت، مقدار حداقل خود را در سال ۱۳۶۴ تجربه نمود. این دوره مقارن است با سال‌های اولیه جنگ تحمیلی و لذا شاید بتوان علت کاهشی بودن تورم این دوره را کاهش انتظارات مصرفی و در نهایت، کاهش تقاضا در سطح کل اقتصاد دانست.

نمودار ۱. تورم کشور ایران در دوره ۹۳-۱۳۵۰



مأخذ: آماری سری زمانی بانک مرکزی

در دومین دوره این دهه، اقتصاد ایران با روند رو به رشد تورم مواجه گردید. علت این امر را از طرفی می‌توان افزایش جمعیت در این سال‌ها و لذا افزایش تقاضا در کل اقتصاد و از طرف دیگر، مخارج رو به افزایش جنگ دانست.

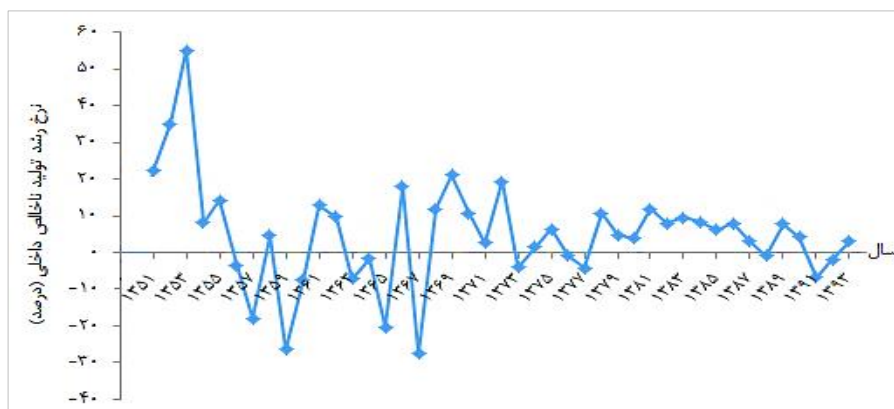
از سال ۱۳۶۸ به بعد با اتمام جنگ، بودجه جاری صرف خدمات عمومی و بارانه‌های محصولات غذایی گردید. این امر کاهش تورم را تا سال ۱۳۷۰ در پی داشت. از این سال به بعد، اقتصاد ایران وارد دوره جدیدی از اصلاحات و سرمایه‌گذاری‌های زیربنایی گردید. در آن دوره، دولت وقت ایران، سرمایه‌گذاری‌های کلان و ساختاری و نیز ترمیم خسارات ناشی از جنگ را با جدیت در برنامه خود قرار داد. از این زمان بود که تورم در ایران به صورت مزمن به یک چالش اساسی بدل گردید. همگام با افزایش شدید مخارج دولت، موجبات افزایش شدید تورم در کشور فراهم شد؛ به طوری که تورم، حداکثر مقدار خود را در سال ۱۳۷۴ تجربه نمود.

از این دوره به بعد تا پایان دهه ۱۳۷۰ و اوایل دهه ۱۳۸۰ به دلیل به تولید نرسیدن طرح‌هایی که طی سال‌های گذشته به سورت نیمه‌کاره احداث شده بودند، تورم همچنان در ساختار اقتصاد باقی ماند.

در سال‌های آغازین دهه ۱۳۹۰ نیز به دلیل وقوع تحریم‌ها، کاهش قیمت نفت، عدم امکان فروش محصولات داخلی در خارج از کشور و نیز افزایش نرخ ارز، نرخ تورم افزایش یافت؛ به طوری که در سال ۱۳۹۲ به ۳۴/۷ درصد رسید. عوامل دیگری مانند خشکسالی و کاهش تولیدات کشاورزی، بزرگ

و ناکارا بودن اقتصاد دولتی، جنگ‌ها و ناامنی‌های موجود در تمامی همسایگان ایران و کاهش نرخ بهره حقیقی، افزایش شدید حجم پول در جریان و جهت‌گیری نقدینگی از تولید به سمت مستغلات را می‌توان از دیگر عواملی دانست که تورم را در اقتصاد ایران نهادینه نموده‌اند. در دهه‌های گذشته، رشد تولید نیز در اقتصاد ایران نوسانات زیادی داشته‌است که می‌توان روند تغییرات مذکور را در سه دوره، مورد بررسی قرار داد. در نمودار ۲، روند رشد تولید در دوره ۹۳-۱۳۵۰ ارائه شده است. همان‌گونه که مشاهده می‌گردد در دوره اول (دربرگیرنده سال‌های پیش از انقلاب)، تولید از رشد مناسبی برخوردار بوده، به طوری که حداکثر میزان رشد تولید معادل ۵۵ درصد و در سال ۱۳۵۳ حاصل گردیده‌است. علت این امر را نیز شاید بتوان در بالا بودن قیمت واقعی نفت و کمک‌های تکنولوژیک بین‌المللی به حکومت وقت دانست.

نمودار ۲. نرخ رشد تولید ناخالص داخلی کشور ایران در دوره ۹۳-۱۳۵۰



در دوره دوم که به بازه زمانی ۱۳۵۵ تا پایان جنگ اشاره دارد، به علت مشکلات سیاسی موجود و اهمیت دفاع از کشور، رشد تولید در اولویت برنامه‌های دولت قرار نگرفت و در اکثر سال‌های دوره مذکور، رشد منفی حاصل شد؛ به صورتی که حداقل نرخ رشد محصول معادل ۲۷- درصد در سال ۱۳۶۷ حاصل گردید. با اتمام جنگ و شروع دوران سرمایه‌گذاری و بازسازی، رشد تولید روندی افزایشی به خود گرفت ولی این افزایش تولید هیچگاه به مرز سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۵۳ نرسید که علت را می‌باید در ناکارایی نظام اقتصادی، تغییر ترکیب مخارج از سرمایه‌گذاری به مصرف، عدم استقبال سرمایه‌گذاران خارجی، بوروکراسی و ناکارایی اداری و نشت سرمایه از طرق مختلف از چرخه تولید دانست.

همچنین در سال‌های آغازین دهه ۱۳۹۰، به دلیل وقوع تحریم‌ها، عرضه عوامل خارجی و در پی آن، سطح تولید کاهش یافت و موجب وقوع رکود در بخش‌هایی که وابستگی بیشتری به تجارت خارجی دارند، گردید و لذا نرخ رشد تولید در سال‌های اخیر در سطح پایینی قرار گرفت.

۳- مدل عرضه کل - تقاضای کل

در این قسمت از تحقیق، مدل عرضه کل - تقاضای کل با دخالت دادن اجزاء مهم اقتصادهای در حال توسعه، شامل تراز پرداخت‌ها و تحرک محدود سرمایه، ارائه شده، و لازم به ذکر می‌باشد که مدل مذکور با منحنی فیلیپس بلندمدت و عمودی سازگار است. در این مطالعه، از استراتیژی ویهینگر^۱ در سال ۲۰۰۰ که با استفاده از مدل تقاضای کل، تورم هسته‌ای را برای کشورهای گروه G7 محاسبه نمود، استفاده گردید.

