

## تأثیر ساختار کسری بودجه بر نقدینگی در اقتصاد ایران: رویکرد تابع

## واکنش بانک مرکزی

مهدی حاج امینی<sup>۱</sup>محمدعلی فلاحي<sup>\*۲</sup>محمدطاهر احمدی شادمهری<sup>۳</sup>علی اکبر ناجی میدانی<sup>۴</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۷/۱۷

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۸/۱۹

## چکیده

کسری بودجه مزمن و تسلط مالی دولت بر بخش پولی از مشخصه‌های اقتصاد ایران در سال‌های بعد از انقلاب بوده که بر اساس ادبیات اقتصادی تغییرات مداوم و قابل توجه در عرضه پول ایران را توضیح می‌دهد. مقاله حاضر تأثیر ساختار کسری بودجه بر نقدینگی را در چارچوب تابع واکنش بانک مرکزی و با استفاده از مدل VARX طی دوره ۱۳۵۸ تا ۱۳۸۹ بررسی می‌کند. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که تغییرات کسری بودجه کل و نقدینگی الزاماً هم جهت نیستند. تصمیمات دولت در مورد افزایش کسری بودجه عملیاتی که منعکس‌کننده عملیات جاری دولت است، موجب افزایش کسری بودجه کل و نقدینگی می‌شود. اما شوک‌های مازاد تراز سرمایه که عمدتاً منعکس‌کننده تحولات نفتی اقتصاد ایران است، با وجود کاهش یا افزایش کسری بودجه کل، تأثیری بر نقدینگی ندارد. بنابراین کسری بودجه عملیاتی - و نه الزاماً کسری بودجه کل یا مازاد تراز سرمایه - در کوتاه‌مدت و بلندمدت محرک اصلی تغییرات نقدینگی است و تکانه‌های بازار نفت به خودی خود آثار دائمی بر نقدینگی ندارند. بدین ترتیب، برای موفقیت در مهار تورم لازم است اصلاحات بودجه‌ای با محوریت کسری بودجه عملیاتی کوچک و انعطاف‌پذیر، توازن ادواری کسری بودجه عملیاتی و کاهش تسلط بودجه بر سیستم بانکی دنبال شود.

**واژگان کلیدی:** تابع واکنش عرضه پول، نقدینگی، کسری بودجه عملیاتی، مدل VARX.

**Keywords:** Money Supply Reactions Function, Liquidity, Operating Budget Deficits, VARX Model.

**JEL Classification:** C32, E58, H62.

<sup>۱</sup> دانش‌آموخته دکتری اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد

<sup>۲</sup> استاد گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد

(\* - نویسنده مسئول: Email: falahi@um.ac.ir)

<sup>۳</sup> دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد

<sup>۴</sup> دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد

## ۱- مقدمه

در کشورهای توسعه‌یافته، بودجه دولت عموماً یک ساختار درآمدی مبتنی بر مالیات و یک ساختار مخارجی انعطاف‌پذیر دارد به طوری که از کسری بودجه مزمن جلوگیری می‌کند. به علاوه، در این کشورها کسری‌های موقتی اغلب با استقراض از بازارهای مالی داخلی و خارجی تأمین می‌شود. بنابراین تا حد ممکن تأثیرگذاری وضعیت مالی دولت بر نقدینگی کاهش می‌یابد. مطالعات تجربی نیز این موضوع را تأیید کرده‌اند.

اما در کشورهای در حال توسعه - به ویژه کشورهای دارای منابع نفت - ساختار بودجه از حیث درآمدی، پرنوسان و از حیث مخارجی، انعطاف‌ناپذیر است. این ساختار نامناسب با ایجاد کسری بودجه‌های پی‌درپی موجب تمایل دولت‌ها به سیطره بر بخش پولی می‌شود، که «هم‌سازی» بخش پولی با وضعیت مالی دولت و استفاده بی‌رویه از حق‌الضرب را به همراه دارد. بنابراین در کشورهای در حال توسعه، توجه صرف به نقش بانک مرکزی در کنترل تورم کافی نیست، بلکه لازم است قدرت واکنش مثبت یا منفی نقدینگی به وضعیت مالی بودجه دولت نیز مورد ارزیابی قرار گیرد.

به نظر می‌رسد شرایط اقتصاد ایران نیز همین گونه است. ساختار بودجه دولتی ایران به شدت نامتناسب است. برای نمونه، طی دوره ۱۳۵۸ تا ۱۳۸۹، میانگین سهم مخارج جاری ۷۳/۴ درصد و میانگین سهم عمرانی ۲۶/۶ درصد بوده است. این سهم‌ها در سال ۱۳۸۹ به ترتیب ۷۳/۵ درصد و ۲۶/۵ درصد بوده‌اند که نشان‌دهنده عدم تغییر اساسی در ساختار مخارجی دولت است.<sup>۱</sup>

در همین دوره، میانگین سهم درآمدهای نفتی ۵۳/۶ درصد و میانگین سهم مالیات و سایر درآمدها ۴۶/۴ درصد بوده است. این سهم‌ها در سال ۱۳۸۹ به ترتیب ۵۳/۱ درصد و ۴۶/۹ درصد بوده‌اند که آن‌ها نیز عدم تحول اساسی در ساختار درآمدی دولت را منعکس می‌کنند. به علاوه در این سال‌ها، انحراف معیار قیمت‌های اسمی و حقیقی نفت خام به ترتیب ۲۱ و ۲۵ دلار در سال بوده که همراه با تغییرات ناگهانی استخراج و صادرات نفت (به دلیل انقلاب، جنگ و تحریم‌ها) موجب نوسانات قابل توجه در درآمدهای نفتی شده است.<sup>۲</sup>

<sup>۱</sup> محاسبات بر اساس داده‌های گزارش‌های بانک مرکزی در سال‌های مختلف انجام شده است.

<sup>۲</sup> اطلاعات «میانگین سالانه قیمت نفت خام در جهان» از شرکت بی‌پی (BP) تهیه شده و سپس بر اساس آن انحراف معیار محاسبه شده است.

بنابراین ناکافی بودن منابع مالیاتی و نوسانات درآمدهای نفتی موجب ساختار درآمندی ناپایدار شده است. از طرف دیگر، نوع نظام حاکمیتی، نگرش دولتمردان و وجود درآمدهای نفتی سهل‌الوصول، روند به شدت صعودی و کاهش ناپذیر مخارج جاری را به همراه داشته است. بر این اساس، مخارج دولت در هنگام افزایش درآمدهای نفتی به سرعت منبسط و تأمین مالی می‌شود؛ در حالی که با کاهش درآمدهای نفتی، انقباض آن از نظر سیاسی - اجتماعی پذیرفته نیست. امکان افزایش فشار مالیاتی نیز به دلایلی از قبیل پایه مالیاتی کوچک و نظام مالیاتی ناکارآمد وجود ندارد.

در نتیجه دولت‌ها در تمامی سال‌های بعد از انقلاب (به جز سه سال) با کسری بودجه مواجه بوده که برای تأمین آن عمدتاً به استقراض مداوم و بی‌قید و بند از بخش پولی روی آورده‌اند. نقدینگی همراه با کسری بودجه - که روند کاهشی در آن مشاهده نمی‌شود - افزایش یافته و متعاقباً تورم دو رقمی اقتصاد ایران را ایجاد و بازتولید کرده است. به عبارت دیگر، «کسری بودجه مزمن» و «تسلط بخش مالی دولت بر بخش پولی» دو مشخصه‌ی اقتصاد ایران در سال‌های بعد از انقلاب است، که به نظر بسیاری از اقتصاددانان، از دلایل اصلی تورم محسوب می‌شود.

در همین راستا، هدف مقاله حاضر این است که تأثیر ساختار کسری بودجه بر نقدینگی را از دریچه تابع واکنش بانک مرکزی بررسی کند. انتظار بر این است که با مشخص شدن نقش ساختار بودجه در جریان نقدینگی، الزامات مهار تورم در اقتصاد ایران روشن‌تر شود. این تحقیق از دو جنبه متمایز از تحقیقات پیشین است. اولاً، کسری بودجه به صورت دو جزء کسری بودجه عملیاتی و مازاد تراز سرمایه در نظر گرفته شده است و در نتیجه نقش منابع و هزینه کرد بودجه در تأثیرگذاری کسری بودجه بر نقدینگی به تفکیک بررسی می‌شود. ثانیاً، از مدل VARX استفاده می‌شود که امکان تجزیه و تحلیل تکانه‌های متغیرهای برونزای ضعیف را فراهم می‌کند.

این مقاله شامل پنج بخش است. در بخش دوم، مطالعه‌های انجام شده به اختصار مرور می‌شود. در بخش سوم، مدل و روش برآورد آن بیان می‌شود. در بخش چهارم، نتایج مدل گزارش و تحلیل می‌شود و در بخش پنجم، جمع‌بندی و نتیجه‌گیری مطالعه ارائه می‌شود.

## ۲- مروری بر مطالعه‌های انجام شده

### ۲-۱- مطالعه‌های خارجی

از پایان دهه ۱۹۷۰ میلادی، مطالعه‌های بسیاری تأثیرپذیری رفتار بانک مرکزی از کسری بودجه دولت را بررسی کرده‌اند. این مطالعه‌ها نتیجه می‌گیرند که افزایش و دوام کسری بودجه دولت از کانال‌های مختلف بر نقدینگی تأثیر گذاشته و در نتیجه مانع کنترل پول و مهار تورم می‌شود. در ادامه اهم این مطالعه‌ها مرور می‌شوند.

نیسکانن<sup>۱</sup> (۱۹۷۸)، لوی<sup>۲</sup> (۱۹۸۱) و هامبورگر و زویک<sup>۳</sup> (۱۹۸۱ و ۱۹۸۲) بیان می‌کنند که کسری بودجه دولت موجب فشار بر نرخ بهره می‌شود و در نتیجه مقام پولی تلاش می‌کند که تکانه‌های نرخ بهره را از طریق خرید اوراق بهادار، تعدیل و کنترل کند. این مسأله با پولی کردن بدهی موجب افزایش نرخ رشد پول می‌شود.

سارجنت و والاس<sup>۴</sup> (۱۹۸۱) فرضیه تسلط مالی را مطرح می‌کنند. طبق این فرضیه، تسلط مالی هنگامی رخ می‌دهد که بدهی دولت از حداکثر مقداری که توسط بخش خصوصی قابلیت جذب دارد، فراتر می‌رود. در این حالت دولت یا باید مخارج را کاهش و مالیات‌ها را افزایش دهد و یا این که مقام پولی را وادار به همراهی با سیاست کسری بودجه کند. در کشورهای در حال توسعه که بخش خصوصی و بانک‌های خارجی تمایلی برای جذب بدهی دولت ندارند، و فشار مالیاتی نیز ممکن نیست، دولت به روش دوم روی می‌آورد. در نتیجه سیاست مالی مسلط می‌شود و سیاست پولی به صورت درون‌زا از کسری بودجه تبعیت می‌کند.

