مجله تحقیقات اقتصادی / شماره ۶۷ / زمستان ۱۳۸۳ / صفحات ۱۳۸-۱۱۷

آزمون خنثی بودن و ابر خنثی بودن بلند مدت پول در اقتصاد ایران

دکتر احمد جعفری صمیمی *

علیرضا عرفانی **

تاریخ دریافت ۸۳/۳/۹ تاریخ تصویب ۸۳/۳/۱۶

چکیده

تا اواخر دهه ۷۰ میلادی، این باور وجود داشت که از سیاست پولی می‌توان برای یکنواخت کردن نوسانات دورهای تجاری بهره جست. اما با طرح مفهوم انتظارات عقلایی در اقتصاد کلان، موضوع اثرگذاری سیاست‌ها بر متغیرهای واقعی مورد چالش قرار گرفت. در حال حاضر تقریباً اکثر اقتصاددان‌ها بر بی تاثیر بودن تغییرات حجم پول بر متغیرهای واقعی در بلند مدت اتفاق نظر دارند هرچند در خصوص اثرات کوتاه مدت آن بر متغیرهای واقعی چنین اتفاق نظری وجود ندارد. ابرخنثی بودن پول به معنای عدم تاثیر تغییرات نرخ رشد حجم پول بر متغیرهای واقعی در بلند مدت است. پیشرفت‌های اخیر که در خصوص ویژگی‌های متغیرهای سری زمانی به‌وجود آمده است، اعتبار آزمون‌های بکاررفته برای آزمون خنثی بودن پول را زیر سؤال برده است. در این مقاله با استفاده از روش فیشر و سیتر همراه با داده‌های سری زمانی ۱۳۳۸-۱۳۸۱ اقتصاد ایران، خنثی بودن و ابر خنثی بودن پول مورد آزمون قرار گرفت. یافته‌ها نشان می‌دهند که پول در اقتصاد ایران خنثی بوده است، اما ابرخنثی بودن پول برای اقتصاد ایران، در دوره تحت بررسی، را نمی‌توان پذیرفت.

طبقه‌بندی JEL : E51 ، P24 .

کلید واژه: خنثی بودن پول، ابر خنثی بودن پول، آزمون فیشر و سیتر، ایران.

---

* استاد گروه اقتصاد دانشگاه مازندران. jafarisa@umz.ac.ir

** عضو هیأت علمی‌دانشگاه سمنان و دانشجوی دکتری اقتصاد در دانشگاه مازندران. aerfani@semnan.ac.ir

۱- مقدمه

بحث نظری رابطه بین رشد پولی و تولید نقش مهمی‌را در اقتصاد کلان ایفا نموده است. مبداء اولیه این بحث به نظریه مقداری پول بر می‌گردد. مهمترین سؤال مطرح شده در این زمینه این است که آیا تغییرات حجم اسمی‌پول و یا سایر متغیرهای کلان پولی تأثیری بر سطح تولید در اقتصاد دارد؟ در زمینه اثرگذاری سیاست پولی بر اقتصاد دیدگاه‌های مختلف نظری وجود دارد. از دیدگاه مکتب پولی یا پولیون، اثرات ناشی از تغییرات حجم پول بر متغیرهای واقعی در کوتاه مدت و بلند مدت کاملاً متفاوت است. در این دیدگاه، تغییرات عرضه پول در کوتاه مدت اثرات انبساطی قابل ملاحظه‌ای بر متغیرهای واقعی اقتصاد خواهد داشت، اما در بلند مدت فقط بر تورم اثر گذاشته بدون آن که بتواند اثر قابل توجهی بر تولید داشته باشد. از دیدگاه مکتب انتظارات عقلایی، تغییرات سیستماتیک، قابل انتظار و قابل پیش بینی حجم پول حتی در کوتاه مدت نیز بر متغیرهای واقعی اقتصاد اثری نداشته و تنها تغییرات تصادفی و غیرقابل پیش بینی اثر واقعی خواهند داشت.

در حال حاضرتقریباً همه اقتصاددان‌ها این قضیه را پذیرفته‌اند که پول در بلند مدت خنثی است یعنی یک تغییر پیش بینی نشده و ماندگار در سطح حجم پول اثری بر متغیرهای واقعی اقتصاد ندارد. در این زمینه مطالعات تجربی زیادی با استفاده از داده‌های مربوط به کشورهای مختلف و با روش‌های گوناگون نیز صورت گرفته و عمدتاً قضیه فوق مورد تأیید قرار گرفته است به‌طوریکه اکنون در مدل‌های اقتصاد کلان که برای کشورهای مختلف طراحی می‌شود، عدم وجود فرض خنثی بودن پول در بلند مدت، امری غیرعادی تلقی می‌شود. اما قضیه دیگر مرتبط با بحث فوق، قضیه ابرخنثی[1] بودن پول است. ابرخنثی بودن پول به معنای این است که یک تغییر پیش بینی نشده و ماندگار در نرخ رشد حجم پول، اثری بر متغیرهای واقعی اقتصاد ندارد.

1- superneutrality.

با این‌که تلاش‌های زیادی توسط اقتصادانان برای آزمون قضایای فوق صورت گرفته اما پیشرفت‌های اخیر در فهم ویژگی‌های متغیرهای سری زمانی، اعتبار آماری آزمون‌های بکار گرفته شده در مطالعات تجربی گذشته را زیر سؤال برده است. فیشر و سیتر(۱۹۹۳)[1] و کینگ و واتسون(۱۹۹۷)[2] نشان داده‌اند که نتیجه‌گیری خنثی بودن و ابرخنثی بودن پول در یک اقتصاد به مرتبه جمعی[3] متغیرهای پولی و متغیرهای واقعی مورد استفاده در آزمون بستگی دارد. علت آن خیلی واضح است: وقتی که متغیرپولی، جمعی از مرتبه صفر(I(0)) است، سری پایاست و بدین معناست که تغییرات دائمی‌در عرضه پول رخ نداده است و نوسانات مشاهده شده در عرضه پول بیانگر تغییرات موقتی و زودگذر است و بنابراین نمی‌توان قضایای خنثی بودن و ابرخنثی بودن پول را آزمون نمود. متغیرسری زمانی پول برای اجرای آزمون خنثی بودن پول، باید حداقل I(1) و برای آزمون ابرخنثی بودن پول باید حداقل I(2) باشد. در این رابطه، سه حالت قابل تفکیک است:

۱- وقتی‌که متغیرپولی I(1) و متغیرتولید واقعی I(0) باشند این امر دلالت دارد بر این‌که تغییرات دائمی‌در متغیرپولی اتفاق افتاده، اما در تولید واقعی اتفاق نیفتاده است و بنابراین فرضیه خنثی بودن پول را نمی‌توان رد کرد.

۲- وقتی‌که متغیرپولی و متغیرتولید واقعی هردو I(1) باشند به معنای رخ داد تغییرات دائمی‌در هردو متغیراست وبنابراین امکان آزمون خنثی بودن پول با استفاده از روش‌های معمول اقتصاد سنجی(مثلاً OLS) و با فرض برونزا بودن متغیرپولی، فراهم است[4].