شکوهی و زیبایی نیز در سال ۱۳۸۶ جهت تبیین شوک‌های ساختاری مؤثر بر تولید و قیمت در بخش کشاورزی، از مدلی مشابه استفاده نمودند. همچنین دیوگلو و کیریچیوگلو^۲ در سال ۲۰۰۴ به منظور تحلیل تورم در ترکیه، از مدل عرضه کل - تقاضای کل استفاده نمودند که در مطالعه حاضر نیز به منظور تحلیل شرایط ایران، از مدل پیشنهادی دیوگلو و کیریچیوگلو استفاده گردید. در نهایت با دخیل نمودن محدودیت‌هایی که در مدل SVAR جای گرفته‌اند، مدل پویای اقتصاد باز عرضه کل - تقاضای کل به صورت رابطه ۱ در نظر گرفته شد. در این رابطه، r_t نرخ مبادله، y_t^s عرضه کل و \tilde{y}_t ظرفیت تولید را بیان می‌نماید. به منظور ایجاد پویایی در مدل، روابط به صورت AR(1) در نظر گرفته شدند. در این حالت، روابط به صورت گام تصادفی بوده و لذا با در نظر گرفتن خصوصیات مطلوب اجزاء تصادفی ε_t^j به صورت تفاضل ایستا خواهند بود.

$$\begin{aligned} r_t &= r_{t-1} + \varepsilon_t^r \\ y_t^s &= \tilde{y}_t + \theta r_t \\ \tilde{y}_t &= \tilde{y}_{t-1} + \varepsilon_t^s \end{aligned} \quad (1)$$

عرضه کل تابع نرخ مبادله و ظرفیت تولید بوده و ظرفیت تولیدی نیز تابعی از بهره‌وری در اقتصاد (برای مثال موجودی سرمایه و نیروی کار) است. لذا منظور از شوک‌های عرضه، ارتقاء سطح تکنولوژی و سرمایه درگیر تولید و یا ارتقاء کارآیی نیروی کار می‌باشد. رابطه ۲ تراز پرداخت‌ها را نشان می‌دهد و فرض تحرک غیر کامل سرمایه نیز در این رابطه لحاظ گردیده‌است. در این رابطه \tilde{t}_t نرخ بهره داخلی، \tilde{t}_t^* نرخ بهره خارجی، S_t نرخ ارز، E_t عملگر امید ریاضی، ρ_t بیمه ریسک وجوه سرمایه‌ای، p_t سطح قیمت‌های داخلی، b_t عوامل برونزای مؤثر بر خالص صادرات مانند درجه رقابت پذیری

1. Wehinger
2. Kibritcioglu

اقتصاد و k نیز پارامتر نمایانگر ناکامل بودن تحرک سرمایه است. قسمت داخل کروسه، جریان سرمایه را به عنوان تابعی از نرخ بازگشت خالص داخلی بیان نموده و قسمت دیگر، خالص صادرات را به عنوان تابعی از نرخ ارز واقعی و درآمد داخلی ارائه می‌نماید.

$$k[i_t + i_t^* + (E_t s_{t+1} - s_t) - \rho_t] + \eta_1(s_t - p_t) - \eta_2 y_t + b_t = 0 \quad (2)$$

با حل رابطه ۲ بر اساس i_t ، رابطه ۳ به دست خواهد آمد.

$$i_t = (E_t s_{t+1} - s_t) - \left(\frac{\eta_1}{k}\right)(s_t - p_t) + \left(\frac{\eta_2}{k}\right)y_t + \left[i_t^* + \rho_t - \left(\frac{1}{k}\right)b_t\right] \quad (3)$$

$$z_t = \left[i_t^* + \rho_t - \left(\frac{1}{k}\right)b_t\right] \quad (4)$$

همان‌گونه که مشاهده گردید، z_t بیانگر جزء برونزای تراز پرداخت‌ها است که به منظور تأمین فروض پیشین مدل، به صورت گام تصادفی فرض می‌شود.

$$z_t = z_{t-1} + \varepsilon_t^z \quad (5)$$

در رابطه ۶ که تابع تقاضای کل اقتصاد را نشان می‌دهد و مخارج کل به عنوان تابعی از کسری بودجه، نرخ بهره انتظاری واقعی و خالص صادرات ارائه شده‌است. در این تابع، d_t بیانگر کسری بودجه بخش عمومی است که رشد آن با توجه به رابطه ۷، به صورت منفی در ارتباط با محصول قرار دارد (با افزایش درآمد مالیاتی).

$$y_t^d = \beta d_t - \gamma [i_t - E_t(p_{t+1} - p_t)] + \eta_1(s_t - p_t) - \eta_2 y_t \quad (6)$$

$$\Delta d_t = -t \Delta y_t + \varepsilon_t^f \quad (7)$$

روابط ۸ و ۹ نیز به ترتیب، توابع عرضه و تقاضای پول را بیان می‌دارند. در این دو رابطه، جزء برونزای تراز پرداخت‌ها، جهت توجیه تغییرات حجم پول ناشی از شوک‌های تراز پرداخت‌ها و نوسانات ضمنی نرخ ارز در نظر گرفته شده‌است. بدیهی است که شوک وارده به تراز پرداخت‌ها، موجبات کاهش و یا افزایش نرخ ارز را فراهم می‌نماید و در نهایت، به کاهش و یا افزایش ارزش پول داخلی و تغییر در بازار پول داخلی می‌انجامد.

$$m_t^d = p_t + y_t - \lambda i_t - \mu z_t \quad (8)$$

$$\Delta m_t^s = \alpha_1 \Delta d_t + \alpha_2 \Delta z_t + \varepsilon_t^m \quad (9)$$

در پایان، شرط تعادل همزمان در بازار پول و کالا به صورت رابطه ۱۰ قابل تعریف است. لازم به ذکر است که در روابط بالا، تمامی ضرایب با حروف یونانی، به شکل مثبت در نظر گرفته شده‌اند.

$$\begin{aligned} y_t^s &= y_t^d = y_t \\ m_t^s &= m_t^d = m_t \end{aligned} \quad (10)$$

در نهایت با حذف نرخ بهره از معادلات ۶ و ۸ و با توجه به رابطه ۴، سیستم ارائه شده در رابطه ۱۱ به دست خواهد آمد.

$$\begin{bmatrix} \lambda \left(1 + \frac{\eta_1}{k}\right) & 1 + \frac{\lambda \eta_1}{k} \\ \gamma \left(1 + \frac{\eta_1}{k}\right) + \eta_1 & -\gamma \left(1 + \frac{\eta_1}{k}\right) - \eta_1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s_t \\ p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda & 0 \\ \gamma & -\gamma \end{bmatrix} \begin{bmatrix} E_t s_{t+1} \\ E_t p_{t+1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} m_t - \left(\frac{\lambda \eta_2}{k} - 1\right) y_t + (\mu - \lambda) z_t \\ \left(1 + \eta_2 + \frac{\eta_2 \gamma}{k}\right) y_t - \beta d_t - \gamma z_t \end{bmatrix} \quad (11)$$

با در نظر گرفتن $AY_t = BE_t Y_{t+1} + W_t$ یا $Y = \Pi E_t Y_{t+1} + CW_t$ که در آن، $C = A^{-1}B$ و $\Pi = A^{-1}B$ است، بازنویسی سیستم فوق امکان پذیر خواهد بود. مقادیر ویژه ماتریس Π شامل $\{1/(1+\lambda); \lambda k/(\lambda k + \gamma \eta_1 + k \eta_1)\}$ هستند که هر دو در دایره واحد قرار می گیرند و لذا جواب های معادله همگرا و در نهایت، جواب سیستم ۱۱ به صورت زیر خواهد بود.