در همین راستا، پرتیپاداکیس و سیگل<sup>۵</sup> (۱۹۸۷) به دو عامل نسبت بدهی و ناسازگاری زمانی اشاره می‌کنند. هرگاه نسبت بدهی به تولید از حد معینی فراتر رود به طوری که امکان تأمین آن از طریق مالیات بعید به نظر رسد، بانک مرکزی مجبور به پولی کردن بدهی دولت می‌شود. همچنین به دلیل مسئله ناسازگاری زمانی، دولت می‌تواند با استفاده از تورم پیش‌بینی نشده، ارزش حقیقی بدهی‌های بهره‌ای خود را کاهش دهد.

<sup>۱</sup> Niskanen (1978)

<sup>۲</sup> Levy (1981)

<sup>۳</sup> Hamburger and Zwick (1981 & 1982)

<sup>۴</sup> Sargent and Wallace (1981)

<sup>۵</sup> Protopapadakis and Siegel (1987)

هان و زلهارست<sup>۱</sup> (۱۹۹۰) نیز با توجه به شرایط کشورهای در حال توسعه به دو عامل حق الضرب و فشارهای سیاسی تأکید دارند. قدرت تأثیر فشارهای مقامات سیاسی بر بانک مرکزی به تریبات قانونی نحوه اداره بانک مرکزی و همچنین عملکرد بانک مرکزی بستگی دارد. با توجه به این که استقلال قانونی به تنهایی تضمین کننده استقلال در عمل نیست، هم‌جهتی مقام پولی در کشورهای در حال توسعه با دولت بیشتر خواهد بود. به علاوه، بخش مالی کشورهای در حال توسعه عمدتاً تحت سلطه بانک‌های تجاری با مالکیت دولتی است که به عنوان تأمین کننده اعتبارات برای دولت عمل می‌کنند. به علاوه، در کشورهای در حال توسعه به دلیل عدم کفایت درآمدهای مالیاتی، گرایش به تأمین مالی از طریق مالیات تورمی بیشتر است. آن‌ها بیان می‌کنند که چون نسبت پول به تولید در این کشورها پایین است، مقام پولی باید خلق پول و تورم بالایی را ایجاد کند تا کاستی منابع مالی دولت جبران شود.

برومنت<sup>۲</sup> (۱۹۹۸) بیان می‌کند وقتی که نرخ بهره به دلیل فشار تأمین مالی کسری بودجه دولت تمایل به افزایش دارد، بانک مرکزی با تصمیم دوگانه کنترل تورم یا ثبات سیستم مالی (نرخ بهره) مواجه می‌شود. بنابراین یک مبادله سیاستی میان مالیات و حق الضرب برای دولت و یک مبادله سیاستی میان ثبات قیمت و ثبات نرخ بهره برای مقام پولی وجود دارد که تحت تأثیر عوامل نهادی مانند استقلال بانک مرکزی هستند. این عوامل می‌توانند موجب کاهش یا افزایش تأثیرپذیری سیاست پولی از سیاست مالی شوند.

نتایج سیکن و هان<sup>۳</sup> (۱۹۹۸) نشان می‌دهد که بانک‌های مرکزی در کشورهای در حال توسعه علی‌رغم استقلال قانونی، مستقل عمل نکرده‌اند و سیاست‌گذاری آن‌ها تحت تأثیر وضعیت مالی دولت است. کلیک<sup>۴</sup> (۱۹۹۸) نشان می‌دهد که مالیات‌ها سطح بلندمدت مخارج دولت - مخارج دائمی - را پوشش می‌دهند و مخارج موقت عمدتاً با ایجاد کسری بودجه از طریق بدهی و نهایتاً حق الضرب تأمین مالی می‌شود. بنابراین در کشورهای در حال توسعه که مخارج ناگهانی بیشتر است، استفاده از حق الضرب نیز بیشتر می‌شود. راگ-مارسیا<sup>۵</sup> (۱۹۹۹) نشان می‌دهد که دو سناریوی مخارج کم یا مخارج زیاد، دو وضعیت عرضه پول متفاوت و متعاقباً دو سطح تعادلی تورم پایین یا بالا را به همراه دارند.

<sup>۱</sup> Haan and Zelhorst (1990)

<sup>۲</sup> Berument (1998)

<sup>۳</sup> Sikken and Haan (1998)

<sup>۴</sup> Click (1998)

<sup>۵</sup> Ruge-Murcia (1999)

قارتی<sup>۱</sup> (۲۰۰۱) نشان می‌دهد که مقدم‌ترین سیاست در مهار تورم، اصلاح نظام مالی دولت است به طوری که موجب کاهش وابستگی به حق‌الضرب و همچنین کاهش فشار برای پولی کردن کسری بودجه شود. فیشر و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۰۲) با استفاده از اطلاعات دوره‌های تورمی تجربه شده در ۱۶۱ کشور (بیش از ۴۵ هزار مشاهده) به بررسی جامع ارتباط کسری بودجه، حق‌الضرب و پول پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد که ارتباط بلندمدتی میان تراز مالی، حق‌الضرب و نرخ رشد پول وجود دارد.

باتاچاریا و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۰۳) و نیپلت<sup>۴</sup> (۲۰۰۴) نشان می‌دهند که تقابل سیاست‌های مالی و پولی سطح قیمت‌ها را تعیین می‌کند. بنابراین موفقیت سیاست پولی به وضعیت مالی دولت بستگی دارد. این تقابل سیاست‌ها شبیه به یک بازی جوجه<sup>۵</sup> است که در آن اولین حرکت‌کننده، گزینه‌های سیاستی بازیگر دیگر را محدود می‌کند. بر همین اساس است که استقلال بانک مرکزی به عنوان مزیت نهادی اولین حرکت‌کننده برای مقام پولی در نظر گرفته می‌شود تا خزانه‌داری مسئول کامل توازن بودجه شود.

کاتائو و ترونس<sup>۶</sup> (۲۰۰۵) ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت میان کسری مالی و تورم را برای ۱۰۷ کشور طی سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۱ میلادی بررسی کردند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که این ارتباط تنها در کشورهای در حال توسعه و با تورم بالا تأیید می‌شود. آن‌ها همچنین نتیجه می‌گیرند که در یک اقتصاد دلاریزه شده و بدون انضباط مالی امکان مهار تورم وجود ندارد.

لوی (۲۰۰۶) با مرور ادبیات مربوطه بیان می‌کند که کنترل تورم نیازمند یک بانک مرکزی مستقل است تا در برابر فشارهای سیاسی و تقاضای دولت برای گسترش اعتبارات، مانع پولی کردن بدهی دولت شود. آن‌گونه که وی توضیح می‌دهد، موفقیت در مهار تورم با سیاست مالی غیر مسئولانه و بی‌انضباط ممکن نیست.

بون<sup>۷</sup> (۲۰۰۶) و آيسن و وایگا<sup>۸</sup> (۲۰۰۸) نشان می‌دهند که در کشورهای در حال توسعه به دلایل ویژگی‌های اقتصادی و سیاسی، قطبی شدن اجتماعی، استقلال عملی کمتر بانک مرکزی، سطح

<sup>۱</sup> Ghartey (2001)

<sup>۲</sup> Fischer (2002)

<sup>۳</sup> Bhattacharya (2003)

<sup>۴</sup> Niepelt (2004)

<sup>۵</sup> Game of Chicken

<sup>۶</sup> Catão and Terrones (2005)

<sup>۷</sup> Bohn (2006)

<sup>۸</sup> Aisen and Veiga (2008)

پایین تر آزادی اقتصادی، نظام سیاسی کمتر دموکراتیک، سطح پایین تر دسترسی به تأمین مالی بین‌المللی، تأثیرگذاری مخارج دولت و کسری بودجه بر نقدینگی بیشتر و با دوام تر است. کوان و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۰۹) بیان می‌کنند اگرچه در کوتاه‌مدت سیاست پولی نقش مهمی در کنترل تورم دارد؛ اما تورم در بلندمدت به ویژگی‌هایی مانند تسلط مالی دولت، میزان پولی کردن کسری بودجه و سطح بدهی دولت بستگی دارد. به نظر آن‌ها، در کشورهای با کسری‌های مالی پی‌درپی، تثبیت قیمت صرفاً با سیاست پولی ممکن نیست؛ بلکه باید تأثیر کسری مالی دولت بر جریان نقدینگی رفع شود.

آکتاش و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۱۰) نشان می‌دهند که موفقیت سیاست پولی در مهار تورم به انضباط مالی مالی دولت بستگی دارد. طبق نتایج آن‌ها، اگر دولت انضباط مالی نداشته باشد، یک سیاست پولی سختگیرانه ممکن است به دلیل انتظارات تورمی حاصل از حق‌الضرب بیشتر در آینده، افزایش تورم را موجب شود. بایواترز و توماس<sup>۳</sup> (۲۰۱۱) نیز نتیجه می‌گیرند که دولت از طریق بدهی و نرخ بهره اسناد خزانه بر جریان پولی تأثیر می‌گذارد.

آیسن و هونر<sup>۴</sup> (۲۰۱۳) نتیجه می‌گیرند که کسری بودجه دولت تأثیر قابل توجهی بر نرخ بهره دارد. این تأثیر، موجب واکنش مقام پولی و تغییرات در حجم پول می‌شود. آن‌ها همچنین نشان می‌دهند که تأثیرگذاری کسری بودجه بر نرخ بهره در کشورهای در حال توسعه به دلیل ویژگی‌هایی از قبیل کسری بودجه‌های بالا، تأمین مالی داخلی کسری‌های بودجه، فقدان آزادسازی‌های مالی و عمق مالی کم، بیشتر است.

لین و چو<sup>۵</sup> (۲۰۱۳) با استفاده از داده‌های ۹۱ کشور نشان می‌دهند که کسری‌های مالی با ایجاد نرخ‌های رشد پول بالاتر موجب تورم می‌شوند. باجو-روبیو و همکاران<sup>۶</sup> (۲۰۱۴) تشریح می‌کنند که چگونه تداوم کسری بودجه (حتی کوچک) در بلندمدت موجب تسلط مالی دولت بر سیاست پولی و افزایش مداوم نقدینگی می‌شود.

