فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال بیست و یکم، شماره۶۸، زمستان ۱۳۹۲، صفحات ۱۳۸- ۱۰۹

تأییدی دیگر بر خنثایی پول

فرخنده جبل‌عاملی
استادیار اقتصاد دانشگاه تهران
fameli@at.ac.ir

یزدان گودرزی فراهانی
کارشناس‌ارشد اقتصاد (نویسنده مسئول)
yazdan.gudarzi@at.ac.ir

این مقاله طبق رویکرد کینگ و واتسون (۱۹۹۷) به‌دنبال بررسی خنثایی پول در بلندمدت است. برای این منظور، از داده‌های مربوط به حجم پول، نقدینگی و تولید ناخالص داخلی در دوره زمانی (۱۳۹۰-۱۳۵۰) با رویکرد مدل‌های خودرگرسیون برداری ساختاری استفاده شده است. نتایج نشان‌دهنده این است که خنثایی پول در ایران ارتباطی با تعریف پول ندارد، تغییرات در حجم پول و نقدینگی اثری بر تولید ندارند و به‌دلیل اینکه نرخ رشد حجم پول و نرخ رشد نقدینگی انباشته از مرتبه صفر می‌باشند بحث در مورد رابطه بلندمدت منطقی نخواهد بود، بنابراین برای افزایش تولید در اقتصاد می‌بایست به سیاست‌های سمت عرضه که منجر به افزایش در بهره‌وری و کارایی نیروی‌کار و افزایش در سطح تولید می‌شود روی آورد، همچنین نتایج حاکی از آنست که در سطح اطمینان یک درصد خنثایی پول در بلندمدت را نمی‌توان رد کرد. نتایج تحت قیود خنثایی پول در کوتاه‌مدت نیز ما را به سمت رد خنثایی پول در بلندمدت سوق نمی‌دهد، همچنین بر طبق نظریه درک نادرست پولی لوکاس(۱۹۷۲) می‌توان به این موضوع اشاره نمود که واکنش تولید به تغییرات در حجم پول می‌تواند منفی باشد، به این معنا که شوک‌های پولی منفی سبب می‌شود که منحنی عرضه کل بلندمدت لوکاس حالت عمودی بودن خود را از دست دهد، در نتیجه شوک‌های پولی منفی دارای آثار حقیقی در کوتاه‌مدت می‌باشند.

طبقه‌بندی JEL: *E31, E51, E52*.

واژه‌های کلیدی: *خنثایی پول در بلندمدت، کینگ و واتسون، مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR)، ایران*.

*** تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۲/٤ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۹/۲**

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-06]

۱. مقدمه

دیدگاه‌های مختلفی در خصوص تعامل میان بخش پولی و حقیقی اقتصاد وجود دارد. هر چند فرضیه دوگانگی کلاسیک‌ها پیش از بحران بزرگ ۱۹۲۹ هیچ تعاملی میان متغیرهای حقیقی و اسمی در کوتاه‌مدت و بلندمدت قایل نبود، اما امروزه بسیاری از اقتصاددانان معتقدند که تغییرات در قیمت‌ها و حجم پول یعنی تکانه‌های اسمی رفتار متغیرهای حقیقی مانند تولید و اشتغال را در کوتاه‌مدت تحت تأثیر قرار می‌دهند. سیاست‌های پولی و تأثیرگذاری آنها بر متغیرهای حقیقی در اقتصاد از دیرباز مورد بحث اقتصاددانان بوده است. اهمیت این مسئله از آن جهت است که ابتدا می‌بایست در هر اقتصاد نسبت به نحوه اثرگذاری یا حتی عدم اثرگذاری سیاست‌های پولی اطمینان حاصل نمود، سپس نسبت به اعمال آن اقدام نمود، چراکه سیاست‌های بی‌اثر پولی نه تنها متناظر با صرف هزینه‌های بی‌ثمر اعمال سیاست بوده‌اند، بلکه هزینه‌های دیگری همچون رشد قیمت (ایجاد تورم) در دوره‌های آتی را به اقتصاد تحمیل می‌نماید، همچنین قالبی که این سیاست‌ها به خود می‌گیرند حائز اهمیت است. به عبارت دیگر ممکن است در یک اقتصاد سیاست‌های پولی فعال (پیش‌بینی‌نشده) اثرگذار باشند، حال آنکه همان سیاست‌ها به‌صورت قاعده (پیش‌بینی‌شده) تأثیر چندانی نداشته باشد، بنابراین لازم است تا سیاست‌های پولی از لحاظ تأثیرگذاری و نیز ماهیت این تأثیرگذاری مورد بررسی قرار گیرد. این امر می‌تواند راهنمای مناسبی در امر سیاست‌های پولی باشد.

بر اساس ادبیات موجود خنثایی پول به این معناست که تغیر دائمی در حجم پول هیچ اثر حقیقی و دائمی بر تولید و اشتغال نداشته باشد. مفهوم مرتبط دیگر بحث ابر خنثایی پول در بلندمدت است. بر اساس تعریف مک کالم (۱۹۹۰) زمانی‌که تغیرات دائمی در نرخ رشد پولی هیچ اثر حقیقی نداشته باشد مگر بر تعادل‌های پولی حقیقی، آنگاه پول ابر خنثی است. فیشر و سیاتر (۱۹۹۳) و کینگ و واتسون (۱۹۹۲) چارچوب‌های عمومی برای آزمون خنثایی بلندمدت (LRN) ارائه نمودند. در هر دو، چارچوب به درجه انباشتگی بستگی دارد. در تحقیق حاضر، بر اساس روش‌شناسی کینگ و واتسون (۱۹۹۷) عرضه پول در بلندمدت برون‌زا می‌باشد (عباسی‌نژاد و شفیعی، ۱۳۸۴). از آنجا که سیر افزایشی مخارج دولت و تأمین مالی کسری بودجه از طریق فروش ارزهای حاصل از درآمدهای نفتی به بانک مرکزی منجر به افزایش حجم پول در دوره مورد بررسی شده است، بنابراین بررسی مسئله خنثایی پول اهمیت دو چندان می‌یابد. حال اگر به این نتیجه برسیم که پول در اقتصاد ایران خنثی است، آنگاه می‌توان ادعا نمود که آثار این سیاست‌های انبساطی دولت اثری جزء تورم در بلندمدت نخواهد داشت.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-06]

این مقاله در شش بخش تنظیم شده است. در بخش دوم به مروری بر مطالعات پیشین در زمینه خنثایی پول در بلندمدت خواهیم پرداخت. در بخش سوم به بررسی کانال اثرگذاری پول بر تولید و مکانیزم انتقال پولی به اختصار اشاره خواهد شد و در بخش چهارم مبانی نظری خنثایی را بررسی می‌کنیم. در بخش پنجم مدل تجربی خنثایی پول را مورد بررسی قرار می‌دهیم و در نهایت نتایج تخمین را ارائه می‌نماییم و به ارزیابی این نتایج می‌پردازیم.

۲. پیشینه پژوهش

در این بخش ابتدا مروری اجمالی به برخی مطالعاتی خواهیم داشت که خنثایی پول را در سایر کشورها بررسی نمودند، سپس چند مورد از مطالعات مربوط به کشور ایران را ارائه می‌کنیم. در نخستین مطالعات در زمینه خنثایی پول در بلندمدت بارو (۱۹۷۶) آزمون خنثایی پولی در ایالات متحده برای دوره زمانی (۱۹۷۳-۱۹۴۶) را انجام داد و نتایج حاصل از این مطالعه نشان‌دهنده این موضوع بود که تنها رشد پولی پیش‌بینی‌نشده در کوتاه‌مدت اثر مثبت و معناداری بر تولید دارد.

گئورگ تاوادورز (۲۰۰۷) به آزمون فرضیه خنثایی پول در خاورمیانه پرداخت. در این تحقیق از داده‌های مربوط به حجم پول و تولید برای کشورهای مراکش، اردن و مصر و از انباشتگی و هم‌انباشتگی فصلی به‌منظور آزمون خنثایی پول استفاده شد. نتایج تجربی نشان‌دهنده این موضوع بود که پول و سطح قیمت‌ها هم‌انباشته هستند، اما هیچ هم‌انباشتگی با تولید ندارد، بنابراین در بلندمدت پول خنثی می‌باشد.

چوکو (۲۰۱۱) به بررسی خنثایی پول در بلندمدت با استفاده از رویکرد مدل خودرگرسیون بردای ساختاری برای اقتصاد نیجریه پرداخت. نتایج حاصل از این تحقیق نشان‌دهنده این است که پول در بلندمدت خنثی بوده و هیچ اثری بر تولید ندارد، اما در کوتاه‌مدت آثار حقیقی ضعیفی بر تولید دارد.

کمیجانی و منجذب (۱۳۷۵) در مطالعه‌ای به‌منظور بررسی تأثیر و نقش پول در توهم پولی در اقتصاد ایران با استفاده از رویکرد مدل‌های خطی و غیرخطی برای داده‌های (۱۳۷۰-۱۳۴۹) پرداختند. نتایج تحقیق توهم پولی در اقتصاد و عدم شکل‌گیری انتظارات به شکل عقلایی را تأیید نمودند.

در مطالعه‌ای که مهرآرا (۱۳۷۷) انجام داد به بررسی تعامل میان بخش پولی و حقیقی با برآورد یک دستگاه هم‌انباشته همزمان و روش‌های تجزیه واریانس پرداخت. طول دوره مطالعه (۱۳۷۵-۱۳۳۸) بوده و متغیرهای الگو شامل تولید، نقدینگی، قیمت‌های داخلی و خارجی و نرخ ارز می‌شوند. الگوی مورد استفاده مشابه الگوی جانسون (۱۹۹۹) و بکر (۱۹۹۹) می‌باشد با این تفاوت که انحراف از شاخص برابری قدرت خرید ادواری تشخیص داده شده و از تجزیه‌های واریانس به‌جای توابع عکس‌العمل آنی برای تحلیل پویایی‌های کوتاه‌مدت استفاده می‌شود. برخلاف نتایج دو مطالعه قبل، نظریه تساوی قدرت

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-06]

خرید به‌صورت اکید برقرار نبوده و انحرافات نرخ ارز حقیقی متأثر از ادوار تجاری است. برآورد الگوهای تصحیح خطا نشان می‌دهند که برخلاف نتایج بکر تولید متغیر برون‌زای ضعیف بوده و نسبت به عدم تعادل در بازارهای مختلف تعدیل نمی‌شود. به عبارت دیگر، رابطه علیت بلندمدت از نقدینگی و نرخ ارز به سمت تولید وجود ندارد.

عباسی‌نژاد و شفیعی (۱۳۸۴) به بررسی مسئله خنثایی پول در اقتصاد ایران در دوره زمانی (۱۳۸۱-۱۳۳۳) با استفاده از تکنیک‌های متفاوتی همچون روش TS، الگوهای سری زمانی خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و روش همگرایی فصلی یوهانسن و آزمون برای بررسی رابطه بین متغیر تولید حقیقی، نرخ ارز، شاخص قیمت مصرف‌کننده و حجم پول (که به دو بخش درونی و بیرونی تقسیم شده بود) پرداختند. تحلیل‌های صورت‌گرفته با استفاده از الگوی خودرگرسیون با وقفه توزیع‌شده نشان دادند که کشش تولید ناخالص داخلی حقیقی اقتصاد ایران نسبت به دو جزء پول بیرونی و درونی آن در بلندمدت با به‌ترتیب برابر ب ۰/۳۹۵- و ۰/۴۰۳ است. به عبارت دیگر، تأثیرات وارد شده از سوی پول درونی و بیرونی بر سطح تولید حقیقی تقریباً برابر با یکدیگر در دو جهت عکس یکدیگر عمل می‌نمایند. آنها نشان دادند که هر دو متغیر پول درونی، بیرونی برخوردار از دو اثر بسیار ناچیز غیرصفر، اما قرینه بر سطح تولید در اقتصاد هستند، همچنین نتایج حاکی از عدم وجود رابطه همگرایی میان پول درونی و بیرونی با تولید ناخالص داخلی حقیقی و وجود رابطه بلندمدت میان این دو متغیر با شاخص قیمت‌ها بود. به این ترتیب، فرضیه خنثایی پول در اقتصاد ایران مورد تأیید قرار گرفت و در عین حال مشخص شد که متغیر مهمی که قادر است تولید را در بلندمدت تحت تأثیر قرار دهد نرخ ارز است.