۳- وقتی‌که متغیرپولی I(2) و متغیرتولید واقعی I(1) باشند به معنای این است که تغییرات دائمی‌در نرخ رشد پول و تغییرات دائمی‌در سطح تولید واقعی

1- Fisher and Seater(1993).
2- King and Watson(1997).
3- order of integration.
۴- این حالتی است که در اکثر مطالعات تجربی که موضوع خنثی بودن پول را مورد بررسی قرار داده‌اند مد نظر قرار گرفته است.

رخ داده است و بنابراین امکان آزمون قضیه ابرخنثی بودن پول فراهم است.

ادامه مقاله به این صورت خواهد بود که در بخش دوم، بحث نظری و تجربی نقش پول در اقتصاد کلان خواهد آمد. در بخش سوم مفاهیم خنثی بودن و ابرخنثی بودن پول را توضیح خواهیم داد. بخش‌های چهارم و پنجم به بررسی مفاهیم پایایی سری‌های زمانی و ارتباط آن با مفهوم تغییرات دائمی‌و شکست ساختاری اختصاص دارد. در بخش ششم متدولوژی فیشر و سیتر را توضیح خواهیم داد. در بخش هفتم خنثی بودن و ابر خنثی بودن پول در اقتصاد ایران مورد تجزیه و تحلیل قرار خواهد گرفت و در بخش هشتم هم نتیجه به‌دست آمده را خواهیم آورد.

۲- بحث نظری و تجربی نقش پول در اقتصاد کلان

تا حدود ۱۰۰ سال پیش تنها رابطه اقتصاد کلان مورد پذیرش عمومی، نظریه مقداری پول بود. این نظریه در ساده ترین شکل خود می‌گوید که بین سطح عمومی‌قیمت‌ها و حجم پول رابطه مستقیم و متناسبی وجود دارد. مفهوم این عبارت این است که تغییرات حجم پول تأثیری بر تولید واقعی نداشته و فقط باعث افزایش قیمت‌ها می‌شود.

با بروز انقلاب کینزی در دهه ۱۹۳۰ و سلطه بلامنازع آن در دهه‌های ۱۹۵۰ و ۱۹۶۰ سیاست پولی عملاً در حاشیه قرار گرفت و سیاست مالی تنها سیاست مطرح و مورد قبول اقتصاددانان کینزی محسوب شد. یکی از علت‌های غیرفعال شدن سیاست پولی وجود توافقنامه برتن وودز و تعهد کشورهای امضا کننده این توافقنامه به ثابت نگه داشتن نرخ ارز بود. در دوران اقتصاد کینزی، سیاست پولی وجود داشت، اما عمدتاً به دلیل ضرورت تأمین مالی نیازهای اعتباری دولت و یا به دلیل ضرورت تعادل خارجی به کار گرفته می‌شد. موجودی پول قطعاً به عنوان هدف مطرح نبود.

زمینه لازم برای پول گرایی اولیه در اوایل دهه ۱۹۶۰ توسط دو حوزه جداگانه دانشگاهی فراهم آمد که در هردو حوزه میلتون فریدمن نقش داشت. حوزه اول

اثبات این بود که تقاضای کل پول در اقتصاد تابعی با ثبات از چند متغیراست. این موضوع، اساس تحلیلی بود که اثرات افزایش عرضه پول را مطرح می‌کرد. قاعده سرانگشتی این بود که افزایش موجودی پول، بعد از تقریباً یکسال، اثری ناپایدار بر تولید و بعد از حدود دو سال، اثری پایدار و صعودی بر قیمت‌ها خواهد داشت. حوزه دوم تحقیقاتی بود که در زمینه منحنی معروف فیلیپس انجام شد و منجر به طرح این نظریه گردید که در بلند مدت بده بستان باثباتی بین تورم و بیکاری وجود ندارد. تأثیر تلفیقی این دو تحقیق دانشگاهی، تأیید مجدد اعتبار نظریه مقداری پول، حداقل در بلند مدت، بود. افزایش حجم پول می‌تواند موقتاً افزایش اشتغال و تولید را باعث شود، اما سرانجام این اثر معکوس می‌شود و تنها اثر پایدار، افزایش قیمت‌ها متناسب با افزایش حجم پول خواهد بود.

تا اواخر دهه ۱۹۷۰ میلادی، این باور وجودداشت که از سیاست پولی می‌توان برای یکنواخت کردن نوسانات دورهای تجاری بهره جست. اما با طرح مفهوم انتظارات عقلایی در اقتصاد کلان، موضوع اثرگذاری سیاست‌ها بر متغیرهای واقعی مورد چالش قرار گرفت. گرچه مفهوم انتظارات عقلایی اولین بار توسط *جان میوت* معرفی شد ولی نظریه انتظارات عقلایی و کاربردآن در سیاستگذاری‌های اقتصادی به میزان زیادی مدیون کارهای لوکاس، سارجنت، والاس، بارو و دیگران است. از اواخر دهه ۱۹۸۰ این دیدگاه در اقتصاد کلان مورد توجه قرار گرفت که مردم انتظارات خود را بر مبنای استفاده بهینه از اطلاعات شکل می‌دهند. بر اساس این دیدگاه، مردم نیز به خوبی نظریه اقتصاد می‌توانند عواقب و آثار سیاست‌ها را پیش بینی کنند و در نتیجه خود را برای آن آماده کنند. مثلاً اگر دولت بخواهد با افزایش حجم پول تولید را افزایش دهد چون مردم نیز می‌دانند که این امر نهایتاً قیمت‌ها را بالا خواهد برد به سرعت به تغییر دستمزدها خواهند پرداخت. در نتیجه، این سیاست دولت، تولید واشتغال را تغییر نداده و فقط درسطح قیمت‌ها منعکس خواهد شد. بر اساس فرض انتظارات عقلایی عکس العمل مردم می‌تواند نتایج مورد انتظار سیاست‌های دولت را خنثی نماید.