<sup>۱</sup>. Kwon (2009)

<sup>۲</sup>. Aktas (2010)

<sup>۳</sup>. Bywaters and Thomas (2011)

<sup>۴</sup>. Aisen and Hauner (2013)

<sup>۵</sup>. Lin and Chu (2013)

<sup>۶</sup>. Bajo-Rubio (2014)

## ۲-۲- مطالعه‌های تجربی اقتصاد ایران

تحقیقات انجام شده در زمینه تأثیر کسری بودجه بر پول در اقتصاد ایران، در جدول ۱ خلاصه شده است. همه این تحقیقات نتیجه گرفته‌اند که کسری بودجه‌های دولت تأثیر معنی‌داری بر حجم پول و نقدینگی داشته و بنابراین نقش مخرب دولت در فشارهای تورمی از کانال متغیرهای پولی را تأیید کرده‌اند.

به هر حال، این مطالعه‌ها صرفاً به متغیر کسری بودجه کل توجه داشته و تأثیر ساختار بودجه را مورد بررسی قرار نداده‌اند. بنابراین تحقیق حاضر با تفکیک کسری بودجه به دو جزء کسری بودجه عملیاتی و مازاد تراز سرمایه، نقش منابع و هزینه کرد بودجه را در تأثیرگذاری کسری بودجه بر حجم پول بررسی می‌کند. به علاوه، در تحقیق حاضر از مدل VARX استفاده شده که متمایز از رویکردها و مدل‌های قبلی است.

جدول ۱: مطالعه‌های داخلی تأثیر کسری بودجه بر حجم پول و نقدینگی

مطالعه	سال	داده‌ها	مدل / روش	نتایج
صمیمی	۱۳۷۶	۱۳۶۰:۱-۱۳۷۴:۴	SE VAR	کسری $\leftarrow$ پول $^+$
هزبر کیانی و حلافی	۱۳۸۰	۱۳۳۸-۱۳۷۷	VECM ARDL	کسری $\leftarrow$ پول $^+$
تقی‌پور	۱۳۸۰	۱۳۴۰-۱۳۷۸	2SLS	کسری $\leftarrow$ پول $^+$
علوی‌راد	۱۳۸۵	۱۳۴۲-۱۳۸۰	VAR	کسری $\leftarrow$ پول $^+$
محمدزاده	۱۳۸۷	۱۳۳۸-۱۳۸۱	VECM	کسری $\leftarrow$ پول $^+$
قیادی و کمیجانی	۱۳۸۹	۱۳۶۸-۱۳۸۷	VECM SVECM	بدهی $\leftarrow$ پول $^+$
مشیری و همکاران	۱۳۹۰	کالیبره شده	DSGE	کسری $\leftarrow$ پول؛ درجه تسلط: ۷۷ درصد
اسلامی بیدگلی و همکاران	۱۳۹۱	۱۳۵۷-۱۳۸۷	SE E-G	کسری $\leftarrow$ پول $^+$
کمیجانی و توکلیان	۱۳۹۱	کالیبره شده	DSGE	سیاست پولی وابسته $\leftarrow$ تورم $^+$
زنوز	۱۳۹۲	۱۳۵۰-۱۳۸۰	-	بودجه $\leftarrow$ پایه پولی $^+$
صباغ کرمانی و همکاران	۱۳۹۳	کالیبره شده	DSGE	کسری $\leftarrow$ پول؛ درجه تسلط: ۹۲ درصد

توضیح علامت‌ها:  $\leftarrow$ : تأیید اثرگذاری مثبت؛ L: رابطه بلندمدت

منبع: طبقه‌بندی تحقیق



## ۳- مدل و داده‌ها

## ۳-۱- معرفی مدل

سیاست پولی به تغییرات مقدار پول (عرضه پول) و یا هزینه پول (نرخ بهره) توسط بانک مرکزی گفته می‌شود. بر این اساس، تابع واکنش بانک مرکزی بر اساس عرضه پول یا نرخ بهره تعریف می‌شود. همان طور که در بخش دوم بیان شد، تابع واکنش مقام پولی در ابتدا در مطالعه‌های نیسکانن (۱۹۷۸)، لوی (۱۹۸۱) و هامبورگر و زویک (۱۹۸۱، ۱۹۸۲) مورد توجه قرار گرفت. در این رویکرد عرضه پول (و یا نرخ رشد پول) به صورت تابعی معکوس از نرخ تورم و تولید در نظر گرفته می‌شود به طوری که با افزایش نرخ تورم و رونق گرفتن اقتصاد، بانک مرکزی به سیاست پولی انقباضی روی می‌آورد و در مقابل با کاهش نرخ تورم و تشدید رکود، سیاست پولی انبساطی را دنبال می‌کند.

از طرف دیگر، تیلور<sup>۱</sup> (۱۹۹۳) رفتار مقام پولی را بر اساس نرخ بهره اسمی تعریف کرد که به قاعده تیلور معروف شد. طبق این قاعده، بانک مرکزی از طریق نرخ بهره اسمی، نسبت به انحراف تولید و تورم از مقادیر هدف گذاری شده واکنش نشان می‌دهد. به هر حال قاعده تیلور برای کشورهایی با نرخ بهره بازاری و بازار بزرگ اوراق بهادار مناسب است (مانند کشورهای توسعه یافته)، و از این رو برای اقتصاد ایران قابل کاربرد نیست<sup>۲</sup>.

بنابراین در تحقیق حاضر با توجه به رویکرد کلاسیک، تابع واکنش بانک مرکزی بر اساس عرضه اسمی پول تعریف شده و سپس ارتباط عرضه پول با وضعیت مالی دولت بررسی می‌شود. بر این اساس متغیرهای تحقیق عبارتند از: لگاریتم نقدینگی ( $LMS_t$ )، لگاریتم نرخ تورم ناخالص ( $LINF_t$ )، لگاریتم سطح تولید غیر نفتی ( $LYN_t$ )، لگاریتم کسری بودجه عملیاتی اسمی ( $LBCU_t$ ) و لگاریتم مازاد تراز سرمایه اسمی ( $LBCA_t$ ).

به منظور مدل سازی باید به دو مسأله توجه شود. اولاً، بر اساس نتایج آزمون ریشه واحد، همه متغیرهای یاد شده ناپایا از درجه یک هستند. ثانیاً، به منظور تأکید بر قاعده رفتاری بانک مرکزی و

<sup>۱</sup> Taylor (1993)

<sup>۲</sup> کیمیجانی و توکلیان (۱۳۹۰) با جایگزینی نرخ رشد پول به جای نرخ بهره اسمی در قاعده تیلور، تابع سیاست گذاری جدیدی را برای بانک مرکزی ایران ارائه و آزمون کرده‌اند. به هر حال این قاعده عملاً شبیه رویکرد کلاسیک (مبتنی بر نرخ رشد پول) است.

تمایز آن از تقاضای اسمی پول، فرض می‌شود که متغیرهای کلان (به جز تورم) اگرچه در روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت حضور دارند، اما نسبت به انحراف از روابط بلندمدت تعدیل نمی‌شوند. به عبارت دیگر، متغیرهای تولید، کسری بودجه عملیاتی و مازاد تراز سرمایه در اختیار مقام پولی نیستند. بر اساس دلایل یاد شده، از مدل VARX که توسط پسران و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۰۲، ۲۰۰۳) و گارات و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۰۳، ۲۰۰۶) ارائه و گسترش یافته است، استفاده می‌شود.

بر این اساس، سه گروه متغیر  $Y_t$ ،  $Z_t^1$  و  $Z_t^2$  تعریف می‌شود که  $Y_t = (LMS_t, LINF_t)'$  بردار متغیرهای درون‌زای ناپایا و  $Z_t^1 = (LYN_t, LNBCU_t)'$  و  $Z_t^2 = (LNBCA_t)'$  بردارهای متغیرهای برون‌زای ضعیف ناپایا هستند. همه این متغیرها می‌توانند در رابطه همگرایی بلندمدت حضور داشته باشند، اما متغیرهای برون‌زای ضعیف در فرآیند تعدیل رابطه همگرایی بلندمدت شرکت نمی‌کنند.

خنثایی پول در بلندمدت قابل پذیرش است؛ اما در کوتاه‌مدت تغییر پول ممکن است موجب تغییر تولید شود. همچنین تغییر تولید می‌تواند موجب تغییر کسری بودجه عملیاتی شود و یا بالعکس. بنابراین متغیرهای تولید غیر نفتی و کسری بودجه عملیاتی ( $Z_t^1$ ) امکان ارتباط متقابل با کل مدل را در کوتاه‌مدت دارند. اما مازاد تراز سرمایه ( $Z_t^2$ ) نه تنها در بلندمدت برون‌زای ضعیف است؛ بلکه در کوتاه‌مدت نیز از متغیرهای درون‌زا و برون‌زا تأثیری نمی‌پذیرد. بنابراین یک فرآیند تصادفی و گذشته‌نگر به حساب می‌آید. با توجه به ماهیت برون‌زای درآمد نفتی و سهم پایین مخارج عمرانی این فرض واقع‌بینانه به نظر می‌رسد.

بر اساس آنچه بیان شد، مجموعه روابط کوتاه‌مدت به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= a_0^Y - \alpha^Y \xi_{t+1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i^{y,y} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i^{y,z^1} \Delta Z_{t-i}^1 + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i^{y,z^2} \Delta Z_{t-i}^2 + \\ &\Phi_0^{z^1} \Delta Z_t^1 + \Phi_0^{z^2} \Delta Z_t^2 + \varepsilon_t^Y, \\ \Delta Z_t^1 &= a_0^{z^1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i^{z^1,y} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i^{z^1,z^1} \Delta Z_{t-i}^1 + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i^{z^1,z^2} \Delta Z_{t-i}^2 + \varepsilon_t^{z^1}, \\ \Delta Z_t^2 &= a_0^{z^2} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i^{z^2,z^2} \Delta Z_{t-i}^2 + \varepsilon_t^{z^2}. \end{aligned} \quad (1)$$

<sup>۱</sup>. Pesaran (2000, 2002)

<sup>۲</sup>. Garratt (2003, 2006)

معادلات  $\Delta Y_t$  مدل شرطی<sup>۱</sup> و معادلات  $\Delta Z_t^1$  و  $\Delta Z_t^2$  مدل‌های حاشیه‌ای<sup>۲</sup> نامیده می‌شوند. اگر  $X_t = (Y_t, Z_t^1, Z_t^2)'$  باشد، شکل ماتریسی رابطه همگرایی بلندمدت به صورت  $\xi_{t+1} = \beta' X_t - b_1 t - b_0$  بیان شده که  $\beta'$  بردار همگرایی بلندمدت است.