تشکینی و شفیعی (۱۳۸۴) با استفاده از روش رگرسیون‌های به ظاهر 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.

۳. مکانیزم اثرگذاری پول بر تولید

چگونگی تأثیر سیاست پولی بر اقتصاد حقیقی سؤال همیشگی در اقتصاد کلان می‌باشد. آنچه مسلم است اینکه سیاست پولی بر تقاضای کل تأثیر می‌گذارد، اما آنچه در حال حاضر محل بحث است اندازه اثر سیاست پولی بر تقاضای کل و متغیرهای حقیقی و نیز کانال‌های اثرگذاری سیاست پولی بر تقاضای کل و متغیرهای حقیقی می‌باشد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-06]

مطالعات در اقتصاد پولی بر دو موضوع تمرکز دارد. نخست اینکه به‌دنبال ساخت رابطه معنادار بین متغیرهای پولی و متغیرهای حقیقی می‌باشد و دیگر اینکه به‌دنبال شناخت مکانیزم عملکرد نیروهای پولی و کانال‌های دقیق اثرگذاری آنها می‌باشد.

مکانیزم انتقال پولی سیستمی از متغیرهای اقتصادی می‌باشد که با یکدیگر کار می‌کنند تا تکانه‌های پولی را به بخش حقیقی اقتصاد انتقال دهند. از آنجایی‌که ساختارهای متفاوتی واسطه عملکرد اقتصاد پولی می‌شوند مکانیزم‌های پولی متفاوتی وجود دارد. در تبیین مکانیزم اثرگذاری بر تقاضا و مخارج کل می‌توان به چند رابطه علی زیر اشاره نمود (پیرس و شاو، ۱۹۷۴):

پول ⟵ ثروت ⟵ مخارج کل

پول ⟵ تعادل پرتفوی ⟵ مخارج کل

پول ⟵ توانایی اعطای اعتبارات ⟵ مخارج کل

پول ⟵ انتظارات ⟵ مخارج کل

در مکانیزم انتقال ثروت، سیاست پولی از تأثیر پول (درونی یا بیرونی) از طریق ثروت خالص بر بازار کالاها (اثر عملیاتی مستقیم یا اثر تراز حقیقی) و در بازار دارایی‌ها (اثر عملیاتی غیرمستقیم) با اثرگذاری بر قیمت دارایی‌ها (اثر ارزشگذاری) و مقدار دارایی‌ها (اثر توانایی اعطای اعتبارات) و عایدی دارایی‌ها (اثر هزینه‌ای سرمایه، اثر درآمدی حاصل از اثر توزیعی ایجاد شده از تفاوت میل نهایی به مصرف اعتباردهندگان و بدهکاران و اثر جانشینی حاصل از تغییر نرخ‌های بهره وعایدی‌ها) عمل می‌کند.

در مکانیزم انتقال پرتفوی (تعادل پرتفوی) بر ترکیب دارایی‌ها و بدهی‌ها به‌جای کل دارایی‌ها و بدهی‌ها تأکید می‌شود. نظریه‌پردازان پرتفوی بر این باورند که رابطه معناداری بین رفتار پرتفوی در اقتصاد و مخارج کل وجود دارد. تفاوت بین مکانیزم انتقال پرتفوی و انتقال ثروت عمل‌کننده در بازار دارایی‌ها علت اختلال اولیه پولی می‌باشد. نظریه‌پردازان ثروت تغییرات در خالص ثروت کل را عامل اولیه و نظریه‌پردازان پرتفوی نخستین نقش را به تغییرات در ترجیحات ترکیب دارایی‌ها می‌دهند. از لحاظ تجربی، جداسازی آثار این دو مکانیزم انتقال (زمانی‌که هر دو در بازار دارایی‌ها عمل می‌کنند) غیرممکن است (پیرس و شاو، ۱۹۷۴).

در مکانیزم توانایی اعطای اعتبار توجه ویژه‌ای به طرف عرضه بازار اعتبار می‌شود و اثر تغییرات در ترجیحات وام‌دهندگان بر عرضه و جوه وام دادنی و سطح فعالیت اقتصادی مورد تأکید قرار می‌گیرد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-06]

بر اساس نظر طرفداران این مکانیزم، بازار وام‌ها کامل نیست، بنابراین می‌بایست توجه بسیاری به بخش عرضه بازار وجوه وام دادنی، ترجیحات وام‌دهندگان و حساس بودن عرضه وجوه وام‌دادنی به نرخ بهره گردد. دلیل اصلی این مطلب، وجود عده بیشماری از وام‌گیرندگان می‌باشد که موفق به اخذ وام نشده‌اند، زیرا تقاضای آنها برای وجوه وام دادنی نسبت به نرخ وام نسبتاً بی‌کشش بوده و به‌طور قطع نسبت به نرخ بهره کم‌کشش‌تر از منحنی عرضه وجوه وام دادنی می‌باشد.

مکانیزم انتقال انتظارات فرض می‌کند رابطه‌ای بین تغییرات در مقدار پول در گردش به‌ویژه نرخ افزایش آن و دیدگاه جامعه در خصوص موضوع تغییرات قیمت در آینده وجود دارد. ممکن است جامعه بر پایه تجربیات گذشته خود بر این باور باشد که افزایش در عرضه پول به‌طور طبیعی یک دوره افزایش قیمت‌ها را درپی خواهد داشت، در نتیجه تغییر جاری در نرخ افزایش عرضه پول موجب تغییر در نرخ مورد انتظار تورم می‌شود.

گیبسون (۱۹۷۰) معتقد است که به احتمال زیاد انتظارات قیمتی به رفتار سطح قیمت فعلی در مقایسه با سطوح قیمت گذشته و نه صرف نرخ افزایش جاری عرضه پول بستگی دارد. از آنجایی‌که وی رابطه سیستماتیکی بین نرخ جاری افزایش عرضه پول و سطح قیمت‌ها پیدا نکرد، به این نتیجه رسید که در تورم‌های بسیار پایین می‌توان این مکانیزم انتقال را در نظر نگرفت، اما در دوره‌ها آشکار است.

بی‌شک دیدگاه‌های مختلفی در خصوص کانال‌های بسیار مهم اثرگذاری سیاست پولی با تأکید بر اثر هزینه سرمایه، اثر ارزشگذاری یا اثر توانایی اعطا، انتظارات قیمتی و ... وجود دارد، اما به‌طور عمومی مکانیزم انتقال پولی مورد توافق مکانیزمی می‌باشد که از طریق عدم تعادل در ترکیب دارایی‌ها و تعدیل‌های مجددی که در ترکیب دارایی‌ها برای رسیدن به تعادل صورت می‌گیرد عمل می‌کند (پیرس و شاو، ۱۹۷۴).

در اینجا لازم است بین مکانیزم انتقال پولی و کانال اثرگذاری پولی تمایز قایل شویم. مکانیزم انتقال پولی چارچوب مفهومی عمومی را نشان می‌دهد که تحلیل اختلال‌های پولی و سیاست‌های پولی می‌بایست در آن چارچوب مورد بررسی قرار گیرد، در حالی‌که کانال اثرگذاری پولی به مسیری اطلاق می‌شود که از طریق آن مسیر این اختلال‌های پولی مخارج نهایی را تحت تأثیر قرار دهند، بنابراین این امکان وجود دارد که در داخل چارچوب یک مکانیزم انتقال پولی تعداد متنابهی از کانال‌های اثرگذاری پولی وجود داشته باشد. به‌عنوان مثال، مکانیزم انتقال ثروت چارچوب کلی را نشان می‌دهد که در این مکانیزم سیاست پولی و شوک‌های پولی با تأثیر بر ثروت خالص بر متغیرهای حقیقی اقتصاد تأثیر می‌گذارد، اما این مکانیزم اثرگذاری می‌تواند از طریق کانال‌های مختلفی چون اثر تراز حقیقی در

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-06]

بازار کالاها و آثار ارزشگذاری، اثر توانایی اعطای اعتبار، اثر هزینه سرمایه، اثر درآمدی و اثر جانشینی در بازار دارایی‌ها بر متغیرهای حقیقی و سطح قیمت‌ها تأثیر بگذارد.

٤. مبانی نظری خنثایی پول از دیدگاه مکاتب

بر اساس نگرش کلاسیک یک سیاست پولی انبساطی باعث انتقال تابع تقاضای کل در اقتصاد خواهد شد، اما چون عرضه کل عمودی است افزایش درآمد اسمی تنها به‌صورت افزایش سطح عمومی قیمت نمود می‌یابد، بنابراین سیاست پولی در اقتصاد تورم‌زا است. سیاست مالی نیز اگر به‌صورت افزایش مخارج دولت از محل مالیات یا سایر ابزارهای مشابه بجز خلق مستقیم پول اعمال گردد تنها اثر خارجی ازدحام را به‌دنبال خواهد داشت و صرفاً به‌صورت آثار بازتوزیع ثروت و درآمد جلوه‌گر می‌شود.

تحلیل پول به روش مذکور منتهی به دوگانگی کلاسیکی[1] می‌شود. مفهوم دوگانگی آن است که در یک الگوی اقتصاد کلان زیرمجموعه‌ای از معادلات بدون آنکه عرضه پول در آنها نقشی داشته باشد تعیین‌کننده مقادیر متغیرهای حقیقی هستند. متغیرهای حقیقی مانند اشتغال، تولید و قیمت‌های نسبی شامل نرخ بهره حقیقی در دستگاه والراس تعیین شده، سپس مقادیر اسمی مانند سطح قیمت، دستمزد اسمی و نرخ بهره اسمی مبتنی بر تعادل در بازار پول مشخص می‌شوند. مقادیر تعادلی متغیرهای حقیقی مستقل از سطح مطلق قیمت‌ها هستند. البته از آنجا که متغیرهای اسمی مقادیر حقیقی را تحت تأثیر قرار نمی‌دهند بازار پول از اهمیت زیادی برخوردار نیست. رویکرد کلاسیکی مذکور متضمن آن است که در اغلب مباحث سیاستگذاری می‌توان بازار پول را نادیده گرفت (مهرآرا، ۱۳۷۷).