بررسی دقیق اثرات سیاست پولی بر متغیرهای واقعی نیازمند تحلیل تجربی

است. در اینخصوص تحقیقات زیادی انجام شده است. سیمس(۱۹۷۲)[1] با استفاده از آزمون علیت گرنجر و داده‌های بعد از جنگ دوم جهانی مربوط به آمریکا نشان داد که ضرایب وقفه‌های پول در الگوی رگرسیونی تولید واقعی روی وقفه‌های تولید واقعی و وقفه‌های پول، کاملاً از نظر آماری معنی‌دار بودند. و نتیجه گرفت که تغییرات در پول اثر معنی‌داری بر تولید واقعی دارند. سیمس در سال ۱۹۸۰ با وارد کردن وقفه‌های نرخ بهره کوتاه مدت در الگوی رگرسیونی مذکور، نتیجه‌ای مغایر با نتیجه اول گرفت. او در بررسی جدید نشان داد که تغییرات پول نسبت به تغییرات تولید واقعی، خنثی است. بارو[2] در سال ۱۹۷۸ قضیه خنثی بودن پول را برای اقتصاد آمریکا آزمون کرد. روش بارو دو مرحله داشت ؛ مرحله اول تعیین جزء پیش بینی شده و جزء پیش بینی نشده عرضه پول بود، و مرحله دوم آزمون اثرگذاری جزء پیش بینی نشده عرضه پول بر متغیرهای واقعی،مثل تولید، بود. در هردو مرحله، برآورد ضرایب معادلات با روش OLS انجام گرفت. او نتیجه گرفت که جزء پیش بینی شده سیاست پولی اثری بر متغیرهای واقعی اقتصاد آمریکا نداشته است. استاک و واتسون(۱۹۸۹)[3] با استفاده از آزمون‌های چند متغیره گرنجر و داده‌های ماهانه (از ژانویه ۱۹۵۹تا دسامبر ۱۹۸۵) مربوط به متغیرهای M1، تولید صنعتی، شاخص قیمتی عمده فروشی، و نرخ بهره کوتاه مدت، نتیجه گرفتند که گرچه رشد M1 اثر عمده‌ای بر تولید صنعتی ندارد، اما انحرافات رشد پول از مسیر روند زمانی خطی اش، بر تولید صنعتی اثر دارد. راماسوامی و اسلک(۱۹۹۷)[4]، اثر سیاست پولی را بر تولید واقعی در کشورهای عضو اتحادیه اروپا با استفاده از الگوی خود توضیح برداری (VAR) بررسی نموده و به این نتیجه رسیدند که تأثیر کامل تغییر حجم پول بر تولید در یک گروه از این کشورها (اتریش، بلژیک، فنلاند، آلمان، هلند و انگلستان) در مقایسه با گروه دیگر(دانمارک، فرانسه، ایتالیا، پرتقال، اسپانیا و سوئد) قوی تر بوده است.

1- Sims(1972).
2- Barro(1978).
3- Stock & Watson(1989).
4- Ramaswamy&Sloek(1997).

همچنین آنها نشان دادند که اثرات کوتاه مدت و بلند مدت تغییر متغیرهای پولی در اقتصاد کشورهای مختلف یکسان نبوده است. ساندرز(۲۰۰۲)[1]، رابطه کوتاه مدت و بلند مدت بین تولید اسمی، تولید واقعی و عرضه پول را با استفاده از داده‌های سالانه ۱۹۹۹-۱۹۵۹ بررسی کرده است. برای تحلیل داده‌ها از روش آزمون هم انباشتگی یوهانسن و مدل تصحیح خطای برداری(VECM) استفاده کرده است. نتایج آزمون نشان می‌دهد که GDP اسمی‌و M1 همجمع هستند، یعنی یک رابطه تعادلی بلند مدت بین این دو متغیردر آمریکا وجود دارد. در حالیکه بین GDP واقعی و M1 رابطه تعادلی بلند مدت وجود ندارد.

۳- مفهوم خنثی بودن و ابرخنثی بودن پول در بلند مدت

در بحث مربوط به خنثی بودن پول، اقتصاددانان به یک تجربه نظری خاص اشاره دارند که به‌طور طبیعی و مستقیم در اقتصادهای واقعی مشاهده نمی‌شود. این تجربه نظری خاص عبارت است از تغییر یکباره، پیش بینی نشده و پایدار در سطح حجم پول. آنچه که در این خصوص اهمیت دارد حفظ سطح جدید حجم پول برای یک دوره نسبتاً طولانی است به‌طوریکه بتوان اطمینان حاصل کرد که اثر تغییرات موقتی و گذرا، از بین رفته است. از طرف دیگر، تغییر ایجاد شده در حجم پول باید پیش بینی نشده باشد، چراکه اگر واحدهای اقتصادی از افزایش حجم پول باخبر باشند، با علم به این‌که این تغییر، سطح قیمت‌ها را در آینده افزایش خواهد داد، انتظارات خود را بر اساس حجم جدید پول شکل داده و اثرات آنرا خنثی می‌کنند. در مباحث مربوط به نظریه پولی، تقریباً همه الگوهایی که بر اساس فروض استاندارد اقتصادی تعریف شده‌اند، فرض خنثی بودن پول را نیز شامل می‌شوند[2]. علت این امر آن است که نظریه پردازان پولی مسأله خنثی بودن پول در بلند مدت را امری مسلم در نظر گرفته و لذا آنرا در مدل‌های خود بکار می‌گیرند.

1- Saunders(2002).

۲- مفهوم " فروض استاندارد اقتصادی" این است که بازارها در همه زمانها تسویه می‌شوند و واحدهای اقتصادی دارای رفتار عقلایی هستند.

در بحث مربوط به ابرخنثی بودن پول به تجربه نظری دیگری که در ارتباط با تجربه نظری نوع اول بوده و شباهت زیادی با انواع اقدامات سیاست پولی داشته و در اقتصادهای واقعی دیده می‌شود اشاره می‌شود. این تجربه نظری عبارت از تغییر پیش بینی نشده در نرخ رشد حجم پول و حفظ آن برای مدت زمان طولانی است. با این که در اقتصاد پولی قضیه خنثی بودن بلند مدت پول امری بدیهی و مسلم فرض می‌شود، با قضیه ابرخنثی بودن بلند مدت پول محتاطانه تر برخورد می‌شود.

همان‌طوری‌که اشاره شد قضایای خنثی بودن بلند مدت پول این موضوع را مورد بررسی قرار می‌دهند که آیا تغییرات دائمی‌در حجم یا نرخ رشد پول بر سطح متغیرهای واقعی(مثل تولید واقعی) اثر دارند یا خیر. در اینجا لازم است به این نکته اشاره شود که اثرات دائمی‌در سطح یک متغیر، دلالت بر وجود اثرات دائمی‌در نرخ رشد آن متغیر نمی‌کند. بنابراین این سؤال را می‌توان مطرح نمود که آیا تغییرات دائمی‌در نرخ رشد حجم پول، نرخ رشد اقتصادی کشور را تحت تأثیر قرار خواهد داد؟ و به عبارت دیگر آیا ابرخنثی بودن بلند مدت پول، نسبت به نرخ رشد اقتصاد هم معنا پیدا می‌کند؟ مباحث نظری و شواهد تجربی بر این امر دلالت دارند که در صورتی سیاست پولی می‌تواند به ایجاد رشد با ثبات اقتصادی کمک کند در حفظ ثبات قیمت‌ها موفق باشد[۱].

۴- پایایی سری‌های زمانی و مفهوم تغییرات دائمی

در دهه ۱۹۶۰ میلادی و قبل از آن مهمترین آزمون‌هایی که در خصوص خنثی بودن بلند مدت پول انجام می‌گرفت، در برآورد پارامترهای یک معادله رگرسیونی که متغیروابسته آن تولید واقعی و متغیر(های) مستقل آن وقفه‌های حجم پول بودند خلاصه می‌شد. آنچه که در این بررسیها کمتر مورد توجه قرار

۱- برای مطالعه بیشتر در این رابطه به مقاله لوکاس پاپادموس(Lucas Papademos) معاون بانک مرکزی اروپا، ارائه شده در سی و یکمین کنفرانس اقتصادی وین مورخه دوازدهم ژانویه ۲۰۰۳ مراجعه شود.

