فصلنامه علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال نهم، شماره‌ی ۳۴، تابستان ۱۳۹۹
صفحات: ۲۱۵-۲۴۹
DOI: 10.22084/aes.2020.19346.2891

(مقاله پژوهشی)

ارزیابی اثر بی‌ثباتی پول بر تولید و تورم در ادوار تجاری اقتصاد ایران*

مصطفی عبداله‌زاده[۱]
هاشم زارع[۲*]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۳/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۲/۱۳

چکیده

بی‌ثباتی پولی و بررسی تأثیرات آن بر سایر شاخص‌های کلان اقتصادی دارای اهمیت بسزایی در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی در هر کشوری است. در مطالعه حاضر تلاش شده است به ارزیابی اثر بی‌ثباتی پولی بر نوسانات تولید ناخالص داخلی و تورم در اقتصاد ایران در چارچوب نظریه فریدمن، در دوره‌های رکود و رونق اقتصادی در قالب یک سیستم معادلات پویا پرداخته شود. دوره موردبررسی برای داده‌های فصلی اقتصاد ایران از فصل اول ۱۳۷۰ تا فصل چهارم ۱۳۹۶ در نظر گرفته شده است. نتایج تحقیق حاضر نشان می‌دهد که در هر دو دوره رکود و رونق، انبساط پولی در اقتصاد ایران بیش از آنکه تولید را تحت تأثیر قرار دهد، تورم ایجاد کرده است. با توجه به شناسایی ارتباط ساختار تکنولوژی به‌عنوان یک پارامتر مهم در فرآیند تولید که در ایجاد ادوار تجاری نقش پررنگی را ایفا می‌کند، نتیجه جالب‌توجه آن بود که تکانه تکنولوژی منجر به افزایش تورم در اقتصاد ایران شده است. در نهایت مشخص شد که فرضیه فریدمن در دوره رونق اقتصادی ایران با توجه به الگوی به‌کار گرفته شده در این تحقیق نمی‌تواند موردپذیرش قرار گیرد.

کلید واژه‌ها: بی‌ثباتی پولی فریدمن، سیاست پولی، تورم، تولید ناخالص داخلی، ادوار تجاری.

طبقه بندی JEL: C53, E12, E32, E41, E51, E52.

۱. کارشناس ارشد، اقتصاد، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران **Email:** m.abdollahzade1991ca@gmail.com
۲. استادیار گروه اقتصاد، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران (نویسنده مسئول) **Email:** Hashem.zare@gmail.com

* این مقاله مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی ارشد نویسنده اول مقاله می‌باشد.

۱. مقدمه

سیاست‌های پولی همواره از اهمیت ویژه‌ای بر متغیرهای اصلی اقتصاد کلان برخوردار بوده‌اند. چگونگی تنظیم سیاست‌های پولی و استفاده از ابزارهای پولی، به یقین بر سطح تولید و تورم که هر دو از معیارهای اصلی ارزیابی یک اقتصاد شناخته می‌شوند، مؤثر خواهد بود. فرضیه دوگانگی کلاسیک‌ها قبل از بحران بزرگ ۱۹۲۹ هیچ تعاملی میان متغیرهای حقیقی ازجمله سطوح تولید و تورم و متغیرهای اسمی در کوتاه‌مدت و بلندمدت قائل نبود، اما امروزه کمتر اقتصاددانی را می‌توان پیدا نمود که معتقد باشد تغییرات در قیمت‌ها و حجم پول یا به‌طورکلی تکانه‌های اسمی، رفتار متغیرهای حقیقی مانند تولید، مصرف و اشتغال را در کوتاه‌مدت تحت تأثیر قرار نمی‌دهند. سیمپسون[1] (۱۹۸۱) بیان می‌دارد که سیاست پولی می‌تواند با متأثر کردن عوامل تولید (نیروی کار، سرمایه و تکنولوژی)، میزان تولید و اشتغال را تحت تأثیر قرار دهد. وی معتقد است که با فرض پول به‌عنوان یک نوع دارایی، تورم ناشی از سیاست پولی نیز با افزایش تورم انتظاری و نرخ بهره، منجر به تعدیل در سبد دارایی‌های خانوار شده است. بنابراین با جانشین قرار دادن سرمایه حقیقی به‌جای پول، تولید به‌واسطه جذب منابع افزایش می‌یابد. در حقیقت بسیاری از محققان سهم بزرگی از نوسانات تجاری را به تکانه‌های پولی نسبت می‌دهند. نظر آنان بر این است که انبساط پولی محرک فعالیت‌های حقیقی اقتصادی خواهد بود و برعکس یک سیاست پولی انقباضی منجر به رکود می‌شود. به لحاظ نظری برخی از مکاتب اقتصادی نظیر مکتب ادوار تجاری حقیقی[2] اعتقاد دارند که حجم پول حتی در کوتاه‌مدت هم تأثیری بر متغیرهای حقیقی ندارد و ازاین‌رو مکانیزم انتقال سیاست پولی محدود و فاقد ارزش مطالعاتی است. درحالی‌که سایر مکاتب نظیر کینزین‌ها[3]، پولیون[4]، نئوکینزین‌ها[5]، نئوکلاسیک‌ها[6] و ... به آثار کوتاه‌مدت تکانه‌های پولی اعتقاد دارند که البته منبع آن می‌تواند متفاوت باشد (برنانکه و گرتلر[7]، ۱۹۹۵). بنابراین تدوین یک استراتژی پولی متناسب با فضای اقتصادی در کشورهایی نظیر ایران که در معرض تکانه‌های مختلفی قرار دارند، از اهمیت بالایی برخوردار است. کاربرد سیاست‌های پولی برای ایجاد ثبات در سطوح کلان اقتصادی در کشورهای درحال‌توسعه مثل ایران با چالش‌های متعددی مواجه است که در ادبیات مربوط به سیاست پولی در کشورهای صنعتی تحلیل نشده است. یکی از این چالش‌ها به این موضوع برمی‌گردد که در اقتصاد ایران به‌دلیل قوانین مبتنی بر بانکداری بدون ربا از ابزارهای رایج سیاست پولی نظیر نرخ بهره و عملیات بازار باز به‌طور گسترده استفاده نمی‌شود. بااین‌حال، ازآنجاکه بانک مرکزی دارای همان وظایف

1. Simpson
2. Real Business Cycle School
3. Keynesian
4. Monetarists
5. New Keynesian
6. Neoclassical
7. Bernanke and Gertler

سنتی بانک‌های مبتنی بر بهره است، می‌بایست برای انجام وظایف خود از ابزارهای پولی دیگری استفاده نماید که با ساختار اقتصادی آن مطابقت داشته باشد. هدایت سیاست پولی در ایران و اکثر کشورهای درحال‌توسعه، به‌جای نرخ بهره عمدتاً بر عرضه و تقاضای پول و پایه پولی متمرکز است (عبدالملکی و همکاران، ۱۳۹۶). در نتیجه ارزیابی تکانه‌های پولی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد می‌تواند علاوه بر تصدیق حساسیت تصمیم مقامات پولی، به ارائه راهکارهای مناسب و استفاده بهینه از ابزارهای پولی نیز منجر شود.

در این مقاله سعی شده است تا با استفاده از یک الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری SVAR و داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۷۰، تأثیر تکانه‌های اجزای پولی و تکنولوژی بر تولید ناخالص داخلی و تورم در چارچوب فرضیه بی‌ثباتی پولی فریدمن اندازه‌گیری و تحلیل شود. سپس تأیید یا رد فرضیه فریدمن در ادوار تجاری اقتصاد ایران بررسی و در نهایت استراتژی مواجهه با آن نیز پیشنهاد خواهد شد.

در ادامه در بخش دوم به مبانی نظری و پیشینه تحقیق پرداخته می‌شود، بخش سوم به معرفی مدل تحقیق تخصیص یافته است، بخش چهارم برآورد الگو، مقایسه و تحلیل و در بخش پنجم نتیجه‌گیری انجام شده است. در بخش ششم به ارائه راهکار پرداخته شده است.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

تغییر در حجم پول به‌عنوان یک ابزار میانی برای بانک مرکزی به شمار می‌رود و موفقیت آن منوط به محکم بودن حلقه اتصالی موجود تا سطح تولید در اقتصاد است، اما براساس نظریه‌های مطروحه و همچنین تحلیل‌های به‌عمل‌آمده از صحت این نظریه‌ها، اثرگذاری این ابزار میانی در بلندمدت به سمت صفر شدن گرایش دارد، بنابراین مشخص می‌شود که تغییر در حجم پول تأثیر چندانی بر تولید نداشته و تنها سطح قیمت‌ها را متأثر می‌سازد (حنطه و همکاران، ۱۳۹۷). در طول بحران جهانی که از سال ۲۰۰۷ آغاز شد، بسیاری از بانک‌های مرکزی با به‌کارگیری ابزارهای سیاست پولی سعی داشتند که تورم را مهار نمایند، تولید را افزایش دهند و در بازارهای مالی ثبات حاکم کنند. این در حالی است که سیاست پولی در ثبات و کاهش بحران بازارهای مالی تا حد زیادی موفقیت‌آمیز بود، اما کاهش تورم و افزایش تولید درنتیجه به‌کارگیری سیاست پولی حتی در بسیاری از اقتصادهای پیشرفته مطابق با انتظار نبود (جانسن[1] و همکاران، ۲۰۱۶). بااین‌وجود تدوین سیاست پولی در دستیابی به اهداف کلان اقتصادی مانند رشد تولید و کنترل تورم همواره از موضوعات بحث‌برانگیز در ادبیات تخصصی اقتصاد بوده است.

1. Jannsen

با این توافق عمومی که تکانه‌های پولی دلیل تغییرات دائمی در بخش حقیقی اقتصاد نیست، در مورد اثرات کوتاه‌مدت تکانه‌های پولی اختلاف‌نظرهایی وجود دارد؛ درحالی‌که اقتصاددانان کلاسیک به خنثی بودن پول معتقد بودند، کینزین‌ها بر این باور هستند که با اعمال سیاست‌های پولی انبساطی، وجوه قابل وام دادن بانک‌ها افزایش و در نتیجه نرخ بهره کاهش می‌یابد. در این شرایط، مخارج سرمایه‌گذاری و سایر مصارف وابسته به نرخ بهره، افزایش خواهد یافت که این امر به تحریک تولید منجر می‌شود (اسنودان و وین[1]،۲۰۰۵). در این تحلیل‌ها کلیت پول موردبحث است و تفکیکی بین کانال‌های افزایش پول، یعنی پایه پولی و ضریب فزاینده پول وجود ندارد. با اینکه تغییرات هر یک از این دو، در نهایت باعث افزایش حجم پول در جامعه می‌شود، اما با توجه به مکانیسم‌های انتقال این دو کانال، آثار اقتصادی آن‌ها می‌تواند با یکدیگر متفاوت باشد. اهمیت پایه پولی در مباحث سیاستی در مطالعات فریدمن[2](۱۹۸۴) و مک کالوم[3](۱۹۸۸) با بیان این‌که پایه پولی باید هسته اصلی سیاست پولی باشد، برجسته شده است. این نتیجه مبتنی بر این ایده است که پایه پولی مفیدترین آماره برای خلاصه‌سازی آثار تمتک اقدامات در حوزه سیاست پولی است. با تغییر و تحولات فناوری و اثرگذاری آن بر شرایط بانکداری، به‌تدریج دیگر تجمیع‌های پولی مانند حجم پول و نقدینگی در مطالعات تجربی مطرح شد (هاندا[4]، ۲۰۰۹). در اقتصاد ایالات‌متحده در دوره زمانی ۱۸۷۵ تا ۱۹۶۳ براساس فرضیه فریدمن، سهم تکانه‌های وارد شده به پایه پولی ۲۸ درصد، تکانه‌های وارد شده به ضریب فزاینده پول ۲ درصد و تکانه‌های تقاضای پول در سطح (M2) کمتر از ۱ درصد نوسانات تولید در این کشور را توضیح داده‌اند (هنریکسون، ۲۰۱۷). بسیاری از محققان سهم بزرگی از نوسانات تجاری را به تکانه‌های پولی نسبت می‌دهند. نظر آنان بر این است که انبساط پولی محرک فعالیت‌های حقیقی اقتصادی خواهد بود و برعکس یک سیاست پولی انقباضی منجر به رکود خواهد شد. نتایج تحقیقات انجام شده نیز حاکی از آن است که اثرات تکانه‌های پولی انبساطی در دوران رکود و رونق اقتصادی متفاوت بوده است، بنابراین استخراج ادوار تجاری از دوره زمانی موردبررسی به‌منظور دستیابی به یک استراتژی در برخورد با ادوار اقتصادی لازم به نظر می‌رسد. در دوران رونق، با توجه به افزایش فعالیت‌های تولیدی، اطلاعات بیشتری نیز در اختیار مردم قرار می‌گیرد، در نتیجه مردم نسبت به تکانه‌ها حساس‌تر می‌شوند. در دوران رکود مردم محتاط‌تر هستند و به‌کندی به تکانه‌ها واکنش نشان می‌دهند (وانیووربرگ و والد کمپ[5]، ۲۰۰۶). باور به تأثیر سیاست‌های پولی انبساطی بر رشد اقتصادی با بروز بحران‌های مالی در اقتصاد مورد تردید قرار گرفته است. اما در رویکرد کینزین‌های جدید با توجه به وجود چسبندگی‌های اسمی در قیمت‌ها و دستمزدها

1. Snowdon and Vane
2. Friedman
3. McCallum
4. Handa
5. Vannieuwerburgh and Veldkamp

این امکان وجود دارد که تکانه‌های پولی بر سطح تولید اثرگذار باشند و همزمان با تکانه‌های پولی انقباضی و عدم تعدیل در دستمزدها و قیمت‌ها شاهد کاهش در تولید باشیم به‌طوری‌که تکانه‌های پولی منفی تأثیر بیشتری بر تولید نسبت به تکانه‌های مثبت داشته باشند. بنابراین می‌توان بیان کرد که تولیدکنندگان در مقابل سیاست‌های پولی مثبت که منجر به افزایش در سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود به‌سرعت قیمت‌های خود را تعدیل می‌کنند ولی در مقابل سیاست‌های پولی انقباضی و تغییرات منفی تقاضای کل، که منجر به کاهش سطح قیمت‌ها می‌شود، قیمت محصولات خود را کاهش نمی‌دهند (یوسفی، ۱۳۸۶). استفاده از تکنولوژی نیز به‌عنوان یکی از متغیرهای مهم این مطالعه و نقش اساسی آن در فرآیند تولید، با توجه به ساختارش که در جدول (۱) تشریح شده است، در اقتصاد کلیه کشورها هفت اثر مهم و مشترک را در پی دارد، ازجمله: ۱- کاهش استفاده از نیروی کار در فرآیند تولید، ۲- افزایش کیفیت تولید، ۳- افزایش انعطاف‌پذیری تولید، ۴- کاهش نیاز به فضا با توجه به حذف مراحل انسان‌محور، ۵- صرفه‌جویی در مصرف انرژی، ۶- افزایش خاصیت تطابق‌پذیری با تغییر در فرآیند تولید و پاسخ به درخواست‌های جدید و ۷- افزایش مزیت‌های رقابتی. (داتا و کریستوفرسن، ۲۰۰۴). در ادامه با استفاده از نتایج برآوردها، ساختار تکنولوژی در اقتصاد ایران شناسایی‌شده و دلیل اثر بحث‌برانگیز تکانه تکنولوژی بر نرخ رشد تورم به‌وضوح روشن خواهد شد.