کینزین‌ها نقش اساسی برای متغیرهای اسمی (مانند تقاضای اسمی یا حجم پول) در توضیح نوسان‌ها یا ادوار تجاری قائل هستند. مطابق این نظریات دوگانگی کلاسیکی بین متغیرهای اسمی و حقیقی دیگر معتبر نبوده و در نتیجه تغییرات در متغیرهای اسمی همانند عرضه پول می‌توانند آثار مهمی بر متغیرهای حقیقی مانند تولید و اشتغال داشته باشد. یکی از فروض اساسی الگوهای کینزین‌ها موانع موجود در تعدیل همزمان دستمزدها و قیمت‌های اسمی در مواجهه با تکانه‌های اقتصادی و در نتیجه عدم تعادل‌های طولانی در بازار کار و کالا است. چسبندگی‌های اسمی از پیش‌فرض‌های مهم مدل کینزین‌ها محسوب می‌شود. در واقع، به‌دلیل تعدیلات اسمی کند، تغییرات تقاضای اسمی برای کالاها، مقدار تولید بنگاه‌های اقتصادی را در یک سطح مشخصی از قیمت تحت تأثیر قرار می‌دهد، در نتیجه تکانه‌های اسمی که تنها تقاضا را متأثر می‌سازند منجر به تغییر اشتغال و تولید می‌گردند. به‌علاوه، بسیاری از تکانه‌های حقیقی مانند تغییر در مخارج دولت، سرمایه‌گذاری و تکنولوژی تقاضای کل را در

1. Classical Dichotomy

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-06]

سطح قیمت مشخصی تغییر می‌دهد، بنابراین در الگوی کینز تعدیل تدریجی قیمت کانال جدیدی را برای اثرگذاری تکانه‌های اقتصادی روی تولید و اشتغال ایجاد می‌کند (خلیلی‌عراقی و سوری، ۱۳۸۳).

بر اساس نظر مکتب پول‌گرایان در این مکتب تأثیر نوسان‌های پولی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر متغیرهای حقیقی متفاوت است. هر چند در کوتاه‌مدت ممکن است تکانه‌های اسمی متغیرهای حقیقی اقتصاد را تحت تأثیر قرار دهند، اما در عین حال فرضیه دوگانگی اقتصادی بین بخش‌های پولی و حقیقی در بلندمدت صادق می‌باشد، بنابراین مکتب پول‌گرایان معتقد به خنثی بودن پول در بلندمدت است. به اعتقاد طرفداران این مکتب متغیرهای بخش حقیقی اقتصاد مانند تولید، اشتغال و بیکاری در بلندمدت از طریق عوامل حقیقی مانند رشد جمعیت، بازده نیروی کار، نرخ پس‌انداز، امنیت اقتصادی و مانند آن تعیین می‌گردند، اما همانند کینزین‌ها این گروه معتقدند که در کوتاه‌مدت متغیرهای اسمی به‌ویژه حجم پول قادر است فعالیت‌های اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد با این تفاوت که آنها منحنی فیلیپس کوتاه‌مدت را مبنی برفرض خطای انتظارات همراه با تعادل دائمی بازار کار به‌دست می‌آورند (خلیلی‌عراقی و سوری، ۱۳۸۳).

از دیدگاه کلاسیک‌های جدید سیاست قابل پیش‌بینی قادر نیست بر تولید حقیقی و اشتغال تأثیر گذاشته و تنها مقادیر اسمی را متأثر می‌سازد. سیاست اقتصادی ناکارا است و مدیریت منظم تقاضای کل آثار حقیقی نخواهد داشت. تولید طبیعی به‌عنوان یک ثابت برون‌زا در نظر گرفته شده که مستقل از وضع و تنظیم متغیرهای سیاستی دولت تغییر می‌کند. هر چند پول پیش‌بینی‌نشده بر تولید حقیقی تأثیر می‌گذارد، اما اگر مقامات پولی اطلاعات بیشتری از مردم نداشته باشند این اثر رفاه اقتصادی را افزایش نمی‌دهد. با فرض اطلاعات یکسان سیاستگذاران و آحاد اقتصادی، حرکات پول پیش‌بینی‌نشده با تکانه‌های دیگر اقتصادی همبستگی نداشته و تنها خطای انتظارات و بی‌اطمینانی بیشتری در اقتصاد ایجاد می‌کنند، در نهایت کارایی تخصیصی سیستم قیمت را کاهش می‌دهند. حتی اگر سیاستگذار اطلاعات بیشتری از مردم داشته باشد هرچند می‌تواند از این اطلاعات برای خنثی‌کردن اثر تکانه‌های اقتصادی و بهبود رفاه استفاده کند، اما اگر این اطلاعات را در اختیار عموم مردم قرار داده و هیچ اقدامی نکند نتیجه مشابهی حاصل می‌گردد. به‌طور کلی، از دیدگاه کلاسیک‌های جدید بخش خصوصی تا حد ممکن بهینه عمل نموده و هیچ‌گونه نقش یا ضرورتی برای دخالت دولت در اقتصاد وجود ندارد.

مکتب ادوار تجاری حقیقی مجدد تئوری کلاسیک‌های اولیه در خصوص دوگانگی بین بخش حقیقی و پولی را احیا می‌کنند به این معنا که سیستم تعادل عمومی والراس تعیین‌کننده مقادیر تولید کالاها و خدمات، اشتغال و قیمت‌های نسبی می‌باشد بدون آنکه ذکری از حجم پول یا وسیله مبادله

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-06]

گردد. چنین تعادلی کارایی پارتویی دارد. ساده‌ترین روش متصل کردن پول به چنین الگویی استفاده از تابع تقاضای پول است که در آن عرضه پول برون‌زا است. تقاضای پول تابعی از سطح تولید و قیمت‌ها در نظر گرفته می‌شود. سطح تولید از طریق سیستم تعادلی والراس مشخص می‌گردد و سطح قیمت، تعادل عرضه و تقاضای بازار پول را برقرار می‌سازد. معرفی پول به چنین شیوه‌ای منتهی به دوگانگی کلاسیکی می‌شود. متغیرهای حقیقی مانند اشتغال، تولید و قیمت‌های نسبی (شامل نرخ بهره حقیقی) از طریق دستگاه والراس تعیین می‌شوند و متغیرهای اسمی مانند سطح قیمت، دستمزد و نرخ بهره اسمی از طریق تعادل در بازار پول مشخص می‌گردند، البته از آنجایی‌که متغیرهای اسمی اثری بر متغیرهای حقیقی ندارند بازار پول دارای اهمیت بسیاری نیست.

طبق دیدگاه اتریشی‌ها مداخلات دولت در اقتصاد وضعیت را به هم می‌ریزد، بنابراین دولت‌ها می‌بایست حداقل دخالت را داشته باشند و این مکتب پول را به‌صورت درون‌زا نسبت به تولید در نظر می‌گیرند. افزایش حجم پول پاسخی است به تولید افزایش یافته و به‌دلیل نیاز به پول بیشتر در نزد افراد و سرمایه‌گذاران. در این مکتب اعمال سیاست‌های پولی راه‌حلی برای افزایش سطح تولید نیست (خلیلی‌عراقی و سوری، ۱۳۸۳).

۵. مبانی نظری خنثایی پول در بلندمدت

بر اساس نظریات کینز بی‌ثباتی‌های اقتصاد کلان یا به‌عبارتی ادوار تجاری عمدتاً از طریق اختلالات تقاضای کل به‌وجود می‌آیند، همچنین در بیشتر مواقع پول مهم است هرچند در رکودهای عمیق سیاست پولی ممکن است مؤثر نباشد، در حالی‌که کینزی‌های جدید با توضیحات کلاسیکی جدید از بی‌ثباتی‌های پولی و نوسان‌های اقتصادی که آن را تنها از منشأ اختلالات پیش‌بینی‌نشده پولی مورد بررسی قرار می‌دهند موافق نیستند، اما اقتصاددانان کینزی جدید از دو قضیه روش‌شناسی کلاسیک‌های جدید بهره می‌برند. اولاً نظریه‌های اقتصاد کلان نیازمند مبانی اقتصاد خرد است. ثانیاً مدل‌های اقتصاد کلان می‌بایست به بهترین نحو در یک چارچوب تعادل عمومی طراحی شوند. نقطه شروع ادبیات کینزی جدید ابتدا مربوط به تحقیق جهت ارائه مدل‌های متقاعدکننده برای تبیین چسبندگی دستمزد و قیمت بر مبنای رفتار بهینه‌سازی و انتظارات عقلایی می‌باشد. اقتصاد کینزی جدید در واکنش به بحران تئوریکی اقتصاد کینزی توسعه یافت. در دیدگاه کینزین‌های جدید خنثی نبودن پول ناشی از قیمت‌های چسبنده است و قیمت‌های چسبنده نیز از طریق ناقص بودن بازارها توضیح داده می‌شود. به عبارتی، در دیدگاه‌های جدید اغلب اقتصاددانان خنثی بودن پول را حداقل در دوره‌های کوتاه‌مدت نمی‌پذیرند. در واقع بسیاری از محققان سهم بزرگی از نوسان‌های تجاری را به شوک‌های پولی نسبت می‌دهند. دیدگاه

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-06]

مشترک گروه مذکور آن است که انبساط پولی محرک فعالیت‌های حقیقی اقتصادی است، همچنین یک انقباض پولی منجر به رکود می‌گردد. کینزین‌ها و طرفداران مکتب پولی هنگام تجزیه و تحلیل اثر متغیرهای پولی بر حقیقی تمایزی میان پول پیش‌بینی‌شده و پول پیش‌بینی‌نشده قائل نیستند. بلانچارد (۱۹۹۰) در مطالعه‌ای تأثیرات پویای اختلالات عرضه و تقاضا بر دو متغیر تولید و نرخ بیکاری در ایالات متحده آمریکا را مورد تجزیه و تحلیل قرار داده است. برای این منظور، از یک الگوی VAR ساختاری شامل دو متغیر نرخ رشد تولید و نرخ بیکاری طی دوره (۱۹۸۷-۱۹۵۰) استفاده نمود. در این رویکرد جدید از الگوهای خودرگرسیون برداری ساختاری، پویایی‌های تولید و نرخ بیکاری متأثر از دو نوع اختلال یا تکانه به‌وجود می‌آیند، به طوری‌که نخستین اختلال آثار دائمی و دومین اختلال آثار موقتی بر تولید دارند. این اختلال‌ها به‌ترتیب تکانه‌های عرضه و تقاضا تفسیر می‌شوند. به‌علاوه اثر اختلالات عرضه و تقاضا بر نرخ بیکاری بنا به فرض موقتی است، بنابراین نرخ بیکاری برحسب سطح آن در الگو لحاظ می‌گردد. فروض مذکور که بر اساس الگوی نظری فیشر (۱۹۷۷) به‌دست آمده و با نگرش کینزین‌ها از نوسان‌های اقتصادی سازگار است امکان شناسایی اختلالات ساختاری را امکانپذیر می‌سازد.

بلانچارد نشان می‌دهد که آثار کلان چسبندگی قیمت اسمی متفاوت از هزینه‌های خصوصی آن است، زیرا چسبندگی قیمت موجب آثار جانبی تقاضای کل می‌شود. اگر تمام بنگاه‌ها قیمتشان را کاهش دهند جامعه به‌طور قابل ملاحظه‌ای بیشتر بهره‌مند خواهد شد، اما انگیزه‌های خصوصی برای این امر وجود ندارد، همچنین وجود هزینه‌های فهرست‌بها سبب چسبندگی قیمت اسمی می‌شود، بنابراین موجب می‌گردد تا شوک‌های تقاضای کل اسمی، نوسان‌های بزرگی در تولید و رفاه ایجاد نماید که به‌نوعی بیانگر عدم خنثایی پول می‌باشد.