می‌گرفت مفهوم تغییرات دائمی‌در سطح حجم پول بود. بروز انقلاب "ریشه واحد[۱]" در مباحث مربوط به سری‌های زمانی این موضوع را تا حد زیادی حل نمود به‌طوریکه اگر یک سری زمانی ریشه واحد نداشته باشد دلالت بر این دارد که این سری با تغییرات دائمی‌در طول زمان مواجه نبوده و نوسانات مشاهده شده، موقتی و گذرا هستند[۲]. در حقیقت، وجود یا عدم وجود تغییرات دائمی‌در یک متغیراقتصادی دقیقاً همان چیزی است که سری زمانی آن متغیرنشان می‌دهد. این ایده‌ای بود که محققان دیگر ازجمله فیشر[۳](۱۹۸۸)، فیشر و سیتر[۴](۱۹۹۳) و کینگ و واتسون[۵](۱۹۹۲،۱۹۹۴،۱۹۹۷) از آن استفاده کرده و شیوه‌های جدیدی را برای آزمون قضایای خنثی بودن پول در بلند مدت مطرح نمودند.

۵- پایایی و شکست ساختاری

این احتمال وجود دارد که داده‌های سری‌های زمانی اقتصاد کلان، بخصوص زمانی که دامنه آنها گسترده باشد، شامل شکست‌های ساختاری باشند. این شکست‌های ساختاری ممکن است به دلیل تکانه‌های داخلی یا خارجی مانند جنگ، بحران اقتصادی، انقلاب، و غیره رخ داده باشند. وجود شکست ساختاری در متغیرسری زمانی، آزمون ریشه واحد برای تشخیص پایایی سری، را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در اکثر مطالعات کاربردی مشخص شده است زمانی که پایایی یک سری زمانی با فرض وجود شکست ساختاری در آن سری مورد آزمون قرار می‌گیرد، رتبه جمعی آن نسبت به حالتی که بدون توجه به وجود شکست ساختاری مورد آزمون قرار می‌گیرد، کمتر می‌شود. در نتیجه وجود شکست ساختاری در یک سری زمانی، نتایج آزمون قضایای خنثی بودن پول در بلند مدت را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

1- Unit Root.

۲- بررسی‌هایی که در کشورهای مختلف از جمله آمریکا (Nelson & Plosser (1982)) بر روی سری‌های زمانی اقتصادی صورت گرفته بیانگر وجود ریشه واحد در اکثر سری‌های زمانی بوده است.

3- Fisher(1988).

4- Fisher&seater(1989,1993).

5- King&Watson(1992,1994,1997).

سرلتیس و کاستاس[1](۱۹۹۸)[2] مطرح کردند که حفظ نتایج خنثی بودن پول تحت فرض وجود شکست ساختاری، به‌اندازه تکانه وارده بر متغیرهای اقتصاد بستگی دارد. در صورت کوچک بودن تکانه، نیازی نیست که آنرا در بحث و تفسیر مربوط به خنثی بودن پول وارد نمود. اما در صورتیکه تکانه وارد شده بزرگ باشد به‌طوریکه با سایر تکانه‌ها در دوره تحت بررسی فرق عمده داشته باشد باید آنرا به حساب آورد چرا که چنین تکانه‌ای رتبه جمعی متغیرسری زمانی را کمتر کرده و بر نتایج خنثی بودن پول اثر می‌گذارد. آنها همچنین مطرح کردند چنانچه یک متغیرسری زمانی اطراف یک روند شکسته، پایا باشد می‌توان گفت که رتبه جمعی آن صفر است[3]. در شیوه بکار گرفته شده توسط سرلتیس و کاستاس(۱۹۹۸) تعداد شکستهای ساختاری در روند یک متغیرمورد بررسی، تنها یکی است. اخیراً روش‌های جدیدی مطرح شده‌اند که تعداد شکستهای ساختاری را بر اساس اطلاعات حاصل از نمونه برآورد می‌کنند.

۶- متدولوژی فیشر و سیتر

مدل مطرح شده توسط FS (فیشر و سیتر)یک مدل ARIMA دو متغیره لگاریتم- خطی است. معادلات این الگو به‌صورت زیرند:

$$a(L)\Delta^{<m>}m_t = b(L)\Delta^{<y>}y_t + u_t \qquad (۱)$$

$$d(L)\Delta^{<y>}y_t = c(L)\Delta^{<m>}m_t + w_t \qquad (۲)$$

در این الگو، y,m به ترتیب لگاریتم حجم پول اسمی‌و لگاریتم تولید(GDP) واقعی هستند. $<y>,<m>$ مرتبه جمعی متغیرهای y,m ، L عملگر وقفه[4]، $a(L),b(L),c(L),d(L)$ چند جمله ایهای شامل وقفه هستند. $a_0 = d_0 = 1$ و

1- Serletis & Koustas(1998).

۲- برای مطالعه بیشتر مراجعه شود به: Serletis,A. and Z. Koustas(1998).

۳- اگر یک متغیرسری زمانی حول یک روند خطی، پایا باشد آنرا روند پایا می‌گویند. رتبه جمعی این متغیرصفر است.

۴- به کمک این عملگر وقفه می‌توان y_{t-1} را به صورت Ly_t و y_{t-2} را به صورت L^2y_t نوشت.

b_0, c_0 بدون محدودیت هستند. جملات خطای u_t, w_t مستقل و دارای توزیع یکسان(iid)[1] با میانگین صفر و ماتریس کواریانس Σ هستند.

FS مشتق بلند مدت(LRD) GDP واقعی نسبت به تغییرات دائمی‌در متغیرپولی را به‌صورت زیر تعریف کردند:

$$LRD_{y,x} = \lim_{k\to\infty} \frac{\partial y_{t+k}/\partial u_t}{\partial x_{t+k}/\partial u_t} \qquad (۳)$$

در رابطه(۳) $\lim_{k\to\infty} \partial x_{t+k}/\partial u_t \neq 0$ است[2]. رتبه جمعی m اگر مساوی یک باشد($\langle m \rangle =1$)، در آن صورت $x_t = m_t$ و اگر مساوی دو باشد ($\langle m \rangle =1$)، $x_t = \Delta m_t$ خواهد بود.

برای $\langle m \rangle \geq 1$، FS نشان دادند که معادله (۳) را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$LRD_{y,x} = \frac{(1-L)^{\langle x \rangle - \langle y \rangle}\gamma(L)|_{L=1}}{\alpha(L)} \qquad (۳-۱)$$

که در آن $\alpha(L), \gamma(L)$ توابعی از ضرایب مدل ARIMA دو متغیره اصلی یعنی معادلات (۱) و (۲)، هستند[3]. سپس برای هرکدام از قضایای خنثی بودن و ابرخنثی بودن بلند مدت پول، چهار حالت را با توجه به رتبه جمعی متغیرها مطرح نمودند.