$$E_t Y_{t+1} = C \sum_{i=0}^{\infty} \Pi^i E_t W_{t+i+1} \quad (12)$$

با توجه به ماهیت تصادفی بودن متغیرهای برونزا، رابطه ۱۳ به دست خواهد آمد.

$$E_t W_{t+i} = W_t \quad ; i = 1, 2, \dots \quad (13)$$

لذا جواب معادلات در خصوص نرخ ارز واقعی به صورت رابطه ۱۴ خواهد بود.

$$s_t - p_t = \left[\frac{k}{\eta_1(\gamma + k)} + \frac{\eta_2}{\eta_1} \right] y_t - \frac{\gamma k}{\eta_1(\gamma + k)} z_t - \frac{\beta k}{\eta_1(\gamma + k)} d_t \quad (14)$$

بنابراین ماتریس $X_t = [r_t y_t d_t (s_t - p_t) p_t]$ تحت تأثیر شوک های ساختاری $\varepsilon_t = [\varepsilon_t^r \varepsilon_t^s \varepsilon_t^f \varepsilon_t^z \varepsilon_t^m]$ قرار دارد که تعریف شوک ها نیز سابقاً ذکر گردید. می توان نشان داد که اثر بلندمدت شوک های ساختاری بر متغیرهای مدل، ساختاری عطفی دارد. پس از ذکر تمامی اجزاء ماتریس، متغیرها به صورت تفاضل مرتبه اول، و روابط ۱۵ تا ۱۹ به دست خواهند آمد.

$$\Delta r_t = \varepsilon_t^r \quad (15)$$

$$\Delta y_t = \theta \varepsilon_t^r + \varepsilon_t^s \quad (16)$$

$$\Delta d_t = -t(\theta \varepsilon_t^r + \varepsilon_t^s) + \varepsilon_t^f \quad (17)$$

$$\Delta (s_t - p_t) = \left[\frac{k(1+t)}{\eta_1(\gamma + k)} + \frac{\eta_2}{\eta_1} \right] (\theta \varepsilon_t^r + \varepsilon_t^s) - \frac{\gamma k}{\eta_1(\gamma + k)} \varepsilon_t^z - \frac{\beta k}{\eta_1(\gamma + k)} \varepsilon_t^f \quad (18)$$

$$\Delta p_t = \left(\alpha_1 + \frac{\lambda\beta}{\gamma+k} \right) \varepsilon_t^f - \left[t \left(\alpha_1 + \frac{\lambda\beta}{\gamma+k} \right) + \frac{2\lambda\eta_2 + \lambda k}{k(\gamma+k)} - 1 \right] (\theta \varepsilon_t^r + \varepsilon_t^s) + \left(\alpha_2 - \frac{\lambda k}{\gamma+k} + \mu \right) \varepsilon_t^z + \varepsilon_t^m \quad (19)$$

با توجه به نحوه تصریح مدل، تشخیص ساختار عطفی مابین شوک‌ها و متغیرهای درونزای مدل، امکان‌پذیر خواهد بود.

۴- تشخیص شوک‌ها

با توجه به اینکه ماتریس ΔX_t کواریانس ایستا است، می‌توان آن را به صورت یک فرایند میانگین متحرک با بی‌نهایت وقفه از شوک‌های ساختاری در نظر گرفت؛ لذا رابطه ۲۰ را خواهیم داشت.

$$\Delta X_t = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \varepsilon_{t-i} = A(L) \varepsilon_t \quad (20)$$

در ماتریس $A(L)$ که عناصر آن به صورت چند جمله‌ای از عملگر L هستند، هر عنصر ماتریس را می‌توان با $a_{ij}(L)$ نشان داد. از طرفی مسیر زمانی اثرگذاری هر یک از شوک‌ها بر هر یک از متغیرها را بعد از k دوره می‌توان با $\omega_{ij}(L)$ ارائه نمود. همچنین می‌پذیریم که $A(1)$ ماتریس اثر بلندمدتی است که در آن، هر عنصر، اثر تجمعی شوک را بر متغیر مورد بررسی ارائه می‌نماید. به طور مشابه A_0 نیز ماتریس تکانه‌های همزمان را نشان می‌دهد. به منظور حل مساله تشخیص شوک‌ها و با توجه به مدل ساختاری فوق، یک ماتریس A_0 با ۲۵ عضو و ۱۰ محدودیت در رابطه ۲۱ تبیین گردید که با تحمیل آن به مدل می‌توان اثر شوک‌ها را بر متغیرها پی‌گیری نمود.

$$\begin{pmatrix} \Delta r_t \\ \Delta y_t \\ \Delta d_t \\ \Delta(s_t - p_t) \\ \Delta p_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11}(1) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21}(1) & a_{22}(1) & 0 & 0 & 0 \\ a_{31}(1) & a_{32}(1) & a_{33}(1) & 0 & 0 \\ a_{41}(1) & a_{42}(1) & a_{43}(1) & a_{44}(1) & 0 \\ a_{51}(1) & a_{52}(1) & a_{53}(1) & a_{54}(1) & a_{55}(1) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^r \\ \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^f \\ \varepsilon_t^z \\ \varepsilon_t^m \end{pmatrix} \quad (21)$$

۵- نتایج تجربی

در این مطالعه، از داده‌های سالانه بانک مرکزی در دوره زمانی ۹۳-۱۳۵۰ استفاده گردید. متغیرهای مورد استفاده شامل r نرخ مبادله (قیمت نسبی صادرات به واردات)، y تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶، g مخارج دولت، q نرخ ارز واقعی و p شاخص قیمت مصرف‌کننده بوده‌است. تمامی

متغیرهای مورد استفاده به صورت لگاریتم طبیعی در نظر گرفته شدند و جهت تصریح مناسب الگوی VAR، با استفاده از آزمون‌های KPSS و ADF، ایستایی سری‌های زمانی مورد بررسی قرار گرفت. همچنین با هدف تبیین صحیح‌تر آزمون ADF در حالات وجود عرض از مبدأ، وجود عرض از مبدأ و روند و عدم وجود عرض از مبدأ و روند، از آزمون نه مرحله‌ای استفاده گردید (Seddighi ۲۰۰۰ et al.). نتایج حاصل از انجام آزمون‌های مذکور در جدول ۱ ارائه شده است. لازم به توضیح است که تمامی آزمون‌ها در سطح خطای ۵ درصد انجام گرفتند و اعداد داخل پرانتز نمایانگر مقادیر بحرانی آزمون ADF و KPSS با خطای ۵ درصد هستند. همان‌گونه که مشاهده می‌گردد ایستایی سری زمانی تورم، بر اساس نتایج حاصل از هر دو آزمون تأیید گردیده، و این در حالی است که عکس این مطلب در مورد تولید ناخالص داخلی صادق، و متغیر مذکور، بر اساس نتایج هر دو آزمون نایستا در سطح است. همچنین نتایج ارائه گردیده در مورد سری زمانی نرخ ارز واقعی نیز همانند تولید ناخالص داخلی بر نایستایی سری حکم می‌کند. همچنین نتایج آزمون KPSS در خصوص متغیر مخارج دولت، حاکی از نایستایی این سری بود. این آزمون به روش ADF نیز انجام گرفت. آماره ADF محاسباتی معادل ۳/۰۰- برآورد گردید که به لحاظ قدر مطلق، از مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد کوچک‌تر است و حکم بر نایستایی سری مورد نظر می‌نماید.