بر اساس نظر فیشر و سیتر (۱۹۹۳) خنثایی بلندمدت[1] پول بیانگر این است که اگر تغییرات دائمی و برون‌زا در سطح (حجم) عرضه پول نهایتاً منجر به تغییرات متناسب در سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود، اما متغیرهای حقیقی و نرخ بهره اسمی را بدون تغییر باقی می‌گذارد و در مقابل ابر خنثایی بلندمدت پول[2] بیانگر حالتی است که اگر تغییرات دائمی و برون‌زا در نرخ رشد عرضه پول سبب تغییرات متناسب در نرخ بهره اسمی شود و سطح متغیرهای حقیقی بدون تغییر باقی بماند. موضوع خنثایی پول در بلندمدت از تئوری پایه‌ای نظریه مقداری پول گرفته شده است. بر اساس این رویکرد، در صورتی‌که مقام پولی در پی سیاست صلاحدیدی خود اقدام به یک سیاست پولی انبساطی جهت کاهش بیکاری کند در کوتاه‌مدت بر طبق دیدگاه پولیون دارای اثرگذاری می‌باشد، اما در بلندمدت اثری جز افزایش در سطح

1. Long-Run Neutrality
2. Long-Run Superneutrality

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-06]

عمومی قیمت‌ها نخواهد داشت و بر اساس کلاسیک‌های جدید و مبانی انتظارات عقلایی حتی در کوتاه‌مدت نیز پول خنثی بوده و دارای اثری بر متغیرهای حقیقی نمی‌باشد. نخستین ویژگی خنثی بودن سیاست پولی این است که تغییرات دائمی در حجم پول دارای آثار دائمی بر تولید نیست و طبق رابطه فیشر این فرض مطرح می‌شود که در نقطه تعادلی تغییرات در نرخ تورم برابر با تغییرات در نرخ بهره اسمی خواهد بود و نرخ بهره حقیقی هیچ تغییری نخواهد کرد. ویژگی سوم اشاره بر این دارد که در بلندمدت منحنی فیلیپس عمودی بوده و تغییرات در نرخ تورم هیچ اثری بر نرخ بیکاری نخواهد داشت. این سه ویژگی تأییدکننده خنثایی پول در بلندمدت است (مک‌کالم، ۲۰۰۴). این نتیجه‌گیری نیاز به این دارد که تغییرات در ذخیره پولی برای بیشتر اوقات دائمی و پایدار باشد تا آثار کوتاه‌مدتی که پول می‌تواند ایجاد کند را نابود و محوکند (بلارد، ۱۹۹۹). این تئوری به‌وسیله تابع عرضه نئوکلاسیکی و تابع باثبات تقاضای پول تشریح می‌گردد. فرض کنید یک تابع ساده شده تقاضای پول به‌صورت زیر داریم بنابراین(چوکو، ۲۰۱۱):

$$M^D = Py^{\beta} \qquad (۱)$$

به طوری‌که در عبارت فوق M^D تقاضای اسمی پول، P سطح عمومی قیمت‌ها، y میزان تولید حقیقی و β کشش تقاضای پول نسبت به سطح تولید یا درآمد ملی می‌باشد. اگر بازار پول در تعادل باشد در این صورت مقدار عرضه پول به مقدار ثابت M^S که در تعادل برابر با مقدار تقاضا است می‌باشد در این صورت:

$$M^S = M^D = Py^{\beta} \qquad (۲)$$

بنابراین می‌توان رابطه‌ای بین رشد عرضه پول و سطح عمومی قیمت را با استفاده از تفاضل‌گیری نسبت به زمان از معادله فوق چنین نوشت:

$$\frac{dM^S}{dt} = y^{\beta}\frac{dP}{dt} + P\beta y^{\beta-1}\frac{dy}{dt} \qquad (۳)$$

با تقسیم دو طرف عبارت فوق بر M^S خواهیم داشت:

$$\frac{1}{M^S}\frac{dM^S}{dt} = \frac{1}{P}\frac{dP}{dt} + P\frac{1}{y}\frac{dy}{dt} \qquad (۴)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-06]

به‌منظور نشان دادن رشد هر متغیر از علامت نقطه بر آن متغیر استفاده می‌کنیم، بنابراین رشد نرخ تورم را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$\frac{\dot{P}}{P} = \frac{\dot{M}}{M} - \beta \frac{\dot{y}}{y} \qquad (۵)$$

به طوری‌که در عبارت فوق $\frac{\dot{P}}{P}$ بیانگر نرخ رشد تورم، $\frac{\dot{M}}{M}$ نشان‌دهنده نرخ رشد عرضه پول و $\frac{\dot{y}}{y}$ نرخ رشد تولید می‌باشد. معادله (۵) نشان‌دهنده این موضوع است که نرخ تورم برابر با نرخ رشد عرضه پول منهای رشد تقاضای پول می‌باشد که در واقع بیان‌کننده این موضوع است که با اضافه عرضه پول در اقتصاد سطح عمومی قیمت‌ها شروع به افزایش خواهند یافت (چوکو، ۲۰۱۱).

به‌منظور توصیف ساز وکار خنثایی پول در بلندمدت می‌توان فرض نمود که رشد تولید صفر باشد، سپس نرخ تورم کاملاً وابسته به نرخ رشد پول خواهد شد و در این حالت سطح عمومی قیمت‌ها دارای یک رابطه یک به یک با نرخ رشد پول می‌باشد. اگر فرض کنیم که پول خنثی نباشد در این صورت شوک مثبت عرضه پول سبب افزایش در تقاضای پول از کانال افزایش در درآمد ملی خواهد شد. در صورت عدم خنثایی پول افزایش در عرضه پول در کوتاه‌مدت منجر به افزایش در تولید حقیقی شده، به گونه‌ای که در منحنی فیلیپس کوتاه‌مدت با فرض اینکه تفاوت بین نرخ رشد تولید در اشتغال کامل و تولید واقعی دارای یک رابطه مثبت با خطای پیش‌بینی تورم انتظاری دارد، به طوری‌که می‌توان نشان داد (چوکو، ۲۰۱۱):

$$\left(\frac{\dot{y}}{y}\right)^{N} - \frac{\dot{y}}{y} = \varphi\left[\left(\frac{\dot{P}}{P}\right)^{e} - \frac{\dot{P}}{P}\right] \qquad (۶)$$

در عبارت فوق، $\left(\frac{\dot{y}}{y}\right)^{N}$: نرخ رشد تولید در حالت طبیعی و $\left(\frac{\dot{P}}{P}\right)$: نرخ تورم انتظاری است. با تلفیق معادلات (۵) و(۶)خواهیم داشت:

$$-\frac{1}{\beta}\left(\frac{\dot{M}}{M} - \frac{\dot{P}}{P}\right) = -\left(\frac{\dot{y}}{y}\right)^{N} + \varphi\left[\left(\frac{\dot{P}}{P}\right)^{e} - \frac{\dot{P}}{P}\right] \qquad (۷)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-06]

در نتیجه می‌توان نوشت:

$$\frac{\dot{P}}{P}=\frac{1}{1+\varphi\beta}\left(\frac{\dot{M}}{M}-\beta\left(\frac{\dot{y}}{y}\right)^{N}\right)+\frac{\varphi\beta}{1+\varphi\beta}\left(\frac{\dot{P}}{P}\right)^{e} \qquad (۸)$$

در بلندمدت و بعد از تعدیلات کامل در انتظارات می‌توان نوشت که $\frac{\dot{P}}{P}=\left(\frac{\dot{P}}{P}\right)^{e}$ است و معادله (۸) به معادله (۵) تبدیل می‌شود. در واقع، این عمل توصیف ساده‌ای از چگونگی خنثایی پول در بلندمدت است که بیشتر تأثیر حجم پول در بلندمدت بر سطح عمومی قیمت‌ها می‌باشد و تأثیر بر تولید حقیقی ندارد.

برای آزمون ویژگی‌های خنثایی پول در بلندمدت می‌توان سه روش متفاوت را ذکر نمود. در روش اول می‌توان از طریق برازش سطح تولید حقیقی بر مقادیر با وقفه خود مشاهدات و عرضه پول اقدام به بررسی خنثایی پول نمود (بلیک و پولیتی، ۲۰۰۶ و فریدمن و شوارتز، ۱۹۶۳). در روش دوم به‌منظور بررسی آزمون خنثایی پول می‌توان از مدل‌های سری زمانی استفاده نمود که این روش مشکلی دارد که لوکاس این مشکل را چنین بیان می‌کند که پارامترهای برازش‌شده در مدل‌های سری زمانی یکسری پارامترهای رفتاری می‌باشند و تحت تأثیر سیاست‌های پولی و مالی هستند، بنابراین نمی‌توان این پارامترها را ثابت فرض نمود و بر اساس آنها سیاستگذاری کرد این انتقاد در اقتصاد به انتقاد لوکاس مطرح می‌باشد. برای این منظور لوکاس (۱۹۷۲) و سارجنت (۱۹۷۱) پیشنهاد نمودند که برای آزمون خنثایی پول در کوتاه‌مدت و انتظارات عقلایی آزمون آثار بلندمدت می‌بایست بر مبنای برآورد مدل‌های اقتصادسنجی ساختاری باشد که دارای برآوردگرهای فرم تقلیل‌یافته نباشد.

روش سوم توسط واتسون (۱۹۸۸)، کینگ و واتسون (۱۹۹۷) و فیشر و ساتر (۱۹۹۳) برمبنای آزمون صریح ضرایب مقید در یک معادله خود رگرسیون برداری دو متغیره (VARs) صورت می‌گیرد. برای این منظور، از طریق مقیدسازی مدل بر مبنای اینکه مجموع ضرایب همزمان و وقفه‌های متغیرهای پولی در رگرسیون تولید حقیقی برابر با صفر باشد می‌بایست مرتبه انباشتگی متغیرهای پولی و تولید را مشخص نمود. متغیر حجم پول و تولید هر دو می‌بایست حداقل انباشته از مرتبه یک باشند تا بتوان خنثایی پول در بلندمدت را آزمون نمود، زیرا اگر انباشته از مرتبه صفر باشند در بلندمدت هیچ رابطه‌ای با هم نداشته، بنابراین بحثی از خنثایی در بلندمدت نخواهیم داشت. دلیل استفاده از روش‌شناسی کینگ و واتسون این است که در اغلب مطالعات از روش‌شناسی دیکی- فولر (۱۹۷۹) به‌منظور شناسایی ریشه واحد در متغیرها استفاده می‌کنند. این آزمون ممکن است دلایل قوی برای رد

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-06]

فرض عدم ریشه واحد نداشته باشد، زیرا در مواقعی که ریشه معادله نزدیک به یک باشد این آزمون توانایی شناسایی آن را نداشته و فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در معادله را می‌تواند رد کند. برای این منظور، به‌منظور بررسی قوی‌تر در مورد وجود ریشه واحد در این مقاله از روش‌شناسی کینگ و واتسون استفاده شده است.

۵-۱. مدل تجربی تحقیق

بر اساس رویکرد روش‌شناسی کینگ و واتسون به بررسی خنثایی پول در کوتاه‌مدت و بلندمدت پرداخته می‌شود. مدل موردنظر را می‌توان به‌صورت یک مجموعه سیستم معادلات همزمان با تعداد وقفه‌های P چنین در نظر گرفت (چوکو، ۲۰۱۱):

$$\Delta m_t = \lambda_{ny}\Delta y_t + \sum_{j=1}^{p} a_{j,my}\Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} a_{j,mm}\Delta m_{t-j} + \varepsilon_t^m \qquad (۹)$$

$$\Delta y_t = \lambda_{ym}\Delta m_t + \sum_{j=1}^{p} a_{j,yy}\Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} a_{j,ym}\Delta m_{t-j} + \varepsilon_t^n \qquad (۱۰)$$

به گونه‌ای که در عبارت فوق Δy نشان‌دهنده تفاضل مرتبه اول، لگاریتم تولید ناخالص داخلی و Δm تفاضل مرتبه اول لگاریتم حجم پول است. ε_t^m و ε_t^n نشان‌دهنده شوک‌های برون‌زایی هستند که ممکن است آثار دائمی بر تولید و حجم پول داشته باشند که دارای توزیع مستقل و یکسان (iid) بوده و همچنین هیچ خودهمبستگی با یکدیگر ندارند. پارامترهای λ_{ym} و λ_{my} نشان‌دهنده کشش تولید نسبت به تغییرات در حجم پول و کشش پول نسبت به تغییرات در سطح تولید اقتصاد می باشند.