### ۳-۲- روش برآورد

به منظور برآورد و تجزیه و تحلیل مجموع معادلات (۱) مراحل چهارگانه زیر انجام می‌شود:

(۱) ابتدا مدل‌های شرطی و حاشیه‌ای به طور همزمان با استفاده از روش شبه حداکثر راستنمایی<sup>۳</sup> برآورد می‌شوند. پسران و شین (۲۰۰۲) نشان داده‌اند که تحت این روش برآوردکننده‌های کوتاه‌مدت سازگار هستند. آن‌ها همچنین ثابت کرده‌اند که برآورد بردارهای همگرایی بلندمدت، فوق سازگار بوده<sup>۴</sup> و همچنین دارای توزیع مجانبی نرمال به هم آمیخته<sup>۵</sup> هستند، بنابراین معنی‌داری آن‌ها از طریق توزیع مجانبی  $t$ -استیودنت قابل بررسی است.

(۲) سپس با محاسبه آماره‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه، تعداد بردارهای همگرایی تعیین می‌شوند.<sup>۶</sup> از آن جایی که مدل تحقیق شامل متغیرهای برونزای ضعیف و گروه‌های حاشیه‌ای است، مقادیر بحرانی یوهانسن قابل استفاده نیستند. بنابراین مقادیر بحرانی با روش بوت‌استرپ<sup>۷</sup> پسران و شین (۲۰۰۲) و گارات و همکاران (۲۰۰۳، ۲۰۰۶) بدست می‌آیند.

(۳) با محاسبه آزمون‌های تشخیصی (همسانی، ناهمبستگی، نرمالیتی، تصریح) صحت روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. همچنین با استفاده از رویکرد لی<sup>۸</sup> و پسران (۱۹۹۳) ثبات مدل بررسی می‌شود. در یک مدل با ثبات لازم است که بردارهای همگرایی بلندمدت با وقوع یک تکانه فراگیر<sup>۹</sup> به سمت صفر میل کنند.

<sup>۱</sup>. Conditional Model

<sup>۲</sup>. Marginal Models

<sup>۳</sup>. Quasi Maximum Likelihood

<sup>۴</sup>. سازگاری با سرعت همگرایی  $\sqrt{T}$  و فوق سازگاری با سرعت همگرایی  $T$  شناخته می‌شود.

<sup>۵</sup>. Mixture Normal Distribution

<sup>۶</sup>. چونگ و لای (۱۹۹۳) نشان می‌دهند که توزیع آماره حداکثر مقدار ویژه دارای چولگی است و همچنین کشیدگی بیشتری نسبت به آماره اثر دارد. بنابراین آزمون بر اساس آماره اثر نسبت به آزمون از طریق آماره حداکثر مقدار ویژه، قوی‌تر است.

<sup>۷</sup>. Bootstrap

<sup>۸</sup>. Lee (1993)

<sup>۹</sup>. System-Wide Shock

۴) برای بررسی پویایی‌های کوتاه‌مدت از توابع واکنش به ضربه و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی استفاده می‌شود. توابع واکنش به ضربه پسران و شین (۱۹۹۶) برای بردارهای همگرایی بلندمدت در برابر تکانه‌های انفرادی و توابع واکنش به ضربه کوپ<sup>۱</sup> و همکاران (۱۹۹۶) و پسران و شین (۱۹۹۸) برای پویایی‌های متغیرها در برابر تکانه‌های انفرادی مورد استفاده قرار می‌گیرند. به علاوه، بر اساس گارات و همکاران (۲۰۰۶) از تجزیه واریانس تعمیم‌یافته در مدل VARX برای بررسی سهم متغیرها در نوسانات استفاده می‌شود.

### ۳-۳- داده‌های تحقیق

مدل تحقیق شامل پنج متغیر است. این متغیرها برای دوره زمانی ۱۳۵۸ تا ۱۳۸۹ طبق جدول ۲ تعریف و محاسبه شده‌اند.

جدول ۲: محاسبه داده‌های تحقیق

منبع داده‌های خام	محاسبه متغیر (بدون لگاریتم)	نام	متغیر
لامعی (۱۳۸۴)، بانک مرکزی ایران	مخارج عمرانی و سرمایه‌گذاری - فروش ثروت‌های طبیعی	لگاریتم مازاد تراز سرمایه‌ای اسمی	LNBCA
لامعی (۱۳۸۴)، بانک مرکزی ایران	درآمد غیر نفتی دولت (مالیات و سایر درآمدها) - مخارج جاری	لگاریتم کسری تراز عملیاتی اسمی	LNBCU
بانک مرکزی ایران	درصد تغییرات شاخص قیمت مصرف‌کننده با سال پایه ۱۳۸۳ + ۱	لگاریتم نرخ تورم ناخالص	LINF
بانک مرکزی ایران	(منابع سیستم بانکی = مصارف سیستم بانکی = نقدینگی)	لگاریتم عرضه اسمی پول	LMS
بانک مرکزی ایران	تولید ناخالص داخلی بدون نفت به قیمت‌های ثابت ۱۳۸۳	لگاریتم درآمد غیر نفتی حقیقی	LYN

منبع: طبقه‌بندی تحقیق

### ۴- تحلیل یافته‌های تجربی

#### ۴-۱- تجزیه و تحلیل قاعده رفتاری نقدینگی

ابتدا تعداد روابط همگرایی بلندمدت از نظر آماری بررسی می‌شود. در اغلب حالت‌ها وجود یک بردار همگرایی بلندمدت تأیید می‌شود، به ویژه طبق حالت چهارم که متناسب با مدل تحقیق است (جدول ۲).

<sup>۱</sup>. Koop (1996)

آزمون‌های تشخیصی نشان می‌دهند که فروض کلاسیک «نبود همبستگی خطاها»، «تصریح مناسب»، «نرمال بودن خطاها» و «همسانی واریانس‌ها» در معادلات برآوردی برقرار هستند<sup>۱</sup>. همچنین قدرت برازش متغیرها نشان می‌دهد که مدل به خوبی توانسته تغییرات متغیرها و به ویژه نقدینگی را توضیح دهد (جدول و نمودارهای ۱- پیوست). بنابراین در مجموع، مدل بلندمدت و کوتاه‌مدت به خوبی تصریح شده‌اند و نتایج آن‌ها از نظر آماری قابل اعتماد است.

جدول ۳: تعداد روابط همگرایی بلندمدت مدل VARX

تعداد		حالت اول		حالت دوم		حالت سوم		حالت چهارم		حالت پنجم	
بودار	$\lambda_{trace}$	$\lambda_{max}$	$\lambda_{trace}$	$\lambda_{max}$	$\lambda_{trace}$	$\lambda_{max}$	$\lambda_{trace}$	$\lambda_{max}$	$\lambda_{trace}$	$\lambda_{max}$	
صفر	۷۸/۰۴**	۸۹/۰۲**	۷۸/۵۷**	۹۰/۱۲**	۲۱/۵۵	۲۶/۹۵	۸۸/۸۰**	۱۰۱/۳۵**	۵۳/۵۳**	۶۵/۷۸**	
یک	۱۰/۹۸	۱۰/۹۸	۱۱/۵۵	۱۱/۵۵	۵/۴۰	۵/۴۰	۱۲/۵۵	۱۲/۵۵	۱۲/۲۴	۱۲/۲۴	

**توضیحات:** حالت اول: بدون عرض از مبدأ و بدون روند؛ حالت دوم: با عرض از مبدأ مقید و بدون روند؛ حالت سوم: با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند؛ حالت چهارم: با عرض از مبدأ نامقید و روند مقید؛ حالت پنجم: با عرض از مبدأ و روند نامقید.

\*\* نشان‌دهنده معنی‌داری آماری در سطح ۵ درصد است.

منبع: محاسبات تحقیق

پس از اطمینان از وجود رابطه تعادلی بلندمدت و صحت مدل به تحلیل نتایج پرداخته می‌شود (جدول ۳). بر این اساس، در بلندمدت عرضه اسمی پول با تولید و نرخ تورم رابطه مستقیم و معنی‌داری دارد. همچنین ارتباط بلندمدت و معنی‌داری بین نقدینگی و کسری بودجه عملیاتی قابل مشاهده است به طوری که به ازای هر یک درصد افزایش در کسری دولت، نقدینگی کشور بین ۰/۱۲ تا ۰/۳۶ درصد افزایش می‌یابد<sup>۲</sup>. این در حالی است که ارتباط معنی‌داری با مازاد تراز سرمایه مشاهده نمی‌شود.

هم راستا با برآورد رابطه بلندمدت، روابط کوتاه‌مدت نیز برآورد می‌شود که رابطه تغییرات نقدینگی در جدول ۳ آورده شده است. درصد تغییرات نقدینگی به صورت تابعی از درصد تغییرات دوره گذشته خود، تغییرات نرخ تورم، تغییرات تولید غیر نفتی، تغییرات کسری بودجه

<sup>۱</sup>. در معادله کسری بودجه عملیاتی، فرض استقلال خطاها نقض شده که متعاقباً انحراف معیارهای ضرایب تصحیح شده‌اند. فرض تصریح مناسب تولید غیر نفتی نیز رد می‌شود که دور از انتظار نیست، زیرا متغیرهای مربوط به تولید مد نظر قرار نگرفته‌اند. به هر حال این متغیر به صورت برون‌زای ضعیف در نظر گرفته شده و تصریح نامناسب آن مشکلی ایجاد نمی‌کند.

<sup>۲</sup>. ضریب کسری بودجه عملیاتی ۰/۲۴ و انحراف معیار آن ۰/۰۶ است. بنابراین فاصله اطمینان ۹۵ درصد آن برابر است با  $0.24 \pm (2 \times 0.06)$ .

عملیاتی و تغییرات مازاد تراز سرمایه است. بر این اساس، تغییرات تولید و کسری بودجه عملیاتی تأثیر مستقیم، معنی‌دار و همزمانی بر تغییرات نقدینگی می‌گذارند. در کوتاه‌مدت، به ازای هر یک درصد افزایش در نرخ رشد کسری بودجه عملیاتی، نرخ رشد نقدینگی ۰/۰۳ تا ۰/۱۱ درصد افزایش می‌یابد.

این نتایج با شواهد اقتصاد ایران سازگار است. در دهه‌های ۱۳۶۰ و ۱۳۷۰ دولت به طور مستقیم به سیستم بانکی متوسل و نیازهای درآمدی خود را تأمین می‌کرد. به هر حال استقراض دولت از بانک مرکزی از ۱۳۷۹ و همچنین استقراض از سیستم بانکی از ۱۳۸۴ ممنوع شد تا امکان سیاست‌گذاری پولی مستقل فراهم شود. اما شواهد نشان می‌دهد که تغییرات پولی هم‌چنان تابع سیاست‌های بودجه‌ای است.