جدول ۱: ساختارهای تکنولوژی

ردیف	ساختار تکنولوژی	توضیحات
۱	تغییر تکنولوژی خالص[1](خنثی)	با توجه به این مؤلفه، تکنولوژی تولید تنها موجب تغییر و جابه‌جایی منحنی هزینه متوسط به سمت بالا و پایین می‌شود و در این حالت، سطح تولید و هر یک از عوامل تولید، مستقل از اثرات تکنولوژی است.
۲	تغییر تکنولوژی غیر خنثی[2]	با توجه به این مؤلفه، تغییر در تکنولوژی تولید موجب تغییر در میزان به‌کارگیری هر یک از عوامل تولید (انحراف از تکنولوژی)، جابه‌جایی منحنی هزینه متوسط به سمت بالا و پایین و تغییر در شیب منحنی هزینه متوسط می‌شود.
۳	تغییر تکنولوژی ناشی از گسترش مقیاس[3]	با توجه به این مؤلفه، تغییر در تکنولوژی تولید، موجب تغییر در ظرفیت و مقیاس تولید بنگاه می‌شود و در این حالت، موجب جابه‌جایی منحنی هزینه متوسط به سمت راست و چپ می‌شود.

منبع: داتا و کریستوفرسن[4]، ۲۰۰۴

1. Pure Technological Change
2. Non-Neutral Technological Change
3. Technological Change Caused by Scale Expansion
4. Datta & Christoffersen

۲-۲. پیشینه پژوهش

واک و آدجورلولو[1] (۲۰۱۹) در پژوهشی با عنوان بازی سیاست پولی، تورم و رشد اقتصادی در کشور غنا، با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده (ARDL) و داده‌های سری زمانی سال‌های ۲۰۱۷-۱۹۸۲ به این نتیجه رسیدند که تورم اثر منفی بر رشد اقتصادی و تولید در این کشور داشته است. این در حالی است که اگر استفاده از ابزار نرخ بهره جهت اجرای سیاست پولی، یکی از عوامل پدیدآورنده تورم باشد؛ تأثیر تورم که ماهیتاً در بلندمدت بر رشد اقتصادی خنثی است، مؤثر واقع شده و در بلندمدت اثر منفی خود را نمایان خواهد کرد. کلینک و تانک[2] (۲۰۱۹)، به بررسی تأثیرات نامتقارن سیاست پولی بر فعالیت‌های اقتصادی در کشور ترکیه با استفاده از روش رگرسیون ظاهراً غیر مرتبط[3] (SUR) و داده‌های آماری سال‌های ۲۰۱۷-۲۰۰۶ پرداختند و به این نتیجه رسیدند که واکنش فعالیت‌های اقتصـادی در پاسخ به اجـرای سیاست‌های پولی در حالت‌های زیر برجسته‌تر شده است: ۱) در دوران رکود اقتصادی، ۲) همزمانی اجرای تکانه‌های سیاست پولی در شرایط رونق اقتصادی و رشد ضعیف اعتبارات، ۳) هنگام رشد قوی اعتبارات. آگبید[4] (۲۰۱۶)، اثر سیاست‌های پولی بر بهره‌برداری از ظرفیت‌های تولیدی در کشور نیجریه را موردبررسی قرار داد. در این پژوهش از داده‌های آماری سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۸۰ و الگوی تصحیح خطا[5] (ECM) استفاده شد. نتایج نشان داد، سیاست‌های انبساطی در تسهیلات بانکی در کوتاه‌مدت، بخش سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی را بهبود می‌بخشد و همچنین پرداخت بدهی دولت از طریق انتشار پول، درصورتی‌که متناسب با رشد اقتصاد و متوسط تولید انجام شود، تأثیر مثبت و قابل‌ملاحظه‌ای بر عملکرد بخش تولید در این کشور داشته است. بلونیا و ایرلند[6] (۲۰۱۶)، در بررسی رابطه بین پول و تولید در بازبینی چارچوب کار فریدمن و شوارتز (۱۹۶۳)، با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۶۷ و الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) به این نتیجه رسیدند که زمان وقوع کاهش موجودی پول تقریباً با کاهش قیمت‌ها به‌صورت متوالی، اتفاق می‌افتد، اما کاهش تولید با وقفه پس از این دو ظاهر می‌شود. تکانه سیاست پولی که با کاهش مداوم سطح تولید همراه بوده است، به افزایش سطح قیمت‌ها می‌انجامد. چی[7] (۲۰۱۴)، با استفاده از روش میانگین متحرک خودرگرسیون انباشته[8] (ARIMA) و داده‌های فصلی ۲۰۱۲-۱۹۹۹ به بررسی اثر سیاست پولی بر سطح قیمت‌ها در اقتصاد چین پرداخت و بیان کرد که تغییرات بسیار کوچک در

1. Wauk & Adjorlolo
2. Kilinc & Tunc
3. Seemingly Unrelated Regressions
4. Ogbeide
5. Error Correction Model
6. Belongia & Ireland
7. Chi
8. Autoregressive Integrated Moving Average

عرضه پول با توجه به مکانیسم‌های قوی انتقال و ظرفیت‌های بالای اقتصاد، تأثیرات قابل‌توجهی را از خود بر جای گذاشته است. اعمال سیاست‌های پولی درصورتی‌که از وقفه‌های ساختاری چشم‌پوشی شود و زمان اجرای این سیاست‌ها مناسب نباشد، کاملاً خنثی می‌شود. در سال ۲۰۰۵ ایبراهیم و امین[1] با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۹۹۹-۱۹۷۸ و یک الگوی خودرگرسیون برداری (VAR)، به بررسی ارتباط بین نرخ ارز، سیاست‌های پولی و تولید در کشور مالزی پرداختند. نتایج پژوهش آنان حاکی از آن بود که تولید حقیقی در اثر سیاست‌های پولی انقباضی از کانال افزایش نرخ بهره بانک‌ها، کاهش چشمگیری داشته است، نقش تولیدات صنعتی در ایجاد ادوار تجاری بسیار قابل‌ملاحظه‌تر از سایر تولیدات نظیر کشاورزی و خدمات در اقتصاد مالزی بوده است.

شهبازی و همکاران (۱۳۹۷)، اثرات نامتقارن تکانه‌های پولی بر تولید ناخالص داخلی طی ادوار تجاری با تأکید بر اعتبارات بانکی را با استفاده از مدل چرخشی مارکوف و داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۶۹ موردبررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که پول در بلندمدت خنثی است. تکانه‌های مثبت، با و بدون کانال اعتباری، تأثیر مثبت و تکانه‌های منفی، با و بدون کانال اعتباری، تأثیر منفی هم در دوره رکود و هم در دوره رونق اقتصادی دارد. عبدالملکی و همکاران (۱۳۹۶) با آزمودن فرضیه بی‌ثباتی پول فریدمن در اقتصاد ایران با استفاده از الگوی بسط‌یافته VARMA, GARCH[2] و در چارچوب آزمون علیت گرنجر طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۶۷ با تأیید صحت نظریه فریدمن از بی‌ثباتی رشد پول به نوسانات سرعت گردش پول اظهار داشتند که پژوهش‌های انجام شده به دلیل آنکه نوسانات را به‌صورت پیش‌بینی‌شده و پیش‌بینی‌نشده در نظر نمی‌گیرد، اطلاعات ارزشمندی را از دست داده و قابل‌اعتماد نیست. زارع و متوسلی (۱۳۹۴)، با بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر شکاف تولیدی با دیدگاه نئوکینزی با استفاده از یک الگوی ساختاری خودهمبسته برداری طی سال‌های ۱۳۷۲ تا ۱۳۹۱ در اقتصاد ایران اظهار داشتند شکاف تولیدی بیشترین حساسیت را به تکانه نرخ رشد پایه پولی نشان داده است و بنابراین اعمال سیاست‌های پولی می‌بایست با تأمل بیشتری صورت پذیرد، همچنین تکانه مثبت نرخ رشد پایه‌پولی در کوتاه‌مدت باعث افزایش شکاف تولیدی شده است، بنابراین این تکانه در بلندمدت افزایش قیمت‌ها را در پی داشته است. خداپرست شیرازی (۱۳۹۴)، با اندازه‌گیری اثرات تکانه سیاست پولی در ایران با استفاده از رویکرد خودرگرسیون برداری عامل تعمیم‌یافته[3] (FAVAR) و داده‌های فصلی سری زمانی ۱۳۹۱-۱۳۶۹، بیان کرد که در اقتصاد ایران به جهت قانون بانکداری بدون ربا، نرخ بهره به‌عنوان ابزار کنترل حجم پول بانک مرکزی کاربردی ندارد و نمی‌توان بخش حقیقی اقتصاد را با اجرای سیاست‌های پولی انبساطی مداوم، نجات داد. شریفی رنانی (۱۳۹۱)، با استفاده از

1. Ibrahim & Amin
2. GARCH in Mean Model
3. Factor-augmented Vector Autoregressive

داده‌های آماری سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۶۸ و روش تصحیح خطای برداری[1] (VEC) به بررسی اثر سیاست‌های پولی بر تولید ناخالص داخلی و تورم از طریق شاخص قیمت مسکن در ایران پرداخت. نتایج نشان دادند که تکانه‌های پولی مثبت در کوتاه‌مدت اثر اندکی بر تولید و سطح عمومی قیمت‌ها دارند و در میان‌مدت باعث کاهش بیشتر تولید نسبت به قیمت‌ها می‌شوند. خلیلی عراقی و گودرزی (۱۳۹۱)، اثرات نامتقارن سیاست پولی و نوسانات اقتصادی در اقتصاد ایران را با استفاده از داده‌های آماری طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۵۰ و روش تصحیح خطا (ECM)، موردبررسی قرار دادند و تصریح کردند که عدم‌تقارن تکانه‌های مثبت و منفی پولی دلالت بر آن دارد که تکانه‌های منفی اثرات به‌مراتب بیشتری بر کاهش رشد اقتصادی نسبت به تکانه‌های مثبت دارد. در تمامی تصریحات تکانه‌های مثبت پولی (براساس ضریب) اثر منفی بر رشد تولید داشته است. منجذب (۱۳۸۵)، با ارائه تحلیلی بر گسترش اثربخشی حجم پول بر تولید و تورم در اقتصاد ایران با استفاده از یک مدل مرجع کینزی غیرخطی و داده‌های سال‌های ۱۳۷۴-۱۳۴۹ به این نتیجه رسید که پول و گسترش آن در کوتاه‌مدت بر تولید واقعی تأثیر دارد ولی این متغیر در میان‌مدت و بلندمدت تأثیر خود را از دست می‌دهد، تغییر حجم پول تأثیر متناسب و یک‌به‌یک بر سطح قیمت‌ها ندارد و با تأخیر بر آن تأثیر می‌گذارد. عمادزاده و همکاران (۱۳۸۴)، در بررسی عوامل پولی و غیر پولی مؤثر بر تورم ایران، با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۳۸ و یک سیستم معادلات همزمان اظهار داشتند تورم در ایران صرفاً یک پدیده پولی و یا ناشی از عدم تعادل ساده و زودگذر بین عرضه و تقاضا نیست، بلکه یک پدیده بنیادی است که ریشه در عدم تعادل‌های اساسی در نظام اقتصادی و اجرای آن دارد. تأثیرات نامتقارن تکانه‌های اسمی پولی بر تولید توسط جلالی نائینی و نظیفی (۱۳۸۰) با استفاده از داده‌های آماری سال‌های ۱۳۷۸-۱۳۳۸ و روش رگرسیون ظاهراً غیر مرتبط (SUR) موردبررسی قرار گرفت و براساس یافته‌های این مطالعه این فرضیه که تکانه‌های مثبت و منفی دارای تأثیرات برابر ولی متضاد بر تولید و نرخ رشد اقتصادی هستند، رد شد.