معادله (۹) بیانگر قاعده پولی بانک مرکزی است که دارای آثار بازخوردی می‌باشد، در حالی‌که معادله (۱۰) فرم تقلیل‌یافته[1] برای تولید تحت شرایط قاعده پولی می‌باشد. این مدل هر دو رویکرد کلاسیک‌ها و کینزین‌ها در مورد خنثایی پول را نشان می‌دهد. ماتریس متناظر با مدل را که شامل معادلات (۹) و (۱۰) می‌باشد را می‌توان به‌صورت زیر نمایش داد:

$$a(L)X_t = \varepsilon_t \qquad (۱۱)$$

به طوری‌که:

$$a(L) = \sum_{j=0}^{p} a_j L^j \qquad (۱۲)$$

1. Reduce Form

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-06]

همچنین داریم:

$$X_t = \begin{bmatrix} \Delta m_t \\ \Delta y_t \end{bmatrix}, \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^m \\ \varepsilon_t^n \end{bmatrix}, a_0 = \begin{bmatrix} 1 & -\lambda_{my} \\ -\lambda_{ym} & 1 \end{bmatrix}, a_j = \begin{bmatrix} a_{j,my} & a_{j,mm} \\ a_{j,yy} & a_{j,ym} \end{bmatrix} \quad (۱۳)$$

به طوری‌که در معادله فوق، J=1,2,…,P در بازه مذکور حرکت می‌کند، همچنین در معادلات (۹) و (۱۰) ضریب تکاثری بلندمدت برابر با $\psi_{my} = \frac{a_{ym}(1)}{a_{mm}(1)}$ و $\psi_{ym} = \frac{a_{my}(1)}{a_{yy}(1)}$ می‌باشد، به طوری‌که ψ_{my} میزان واکنش بلندمدت حجم پول را در مقابل افزایش واحد دائمی در تولید نشان می‌دهد و ψ_{ym} واکنش بلندمدت تولید نسبت به افزایش یک واحد دائمی در حجم را نشان می‌دهد. خنثایی بلندمدت دلالت بر این امر دارد که $\psi_{ym} = 0$ باشد، به طوری‌که ضریب $a_{my}(1)$ بیانگر ضریب ماتریس تأثیر تغییرات تولید بر حجم پول، $a_{mm}(1)$ بیانگر تأثیر تغییرات وقفه‌های حجم پول بر خود، $a_{ym}(1)$ نشان‌دهنده ضریب ماتریس تأثیر تغییرات حجم پول بر تولید و نیز $a_{yy}(1)$ بیانگر تأثیر وقفه‌های تولید بر تغییرات تولید است.

کینگ و واتسون نشان دادند که برآورد پارامترهای معادلات (۹) و (۱۰) امکان‌پذیر نیست، زیرا مشکل قابلیت شناسایی در مورد سیستم معادلات همزمان در مسائل اقتصادی ظاهر می‌شود. این مشکل را می‌توان از طریق نوشتن فرم تقلیل‌یافته در معادله دو متغیره به‌صورت زیر نشان داد:

$$X_t = \sum_{j=0}^{p} \varphi X_{t-i} + e_t \quad (۱۴)$$

به طوری‌که $\varphi_I = a_0^{-1} a_i$ و $e_t = a_0^{-1} \varepsilon_t$ است. ماتریس a_i به‌وسیله معادلات زیر تعیین می‌شود:

$$\varphi_I = a_0^{-1} a_i, i = 1, 2, ..., P \quad (۱۵)$$

$$a_0^{-1} \sum_{\varepsilon} a_0^{-1'} = \sum_{e} = E(e_t e_t') \quad (۱۶)$$

از معادله (۱۵) می‌توان مقدار a_i را به‌صورت تابعی از a_0 و φ_i به‌دست آورد و از طریق معادله (۱۶) می‌توان به‌منظور تعیین a_0 و $\sum_{\varepsilon}$ با فرض اینکه $\sum_{\varepsilon}$ یک ماتریس مربع ۲*۲ می‌باشد استفاده نمود،

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-06]

بنابراین مشاهده می‌شود تنها تعداد ۳ عدد از ۴ پارامتر موجود در معادلات ساختاری (λ_{my} $\sigma_{\varepsilon n}, \sigma_{\varepsilon m}, \lambda_{ym}$) قابلیت شناسایی دارند.

برای حل این مشکل می‌بایست یک قید به مدل اعمال کنیم تا بتوانیم تعداد پارامترهای تخمینی را در حد قابلیت شناسایی بودن برسانیم. یکی از این قیود که بسیار مورد استفاده می‌باشد این است که حجم پول به‌صورت برون‌زا باشد، در این صورت $\lambda_{my} = 0$ می‌شود. قید دیگر مربوط به این است که فرض کنیم پول خنثی می‌باشد یعنی $\lambda_{ym} = 0$ به این معنا که تغییرات در حجم پول اثری بر تولید حقیقی ندارد. قید دیگر می‌تواند به این صورت باشد که $\psi_{ym} = 0$ به این معنا که پول در بلندمدت خنثی است، اما در کوتاه‌مدت دارای آثار موقت است. قید دیگر به این صورت است که در بلندمدت سطح قیمت‌ها با ثبات می‌باشد؛ یعنی $\psi_{ym} = 1$. در این مقاله به‌منظور برآورد معادلات (۹) و (۱۰) بر طبق سه حالت قابلیت شناسایی اقدام خواهد شد که به‌صورت زیر می‌باشد:

$\sum_e$ یک ماتریس قطری می باشد و $\lambda_{ym} = 0$ است.

$\sum_e$ یک ماتریس قطری می باشد و $\lambda_{my} = 0$ است.

$\sum_e$ یک ماتریس قطری می باشد و $\psi_{my} = 1$ است.

۵-۲. روش‌شناسی داده‌ها

به‌منظور آزمون خنثایی پول در بلندمدت از داده‌های سالانه و فصلی اقتصاد ایران مربوط به نرخ تورم، لگاریتم حجم پول، نقدینگی و تولید ناخالص داخلی در دوره زمانی (۱۳۹۰–۱۳۵۰) استفاده شده است. تمام داده‌ها از سایت بانک مرکزی و ماهنامه حساب‌های ملی منتشر شده توسط بانک مرکزی استفاده شده است.

به‌منظور شناسایی ریشه واحد و مرتبه انباشتگی متغیرها ابتدا به آزمون ریشه واحد متغیرهای مورد استفاده در خنثایی پول پرداخته شده است. جدول (۱) نشان‌دهنده آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF)، فیلیپس– پرون (PP)، ان جی– پرون (NP)[1]، کیوتکوسکی، فیلیپس، اسمیت و شین (KPSS)[2] به‌منظور شناسایی مرتبه انباشتگی[3] متغیرها می‌باشد.

1. Ng-Perron
2. Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin
3. Order of Integration

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-06]

جدول۱. نتایج آزمون ریشه واحد برای یافتن مرتبه انباشتگی متغیرها

متغیرها / سطح متغیرها	ADF	PP	NP	KPSS	تفاضل مرتبه اول متغیرها ADF	PP	NP	KPSS	مرتبه انباشتگی
لگاریتم تولید ملی	-۰/۴۴	۰/۵۶	۰/۲۱	۰/۶۳	-۳/۷۲	-۳/۸۴	-۲/۳۴	۰/۱۱	I(1)
لگاریتم حجم پول	-۲/۸۶	-۲/۳۰	۰/۵۸	۰/۷۳	-۴/۲۶	-۴/۲۴	-۱/۹۹	۰/۳۲	I(1)
لگاریتم نقدینگی	-۰/۵۴	-۰/۴۷	۰/۷۲	۰/۷۶	-۳/۰۲	-۳/۶۵	-۱/۴۵	۰/۱۲	I(1)
نرخ تورم	-۳/۶۵	-۳/۵۱	-۲/۳۶	۰/۲۲	-	-	-	-	I(0)
مقادیر بحرانی	-۲/۹۴	-۲/۹۴	-۱/۹۹	۰/۴۶	-۲/۹۴	-۲/۹۴	-۱/۹۸	۰/۴۶	

مأخذ: نتایج تحقیق.

نتایج آزمون ریشه واحد در مورد متغیرها اشاره به این دارد که بر اساس آزمون ریشه واحد متغیرهای لگاریتم تولید ملی، نقدینگی و حجم پول به‌وسیله آماره دیکی- فولر، فیلیپس- پرون و ان جی- پرون که فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد می‌باشد را نمی‌توان رد نمود و این سه متغیر با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند، در حالی‌که متغیر نرخ تورم در سطح با توجه به مقادیر آماره‌ها مانا بوده و نیازی به تفاضل‌گیری نیست، اما نتایج مربوط به آزمون ریشه واحد برای نرخ رشد حجم پول و نقدینگی و رشد تولید نشان‌دهنده این است که نرخ این مقادیر در سطح مانا بوده، بنابراین در بلندمدت بحثی در مورد تأثیر حجم پول و یا نقدینگی بر تولید وجود نخواهد داشت.

در مورد وجود رابطه کوتاه‌مدت می‌توان به بررسی این موضوع پرداخت که آیا حجم پول و نقدینگی در کوتاه‌مدت قابلیت تأثیرگذاری بر تولید را دارند یا خیر، یا اینکه پول در کوتاه‌مدت نیز خنثی می‌باشد.

زمانی ممکن است تغییر در حجم پول منجر به تغییر در رشد حجم پول شود، اگر سطح حجم پول یا نقدینگی را تغییر دهیم و نرخ رشد تغییر نیابد بیانگر خنثایی بودن پول است، اما اگر سطح و نرخ رشد پول را تغییر دهیم باز هم متغیرهای حقیقی تغییر نکنند پول ابر خنثایی می‌باشد. بر اساس مقاله معروف فیشر و ساتر درخصوص خنثایی و ابر خنثایی پول در بلندمدت می‌توان به این نکته توجه نمود که این دو اشاره می‌کنند که خنثایی بلندمدت پول به این معنا است که تغییر برون‌زایی در سطح عرضه پول رخ

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-06]

دهد و تغییری در متغیرهای حقیقی ایجاد نکند، به طوری‌که این تغییرات تنها سطح عمومی قیمت‌ها را تغییر دهد، در حالی‌که ابرخنثایی بلندمدت پول به این معناست که تغییر در نرخ رشد حجم پول منجر به تغییر یکسان در نرخ بهره اسمی و سطح عمومی قیمت‌ها شود، به گونه‌ای که متغیرهای حقیقی (نرخ بهره حقیقی) بدون تغییر باقی بمانید. به عبارت دیگر، در خنثایی پول تغییر در سطح حجم پول یا نقدینگی تأثیری بر متغیرهای حقیقی ندارد، در حالی‌که در مبحث ابرخنثایی پول تغییر در سطح و نرخ رشد حجم پول نیز تأثیری بر متغیرهای حقیقی ندارد.