جدول ۱. نتایج آزمون ایستایی متغیرهای مدل

	آزمون ایستایی	تولید ناخالص داخلی	تورم	نرخ ارز واقعی	مخارج دولت	نرخ مبادله
آزمون در سطح	KPSS	۰/۶۵ (۰/۷۴)	۰/۳۱ (۰/۷۴)	۰/۲۹ (۰/۷۴)	۰/۲۱ (۰/۷۴)	۰/۲۴ (۰/۷۴)
	ADF	-۰/۴۲ (-۳/۵۹)	-۴/۰۹ (-۳/۵۹)	-۳/۴۴ (-۳/۵۹)	-۳/۰۰ (-۳/۵۹)	-۱/۷۸ (-۳/۵۹)
آزمون با یک تفاضل	KPSS	۰/۱۱ (۰/۴۶)	-	۰/۲۴ (۰/۴۶)	۰/۱۵ (۰/۴۶)	۰/۱۶ (۰/۴۶)
	ADF	-۵/۲۹ (-۲/۹۳)	-	-۶/۷۴ (-۲/۹۳)	-۴/۵۲ (-۲/۹۳)	-۵/۶۱ (-۲/۹۳)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتیجه مذکور پس از انجام مراحل مختلف آزمون نه‌مرحله‌ای ADF، با قطعیت تأیید گردید. نرخ مبادله نیز با توجه به نتایج هر دو آزمون، رفتاری غیر ایستا از خود نشان داد. لازم به ذکر است که در آزمون ADF برای تمامی سری‌ها به منظور رفع خودهمبستگی سریالی بین اجزاء باقی‌مانده‌ها، از یک وقفه سری مورد نظر نیز استفاده گردید.^۱ سپس در مرحله بعد، آزمون با یک تفاضل برای متغیرهای نایستا انجام گرفت. همان‌طور که در جدول ۱ نیز مشاهده می‌گردد، تمامی سری‌های

۱. از آنجایی که برای تمامی متغیرها از یک وقفه استفاده گردید، لذا طول وقفه برای هر سری گزارش نشد.

نایستا در سطح، بعد از یک مرتبه تفاضل‌گیری ایستا شدند^۱. پس از این مرحله، مدل VAR اولیه برآورد گردید. آماره‌های محاسباتی AIC و SBC و همچنین آماره LR، وقفه بهینه مدل VAR را برابر ۱ ارائه نمودند. پس از تخمین مدل و به منظور تصریح شوک‌های ساختاری، ماتریس محدودیت‌های بلندمدت مطابق رابطه ۲۱ بر مدل تحمیل گردید و نهایتاً مدل VAR ساختاری به شرح جدول ۲ مورد تخمین قرار گرفت. لازم به توضیح است که تمامی پانزده ضریب مدل بدین شرح تخمین زده شدند؛ اگرچه در عمل تحلیل این ضرایب مشکل است، اما آماره‌های تخمینی عموماً نمایانگر معنی‌داری اکثر متغیرهای الگو هستند و عدم معنی‌داری تنها در خصوص اثرگذاری شوک عرضه بر تولید و نرخ ارز و همچنین شوک مالی بر مخارج دولت وجود دارد. همچنین همان‌گونه که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، بر اساس نتایج حاصل از برآورد ضرایب $a_{11}(1)$ ، $a_{21}(1)$ و $a_{51}(1)$ ، اثر شوک نرخ مبادله بر نرخ مبادله، تولید و تورم، مثبت و معنی‌دار و بر مخارج دولت و نرخ ارز که به ترتیب، با ضرایب $a_{41}(1)$ و $a_{31}(1)$ ارائه شده‌اند، منفی و معنی‌دار خواهد بود. افزون بر این، مقادیر ضرایب برآوردی در خصوص اثر شوک عرضه بر مخارج دولت و تورم به ترتیب، برابر $۱۴/۵۳۲$ و $-۸/۷۶۳$ به دست آمد که مقادیر مذکور به ترتیب، نمایانگر بیشترین تأثیرپذیری مثبت و منفی نسبت به شوک‌ها در بین تمامی متغیرهای الگو هستند.

جدول ۲. نتایج تخمین مدل ساختاری VAR

سطح احتمال	آماره z	خطای معیار	ضریب
۰/۰۳۸	-۲/۰۷۵	۰/۲۰۰	$a_{11}(1)$
۰/۰۸۷	-۲/۷۴۵	۰/۰۰۶	$a_{21}(1)$
۰/۰۰۶	-۲/۷۴۵	۰/۰۰۲	$a_{31}(1)$
۰/۰۴۳	۳/۷۵۰	۰/۰۰۵	$a_{41}(1)$
۰/۰۰۲	۳/۱۵۰	۰/۰۲۵	$a_{51}(1)$
۰/۷۸۰	-۰/۵۷۰	۰/۱۶۲	$a_{22}(1)$
۰/۰۱۰	۳/۰۷۵	۰/۱۳۴	$a_{32}(1)$
۰/۵۰۶	-۲/۷۴۴	۴/۳۳۸	$a_{42}(1)$
۰/۰۰۶	۳/۰۷۵	۰/۱۶۷	$a_{52}(1)$
۰/۳۵۶	۰/۷۹۸	۰/۰۱۶	$a_{33}(1)$
۰/۰۰۰	۸/۴۸۵	۰/۱۸۲	$a_{43}(1)$
۰/۰۰۰	۳/۹۷۸	۰/۰۱۰	$a_{53}(1)$
۰/۰۵۴	۸/۴۸۵	۱/۵۱۳	$a_{44}(1)$
۰/۰۳۸	۸/۴۸۵	۰/۰۰۵	$a_{54}(1)$
۰/۰۰۳	۳/۹۷۸	۰/۱۲۵	$a_{55}(1)$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

- در تحلیل ایستایی سری‌ها، هیچ نشانه‌ای که حاکی بر وجود شکست ساختاری و یا روند ایستا بودن سری‌ها باشد، مشاهده نگردید.
- اگر مدل VAR شامل n متغیر باشد، مدل ساختاری با $(n^2 - n)/2$ محدودیت حاصل می‌گردد.

