

خنثایی پول در بخش خدمات اقتصاد ایران

بنفشه نجفی^۱

نادر حکیمی پور^۲

حجت اکبریان^۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۵/۱۷

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱۲/۵

چکیده

خدمات یکی از بخش‌های اقتصاد کشور است که همانند سایر بخش‌های اقتصاد طی گذشت زمان دچار تغییر و تحول کمی و کیفی شده، و سهم آن در ایجاد ارزش افزوده و اختصاص منابع و فعالیت‌ها به خود و همچنین سهم آن در تولید ناخالص داخلی، اشتغال و توسعه به‌طور مستمر و چشمگیر رو به افزایش بوده است. در این مقاله با استفاده از داده‌های مربوط به ارزش افزوده بخش خدمات، پایه پولی، نقدینگی و حجم پول در ایران و برای دوره زمانی ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۴ با استفاده از رویکرد و متدولوژی فیشر و سیتز، خنثایی و ابر خنثایی پول در بخش خدمات اقتصاد ایران مورد سنجش قرار گرفته است. در تعیین درجه جمعی متغیرها از روش‌های متداول ریشه واحد مانند ADF ، $KPSS$ و PP که در آنها شکست ساختاری متغیر لحاظ نمی‌گردد و از روش زیوت و اندریوز به‌منظور لحاظ شکست ساختاری استفاده شده است تا ضمن مقایسه نتایج، استنتاج‌های مطمئن‌تری حاصل گردد. نتایج این بررسی نشان می‌دهد: اولاً، در صورت وجود شکست ساختاری متغیرها می‌باید از روش زیوت و اندریوز جهت بررسی پایایی متغیرها استفاده شود. ثانیاً، پول در بخش خدمات خنثی نیست و تغییرات دائمی در متغیر پولی بر تولید حقیقی بخش خدمات بی‌تأثیر نیست؛ که این امر سیاست‌گذاران را در اعمال سیاست‌های پولی انبساطی و البته با در نظر گرفتن برخی هزینه‌هایی که این سیاست‌ها بر جامعه تحمیل می‌کنند، راهنمایی می‌کند.

واژگان کلیدی: بخش خدمات، تولید ناخالص ملی ایران، رویکرد فیشر و سیتز، خنثایی و ابر خنثایی

بلندمدت پول

طبقه بندی JEL: E52, P24

b_najafi@sci.org.ir

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد پولی دانشگاه پیام نور و کارشناس مرکز آمار ایران

nhakimipoor@yahoo.com

۲. دکترای اقتصاد، عضو هیات علمی پژوهشکده آمار (نویسنده مسئول)

akbarian_2013@yahoo.com

۳. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه پیام نور و کارشناس مرکز آمار ایران

۱. مقدمه

تأثیرگذاری یا عدم تأثیر پول بر متغیرهای واقعی، از موضوعات مورد مناقشه در بین اقتصاددانان و مکاتب مختلف اقتصادی بوده است. به عبارتی، تعامل میان بخش حقیقی و پولی، موضوع مورد بحث مکاتب مختلف اقتصادی است. پول به شرطی خنثی است که به دنبال بر هم خوردن تعادل اولیه به واسطه تغییر در عرضه اسمی پول، تعادل جدید هنگامی به دست آید که تمامی متغیرهای حقیقی، همان مقادیر قبل از تغییر در عرضه پول را دارا باشند. زمانی که مدل این شرایط را برآورده نسازد، پول غیر خنثی است. لذا اگر پول خنثی باشد، پول صرفاً یک پوشش است؛ زیرا تغییر در ذخیره اسمی پول، مقادیر حقیقی تعادلی سرمایه‌گذاری، مصرف، ثروت یا درآمد و همچنین مقدار تعادلی بالانس‌های حقیقی پولی را تغییر نخواهد داد.

رایج‌ترین ملاک برای ارزیابی خنثی بودن پول، بستگی به آن دارد که تغییر در عرضه اسمی پول منجر به تغییر در قیمت‌های نسبی و نرخ‌های بهره تعادلی می‌شود، یا فقط موجب تغییر متناسب در سطح مطلق قیمت‌ها می‌گردد. تغییر در قیمت‌های نسبی یا نرخ‌های بهره مستلزم تغییر در الگوی مصرف و سرمایه‌گذاری بوده و لذا پول خنثی نخواهد بود. همچنین در بررسی مفهوم فوق، خنثایی پول در مسیر رشد تعادلی اقتصاد مورد بررسی قرار می‌گیرد نه در وضعیت تعادل ایستای مقایسه‌ای؛ و بر خنثی بودن سیاست پولی در تثبیت اقتصاد متمرکز می‌گردد (بیابانی، ۱۳۸۸).

بررسی این تأثیرگذاری بر اقتصاد کشورها به لحاظ اعمال سیاست‌های پولی از اهمیت بسیاری برخوردار است. اگر فعالیت‌های اقتصادی ایران را به سه بخش عمده کشاورزی، صنعت و خدمات تقسیم کنیم، بخش خدمات بیشترین سهم را در تولید ملی داراست؛ لذا اثرپذیری این بخش از سیاست‌های دولت از بحث‌های مورد توجه است.

در این مقاله، ابتدا به بررسی خنثایی پول از نظر مکاتب مختلف پرداخته، سپس روند تغییرات بخش خدمات در کشور سنجش می‌شود و در نهایت، پس از معرفی سابقه مطالعات صورت گرفته در خصوص خنثایی پول در ایران و سایر کشورها و با استفاده از مدل فیشر و سیتز، خنثایی پول در بخش خدمات، برای سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۲ در کشور ارزیابی می‌گردد.

۲. مبانی نظری تحقیق

۲-۱. پول در مکاتب مختلف اقتصادی

ماهیت و کارکرد پول، یکی از مباحث مهم اقتصادی است که فصلی بزرگ را در تاریخ اندیشه اقتصادی به خود اختصاص داده است. این امر به‌خصوص از این جهت مهم است که نحوه درک ماهیت و کارکرد پول در اقتصاد در نوع سیستم پولی و نحوه مدیریت سیستم پولی اثری مهم دارد؛ روش استدلالی

مرکانتیلیست‌ها متکی بر روش استقرایی و بر اساس مشاهدات تجربی بوده تا روش قیاسی. مرکانتیلیست‌ها معتقد بودند که ثروت و قدرت اقتصادی، شرط لازم قدرت سیاسی است و مبنای اساسی تفکر اقتصادی آنها این بود که منبع اصلی ثروت اقتصادی یک جامعه را فلزات گرانبها، یعنی طلا و نقره و به عبارتی پول تشکیل می‌دهد. خطای فاحش آنان در درک ماهیت و منشأ اصلی ثروت تا حدودی به روش استقرایی و مشاهده گرایی آنان برمی‌گشت؛ به‌نحوی که آنان نتوانستند به این بینش دست یابند که اگرچه برای یک فرد در جامعه، داشتن طلا و پول بیشتر، به معنای داشتن ثروت بیشتر است، اما این امر هرگز برای جامعه به‌عنوان یک کل صادق نیست (Keynes, 1936). در مقابل مرکانتیلیست‌ها، مکتب کلاسیک (نظریه لیبرالیسم اقتصادی) بود؛ بر اساس تفکیک کلاسیکی، اقتصاد به دو بخش حقیقی و پولی تفکیک شد که در آن پول در بلندمدت خنثی است. به‌نحوی که در بلندمدت، پول در تعیین متغیرهای حقیقی اقتصاد مانند تولید حقیقی، اشتغال و نرخ بهره حقیقی نقشی نداشته و افزایش معینی در عرضه پول، تنها باعث افزایش بالنسبه مساوی در سطح قیمت‌های پولی می‌شود. برای توضیح تعیین متغیرهای اسمی، اقتصاددانان کلاسیک از نظریه مقداری پول استفاده می‌کردند.

در واقع، کلاسیک‌ها معتقدند که تمامی فعالان اقتصادی اعم از مصرف‌کننده و تولیدکننده، هرگز دچار توهم پولی نمی‌باشند و تمامی فعالیت‌های اقتصادی خود را بر اساس متغیرهای حقیقی تنظیم و تعیین می‌کنند، در نتیجه تغییرات حجم پول، تنها بر قیمت‌ها اثرگذار بوده و پول یک متغیر خنثی در تعیین عملکرد حقیقی اقتصاد است؛ بنابراین متغیرهای حقیقی اقتصاد مانند نرخ بهره حقیقی، نرخ ارز حقیقی، تولید، اشتغال و بیکاری، فارغ از پول و تغییرات پولی تعیین می‌گردند و حجم پول و تغییرات آن تعیین‌کننده سطح قیمت‌ها، تورم و نیز مؤثر در تعیین سایر متغیرهای اسمی است. اگر پول واقعاً خنثی باشد، آنگاه اعمال سیاست‌های پولی برای ایجاد تأثیر مثبت بر سطح تولید و اشتغال بی‌معنا است و اگر نظریه مقداری پول معتبر باشد، آنگاه برای تأمین ثبات قیمت‌ها کافی است حجم پول در گردش را تحت کنترل درآوریم (Humphrey, 1935).