۳. مدل‌سازی برای اقتصاد ایران

پژوهش حاضر با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۶ انجام شده است. آمار مربوط به پایه پولی، ضریب فزاینده پول، تقاضای پول در سطح (M2)، سطوح تورم و تولید از داده‌های فصلی بانک مرکزی ایران و آمار مربوط به نیروی کار و موجودی سرمایه واقعی، برای برآورد ضریب تکنولوژی طی دوره موردبررسی از داده‌های سالانه مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده‌اند. در این پژوهش برای

1. Vector error correction

دستیابی به تأثیر تکانه‌های اجزای پولی و تکنولوژی بر تولید و تورم از الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) استفاده شده است.

$$\begin{bmatrix} MB\ rate \\ MM\ rate \\ M2\ rate \\ A\ rate \\ \boldsymbol{lY} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ C_{21} & C_{22} & C_{23} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & C_{35} \\ 0 & 0 & 0 & C_{44} & 0 \\ C_{51} & C_{52} & C_{53} & C_{54} & C_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon^{mb} \\ \varepsilon^{mm} \\ \varepsilon^{m2} \\ \varepsilon^{a} \\ \varepsilon^{y} \end{bmatrix} \quad (۱)$$

$$\begin{bmatrix} MB\ rate \\ MM\ rate \\ M2\ rate \\ A\ rate \\ \boldsymbol{INF\ rate} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ C_{21} & C_{22} & C_{23} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & C_{35} \\ 0 & 0 & 0 & C_{44} & 0 \\ C_{51} & C_{52} & C_{53} & C_{54} & C_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon^{mb} \\ \varepsilon^{mm} \\ \varepsilon^{m2} \\ \varepsilon^{a} \\ \varepsilon^{inf} \end{bmatrix} \quad (۲)$$

$$\begin{bmatrix} MB\ rate \\ MM\ rate \\ M2\ rate \\ A\ rate \\ INF\ rate \\ \boldsymbol{lY} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ C_{21} & C_{22} & C_{23} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & C_{36} \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ C_{51} & C_{52} & C_{53} & C_{54} & 1 & C_{56} \\ C_{61} & C_{62} & C_{63} & C_{64} & C_{65} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \boldsymbol{\varepsilon^{mb}} \\ \boldsymbol{\varepsilon^{mm}} \\ \boldsymbol{\varepsilon^{m2}} \\ \boldsymbol{\varepsilon^{a}} \\ \boldsymbol{\varepsilon^{inf}} \\ \boldsymbol{\varepsilon^{y}} \end{bmatrix} \quad (۳)$$

در ماتریس (۱)، آثار تکانه متغیرهای نرخ رشد پایه پولی (MBrate)، نرخ رشد ضریب فزاینده پول (MMrate)، نرخ رشد تقاضای پول (M2rate)، نرخ رشد تکنولوژی (Arate) بر لگاریتم تولید ناخالص داخلی (LY) ارزیابی شده است. در ماتریس (۲)، آثار متغیرهای مذکور بر نرخ رشد تورم (INFrate) و در ماتریس (۳)، آثار همه متغیرها ازجمله نرخ رشد تورم بر تولید ناخالص داخلی به‌منظور شناسایی اثر تورم بر سطح تولید ارزیابی شده است. متغیرهای تولید ناخالص داخلی و تورم هرکدام در الگوهای جداگانه، متغیرهای وابسته در نظر گرفته شده‌اند (ماتریس‌های ۱ و ۲). اما برای دستیابی به اثر تکانه تورم بر تولید ناخالص داخلی در ماتریس (۳)، با در نظر گرفتن قیود مشابه، تأثیر همه تکانه‌ها ازجمله نرخ رشد تورم بر سطح تولید ناخالص داخلی ارزیابی می‌شود. با توجه به مطالعات و مبانی نظری، میزان استقلال و تأثیرپذیری متغیرهای منتخب از یکدیگر، رتبه‌بندی تکانه‌ها در سطور ماتریس انجام گرفت. در این مطالعه سعی شده است تا اثر سیاست‌گذاری‌های پولی همزمان با تکانه تکنولوژی در ادوار تجاری اقتصاد ایران به‌وضوح قابل‌بررسی و نتیجه‌گیری باشد، در همین راستا، متغیرها ابتدا در سطح و سپس به‌صورت تفاضل مرتبه اول (تغییرات مرتبه اول) و نرخ رشد مورد ارزیابی قرار گرفتند. نتایج حاکی از آن بود که استفاده از متغیرهای پایه پولی، ضریب فزاینده پول، تقاضای پول، تکنولوژی و تورم به‌صورت

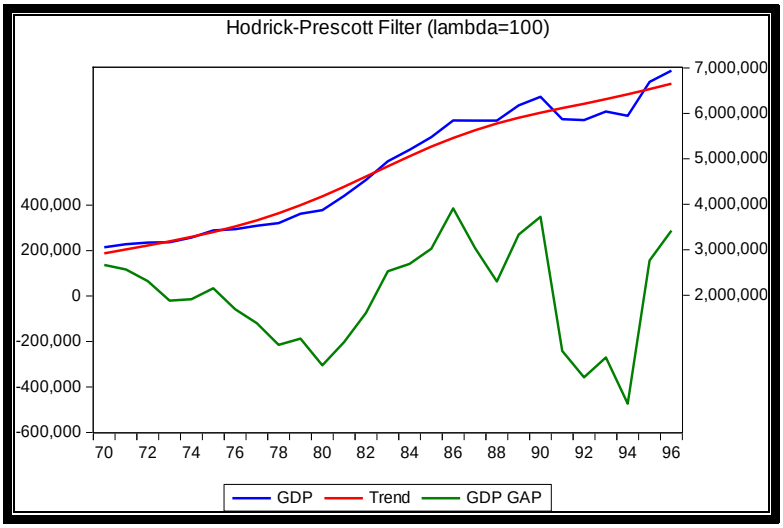
نرخ رشد بر سطح تولید ناخالص داخلی، به‌روشنی آثار تکانه‌ها را مطابق با مبانی نظری، مطالعات صورت گرفته و شرایط خاص اقتصاد ایران نشان می‌دهد[۱].

۳-۱. استخراج ادوار تجاری

برای به دست آوردن برآوردی از روند بلندمدت اجزای یک سری زمانی، می‌توان از روش فیلتر هودریک-پرسکات[۲] استفاده کرد. این فیلتر با حداقل نمودن مجموع مجذور انحراف متغیر Y از روند آن Y_t^{tr} به‌دست می‌آید. در واقع، مقادیر روند مذکور، مقادیری هستند که رابطه زیر را حداقل می‌کنند:

$$Min \sum_{t=1}^{T}(Y_t - Y_t^{tr})^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1}[(Y_{t+1}^{tr} - Y_t^{tr}) - (Y_t^{tr} - Y_{t-1}^{tr})]^2 \qquad (۴)$$

که در آن، T تعداد مشاهدات و λ پارامتر موزون کننده است که میزان هموار بودن روند را تعیین می‌کند. برای داده‌های سالانه $\lambda = 100$ و برای داده‌های فصلی $\lambda = 1600$ است (صمدی، ۱۳۸۸). بخش اول در رابطه (۴) در واقع، بیانگر نیکویی برازش است و بخش دوم یا بخش داخل کروشه، نشان می‌دهد که انحراف از روند سری، چه در یک دوره قبل و چه در یک دوره بعد، هر چه کمتر باشد بهتر است. در این قسمت با توجه به نتایج نمودار (۱)، دوره‌های مذکور قابل‌شناسایی خواهد بود:



نمودار ۱: شناسایی دوره‌های رکود و تورم با استفاده از فیلتر هودریک - پرسکات

منبع: محاسبات محقق

۱. شایان‌ذکر است قاعده سیاست پولی یا همان قاعده تیلور که ابزار سیاست پولی را نرخ بهره اسمی قرار می‌دهد؛ برای اقتصاد ایران قابل‌اجرا نیست، زیرا نه نرخ سود بانکی به‌طور کامل در اختیار بانک مرکزی است و نه مسیر حجم پول به‌طور مستقل توسط بانک مرکزی تعیین می‌شود، از طرف دیگر رفتار بانک مرکزی یک رفتار صلاحدیدی است؛ بنابراین در این مطالعه از بررسی تأثیر نرخ بهره چشم‌پوشی شده است.

2. Hodrick-prescott

نمودار (۱)، انحراف تولید ناخالص داخلی از روند رشد بلندمدت که همان ادوار تجاری است را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، سال‌های ۱۳۷۲ تا ۱۳۸۲ و ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۵ دوران رکود اقتصادی[1] و سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۲ و ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۱ و ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۶ سال‌های رونق اقتصادی[2] در نظر گرفته می‌شود.

٤. برآورد الگو و آزمون‌های تشخیصی

٤-١. آزمون ایستایی متغیرهای الگو

در این مطالعه از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته[3] برای بررسی ایستایی متغیرها استفاده شده است. براساس این آزمون مشخص شد که متغیرها در سطح ایستا نبوده و پس از یک‌مرتبه تفاضل‌گیری ایستا شده‌اند. نتایج بررسی ایستایی متغیرهای مدل با استفاده از آماره دیکی فولر تعمیم‌یافته در جدول (۲) آمده است:

جدول ۲: آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته برای بررسی ایستایی متغیرها

متغیرها	نماد	سطح			تفاضل مرتبه اول		
		با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند	نتیجه	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند	نتیجه
نرخ رشد پایه پولی	MB rate	۵/۸۴	۸/۰۸	نامانا	-۲/۹۶	-۳/۶۱	مانا
نرخ رشد ضریب فزاینده پول	MM rate	۰/۴۳	-۱/۴۲	نامانا	-۱۰/۸۹	-۱۰/۹۵	مانا
نرخ رشد تقاضای پول	M2 rate	۱/۴۹	۱/۲۴	نامانا	-۳/۴۱	-۴/۴۷	مانا
نرخ رشد تکنولوژی	A rate	-۲/۲۱	-۱/۵۵	نامانا	-۱۰/۳۸	-۱۰/۵۹	مانا
نرخ رشد تورم	Inf rate	-۰/۴۴	-۰/۲۸	نامانا	-۷/۵۰	-۷/۶۸	مانا
سطح تولید ناخالص داخلی	LY	۰/۶۰	-۲/۰۹	نامانا	-۶/۶۶	-۶/۶۴	مانا
مقادیر بحرانی مک کینون در سطح ۵٪			-۲/۸۹	-۳/۴۵	*	-۲/۸۹	-۳/۴۵

منبع: محاسبات محقق

با توجه به نتایج جدول (۲)، ملاحظه می‌شود مقادیر قدر مطلق آماره دیکی فولر تعمیم‌یافته پس از یک‌بار تفاضل‌گیری کمتر از مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد است، بنابراین با توجه به وجود نامانایی، انجام آزمون هم‌انباشتگی لازم است.

1. Recession Period
2. Expansion Period
3. Augmented Dickey–Fuller test (ADF)

٤-۲. آزمون تعیین تعداد وقفه بهینه مدل‌ها در دوره‌های مختلف

تعداد وقفه بهینه در الگوی ساختاری خودرگرسیون برداری با توجه به حداقل معیارهای آکائیک، شوارتز- بیزین، حنان کوئین برای سه مدل مختلف تأثیر تکانه‌های پولی و تکنولوژی بر تولید، تأثیر تکانه‌های پولی و تکنولوژی بر تورم و تأثیر تکانه‌های پولی، تکنولوژی و تورم بر تولید در دوره‌های رکود و رونق اقتصادی و دوره کل به اختصار در جدول (۳) آورده شده است:

جدول ۳: خلاصه نتایج آزمون تعیین وقفه بهینه با توجه به آزمون‌های انجام شده بر وقفه‌ها

تعداد وقفه بهینه	دوره کل	دوره رکود	دوره رونق
مدل تأثیر تکانه‌های پولی، تکنولوژی و تورم بر تولید	۱	۱	۱
مدل تأثیر تکانه.های پولی و تکنولوژی بر تولید	۴	۱	۳
مدل تأثیر تکانه‌های پولی و تکنولوژی بر تورم	۱	۱	۱

منبع: محاسبات محقق

٤-۳. آزمون هم‌انباشتگی

همچنان که از نتایج جدول (۴-۱)، آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) مشخص می‌شود، همه متغیرهای موجود در الگو ناایستا و درجه انباشتگی آن‌ها یک I(1) است؛ بنابراین در این پژوهش به‌منظور بررسی رابطه یا روابط تعادلی بلندمدت بین متغیرهای اقتصادی به شکل سری زمانی، با توجه به این‌که شرط انباشته بودن از درجه یک I(1) برای همه متغیرهای درونزای الگو برقرار است، از آزمون هم جمعی یوهانسن - جوسیلیوس[1] استفاده می‌شود. برای انجام آزمون هم جمعی یوهانسن از آزمون اثر[2] و آزمون حداکثر مقدار ویژه[3] استفاده می‌شود. آماره‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه مبتنی بر هر یک از الگوهای پنج‌گانه به‌صورت زیر تعیین می‌شود:

۱- بدون عرض از مبدأ و روند؛ ۲- با عرض از مبدأ مقید و بدون روند؛ ۳- با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند؛ ۴- با عرض از مبدأ نامقید و روند مقید؛ ۵- با عرض از مبدأ نامقید و روند نامقید.

جدول ۵: آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه برای تعیین تعداد بردارهای هم‌جمع

آماره بحرانی ۹۵ درصد	آماره اثر	آماره بحرانی ۹۵ درصد	آماره حداکثر مقادیر ویژه	فرضیه صفر
۹۵/۷۵	۱۳۹/۴۵	۴۰/۰۷	۵۹/۶۳	صفر بردار
۷۹/۸۲	۶۸/۸۱	۳۳/۸۷	۳۱/۲۸	حداکثر یک بردار
۴۷/۸۵	۴۴/۵۲	۲۷/۵۸	۲۱/۰۸	حداکثر دوبار

منبع: محاسبات محقق

1. Johansen-Juselius cointegration test
2. Trace Statistic
3. Maximal Eigen Value

براساس انجام آزمون‌های اثر و ماکزیمم مقادیر ویژه، نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد که فرضیه عدم وجود رابطه بلندمدت در بین متغیرهای این پژوهش با استفاده از آزمون اثر رد می‌شود، زیرا مقدار آماره اثر ۱۳۹/۴۵ از مقدار بحرانی آن در سطح معنی‌داری ۵ درصد، ۹۵/۷۵ بزرگ‌تر است و فرضیه H_0 مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت را نمی‌توان پذیرفت. همچنین طبق نتایج ارائه شده، فرضیه وجود حداکثر یک رابطه بلندمدت را نمی‌توان رد کرد، زیرا مقدار آماره‌ی اثر، ۶۸/۸۱ و حداکثر مقدار ویژه ۳۱/۲۸ از اعداد مربوط به سطح معنی‌داری ۵ درصد به‌ترتیب ۷۹/۸۲ و ۳۳/۸۷ کمتر است، پس می‌توان وجود یک رابطه بلندمدت در سطح معنی‌داری ۵ درصد را با استفاده از آزمون حداکثر مقدار ویژه تأیید نمود، بنابراین براساس نتایج آزمون یوهانسن، وجود یک بردار هم جمعی برای متغیرها تأیید می‌شود.