اولاً، اگر $LRD_{y,m} = 1$ باشد وقتیکه متغیر y اسمی‌و یا $LRD_{y,m} = 0$ باشد چنان چه متغیر y واقعی است در اینصورت می‌توان خنثی بودن پول در بلند مدت را نتیجه گرفت. در این رابطه چهار حالت قابل تفکیکند:

۱) $\langle m \rangle < 1$. در این حالت LRD معین نبوده و بیانگر این است که تغییرات دائمی‌در حجم پول رخ نداده است. بنابراین داده‌های پولی اطلاعاتی را در خصوص خنثی بودن بلند مدت پول ارائه نمی‌دهند.

1- Independent and identically distributed.

۲- در صورتی‌که این حد مساوی صفر باشد، بیانگر عدم وجود تغییرات دائمی‌در متغیرپولی بوده و بنابراین قضایای خنثی بودن بلند مدت پول را نمی‌توان مورد آزمون قرار داد.

۳- به‌طور مشخص، این توابع بصورت:

$\alpha(L) = d(L)/[a(L)c(L) - b(L)c(L)]$ و $\gamma(L) = c(L)/[a(L)c(L) - b(L)c(L)]$ هستند.

۲) $1 \geq 1 + \langle y \rangle \geq \langle m \rangle$. در این‌حالت LRD مساوی صفر است زیرا درحالیکه سطح حجم پول با شوکهای دائمی‌مواجه بوده است، متغیر y تغییرات دائمی‌را نشان نمی‌دهد. بنابراین اگر y متغیراسمی‌باشد قضیه خنثی بودن پول در بلند مدت رد می‌شود در غیراینصورت آنرا نمی‌توان رد کرد.

۳) $1 \geq \langle y \rangle = \langle m \rangle$. در این حالت امکان آزمون قضیه خنثی بودن پول در بلند مدت وجود دارد. این حالت در اکثر مطالعات تجربی مورد استفاده قرار گرفته و معمولاً با روش OLS و برآورد ضرایب الگو، وجود یا عدم وجود همبستگی بین تغییرات دائمی‌در حجم پول و تغییرات دائمی‌در تولید واقعی تعیین می‌شود.

۴) $1 \geq 1 - \langle y \rangle = \langle m \rangle$. این حالت قدری پیچیده‌تر است چرا که شرط لازم خنثی بودن پول در بلند مدت این است که تغییر دائمی در پول، نرخ رشد تولید واقعی را نباید تغییر دهد.

ثانیاً، اگر $LRD_{y,\Delta m} = 0$ باشد، پول در بلند مدت ابرخنثی است. در این رابطه نیز چهار حالت قابل تفکیکند:

۱) $1 > \langle \Delta m \rangle$. در این‌حالت LRD تعریف نشده است چرا که تغییرات دائمی در نرخ رشد پول مشاهده نمی‌شود. و لذا داده‌های پولی، اطلاعاتی را در خصوص ابرخنثی بودن پول در بلند مدت به‌دست نمی‌دهند.

۲) $1 \geq 1 + \langle y \rangle \geq \langle \Delta m \rangle$. در این‌حالت LRD صفر خواهد بود. یعنی با وجود تغییرات دائمی‌در نرخ رشد حجم پول، چنین تغییراتی در سطح تولید واقعی مشاهده نشده است و بنابراین قضیه ابرخنثی بودن پول تأیید می‌شود.

۳) $1 \geq \langle y \rangle = \langle \Delta m \rangle$. در این‌حالت امکان آزمون قضیه ابرخنثی بودن پول وجود دارد.

۴) $1 \geq 1 - \langle y \rangle = \langle \Delta m \rangle$. در این حالت $LRD_{y,\Delta m} = 0$ قابلیت آزمون دارد، یعنی این‌که می‌توان تعیین کرد که آیا تغییرات دائمی‌در نرخ رشد حجم پول با تغییرات دائمی‌در نرخ رشد تولید واقعی همراه است یا خیر.

موارد فوق را به‌صورت خلاصه تر می‌توان در جدول شماره یک ملاحظه نمود.

جدول ۱- مقادیر $LRD_{y,m}$ و $LRD_{y,\Delta m}$ باتوجه به رتبه جمعی متغیرهای پول و تولید واقعی

$\langle y \rangle$	$LRD_{y,m}$			$LRD_{y,\Delta m}$		
	$\langle m \rangle = 0$	$\langle m \rangle = 1$	$\langle m \rangle = 2$	$\langle m \rangle = 0$	$\langle m \rangle = 1$	$\langle m \rangle = 2$
۰	تعریف نشده	$\equiv 0$	$\equiv 0$	تعریف نشده	تعریف نشده	$\equiv 0$
۱	تعریف نشده	$c(1)/d(1)$	$\equiv 0$	تعریف نشده	تعریف نشده	$c(1)/d(1)$

با توجه به جدول ۱ ملاحظه می‌شود وقتی‌که پول I(2) و تولید واقعی I(1) باشد، مقدار کشش بلند مدت تولید واقعی نسبت به نرخ رشد پول، یعنی $LRD_{y,\Delta m}$، برابر $c(1)/d(1)$ است. بر اساس این فرض که پول در بلند مدت برونزا است، FS نشان دادند که b_k یعنی ضریب $(\Delta m_t - \Delta m_{t-k-1})$ در معادله ۴، برآورد کننده سازگاری از $c(1)/d(1)$ است.

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

مقادیر معنی‌دار b_k نشان دهنده رد قضیه ابرخنثی بودن پول در بلند مدت خواهند بود[۱].

۷- آزمون قضایای خنثی بودن و ابرخنثی بودن پول در اقتصاد ایران

داده‌های مورد استفاده در این تحقیق، داده‌های سالیانه تولید ناخالص داخلی (با و بدون نفت) به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۶۹، پایه پولی (MB)، حجم پول (M1) و حجم نقدینگی (M2) منتشر شده توسط بانک مرکزی ایران در دوره زمانی ۱۳۳۸-۱۳۸۱ می‌باشند. همانگونه که در نمودار شماره ۱ ملاحظه می‌شود GDP واقعی تا سال ۱۳۵۶، سال شروع حرکتهای انقلاب اسلامی، روندی صعودی داشته و نرخ رشد آن بیشتر از نرخ رشد پول بوده است. از سال ۱۳۵۶ تا سال‌های

۱- فیشر و سیتر این معادله را برای دوره ابرتورمی آلمان بعد از جنگ جهانی اول ، با استفاده از داده‌های ماهانه پول و مانده‌های واقعی پول برآورد کردند و نتیجه گرفتند که پول ابرخنثی نبوده است.

اولیه شروع جنگ تحمیلی GDP واقعی روند کاهشی داشته، به‌طوری‌که روند کاهشی GDP بدون نفت ملایمتر از روند کاهشی GDP با نفت بوده است. این سطح از GDP واقعی تقریباً تا پایان جنگ تحمیلی و شروع دوران بازسازی، ادامه یافته و بعد از آن مجدداً روند صعودی یافته است. با این حساب می‌توان پذیرفت که وقوع انقلاب اسلامی‌بیانگر بروز شکست ساختاری در روند GDP واقعی باشد[۱].