تفکیک کلاسیکی، مورد انتقاد اقتصاددانان مکتب اتریشی قرار گرفت. از نظر اقتصاددانان شاخص مکتب اتریشی، نه‌تنها میزان تغییر در عرضه پول، بلکه نحوه و مسیری که پول وارد سیستم شده و راه خود را در سیستم اقتصادی پیدا می‌نماید، متغیرهای حقیقی و عملکرد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. لذا در مکتب اتریشی پول خنثی نیست. پول وسیله مبادله موردقبول همگان است. اگر سیاست دولت، واحد پولی را مخدوش کند، مبادله هم مخدوش می‌شود. هدف سیاست‌های پولی به حداقل رساندن مواردی است که مبادله مخدوش می‌شود. هر افزایشی در عرضه پول اگر با افزایش برابر در تقاضا برای پول خنثی نشود، باعث بالا رفتن قیمت‌ها خواهد شد؛ ولی در سراسر اقتصاد

قیمت‌ها در یک آن، تعدیل نمی‌شوند. بعضی تعدیل‌ها سریع‌تر انجام می‌گیرد، یعنی قیمت‌های نسبی تغییر می‌کند؛ و این تغییرات بر اشکال مبادله و تولید اثر می‌گذارد. پس پول نمی‌تواند در اقتصاد خنثی باشد (Boettke, 2010).

کینز جهت پیوند دادن پول و عملکرد بخش حقیقی اقتصاد، انتظارات و پیش‌بینی عوامل اقتصادی را از طریق مفهوم رجحان نقدینگی و تقاضای سفته‌بازی پول وارد نظریه عمومی خود درباره نرخ بهره می‌کند. پیش‌بینی‌های مردم درباره آینده نرخ بهره که به وسیله عوامل روانی جمعی تعیین می‌گردد، روی رجحان نقدینگی و به دنبال آن تقاضای سفته‌بازی پول، تأثیر دارد. لذا پول، خنثی نیست؛ پول می‌تواند بر بخش حقیقی اقتصاد تأثیر بگذارد؛ در نتیجه تفکیک کلاسیکی حقیقی-پولی از هم فرو می‌پاشد. از نظر کینز، نرخ بهره پدیده‌ای پولی است و در بازار پول تعیین می‌گردد و در تعیین آن، تقاضای سفته‌بازی برای پول دارای اهمیتی درخور توجه است. اگرچه از نظر کینزی‌ها، سیاست‌های مالی برای تنظیم اقتصاد بر سیاست‌های پولی ترجیح دارد، اما تغییرات حجم پول - مگر در موارد خاص مانند دام نقدینگی - می‌تواند از طریق تغییر نرخ بهره و در نتیجه سرمایه‌گذاری، بخش حقیقی اقتصاد را تحت تأثیر قرار دهد؛ بنابراین در چارچوب نظری کینزی، ایده کلاسیک‌ها مبنی بر خنثایی پول و تفکیک بخش حقیقی و پولی جایگاهی نداشت (Keynes, 1936).

میلتون فریدمن^۱ ضمن ارائه تفسیری جدید از نظریه مقداری پول به عنوان «نظریه رجحان دارایی»، نظریه پولی خود را با نظریه سرمایه ادغام می‌کند. از نگاه فریدمن در صورت ثبات در نرخ افزایش عرضه پول، بیکاری نهایتاً در سطح طبیعی خود تثبیت می‌شود و نرخ تورم سرانجام با تفاوت بین نرخ افزایش عرضه پول و نرخ رشد محصول ایجاد شده تعیین خواهد شد و تغییر حجم پول از یک کانال مستقیم یعنی «رابطه مبادله فیشر»، تأثیری مطمئن بر درآمدهای پولی دارد. مبلغ اسمی پول اهمیتی ندارد بلکه مهم، مبلغ واقعی یعنی «قدرت خرید پول» است. حجم پول باید با توجه به تغییرات واقعی تغییر کند. تأثیر پول مستقیم و بلا واسطه است و افزایش حجم پول به فزونی عرضه و تقاضای واقعی منجر می‌گردد که نهایتاً سبب افزایش درآمد پولی خواهد شد. لذا بنیادی‌ترین عامل تعیین‌کننده مخارج کلی و درآمد ملی، عرضه پول است.

بر مبنای تحلیل کلاسیکی جدید، سیاست‌گذاران اقتصادی نمی‌توانند با افزایش پیش‌بینی‌شده عرضه پول، بر مقدار تولید و سطح اشتغال تأثیر بگذارند و تنها با غافلگیری‌های پولی پیش‌بینی‌نشده می‌توانند بر سطح اشتغال و تولید، آن‌هم در کوتاه‌مدت اثرگذار باشند و با آشکار شدن سیاست اعمالی، بلافاصله واکنش عقلایی نشان خواهند داد. این تحلیل به این نتیجه ضدکینزی می‌انجامد که سیاست‌های فعال پولی و مالی بی‌تأثیر بوده و باید به کناری گذاشته شود (تقوی، ۱۳۷۵).

یکی از مهم‌ترین ویژگی‌های نظریه ادوار تجاری حقیقی، خنثایی پول است. در تفکر اقتصادی کلاسیک‌ها، پول اساساً در تحلیل‌های اقتصادی محور بود. نظریه پردازان ادوار تجاری حقیقی، این تحلیل را ارائه کردند که این پول است که نسبت به تغییرات بخش حقیقی اقتصاد، واکنش نشان می‌دهد. در واقع، همبستگی مشاهده شده میان پول و تولید، برخلاف آنچه تصور می‌شود، بیانگر اثر تغییرات پول بر تولید نیست، بلکه بیانگر اثر تغییرات تولید بر پول است.

کینزی‌های جدید نظریه اقتصاد کلان خود را بر مبانی اقتصاد خرد بنا نمودند؛ از نظر کینزی‌های جدید، فعالان اقتصادی، عوامل عقلایی هستند که در صدد حداکثر سازی منافع خویش می‌باشند. کینزی‌های جدید، این دیدگاه کینز را می‌پذیرند که بیکاری غیرارادی هم ممکن است و هم بسیار محتمل؛ لذا خنثی نبودن پول، ناشی از قیمت‌های چسبنده است و قیمت‌های چسبنده نیز توسط نقصان بازارها تبیین می‌گردد.

۲-۲. پیشینه پژوهش

بر اساس تئوری‌های سنتی و رایج، اثر بلندمدت یک تغییر دائمی پول بر متغیرهای حقیقی اقتصاد، مفهومی است که به فرضیه خنثایی پول برمی‌گردد. سه دهه از آزمون خنثایی پول در کشورهایی مختلف می‌گذرد که به روش‌های مختلف مورد سنجش قرار گرفته‌اند. مهم‌ترین آنها عبارت است از چن (Chen, 2007).

- روش اول آزمون خنثایی؛ که به بررسی دیدگاه متقابل کشورها با استفاده از داده‌های مقطعی می‌پردازد.^۱

- روش دوم با استفاده از تکنیک‌های سری زمانی است.^۲

- روش سوم بر اساس آزمون تصریح قیود ضرایب در VAR است.^۳

آخرین مطالعات صورت گرفته در ایران

تشکینی و شفيعی (۱۳۸۴) با استفاده از روش رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتبط SUR دریافتند که در دوره زمانی ۱۳۸۲-۱۳۳۸ سیاست‌های پولی پیش‌بینی‌شده و پیش‌بینی‌نشده خنثی بوده، اما سیاست‌های مالی پیش‌بینی‌شده دارای آثار مثبت و معنادار بر سطح تولید حقیقی می‌باشند. آنها با استفاده از این نتیجه استدلال نمودند که انتظارات عقلایی برای ایران قابل تأیید نیست.

1. Lothian, 1985; Duck, 1993 and Loef, 1993

2. Lucas, 1980; Geweke, 1982 & 1986 and Mills, 1982

3. Stock and Watson, 1988; King and Watson, 1997 and Fisher & Seater, 1993

لشگری (۱۳۸۹) به بررسی متغیرهای پولی ایران بر رشد اقتصادی با رویکرد پول گرایان پرداخت. این پژوهش که با رویکرد پول گرایان به بررسی خنثی بودن و یا خنثی نبودن پول طی دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۷ در اقتصاد ایران می پردازد، نشان می دهد که در مجموع بین متغیرهای حقیقی اقتصاد (تولید و اشتغال) و حجم پول رابطه معناداری وجود ندارد و سیاست های پولی در ایران خنثی است. در اقتصاد ایران، تولید ناخالص داخلی حقیقی بجز سال های اخیر دارای نوسانات شدید نیست و دارای یک مسیر طبیعی است. نرخ بیکاری دارای نوسانات بسیار زیادی است و دارای نرخ طبیعی نیست. جبل عاملی و گودرزی فراهانی (۱۳۹۲) طبق رویکرد کینگ و واتسون (King and Watson, 1997) به دنبال بررسی خنثایی پول در بلندمدت بودند که برای این منظور، از داده های مربوط به حجم پول، نقدینگی و تولید ناخالص داخلی در دوره زمانی (۱۳۹۰-۱۳۵۰) با رویکرد مدل های خود رگرسیون برداری ساختاری استفاده شده است. نتایج نشان دهنده این است که خنثایی پول در ایران ارتباطی با تعریف پول ندارد، تغییرات در حجم پول و نقدینگی اثری بر تولید ندارد و به دلیل اینکه نرخ رشد حجم پول و نرخ رشد نقدینگی انباشته از مرتبه صفر می باشند، بحث در مورد رابطه بلندمدت منطقی نخواهد بود، بنابراین برای افزایش تولید در اقتصاد می بایست به سیاست های سمت عرضه که منجر به افزایش در بهره وری و کارایی نیروی کار و افزایش در سطح تولید می شود، روی آورد. همچنین نتایج حاکی از آن است که در سطح اطمینان یک درصد، خنثایی پول در بلندمدت را نمی توان رد کرد. نتایج تحت قیود خنثایی پول در کوتاه مدت نیز به سمت رد خنثایی پول در بلندمدت سوق نمی دهد.