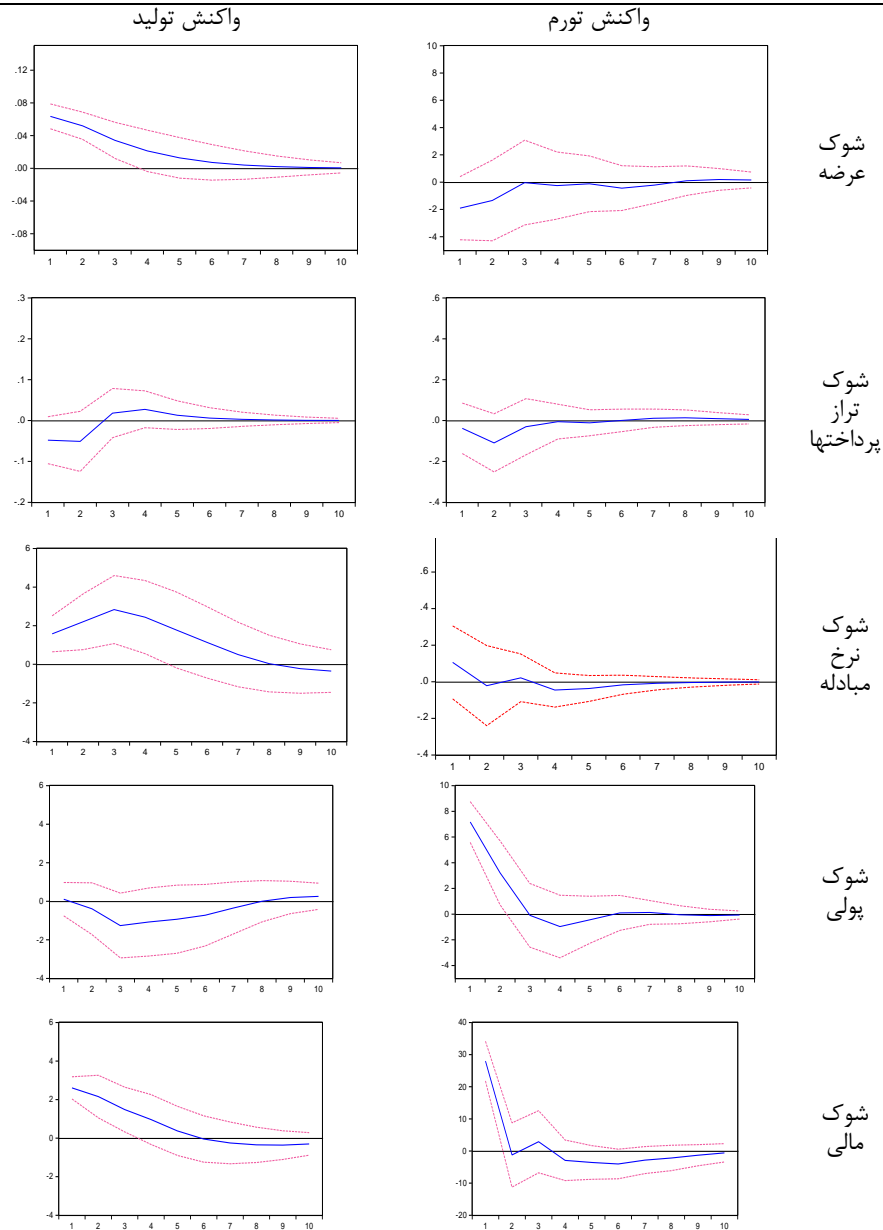
مقادیر حاصل از برآورد ضرایب $a_{43}(1)$ و $a_{53}(1)$ نیز بیانگر این واقعیت است که وقوع یک شوک مالی بر متغیرهای نرخ ارز و تورم، دارای آثار مثبت و تا حدودی یکسان خواهد بود که این نتیجه در خصوص ضرایب $a_{44}(1)$ و $a_{54}(1)$ که به ترتیب، بیانگر میزان تأثیرپذیری متغیرهای نرخ ارز و تورم نسبت به شوک تراز پرداخت‌ها هستند، نیز صدق می‌نماید. در نهایت، برآورد ضریب $a_{55}(1)$ به میزان $۵/۴۵۳$ ، نشان از تأثیرگذاری مثبت وقوع شوک پولی بر متغیر تورم دارد.

۶- توابع واکنش ضربه‌ای

پس از تخمین مدل VAR ساختاری، اقدام به تعیین اثر شوک‌های مثبت طرف تقاضا و طرف عرضه بر رشد تولید و تورم گردید. نمودار ۳ واکنش تورم و تولید را به هر یک از شوک‌های مورد بحث (شوکه‌های نرخ مبادله، عرضه، مالی، تراز پرداخت‌ها و پولی) ارائه نموده است. در این نمودار، ستون سمت چپ واکنش تولید را به هر یک از شوک‌های پنج‌گانه بیان می‌دارد. همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد، در واکنش به یک شوک وارده به عرضه کل اقتصاد، رشد تولید واکنش مثبت و معنی‌داری از خود نشان می‌دهد. اثر شوک مذکور بر رشد تولید تا چهار سال به صورت معنی‌دار حفظ خواهد شد. لذا یک شوک مثبت در عرضه کل اقتصاد، رشد تولید به مدت چهار سال را در پی خواهد داشت. مطابق نمودار ۳، در پاسخ به شوک وارده بر تراز پرداخت‌ها، تولید روند کاهشی از خود نشان خواهد داد که البته این شوک به لحاظ آماری معنی‌دار نشده است؛^۱ زیرا در صورت ایجاد شوک بر تراز پرداخت‌ها، نرخ ارز اسمی و متعاقب آن، نرخ ارز واقعی کشور دستخوش تغییر خواهد شد و می‌تواند تولید را تحت تأثیر قرار دهد. در پاسخ به شوک‌های نرخ مبادله نیز تولید با رشدی فزاینده روبرو خواهد گردید.

۱. در ادبیات مربوط به تحلیل شوک‌ها، معمولاً وجود رابطه‌ای پویا و بلندمدت مد نظر قرار می‌گیرد و معنی‌داری آماری توابع واکنش ضربه‌ای، در تحلیل‌ها وارد نمی‌شود. به عنوان مثال، مطالعه Garratt و همکاران (Garratt, A. et al. 2003) و همکاران (Adolfson, M. et al. 2007)، Chia، و همکاران (Chia, W. and Alba, J. 2006) و همکاران (Gali, J., and Monacelli, T. 2005).

نمودار ۳. توابع واکنش ضربه‌ای



علت این امر را می‌توان در افزایش قیمت کالاهای صادراتی و یا در کاهش قیمت کالاهای وارداتی دانست که این عوامل موجب تقویت انگیزه تولید داخلی خواهند گردید. همچنین در پاسخ به یک شوک مثبت پولی، تولید با رشدی منفی مواجه خواهد شد؛ که علت آن را می‌توان در جهت‌گیری نقدینگی از سرمایه‌گذاری‌های تولیدی به مصرف و یا سرمایه‌گذاری‌های غیر تولیدی همچون بازار املاک و مستغلات دانست. نکته مهم و در خور توجه این است که علی‌رغم انتقادات وارد بر سیاست‌های دولت، رشد تولید تا حد زیادی متأثر از مخارج دولت است. این اثر را می‌توان از طریق پیگیری مخارج یارانه‌ای دولت به تولیدکنندگان، سرمایه‌گذاری‌های زیربنایی و مخارج حمل و نقل توجیه نمود. مطابق نمودار، در پاسخ به شوک‌های مالی نیز تولید با رشدی مثبت و معنی‌دار توأم بوده‌است. بنابراین سیاست‌های طرف تقاضای اقتصاد اگر از طریق افزایش مخارج دولت اعمال شوند، با رشد مثبت و معنی‌دار تولید همراه خواهند بود.