طبق گزارش‌های بانک مرکزی، برداشت از حساب ذخیره ارزی و واگذاری شرکت‌های دولتی، عمده‌ترین روش‌های تأمین مالی کسری بودجه در دهه ۱۳۸۰ بوده‌اند.<sup>۱</sup> برداشت دولت از حساب ذخیره ارزی موجب افزایش ذخایر ارزی بانک مرکزی، افزایش پایه پولی و در نتیجه افزایش نقدینگی شده است. واگذاری شرکت‌های دولتی نیز به دلیل ناتوانی و یا نبود رغبت بخش خصوصی با اعطای اعتبارات بانکی و متعاقباً افزایش خلق پول همراه بوده است.

در همین راستا مشاهده می‌شود که در سال‌های ۱۳۸۶، ۱۳۸۷، ۱۳۸۸ و ۱۳۸۹ پایه پولی به ترتیب ۲۳/۵، ۱۳/۲، ۱۱/۹ و ۱۳/۷ درصد و بدهی‌های دولت به بخش بانکی نیز به ترتیب ۳/۹، ۹/۵، ۲۵/۱ و ۵۱/۸ درصد رشد کرده‌اند. در واقع، بدهی‌های دولت به بانک مرکزی با بدهی‌های دولت به بانک‌ها جایگزین شده است.<sup>۲</sup> بنابراین حتی در دهه ۱۳۸۰ نیز سیستم بانکی به عنوان آخرین نهاد به پولی کردن کسری بودجه و یا تبدیل بدهی دولت به پول مبادرت ورزیده است. این شواهد به خوبی تأثیر معنادار کسری بودجه دولت بر نقدینگی را در طول سه دهه اخیر توضیح می‌دهد.

<sup>۱</sup>. گزارش‌های بانک مرکزی در سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۹.

<sup>۲</sup>. گزارش‌های بانک مرکزی در سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۸۹.

جدول ۴: ضرایب همگرایی‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت

مدل بلندمدت							بردار
$LL_{ER}$	$TREND$	$LBCA$	$LBCU$	$LYN$	$LINF$	$LMS$	
۹۵/۸۶	۰/۱۶***	-۰/۰۰۲	۰/۲۴***	۰/۵۸***	۰/۹۴*	۱/۰۰	اول
	(۰/۰۱)	(۰/۰۰۴)	(۰/۰۶)	(۰/۰۳)	(۰/۴۵)		
مدل کوتاه‌مدت							متغیر
$\bar{R}^2$	$\xi_{1t}$	$\Delta LBCA$	$\Delta LBCU$	$\Delta LYN$	$\Delta LINF_{-1}$	$\Delta LMS_{-1}$	
۰/۵۸	-۰/۳۶***	۰/۰۰۱	۰/۰۷***	۰/۳۲*	۰/۰۴	۰/۲۶*	
	(۰/۰۷)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۲)	(۰/۱۶)	(۰/۱۲)	(۰/۱۳)	
							$\Delta LMS$

توضیحات: اعداد داخل پرانتز انحراف معیار مجانبی هستند. \*\*\* و \* به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری آماری در سطح ۱ و ۱۰ درصد هستند.

منبع: محاسبات تحقیق

اکنون به تحلیل سایر ضرایب پرداخته می‌شود. طبق مبانی نظری، ضرایب تورم و تولید در تابع واکنش بانک مرکزی باید منفی باشد. به عبارت دیگر، انتظار این است که در شرایط رونق و با افزایش نرخ تورم، سیاست پولی انقباضی اعمال شود و در مقابل در شرایط رکودی و با کاهش نرخ تورم سیاست انبساطی دنبال شود. اما برآوردها نشان می‌دهد که نقدینگی تابعی مستقیم از نرخ تورم و تولید غیر نفتی است. این تناقض در نتایج سایر مطالعات نیز قابل مشاهده است. برای مثال، کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۰) ضرایب نرخ تورم و رشد اقتصادی را منفی برآورد کرده‌اند؛ در حالی که در گاهی و شربت اوغلی (۱۳۸۹) به ضرایب مثبت دست یافته‌اند.

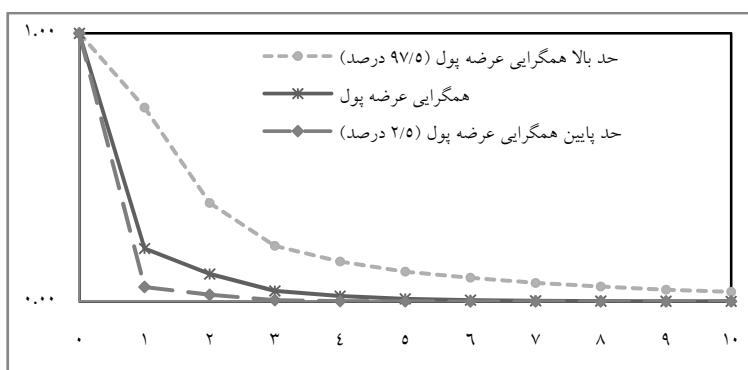
بنابراین باید مشخص شود که منفی بودن ضرایب در تابع رفتار بانک مرکزی بر چه فرضی استوار است و در مقابل ضرایب مثبت برآوردی در برخی مطالعه‌ها (از جمله مطالعه حاضر) بر چه چیزی دلالت می‌کنند. فرض اساسی ضرایب منفی این است که عرضه پول کاملاً برون‌زا باشد تا بانک مرکزی بتواند واکنش مورد نظر خود را اعمال کند. در نتیجه افزایش تورم با واکنش کاهش نقدینگی، و کاهش رشد اقتصادی با واکنش افزایش نقدینگی همراه می‌شود. بنابراین انتظار می‌رود که ضرایب نرخ تورم و رشد اقتصادی منفی باشند، تا ابزار بودن نقدینگی تأیید شود.

اما اگر فرض برون‌زایی عرضه پول برقرار نباشد، تابع واکنش بانک مرکزی به شکل بیان شده قابل برآورد نیست و نقدینگی هم‌جهت با متغیرهای تورم و رشد اقتصادی تغییر می‌یابد. بنابراین شواهد تحقیق حاضر حکایت از این واقعیت دارد که عرضه پول نه تنها تحت تأثیر متغیرهای مالی دولت است، بلکه از سایر متغیرهای اقتصاد کلان کشور نیز تأثیر می‌پذیرد و بانک مرکزی نقش انفعالی در کنترل نقدینگی داشته است. در همین راستا، فرزین‌وش و رحمانی (۱۳۷۹) و بیابانی و همکاران

(۱۳۹۳) درون‌زایی عرضه پول در اقتصاد ایران را تأیید کرده‌اند. این یافته‌ها نشان می‌دهد که علاوه بر انضباط مالی، لازم است که بانک مرکزی به سیاست‌گذاری متناسب با درون‌زایی عرضه پول روی آورد.

#### ۴-۲- پویایی‌های کوتاه‌مدت رفتار نقدینگی

طبق نمودار ۱، با وقوع یک تکانه فراگیر، رابطه همگرایی بلندمدت نقدینگی به سمت صفر همگرا می‌شود. بنابراین مدل VARX برآورد شده با ثبات است و قابلیت تحلیل توابع واکنش انفرادی وجود دارد که در ادامه به آن‌ها پرداخته می‌شود.



نمودار ۱: دوام رابطه همگرایی بلندمدت در مقابل تکانه فراگیر

توضیحات: حدهای بالا و پایین (خط چین‌ها) با ۲۰۰۰۰ تکرار شبیه‌سازی بوت استرپ بدست آمده است.

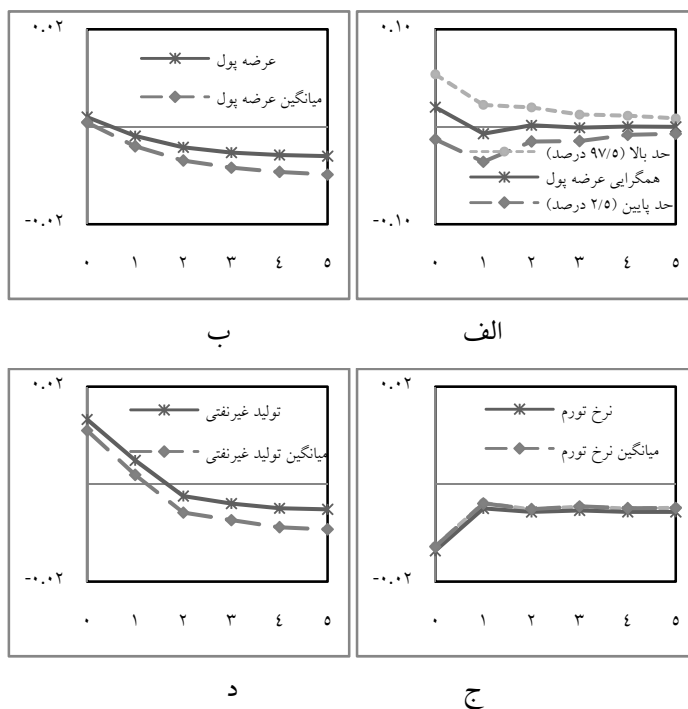
منبع: محاسبات تحقیق

آثار تکانه مازاد تراز سرمایه در نمودارهای ۲ مشاهده می‌شود. تحت تأثیر این تکانه، رابطه همگرایی بلندمدت نقدینگی با سرعت زیادی به صفر همگرا می‌شود، به طوری که در کمتر از یک سال انحراف از وضعیت تعادل بلندمدت رفع می‌شود. نقدینگی پس از یک افزایش بسیار خفیف شروع به کاهش می‌نماید. این کاهش می‌تواند به دلیل نیاز کمتر دولت به خلق پول باشد که در نتیجه تورم نیز باید کاهش یابد (نمودارهای ۲-الف و ۲-ب).

تحت تأثیر این تکانه، نرخ تورم ابتدا یک کاهش قابل توجه را تجربه می‌کند، اما در ادامه به سمت سطح اولیه حرکت می‌کند. بنابراین نتیجه مورد انتظار قبلی مبنی بر کاهش تورم همراه با کاهش نقدینگی تأیید می‌شود. تولید غیر نفتی ابتدا افزایش می‌یابد، اما به تدریج کاهش یافته و در کمتر از



دو سال به پایین تر از سطح اولیه می‌رسد (نمودارهای ۲-ج و ۲-د). بنابراین به نظر می‌رسد که تکانه درآمدهای نفتی تنها در کوتاه‌مدت با افزایش دسترسی به منابع ارزی موجب افزایش موقت واردات، رونق اقتصادی و کاهش تورم می‌شود که همگی این آثار در بلندمدت از بین می‌روند.