پیش بهار و رسولی بیرامی (۱۳۹۴) برای آزمون خنثایی و ابر خنثایی بلندمدت پول، از رهیافت فیشر - سیتزر^۱ برای داده های اقتصاد ایران (۱۳۸۷-۱۳۶۷) استفاده کردند. نتایج حاکی از آن است که کلیت پولی M2 نسبت به متغیرهای حقیقی GDP و تولید کشاورزی به قیمت ثابت خنثی است. در مورد متغیر اسمی تولید کشاورزی به قیمت جاری، با اطمینان بالایی می توان خنثی بودن M2 را رد کرد. نتیجه برای متغیر اسمی GDP به قیمت جاری بسته به نوع آزمون ریشه واحد استفاده شده، متفاوت است. همچنین نتایج نشان داد که ابر خنثایی M2 فقط برای GDP به قیمت ثابت تأیید گردید و در سه متغیر دیگر، این امر رد می شود.

در مطالعات بین المللی، والاس و شلی (Wallace and Shelley, 2006) با روش فیشر و سیتزر برای ده صنعت عمده مکزیکی، اثر پول را بر تولید ناخالص داخلی مورد بررسی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که خنثایی پول برای ستانده این صنایع رد می شود و در نتیجه، اثر سیاست پولی برای صنایع مختلف در بلندمدت، متفاوت است.

1. Fisher and Seater

چن (Chen, 2007)، در مطالعه موردی خود به بررسی خنثایی پول در بلند مدت برای کره جنوبی و تایوان می‌پردازد. وی با استفاده از داده‌های فصلی کره جنوبی و تایوان با استفاده از مدل کینگ و واتسون (۱۹۹۷)، درمی‌یابد در بلندمدت پول در کره جنوبی خنثی است؛ ولی در هر دو کشور در کوتاه‌مدت خنثایی پول رد می‌شود.

سولکو (Sulku, 2011)، نیز در مطالعات خود در خصوص خنثایی بلندمدت پول در ترکیه با توجه به چارچوب ARIMA فیشر و سیتز (۱۹۹۳)، برای داده‌های ۱۹۸۷-۲۰۰۶ نیز به این نتیجه رسید که پول در بلندمدت در ترکیه خنثی است.

اوراما و همکاران (Urama; Nwosu & Odo, 2013) در مقاله خود تحت عنوان چسبندگی قیمت‌ها و ناخنثایی پول در کشورهای در حال توسعه با تأکید بر نیجریه، نشان دادند با استفاده از مدل بال و رومر^۱ در صورتی که منو کاست^۲ بیش از ۲,۲۸ درصد باشد، چسبندگی قیمت‌ها بهترین تصمیم شرکت‌ها است و با استفاده از مدل SVAR نشان می‌دهند که عکس‌العمل تورم به شوک‌های اسمی با یک دوره تأخیر همراه است. همچنین سیاست‌های پولی بر متغیرهای اسمی مانند نرخ ارز اسمی و تورم، اثر بهتری دارد تا متغیرهای حقیقی مانند ستانده؛ و این در حالی است که اثر سیاست‌های انقباضی بیشتر از سیاست‌های انبساطی است.

۳. تحلیل وضعیت پولی و ارزش افزوده بخش خدمات در اقتصاد ایران

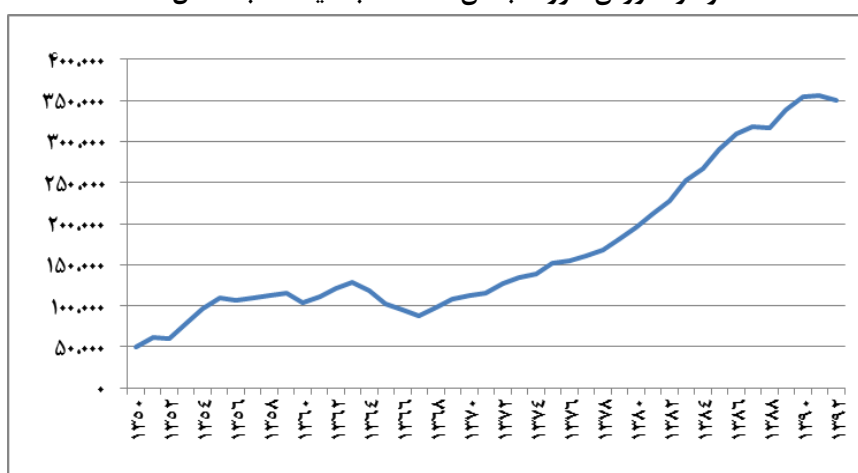
۳-۱. بخش خدمات

در سال ۲۰۰۴ با معرفی پارادایم جدیدی به نام "منطق چیرگی خدمات"^۳ تعریف جهان فرا صنعتی از خدمات تغییر کرد. این تغییر به گفته خود استفان وارگو^۴ و رابرت لوش^۵ که پردازندگان این نظریه هستند، از سال‌ها پیش با رشد اقتصاد خدماتی در حال شکل‌گیری بوده است. "منطق چیرگی خدمات"، خدمت را این‌چنین تعریف می‌کند: "خدمت، به‌کارگیری قابلیت‌ها از طریق فعالیت‌ها، فرایندها و عملکردها برای سود خود یا دیگری است." در این دیدگاه، ارزش، در محصولات تجسم نمی‌یابد، بلکه ارزش در استفاده از محصولات و خدمات به‌صورت مشارکتی بین ارائه‌کننده و استفاده‌کننده به وجود آمده و معنا پیدا می‌کند. خدمات، پایه تبادلات شناخته‌شده و محصولات مادی وسیله‌ای برای توزیع گسترده خدمت تعریف می‌شوند، خدمتی برای رفع یک نیاز. سهم فعالیت‌های

-
1. Ball & Romer
 2. Menu Cost
 3. Service-dominant logic
 4. Stephen L. Vargo
 5. Robert F. Lusch

اقتصادی مربوط به بخش خدمات که سال‌ها در اقتصادهای برتر دنیا نقش کلیدی پیدا کرده بود، بعد از مطرح شدن این نظریه اقتصادی، قدرت‌ش بر دیگر بخش‌های اقتصادی چیره شد. طبق گزارش بانک جهانی متوسط سهم بخش خدمات به تولید ناخالص داخلی در دنیا در سال ۲۰۱۴ برابر با ۷۱ درصد بوده است؛ و سهم بخش خدمات در تولید ناخالص داخلی ایران برابر با ۵۲ درصد است. نمودار زیر ارزش افزوده بخش خدمات را از سال ۱۳۵۰ به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶، نشان می‌دهد. همان‌گونه که مشاهده می‌شود این متغیر هموار روندی صعودی داشته است؛ خصوصاً در سال‌های پس از جنگ تحمیلی که شیب آن نیز افزایشی است.

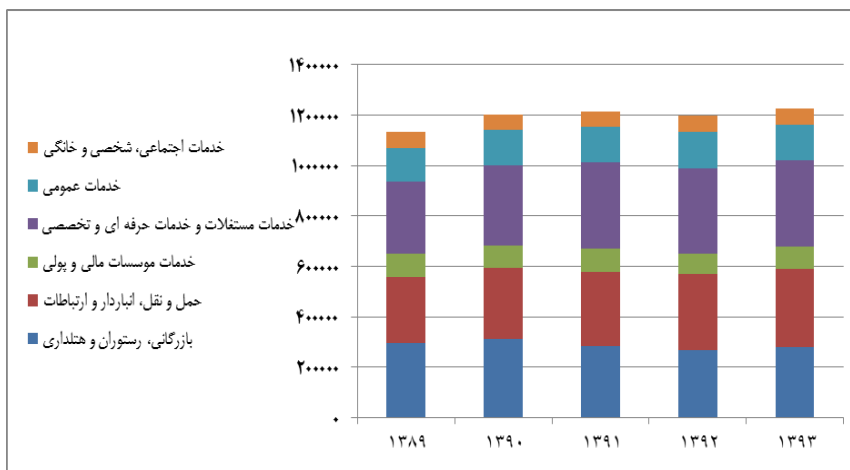
نمودار ۱. ارزش افزوده بخش خدمات به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶



منبع: مرکز آمار ایران

بخش خدمات به شش زیر بخش "بازرگانی، رستوران و هتلداری"، "حمل و نقل، انبارداری و ارتباطات"، "خدمات مؤسسات مالی و پولی"، "خدمات مستغلات و خدمات حرفه‌ای و تخصصی"، "خدمات عمومی" و "خدمات اجتماعی، شخصی و خانگی" تقسیم می‌شود که خدمات مستغلات و خدمات حرفه‌ای و تخصصی، بیشترین سهم را در بخش خدمات به خود اختصاص می‌دهند.