٤-٤. تابع تولید و برآورد ضریب تکنولوژی

برآورد تابع تولید یکی از مسائل اساسی در اقتصادسنجی کاربردی (اینتریلیگیتر[1] و همکاران، ۱۹۹۶) و انتخاب فرم تابعی مناسب یکی از مشکل‌ترین بخش‌ها در هر کار تجربی است (فان[2]، ۲۰۰۰). انتخاب نوع تابع بستگی به ماهیت موضوع مطالعه دارد. بااین‌حال یکی از بهترین ملاک‌های تعیین تابع تولید، استفاده از تجربیات گذشته است. بنابراین در ابتدا ضروری است که تابع بکار رفته در مطالعه از نظر تئوری‌های اقتصادی و در واقع تطبیق شرایط مطالعه با ویژگی‌های تابع تولید، توجیه شده باشد. در مرحله بعد نیز توجیهات آماری و اقتصادسنجی ضروری است. در انتخاب تابع تولید در کشورهای مختلف ازجمله ایران معمولاً از یکی از توابع تولید کاب–داگلاس[3]، ترانسندنتال و ترانسلوگ[4] استفاده شده است (ترکمانی، ۱۳۷۷). یکی از معروف‌ترین توابعی که در بیان روابط ساختاری در تولید از گذشته‌های دور مورداستفاده قرار گرفته است، تابع تولید کاب–داگلاس است. این تابع خصوصیات ضرورت، همگنی، یکنواختی، تقعر، پیوستگی، مشتق‌پذیری، غیرمنفی بودن و غیرتهی بودن را دارد. پارامترهای تابع کاب–داگلاس، کشش‌های تولید نهاده‌ها را نشان می‌دهد. این تابع خصوصیت ضرورت مصرف نهاده را به‌خوبی نمایان می‌سازد. ازجمله محدودیت‌های این تابع می‌تواند ثابت بودن کشش تولید نهاده‌ها در آن باشد. این فرم تنها یک ناحیه تولیدی را برای هر نهاده نشان می‌دهد و قادر به تبیین هر سه ناحیه از تابع تولید نیست (دبرتین[5]، ۱۳۷۶). ازآنجاکه در بخش تولید، مالکیت عمدتاً در اختیار بخش خصوصی یا با مشارکت آن بخش است، لذا ایراد وارد بر فرم تبعی کاب–داگلاس مبنی بر نشان دادن صرف ناحیه دوم تولید در استفاده از این تابع مسئله‌ساز نیست. از مزایای این نوع تابع، سهولت تفسیر نتایج به‌دست‌آمده است. در واقع این تابع اجازه می‌دهد که به‌سادگی نوع بازده به مقیاس، کارایی عوامل تولید،

1. Intriligator
2. Fan
3. Cobb-Douglas
4. Transcendental & Translog production functions
5. David L. Debertin

کشش جانشینی بین نهاده‌ها و کشش تولید آن‌ها تعیین شود. از دیگر دلایل استفاده از این تابع، سادگی و سودمند بودن در زمینه کارهای تخصصی اقتصادسنجی ذکر شده است (کاب و داگلاس، ۱۹۲۸)؛ (ساموئلسون[1]، ۱۹۷۹)؛ (نرلاو[2]، ۱۹۶۵)؛ (هدی و دیلون[3]، ۱۹۶۱). شکل تبعی تابع کاب–داگلاس به‌صورت زیر است:

$$Y = AK^{\alpha}L^{\beta} \qquad (۵)$$

در این مطالعه به‌منظور برآورد ضریب تکنولوژی از تابع تولید کاب–داگلاس استفاده شده است، که در آن Y تولید ناخالص داخلی، A ضریب تکنولوژی، K موجودی سرمایه واقعی (مولد)[4]، L تعداد ساعات ساعات کار تولیدی کارگران، α میزان حساسیت تولید نسبت به موجودی سرمایه و β میزان حساسیت تولید نسبت به ارزش نیروی کار است. به بیان ریاضی:

$$\beta = \frac{K}{Y} \times \frac{\partial Y}{\partial K} \quad , \quad \alpha = \frac{L}{Y} \times \frac{\partial Y}{\partial L} \qquad (۶)$$

برای تبدیل معادله (۶) به فرم خطی از طرفین معادله لگاریتم گرفته شده:

$$\log(Y) = \log(A) + \alpha \log(K) + \beta \log(L) \qquad (۷)$$

برای بررسی هم جمعی در بین متغیرهای الگو لازم است نسبت به ایستا بودن متغیرهای موجود در الگو اطمینان حاصل شود. به این منظور از آزمون ریشه واحد دیکی–فولر تعمیم‌یافته (ADF) استفاده شد.

جدول ٦: آزمون ریشه واحد دیکی–فولر تعمیم‌یافته برای تابع تولید کاب–داگلاس

متغیرها	نماد	سطح		
		با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند	نتیجه
تولید ناخالص داخلی	LY	-۳/۳۱	-۶/۵۷	مانا
موجودی سرمایه	LK	-۴/۹۳	-۷/۰۳	مانا
تعداد ساعات کار کارگران	LL	-۳/۸۸	-۴/۶۸	مانا
مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌داری ٪		-۲/۹۵	-۳/۵۴	*

منبع: محاسبات محقق

1. Samuelson
2. Nerlove
3. Heady and Dillon
4. Productive

با توجه به نتیجه حاصل از بررسی ایستایی متغیرها، مشخص شد که همه در سطح I(1) ایستا هستند؛ در ادامه نتایج مربوط به بررسی وجود هم جمعی در بین متغیرهای تابع تولید در جدول (۷) آمده است.

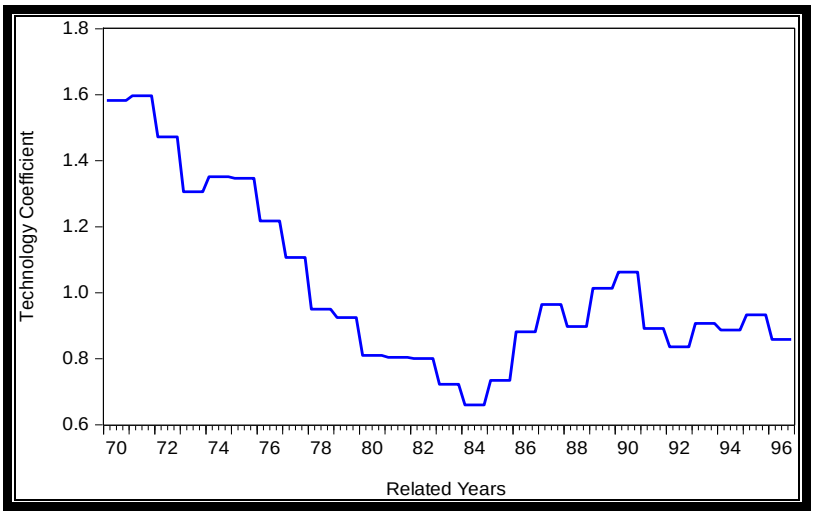
جدول ۷: بررسی وجود هم جمعی در بین متغیرهای تابع تولید کاب-داگلاس

آماره t	کمیت بحرانی بنرجی، دولادو و مستر در سطح ۱٪	کمیت بحرانی بنرجی، دولادو و مستر در سطح ۵٪
-۵/۶	-۴/۵۹	-۳/۸۲

منبع: محاسبات محقق

همان‌طور که از نتایج جدول (۷) استنباط می‌شود، قدر مطلق t محاسباتی برای تابع کاب-داگلاس از کمیت بحرانی بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) بیشتر است و بنابراین فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه هم جمعی بین متغیرها رد شده و در نتیجه یک رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو تأیید می‌شود. در نتیجه برآورد ضریب تکنولوژی با استفاده از روش OLS بلامانع است. با استفاده از برآورد معادله تولید کاب-داگلاس به روش حداقل مربعات معمولی و استفاده از مقادیر پسماند همان‌گونه که در نمودار (۴-۱) نشان داده شده است، به ازای هر سال در بازه زمانی مورد بررسی، ضریب تکنولوژی به‌صورت زیر برآورد شد:

$$A = 10^{Residual} \qquad (۸)$$



نمودار ۲: برآورد ضریب تکنولوژی در تابع تولید کاب-داگلاس

منبع: محاسبات محقق

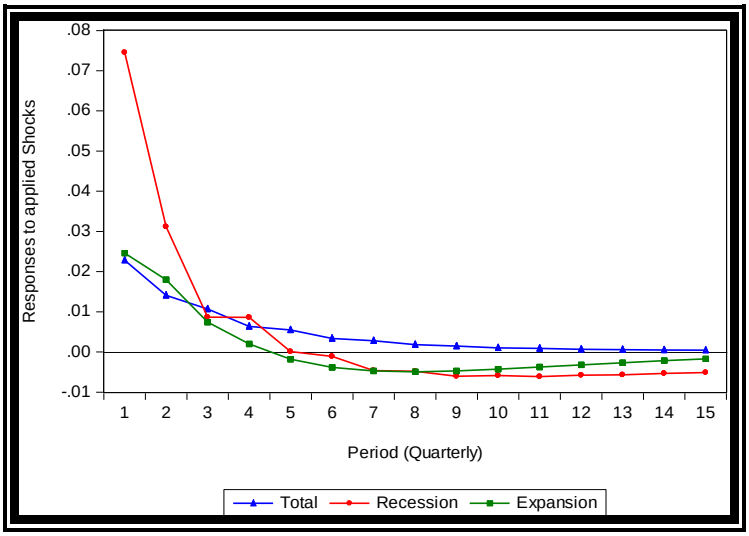
٤-٥. آزمون‌های تشخیصی

٤-٥-١. بررسی خودهمبستگی، نرمالیتی و واریانس ناهمسانی

براساس نتایج حاصل از آزمون ضریب لاگرانژ محاسبه شده برای مدل‌ها، فرض صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی رد نشده و در نتیجه مدل‌ها دارای خودهمبستگی نمی‌باشند. آزمون نرمال بودن به‌منظور اطمینان از اینکه اجزای باقیمانده دارای توزیع نرمال می‌باشند، صورت گرفت. بدین منظور از آزمون ژارکو-برا[1] استفاده شد که فرضیه صفر این آزمون به معنی نرمال‌بودن توزیع اجزای باقیمانده است، نتایج این آزمون بیان‌گر نرمال بودن جملات پسماند در مدل‌ها است. آزمون وایت[2] به‌منظور اطمینان از عدم‌وجود واریانس ناهمسانی در اجزای باقیمانده صورت می‌گیرد که فرضیه صفر آزمون که بیانگر عدم‌وجود واریانس ناهمسانی است، در هیچ‌کدام از مدل‌ها در ادوار مختلف، رد نمی‌شود و نتایج حاکی از عدم وجود واریانس ناهمسانی در مدل‌ها است.

٤-٦. توابع واکنش به ضربه مدل‌ها

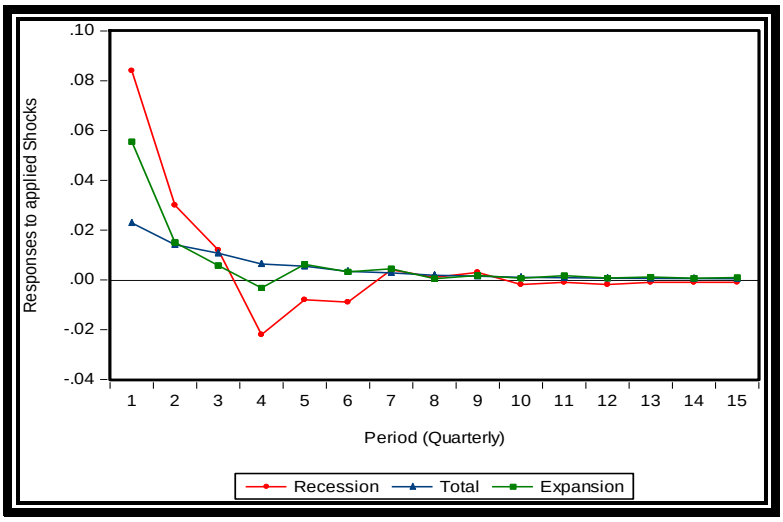
تأثیر پویای تکانه‌های انبساط پولی و سطح تکنولوژی به‌اندازه یک انحراف معیار بر متغیر تولید ناخالص داخلی و تورم با استفاده از توابع واکنش به ضربه به‌صورت نمودارهای تلفیقی از دوره‌های مختلف (کل، رکود و رونق) و جداول اقتباس‌شده از نمودار مربوطه بررسی شده است.



نمودار ۳: واکنش تولید ناخالص داخلی به تکانه پایه پولی در سه دوره کل، رکود و رونق اقتصادی

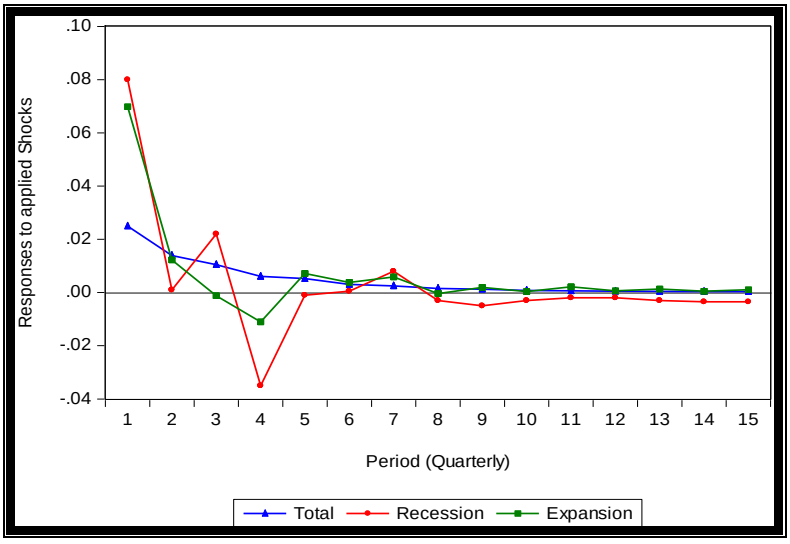
منبع: محاسبات محقق

1. Jarque-Bera Test
2. White Test



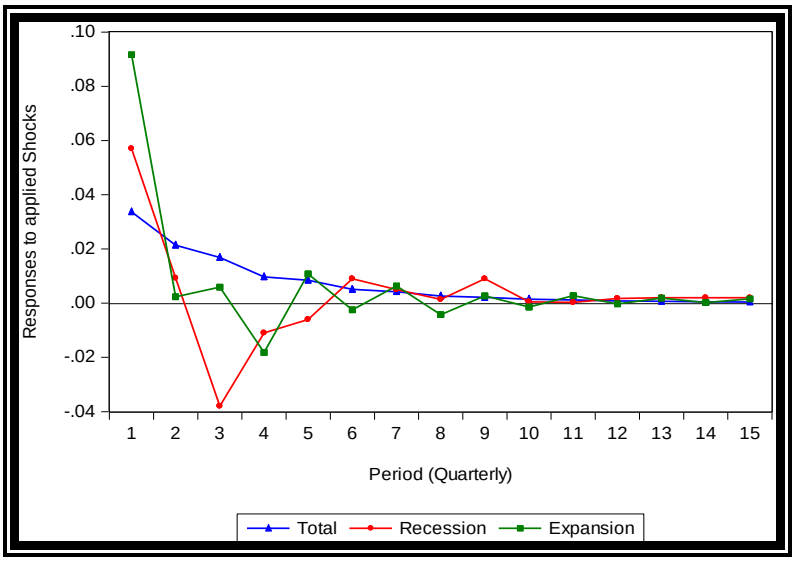
نمودار ٤: واکنش تولید ناخالص داخلی به تکانه ضریب فزاینده پول در سه دوره کل، رکود و رونق اقتصادی