هدف اصلی این مقاله استفاده از مفهوم خنثایی پول در بلندمدت می‌باشد و در مقاله نیز به آن اشاره شده و توضیح داده شده که با توجه به اینکه حجم پول مانا از مرتبه اول بوده و رشد اقتصادی در سطح مانا بود مفهوم ابر خنثایی دیگر معنا نخواهد داشت، زیرا ابر خنثایی زمانی معنا می‌یابد که هر دو متغیر در سطح مانا باشند، در حالی‌که در اینجا این عمل صادق نیست، اما از سویی بنا بر نظریه کینزین‌های جدید و تئوری هزینه فهرست‌بها و چسبندگی‌های اسمی قیمت‌ها در کوتاه‌مدت بین شوک‌های پولی منفی و رشد اقتصادی و تغییرات در تولید اسمی رابطه معناداری وجود دارد که در کوتاه‌مدت پول خنثی نبود و در بلندمدت پول خنثی می‌باشد.

بر اساس ادبیات موجود، خنثایی پول به این معناست که تغیر دائمی در حجم پول هیچ اثر حقیقی و دائمی بر تولید و اشتغال نداشته باشد. مفهوم مرتبط دیگر، بحث ابر خنثایی پول در بلندمدت است. بر اساس تعریف مک‌کالم (۱۹۹۰) زمانی‌که تغیرات دائمی در نرخ رشد پولی هیچ اثر حقیقی نداشته باشد مگر بر تعادل‌های پولی حقیقی، آنگاه پول ابر خنثی است. فیشر و سیاتر (۱۹۹۳) وکینگ و واتسون (۱۹۹۲) چارچوب‌های عمومی برای آزمون کردن خنثایی بلندمدت (LRN) ارائه نموده‌اند.

به‌منظور آزمون ابر خنثایی پول در بلندمدت از داده‌های سالانه اقتصاد ایران مربوط به رشد حجم پول و رشد اقتصادی در دوره زمانی (۱۳۹۰–۱۳۵۰) استفاده شده است. جدول (۲) بیانگر آزمون ریشه واحد برای متغیرهای رشد حجم پول و رشد اقتصادی می‌باشد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-06]

جدول۲. نتایج آزمون ریشه واحد برای یافتن مرتبه انباشتگی متغیرها

متغیرها	سطح متغیرها				مرتبه انباشتگی
	ADF	PP	NP	KPSS	
رشد اقتصادی	-۳/۷۹	-۳/۵۷	-۳/۳۲	۰/۴۲	I(0)
رشد حجم پول	-۳/۹۲	-۴/۵۴	-۲/۵۸	۰/۳۱	I(0)
مقادیر بحرانی	-۲/۹۴	-۲/۹۴	-۱/۹۹	۰/۴۶	

مأخذ: نتایج تحقیق.

نتایج آزمون ریشه واحد در مورد متغیرها اشاره به این دارد که بر اساس آزمون ریشه واحد متغیرهای لگاریتم رشد حجم پول و رشد اقتصادی در سطح مانا می‌باشند که بر اساس مبانی نظری مذکور در صورتی‌که رشد متغیرهای در سطح مانا باشند یعنی تغییرات در متغیرهای اسمی و حتی تغییر در رشد متغیرهای اسمی نیز قادر به تأثیرگذاری بر متغیرهای حقیقی و به‌تبع آن قادر به تأثیرگذاری بر رشد متغیرهای حقیقی نیز نخواهد بود که این امر دلالت بر ابر خنثایی پول در بلندمدت دارد.

در ادامه، بحث مربوط به خنثایی پول در مورد وجود رابطه کوتاه‌مدت می‌توان به بررسی این موضوع پرداخت که آیا حجم پول و نقدینگی در کوتاه‌مدت قابلیت تأثیرگذاری بر تولید را دارند یا خیر یا اینکه پول در کوتاه‌مدت نیز خنثی می‌باشد.

با توجه به نامانا بودن سطوح متغیرهای تحت بررسی در مرحله بعد می‌بایست هم‌انباشتگی میان سطوح متغیرها را با الهام از تئوری مدل‌های اقتصادی در مورد خنثایی پول مورد آزمون قرار داد. در صورت وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای تولید، حجم پول و نقدینگی باقیمانده‌های حاصل از آنکه عدم تعادل تفسیر می‌شوند نیز می‌توانند تولید ناخالص داخلی را تحت تأثیر قرار دهند، بنابراین در این مرحله هم‌انباشتگی بین متغیرهای مذکور را با استفاده از متدلوژی یوهانسون-جوسیلیوس آزمون می‌کنیم. نتایج آزمون در جدول (۳) ارائه شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-06]

جدول۳. نتایج آزمون هم‌انباشتگی بین تولید ناخالص ملی، حجم پول و نقدینگی

آزمون Trace				آزمون λ_{Max}				
مقدار بحرانی۹۵ درصد	آماره آزمون	فرضیه مخالف	فرضیه صفر	مقدار بحرانی۹۵ درصد	آماره آزمون	فرضیه مخالف	فرضیه صفر	هم‌متغیرها
۱۵/۴۹	۱۲/۸۶	r ≥۱	r =۰	۱۴/۲۶	۱۲/۶۴	r =۱	r =۰	حجم پول تولید
۱۵/۴۹	۱۰/۷۸	r ≥۱	r =۰	۱۴/۲۶	۱۰/۳۱	r =۱	r =۰	نقدینگی تولید

مأخذ: نتایج تحقیق.

بر اساس نتایج حاصل از جدول (۳) دو آزمون اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه که تعداد بردارهای هم‌انباشتگی را مشخص می‌کنند مشاهده می‌شود در سطح اطمینان ۹۵ درصد وجود هرگونه بردار هم‌انباشتگی بین تولید ملی، حجم پول و نقدینگی رد می‌شود، در نتیجه هیچ بردار هم‌انباشتگی بین تولید، حجم پول و نقدینگی وجود ندارد و فرضیه H_0 پذیرفته می‌شود.

به‌منظور استفاده از آزمون هم‌انباشتگی فصلی از آزمون HEGY[1] این آزمون برای ریشه واحد در هر میزان نوسان بدون در نظر گرفتن هر گونه فرضی که آیا ریشه واحد در سایر نوسان‌ها باشد یا خیر انجام می‌دهد. قیسلز و پرون[2] (۱۹۹۳) و قیسلز و همکاران[3] (۱۹۹۴) نشان دادند که این آزمون در تعیین ریشه واحد که منجر به رگرسیون کاذب شود بسیار مفید و کارا می‌باشد. آزمون HEGY به‌صورت یک تفاضل‌گیری فصلی چند جمله‌ای به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\Delta_4 X_t = (1-L^4)X_t = (1-L)(1+L)(1+L^2)X_t \qquad (۱۷)$$

به طوری‌که L عملگر وقفه می‌باشد. آماره آزمون از طریق رگرسیون زیر به‌دست می‌آید:

$$\Delta_4 X_t = \mu_t + \pi_1 Z_1(X_{t-1}) + \pi_2 Z_2(X_{t-1}) + \pi_3 Z_3(X_{t-2}) + \pi_4 Z_3(X_{t-1}) + \sum_{i=1}^{k} j_i \Delta_4 X_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۱۸)$$

به طوری‌که عبارت زیر از سری اصلی X_t به‌وجود آمده است:

$$Z_1(X_t) = (1+L+L^2+L^3)X_t, Z_2(X_t) = -(1-L+L^2-L^3)X_t, Z_3(X_t) = -(1-L^2)X_t \qquad (۱۹)$$

1. Hylleberg, Engle, Granger and Yoo
2. Ghysels and Perron
3. Ghysels & et al

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-06]

آزمون ریشه واحد فصلی برای نوسان‌ها در ۰، ۱/۲ و ۱/۴ که متناظر با بلندمدت و دو سیکل برای هر سال و یک چرخه برای هر سال به‌صورت مرتب می‌باشد که بر مبنای آماره t برای π_1 و π_2 و آماره F برای $\pi_1 I \pi_2 = 0$ می‌باشد.

علاوه بر روش مذکور یکی از راه‌های شناسایی وجود فرایند فصلی تصادفی نامانا در سری زمانی انجام آزمون ریشه واحد فصلی است. هیلبرگ و همکاران (۱۹۹۰) برای نخستین بار آزمون ریشه واحد فصلی و غیرفصلی را برای سری‌های زمانی فصلی سه ماهه ارائه نمودند که بعدها توسط بولیو و مایرن (۱۹۹۳) برای سری‌های زمانی ماهانه بسط داده شد. فرض کنید Y_t یک سری زمانی فصلی مانند سری حجم پول باشد که رفتاری منطبق با فرایند خودتوضیحی فصلی زیر داشته باشد (قهرمان‌زاده، ۱۳۹۰):

$$j(L)Y_t = \mu_t + \varepsilon_t, \mu_t = a + \beta t + \sum_{s=1}^{11} \delta_s D_{S,t} \qquad (۲۰)$$

که در آن $\phi(L)$ یک چندجمله‌ای از L از درجه ۱۲ [$\phi(L) = 1 - L^{12}$]، L عملگر وقفه، μ_t شامل اجزای عرض از مبدأ و روند خطی و متغیرهای دامی فصلی است. بولیو و مایرن (۱۹۹۳) با بهره‌گیری از تجزیه ریشه واحد تفاضل‌گیری فصلی نشان دادند که برای آزمون ریشه واحد فصلی و غیرفصلی می‌توان از معادله رگرسیونی زیر استفاده نمود:

$$(1 - L^{12})Y_t = a + \beta t + \sum_{s=1}^{11} \delta_s D_{S,t} + \sum_{i=1}^{12} \pi_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p} j_j (1 - L^{12}) Y_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۲۱)$$

که در معادله فوق، a، $D_{S,t}$، t در بخش فوق تشریح شد، p درجه تعمیم معادله (۲۱) برای برقرای شرط نوفه سفید بودن اجزای اخلال مدل می‌باشد، δ_s، β، π_i و ϕ_j پارامترهای الگو هستند که می‌بایست برآورد گردند و $y_{i,t-1}$ مطابق تعریف بولیو و مایرن (۱۹۹۳) تبدیل‌های خطی از مقادیر وقفه‌های سری زمانی Y_t است که در هر یک از آنها یکی از ریشه‌های واحد در فراوانی مربوط نگهداری و ریشه‌های واحد در دیگر فراوانی‌ها حذف شده‌اند. شیوه محاسبه متغیرهای $y_{i,t-1}$ مطابق تعریف بولیو و مایرن در زیر آمده است:

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-06]

$$y_{1t} = (1 + L + L^2 + L^3 + L^4 + L^5 + L^6 + L^7 + L^8 + L^9 + L^{10} + L^{11})Y_t \quad (۲۲)$$

$$y_{2t} = -(1 - L + L^2 - L^3 + L^4 - L^5 + L^6 - L^7 + L^8 - L^9 + L^{10} - L^{11})Y_t \quad (۲۳)$$

$$y_{3t} = -(1 - L^3 + -L^5 - L^7 + L^9 - L^{11})Y_t \quad (۲۴)$$

$$y_{4t} = -(1 - L^2 + L^4 - L^6 + L^8 - L^{10})Y_t \quad (۲۵)$$

$$y_{5t} = -\left(\frac{1}{2}\right)(1 + L - 2L^2 + L^3 + L^4 - 2L^5 + L^6 + L^7 - 2L^8 + L^9 + L^{10} - 2L^{11})Y_t \quad (۲۶)$$

$$y_{6t} = \left(\frac{\sqrt{3}}{2}\right)(1 - L + L^3 - L^4 + L^6 - L^7 + L^9 - L^{10})Y_t \quad (۲۷)$$

$$y_{7t} = \left(\frac{1}{2}\right)(1 - L - 2L^2 - L^3 + L^4 + 2L^5 + L^6 - L^7 - 2L^8 - L^9 + L^{10} + 2L^{11})Y_t \quad (۲۸)$$

$$y_{8t} = -\left(\frac{\sqrt{3}}{2}\right)(1 + L - L^3 - L^4 + L^6 + L^7 - L^9 - L^{10})Y_t \quad (۲۹)$$

$$y_{9t} = -\left(\frac{1}{2}\right)(\sqrt{3} - L + -\sqrt{3L^4} + 2L^5 - \sqrt{3L^6} + L^7 - L^9 + \sqrt{3L^{10}} - 2L^{11})Y_t \quad (۳۰)$$

$$y_{10t} = \left(\frac{1}{2}\right)(1 - \sqrt{3L} + 2L^2 - \sqrt{3L^3} + L^4 - L^6 + \sqrt{3L^7} - 2L^8 + \sqrt{3L^9} - L^{10})Y_t \quad (۳۱)$$

$$y_{11t} = \left(\frac{1}{2}\right)(\sqrt{3} + L - L^3 - \sqrt{3L^4} - 2L^5 - \sqrt{3L^6} - L^7 + L^9 + \sqrt{3L^{10}} + 2L^{11})Y_t \quad (۳۲)$$

$$y_{12t} = -\left(\frac{1}{2}\right)(1 + \sqrt{3L} + 2L^2 + \sqrt{3L^3} + L^4 - L^6 - \sqrt{3L^7} - 2L^8 - \sqrt{3L^9} - L^{10})Y_t \quad (۳۳)$$