نمودار ۲. تولید ناخالص ملی به تفکیک زیر بخش های بخش خدمات به قیمت های ثابت سال ۱۳۸۳



منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

در ایران نیز چند سالی است به تناوب دیگر کشورها، بخش خدمات در رشد اقتصادی و تولید ناخالص داخلی نقش مهمی پیدا کرده است؛ اما سرعت رشد آن بسیار کندتر و ناهمگن تر از دیگر کشورهای دنیا است. البته بجز دارا بودن سهم بالایی در تولید ملی و اشتغال زایی؛ خدمات، ویژگی های دیگری نیز دارد. به عنوان مثال، خدمات به راحتی قابل گسترش، جابه جایی، توسعه و بهبود است. تغییر در روند خدمات بسیار آسان تر صورت می گیرد و بستر شکل پذیرتری نسبت به تولید محصولات دارد. این امتیاز، پرداختن به خدمات و ایده پردازی در مورد خدمات بهینه را آسان می کند. طبق گزارش طرح نیروی کار مرکز آمار ایران در سال ۱۳۹۴، سهم شاغلان بخش خدمات ۴۹,۴ درصد بوده که نسبت به سال قبل خود حدود ۲ درصد رشد داشته است. البته بیشترین سهم به مناطق شهری با نسبت ۵۹,۹ درصد اختصاص دارد. این سهم (سهم شاغلان) در سال ۱۳۹۴، برای بخش صنعت ۳۲,۵ درصد و برای بخش کشاورزی، ۱۸ درصد بوده، و این در حالی است که طبق مطالعات صورت گرفته (ر. ک: بختیاری ۱۳۸۱)، رشد اشتغال در بخش صنعت قادر به کاهش نرخ بیکاری نبوده، همچنین نقش بخش کشاورزی در این خصوص بسیار ضعیف برآورد شده، اما رشد اشتغال در بخش خدمات به طور معنی داری در کاهش نرخ بیکاری مؤثر بوده است. همچنین افزایش در ارزش افزوده بخش خدمات به طور چشمگیری برخلاف دو بخش دیگر، نرخ بیکاری را در کشور کاهش می دهد.

همچنین طبق مطالعات صورت گرفته (ر. ک: آقایان و محبی نیا، ۱۳۹۴) که از دو نوع پیوند- پیوندهای سنتی و نوین در قالب الگوی تقاضا محور و عرضه محور و بر مبنای جدول داده ستانده سال ۱۳۹۰- در سنجش اهمیت نسبی زیر بخش‌های خدمات و شناسایی بخش‌های کلیدی استفاده کردند، در رویکرد سنتی در بین زیر بخش‌های خدمات، بخش حمل‌ونقل، انبارداری و ارتباطات بجز بخش‌های کلیدی و در رویکرد نوین بخش‌های عمده‌فروشی، خرده‌فروشی و تعمیر و بخش حمل‌ونقل و انبارداری بجز بخش‌های کلیدی قرار دارند.

از آنجا که بخش خدمات حجم قابل‌ملاحظه‌ای از کل فعالیت‌های اقتصادی در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه را به خود اختصاص داده است و با عنایت به ارتباط تنگاتنگ بین بخش‌های تولیدی و خدماتی، لزوم توجه به بخش خدمات به عنوان یک بخش مولد بیش‌ازپیش احساس می‌گردد؛ زیرا آن چنان که شایسته و لازم است، این بخش مورد توجه سیاستگذاران و برنامه ریزان کشور قرار نگرفته و فاقد هر استراتژی و چشم‌اندازی است. مشخصه‌هایی از قبیل زودبازده بودن، اشتغال زایی برای فارغ‌التحصیلان دانشگاهی، امکان تشکیل بنگاه‌های کوچک و متوسط و غیره، توجه بسیاری از کشورهای در حال توسعه را به خود جلب نموده و نقش مهمی را در جریان توسعه کشورها عهده‌دار است و بررسی ابعاد آن و عملکرد دولت می‌تواند راهگشای سیاستگذاران و برنامه ریزان باشد. از جمله عوامل تأثیرگذار بر اقتصاد هر کشور سیاست‌های پولی و مالی و اثرات آنها است که به توجه به اهمیت این بخش، لازم است مورد توجه قرار گیرد.

۲-۳. وضعیت متغیرهای پولی

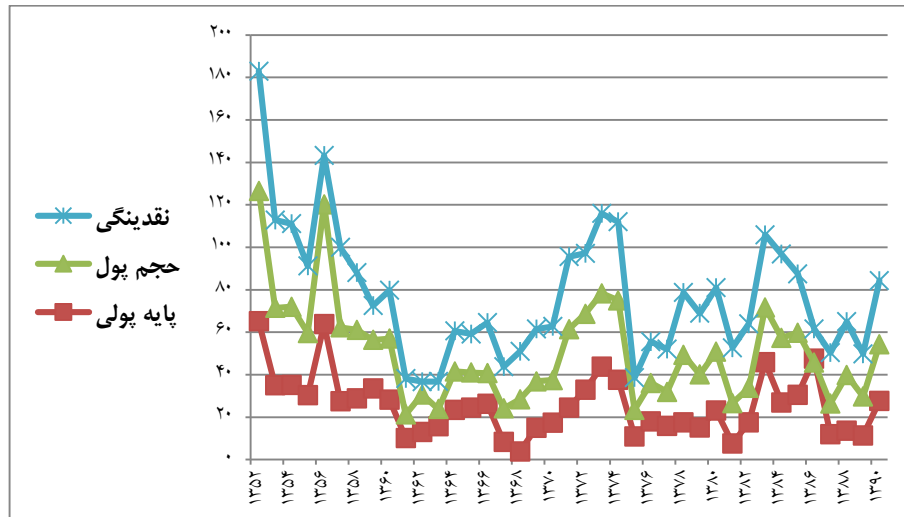
بر پایه نظریات اقتصادی، افزایش نقدینگی دو خاستگاه اصلی دارد، رشد پایه پولی که از راه کارکرد نظام بانکی و مکانیسم ضریب فزاینده پولی باعث افزایش نقدینگی می‌شود و تغییرات درونزای نقدینگی که برآمده از تغییر نهادهای پولی و بانکی و افزایش نسبت شبه پول به پول است. پایه پولی یکی از مهم‌ترین شاخص‌های پولی و مهم‌ترین جزء متغیر نقدینگی به شمار می‌آید که چون تغییرات آن به صورت چند برابری در میزان نقدینگی منعکس می‌شود، در مباحث پولی اهمیت بسیار دارد (محمدی، ۱۳۹۲).

پایه پولی در ایران، قبل از انقلاب به شدت تحت تأثیر تغییرات خالص دارایی‌های خارجی و پس از انقلاب، تحت تأثیر بدهی دولت به بانک مرکزی بوده است. بر اساس قوانین پولی و بانکی سال ۱۳۵۱ برای تشکیل ارکان بانک مرکزی اعم از اعضاء مجمع عمومی، رئیس کل و قائم مقام او و همچنین در ترکیب شورای پول و اعتبار، نقش هیات دولت حائز اهمیت و منوط به تصویب آنها است و نیز در قانون عملیات بانکی بدون ربا، وظیفه پیشنهاد سیاست اعتباری و تسهیلات اعطایی کوتاه‌مدت به

عهد مجمع عمومی بانک مرکزی و تصویب آن بر عهده هیات دولت است که این امر منجر به تضعیف استقلال بانک مرکزی در مقابل دولت و تلفیق سیاست‌های پولی و مالی شده، که باعث می‌شود بانک مرکزی در برابر کسر بودجه‌های دولت بدون هیچ‌گونه اختیاری صرفاً تابع دستورات دولت در تأمین کسری باشد که از پیامدهای آن، تشدید روند فزاینده نقدینگی در سال‌های اخیر است. لذا برای کنترل عرضه پول و نقدینگی در ایران، ایجاب می‌نماید که سیستم پولی استقلال یابد و شدت متابعت سیاست‌های پولی از سیاست‌های مالی کاهش یابد و نیز با انسداد منابع بانک‌ها و تعیین حد مجاز اعتباری و کنترل ضریب تکاثری و با فعال نمودن بازار بورس و تأمین مالی شرکت‌ها و مؤسسات از طریق غیر سیستم بانکی و با واگذاری شرکت‌های دولتی و کاهش بار مخارج دولت می‌توان از گسترش بی‌رویه نقدینگی جلوگیری به عمل آورد.