منبع: محاسبات محقق



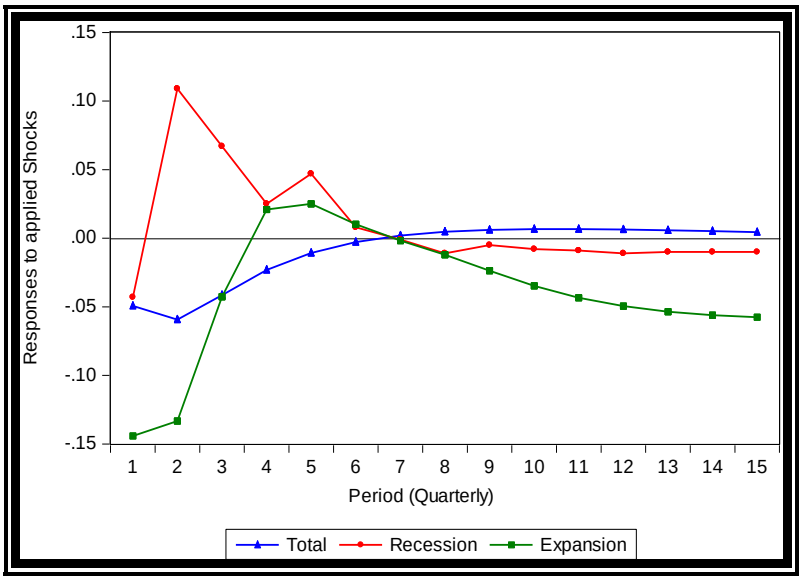
نمودار ٥: واکنش تولید ناخالص داخلی به تکانه تقاضای پول در سه دوره کل، رکود و رونق اقتصادی

منبع: محاسبات محقق



نمودار ٦: واکنش تولید ناخالص داخلی به تکانه تکنولوژی در سه دوره کل، رکود و رونق اقتصادی

منبع: محاسبات محقق



نمودار ۷: واکنش تولید ناخالص داخلی به تکانه تورم در سه دوره کل، رکود و رونق اقتصادی

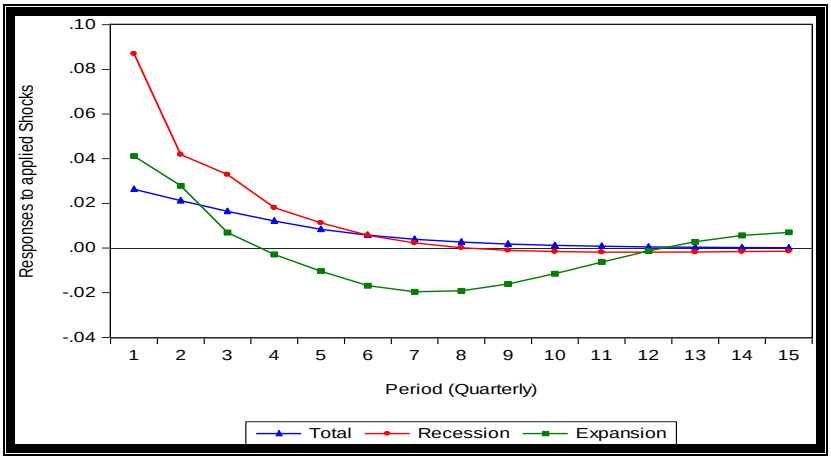
منبع: محاسبات محقق

جدول ۸: واکنش تولید ناخالص داخلی به تکانه ها در سه دوره مختلف مورد بررسی

تکانه‌ها	دوره مورد بررسی	میزان واکنش در دوره اول	قدر مطلق بیشترین میزان واکنش و دوره مربوطه	میانگین واکنش‌ها در ۱۲ دوره پویایی در دوره کل و ۲۰ دوره پویایی در ادوار تجاری	اثر بلندمدت تکانه	وضعیت اثر تکانه در بلند مدت
MBrate	دوره کل	۰/۰۲۳	۰/۰۲۳(۱)	۰/۰۰۵۹	۰/۰۰۰۴(۳۰)	پایدار
	دوره رکود	۰/۰۷۵	۰/۰۷۵(۱)	۰/۰۰۲۵	-۰/۰۰۴(۳۰)	همگرا به وضعیت تعادل
	دوره رونق	۰/۰۲۵	۰/۰۲۵(۱)	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۱(۳۰)	واگرای مثبت
MMrate	دوره کل	۰/۰۲۳	۰/۰۲۳(۱)	۰/۰۰۵۹	۰/۰۰۰۴(۳۰)	پایدار
	دوره رکود	۰/۰۸۴	۰/۰۸۴(۱)	۰/۰۰۴۳	-۰/۰۰۱(۳۰)	پایدار
	دوره رونق	۰/۰۵۶	۰/۰۵۶(۱)	۰/۰۰۴۹	۰/۰۰۱(۳۰)	پایدار
M2rate	دوره کل	۰/۰۲۵	۰/۰۲۵(۱)	۰/۰۰۵۹	۰/۰۰۰۴(۳۰)	پایدار
	دوره رکود	۰/۰۸۰	۰/۰۸۰(۱)	۰/۰۰۱۵	-۰/۰۰۹(۳۰)	واگرای منفی
	دوره رونق	۰/۰۷۰	۰/۰۷۰(۱)	۰/۰۰۴۱	۰/۰۰۱(۳۰)	پایدار
A rate	دوره کل	۰/۰۳۴	۰/۰۳۴(۱)	۰/۰۰۸۹	۰/۰۰۰۱(۳۰)	پایدار
	دوره رکود	۰/۰۵۷	۰/۰۵۷(۱)	۰/۰۰۲۲	۰/۰۰۱(۳۰)	پایدار
	دوره رونق	۰/۰۹۲	۰/۰۹۲(۱)	۰/۰۰۵۲	۰/۰۰۲(۳۰)	پایدار
Inf rate	دوره کل	-۰/۰۴۹	-۰/۰۵۹(۲)	-۰/۰۱۲۷	-۰/۰۰۲(۳۰)	پایدار
	دوره رکود	-۰/۰۴۳	۰/۱۱(۲)	۰/۰۰۴۲	-۰/۰۲(۳۰)	واگرای منفی
	دوره رونق	-۰/۱۴۴	-۰/۱۴۴(۱)	-۰/۰۷۵۶	-۰/۱۴(۳۰)	واگرای منفی

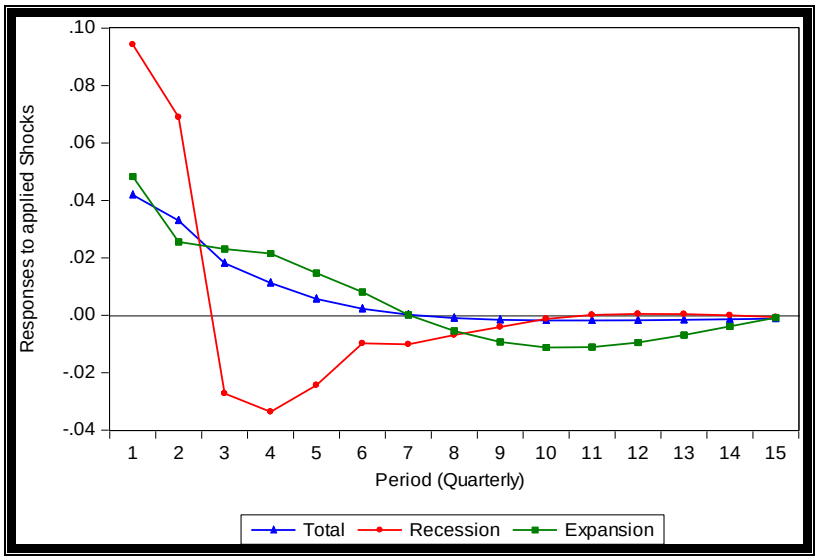
* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده دوره فصلی مربوطه هستند.

منبع: محاسبات محقق



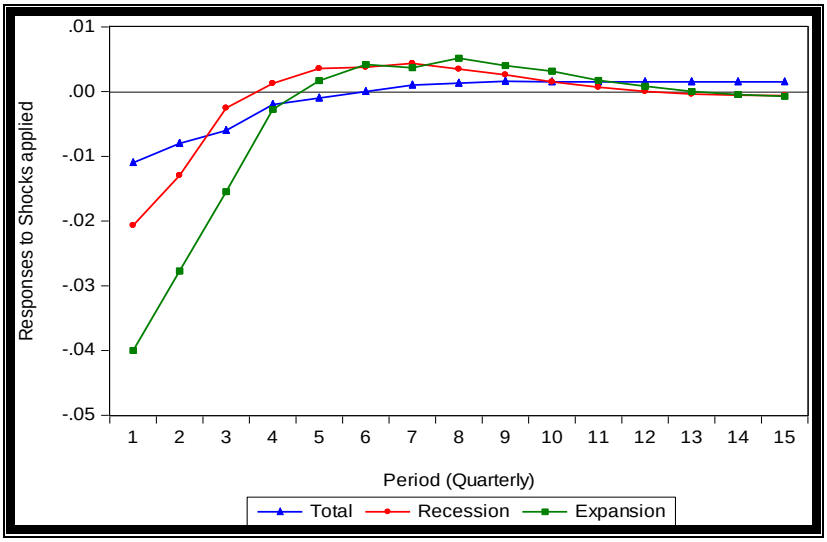
نمودار ۷: واکنش تورم به تکانه پایه پولی در سه دوره کل، رکود و رونق اقتصادی

منبع: محاسبات محقق



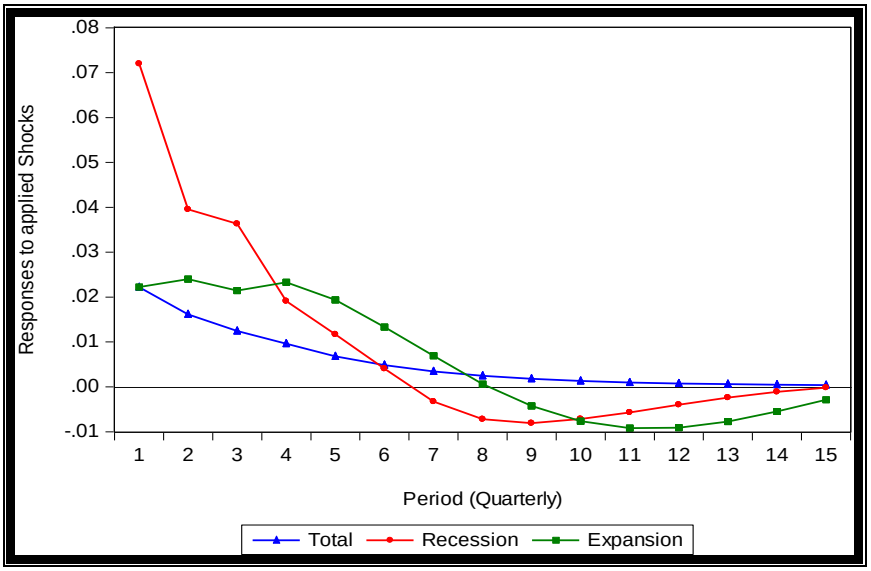
نمودار ۸: واکنش تورم به تکانه ضریب فزاینده پول در سه دوره کل، رکود و رونق اقتصادی

منبع: محاسبات محقق



نمودار ۹: واکنش تورم به تکانه تقاضای پول در سه دوره کل، رکود و رونق اقتصادی

منبع: محاسبات محقق



نمودار ۱۰: واکنش تورم به تکانه تکنولوژی در سه دوره کل، رکود و رونق اقتصادی

منبع: محاسبات محقق

جدول ۹: واکنش تورم به تکانه ها در سه دوره مختلف موردبررسی

تکانه‌ها	دوره مورد بررسی	میزان واکنش در دوره اول	قدر مطلق بیشترین میزان واکنش و دوره مربوطه	میانگین واکنش ها در ۱۲ دوره پویایی در دوره کل و ۲۰ دوره پویایی در ادوار تجاری	اثر بلند مدت تکانه	وضعیت اثر تکانه در بلند مدت
MBrate	دوره کل	۰/۰۲۶	۰/۰۲۶(۱)	۰/۰۰۵۱	۰/۰۰۰(۳۰)	پایدار
	دوره رکود	۰/۰۸۷	۰/۰۸۷(۱)	۰/۰۰۹۱	۰/۰۰۰(۳۰)	پایدار
	دوره رونق	۰/۰۴۱	۰/۰۴۱(۱)	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰(۳۰)	پایدار
MMrate	دوره کل	۰/۰۴۲	۰/۰۴۲(۱)	۰/۰۰۴۸	۰/۰۰۰(۳۰)	پایدار
	دوره رکود	۰/۰۹۴	۰/۰۹۴(۱)	۰/۰۰۱۷	۰/۰۰۲(۳۰)	پایدار
	دوره رونق	۰/۰۴۸	۰/۰۴۸(۱)	۰/۰۰۵۰	-۰/۰۰۱(۳۰)	پایدار
M2rate	دوره کل	-۰/۰۱۱	-۰/۰۱۱(۱)	-۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۱(۳۰)	پایدار
	دوره رکود	-۰/۰۲۱	-۰/۰۲۱(۱)	-۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۰(۳۰)	پایدار
	دوره رونق	-۰/۰۴۰	-۰/۰۴۰(۱)	-۰/۰۰۳۲	۰/۰۰۰(۳۰)	پایدار
A rate	دوره کل	۰/۰۲۲	۰/۰۲۲(۱)	۰/۰۰۴۲	۰/۰۰۰(۳۰)	پایدار
	دوره رکود	۰/۰۷۲	۰/۰۷۲(۱)	۰/۰۰۷۲	۰/۰۰۰(۳۰)	پایدار
	دوره رونق	۰/۰۲۲	۰/۰۲۲(۱)	۰/۰۰۴۸	-۰/۰۰۱(۳۰)	پایدار

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده دوره فصلی مربوطه هستند.