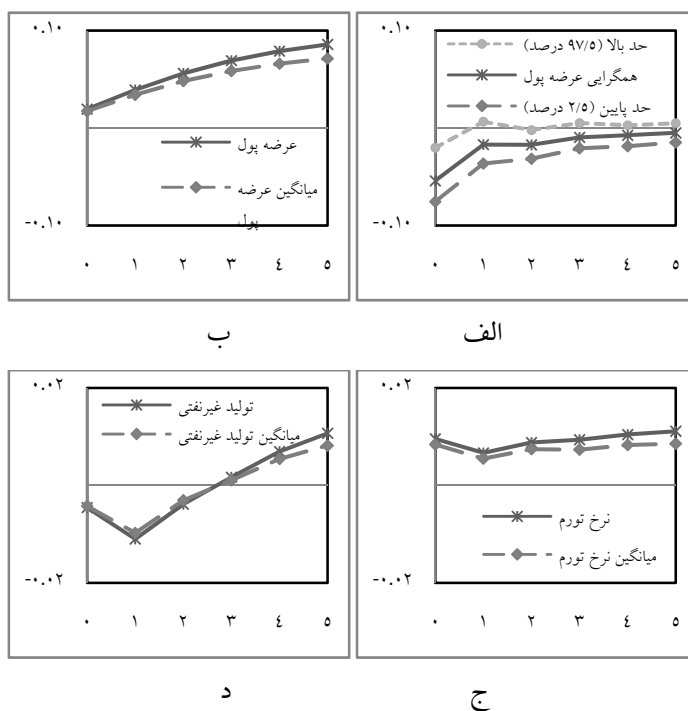
#### نمودار ۲: واکنش‌های آنی تعمیم‌یافته به تکانه مازاد تراز سرمایه

توضیح: حدهای بالا و پایین و میانگین‌ها (خط چین‌ها) با ۲۰۰۰۰ تکرار شبیه‌سازی بوت استرپ بدست آمده است.

منبع: محاسبات تحقیق

آثار تکانه مثبت کسری بودجه عملیاتی در نمودارهای ۳ مشاهده می‌شود. تحت تأثیر این تکانه، رابطه بلندمدت نقدینگی به صفر همگرا می‌شود، اما سرعت همگرایی آن در مقایسه با وقوع تکانه مازاد تراز سرمایه کوچکتر است (نمودار ۳-الف). در اثر این تکانه، عرضه پول و نرخ تورم یک افزایش با دوام را تجربه می‌کنند؛ و تولید حداقل تا دو سال در سطح پایین‌تری قرار می‌گیرد. بنابراین نتیجه گرفته می‌شود که در کوتاه‌مدت تأثیر کسری بودجه عملیاتی برعکس تأثیر مازاد تراز سرمایه است. ضمناً به نظر می‌رسد که آثار ضد تورمی افزایش مازاد تراز سرمایه موقتی است، در حالی که کاهش کسری بودجه عملیاتی تبعات ضد تورمی بادوامی به همراه دارد (نمودارهای

۳-ب، ۳-ج و ۳-د). این نتایج با شواهد اقتصاد ایران سازگار است. شوک‌های مثبت قیمت نفت با ایجاد درآمدهای قابل توجه برای دولت و دسترسی به ارز ارزان، در کوتاه‌مدت مانع افزایش قیمت‌ها می‌شوند؛ اما در بلندمدت با کاهش قیمت نفت و در نتیجه ایجاد کسری بودجه عملیاتی بزرگتر، موجب برگشت و تداوم تورم بالا می‌شوند.



### نمودار ۳: واکنش‌های آنی تعمیم‌یافته به تکانه کسری بودجه عملیاتی

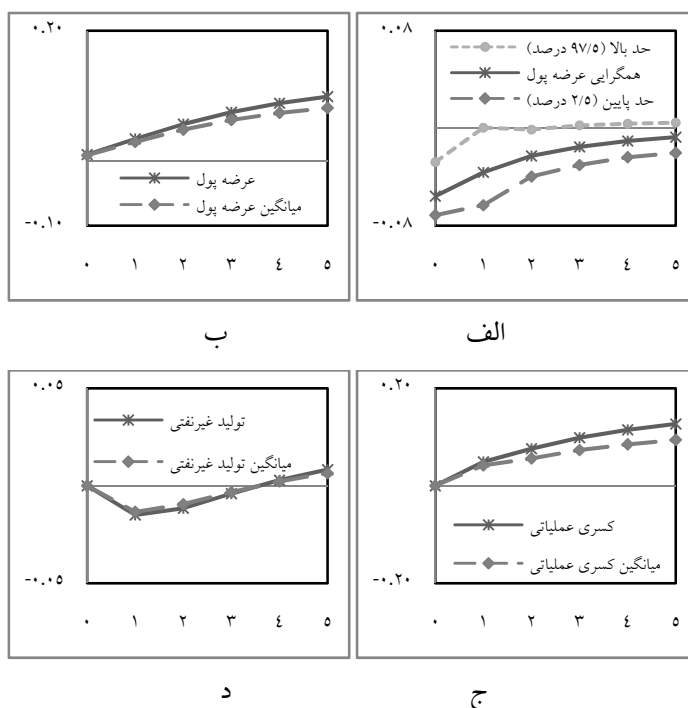
توضیح: حدهای بالا و پایین و میانگین‌ها (خط چین‌ها) با ۲۰۰۰۰ تکرار شبیه‌سازی بوت استرپ بدست آمده است.

منبع: محاسبات تحقیق

آثار تکانه مثبت تورم، در نمودارهای ۴ آورده شده است. رابطه همگرایی بلندمدت نقدینگی به سمت صفر متمایل می‌شود. در برابر این تکانه، عرضه پول افزایش می‌یابد و عرضه اسمی پول در نقش ابزار سیاستی عمل نمی‌کند. بنابراین نتایج بلندمدت، در کوتاه‌مدت نیز تأیید می‌شود. تولید در سطح پایین‌تری قرار می‌گیرد تا این که بعد از چندین سال به سطح اولیه باز می‌گردد. این مسئله، از یک سو به دلیل تبعات منفی تورم قابل توضیح است و از سوی دیگر ارتباط معکوس

کوتاه‌مدت میان تورم و تولید - که در بر دارنده منحنی فیلیپس است - را تأیید می‌کند (نمودارهای ۴-ب و ۴-ج).

کسری بودجه عملیاتی نیز کاهش می‌یابد که نشان‌دهنده سرعت بیشتر افزایش مخارج جاری نسبت به افزایش درآمدهای غیر نفتی است (نمودار ۴-د). به عبارت دیگر، مخارج جاری نسبت به درآمدهای غیر نفتی تأثیرپذیری بیشتری از تورم داشته است که مؤید اثر الیورا-تانزی<sup>۱</sup> است. این اثر در مطالعه فرزین‌وش و همکاران (۱۳۸۲) در اقتصاد ایران تأیید شده است. البته این اثر چندان قوی نیست و نتایج تجزیه واریانس نشان می‌دهد که عمده کسری بودجه به وسیله سایر متغیرها توضیح داده می‌شود و تورم نقش قابل توجهی در تداوم آن نداشته است.



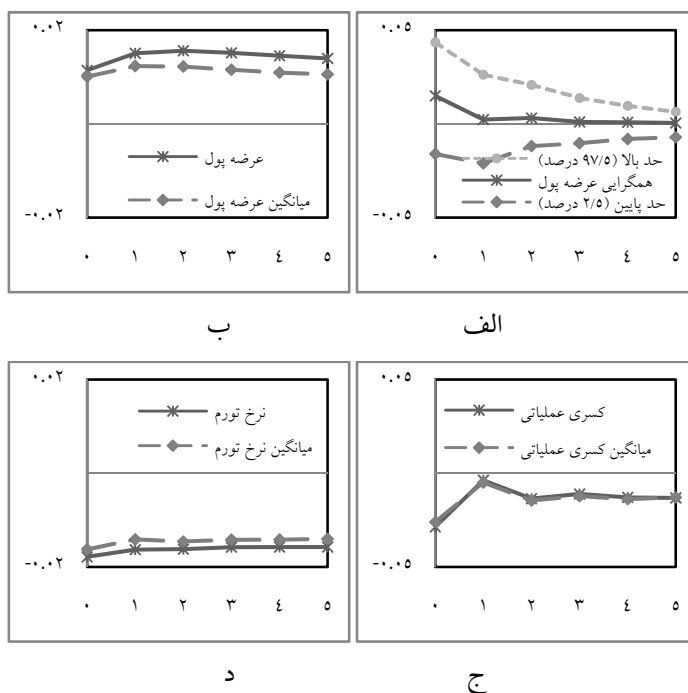
نمودار ۴: واکنش‌های آنی تعمیم‌یافته به تکانه نرخ تورم

توضیح: حدهای بالا و پایین و میانگین‌ها (خط چین‌ها) با ۲۰۰۰۰ تکرار شبیه‌سازی بوت‌استرپ بدست آمده است.

منبع: محاسبات تحقیق

<sup>۱</sup>. Oilvera-Tanzi

نمودارهای ۵ آثار تکانه تولید غیر نفتی را نشان می‌دهند. در اثر این تکانه، عرضه پول افزایش می‌یابد، در حالی که نرخ تورم کاهش می‌یابد. این شواهد مطابق انتظار نظری است. اگر نقدینگی همگام و متناسب با تولید افزایش یابد، موجب افزایش قیمت‌ها نمی‌شود. بنابراین مطابق نتایج بلندمدت و کوتاه‌مدت قبلی (جدول ۴)، ارتباط مستقیم تولید و نقدینگی مجدداً تأیید می‌شود. کسری عملیاتی نیز یک کاهش را تجربه می‌کند که با افزایش درآمدهای مالیاتی قابل توضیح است.



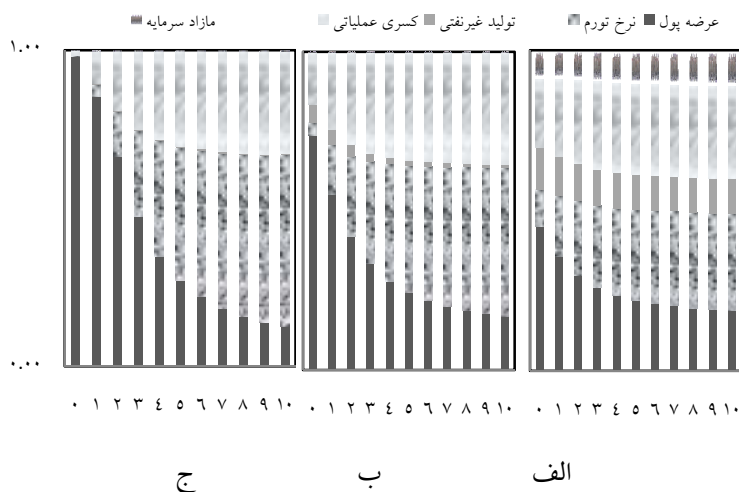
نمودار ۵: واکنش‌های آنی تعمیم‌یافته به تکانه تولید غیر نفتی

توضیح: حدهای بالا و پایین و میانگین‌ها (خط چین‌ها) با ۲۰۰۰۰ تکرار شبیه‌سازی بوت‌استرپ بدست آمده است.