از سوی دیگر، ستون سمت راست نمودار ۳، اثر شوک‌های ساختاری را بر تورم بیان می‌دارد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در دوره زمانی مورد بررسی در پاسخ به شوک‌های مثبت وارد بر عرضه کل اقتصاد، تولید افزایش و تورم کاهش یافته‌است. اگرچه این شوک‌ها به لحاظ آماری معنی‌دار نیستند اما وجود رابطه‌ای بلندمدت و منفی بین عرضه کل محصول و تورم در اقتصاد را نشان می‌دهند و بدین لحاظ نتایج حاصل از سایر مطالعات انجام گرفته در ایران را در خصوص رابطه مذکور تأیید می‌نمایند. همچنین در پاسخ به شوک تراز پرداخت‌ها، تورم روندی افزایشی به خود خواهد گرفت؛ که می‌تواند ناشی از سیستم نرخ ارز مدیریت شده ایران باشد. در صورت اعمال هر نوع شوک مثبت بر تراز پرداخت‌ها، نرخ ارز افزایش می‌یابد و این افزایش، به صورت رشد پایه پولی و در نهایت، به صورت افزایش حجم پول در اقتصاد نمایان می‌گردد که افزایش حجم پول نیز به نوبه خود دارای آثار تورمی بر کل اقتصاد خواهد بود. شوک‌های نرخ مبادله نیز اثری مشابه شوک‌های تراز پرداخت‌ها بر تورم خواهند داشت. هر شوک مثبت وارد بر نرخ مبادله که ناشی از افزایش قیمت کالاهای صادراتی و یا کاهش قیمت کالاهای وارداتی باشد، می‌تواند از طریق افزایش قدرت خرید در سطح ملی، تقاضای کل اقتصاد را افزایش دهد و در نهایت، به افزایش تورم در اقتصاد منجر گردد. همچنین مطابق نمودار، در واکنش به شوک‌های پولی، تورم به مدت سه سال روندی افزایشی خواهد داشت و لذا پاسخ تورم به شوک‌های پولی مثبت و معنی‌دار خواهد بود.

بر اساس مطلب مذکور، نتایج حاصل از مطالعات پیشین مبنی بر وابستگی تورم به سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران، تأیید می‌گردد. لذا هرگونه افزایش حجم پول در یک دوره از اقتصاد ایران، می‌تواند تا سه دوره متوالی متضمن ایجاد تورم باشد. همچنین باید توجه داشت که پاسخ تورم به شوک‌های مالی نیز بسیار حائز اهمیت است. نتایج تحقیق حاضر بیانگر این است که در اقتصاد ایران،

افزایش مخارج دولت موجبات افزایش تورم را به مدت دو سال فراهم می‌نماید؛ لذا یک شوک مثبت مالی به صورت همزمان، افزایش تولید و افزایش تورم را در پی خواهد داشت. در قسمت بعد و با استفاده از روش تجزیه واریانس، اثر سیاست‌ها و شوک‌های مؤثر در افزایش تولید و تورم در یک دوره ۱۰ ساله مورد بررسی قرار گرفته‌است.

۷- تجزیه واریانس عوامل مؤثر بر رشد تولید و تورم

نتایج حاصل از تخمین مدل VAR ساختاری، این امکان را فراهم می‌کند که تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی در خصوص تولید و تورم با توجه به شوک‌های ساختاری مورد بحث، قابل محاسبه گردد. در جدول ۳، نتایج تجزیه واریانس پیش‌بینی عوامل مؤثر بر رشد تولید در یک دوره ۱۰ ساله ارائه شده‌است. نتایج حاکی از آن است که در دوره اول، شوک‌های عرضه کل افزایش می‌یابد. همچنین از سال دوم به بعد فقط این شوک‌های عرضه کل و شوک‌های نرخ مبادله اند که اثری دائمی بر رشد تولید کشور دارند و می‌توانند در بلندمدت، به ترتیب بیش از ۸۱ و ۱۱ درصد تولید را ایجاد نمایند. لازم به ذکر است که در دوره مورد بررسی، اثر سایر شوک‌ها بر تولید در مقایسه با شوک‌های طرف عرضه ناچیز بوده، همچنین در این تحلیل، نقش دولت در افزایش تولید، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت، ناچیز است؛ به طوری که سیاست‌های دولت در یک افق ۱۰ ساله، تنها افزایش تولیدی معادل ۲/۳۶ درصد را در پی خواهد داشت.

به طریق مشابه، جدول ۴ نیز بیانگر تجزیه خطای پیش‌بینی تورم در یک دوره ۱۰ ساله است. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد، در سال اول بیش از ۷۲ درصد تورم، ناشی از شوک‌های پولی خواهد بود که این موضوع مؤید نقش برجسته سیاست‌های پولی در این دوره است. سایر سیاست‌های اقتصادی در مقایسه با سیاست‌های پولی، اثر بسیار اندکی بر جریان تورمی کشور دارد.

جدول ۳. نتایج تجزیه واریانس پیش‌بینی رشد تولید

دوره	انحراف استاندارد	عرضه کل	تراز پرداخت‌ها	نرخ مبادله	سیاست‌های پولی	سیاست‌های مالی
۱	۰/۲۸	۹۰/۰۰	۰/۰۰	۱۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۲	۰/۲۹	۸۷/۸۶	۰/۰۲	۱۰/۰۸	۰/۲۱	۱/۸۳
۳	۰/۳۰	۸۳/۵۲	۰/۱۸	۱۰/۸۴	۳/۶۱	۱/۸۵
۴	۰/۳۱	۸۲/۷۲	۰/۵۰	۱۰/۸۶	۳/۵۴	۲/۳۸
۵	۰/۳۱	۸۲/۲۰	۰/۴۹	۱۱/۰۳	۳/۹۰	۲/۳۶
۶	۰/۳۲	۸۱/۹۲	۰/۶۸	۱۱/۰۷	۳/۹۹	۲/۳۵
۷	۰/۳۲	۸۱/۹۰	۰/۶۸	۱۱/۰۹	۴/۰۰	۲/۳۴
۸	۰/۳۳	۸۱/۸۵	۰/۶۹	۱۱/۰۹	۴/۰۲	۲/۳۴
۹	۰/۳۳	۸۱/۸۳	۰/۶۹	۱۱/۱۰	۴/۰۴	۲/۳۶
۱۰	۰/۳۳	۸۱/۸۳	۰/۷۰	۱۱/۱۰	۴/۱۴	۲/۳۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۴. نتایج تجزیه واریانس پیش‌بینی تورم

دوره	انحراف استاندارد	عرضه کل	تراز پرداختها	نرخ مبادله	سیاست‌های پولی	سیاست‌های مالی
۱	۰/۱۷	۶/۵۹	۱۰/۰۲	۱/۷۳	۷۲/۶۷	۹/۹۶
۲	۰/۱۸	۶/۱۱	۱۰/۶۲	۳/۳۵	۷۱/۸۲	۱۰/۲۱
۳	۰/۱۸	۵/۷۱	۱۵/۸۵	۳/۴۲	۶۵/۶۱	۱۰/۴۰
۴	۰/۱۹	۵/۵۴	۱۵/۹۷	۳/۸۱	۶۴/۱۰	۱۰/۵۶
۵	۰/۲۰	۵/۴۶	۱۶/۲۸	۴/۲۶	۶۳/۴۲	۱۰/۵۶
۶	۰/۲۰	۵/۵۰	۱۶/۴۵	۴/۵۲	۶۲/۹۵	۱۰/۵۶
۷	۰/۲۳	۵/۵۴	۱۶/۴۵	۴/۵۲	۶۲/۹۲	۱۰/۵۷
۸	۰/۲۳	۵/۵۴	۱۶/۴۴	۴/۵۳	۶۲/۹۰	۱۰/۵۸
۹	۰/۲۳	۵/۵۵	۱۶/۴۳	۴/۵۳	۶۲/۸۹	۱۰/۵۸
۱۰	۰/۲۴	۵/۵۷	۱۶/۴۳	۴/۵۵	۶۱/۸۹	۱۰/۶۰