منبع: محاسبات محقق

٤-٧. واکنش تولید ناخالص داخلی به تکانه‌ها در دوران رکود و رونق اقتصادی

۱- اثر تکانه نرخ رشد پایه پولی بر لگاریتم تولید ناخالص داخلی در هر دو دوره رکود و رونق اقتصادی، مثبت بوده است. اما اثر تکانه در دو دوره رونق و رکود از چهار منظر قابل‌مقایسه است:

- اثر اولیه: تکانه نرخ رشد پایه پولی بر تولید ناخالص در دوره رکود، در ابتدا و در دوره اول برابر ۰/۰۷۵ و در دوره رونق برابر ۰/۰۲۵ است. بنابراین تکانه نرخ رشد پایه پولی در دوره رکود اثر بیشتری را نسبت به دوره رونق داشته است و این مسئله گویای آن است که حساسیت تولید ناخالص داخلی در دوره رکود نسبت به دوره رونق در مواجهه با تکانه پایه پولی بیشتر بوده است[۱].
- تعداد دوره‌ای که اثر تکانه پایه پولی بر تولید مثبت بوده، در دوره رکود، ۵ دوره و در دوره رونق ۴ دوره بوده است و پس از آن اثر تکانه پایه پولی در هر دو دوره موردبررسی منفی شده است.
- میانگین واکنش در ۲۰ دوره پویایی: در بیست دوره ابتدایی در واقع معدل تأثیر تکانه را بر متغیر وابسته نشان می‌دهد. معدل واکنش تولید ناخالص داخلی به تکانه نرخ رشد پایه پولی در دوره رکود برابر ۰/۰۰۲۵ و در دوره رونق ۰/۰۰۰۵ محاسبه شده است؛ بنابراین پویایی اثر تکانه پایه پولی در دوره رکودی بیشتر از دوره رونق بوده است و در نتیجه تکانه پایه پولی در دوران رکود بر افزایش تولید ناخالص داخلی مؤثرتر بوده است.
- اثر بلندمدت: زمان از بین رفتن کامل تکانه و میرا شدن اثر گویای تفاوت در ماندگاری آن بر تولید در دوران مختلف اقتصادی است. مشاهده می‌شود که در دوره رکود پس از بیست دوره اثر تکانه به‌صورت منفی بر تولید، همچنان به سمت میرا شدن در حرکت است، درصورتی‌که در دوران رونق در دوره بیستم این تکانه تقریباً پایدار شده است. ماندگاری اثر در دوره رکود بیشتر از دوره رونق بوده است.

۲- اثر تکانه نرخ رشد ضریب فزاینده پول بر لگاریتم تولید ناخالص داخلی در هر دو دوره رکود و رونق اقتصادی، مثبت بوده است.

- اثر اولیه: تکانه نرخ رشد ضریب تکاثر پول بر تولید در دوره رکود و در دوره اول برابر ۰/۰۸۴ و در دوره رونق برابر ۰/۰۵۶ بوده است. بنابراین تکانه نرخ رشد ضریب فزاینده پول بر تولید در دوره رکود اثر بیشتری را نسبت به دوره رونق داشته است و در واقع حساسیت تولید ناخالص داخلی در دوره رکود نسبت به دوره رونق در مواجهه با تکانه ضریب فزاینده پولی بیشتر بوده است.
- تعداد دوره‌ای که اثر تکانه ضریب فزاینده پولی بر تولید مثبت بوده، در هر دو دوره رکود و رونق اقتصادی، ۳ دوره بوده است.

---

۱. دلیل این رخداد این است که بانک مرکزی ایران در شرایط بروز رکود اقتصادی از طریق تغییر در عرضه پول (کاهش ضریب فزاینده) و یا نرخ‌های سود، سطح تقاضای کل اقتصاد را متأثر می‌سازد و در نتیجه قدرت تولید پول بانک‌ها تضعیف‌شده و حجم کل نقدینگی به‌سمت مقدار پایه پولی میل می‌کند.

• میانگین واکنش تولید ناخالص داخلی به تکانه ضریب فزاینده پول در ۲۰ دوره پویایی اثر در دوره رکودی برابر ۰/۰۰۴۳ و در دوره رونق ۰/۰۰۴۹ بوده است که در نتیجه، اثر این تکانه در دوره رونق اندکی بیشتر از دوره رکود بوده است.

• اثر بلندمدت: زمان از بین رفتن کامل تکانه و میرا شدن اثر در هر دو دوره رونق و رکود، پس از ۱۰ دوره مشاهده می‌شود و اثر تکانه ضریب فزاینده در هر دو دوره از ماندگاری یکسانی برخوردار است. اثر تکانه در دوره سی‌ام و در دوران رکود در سطح ۰/۰۰۱- و در دوران رونق در سطح ۰/۰۰۱ پایدار شده است.

۳- اثر تکانه نرخ رشد تقاضای پول (M2) بر لگاریتم تولید ناخالص داخلی در هر دو دوره رکود و رونق اقتصادی، مثبت بوده است.

• اثر اولیه: تکانه نرخ رشد تقاضای پول (M2) بر تولید در دوره رکود و در دوره اول برابر ۰/۰۸۰ و در دوره رونق ۰/۰۷۰ بوده است. بنابراین اثر این تکانه در دوره رکود بیشتر از دوره رونق اقتصادی است.

• تعداد دوره‌ای که اثر تکانه نرخ رشد تقاضای پول بر تولید، مثبت بوده است، ۳ دوره و برای هر دو دوره اقتصادی یکسان بوده است.

• میانگین واکنش تولید ناخالص داخلی به تکانه تقاضای پول M2 در دوره رکود برابر ۰/۰۰۱۵ و در دوره رونق برابر ۰/۰۰۴۱ در بیست دوره پویایی اثر آن بوده است. بنابراین ملاحظه می‌شود که پویایی این تکانه بر تولید ناخالص داخلی در دوره رونق بیشتر از دوران رکود بوده است.

• اثر بلندمدت: در دوره رکود پس از بیست دوره همچنان فرآیند از بین رفتن اثر تکانه ادامه دارد اما در دوره رونق این اثر پس از ۱۰ دوره کاملاً میرا شده است. اثر تکانه در دوره سی‌ام و در دوران رکود در سطح ۰/۰۰۹- و در دوره رونق در سطح ۰/۰۰۱ پایدار شده است.

۴- اثر تکانه نرخ رشد تکنولوژی بر لگاریتم تولید ناخالص داخلی در هر دو دوره رونق و رکود اقتصادی، مثبت بوده است.

• اثر اولیه: اثر تکانه نرخ رشد تکنولوژی بر تولید ناخالص داخلی در ابتدا و در دوره رکودی برابر ۰/۰۵۷ و در دوره رونق برابر ۰/۰۹۲ بوده است. حساسیت تولید ناخالص داخلی در دوره رونق در مواجهه با تکانه تکنولوژی بیشتر بوده است.

• تعداد دوره‌ای که اثر تکانه نرخ رشد تکنولوژی بر تولید مثبت بوده است، در دوره رکود ۲ دوره و در دوره رونق ۳ دوره بوده است.

• میانگین واکنش تولید ناخالص داخلی به تکانه تکنولوژی در بیست دوره ابتدایی پویایی در دوره رکود برابر ۰/۰۰۲۲ و در دوره رونق برابر ۰/۰۰۵۲ بوده است. بنابراین معدل اثر تکانه بر تولید در دوران رونق بیشتر بوده است. زمان از بین رفتن تکانه نرخ رشد تکنولوژی در دوران رکود، پس از دوره نهم و در دوران رونق به‌صورت سینوسی پس از دوره دهم مشاهده می‌شود.

• اثر بلندمدت تکانه بر تولید در دوره رکود و در دوره سی‌ام در سطح ۰/۰۰۱ و در دوره رونق در سطح ۰/۰۰۲ پایدار شده است.

۵- اثر تکانه نرخ رشد تورم بر لگاریتم تولید ناخالص داخلی در هر دو دوره رکود و رونق اقتصادی منفی بوده است.

• اثر اولیه: تکانه نرخ رشد تورم بر تولید ناخالص داخلی در ابتدا و در دوره رکود برابر ۰/۰۴۳- و در دوره رونق برابر ۰/۱۴۴- بوده است. بنابراین شدت اثر اولیه تکانه تورمی بر تولید ناخالص داخلی در دوره رونق بسیار بیشتر از دوره رکود بوده است.

• در دوره رکود اقتصادی، در دوره اول تأثیر تکانه تورمی بر تولید ناخالص داخلی معکوس می‌شود و طی دوره‌های اول تا هفتم، تورم اثر مثبت بر سطح تولید دارد. بعد از دوره هفتم دوباره اثر تکانه تورمی بر تولید منفی می‌شود. اما در دوره رونق اقتصادی، اثر تکانه تورمی پس از ۳ دوره مثبت می‌شود، این اثر مثبت تا دوره ششم ادامه دارد اما بعد از دوره ۶ دوباره اثر تکانه منفی می‌شود، این بار شدت منفی اثر تورمی بر تولید نسبت به دوره رکود بیشتر شده است.

• میانگین واکنش تولید ناخالص داخلی به تکانه تورمی در بیست دوره پویایی اثر در دوره رکود اقتصادی برابر ۰/۰۰۴۲ و در دوره رونق اقتصادی برابر ۰/۰۷۵۶- بوده است. بنابراین تکانه تورم در دو دوره اقتصادی تأثیرات معکوسی بر تولید ناخالص داخلی داشته است. ماندگاری اثر تکانه تورمی بر تولید ناخالص داخلی در دوران رونق اقتصادی بیشتر از دوران رکود ارزیابی می‌شود.

• اثر بلندمدت: تکانه نرخ رشد تورم بر تولید در دوره رکود و در دوره سی‌ام در سطح ۰/۰۲- و در دوره رونق اقتصادی در سطح ۰/۱۴- به‌صورت ناپایدار ادامه دارد.

٤-۸. واکنش تورم به تکانه ها در دوران رکود و رونق اقتصادی

۱- اثر تکانه نرخ رشد پایه پولی بر نرخ رشد تورم در هر دو دوره رونق و رکود اقتصادی، مثبت بوده است.

• تکانه نرخ رشد پایه پولی بر تورم در ابتدا و در دوره رکود برابر ۰/۰۸۷ و در دوره رونق برابر ۰/۰۴۱ به‌دست‌آمده است. در واقع حساسیت نرخ رشد تورم در مواجهه با تکانه پایه پولی در دوره رکود نزدیک به دو برابر بیشتر از دوره رونق اقتصادی است. در دوره رکود، پس از هشت دوره اثر تکانه میرا می‌شود. اما در دوره رونق اثر تکانه تورمی پس از سه دوره منفی می‌شود، سپس در پایان دوره دوازدهم دوباره مثبت شده و این روند به‌صورت سینوسی تا از بین رفتن کامل اثر تکانه ادامه دارد.

• میانگین واکنش نرخ رشد تورم به تکانه پایه پولی در بیست دوره پویایی آن و در دوران رکود برابر ۰/۰۰۹۱ و در دوره رونق اقتصادی برابر ۰/۰۰۰۳ محاسبه شده است. بنابراین تأثیر تکانه پایه پولی بر نرخ رشد تورم در بیست دوره ابتدایی در دوره رکودی بسیار بیشتر از دوره رونق بوده است.

• ماندگاری اثر تکانه پایه پولی بر تورم در دوره رکود، هفت دوره اما در دوران رونق مانایی این اثر بیش از بیست دوره ارزیابی می‌شود.

• اثر بلندمدت تکانه بر نرخ رشد تورم در دوره سی‌ام و در هر دو دوران اقتصادی در سطح ۰/۰۰۰ کاملاً تعدیل شده است.

۲- اثر تکانه نرخ رشد ضریب فزاینده پول بر نرخ رشد تورم در دوره رکود و رونق اقتصادی مثبت بوده است.

• تکانه ضریب تکاثر پولی بر تورم در دوران رکود و در دوره اول برابر ۰/۰۹۴ و در دوران رونق اقتصادی ۰/۰۴۸ بوده است؛ بنابراین اثر تکانه ضریب فزاینده پول بر نرخ رشد تورم در دوره رکودی تقریباً دو برابر دوران رونق است. در دوران رکود اقتصادی، پس از دو دوره اثر تکانه منفی می‌شود. این اثر منفی هشت دوره به طول می‌انجامد و بعد از آن میرا می‌شود. اما در دوره رونق اثر تکانه پس از هفت دوره منفی می‌شود و پس از آن به‌صورت سینوسی بعد از بیست دوره به سمت از بین رفتن اثر تکانه حرکت می‌کند.

• میانگین واکنش نرخ رشد تورم به تکانه نرخ رشد ضریب فزاینده پولی در بیست دوره ابتدایی و پویای اثر تکانه، در دوره رکود برابر ۰/۰۰۱۷ و در دوره رونق برابر ۰/۰۰۵۰ محاسبه شده است. بنابراین تکانه ضریب فزاینده پولی در دوره پویایی خود، نرخ رشد تورم را در دوران رونق در مقایسه با دوران رکود بیشتر متأثر می‌کند.

• ماندگاری اثر تکانه ضریب فزاینده پولی بر تورم در دوره رونق بسیار بیشتر از دوره رکود است.

• اثر بلندمدت تکانه بر نرخ رشد تورم در دوران رکود و در دوره سی‌ام، در سطح ۰/۰۰۲- و در دوران رونق در سطح ۰/۰۰۱- پایدار شده است.

۳- اثر تکانه نرخ رشد تقاضای پول M2 بر نرخ رشد تورم در هر دو دوره اقتصادی منفی بوده است.