منبع: محاسبات تحقیق

سرانجام نتایج تجزیه واریانس نقدینگی در نمودارهای ۶ آمده است. بر این اساس، در بلندمدت تورم و کسری بودجه عملیاتی بیشتر از سایر متغیرها تعیین‌کننده جریان نقدینگی بوده‌اند؛ به طوری که ۱۵ تا ۵۸ درصد نوسانات نقدینگی از طریق تغییرات تورم و ۱۸ تا ۳۶ درصد آن از طریق

تغییرات کسری بودجه عملیاتی توضیح داده شده است. این نتیجه همانند یافته‌های قبلی، شاهدی بر درون‌زایی و کنترل‌پذیری پایین نقدینگی در اقتصاد ایران است.



نمودار ۶: تجزیه واریانس تعمیم‌یافته عرضه اسمی پول

**توضیحات:** از چپ شامل بیشترین مقادیر (۹۷/۵ درصد)، برآورد نقطه‌ای و کمترین مقادیر (۲/۵ درصد) است. بیشترین و کمترین با ۲۰۰۰ شبيه‌سازی بوت‌استرپ بدست آمده است.  
منبع: محاسبات تحقیق

## ۵- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

کسری بودجه مزمن و تسلط مالی دولت بر بخش پولی از مشخصه‌های اقتصاد ایران در سال‌های بعد از انقلاب بوده که از دلایل اصلی تورم در اقتصاد ایران محسوب می‌شود. ساختار درآمدی متکی به نفت، تحقق نیافتن نظام بودجه‌ای مبتنی بر مالیات و ساختار مخارجی نامناسب موجب ایجاد و تداوم کسری بودجه شده است. تأمین این کسری‌های پی‌درپی، هم‌سازی سیاست‌های پولی بانک مرکزی با سیاست‌های بودجه‌ای دولت و استفاده بی‌رویه از حق‌الضرب را به همراه داشته است. این فرآیند مالی-پولی موجب افزایش مداوم و قابل توجه نقدینگی شده که آن نیز تورم دو رقمی و مزمن را ایجاد کرده است.

بنابراین تمرکز بر سیاست پولی برای موفقیت در مهار تورم کافی نیست و لازم است واکنش عرضه پول به وضعیت بودجه دولت مورد ارزیابی قرار گیرد. بر همین اساس، مقاله حاضر تأثیر ساختار کسری بودجه بر نقدینگی را بررسی می‌کند. این مقاله ضمن برآورد تابع واکنش بانک

مرکزی در قالب مدل VARX تلاش می‌کند به دو سؤال زیر پاسخ دهد: آیا تصمیمات دولت در مورد بودجه عملیاتی موجب تغییرات نقدینگی می‌شود؟ آیا شوک‌های مازاد تراز سرمایه که عمدتاً منعکس‌کننده تحولات نفتی اقتصاد ایران است، موجب تغییرات نقدینگی می‌شود؟ خلاصه یافته‌های تحقیق بدین صورت است، کسری بودجه عملیاتی در بلندمدت و کوتاه‌مدت ارتباط مستقیم و معنی‌داری با نقدینگی دارد. به علاوه مشخص می‌شود که در بلندمدت، ۱۵ تا ۵۸ درصد نوسانات نقدینگی از طریق تغییرات تورم و ۱۸ تا ۳۶ درصد آن از طریق تغییرات کسری بودجه عملیاتی قابل توضیح است. بنابراین همان‌طور که نظریه‌های چند دهه اخیر تأکید کرده‌اند، موفقیت سیاست پولی در مهار تورم نیازمند انضباط مالی دولت در بودجه عملیاتی است. در مقابل، شواهد قوی مبنی بر تأثیر مثبت مازاد تراز سرمایه بر نقدینگی در کوتاه‌مدت یا بلندمدت به دست نمی‌آید.

بر اساس نتایج بالا، تغییرات کسری بودجه کل و نقدینگی الزاماً هم‌جهت نیستند. افزایش کسری بودجه کل از طریق افزایش کسری بودجه عملیاتی موجب افزایش نقدینگی می‌شود، در حالی که تغییرات کسری بودجه ناشی از مازاد تراز سرمایه احتمالاً تأثیر چندانی نخواهد داشت. بنابراین کسری بودجه عملیاتی - و نه الزاماً کسری بودجه کل یا مازاد تراز سرمایه - در کوتاه‌مدت و بلندمدت محرک اصلی تغییرات نقدینگی است و تکانه‌های بازار نفت فی‌نفسه تأثیر دائمی بر نقدینگی ندارند.

بر اساس یافته‌های مقاله، برای تضمین موفقیت در دستیابی به نرخ تورم تک‌رقمی در ایران، می‌باید ملاک سیاست‌گذاری دولت از «کسری بودجه» به «کسری بودجه عملیاتی» تغییر یابد. بر این اساس، سیاست‌گذاران ایران باید توجه خود را به اصلاح نظام مالیاتی و کاهش مخارج جاری معطوف کنند. این یافته‌ی سیاستی تأکید دارد که روش‌های غیر مالیاتی (مثلاً استقراض خصوصی) برای تأمین کسری بودجه مناسب نیستند چرا که حتی در اقتصادهای با مقام پولی مستقل ممکن است در بلندمدت موجب افزایش تورم شوند. به همین دلیل است که کلاسیک‌های جدید -مانند سارجنت- بر اعمال قواعد سختگیرانه مالی و توازن ادواری بودجه عملیاتی تأکید می‌کنند. بدین منظور به چند مورد زیر به عنوان مبنای قاعده‌گذاری برای بودجه عملیاتی اشاره می‌شود:

- ۱- حاکمیت اصل تقدم درآمد بر مخارج در بودجه‌نویسی تراز عملیاتی
- لزوم ایجاد یک واحد درآمد دائمی قبل از هر واحد افزایش مخارج جاری

۲- تدوین راهنمای صادقانه و دوراندیشانه بودجه عملیاتی در یک سند فرادست و

#### لازم‌الاجرا

- تعیین سقف برای نسبت بدهی حاصل از کسری بودجه عملیاتی
- سنجش مداوم پایداری مالی بودجه عملیاتی بدون لحاظ درآمدهای نفتی، حق‌الضرب و سرکوب مالی
- ۳- کاهش سلطه بودجه دولت بر بخش پولی از طریق
  - حذف تبصره‌های تکلیفی- تحمیلی قوانین بودجه بر سیستم بانکی (وام‌دهی ترجیحی و ...)
  - ساماندهی بازار بدهی به منظور ایجاد مکانیسمی برای تأثیر صکوک بر بازده بازار
  - محدود کردن عملکرد بانک مرکزی به بازار ثانویه اوراق بهادار (و نه بازار اولیه).

## منابع و مآخذ

### الف) منابع و مآخذ فارسی

۱. اسلامی بیدگلی، غلامرضا. محمودی، وحید. و سبحانی، سید محسن (۱۳۹۱). "بررسی رابطه بین کسری بودجه دولت، نقدینگی و تورم در ایران طی سال‌های ۵۷ تا ۸۷". دانش‌حسابرسی ۱۲(۴۸): ۱۳۳-۱۱۱.
۲. بیابانی، جهانگیر. ابوالحسنی هستیانی، اصغر. مهرگان، نادر. و حسونند، داریوش (۱۳۹۳). "بررسی درون‌زایی عرضه پول ایران (رویکرد آزمون مستقیم)". مطالعات اقتصادی کاربردی ایران ۳(۱۲): ۲۵۵-۲۳۳.
۳. تقی‌پور، انوشیروان (۱۳۸۰). "بررسی ارتباط بین کسری بودجه، رشد پول و تورم در ایران: به روش معادلات همزمان". مجله برنامه و بودجه ۶۵ و ۶۶: ۱۰۵-۱۳۲.
۴. درگاهی، حسن. و شربت‌اوغلی، رؤیا (۱۳۸۹). "تعیین قاعده سیاست پولی در شرایط تورم پایدار اقتصاد ایران با استفاده از روش کنترل بهینه". تحقیقات اقتصادی ۴۵(۹۳): ۲۷-۱.
۵. صباغ‌کرمانی، مجید. موسوی نیک، سید هادی. یاوری، کاظم. و باقری پرمهر، شعله (۱۳۹۳). "بررسی اثر حاکمیت مالی بر نرخ تورم اقتصاد ایران در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویایی تصادفی (DSGE)". پژوهشهای اقتصادی ۱۴(۱): ۲۶-۱.
۶. صمیمی، عسکر (۱۳۷۶). تأثیر کسری بودجه دولت بر رشد حجم پول و تورم در اقتصاد ایران (۱۳۶۰: ۴-۱۳۷۴)، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.
۷. علوی‌راد، عباس (۱۳۸۵). "بررسی کسری بودجه و فرآیند تورمی در ایران با کاربرد VAR". اطلاعات سیاسی-اقتصادی ۲۲۶: ۲۶۷-۲۵۸.
۸. فرزین‌وش، اسد... اصغرپور، حسین. و محمودزاده، محمود (۱۳۸۲). "بررسی اثر تورم بر کسری بودجه از بعد هزینه‌ای و درآمدی در ایران". تحقیقات اقتصادی ۶۳: ۱۵۰-۱۱۵.
۹. فرزین‌وش، اسد... و رحمانی، تیمور (۱۳۷۹). "درون‌زایی عرضه پول و تأثیر فشارهای هزینه‌ای بر آن در اقتصاد ایران". تحقیقات اقتصادی ۵۶(۷۹): ۱۱۱-۸۳.
۱۰. قبادی، سارا. و کمیجانی، اکبر (۱۳۸۹). "تبیین رابطه میان سیاست پولی-ارزی و بدهی دولت و تأثیر آن بر تورم و رشد اقتصادی در ایران". مطالعات اقتصاد بین‌الملل ۲۱(۳۷): ۲۱-۱.
۱۱. کمیجانی، اکبر. و توکلیان، حسین (۱۳۹۰). "تحلیل و آزمون عدم تقارن در رفتار سیاست‌گذار پولی بانک مرکزی". تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی ۶: ۴۲-۱۹.