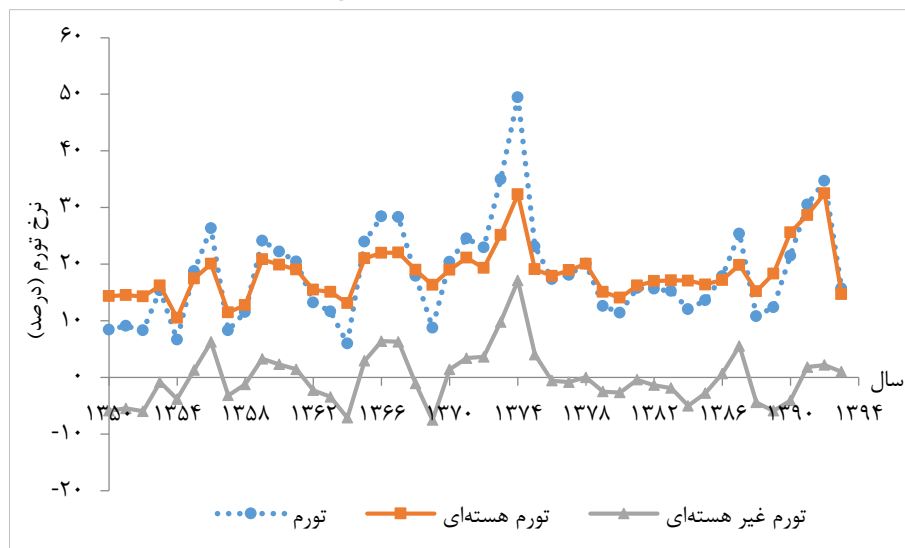
مأخذ: یافته‌های تحقیق

در این راستا، شوک‌های تراز پرداختها و شوک‌های مالی نیز اثر دائمی بر تورم دارند؛ به طوری که در بلندمدت، سیاست‌های پولی و مالی، به ترتیب بیش از ۶۱ و ۱۰ درصد تورم‌زایی در پی خواهند داشت.

۸- تورم هسته‌ای

در تحقیق حاضر، بر اساس روش پیشنهادی کواه و همکاران (Quah et al., 1995) با اعمال مجموعه‌ای از محدودیت‌ها بر مدل ساختاری، به منظور حذف آثار ناشی از طرف عرضه اقتصاد (شوک‌های نرخ مبادله و عرضه کل)، بردار رابطه بلندمدت تورم محاسبه گردید. پس از تخمین رابطه مذکور، تورم هسته‌ای شبیه‌سازی شد که صرفاً تحت تأثیر طرف تقاضای اقتصاد قرار دارد و اثر شوک‌های تراز پرداختها، شوک‌های مالی و پولی را بر تورم بیان می‌دارد. در نمودار ۴، تورم هسته‌ای ایران در دوره ۹۳-۱۳۵۰ ارائه شده است.

نمودار ۴. تورم هسته‌ای و غیر هسته‌ای در ایران در دوره ۹۳-۱۳۵۰



مأخذ: یافته‌های تحقیق

مطابق نمودار ۴، قسمت اعظم تورم موجود در ایران در دوره ۹۳-۱۳۵۰ ناشی از تقاضای اقتصاد و یا تورم هسته‌ای بوده و تورم غیر هسته‌ای تنها در برخی از سال‌ها همانند سال ۱۳۷۴، در ایجاد تورم نقش عمده‌ای داشته‌است. نتایج مذکور، اهمیت سیاست‌های طرف تقاضا را جهت ایجاد ثبات در اقتصاد بیان می‌دارد.

۹- نتیجه‌گیری و بحث

در مطالعه حاضر، با تکیه بر سری‌های زمانی و مدل پویای عرضه کل- تقاضای کل در شرایط تحرک غیر کامل سرمایه و نیز با بهره‌گیری از یک مدل VAR ساختاری، نوسانات تورم و محصول بر اساس مشخصه‌های آنها شامل شوک‌های نرخ مبادله، عرضه، تراز پرداخت‌ها و همچنین شوک‌های مالی و پولی تفکیک شد. نتایج مطالعه نشان داد که رشد تولید، بیشتر تحت تأثیر شوک‌های طرف عرضه قرار دارد. ارتقاء سطح تکنولوژی، آموزش نیروی انسانی، سرمایه‌گذاری‌های زیربنایی و نیز رفع محدودیت‌های قانونی، به‌طوری که باعث ایجاد تکانه‌ای مثبت در طرف عرضه اقتصاد شود، از طریق افزایش ظرفیت تولید، می‌توانند رشد تولید را در اقتصاد ملی موجب گردند.

از طرف دیگر، نقش سیاست‌های مالی دولت را نیز در این زمینه می‌باید یادآور شد. در این خصوص، نتایج مطالعه نشان داد که سیاست‌های مالی انبساطی موجب رشد تولید می‌شود. لازم به توضیح است که رشد تولید ناشی از افزایش مخارج دولت، از طریق یارانه‌ها و خدماتی که دولت در تولید کالاها و خدمات ارائه می‌نماید، ایجاد می‌گردد. سرمایه‌گذاری‌های زیربنایی و ساختاری دولت، احداث پروژه‌های آبی بزرگ، ارائه خدماتی مانند حمل و نقل و سایر تسهیلات دولتی در امر تولید، علی‌رغم افزایش مخارج دولت، به افزایش تولید نیز می‌انجامد.

همچنین، نتایج مطالعه بیانگر این واقعیت است که در اقتصاد ایران سیاست‌های پولی نسبتاً خنثی هستند و تنها به تورم موجود دامن می‌زنند؛ اما سیاست‌ها و شوک‌های طرف عرضه اقتصاد، کاهش تورم و تثبیت قیمت‌ها را در پی خواهد داشت. نتایج تجزیه واریانس پیش‌بینی نیز نشان داد که شوک‌های عرضه و شوک‌های پولی دارای آثار بلندمدت و ماندگار بر رشد تولید و تورم در اقتصاد ایران خواهد بود. مطالعه حاضر براساس سری‌های زمانی سالانه انجام گرفت. مطالعات مشابه در سایر کشورها اغلب با استفاده از داده‌های ماهانه و یا فصلی صورت می‌گیرد. متأسفانه در ایران امکان دسترسی به چنین داده‌هایی وجود ندارد و لذا احتمال دارد که عدم معنی‌داری آماری برخی از شوک‌ها، ناشی از ناکافی بودن تعداد مشاهدات باشد. بنابراین در صورت وجود اطلاعات ماهانه یا فصلی، بررسی سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران امکان‌پذیر خواهد بود.