طی سال‌های مورد بررسی، متغیرهای پولی M1،MB و M2 همواره روند صعودی داشته‌اند و از سال‌های پایان جنگ تحمیلی به بعد روند آنها با روند GDP متناسب گردیده است.

با توجه به نمودار شماره ۲، نرخ تورم در ایران نیز دو تکانه را تجربه کرده است. یکی تکانه نفتی سال ۱۹۷۳ میلادی(۱۳۵۳ شمسی) و دیگری تکانه بازسازی بعد از جنگ در سال ۱۳۷۳. از سال ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۱ نرخ تورم بین حدود ۱۲ تا ۱۶ در صد در نوسان بوده است.

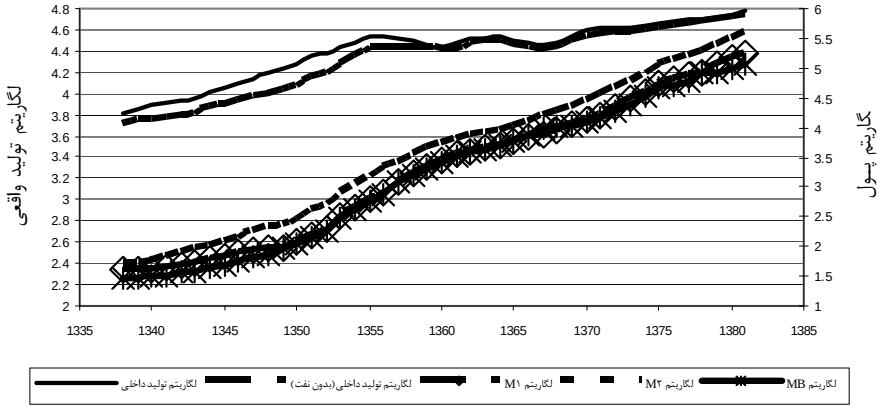
۱- پرون (۱۹۸۹) معتقد است که اغلب سری‌های زمانی اقتصاد کلان دارای مشخصه ریشه واحد نیستند. وی می‌گوید وجود ریشه واحد و ناپایایی که در اغلب متغیرهای سری زمانی اقتصاد کلان توسط Nelson & Plosser(1982) به تأیید رسیده ممکن است به دلیل عدم توجه به شکست عمده ساختاری در روند این متغیرها بوده باشد.در روش پرون تنها و تنها می‌توان یک تغییر ساختاری را در طول محدوده زمانی مورد بررسی قائل شد که در زمانی چون TB رخ می‌دهد. وقتی تغییر ساختاری بروز می‌کند ممکن است یکی از سه حالت زیر اتفاق بیافتد:

۱- عرض از مبدأ تابع روند زمانی تغییر کند.

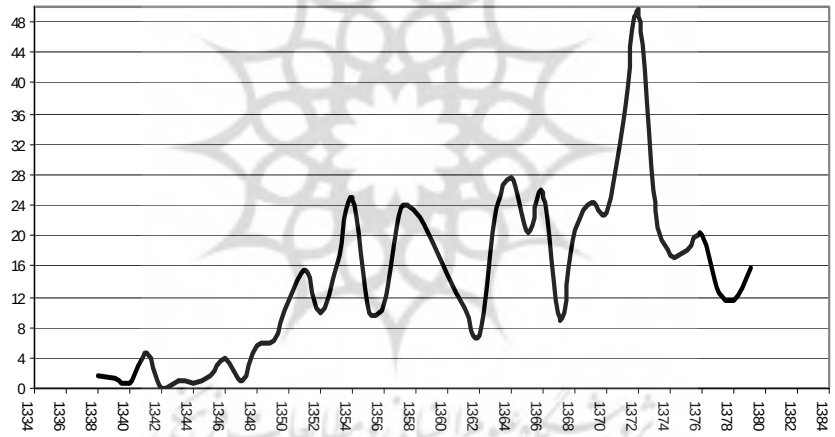
۲- شیب تابع روند زمانی تغییر کند.

۳- هم عرض از مبدآء و هم شیب تابع روند زمانی تغییر کند.

با توجه به سه حالت فوق، بر حسب مورد سه الگوی مختلف را می‌توان تحت فرضیه صفر ریشه واحد(ناپایایی) نوشت. برای مطالعه بیشتر به نوفرستی، محمد(۱۳۷۸) مراجعه شود.



نمودار ۱- تولید واقعی و پول: ۱۳۸۱-۱۳۳۸



نمودار ۲- نرخ تورم

جدول شماره ۲ مقادیر آماره دیکی فولر تعمیم یافته[1] برای متغیرهای الگو را نشان می‌دهد. همان‌طوری‌که ملاحظه می‌شود لگاریتم تولید ناخالص داخلی

1- Augmented Dickey- fuller.

واقعی بدون نفت (LGDP) در سطح خطای ۵٪، جمعی از مرتبه یک، I(1)، است ولی لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی که شامل نفت هم می‌شود، در سطح خطای ۱۰٪، I(1) است. لگاریتم MB، M1 و M2 هرسه I(2) هستند. لازم است اشاره شود که رتبه‌های جمعی این متغیرها بدون در نظر گرفتن شکست ساختاری به‌دست آمده‌اند. با توجه به اطلاعات جدول شماره ۱، دو نتیجه قابل استنباط است؛ اولاً پول در اقتصاد ایران در دوره زمانی ۱۳۳۸-۱۳۸۱ خنثی بوده است، یعنی تغییرات در سطح متغیرهای پولی اثری بر متغیرهای واقعی اقتصاد نداشته‌اند. ثانیاً امکان آزمون قضیه ابرخنثی بودن پول وجود دارد. خنثی بودن پول نسبت به تولید واقعی دلالت دارد بر این‌که یک تغییر دائمی‌و پیش بینی نشده در مقدار پول اثری بر تولید واقعی ندارد. بنابراین LRD در معادله ۳ عبارت است از کشش تولید واقعی نسبت به تغییر دائمی‌در عرضه پول، که مقدار آن با توجه به معادله ۱-۳، صفر است. این نتیجه برای هرسه معیار پول یعنی MB، M1 و M2 صادق است[۱].

جدول ۲- آماره دیکی فولر تعمیم یافته متغیرها

نام متغیر	ADF	مقادیر بحرانی		
		1%	5%	10%
LGDP(-1)	-2.189020	-2.6211	-1.9492	-1.6201
LGDPO(-1)	-1.884180	-2.6211	-1.9492	-1.6201
LMB(-1)	-1.6725	-2.6211	-1.9492	-1.6201
LMB(-2)	-6.2006	-2.6211	-1.9492	-1.6201
LM1(-1)	-.478072	-2.6211	-1.9492	-1.6201
LM1(-2)	-4.826529	-2.6211	-1.9492	-1.6201
LM2(-1)	-.351803	-2.6211	-1.9492	-1.6201
LM2(-2)	-6.337805	-2.6211	-1.9492	-1.6201

۱- این مقادیر ADF بدون وارد کردن مقدار ثابت و روند در معادله ریشه واحد و با یک وقفه محاسبه شده است. لازم است اشاره شود که برای آزمون وجود ریشه واحد در متغیرهای موجود، روش‌های مختلف به‌کارگرفته شد. یک‌بار با اضافه کردن مقدار ثابت و یکبار با اضافه کردن مقدار ثابت و روند و همچنین در هریک از این موارد با اضافه کردن وقفه‌های متغیر(تا چهار وقفه)، مقادیر ADF و PP (آماره Phillips-Perron) با استفاده از نرم افزار Eviews محاسبه گردید. چون نتیجه همه آنها تقریباً یکسان بود و I(1) بودن GDP واقعی و I(2) بودن متغیرهای پولی تأیید می‌گردید، نتیجه همه محاسبات را در مقاله نیاوردیم.