۱۲. کمیحانی، اکبر. و توکلیمان، حسین (۱۳۹۱). "سیاست‌گذاری پولی تحت سلطه مالی و تورم هدف ضمنی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران". تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی ۸: ۸۷-۱۱۷.
۱۳. لامعی، بهزاد (۱۳۸۴). "نگاهی به تعاریف کسری بودجه و روند آن در ایران دوره ۱۳۵۸-۸۲". مجلس و پژوهش ۱۲(۴۷): ۶۱-۱۰۴.
۱۴. محمدزاده، پرویز (۱۳۸۷). "بررسی رابطه بین کسری بودجه و تقاضای پول در ایران". پژوهشنامه اقتصادی (۲۸): ۴۱-۷۲.
۱۵. مشیری، سعید. باقری پرمهر، شعله. و موسوی نیک، سید هادی (۱۳۹۰). "بررسی درجه تسلط سیاست مالی در اقتصاد ایران در قالب مدل تعادل عمومی پویایی تصادفی پویا". پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی ۲(۵): ۶۹-۹۰.
۱۶. هزیر کیانی، کامبیز. و حلافی، حمیدرضا (۱۳۸۰). "بررسی رابطه بین کسری بودجه و تقاضای پول در اقتصاد ایران: کاربرد روش‌های جوهانسن-جوسیلیوس و خودبازگشتی با وقفه توزیعی". مجله برنامه و بودجه ۶۰ و ۶۱: ۳-۴۰.

#### ب) منابع و مآخذ لاتین

1. Aisen, A. and Hauner, D. (2013). "Budget Deficits and Interest Rates: A Fresh Perspective". Applied Economics 45: 2501-2510.
2. Aisen, A. and Veiga, F. J. (2008). "The Political Economy of Seigniorage". Journal of Development Economics 87: 29-50.
3. Aktas, Z., Kaya, N. and Özlale, Ü. (2010). "Coordination between Monetary Policy and Fiscal Policy for an Inflation Targeting Emerging Market". Journal of International Money and Finance 29: 123-138.
4. Bajo-Rubio, O., Díaz-Roldána, C. and Esteveb, V. (2014). "Sustainability, and Monetary versus Fiscal Dominance: The Case of Spain, 1850-2000". Journal of Policy Modeling 36: 924-937.
5. Berument, H. (1998). "Central Bank Independence and Financing Government Spending". Journal of Macroeconomics 20(1): 133-151.
6. Bhattacharya, J., Haslag, J. H. and Russell, S. (2003). "Monetary Policy, Fiscal Policy, and the Inflation Tax: Equivalence Results". Macroeconomic Dynamics 7: 647-669.
7. Bohn, F. (2006). "Eliminating the Inflationary Finance Trap in a Politically Unstable Country: Domestic Politics vs. International Pressure". Economics & Politics 18(1): 71-94.

8. Bywaters, D.S., and Thomas, D.G. (2011). "Real Money Demand and Supply Meets Federal Debt". Applied Economics Letters 18: 1189-1193.
9. Catao, L. A. V., and Terrones, M. E. (2005). "Fiscal Deficits and Inflation". Journal of Monetary Economics 52(3): 529-554.
10. Cheung, Y.W. and Lai, K.S. (1993). "Finite-Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Tests for Cointegration". Oxford Bulletin of Economics and Statistics 55(3): 313-328.
11. Click, R.W. (1998). "Seigniorage in a Cross-Section of Countries". Journal of Money, Credit and Banking 30(2): 154-171.
12. De Haan, J. and Zelhorst, D. (1990). "The Impact of Government Deficits on Money Growth in Developing Countries". Journal of International Money and Finance 9(4): 455-469.
13. Fischer, S., Sahay, R. and Végh, C. A. (2002). "Modern Hyper- and High Inflation". Journal of Economic Literature XL(3): 837-880.
14. Garratt, A., Lee, K. C., Pesaran, M. H. and Shin, Y. (2003). "A Long Run Structural Macroeconometric Model of the UK". Economic Journal 113(487): 412-455.
15. Garratt, A., Lee, K. C., Pesaran, M. H. and Shin, Y. (2006). *Global and National Macroeconometric Modelling: A Long-Run Structural Approach*, OUP Catalogue, Oxford University Press.
16. Ghartey, E. E. (2001). "Macroeconomic Instability and Inflationary Financing in Ghana". Economic Modelling 18: 415-433.
17. Hamburger, M. J. and Zwick, B. (1981). "Deficits, Money and Inflation". Journal of Monetary Economics 7: 141-150.
18. Hamburger, M. J. and Zwick, B. (1982). "Deficits, Money and Inflation: Reply". Journal of Monetary Economics 10: 279-283.
19. Koop, G., Pesaran, M. H. and Potter, S. M. (1996). "Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models". Journal of Econometrics 74(1): 119-147.
20. Kwon, G., McFarlane, L. and Robinson, W. (2009). "Public Debt, Money Supply and Inflation: a Cross-Country Study". IMF Staff Papers 56(3): 476-515.
21. Lee, K. and Pesaran, M. H. (1993). "Persistence Profiles and Business Cycle Fluctuations in a Disaggregated Model of UK Output Growth". Ricerche Economiche 47: 293-322.
22. Levy, M. D. (1981). "Factor Affecting Monetary Policy in an Era of Inflation". Journal of Monetary Economics 8(3): 351-373.
23. Levy, M. D. (2006). "Sound Monetary Policy, Credibility, and Economic Performance". Cato Journal 26(2): 231-242.

24. Lin, H.Y. and Chu, H. P. (2013). "Are Fiscal Deficits Inflationary?". Journal of International Money and Finance 32: 214-233.
25. Niepelt, D. (2004). "The Fiscal Myth of the Price Level". The Quarterly Journal of Economics 119(1): 276-299.
26. Niskanen, W. A. (1978). "Deficits, Government Spending, and Inflation: What is the Evidence?". Journal of Monetary Economics 4: 591-602.
27. Pesaran, M. H. and Shin, Y. (1998). "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models". Economics Letters 58(1): 17-29.
28. Pesaran, M. H. and Shin, Y. (1996). "Cointegration and Speed of Convergence to Equilibrium". Journal of Econometrics 71: 117-43.
29. Pesaran, M. H., and Shin, Y. (2002). "Long-Run Structural Modelling". Econometric Reviews 21(1): 49-87.
30. Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. J. (2000). "Structural Analysis of Vector Error Correction Models with Exogenous I(1) Variables". Journal of Econometrics 97: 293-343.
31. Pesaran, M. H. and Smith, R. P. (1998). "Structural Analysis of Cointegrating VARs". Journal of Economic Surveys 12(5): 471-505.
32. Protopapadakis, A. A. and Siegel, J. J. (1987). "Are Money Growth and Inflation Related to Government Deficits? Evidence from Ten Industrialized Economies". Journal of Institutional Money and Finance 6: 31-48.
33. Ruge-Murcia, F. J. (1999). "Government Expenditure and the Dynamics of High Inflation". Journal of Development Economics (58): 333-358.
34. Sargent, T. J. and Wallace, N. (1981). "Some Unpleasant Monetarist Arithmetic". Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review 5(fall).
35. Sikken, B. J. and De Haan, J. (1998). "Budget Deficits, Monetization, and Central-Bank Independence in Developing Countries". Oxford Economic Papers 50(3): 493-511.
36. Taylor, J. B. (1993). "Discretion versus Policy Rules in Practice". Carnegie-Rochester Conferences Series on Public Policy 39, Dec.: 195-214.

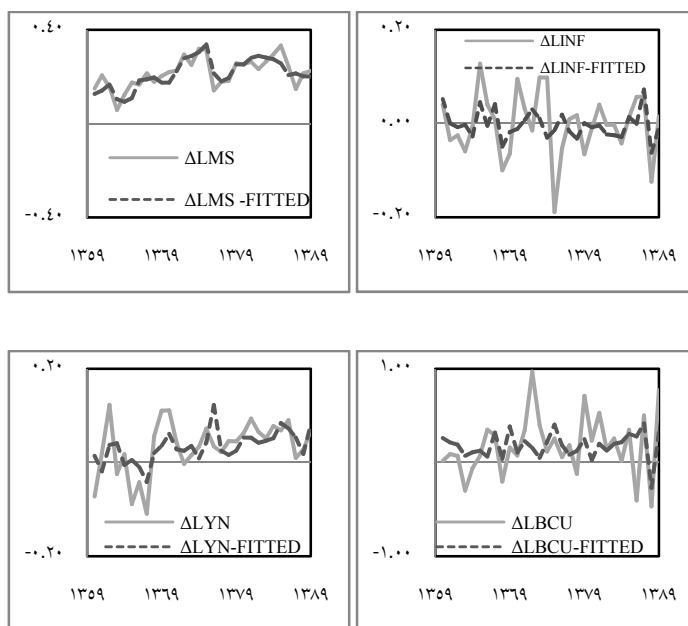
پیوست

جدول ۱ پیوست: مدل تصحیح خطای برداری کوتاه مدت

آزمون‌های تشخیصی					ضرایب تعدیل و متغیرهای برونزای ضعیف ناپایا						معادله
$\bar{R}^2$	همسانی	نرمالیتی	تصریح	اهمیت‌گی	$\xi_{1t}$	$\Delta LBCA$	$\Delta LBCU$	$\Delta LYN$	$\Delta LINF_{-1}$	$\Delta LMS_{-1}$	
۰/۵۸	۰/۶۹	۰/۲۶	۳/۱۶*	۰/۸۴	-۰/۳۶	-۰/۰۰۱	۰/۰۷***	۰/۳۲*	۰/۰۴	۰/۲۶*	
					***	(۰/۰۷)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۲)	(۰/۱۶)	(۰/۱۲)	(۰/۱۳)
۰/۰۲	۰/۳۸	۱/۱۰	۰/۴۵	۰/۰۴	۰/۱۶	-۰/۰۰۱	۰/۰۳	-۰/۲۹	۰/۰۳	۰/۲۸	
					(۰/۱۲)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۴)	(۰/۲۷)	(۰/۲۱)	(۰/۲۱)	
۰/۱۹	۱/۰۰	۱/۴۵	۸/۳۷***	۰/۰۲	-۰/۰۴	-۰/۰۰۱	-۰/۰۲	۰/۲۱	-۰/۲۷*	۰/۳۴*	
					(۰/۰۴)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۴)	(۰/۱۹)	(۰/۱۵)	(۰/۱۸)	
۰/۰۱	۰/۰۵	۲/۵۰	۰/۷۸	۴/۷۸**	-۰/۰۶	۰/۰۱***	-۰/۳۴	-۰/۴۹	۰/۵۱	۱/۴۶	
					(۰/۲۱)	(۰/۰۰۳)	(۰/۲۷)	(۰/۹۲)	(۰/۶۸)	(۱/۱۲)	

توضیحات: اعداد داخل پرانتز انحراف معیار هستند. آماره آزمون‌ها، آماره جی دو هستند. \*\*\*, \*\*, \* به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری آماری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد هستند.

منبع: محاسبات تحقیق



منبع: محاسبات تحقیق

نمودار ۱ پیوست: قدرت برازش متغیرها