البته در سال‌های اخیر، از یک‌سو بنگاه‌های تولیدی، عدم دسترسی به اعتبارات و نقدینگی کافی را یکی از محدودیت‌های اصلی بخش تولید عنوان می‌کنند و از سوی دیگر، بسیاری از تحلیلگران اقتصادی بخش قابل‌ملاحظه‌ای از مشکلات اقتصادی و بخصوص ماندگاری تورم دو رقمی را به دلیل حجم بالای نقدینگی و رشد بیش‌ازحد اعتبارات بانکی می‌دانند. پدیده مازاد نقدینگی در سطح کلان و کمبود آن در سطح خرد به "معمای نقدینگی" شهرت یافته است؛ بنابراین معمای نقدینگی ناشی از مجموعه‌ای از عوامل خرد و کلان و ساختاری است که موجب شده که از یک‌سو، نقدینگی موجود در کشور به‌رغم حجم بالای آن کیفیت و کارایی لازم را نداشته و در بین بازارها و بخش‌های اقتصادی گردش نکند و از سوی دیگر، شوک‌هایی به اقتصاد وارد شود که نه‌تنها نیاز بنگاه‌ها به سرمایه در گردش را افزایش دهد، بلکه مکانیسم‌های پیشین آنها برای تأمین مالی کوتاه‌مدت را نیز مختل سازد.

نمودار ۳. نرخ رشد پایه پولی، نقدینگی و حجم پول ۹۱-۱۳۵۲



منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

۴. روش تحقیق

مدل فیشر و سیتز

فیشر و سیتز FS بر اساس از یک سیستم لگاریتم- خطی و مدل دومتغیره ARIMA که مانا و معکوس پذیر هستند، استفاده کردند؛ که مدل با معادلات زیر نمایش داده می شوند؛ درحالی که لگاریتم عرضه پول (m) و لگاریتم تولید ناخالص ملی (y) است (Shelley & Wallace, 2006):

$$a(L)\Delta^m m_t = b(L)\Delta^y y_t + u_t \quad (1)$$

$$d(L)\Delta^y y_t = c(L)\Delta^m m_t + w_t$$

که در آن، m و y به ترتیب، لگاریتم عرضه پول و تولید ملی حقیقی است. بردار $(u_t$ و $w_t)$ جملات خطای مستقل و دارای توزیع یکسان با میانگین صفر و ماتریس کوواریانس Σ (متشکل از σ_u و σ_{uw} و σ_w) هستند و $a_0 = d_0 = 1$. $\langle q \rangle$ به ترتیب متغیرها اشاره دارد $q=m, y$. مشتق بلندمدت $(LRD_{y,m})$ تولید با توجه به تغییرات دائمی پول در معادله زیر نشان داده شده است:

$$LRD_{y,m} = \lim_{k \rightarrow \infty} \left[\frac{\partial(y_{t+k})}{\partial u_t} \right] / \left[\frac{\partial(m_{t+k})}{\partial u_t} \right] \quad (2)$$

معادله (۲) نشان می دهد مشتق بلندمدت $(LRD_{y,m})$ ، تغییرات تولید یا ستانده نسبت به تغییرات دائمی پول است. LRD در حالتی که:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \left[\frac{\partial(m_{t+k})}{\partial u_t} \right] = 0$$

تعریف نمی‌شود. لذا شرایطی برای آزمون خنثایی بلندمدت پول لازم است که شوک‌های دائمی عرضه پول وجود داشته باشد. پول حداقل باید دارای درجه هم‌جمعی ۱ باشد ($I(1)$)، تا آزمون FS به کار آید.

معادله (۲) نشان می‌دهد اگر هیچ شوک دائمی در ستانده حقیقی وجود نداشته باشد، بنابراین:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \left[\frac{\partial(y_{t+k})}{\partial u_t} \right] = 0$$

و LRD مساوی صفر است؛ بنابراین، اگر ستانده حقیقی ($I(0)$) است، خنثایی بلندمدت نمی‌تواند رد شود.

برای $\langle m \rangle \geq 1$ فیشر و سیتز نشان می‌دهند که معادله (۲) به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$LRD_{y,m} = \frac{(1-L)^{\langle m \rangle - \langle y \rangle} \gamma(L)|_{L=1}}{\alpha(L)} \quad (3)$$

به‌طوری‌که $\alpha(L)$ و $\gamma(L)$ توابعی از ضرایب معادلات (۱) هستند.

$$\alpha(L) = \frac{d(L)}{[a(L)c(L) - b(L)c(L)]}$$

$$\gamma(L) = \frac{c(L)}{[a(L)c(L) - b(L)c(L)]}$$

معادله (۳) نشان می‌دهد که ارزش $LRD_{y,m}$ به $\langle m \rangle - \langle y \rangle$ بستگی دارد:

- اگر $\langle m \rangle - \langle y \rangle \geq 1$ باشد، $LRD_{y,m} = 0$
- $LRD_{y,m} = \frac{\gamma(1)}{\alpha(1)} = \frac{c(1)}{d(1)}$ ، باشد، $\langle m \rangle - \langle y \rangle = 0$
- $\langle m \rangle - \langle y \rangle = -1$ باشد، $LRD_{y,m}$ تعریف شده است، فقط وقتی $\gamma(1) = 0$ که در این حالت:

$$c^*(1) = (1-L)^{-1}c(L) \text{ که } LRD_{y,m} = \frac{(1-L)^{-1}\gamma(L)}{\alpha(L)} = \frac{c^*(1)}{d(1)}$$

اگر $LRD_{y,m} = \lambda$ ، پول در بلندمدت خنثی است، اگر $\lambda = 1$ و y متغیر اسمی و $\lambda = 0$ و y متغیر حقیقی یا نرخ بهره اسمی است؛ که چهار حالت رخ می‌دهد (فیشر و سیتز ۱۹۹۳):

۱- $\langle m \rangle < 1$ ، $LRD_{y,m}$ تعریف نشده است. لذا تغییرات دائمی تصادفی در m رخ نداده است بنابراین LRN^۱ قابل حصول نیست.

- ۲- $LRD_{y,m} = 0$ ، $\langle m \rangle \geq \langle y \rangle + 1 \geq 1$ ؛ لذا باوجود تغییرات دائمی حجم پول، متغیر y نمی‌تواند تغییر کند. اگر y متغیر اسمی باشد، خنثایی پول در بلندمدت نقض می‌شود و اگر y حقیقی باشد یا نرخ بهره اسمی باشد، LRN محقق می‌گردد.
- ۳- $\langle m \rangle = \langle y \rangle \geq 1$ ، LRN قابلیت آزمون دارد. در این روش با استفاده از روش OLS، ضرایب الگو برآورد شده و همبستگی بین تغییرات دائمی y و m تعیین می‌گردد.
- ۴- $\langle m \rangle = \langle y \rangle - 1 \geq 1$ ، LRN زمانی محقق می‌شود که تغییر دائمی m ، نرخ رشد حقیقی y را تغییر ندهد.
- اگر $LRD_{y,\Delta m} = \mu$ ، پول در بلندمدت ابرخنثی است، اگر $\mu = 1$ و y متغیر اسمی و $\mu = 0$ و y متغیر حقیقی است؛ که چهار حالت رخ می‌دهد:
- ۱- $\langle \Delta m \rangle < 1$ ، $LRD_{y,\Delta m}$ تعریف نشده، لذا تغییرات دائمی تصادفی در نرخ رشد پول، رخ نداده است و بنابراین LRSN قابل حصول نیست.
- ۲- $\langle \Delta m \rangle \geq \langle y \rangle + 1 \geq 1$ ، $LRD_{y,\Delta m} = 0$ ، لذا باوجود تغییرات دائمی در نرخ رشد حجم پول، متغیر y نمی‌تواند تغییر کند و لذا LRSN محقق می‌گردد.
- ۳- $\langle \Delta m \rangle = \langle y \rangle \geq 1$ ، LRSN قابلیت آزمون دارد. در این حالت حتی اگر LRSN رد شود، LRN نمی‌تواند رد شود؛ چون، $LRD_{y,m} = 0$.
- ۴- $\langle \Delta m \rangle = \langle y \rangle - 1 \geq 1$ ، $LRD_{y,\Delta m} = 0$ و می‌توان تعیین کرد که آیا تغییرات دائمی در نرخ رشد حجم پول به تغییرات دائمی در نرخ رشد تولید حقیقی منجر می‌شود یا خیر.

جدول ۱. محدودیت‌های خنثایی و ابرخنثایی بلندمدت

	LRDy,m LRN $\rightarrow$ LRDy,m= λ			LRDy, Δm LRSN $\rightarrow$ LRDy, Δm = μ		
	$\langle m \rangle = 0$	$\langle m \rangle = 1$	$\langle m \rangle = 2$	$\langle m \rangle = 0$	$\langle m \rangle = 1$	$\langle m \rangle = 2$
۰	تعریف نشده	=۰	=۰	تعریف نشده	تعریف نشده	=۰
۱	تعریف نشده	$c(1)/d(1)$	=۰	تعریف نشده	تعریف نشده	$c(1)/d(1)$
۲	تعریف نشده	$c^*(1)/d(1)$	$c(1)/d(1)$	تعریف نشده	تعریف نشده	$c^*(1)/d(1)$

با این فرض که پول در بلندمدت برونزا است، FS نشان می‌دهد که b_k می‌تواند به‌عنوان برآورد کننده‌ای از $\frac{c(1)}{d(1)}$ از رگرسیون OLS در معادله (۴) باشد.

$$y_k - y_{t-k-1} = a_k + b_k(m_t - m_{t-k-1}) + e_{kt} \quad (۴)$$

$$y_k - y_{t-k-1} = a_k + b_k(\Delta m_t - \Delta m_{t-k-1}) + e_{kt} \quad (۵)$$

مقادیر معنی‌دار bk در معادله ۴ نشان‌دهنده رد قضیه خنثی بودن و رد قضیه bk در معادله ۵ نشان‌دهنده رد ابرخنثی بودن پول در بلندمدت خواهند بود.