نتایج حاصل از بررسی خصوصیات اقتصاد ایران در مطالعه حاضر، ترکیبی از سیاست‌های طرف عرضه و طرف تقاضای اقتصاد را جهت افزایش محصول و تثبیت قیمت‌ها مفید می‌داند. سیاست‌های پولی انبساطی، به تورم موجود در اقتصاد کشور دامن می‌زنند. سیاست‌های مالی انبساطی نیز علی‌رغم افزایش تولید، تورم را افزایش می‌دهد؛ به طوری که در یک بازه زمانی ۱۰ ساله، به افزایش ۲/۳۶ درصدی تولید و نیز افزایش ۱۰/۶۰ درصدی تورم منجر خواهد شد. لذا خصوصیت تورم‌زایی سیاست‌های مالی انبساطی، نسبت به رشد تولید ناشی از آنها بسیار شدیدتر خواهد بود. نتایج حاصل از شبیه‌سازی تورم هسته‌ای نیز مبین این واقعیت بود که تقریباً بخش عمده تورم موجود در اقتصاد ایران، ریشه در طرف تقاضای اقتصاد دارد.

از سوی دیگر، سیاست‌ها و شوک‌هایی که طرف عرضه اقتصاد را متأثر می‌سازند نیز رشد تولید و ثبات قیمت‌ها را در پی خواهد داشت. همچنین بر اساس نتایج تحقیق می‌توان دریافت که اثرگذاری سیاست‌های طرف عرضه بر رشد محصول و اثرگذاری سیاست پولی انقباضی در کاهش تورم، بارزتر است. لذا با توجه به اینکه اقتصاد ایران در سال‌های اخیر در وضعیت رکود تورمی قرار گرفته‌است، مجموعه‌ای از سیاست‌های انبساطی طرف عرضه به همراه سیاست‌های پولی و مالی انقباضی می‌تواند دستیابی به اهداف رشد تولید و ثبات قیمت‌ها را تضمین نماید.

منابع و مأخذ

- امیری، هادی و چشمی، علی. (۱۳۸۳). محاسبه‌ی هسته‌ی تورم در ایران. *جستارهای اقتصادی*. ۱: ۱۲۷-۱۵۸.
- حسینی‌نسب، ابراهیم و رضاقلی‌زاده، مهدیه. (۱۳۸۹). بررسی ریشه‌های مالی تورم در ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی. ۱: ۴۷-۷۰.
- دادگر، یدالله و صالحی رزوه، مسعود. (۱۳۸۳). کاربرد مدل "بارو" جهت ارزیابی رابطه‌ی بین تورم و رشد اقتصادی در ایران. فصلنامه پژوهش‌نامه بازرگانی. ۳۳: ۸۲-۵۵.
- دادگر، یدالله؛ کشاورزحداد، غلامرضا و تیاترج، علی. (۱۳۸۵). تبیین رابطه تورم و رشد اقتصادی در ایران. *جستارهای اقتصادی*. ۳(۵): ۵۹-۸۸.
- شکوهی، مریم و زیبایی، منصور. (۱۳۸۶). بررسی اثرات پویای شوک‌های ساختاری بر تولید و قیمت در بخش کشاورزی (کاربرد الگوی خود توضیح برداری ساختاری SVAR). مجموعه مقالات ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران. دانشگاه فردوسی مشهد.
- صمدی، علی حسین؛ حقیقت، علی و امین‌زاده، کاظم. (۱۳۸۵). تورم، بهره‌وری و شکست ساختاری؛ شواهد تجربی از اقتصاد ایران در دوره‌ی ۱۳۳۸-۱۳۸۰. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران. ۸(۲۷): ۶۵-۸۷.
- عباسی نژاد، حسین و تشکینی، احمد. (۱۳۸۳). آیا تورم در ایران یک پدیده‌ی پولی است؟ تحقیقات اقتصادی. ۶۷: ۲۱۲-۱۸۱.
- کرمی، هومن و بیات، سعید. (۱۳۹۲). ارزیابی و مقایسه روش‌های اندازه‌گیری تورم هسته در ایران. فصلنامه پژوهش‌های پولی و بانکی. ۶(۱۷): ۱۰۳-۸۳.
- گلمرادی، حسن و انجم‌شعاع، سجاد. (۱۳۹۴). اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت مخارج دولت و تورم بر رشد اقتصادی در ایران. فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی. ۳(۱۰): ۸۹-۱۰۸.
- نصر اصفهانی، رضا و یآوری، کاظم. (۱۳۸۲). عوامل اسمی و واقعی مؤثر بر تورم در ایران؛ رهیافت خودرگرسیون برداری. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران. ۱۶: ۶۹-۹۹.
- Adolfson, M.; Laseen, S.; Linde, J. and Villani, M. (2008). Evaluating an Estimated New Keynesian Small Open Economy Model. *Journal of Economic Dynamics & Control*, Vol. 32 (8), 2690-2721.
- Attari, M. and Javeb, A. (2013). Inflation, economic growth and government expenditure of Pakistan. *Prodica Economics and Finance*. 5: 58-67.
- Barro, R. J. (2013). Inflation and Economic Growth. *Annalsof Economics and Finance*, 14: 85-98.

- Chia, W. and Alba, J. (2006). Terms-of-Trade Shocks and Exchange Rate Regimes in a Small Open Economy. *The Economic Record*, 82: 41-53.
- Dibooglu, S. and Kibritcioglu A. (2004). Inflation, Output Growth, and Stabilization in Turkey; 1980-2002. *Journal of Economics and Business*, 56: 43-61.
- Enders, W. (2004). Applied Econometric Time Series. Wiley Series in Probability and Statistics.
- Gali, J., Monacelli, T. (2005). Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy. *Review of Economic Studies*, 72: 707-734.
- Garratt, A.; Lee, K.; Pesaran, M. H. and Shin, Y. (2003). A long Run Structural Macroeconometric Model of the UK. *The Economic Journal*, 113: 412-455.
- Grier, K. B., & Perry, M. J. (2000). The Effect of Real and Nominal Uncertainty on Inflation and Output Growth: Some GARCH-M Evidence. *Journal Of Applied Econometrics*, 15: 45-58.
- Hall, J., & Jaaskela, J. P. (2011). Inflation Volatility and Forecast Accuracy. *Australian Economic Review*, 44(4): 404-417.
- Iscan, T., & Osberg, L. (1998). The Link between Inflation and Output Variability in Canada. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 30: 261-272.
- Nas, T., & Perry, M. J. (2001). Turkish Inflation and Real Output Growth; 1963-2000. *Russian and East European Finance and Trade*, 37: 31-46.
- Park, Y. C. (1996). The Level and Variability of Inflation, Output Growth and Money: Cross-Section Empirical Analysis. A Dissertation Presented to the Faculty of Graduate School, University of Missouri- Columbia.
- Quah, D. and Vahey, S. P. (1995). Measuring Core Inflation. *Economic Journal*, 105(432): 1130-44.
- Seddighi, H. R.; Lawler, K. A. and Katos, A. V. (2000). Econometrics, A Practical Approach. First Published by Routledge.
- Wehinger, G. D. (2000). Causes of Inflation in Europe, the United States and Japan: Some Lessons for Maintaining Price Stability in the EMU from a Structural VAR Approach. *Empirica*, 27(1): 83-107.