در هر یک از ۱۲ سری y_{it} به‌ترتیب بر اساس حفظ یکی از ریشه‌های واحد معادله (۲۱) و حذف دیگر ریشه‌های واحد تولید می‌شوند. هنگام استفاده از آزمون فوق وقفه بهینه p یعنی تعداد $(1 - L^{12})Y_{t-j}$ در معادلات فوق تعیین می‌گردد. برای این منظور، مطابق رهیافت فرانسس و پاپ (۲۰۰۴) ابتدا معادله (۲۱) با وقفه حداکثر که معمولاً تعداد آن ۳۶ وقفه ماهانه می‌باشد برآورد می‌گردد، سپس با استفاده از آزمون خودهمبستگی LM وجود خودهمبستگی سریالی از درجه ((LM(12) یعنی خودهمبستگی

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-06]

فصلی در اجزای اخلال معادله برآورد شده مورد سنجش قرار می‌گیرد و اگر آماره این آزمون از لحاظ آماری معنادار نباشد یک عدد از تعداد وقفه‌ها کاسته و مجدد معادله برآورد می‌گردد. این عمل تا جایی تکرار می‌شود که آماره آزمون معنادار گردد. پس از تعیین تعداد وقفه بهینه می‌بایست آزمون معناداری پارامترهای π_i از طریق آماره‌های آزمون t و F سنجیده می‌شود. فرضیه عدم مبنی بر وجود ریشه‌های واحد در فراوانی خاص در برابر فرضیه گزینه مانا بودن در این فراوانی مورد آزمون قرار می‌گیرد. جدول زیر بیانگر آمون ریشه واحد صورت‌گرفته در مورد متغیرهای حجم پول و نقدینگی و تولید ناخالص داخلی می‌باشد که به‌منظور بررسی ریشه واحد فصلی و در نهایت به‌منظور بررسی خنثایی پول انجام شده است (قهرمان‌زاده، ۱۳۹۰).

جدول ۴. نتایج آزمون ریشه واحد فصلی برای متغیرهای لگاریتم حجم پول و نقدینگی و تولید ناخالص داخلی

فراوانی آزمون / متغیرها	O	π	$\frac{\pi}{2}$	$\frac{2\pi}{3}$	$\frac{\pi}{3}$	$\frac{5\pi}{6}$	$\frac{\pi}{6}$
	t_1	t_2	$F_{3,4}$	$F_{5,6}$	$F_{7,8}$	$F_{9,10}$	$F_{11,12}$
لگاریتم تولید ناخالص داخلی	-۲/۳۴	-۳/۵۹	۵/۶۷	۵/۵۴	۶/۴۸	۶/۳۷	۵/۴۲
لگاریتم حجم پول	-۲/۳۵	-۲/۸۸	۵/۸۵	۶/۱۲	۷/۲۰	۵/۹۴	۵/۹۰
لگاریتم نقدینگی	-۲/۵۶	-۳/۰۳	۶/۳۰	۶/۵۵	۶/۲۹	۵/۹۸	۵/۸۳
مقادیر بحرانی در سطح معناداری ۵ درصد	-۳/۱۹	۲/۶۵	$F_{k,k+1}$ =۵/۳۳				

مأخذ: نتایج تحقیق.

برای سری‌های زمانی متغیرهای جدول فوق مقایسه آماره‌های محاسبه‌شده آزمون ریشه واحد فصلی با مقادیر بحرانی بیانگر معنادار بودن آماره تمام آماره‌های t و F محاسبه شده در سطح احتمال ۵ درصد است. بر این اساس می‌توان گفت که سری‌های زمانی لگاریتم تولید ناخالص داخلی، حجم پول و نقدینگی دارای ریشه‌های واحد فصلی در تمام فراوانی‌های محاسبه‌شده نیست وآزمون‌های ریشه واحد موجود برای داده‌های سالانه بیانگر وجود ریشه واحد در داده‌های سالانه می‌باشد که این امر از آماره t_1 محاسبه‌شده نیز قابل تأیید می‌باشد، به‌این معنا که فرایند ایجاد داده‌های سری‌های زمانی تحقیقی به‌صورت یک فرایند گام تصادفی سالانه بوده و نه فصلی نیازی به استفاده از فیلترهای فصلی برای این متغیرهای برای بررسی رابطه خنثایی پول در حالت ریشه‌های فصلی نیست و محاسبات صورت‌گرفته برای داده‌های سالانه نتایج تحقیق و اهداف را تأمین می‌کند. به‌عبارتی، می‌توان چنین بیان نمود نتایج مربوط به آزمون ریشه واحد برای لگاریتم حجم پول، نقدینگی و تولید نشان‌دهنده این است که مقادیر

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-06]

فصلی این مقادیر در سطح t_1 نامانا بوده، اما در دیگر سطح مانا بوده است، بنابراین در بلندمدت بحثی در مورد تأثیر حجم پول یا نقدینگی بر تولید وجود نخواهد داشت، اما در مورد وجود رابطه کوتاه‌مدت می‌توان به بررسی این موضوع پرداخت که آیا حجم پول و نقدینگی در کوتاه‌مدت قابلیت تأثیرگذاری بر تولید را دارند یا خیر یا اینکه پول در کوتاه‌مدت نیز خنثی می‌باشد. در ادامه، آزمون HEGY ابتدا در سطح و سپس با تفاضل فصلی مرتبه اول انجام می‌شود.

جدول ۵. نتایج حاصل از آزمون HEGY برای هم‌انباشتگی فصلی

متغیرها	$t_{\pi 1}$	$t_{\pi 2}$	$F : \pi_3 \, I \, \pi_4$	k	LM(4)
$\Delta_4 m1_t$	۱/۳۵	-۲/۲۴	۳/۲۳	۱۱	۱/۳۱
$\Delta_4 m2_t$	-۲/۷۰	-۲/۱۶	۳/۴۷	۱۵	۰/۴۵
$\Delta_4 y_t$	-۱/۴۲	-۱/۹۴	۳/۱۲	۱۷	۴/۱۲
$\Delta\Delta_4 m1_t$	-۲/۷۶	-۲/۸۲	۷/۵۲	۳	۶/۷۱
$\Delta\Delta_4 m2_t$	-۳/۰۴	-۳/۴۵	۱۳/۱۷	۳	۸/۹۹
$\Delta\Delta_4 y_t$	-۴/۲۴	-۴/۰۲	۱۷/۱۸	۰	۰/۶۳

مأخذ: نتایج تحقیق.

به‌منظور تعیین درجه انباشتگی در صورت وجود نوسان‌های آزمون HEGY مورد استفاده قرار می‌گیرد. این آزمون ابتدا بر اساس سطح متغیرها مورد آزمون قرار می‌گیرد، سپس مشتق متغیر را با گرفتن تفاضل می‌توان تفاضل فصلی آن را مورد محاسبه قرار داد. جدول (۵) نشان‌دهنده این است که تمام متغیرها انباشته فصلی ازمرتبه (۱ و ۱) هستند وتمام متغیرها پس از تفاضل‌گیری فصلی مانا می‌شوند، از آنجایی‌که تمام متغیرها انباشته از یک مرتبه هستند این امر منجر به قابلیت آزمون هم‌انباشتگی فصلی با نوسان‌های متفاوت در حالات Z_1, Z_2, Z_3 است. تمام متغیرها به‌صورت لگاریتمی می‌باشد جزء k اشاره به تعداد اجزای مورد نیاز برای حذف خودهمبستگی می‌باشد، این در حالی است که LM نشان‌دهنده ضریب لاگرانژ برای آزمون خودهمبستگی می‌باشد و دارای توزیع $\chi^2(4)$ می‌باشد. مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد عبارتند از $F : \pi_3 I \pi_4 =$ ۳۰۰، $t_{\pi 2} =$ -۱/۹۰ و $t_{\pi 1} =$ -۲/۸۹ می‌باشد، بنابراین همانگونه که در جدول (۴) نشان داده شده با توجه به آماره‌های $t_{\pi 1}$ در جدول (۵) نیز می‌توان به‌وجود ریشه واحد فصلی مرتبه اول در فراوانی یک اشاره نمود، اما در فراوانی‌های بعدی با توجه به مقایسه مقادیر آماره‌ها و مقادیر بحرانی ریشه واحد فصلی وجود ندارد. نتایج حاصل از هم‌انباشتگی فصلی در جدول (۶) آمده است. متغیرهای حجم پول و تولید در سطح نوسان صفر هم‌انباشته فصلی نیستندکه تأییدکننده این عبارت می‌باشد که

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-06]

بین پول و تولید در بلندمدت رابطه‌ای وجود ندارد، این در حالی است که پول و سطح قیمت‌ها در تمام نوسان‌های هم‌انباشتگی فصلی دارند.

جدول ۶. نتایج حاصل از آزمون هم‌انباشتگی فصلی

Regressand	Regressors	t_j	$t_{\lambda 1}$	$t_{\lambda 2}$	$F : \lambda_1 I \lambda 2$	k	LM(4)
$Z_1(y_t)$	$Z_1(m1_t)$	-۲/۵۵				۹	۹/۰۹
$Z_1(p_t)$	$Z_1(m1_t)$	-۵/۰۲				۹	۹/۱۹
$Z_2(y_t)$	$Z_2(m1_t)$	-۴/۱۴				۱	۹/۲۲
$Z_2(p_t)$	$Z_2(m1_t)$	-۵/۷۵				۵	۷/۸۰
$Z_3(y_t)$	$Z_3(m1_t)$		-۲/۱۵	-۱/۰۲	۲/۲۶	۲	۵/۳۳
	$Z_3(y_{t-1})$						
	$Z_3(m1_{t-1})$						
	$Z_3(m1_t)$		-۶/۵۶	-۳/۲۵	۱۳/۶۶	۴	۲/۷۳
	$Z_3(p_{t-1})$						
	$Z_3(m1_{t-1})$						

مأخذ: نتایج تحقیق.

در جدول فوق تمام متغیرها به‌صورت لگاریتمی وارد شده‌اند. جزء k تعداد اجزای اتورگرسیو مورد نیاز برای رفع خودهمبستگی را نشان می‌دهد. LM شاخص ضریب لاگرانژ برای آزمودن خوهمبستگی می‌باشد که دارای توزیع $\chi^2(4)$ است. مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد عبارتند از $F : \lambda_1 I \lambda_2 = ۷/۱۳$، $t_{\lambda 2} = -۲/۱۰$، $t_{\lambda 1} = -۳/۲۶$ و $t_{\phi} = -۳/۱۷$ به طوری که فرض نشان‌دهنده وجود ریشه واحد در تفاضلات فصلی می‌باشد.