متغیرهای مدل

M1: پایه پولی که عبارت است از: ۱- صورت بدهی مقامات بانکی (بانک مرکزی) به بخش‌های خصوصی (اسکناس و مسکوک در دست مردم). ۲- صورت بدهی بانک مرکزی به بانک‌ها؛ شامل: اسکناس و مسکوک نزد بانک‌ها، سپرده‌های قانونی و سپرده‌های اضافی بانک‌ها نزد بانک مرکزی و همچنین می‌توان پایه پولی را به صورت حاصل جمع دارایی‌های خارجی و داخلی بانک مرکزی بیان کرد.

M2: نقدینگی برابر است با مجموع حجم پول و شبه پول؛

M3: حجم پول برابر است با مجموع اسکناس و مسکوکات در دست مردم و سپرده‌های دیداری؛

Y: تولید حقیقی بخش خدمات به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶.

۵. نتایج آزمون

آزمون خنثی بودن و ابرخنثی بودن پول در بخش خدمات

در قسمت قبل بیان شد که جهت تعیین خنثی بودن و ابرخنثی بودن پول در بخش خدمات، از آزمون‌های ریشه واحد و درجه هم جمعی آنها و همچنین مدل فیشر و سیتز استفاده خواهد شد؛ اما نکته قابل توجه در بررسی ریشه واحد، این است که عدم توجه به شکست ساختاری در متغیرهای سری‌های زمانی منجر به نتایج گمراه کننده می‌شود.

ادبیات نوین اقتصادسنجی، دلالت بر این دارد که با مدنظر قرار دادن شکست ساختاری در آزمون‌های ریشه واحد و روابط اقتصادی، نتایج به دست آمده واقعی‌تر و متفاوت‌تر از حالتی است که شکست ساختاری لحاظ نمی‌شود.

پرون (Perron, 1989) معتقد است که اغلب سری‌های زمانی اقتصاد کلان دارای ریشه واحد و ناپایی نیستند و علت اینکه ناپایی در اغلب این متغیرها مورد تأیید قرار می‌گیرد، عدم توجه به شکست ساختاری در روند آنها است. آزمون‌های دیکی-فولر DF و دیکی-فولر تعمیم یافته ADF ^۱ به عنوان متداول‌ترین روش‌های آزمون پایی سری‌های زمانی می‌باشند که شکست ساختاری در آنها لحاظ نمی‌گردد و در تعیین درجه جمعی متغیرها گاهی نتایج نادرستی ارائه می‌دهند.

در مطالعاتی که توسط پرون (۱۹۸۰) برای شکست ساختاری انجام شده، تغییر جهت ساختاری به صورت برونزا تعیین شده است؛ اما پژوهشگرانی مانند زیوت و اندریوز (Zivot & Andrews, 1992)

روش هایی برای تعیین درونزای تاریخ تغییر جهت های ساختاری پیشنهاد کردند که زمان وقوع شکست ساختاری را نشان می دهد.

در این مقاله، جهت آزمون ریشه واحد متغیرها علاوه بر استفاده از آزمون های متداول که در حالت بدون شکست ساختاری مورد استفاده قرار می گیرند، از آزمون ریشه واحد زیوت و اندریوز نیز استفاده شده، که از متداول ترین آزمون های ریشه واحد باوجود شکست ساختاری است. جدول ۲ نتایج آزمون ریشه واحد با استفاده از آزمون های ADF، PP و KPSS را نشان می دهد. همان طور که ملاحظه می شود، آزمون های معمول ریشه واحد و آزمون زیووت اندریوز برای تمامی متغیرها نتیجه یکسانی ارائه می دهند و I(1) بودن تمامی متغیرها مورد تأیید قرار می گیرد.

نتایج آزمون های ریشه واحد در دو جدول ۲ و ۳ به طور جداگانه آورده شده است. با توجه به I(1) بودن تمامی متغیرها و بر اساس آنچه در روش شناسی تحقیق بیان شد، تنها می توان خنثایی پول را مورد آزمون قرارداد. لازم به توضیح است که خنثی بودن پول نسبت به تولید حقیقی بخش خدمات، دلالت بر این دارد که یک تغییر دائمی و پیش بینی نشده در مقدار پول، بر تولید حقیقی بخش مورد نظر اثر ندارد.

جدول ۲. آزمون ریشه واحد با استفاده از آماره ADF، KPSS و PP (بدون شکست ساختاری)

نتیجه	آماره آزمون (بدون شکست ساختاری)						نام متغیر
	PP		KPSS*		ADF		
	تفاضل مرتبه اول	سطح	تفاضل مرتبه اول	سطح	تفاضل مرتبه اول	سطح	
I(1)	-۵/۶۹۵ (-۳/۵۲۳)	-۲/۱۷۵ (-۳/۵۲۰)	۰/۱۰۶ (۰/۱۴۶۰)	۰/۱۲۹ (۰/۱۴۶۰)	-۵/۶۹۳ (-۳/۵۲۳)	-۱/۷۴۵ (-۳/۵۲۳)	LY
I(1)	-۴/۸۰۳ (-۳/۵۲۳)	-۳/۸۲۴ (-۳/۵۲۰)	۰/۱۲۴ (۰/۱۴۶۰)	۰/۰۹۴ (۰/۱۴۶۰)	-۴/۸۰۳ (-۳/۵۲۳)	-۲/۹۳۷ (-۳/۵۲۳)	LM1
I(1)	-۴/۲۲۱ (-۳/۵۲۳)	-۲/۰۹۷ (-۳/۵۲۰)	۰/۱۱۱ (۰/۱۴۶۰)	۰/۱۴۶۴ (۰/۱۴۶۰)	-۴/۲۴۷ (-۳/۵۲۳)	-۱/۷۴۷ (-۳/۵۲۳)	LM2
I(1)	-۴/۸۰۳ (-۳/۵۲۳)	-۲/۵۰۹ (-۳/۵۲۰)	۰/۱۰۹ (۰/۱۴۶۰)	۰/۱۰۹ (۰/۱۴۶۰)	-۴/۷۸۸ (-۳/۵۲۳)	-۱/۶۹۳ (-۳/۵۲۳)	LM3

مأخذ: محاسبات تحقیق

- اعداد داخل پرانتز نقاط بحرانی می باشند.

* Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin

جدول ۳. آزمون ریشه واحد با استفاده از آزمون زیوت و اندریوز (با شکست ساختاری)

نام متغیر	سطح	تفاضل	نتیجه
LY	-۲/۶۵۱ (-۵/۰۸)	-۶/۷۹۶ (-۵/۰۸)	I(1)
LM1	-۳/۹۷ (-۵/۰۸)	-۵/۴۲۰ (-۵/۰۸)	I(1)
LM2	-۴/۴۴۰ (-۵/۰۸)	-۵/۲۶۱ (-۵/۰۸)	I(1)
LM3	-۳/۷۶۵ (-۵/۰۸)	-۵/۸۷۱ (-۵/۰۸)	I(1)

مأخذ: محاسبات تحقیق

- اعداد داخل پرانتز نقاط بحرانی می باشند.

بر اساس مطالبی که در روش شناسی تحقیق مطرح شد، جهت آزمون خنثی بودن پول در بخش خدمات، از کشش تولید حقیقی بخش خدمات نسبت به تغییر دائمی در عرضه پول استفاده خواهد شد. مقدار این کشش بر اساس معادله (۳) برابر $c(1)/d(1)$ است که ضریب b_K در معادله (۴) برآورد کننده سازگار آن است. بنابراین در این مقاله معادله (۴) برای بخش خدمات برای $K=1, 2, 3, \dots, 20$ برآورد شده و نتایج آن در جدول ۴ آورده شده است.