• قدر مطلق اثر اولیه تکانه تقاضای پول بر نرخ رشد تورم در دوران رونق حدود دو برابر دوران رکود است. این اثر در دوره رکود اقتصادی برابر ۰/۰۲۱- و در دوره رونق ۰/۰۴۰- به‌دست‌آمده است. در دوران رکود پس از سه دوره اثر تکانه تقاضای پول که در ابتدا منفی بوده است، مثبت شده و در دوره دوازدهم میرا می‌شود. اما در دوران رونق پس از پنج دوره اثر معکوس شده، و این معکوس شدن اثر (مثبت شدن اثر تکانه تقاضای پول بر نرخ رشد تورم) برای هفت دوره به طول می‌انجامد و سرانجام میرا می‌شود.

• میانگین واکنش نرخ رشد تورم به تکانه تقاضای پول M2 در بیست دوره ابتدایی و پویایی اثر آن در دوره رکود برابر ۰/۰۰۰۹- و در دوره رونق ۰/۰۰۳۲- بوده است. بنابراین در بیست دوره ابتدایی قدر مطلق اثر تکانه تقاضای پول بر تورم در دوره رونق بیشتر از دوره رکود بوده است.

• ماندگاری تکانه نرخ رشد تقاضای پول بر تورم در دو دوره رکود و رونق مشابه بوده است.

• اثر بلندمدت این تکانه بر تورم در دوره‌های مختلف اقتصادی و در دوره سی‌ام در سطح ۰/۰۰۰ کاملاً تعدیل شده است.

۴- اثر تکانه نرخ رشد تکنولوژی بر نرخ رشد تورم در هر دو دوره رونق و رکود اقتصادی مثبت بوده است.

• تکانه نرخ رشد تکنولوژی در ابتدا و در دوره رکودی برابر ۰/۰۷۲ و در دوره رونق ۰/۰۲۲ بوده است. در دوران رکود پس از شش دوره اثر تکانه تکنولوژی بر نرخ رشد تورم منفی شده و پس از دوره چهاردهم کاملاً میرا می‌شود. در دوران رونق اثر این تکانه از دوره هشتم تا دوره شانزدهم معکوس شده (اثر تکانه تکنولوژی بر تورم منفی شده) و سپس به‌صورت سینوسی بعد از دوره بیستم به سمت از بین رفتن اثر تکانه حرکت می‌کند.

• میانگین واکنش نرخ رشد تورم به تکانه تکنولوژی در بیست دوره ابتدایی و پویای اثر این تکانه در دوره رکود ۰/۰۰۷۲ و در دوره رونق اقتصادی برابر ۰/۰۰۴۸ محاسبه شده است. این نتیجه بحث‌برانگیز گویای آن است که پویایی تکانه تکنولوژی بر افزایش نرخ رشد تورم در دوران رکود به‌طور قابل‌توجهی بیشتر از دوره رونق بوده است.

• اثر بلندمدت این تکانه بر نرخ رشد تورم در دوره رکود و در دوره سی‌ام در سطح ۰/۰۰۰ کاملاً تعدیل شده اما در دوران رونق اقتصادی این اثر در سطح ۰/۰۰۱- پایدار شده است.

٤-۹. مقایسه آثار تکانه ها بر تولید ناخالص داخلی و تورم در دوره کل ۱۳۹٦-۱۳۷۰

با توجه به نتایج، اثر اولیه تکانه نرخ رشد پایه پولی بر تورم بیش از اثر آن بر تولید ناخالص داخلی در دوره کل بوده است. در سایر موارد تفاوت معنی‌داری بین واکنش تولید و تورم به تکانه پایه پولی مشاهده نمی‌شود. اثر اولیه تکانه نرخ رشد ضریب فزاینده پول بر تورم برابر ۰/۰۴۲ و بر تولید ناخالص داخلی برابر ۰/۰۲۳ بوده است؛ بنابراین می‌توان گفت در کوتاه‌مدت تأثیر تکانه ضریب فزاینده پول، تورم را بیش از تولید ناخالص داخلی افزایش داده و نقش تورم‌زایی داشته است. اثر تکانه نرخ رشد تقاضای پول (M2) بر تولید ناخالص داخلی مثبت و بر تورم منفی بوده است. شدت تأثیر تکانه تقاضای پول (M2) بر افزایش تولید بیش از شدت اولیه همین اثر بر تورم بوده است و در کوتاه‌مدت اثر این تکانه بیش از آنکه تورم را کاهش دهد، تولید ناخالص داخلی را افزایش داده است. اثر تکانه نرخ رشد تکنولوژی بر تولید ناخالص داخلی و تورم مثبت است. تأثیر کوتاه‌مدت تکانه تکنولوژی بر افزایش تولید ناخالص داخلی بیش از تورم بوده است.

٤-۱۰. تجزیه واریانس مدل‌ها در ادوار مختلف

با تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، سهم نوسان متغیرهای تولید ناخالص داخلی و تورم در واکنش به هر تکانه‌ی وارد شده، محاسبه می‌گردد. نتایج تجربی محاسبه میزان سهم هر تکانه بر متغیرهای مذکور برای سه مدل در ادوار مختلف آورده شده است.

جدول ۱۰: تجزیه واریانس تولید ناخالص داخلی در سه دوره مختلف موردبررسی

فصل	دوره مورد بررسی	شوک پایه پولی	شوک ضریب فزاینده پول	شوک تقاضای پول	شوک تکنولوژی	شوک تورمی
۱	دوره کل	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۱۸	۰/۳۴	۰/۳۰
	دوره رونق	۰/۲۰	۰/۲۴	۰/۲۲	۰/۱۵	۰/۳۰
	دوره رونق	۰/۱۲	۰/۱۷	۰/۲۰	۰/۳۴	۰/۱۰
۸	دوره کل	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۱۶	۰/۳۵	۰/۳۵
	دوره رونق	۰/۱۹	۰/۲۳	۰/۲۱	۰/۱۷	۰/۱۸
	دوره رونق	۰/۱۳	۰/۱۸	۰/۱۹	۰/۳۴	۰/۱۱
۱۵	دوره کل	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۱۶	۰/۳۵	۰/۳۰
	دوره رونق	۰/۱۹	۰/۲۳	۰/۲۱	۰/۱۷	۰/۲۲
	دوره رونق	۰/۱۳	۰/۱۸	۰/۱۹	۰/۳۴	۰/۱۴
۲۲	دوره کل	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۳۵	۰/۲۷
	دوره رونق	۰/۱۹	۰/۲۳	۰/۱۶	۰/۱۶	۰/۲۲
	دوره رونق	۰/۱۳	۰/۱۸	۰/۲۱	۰/۳۴	۰/۱۸
۳۰	دوره کل	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۱۹	۰/۳۵	۰/۲۵
	دوره رونق	۰/۱۹	۰/۲۳	۰/۲۱	۰/۱۵	۰/۲۲
	دوره رونق	۰/۱۳	۰/۱۸	۰/۱۹	۰/۳۴	۰/۲۵

منبع: محاسبات محقق

جدول ۱۱: تجزیه واریانس تورم در سه دوره مختلف موردبررسی

فصل	دوره مورد بررسی	شوک پایه پولی	شوک ضریب فزاینده پول	شوک تقاضای پول	شوک تکنولوژی
۱	دوره کل	۰/۲۱	۰/۲۵	۰/۱۳	۰/۱۵
	دوره رونق	۰/۲۲	۰/۲۶	۰/۱۲	۰/۴۷
	دوره رونق	۰/۲۴	۰/۲۸	۰/۲۲	۰/۰۵
۸	دوره کل	۰/۲۱	۰/۲۵	۰/۱۴	۰/۱۳
	دوره رونق	۰/۲۲	۰/۲۶	۰/۱۲	۰/۳۱
	دوره رونق	۰/۲۱	۰/۲۵	۰/۲۱	۰/۱۳
۱۵	دوره کل	۰/۲۱	۰/۲۵	۰/۱۴	۰/۱۳
	دوره رونق	۰/۲۲	۰/۲۶	۰/۱۲	۰/۳۱
	دوره رونق	۰/۲۱	۰/۲۵	۰/۲۱	۰/۱۳
۲۲	دوره کل	۰/۲۱	۰/۲۵	۰/۱۴	۰/۱۳
	دوره رونق	۰/۲۲	۰/۲۶	۰/۱۲	۰/۳۱
	دوره رونق	۰/۲۱	۰/۲۵	۰/۲۱	۰/۱۳
۳۰	دوره کل	۰/۲۱	۰/۲۵	۰/۱۴	۰/۱۳
	دوره رونق	۰/۲۲	۰/۲۶	۰/۱۲	۰/۳۱
	دوره رونق	۰/۲۱	۰/۲۵	۰/۲۱	۰/۱۳

منبع: محاسبات محقق

٤-١١. مقایسه نتایج تجزیه واریانس تولید ناخالص داخلی در دوران رکود و رونق اقتصادی

۱- سهم تکانه‌های پولی (پایه پولی، ضریب تکاثر پولی و تقاضای پول(M2)) در دوره رکود نسبت به دوره رونق بر نوسانات تولید ناخالص داخلی بیشتر بوده است. این نشان‌دهنده آن است که حساسیت تولید ناخالص داخلی به تکانه‌های سیاست پولی در دوره رکود بیشتر از دوره رونق بوده است. سهم تکانه تکنولوژی بر نوسانات تولید ناخالص داخلی در دوره رونق بیشتر دوره رکود است. سهم تکانه تورمی در فصل اول دوره رکود به‌صورت قابل‌ملاحظه‌ای بیشتر از همین فصل در دوره رونق است اما در فصول بعدی، سهم تکانه در دوران رکود کمتر شده ولی در دوران رونق روندی افزایشی را نشان می‌دهد.

٤-١٢. مقایسه نتایج تجزیه واریانس تورم در دوران رکود و رونق اقتصادی

سهم تکانه‌های پولی (پایه پولی، ضریب تکاثر پولی و تقاضای پول(M2)) بر تورم در دوره رونق اقتصادی نسبت به دوران رکود بیشتر بوده است. این موضوع نشان‌دهنده آن است که کشش تورم به تکانه‌های پولی در دوران رونق بیش از دوران رکود است. سهم تکانه تکنولوژی بر نرخ رشد تورم در دوران رکود به‌صورت قابل‌ملاحظه‌ای بیشتر از دوران رونق اقتصادی بوده است.

٤-١٣. مقایسه نتایج تجزیه واریانس بر تولید ناخالص داخلی و تورم در دوره کل (١٣٧٠-١٣٩٦)

سهم تکانه‌های سیاست پولی (پایه پولی و ضریب فزاینده پول) بر افزایش نرخ رشد تورم در دوره کل بیشتر از سهم این تکانه‌ها بر تولید ناخالص داخلی بوده است. سهم تکانه تقاضای پول (M2) بر تولید ناخالص داخلی در دوره کل موردبررسی بیشتر از سهم همین تکانه بر تورم بوده است. تکانه تکنولوژی بر تورم سهم کمتری را به خود اختصاص داده است اما بیشترین سهم را همین تکانه بر نوسانات تولید ناخالص داخلی نسبت به سایر تکانه‌ها ایجاد کرده است.

نتیجه‌گیری

سهم تکانه‌های حجم نقدینگی (پایه پولی و ضریب فزاینده پول) در کل دوره موردبررسی بیش از آن‌که تولید را تحریک کند، باعث افزایش تورم در کشور شده‌اند. در میان تکانه‌های پولی، تکانه تقاضای پول، اثر اولیه بیشتری بر تولید در دوره کل داشته است و این پدیده دلیلی بر رد فرضیه بی‌ثباتی پول فریدمن مبنی بر تأثیرات بیشتر عرضه پول از کانال پایه پولی بر نوسانات تولید در اقتصاد ایران است. در دوران رکود اقتصادی که سطح تولید کاهش یافته است، تورم در پاسخ به تکانه مثبت تقاضای پول، کاهش کمتری را نسبت به دوران رونق اقتصادی و افزایش سطح تولید، از خود نشان می‌دهد. یا به‌عبارتی‌دیگر

حساسیت تورم در دوره رونق نسبت به افزایش تقاضای پول بیشتر از دوران رکود است[۱]. در دوران رونق اقتصادی، افزایش تقاضای پول بیش از آنکه تولید را افزایش دهد، تورم را کاهش داده است. در هر دو دوره رکود و رونق اقتصادی، تکانه نرخ رشد ضریب فزاینده پول بیشترین اثر اولیه مثبت را بر تورم و تکانه نرخ رشد تکنولوژی کمترین اثر اولیه مثبت را بر تورم ایجاد کرده است. ضمن اینکه تکانه نرخ رشد تقاضای پول M2 در دوره رونق اقتصادی، تورم را بیشتر از دوره رکود، کاهش داده است. ملاحظه می‌شود که در کوتاه‌مدت تکانه‌های پایه پولی و ضریب فزاینده پول در دوره رکود اقتصادی نزدیک به دو برابر بیش از دوره رونق، نقش تورم‌زایی دارند. در واقع سیاست‌های انبساطی پول در دوره رکود که از دو کانال مذکور اعمال می‌شود، به‌صورت قابل‌توجهی تورم را بیشتر از اعمال همین سیاست در دوره رونق، افزایش می‌دهد. تکانه تکنولوژی نیز در دوران رکود، تورم را بیش از تولید افزایش داده است. در دوران رونق اقتصادی و در کوتاه‌مدت، تکانه ضریب فزاینده پول، تولید را بیش از تورم افزایش داده است اما تکانه پایه پولی نقش تورم‌زایی بیشتری داشته است. مقایسه آثار سیاست انبساطی پولی از دو کانال ضریب فزاینده پول و پایه پولی بر تولید و تورم گویای نقش پررنگ‌تر تورم‌زایی این سیاست در دوره رونق است. تأثیر تکانه تکنولوژی بر افزایش تولید ناخالص داخلی بیش از افزایش تورم در دوره رونق است. اثر تکانه نرخ رشد تقاضای پول M2 در هر دو دوره بر افزایش تولید بیش از کاهش تورم بوده است. اما در مورد افزایش تورم در پاسخ به تکانه تکنولوژی در دوره کل، چون تغییر تکنولوژی موجب افزایش سهم نهاده‌ای و متعاقباً هزینه تولید را افزایش داده و بر ایجاد تورم نقش داشته است. بنابراین تکنولوژی تولید در اقتصاد ایران نهاده بر بوده و همچنین با توجه به دسته‌بندی داتا و کریستوفرسن (۲۰۰۴)، با توجه به اینکه تکانه نرخ رشد تکنولوژی باعث افزایش تولید ناخالص داخلی می‌شود، پس ساختار تکنولوژی نمی‌تواند خنثی باشد، چون در ساختار خنثی سطح تولید و هر یک از عوامل تولید، مستقل از اثرات تکنولوژی هستند و از طرفی با توجه به اینکه تکانه تکنولوژی باعث افزایش تورم و سطح عمومی قیمت‌ها در کشور شده است، در نتیجه فرض تغییر تکنولوژی ناشی از گسترش مقیاس نیز منتفی است. بنابراین استفاده از تکنولوژی‌های غیر خنثی و نهاده‌بر در ساختار تولیدی اقتصاد کشور نیز می‌تواند دلیلی بر این پدیده باشد.