۵-۳. شواهد تجربی خنثایی پول

جدول (۷) شواهد تجربی مربوط به آزمون خودرگرسیون برداری ساختاری را مورد بررسی قرار داده است. نتایج این جدول نشان‌دهنده این موضوع است که ضرایب برای آثار بلندمدت پول بر تولید به‌صورت ψ_{ym} است. در جدول زیر آزمون‌های مربوط به برون‌زایی پول و خنثایی همزمان پول و خنثایی بلندمدت پول ($\psi_{ym} = 0$، $\lambda_{ym} = 0$ و $\lambda_{my} = 0$) برآورده شده است، در صورتی‌که ضریب ψ_{ym} در سطح ۹۵ درصد معنادار باشد خنثایی پول در بلندمدت رد نمی‌شود. یک برآورد معنادار از ψ_{ym} دلالت بر این امر دارد که مقادیر واقعی پارامترهای در فاصله اطمینان ۹۵ درصد است و مقدار ضریب ψ_{ym} اختلاف معناداری از صفر ندارد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-06]

جدول ۷. آزمون خنثایی پول در مدل خودرگرسیون برداری ساختاری

برآورد کشش مدل SVAR برای ضریب ψ_{ym}

انواع قیود	$\lambda_{my} = 0$	$\lambda_{ym} = 0$	$\psi_{ym} = 0$
ضریب	۰/۰۵	۰/۰۹	۰/۰۸
خطای استاندارد	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۰۶)
آمارهZ	(۱۸/۳۷)***	(۱۸/۳۷)***	(۱/۴۶)

*** سطح معناداری در یک درصد.

** سطح معناداری در ۵ درصد.

مأخذ: نتایج تحقیق.

نتایج جدول نشان‌دهنده این موضوع است که در قید اول ضریب برآورد نقطه‌ای برای ψ_{ym} برابر با ۰/۰۵ می‌باشد که مقدار آماره Z مربوط به این مقدار ۱۸/۳۷ است که نشان‌دهنده این است که در سطح اطمینان یک درصد خنثایی پول در بلندمدت را نمی‌توان رد نمود و به‌طور مشابه نتایج تحت قیود خنثایی پول درکوتاه‌مدت عما را به سمت رد خنثایی پول در بلندمدت سوق نمی‌دهد، همچنین بر اساس نظریه درک نادرست پولی لوکاس می‌توان به این موضوع اشاره نمود که مقدار λ_{ym} می‌تواند منفی باشد به این معنا که شوک‌های پولی منفی سبب شد تا منحنی عرضه کل بلندمدت لوکاس حالت عمودی بودن خود را از دست دهد، در نتیجه شوک‌های پولی منفی دارای آثار حقیقی در کوتاه‌مدت باشند. در نهایت، برآورد نقطه‌ای ضریب ψ_{ym} نشان‌دهنده این است که در این صورت نیز قادر به رد فرض خنثایی پول در بلندمدت نخواهیم بود.

٦. نتیجه‌گیری

در این مقاله با استفاده از داده‌های سالانه نرخ تورم، تولید ملی، حجم پول و نقدینگی به بررسی خنثایی پول در بلندمدت در اقتصاد ایران طی دوره (۱۳۹۰-۱۳۵۰) پرداختیم. برای این منظور، از روش‌شناسی کینگ و واتسون استفاده گردید. در بررسی مرتبه انباشتگی متغیرها نتایج نشان‌دهنده این است که نرخ رشد حجم پول و تولید و نقدینگی انباشته از مرتبه صفر می‌باشد، بنابراین رابطه بلندمدتی بین حجم پول و نقدینگی و تولید وجود ندارد، همچنین نتایج مربوط به هم‌انباشتگی بین متغیرهای تولید و حجم پول و نقدینگی نیز نشان می‌دهد که با وجود اینکه این متغیرها انباشته از مرتبه اول می‌باشند، اما هیچ بردار هم‌انباشتگی مبنی بر رابطه بلندمدت این متغیرها وجود ندارد. همچنین، هیچ‌یک از فروض مربوط به برون‌زایی و خنثایی پول در بلندمدت و خنثایی همزمان پول در معادله خودرگرسیون‌برداری ساختاری

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-06]

رد نشد که تأییدی بر خنثایی پول در ایران دارد. نتایج تأییدکننده این است که همچون مطالعات پیشین علاوه بر اینکه حجم پول تأثیری در بلندمدت بر تولید اقتصادی ندارد متغیر نقدینگی نیز بر تولید ملی تأثیر معناداری ندارد، بنابراین سیاست‌های پولی انبساطی در بلندمدت قادر نیست که سطح تولید را افزایش دهد و کشور را دارای یک رشد اقتصادی باثبات کنند، بنابراین سیاست‌های حمایتی دولت می‌بایست به سمت افزایش بهره‌وری نیروی کار و سرمایه که رشد پایدار و دائمی به همراه می‌آورند جهت‌دار شود. لازم به ذکر است که در این راستا مطالعات بیشتری قابل انجام است که می‌تواند در روند سیاستگذاری مورد استفاده قرار گیرد. مدل پول‌گرایی ارائه شده در این مقاله نشان می‌دهد اگر عرضه پول بیش از تقاضای پول باشد مخارج کل افزایش خواهد یافت و منجر به افزایش در قیمت و تولید به میزان یکسان می‌باشد و در صورتی‌که تولید نزدیک سطح اشتغال کامل باشد به نسبت افزایش در حجم پول سطح قیمت‌ها افزایش خواهد یافت، بنابراین سیاست‌های پولی انبساطی در بلندمدت قادر نیست که سطح تولید را افزایش دهد و کشور را دارای یک رشد اقتصادی باثبات کنند، بنابراین سیاست‌های حمایتی دولت می‌بایست به سمت افزایش بهره‌وری نیروی کار و سرمایه که رشد پایدار و دائمی به‌همراه می‌آورند جهت‌دار شود. لازم به ذکر است که مطالعات بیشتری صورت‌گرفته است که می‌تواند در روند سیاستگذاری مورد استفاده قرار گیرد. در واقع، در کشور ما به‌دلیل بالا بودن نرخ تورم و تعدیل زود هنگام قیمت‌ها توصیه می‌شود که از انبساط‌های بی‌مورد پولی جلوگیری شود تا اطمینان افراد بر سیاستگذاران افزایش یافته و در مواقع انجام سیاست پولی بر اساس عدم تعدیل قیمت تغییرات در تولید را مشاهده نماییم.

منابع

اسنودن، بی و اچ وین و پی وینارکوویچ (۱۳۸۳)، *راهنمای نوین اقتصاد کلان*، ترجمه منصورخلیلی‌عراقی و علی سوری، انتشارات برادران، چاپ اول.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، *گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک در سال‌های مختلف*.

تشکینی، احمد و افسانه شفیعی (۱۳۸۴)، "متغیرهای پولی و مالی آزمون خنثایی پول"، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۳۵، صص ۱۵۲- ۱۲۵.

عباسی‌نژاد، حسین (۱۳۸۰)، *اقتصادسنجی پیشرفته*، انتشارات دانشگاه تهران.

عباسی‌نژاد، حسین و افسانه شفیعی (۱۳۸۴)، "آیا واقعاً پول خنثی است؟ (مورد ایران)"، *تحقیقات اقتصادی*، شماره۶۸، صص ۱۵۴- ۱۱۵.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-06]

قهرمان‌زاده، محمد (۱۳۹۰)، "پیش‌بینی قیمت ماهانه جوجه یک روزه گوشتی در استان آذربایجان شرقی"، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی (اقتصاد و کشاورزی)*، شماره ۵ (۴)، صص ۲۱۰-۱۸۳.

کمیجانی، اکبر و منجذب (۱۳۷۵)، "آزمون توهم پولی بر اساس انتظارات عقلایی در اقتصاد ایران"، ششمین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی، صص ۱۰۷-۸۳.

مهرآرا، محسن (۱۳۷۷)، "تعامل میان بخش پولی و حقیقی در اقتصاد ایران"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۵۳، صص ۱۳۳-۱۰۳.

Blanchard, O.J. (1990a), "Why Does Money Affect Output? A Survey", In B.M. Friedman and F.H. Hahn (eds)", Handbook of Monetary Economics, New York: North-Holland.

Chuku A. Chuku (2011), "Testing Long-Run Neutrality Propositions in a Developing Economy: The Case of Nigeria", *Journal of Economic Research*, Vol. 16, PP. 291-308.

Belke, A. & T. Polleit (2006), "Money and Swedish Inflation", *Journal of Policy Modeling*, Vol. 28, PP. 931-942.

Dickey, D. A. & W. A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit-Root", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, PP. 427-431.

Fisher, M.E. & J. J. Seater (1993), "Long-Run Neutrality and Super Neutrality in an ARIMA Framework", *American Economic Review*, Vol. 83, No. 3, PP. 402-415.

Friedman, M. & A. Schwartz (1963), "A Monetary History of the United- States", Princeton University Press, PP. 1867-1960.

Johansen, S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregression Models", *Econometrica*, Vol. 59, PP. 1551-1580.

King R. G. & M. W. Watson (1992), "Testing Long-Run Neutrality", Working Paper 4156 National Bureau of Economic Research, Boston.

King, R. G. & M. W. Watson (1994), "The Postwar U.S Phillips Curve: A Revisionist Econometric History", Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, PP. 157-219.

King, R. G. & M. W. Watson (1997), "Testing Long-Run Neutrality", *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, Vol. 83, PP. 69- 101.

King, R. G., C. I. Plosser, J. H. Stock & M. W. Watson (1991), "Stochastic Trends and Economic Actuations", *American Economic Review*, Vol. 81, PP. 819-840.

Koustas, Z. (1998), "Canadian Evidence on Long-Run Neutrality Propositions", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 20, PP. 397-411.

Kwiatkowski, D., P. C. Phillips, P. Schmidt & Y. Shin (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, Vol. 54, PP. 159-178.

Lucas, R. E. (1972), "Econometric Testing between Money and Other Economic Variables", *American Economic Review,* Vol. 69, PP. 828-835.

Lucas, R. E. (1980), "Two Illustrations of the Quantity Theory of Money", *American Economic Review*, Vol. 70, PP. 1005-1014.

MacCallum, B. T. (2004), "Long Run Monetary Neutrality and Contemporary Policy Analysis", Paper Presented at the Eleventh International Conference of the Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, Tokyo, July 5-6.

Ng, S. & P. Perron (2001), "Lag Lengnth Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", *Econometrica*, Vol. 4, PP. 29-59.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-06]

Noriega, A. E. (2004), "Long-Run Monetary Neutrality and the Unit-Root Hypothesis: Further International Evidence", *North American Journal of Economics and Finance*, Vol. 15, PP. 179-197.

Pierce, D. G. & D. M. Shaw (1974), "Monetary Economics: Theories, Evidence and Policy", Crane, Russak & Co., inc.

Sargent, T. J. (1971), "A Note on the Accelerationist Controversy", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 3, PP. 50-60.

Stock, J. H. & M. W. Watson (1988), "Interpreting Evidence on Money-Income Causality", *Journal of Econometrics*, Vol. 40, PP. 161-182.

Tawadros, B. George (2007), "Testing the Hypothesis of Long-Run Money Neutrality in the Middle East", *Journal of Economic Studies*, Vol. 34, No. 1, PP. 13-28.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-06]

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-06]