به منظور آزمون ابرخنثی بودن پول در ایران لازم است مقدار $LRD_{y,\Delta m}$ یعنی کشش تولید واقعی نسبت به نرخ رشد پول برآورد گردد. همانگونه که اشاره شد زمانیکه پول I(2) و تولید واقعیI(1) باشد، مقدار این مشتق برابر c(1)/d(1) خواهد بود و ضریب b_k در معادله ۴ برآورد کننده سازگار آن است. بنابراین معادله ۴ برای اقتصاد ایران برای k=1,…,20 برآورد می‌گردد. نتایج برآورد در جدول ۳ آمده است.

جدول ۳- برآورد ضریب b_k از معادله ۴ برای MB، M1 و M2

		K=1	K=2	K=3	K=4	K=5	K=6	K=7	K=8	K=9	K=10
MB	ضریب b_k	۰/۰۱۹	۰/۱۶۶	۰/۳۷۱	۰/۴۴۵	۰/۶۷۸	۰/۹۱۸	۰/۹۵۵	۰/۹۳۲	۰/۹۴۵	۱/۰۰۵
	آماره t	۰/۱۵۳	۱/۰۵۸	۱/۸۳۳	۲/۳۱۱	۳/۱۵۵	۳/۹۸۷	۳/۹۲۶	۳/۴۹۱	۳/۳۴۸	۳/۲۶۰
M1	ضریب b_k	۰/۱۳۷	۰/۳۳۳	۰/۶۵۴	۰/۷۵۶	۱/۰۶۸	۱/۱۵۱	۱/۲۸۸	۱/۲۲۱	۱/۳۴۳	۱/۳۵۱
	آماره t	۰/۷۴۶	۱/۶۶	۲/۸۱۵	۳/۴۳۸	۴/۶۹۹	۵/۱۳۶	۵/۳۶۲	۴/۶۲۲	۴/۶۷۳	۴/۴۸۲
M2	ضریب b_k	۰/۰۹۷	۰/۲۷۱	۰/۴۷۰	۰/۸۱۸	۱/۰۳۳	۱/۱۲۳	۱/۱۶۳	۱/۰۹۲	۱/۰۷۹	۱/۱۹۲
	آماره t	۰/۴۶۶	۰/۹۹۴	۱/۶۵۰	۲/۶۳۷	۳/۳۱۳	۳/۴۷۹	۳/۲۹۶	۲/۸۶۶	۲/۶۴۶	۲/۷۰۵
		K=11	**K=12**	**K=13**	**K=14**	**K=15**	**K=16**	**K=17**	**K=18**	**K=19**	**K=20**
MB	ضریب b_k	۱/۰۷۶	۱/۵۶۰	۱/۲۵۰	۱/۲۴۶	۱/۰۹۸	۱/۶۲۲	۰/۹۳۵	۰/۸۵۸	۱/۱۸۲	۱/۳۵۸
	آماره t	۳/۴۳۶	۴/۳۷۳	۳/۵۶۱	۳/۱۰۳	۲/۶۸۴	۳/۲۶۸	۲/۱۹۴	۱/۷۸۲	۲/۳۳۳	۲/۵۸۷
M1	ضریب b_k	۱/۵۷۶	۱/۵۵۶	۱/۸۳۷	۲/۰۵۹	۲/۱۴۳	۱/۶۵۷	۱/۷۵۴	۱/۷۵۲	۲/۰۰۳	۱/۹۲۸
	آماره t	۴/۹۲۴	۴/۶۵۰	۵/۴	۵/۴	۵/۱۶۷	۳/۷۵۵	۳/۹۲	۳/۴۵۸	۳/۹۴۲	۳/۷۹۷
M2	ضریب b_k	۱/۳۸۷	۱/۴۸۲	۱/۶۲۱	۱/۵۵۴	۱/۵۲۳	۱/۳۳۶	۱/۱۲۳	۱/۶۲۶	۱/۸۹۷	۱/۹۴۵
	آماره t	۲/۹۱۶	۲/۹۲۸	۳/۰۱۴	۲/۵۶۸	۲/۲۱۳	۱/۷۴۶	۱/۵۱۲	۲/۰۳۵	۲/۰۷۶	۲/۰۸۱

مقادیر معنا دار b_k دلالت بر این دارندکه پول ابر خنثی نیست. همانگونه که از جدول ۳ ملاحظه می‌شود تمامی‌مقادیر b_k از K=۳ به بعد و برای هرسه معیار پولی، در سطح خطای ۵٪ (با ۹۵٪ اطمینان) مثبت و از نظر آماری معنادار هستند. این امر دلالت دارد بر این که پول در اقتصاد ایران ابرخنثی نیست و تغییرات دائمی‌نرخ رشد پول اثر مثبت بر تولید واقعی دارد.

معادله ۴ که توسط FS به‌کار گرفته شد رابطه تولید واقعی با پول را بـدون در نظر گرفتن وجود روند در متغیرها مورد آزمون قرار می‌دهد. درصورت اثبات وجود روند در متغیرها باید معادله‌ای به شکل معادله ۵ برآورد گردد.

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

حال چنانچه ضریب b_k معنادار گردد، قضیه ابرخنثـی بـودن پـول رد خواهـد شد.

با توجه به نمودار شماره یک تا حدودی می‌توان به وجود رونـد در متغیرهـای الگو پی برد. در عین حال برای اطمینان از وجود روند در این متغیرها، رگرسـیون $y_t = \lambda_0 + \lambda_1 t + u_t$ با به‌کارگیری تصحیح نووی- وست[1] برای خود همبـستگی سـریالی، بـرای کلیـه متغیرهـا بـرآورد گردیـد. در ایـن آزمـون چنانچـه ضـریب متغیرروند(یعنی λ_1) که با روش OLS برآورد گردیده، معنادار باشـد، بـه معنـای وجود روند در متغیرمربوطه است. نتایج محاسبات در جدول ۴ آورده شـده اسـت. ملاحظه می‌شود که کلیه متغیرهای الگو دارای روند مثبت هستند.