ارائه راهکار

با توجه به اینکه متغیرهای این مطالعه به واقع متغیرهای کلان اقتصاد پولی محسوب می‌شوند، بنابراین می‌بایست از مکانیزم‌های انتقال مناسب به‌منظور انعکاس تأثیر هر تکانه در سطوح عملیاتی سیاست‌گذاری استفاده کرد. نظر به تلاش صورت گرفته در این پژوهش مبنی بر شناسایی متغیرهای مؤثر بر تولید و تورم در ادوار تجاری اقتصاد ایران، نخست مشخص شد که تکانه حجم نقدینگی در

۱. این نتیجه از جدول (۴-۷) و واکنش تورم به تکانه تقاضای پول در دوره‌های رکود و رونق اقتصادی اقتباس‌شده است.

ادوار تجاری اقتصاد ایران نقش تورم‌زایی دارد، بنابراین توجه به سمت کنترل تورم در دوره‌های رونق و رکود اقتصادی معطوف می‌شود. با توجه به نتایج، در دوره رکود اقتصادی تقاضای پول به‌عنوان عامل مؤثر در کنترل تورم شناسایی‌شده و همچنین در دوره رونق اقتصادی افزایش تقاضای پول بیش از تحریک تولید، تورم را کاهش داده است. با توجه به نقش قابل‌ملاحظه‌ی تقاضای پول در اقتصاد ایران، افزایش میزان تقاضای پول[۱] می‌تواند گره‌گشای اقتصاد ایران در مواجهه با ادوار تجاری باشد. در این بخش، *انتشار اوراق مشارکت* به‌منظور بررسی و شیوه تأثیرگذاری، به‌عنوان یکی از ابزارهای افزایش تقاضای پول، انتخاب و مورد تحلیل قرار می‌گیرد. انتشار اوراق مشارکت[۲] و سهیم نمودن سرمایه‌گذاران در فعالیت‌های اقتصادی و پرداخت سودهای واقعی تنها راه‌حل فائق آمدن بر محدودیت اجرای عملیات بازار باز در کشور است. انتشار و عرضه اوراق مشارکت بانک مرکزی ازجمله ابزارهای سیاست انقباضی است؛ به‌طوری‌که با عرضه این اوراق از حجم نقدینگی کاسته و وجوه این اوراق نزد بانک مرکزی مسدود می‌گردد. در بخش پایه پولی، انتشار این اوراق موجب افزایش جزء بدهی‌های بانک مرکزی و کاهش پایه پولی خواهد شد. با توجه به نتایج این مطالعه، در دوران رکود اقتصادی که تکانه پایه پولی تأثیر قابل‌توجهی بر افزایش تورم دارد، انتشار اوراق مشارکت باعث کاهش تورم خواهد شد و همچنین با توجه به اینکه در این دوره اقتصادی تکانه ضریب فزاینده پولی اثر غالب بر تولید ناخالص داخلی داشته و می‌تواند در کوتاه‌مدت آثار سایر تکانه‌ها بر آن را مهار کند، بنابراین کاهش پایه پولی اثر مخربی بر تحریک تولید نخواهد داشت. در مجموع با توجه به اینکه تورم ایجاد شده ناشی از سیاست‌های انبساطی پول در اقتصاد ایران، افزایش تولید ناخالص داخلی را که پیامد همین سیاست‌هاست، کاملاً مهار می‌کند، بنابراین می‌توان از سیاست‌های پولی در جهت اهداف ضد تورمی بهره گرفت و نه تحریک تولید.

---

۱. افزایش تقاضای پول عمدتاً از طریق کاهش نرخ بهره، احیاء و مدیریت عملیات بازار باز و اوراق قرضه یا اوراق مشارکت، حمایت از بازار سرمایه، بهبود درآمدهای نفتی و افزایش درآمد ملی، مدیریت بهینه بازار ارز، افزایش صادرات و توجه به مزیت‌های نسبی در تجارت بین‌الملل حاصل می‌شود.

۲. برای اولین بار، براساس ماده ۹۱ قانون برنامه سوم، به بانک مرکزی اجازه داده شد که با تصویب شورای پول و اعتبار، از اوراق مشارکت بانک مرکزی استفاده نماید. شایان‌ذکر است که براساس برنامه چهارم توسعه، انتشار اوراق مشارکت بانک مرکزی با تصویب مجلس شورای اسلامی مجاز خواهد بود.

منابع

ترکمانی، جواد. (۱۳۷۷). «تعیین ریسک گریزی، کارایی فنی و عوامل مؤثر بر آن، مطالعه موردی استان فارس»، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شماره ۲۴، ۴۹-۶۸.

حنطه، مهدی؛ عسگری، منوچهر و ختایی، محمود. (۱۳۹۷). «بررسی پدیده خنثایی پول در اقتصاد ایران»، *فصلنامه اقتصاد مالی*، سال دوازدهم، شماره ۴۲، ۷۴-۴۷.

جلالی نائینی، جلال‌الدین و نظیفی، فاطمه. (۱۳۸۰). «تأثیرات نامتقارن تکانه‌های اسمی (پولی) بر تولید»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۹، ۴۱-۱۳.

خداپرست شیرازی، جلیل. (۱۳۹۴). «اندازه‌گیری اثرات شوک سیاست پولی در ایران: رویکرد خود توضیح برداری عامل تعمیم‌یافته (FAVAR)»، *فصلنامه اقتصاد مقداری*، دوره ۱۱، شماره ۱، ۱۰۱-۷۵.

دبرتین، د. ال. (۱۳۷۶). *اقتصاد تولید کشاورزی، ترجمه موسی‌نژاد و نجارزاده*، مؤسسه تحقیقات اقتصادی دانشگاه تربیت مدرس.

زارع، هاشم و متوسلی، فروغ. (۱۳۹۴). «بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر شکاف تولیدی با دیدگاه نئوکینزی در اقتصاد ایران»، *فصلنامه علمی-پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران*، سال چهارم، شماره ۱۵، ۱۸۲-۱۶۱.

شریفی رنانی، حسین؛ قبادی، سارا؛ امرالهی، فرزانه و هنرور، نغمه. (۱۳۹۱). «بررسی اثر سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی و تورم از طریق شاخص قیمت مسکن در ایران، اقتصاد توسعه و برنامه‌ریزی»، دوره اول، شماره اول، ۶۸-۴۹.

شهبازی، کیومرث؛ خداویسی، حسن؛ رضایی، ابراهیم و یکتا، ایرج. (۱۳۹۷). «بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر تولید ناخالص داخلی ایران طی ادوار تجاری با تأکید بر اعتبارات بانکی»، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادسنجی*، شماره هفتم علمی-پژوهشی (وزارت علوم)، ۸۴-۵۵.

صمدی، علی‌حسین. (۱۳۸۸). *روابط کاذب در اقتصادسنجی*. تهران: نشر نور علم.

عبدالملکی، حامد؛ اصغرپور، حسین و حقیقت، جعفر. (۱۳۹۶). «آزمون فرضیه بی‌ثباتی پول فریدمن در ایران: رویکردی نامتقارن از مدل بسط یافت VARMA,GARCH-M»، *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۷ (پیاپی ۲۸)، ۷۵-۱۰۲.

خلیلی عراقی، منصور و گودرزی فراهانی، یزدان. (۱۳۹۱). «اثرات نامتقارن سیاست پولی و نوسانات اقتصادی در اقتصاد ایران»، *دوفصلنامه مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، دوره نهم، شماره ۲ (پیاپی۹۹)، ۶۲-۳۱.

عمادزاده، مصطفی؛ صمدی، سعید و حافظی، بهار. (۱۳۸۴). «بررسی عوامل(پولی و غیر پولی) مؤثر بر تورّم در ایران»، *پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه مازندران*، سال پنجم، شماره ۱۹، ۴۵-۳۴.

منجذب، محمدرضا. (۱۳۸۵). «تحلیلی بر اثربخشی گسترش حجم پول بر تولید و تورم در اقتصاد ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، دوره ششم، شماره سوم، ۱۶-۱.

یوسفی، محمدرضا. (۱۳۸۶). *بررسی اثرات افزایش و کاهش حجم پول بر فعالیت‌های حقیقی اقتصادی در ایران(متقارن یا نامتقارن)*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مفید.

Belongia, M. T. and Ireland, P. N. (2015). ‘‘Money and output: Friedman and Schwartz revisited’’. *Working Paper, Boston College*, 6(48), 1223-1266.

Bernanke, B. S. and Gertler, M. (1995). "Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission". *American Economic Review*, 4(82), 901-921.

Chi, Q. (2014). "The Impact of Money Supply on the Price: Evidence from China". *Research in World Economy*, (5), No. 1, 75-88.

Cobb, C. W. and Douglas, P. H. (1928). "A theory of production", *American Economic Review*, 1, 139-165.

Datta, A. and Christoffersen, S. (2004). "Production Costs, Scale Economies, and Technical Change in U.S". *Textile and Apparel Industries Philadelphia University*. 33(2), 201-213.

Douglas, P. H. (1948). "Are there laws of production", *American Economic Review*, 38, 1-41.

Fan, S. (2000). "Research investment and the economic returns to Chinese agricultural research", *Journal of Productivity Analysis*, 14, 163-182

Friedman, M. (1984). "Lessons from the 1979Ð 82 monetary policy experiment", *American Economic Review*, (74), 397-400.

Friedman, M. and Schwartz, A. J. (1963a). "Money and business cycles". *Review of Economics and Statistics*, 45(1), 32-64.

Friedman, M., and A. J. Schwartz. (1963b). "A monetary history of the United States". *Princeton, NJ: Princeton University Press*, (1), 15-78.

Handa, J. (2009). *Monetary Economics*. Second edition published by Routledge.

Heady, E. O. and Dillon, J. L. (1961). *Agricultural production functions*, Kalyani press, Ludhiana, India.

Hendrickson, J. R. (2017). "An Evaluation of Friedman's Monetary Instability Hypothesis". *Southern Economic Journal*, 83(3), 744-755.

Ibrahim, M. H. and Amin, R. (2005). "Exchange Rate, Monetary Policy and Manufacturing Output in Malaysia". *Journal of Economic Cooperation*, 26(3), 103-130.

Intriligator, M. D., Bodkin, R. G. and Hsiao, C. (1996). *Econometric models, techniques, and applications. Second edition*, Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall, USA

Jannsen, N., Potjagailo, G., & M. H, Wolters (2015). *Monetary Policy during Financial Crises: Is the transmission mechanism impaired?*, Kiel Institute for the World Economy, Kiellinie 66, 24105 Kiel, Germany.

Kilinc, M. & Tunc, C. (2019). "The asymmetric effects of monetary policy on economic activity in Turkey". *Structural Change and Economic Dynamics. Toros University, Turkey*. (6)32, 18-42.

McCallum, B. T. (1988). "Robustness properties of a rule for monetary policy*". In Carnegie-Rochester conference series on public policy*, (29), 173-203.

Nerlove, M. (1965). *Estimation and identification of CobbDouglas production functions*, North-Holland Publishing Company, Amsterdam.

Ogbeide, F. (2016). "Monetary Policy and Manufacturing Capacity Utilization: Further Evidence from Nigeria". *South-Eastern Europe Journal of Economics*, 2(2016), 159-174.

Samuelson, P. A. (1979). "Paul Douglas measurement of production functions and marginal productivities", *Journal of Political Economy*, 87, 923-939.

Simposon, T.D. (1981). *Money, Banking and Economic Analysis*, NewYork, Prentice Hall, 2nd edn.

Snowdon, B., Howard R.Vane. (2005). *Modern macroeconomics Its Origins, Development and current state*, Eward Elgar Publishing Limited House.

Vannieuwerburgh, S. & Veldkamp, L. (2006). "Learning Asymmetries in Real Business Cycles", *Journal of Monetary Economics*, 53(4), 753-772.

Walters, A. A. (1963). "Production and cost functions: an econometric survey", *Econometrica*, 31, 1-66.

Wauk, G. & Adjorlolo, G. (2019). "The Game of Monetary Policy, Inflation and Economic Growth. School of Public Affairs and Administration, University of Electronic Science and Technology of China, Chengdu, China". *Open Journal of Social Sciences*, 2(7), 255-271.

Applied Economics Studies, Iran (AESI) 249

Volume 9, Number 34, Summer 2020

Evaluation of Monetary Instability effects on Output and Inflation during Business Cycles in Iran's Economy

Abdollahzade, M.[1], Zare, H.[2*]

Abstract

Monetary instability and investigating its effects on other macroeconomic indicators is so significant for making economical policies in all countries. An effort has been made in this study to evaluate the monetary instability in Iran's economy during recession and expansion periods in a dynamic equation system format in Friedman's theory framework about GDP and inflation fluctuations. The period that has been determined for this survey is based on seasonal data from first quarter in 1370 to fourth quarter in 1396. The results show that monetary expansion in both recession and expansion period is more effective in creating inflationary condition than influencing output. Considering the identification of technology structure relevance as an important parameter in the production process which plays an important role in business cycle, a controversial result which is gained shows that technological shock led to increase price level and inflation in Iran's economy. Finally, it can be expressed that Friedman's hypothesis can not be confirmed during expansion period in Iran's economy.

Key words: Friedman's monetary instability, Monetary policy, Inflation, Gross domestic product, Business cycle.

JEL Classification: C53, E12, E32, E41, E51, E52.

1. Master, Economics, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran **Email:** m.abdollahzade1991ca@gmail.com
2. Assistant Professor, Department of Economics, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran **Email:** Hashem.zare@gmail.com