جدول ۴. برآورد ضریب b_K از معادله (۴) برای $M1, M2$ و $M3$

K=10	K=9	K=8	K=7	K=6	K=5	K=4	K=3	K=2	K=1		
۰/۱۵	۰/۲۳	۰/۳۶	۰/۲۲	۰/۲۲	۰/۱۸	۰/۱۴	۰/۱	۰/۰۹	۰/۶۰	ضریب b_K	LM1
۰/۷۶	۱/۳۲	-۲/۰۰۲	۱/۶۹	۱/۸۱	۱/۵۸	۱/۳۵	۰/۹۸	۰/۸۴	۰/۵۸	آماره T	
۰/۹۸	۰/۹۴	۰/۸۸	۰/۸۲	۰/۷۸	۰/۷۳	۰/۶۸	۰/۶۳	۰/۶۳	۰/۹	ضریب b_K	LM2
۱۲/۷۷	۱۴/۳۴	۱۴/۹۵	۱۳/۱۳	۱۱/۶۲	۹/۴۳	۷/۴۲	۵/۹۵	۵/۱۹	۳/۱۶	آماره T	
۰/۴۴	-۰/۴۴	۰/۴۱	۰/۳۸	۰/۳۷	۰/۳۵	۰/۳۳	۰/۳۲	۰/۳۴	۰/۳۶	ضریب b_K	LM3
۲/۳۲	۲/۷۱	۲/۹۷	۳/۱۳	۳/۳۷	۳/۳۵	۳/۲۶	۲/۹۵	۲/۹۱	۲/۹۲	آماره T	
K=20	K=19	K=18	K=17	K=16	K=15	K=14	K=13	K=12	K=11		
-۰/۰۸	-۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۶	۰/۰۸	۰/۰۲	-۰/۰۳	-۰/۰۴	۰/۰۹	۰/۰۳	ضریب b_K	LM1
-۰/۳۶	-۰/۰۹	۰/۰۶	۰/۳۲	۰/۳۱	۰/۱۱	-۰/۱۴	-۰/۱۷	۰/۸۴	۰/۱۶	آماره T	
۰/۹۱	۰/۹۶	۱/۰۰	۱/۰۱	۱/۰۳	۱/۰۴	-۱/۰۳	۱/۰۴	۱/۰۱	۰/۹۹	ضریب b_K	LM2
۸/۰۴	۹/۸۷	۱۲/۳۴	۱۴/۵۲	۱۵/۷۶	۱۵/۳۶	-۱۴/۱۴	۱۳/۶۴	۱۲/۳۱	۱۱/۹۲	آماره T	
-۰/۱۴	-۰/۰۰۴	۰/۱۹	۰/۳۸	۰/۵۰	۰/۵۰	۰/۴۵	۰/۴۳	۰/۴۱	۰/۲۲	ضریب b_K	LM3
-۰/۴۶	-۰/۰۱	۰/۴۹	۰/۹۶	۱/۳۲	۱/۴۶	۱/۴۹	۱/۵۶	۱/۶۷	۱/۹۳	آماره T	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در صورتی که ضرایب b_k های به دست آمده از تخمین معادله (۴) از لحاظ آماری معنی دار باشد، خنثی بودن پول در بخش خدمات را می توان رد کرد. از اطلاعات مندرج در جدول ۴ نتایج متفاوتی بر اساس هریک از متغیرها قابل استنباط است. زمانی که خنثایی پول بر اساس متغیر پایه پولی مورد آزمون قرار می گیرد، با توجه به بی معنی بودن ضریب متغیر پایه پولی از لحاظ آماری، فرضیه خنثی بودن پول را نمی توان رد کرد؛ اما فرضیه خنثایی پول با دو متغیر دیگر یعنی نقدینگی و حجم پول رد می شود.

معادله (۴) که توسط FS به کار گرفته شد، رابطه تولید حقیقی با پول را بدون در نظر گرفتن وجود روند در متغیرها مورد آزمون قرار می دهد. در صورت اثبات وجود روند در متغیرها، باید معادله ای به شکل معادله (۵) برآورد گردد.

$$y_t - y_{t-k-1} = a_k + \lambda t + b_k(m_t - m_{t-k-1}) + e_{kt} \quad (5)$$

حال چنانچه ضریب b_k معنی دار گردد، قضیه خنثی بودن پول رد خواهد شد. برای تعیین وجود روند در این متغیرها، رگرسیون $y_t = \lambda_0 + \lambda_1 t + v_t$ با به کارگیری تصحیح نووی- وست^۱ برای خودهمبستگی سریالی، برای کلیه متغیرها برآورد گردید.

در این آزمون، چنانچه ضریب متغیر روند، که با روش OLS برآورد گردیده، معنی دار باشد، به معنی وجود روند در متغیر مربوطه است. نتایج محاسبات در جدول ۵ آورده شده است. ملاحظه می شود که کلیه متغیرها دارای روند مثبت هستند.

جدول ۵. مقادیر متغیر روند و آماره t مربوط به آن ها در رگرسیون $y_t = \lambda_0 + \lambda_1 t + v_t$

شرح	ضریب λ_1	آماره t
لگاریتم تولید حقیقی بخش خدمات	۰/۰۲	۸/۰۹
لگاریتم M1	۰/۲۰	۷۸/۴۱
لگاریتم M2	۰/۲۲	۹۹/۰۵
لگاریتم M3	۰/۲۰	۷۵/۷۲

مأخذ: یافته های تحقیق

با توجه به وجود روند در متغیرهای الگو، برای آزمون قضیه خنثی بودن پول در بخش خدمات، معادله ۵ برای $K=1, \dots, 20$ برآورد گردیده است که نتایج آن در جدول ۵ آمده است.

جدول ۶. برآورد ضریب b_k از معادله ۴ برای $M1$ ، $M2$ و $M3$

K=10	K=9	K=8	K=7	K=6	K=5	K=4	K=3	K=2	K=1		
۰/۰۱	۰/۱۰	۰/۱۴	۰/۱۹	۰/۲۸	۰/۲۷	۰/۲۶	۰/۱۹	۰/۱۱	۰/۳۰	ضریب b_k	Lm1
۰/۰۵۴	۰/۴۹	۰/۷۶	۱/۱۱	۱/۶۳	۱/۶۴	۱/۵۲	۱/۰۴	۰/۵۹۱	۰/۱۸۵	آماره t	
۰/۹۴	۰/۸۸	۰/۸۱	۰/۷۹	۰/۷۵	۰/۶۸	۰/۶۱	۰/۴۹	۰/۴۷	۰/۴۵	ضریب b_k	Lm2
۳/۹۱	۴/۲۱	۴/۳۴	۴/۳۷	۴/۲۱	۳/۶۳	۲/۸۷	۲/۰۹	۱/۹۵	۱/۷۶	آماره t	
۰/۷۵	۰/۷۳	۰/۶۷	۰/۶۵	۰/۶۳	۰/۶۰	۰/۵۷	۰/۴۸	۰/۳۹	۰/۳۱	ضریب b_k	Lm3
۴/۸۷	۴/۹۴	۴/۸۴	۴/۸۲	۴/۴۹	۳/۸۹	۳/۲۷	۲/۳۸	۱/۸۵	۱/۳۸	آماره t	
K=20	K=19	K=18	K=17	K=16	K=15	K=14	K=13	K=12	K=11		
۰/۱۵	۰/۰۶	۰/۱۰	۰/۲۳	۰/۳۱	۰/۲۴	۰/۱۱	۰/۰۵	۰/۰۱	۰/۰۰۵	ضریب b_k	Lm1
۰/۶۶	۰/۲۵	۰/۳۷	۰/۸۷۳	۱/۱۷	۰/۹۸	۰/۵۱	۰/۲۴	۰/۰۷	۰/۰۲	آماره t	
۰/۴۹	۰/۷۳	۱/۰۱	۱/۱۷	۱/۲۴	۱/۱۱	۰/۹۰	۰/۸۸	۰/۸۹	۰/۹۵	ضریب b_k	Lm2
۲/۰۱	۲/۲۲	۳/۳۳	۴/۱۰	۴/۴۵	۳/۸۳	۳/۰۶	۲/۹۸	۳/۱۵	۳/۶۰	آماره t	
۰/۵۶	۰/۷۵	۰/۹۶	۱/۱۱	۱/۱۹	۱/۱۷	۰/۹۹	۰/۸۸	۰/۷۹	۰/۸۰	ضریب b_k	Lm3
۱/۷۵	۲/۶۳	۴/۰۸	۵/۶۰	۶/۸۴	۶/۷۴	۵/۴۸	۵/۰۲	۴/۷۴	۴/۹۳	آماره t	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که از نتایج جدول ۶ مشخص است، در حالتی که در مدل، متغیر روند نیز لحاظ شود، نتایج تقریباً یکسانی حاصل می‌گردد. یعنی با معیار پایه پولی، خنثی بودن پول در بخش حقیقی خدمات قابل رد نیست، ولی با دو معیار حجم پول و نقدینگی این فرضیه قابل رد است. بر اساس دو معیار نقدینگی و حجم پول از $K=2$ به بعد ضریب b_k معنی دار بوده و نشان دهنده رد فرضیه خنثایی پول است. بنابراین، همان‌طور که مطرح شد، می‌توان نتیجه گرفت که پول در بخش خدمات خنثی نیست و تغییرات دائمی و پیش‌بینی نشده در عرضه پول بر تولید حقیقی بخش خدمات تأثیر مثبت دارد. نتایج تحقیق به‌طور خلاصه در جدول زیر آورده شده است:

جدول ۷. بررسی خنثایی و ابرخنثایی با به‌کارگیری آزمون زیوت و اندریوز

نام متغیرها	رتبه جمعی	$LRD_{y,m}$	$LRD_{y,\Delta m}$	خنثایی	ابر خنثایی
L_Y	$I(1)$				
LM1	$I(1)$	$c(1)/d(1)$	تعریف نشده	بلی	نمی‌توان اظهارنظر کرد
LM2	$I(1)$	$c(1)/d(1)$	تعریف نشده	خیر	نمی‌توان اظهارنظر کرد
LM3	$I(1)$	$c(1)/d(1)$	تعریف نشده	خیر	نمی‌توان اظهارنظر کرد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

از نتایج مندرج در جدول ۷ کاملاً مشخص است که با توجه به درجه انباشتگی هر یک از متغیرها در مورد ابرخنثایی پول در بخش خدمات، نمی‌توان اظهارنظر کرد.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مقاله، خنثایی پول در بخش خدمات برای دوره ۷۰ ساله (۱۳۹۲-۱۳۵۲) مورد بررسی قرار گرفته است. آزمون خنثایی و ابرخنثایی پول در بلندمدت به درجه هم جمعی متغیرها بستگی دارد. نتایج آزمون‌های مختلف ریشه واحد بدون در نظر گرفتن شکست ساختاری و همچنین با در نظر گرفتن شکست ساختاری، نشان داده‌اند که تمامی متغیرهای تحقیق، انباشته از درجه یک، $I(1)$ می‌باشند؛ بنابراین در این حالت بر اساس مدل فیشر و سیتز، تنها خنثایی پول در بخش مذکور قابل بررسی است که نتایج حاصل از ضرایب مدل تخمین زده شده، بیانگر آن بود، بر اساس تمامی معیارهای پولی بجز پایه پولی، فرض خنثی بودن پول در بخش خدمات رد می‌شود. این بدان معنی است که تغییرات دائمی در متغیر پولی در بلندمدت بر تولید حقیقی بخش خدمات تأثیر می‌گذارد. همچنین، با توجه به نتایج آزمون ریشه واحد که $I(1)$ بودن تمامی متغیرها تأیید شده است، بررسی ابرخنثی بودن پول در این بخش امکان‌پذیر نیست.

با وجودی که طبق مطالعات صورت گرفته در اقتصاد ایران که پیش‌تر به آن اشاره شد، پول خنثی است، ولی مشاهده شد که در بخش‌های اقتصاد ایران به‌طور خاص، خنثایی پول رد می‌شود. همچنان که در این مقاله بخش خدمات مورد بررسی قرار گرفت و در مقاله پیش بهار و رسولی بیرامی، در متغیر اسمی تولید کشاورزی به قیمت جاری، خنثی بودن $M2$ رد می‌شود.

در بررسی این امر، می‌توان با رویکرد اقتصاد خرد پیش رفت؛ به‌طوری‌که افزایش حجم نقدینگی بر قیمت‌های نسبی اثرگذار است. وقتی حجم نقدینگی افزایش می‌یابد، قیمت‌های نسبی تغییر می‌کند و این تغییر مستلزم تغییر در الگوی مصرف و سرمایه‌گذاری است، لذا پول خنثی نیست. افزایش نقدینگی چگونگی تخصیص منابع را تغییر می‌دهد. به عبارتی، پول جدید از یک بخش به اقتصاد وارد می‌شود و سپس روی بخش‌های دیگر اثر می‌گذارد.

لذا اتخاذ سیاست‌های پولی در راستای تغییر در بخش‌های اقتصادی به‌طور خاص حائز اهمیت است؛ به‌طوری‌که خنثایی پول در یک بخش، نشان دهنده این موضوع است که سیاست‌های طرف تقاضا نمی‌تواند بر بخش حقیقی تأثیر گذارد و فقط هزینه‌های اعمال این سیاست‌ها به اقتصاد کشور تحمیل می‌گردد. لذا برای افزایش تولید در این بخش، می‌باید از سیاست‌های طرف عرضه، نظیر افزایش بهره‌وری و افزایش توان فناوری، استفاده نمود و عدم خنثایی آن، بیانگر تأثیر مثبت سیاست‌های پولی بر آن بخش خاص، ولی با در نظر گرفتن ملاحظات احتمال اثرات مخرب بر بخش‌های دیگر بوده است.

منابع و مآخذ

- آقایان، بهنوش سادات و محبی نیا، فهیمه (۱۳۹۴). اهمیت بخش خدمات و زیر بخش‌های آن در اقتصاد ایران. چهارمین همایش کاربرد الگوی داده ستانده.
- بانک مرکزی، "خلاصه گزارش تحولات اقتصادی ایران"، سال‌های مختلف.
- بختیاری، صادق و یحیی‌آبادی ابوالفضل (۱۳۸۱). تحلیل تجربی نقش بخش‌های اقتصادی در تغییر نرخ بیکاری در ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ش ۶۰.
- بیابانی، جهانگیر (۱۳۸۸). اقتصاد پولی. تهران، انتشارات دانشگاه پیام نور.
- پیش بهار، اسماعیل و رسولی بیرامی، زهرا (۱۳۹۴). آزمون خنثایی و ابرخنثایی بلندمدت پول در اقتصاد ایران: کل و زیر بخش کشاورزی. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، سال پانزدهم، شماره سوم.
- تفضلی، فریدون (۱۳۷۵). تاریخ عقاید اقتصادی. نشر نی.
- جبل عاملی، فرخنده و گودرزی فراهانی، یزدان (۱۳۹۲). تأییدی دیگر بر خنثایی پول. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ش ۶۸.
- دادگر، یدالله (۱۳۸۳). تاریخ تحولات اندیشه اقتصادی. انتشارات دانشگاه مفید.
- راحلی، حسین (۱۳۷۰). علل افزایش حجم پول و نقدینگی در اقتصاد ایران و طرق کنترل آن (دوره ۶۷-۴۷). پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبائی.
- شاکری، عباس (۱۳۸۴). مروری تاریخی بر روند شکل‌گیری نظریه‌های اقتصاد کلان. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی/ایران*، ش ۲۳.
- شاهمرادی، اصغر و ناصری، سید علی (۱۳۸۹). بررسی خنثی بودن و ابرخنثی بودن پول در اقتصاد ایران: مقایسه انباشته‌های پولی جمع ساده و دی ویسیا. *پژوهشنامه اقتصادی*، ش ۳۹.
- عباسی نژاد، حسین و شفیع، افسانه (۱۳۸۴). آیا در اقتصاد ایران پول واقعاً خنثی است؟ *مجله تحقیقات اقتصادی*، ش ۶۸.
- فریدمن، میلتن ترجمه مهدی تقوی (۱۳۷۵). اقتصاد مکتب پولی. ترجمه مهدی تقوی. مرکز آموزش مدیریت دولتی.
- گروه تحقیقات بانک خاورمیانه (۱۳۹۳). تحلیلی بر معمای نقدینگی در ایران.
- لشکری محمد (۱۳۸۹). تأثیر متغیرهای پولی بر رشد اقتصادی در ایران با رویکرد پول‌گرایان. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ش ۱.
- محمدی، حسین (۱۳۹۲). نقدینگی و چند و چون آن در اقتصاد ایران. *مجله سیاسی و اقتصادی*، ش ۲۹۳.

- Chen, Shyh-Wei (2007). Evidence of the Long-Run Neutrality of Money: The Case of South Korea and Taiwan. *Economics Bulletin*, Vol. 3, No. 64: 1-18.
- Fisher, M.E. and John J. Seater (1993). Long-Run neutrality and super neutrality in an ARIMA framework. ebook: *the American economic review*, June 1993.
- Friedman, Milton and Anna J. Schwartz (1969). The Definition of Money Net Wealth and Neutrality as Criteria. *Journal of Money, Credit and Banking* Vol. 1, No. 1, 1-14.
- Hayek, F.A. (1983). The Austrian critique. *The Economist*, 11 June.
- <http://wdi.worldbank.org/table/4.2>
- <http://www.amar.org.ir>
- Humphrey, Thomas M. (1991). Non-neutrality of Money in Classical Monetary Thought. *FRB Richmond Economic Review*, vol. 77, no. 2, March/April, 3-15.
- Keynes, J.M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. London: Macmillan.
- Najafi, Banafsheh (2016). Other Services accounts In Iran. Asia-Pacific Economic Statistics Week, ESCAP, Bangkok, may 2016.
- Peter Boettke (2010). Handbook On Contemporary Austrian Economics.
- Shelley, G.L. & Wallace, F.H. (2006). Long Run Effects of Money On Real Consumption and Investment in the U.S.: *International Journal of Applied Economics*, Vol. 1, No. 3 (March 2006): 71-88.
- Sulku, Seher Nur (2011). Testing the Long Run Neutrality of Money in a Developing Country: Evidence from Turkey. *Journal of Applied Economics and Business Research*, Vol. 1, Issue 2: 65.
- Urama N.E., Oduh, M.O., Nwosu E.O. & Odo A.C. (2013). Price Rigidity and Monetary Non-Neutrality in Developing Countries: Evidence from Nigeria. *International Journal of Economics and Financial Issues*, Vol. 3, No. 2.
- Wallace, F.H. and Shelley, G.L. (2007). Long Run Neutrality of Money in Mexico. *Economía Mexicana NUEVA ÉPOCA*, Vol. XVI, núm. 2, segundo semestre de 2007.