جدول ۴- مقادیر ضریب متغیرروند و آماره t مربوط به آنها در رگرسیون

$$y_t = \lambda_0 + \lambda_1 t + u_t$$

	ضریب λ_1	آماره t
لگاریتم GDP واقعی	0.053888	20.467
لگاریتم MB	0.218210	63.058
لگاریتم M1	0.212482	56.511
لگاریتم M2	0.217982	84.238

با توجه به وجود روند در متغیرهای الگو، برای آزمون قضیه ابرخنثی بودن پول در اقتصاد ایران، معادله ۵ برای$k=1,\ldots,20$ برآورد گردید. نتایج در جدول ۵ آمـده است. نظر به این که برآوردهـای ضـرایب معیارهـای مختلـف پـول تقریبـاً نتـایج یکسانی را نشان می‌داد، بنابراین فقط ضرایب مربـوط بـه M2 در جـدول ۵ آورده

1- Newey-West.

شده است.

جدول ۵- برآورد ضرایب b_k از معادله ۵ برای M2

	K=1	K=2	K=3	K=4	K=5	K=6	K=7	K=8	K=9	K=10
ضریب b_k	۰/۰۵۰	۰/۲۱۰	۰/۳۸۲	۰/۶۶۴	۰/۸۱۶	۰/۸۸۶	۰/۹۱۱	۰/۸۱۸	۰/۷۸۶	۰/۸۰۳
آماره t	۰/۲۴۶	۰/۸۰۴	۱/۴۳۵	۲/۳۲۱	۲/۸۴۴	۳/۱	۳/۰۴۳	۲/۶۰۶	۲/۴۱۱	۲/۳۱
	K=11	**K=12**	**K=13**	**K=14**	**K=15**	**K=16**	**K=17**	**K=18**	**K=19**	**K=20**
ضریب b_k	۰/۹۲۸	۰/۹۹۴	۱/۰۲۳	۱/۰۷۱	۱/۰۳۵	۰/۹۰۱	۰/۶۵۱	۰/۵۸۹	۰/۶۳۱	۰/۶۱۸
آماره t	۲/۵۶	۲/۷۵۳	۲/۹۴۰	۳/۴۳۹	۳/۳۶۳	۲/۹۳۸	۲/۲۲۱	۱/۷۴۵	۱/۶۲۱	۱/۶۹۳

ملاحظه می‌شود که وارد کردن متغیرروند در معادله الگو تأثیری بر نتیجه بحث ندارد و ضرایب برآورد شده از K=۴ به بعد معنادار بوده و دلالت بر ابرخنثی نبودن پول در اقتصاد ایران دارند.

۸- نتیجه‌گیری

هدف این مقاله کاربرد روش فیشر و سیتر برای آزمون قضایای خنثی بودن و ابر خنثی بودن پول در اقتصاد ایران بود. در روش مذکور، آزمون قضایای خنثی بودن پول در بلند مدت به رتبه جمعی متغیرهای پولی و متغیرهای واقعی اقتصاد(معمولاً تولید ناخالص داخلی واقعی) بستگی دارد. چنانچه متغیرپولی I(0) باشد هیچکدام از قضایای خنثی بودن پول قابلیت آزمون را ندارند، چرا که تغییرات دائمی‌در متغیرپولی رخ نداده است. در صورتی که متغیرپولی حداقل I(1) باشد امکان آزمون قضایای فوق، تحت شرایطی، فراهم است.

متغیرهای پولی ایران، یعنی MB، M1، و M2 همگی I(2) و متغیرGDP واقعی I(1) هستند. بنابراین **اولاً:** قضیه خنثی بودن پول در بلند مدت برای اقتصاد ایران تأیید می‌شود یعنی این‌که یک تغییر دائمی‌و پیش بینی نشده در عرضه پول اثری بر متغیرواقعی اقتصاد ایران در بلند مدت ندارد. **ثانیاً:** نتایج

حاصل از آزمون ابرخنثی بودن پول در اقتصاد ایران نشان می‌دهد که پول در اقتصاد ایران ابرخنثی نیست. با توجه به مفهوم ابرخنثی بودن پول، که در مقدمه مقاله به آن اشاره شد، یک تغییر دائمی‌در نرخ رشد حجم پول، در بلند مدت اثر مثبت بر متغیرواقعی یعنی GDP واقعی دارد.

فهرست منابع

۱- نوفرستی، محمد، " ریشه واحد وهمجمعی در اقتصاد سنجی"، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، ۱۳۷۸، ۵۱-۹۰.

۲- سایت بانک مرکزی ایران، www.cbi.ir

3- Barro, R.J., "Unanticipated money, output and price level in United States", *Journal of Political Economy*, 1978, VOL. 86.

4- Coe, P. j. and J.M. Nason, " Long-run neutrality and long-horizon regression", *Journal of Applied Econometrics*, forthcoming, 2004.

5- Dickey, D.A. and W.A. Fuller, "Distribution of the Estimator for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 1979, 74, pp. 427-431.

6- Fisher, Mark E., " The Time Series Implications of the Long-Run Neutrality and Superneutrality of Money." Ph.d Dissertation, University of Chicago, 1988.

7- Fisher, Mark E.، and John J. Seater, "Long-Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework." *American Economic Review*, June 1993, pp. 402-15.

8- King, Robert G. and Mark W.Watson, "Testing Long-Run Neutrality", Working paper #4156, *National Bureau of Economic Research*, September 1992.

9- King, Robert G. and Watson Mark W, "Testing Long-Run Neutrality", *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 1997, pp. 69-101.

10- Newey, W.K. and K.D. West, "A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix", *Econometrica*, 1994, 55, pp. 703-708.

11- Papademos Lucas, "The Contribution of Monetary Policy to Economic Growth", 31th Economics Conference, Vienna, 12 june 2003.

12- Perron, P., " The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 1986, 57, pp. 1361-1401.

13- Ramaswamy, R. and T. Sloek, "The Real Effects of Monetary Policy in the European Union: What are the Difference?", 1997, *IMF Working*

Paper, No. 160.
14- Saunders, Peter," Effects of Monetary Changes on the U.S. Economy in the Short-Run and Long-Run", *The Indian Economics Journal*, 2002-2003, Vol. 50, No. 7.
15- Serletis, Apostolos and Zisimos Koustas, " International Evidence on the Neutrality of Money", *Journal of Money, Credit, and Banking*, February 1998, pp. 1-25.
16- Sen, A., " On unit root tests when the alternative is a trend-break stationary process.", *journal of Business and Economic Statistics*, 2003, 21, pp. 174-184.
17- Sims, Christopher A.,"Money, Incom and Causality", *American Economic Review*, 1972, Vol. 62.
18- Sims, Christopher A., "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, 1980, Vol. 48.
19- Stock, J. H. and M. W. Watson, "Interpreting the Evidence on Money-Income Causality", *Journal of Econometrics*, 1989, Vol. 40.
20- Wallace, F.H., "Long-run Neutrality of Money in the Mexican Economy", *Applied Economics Letters*, 1999, 6, pp. 637-40.
21- Wallace, F.H. and G. L. Shelley and L. F. Cabrera, "Tests of Long-run Money Neutrality: The Case of Nicaragua", Working paper, 2003.
22- Wallace, F.H. and G. L. Shelley, " Long- run neutrality and superneutrality of money: aggregate and sectoral tests for Nicaragua", East Tennesse State University, working paper, 2004.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی