

## 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 دوره‌های 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 بی‌تاثیر 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 به وجود آمده است، اعتبار آزمون‌های بکاررفته برای آزمون خنثی بودن پول را زیر سؤال برده است. در این مقاله با استفاده از روش فیشر و سیتز 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 سیتز، ایران.

jafarisa@umz.ac.ir

\* استاد گروه اقتصاد دانشگاه مازندران.

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

## ۱- مقدمه

بحث نظری رابطه بین رشد پولی و تولید نقش مهمی را 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 اسمی پول 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 حاضر تقریباً همه اقتصاددانان 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 به طوری که 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<sup>۱۰۰</sup> بودن پول است. ابرخنثی بودن پول به معنای این است که یک تغییر پیش بینی نشده و ماندگار در نرخ رشد حجم پول،

---

100- superneutrality.

اثری بر متغیرهای واقعی اقتصاد ندارد.

با این که تلاش‌های زیادی توسط اقتصاددانان 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 سیتز (۱۹۹۳)<sup>۱۰۱</sup> و کینگ و واتسون (۱۹۹۷)<sup>۱۰۲</sup> نشان داده‌اند که نتیجه‌گیری خنثی بودن و ابرخنثی بودن پول در یک اقتصاد به مرتبه جمعی<sup>۱۰۳</sup> متغیرهای پولی و متغیرهای واقعی مورد استفاده در آزمون بستگی دارد. علت آن خیلی واضح است: وقتی که متغیر پولی، جمعی از مرتبه صفر ( $I(0)$ ) است، سری پایاست و بدین معناست که تغییرات دائمی در 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. متغیر سری 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- وقتی که متغیر پولی  $I(1)$  و متغیر تولید واقعی  $I(0)$  باشند این امر دلالت دارد بر این که تغییرات دائمی در متغیر پولی اتفاق افتاده، اما در تولید واقعی اتفاق نیفتاده است و بنابراین فرضیه خنثی بودن پول را نمی‌توان رد کرد.

۲- وقتی که متغیر پولی و متغیر تولید واقعی هر دو  $I(1)$  باشند به معنای رخ داد تغییرات دائمی در هر دو متغیر است و بنابراین امکان آزمون خنثی بودن پول با استفاده از روش‌های معمول اقتصادسنجی (مثلاً OLS) و با فرض برونزا بودن متغیر پولی، فراهم است.<sup>۱۰۴</sup>

۳- وقتی که متغیر پولی  $I(2)$  و متغیر تولید واقعی  $I(1)$  باشند به معنای این

---

101- Fisher and Seater(1993).

102- King and Watson(1997).

103- order of integration.

۱۰۴- این حالتی است که در اکثر مطالعات تجربی که موضوع خنثی بودن پول را مورد بررسی قرار داده‌اند مد نظر قرار گرفته است.

است که تغییرات دائمی در نرخ رشد پول و تغییرات دائمی در سطح تولید واقعی رخ داده است و بنابراین امکان آزمون قضیه ابرخشی 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 ابرخشی بودن پول را توضیح خواهیم داد. بخش‌های چهارم و پنجم به بررسی مفاهیم پایایی سری‌های زمانی و ارتباط آن با مفهوم تغییرات دائمی و شکست ساختاری اختصاص دارد. در بخش ششم متدولوژی فیشر و سیترا را توضیح خواهیم داد. در بخش هفتم خنثی بودن و ابرخشی 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 ساده‌ترین شکل خود می‌گوید که بین سطح عمومی قیمت‌ها 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 امضاکننده 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 پول‌گرایی اولیه در اوایل دهه ۱۹۶۰ توسط دو حوزه جداگانه

دانشگاهی فراهم آمد که در هر دو حوزه میلتن فریدمن نقش داشت. حوزه اول اثبات این بود که تقاضای کل پول در اقتصاد تابعی با ثبات از چند متغیر است. 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 وجود داشت که از سیاست پولی می‌توان برای یکنواخت کردن نوسانات دوره‌های 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 کاربرد آن 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 و اشتغال را تغییر نداده و فقط در سطح 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 (1972)<sup>105</sup> 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 1980 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<sup>106</sup> در سال 1978 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 هر دو 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 (1989)<sup>107</sup> با استفاده از آزمون‌های چند متغیره گرنجر و داده‌های ماهانه (از ژانویه 1959 تا دسامبر 1985) 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 (1997)<sup>108</sup>، 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

---

105- Sims(1972).

106- Barro(1978).

107- Stock & Watson(1989).

108- Ramaswamy&Sloek(1997).

انگلستان) در مقایسه با گروه دیگر (دانمارک، فرانسه، ایتالیا، پرتغال، اسپانیا و سوئد) قوی تر بوده است. همچنین آنها نشان دادند که اثرات کوتاه مدت و بلند مدت تغییر متغیرهای پولی در اقتصاد کشورهای مختلف یکسان نبوده است. ساندرز (۲۰۰۲)<sup>۱۰۹</sup>، رابطه کوتاه مدت و بلند مدت بین تولید اسمی، تولید واقعی و عرضه پول را با استفاده از داده‌های سالانه ۱۹۵۹-۱۹۹۹ 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 اسمی و M1 همجمع هستند، یعنی یک رابطه تعادلی بلند مدت بین این دو متغیر در 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 این که 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<sup>۱۱۰</sup>. علت این امر آن است که نظریه پردازان پولی مسأله خنثی

---

109- Saunders(2002).

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

بودن پول در بلند مدت را امری مسلم در نظر گرفته و لذا آنرا در مدل‌های خود بکار می‌گیرند.

در بحث مربوط به ابرخنتی 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 خنتی بودن بلند مدت پول امری بدیهی و مسلم فرض می‌شود، با قضیه ابرخنتی بودن بلند مدت پول محتاطانه تر برخورد می‌شود.

همان طوری که اشاره شد قضایای خنتی بودن بلند مدت پول این موضوع را مورد بررسی قرار می‌دهند که آیا تغییرات دائمی در 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 دائمی در سطح یک متغیر، دلالت بر وجود اثرات دائمی در نرخ رشد آن متغیر نمی‌کند. بنابراین این سؤال را می‌توان مطرح نمود که آیا تغییرات دائمی در نرخ رشد حجم پول، نرخ رشد اقتصادی کشور را تحت تأثیر قرار خواهد داد؟ و به عبارت دیگر آیا ابرخنتی 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<sup>۱۱۱</sup>.

#### ۴- پایایی سری‌های زمانی و مفهوم تغییرات دائمی

در دهه ۱۹۶۰ میلادی و قبل از آن مهمترین آزمون‌هایی که در خصوص خنتی بودن بلند مدت پول انجام می‌گرفت، در برآورد پارامترهای یک معادله رگرسیونی که متغیروابسته آن تولید واقعی و متغیر(های) مستقل آن وقفه‌های

---

۱۱۱- 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.



حجم پول بودند خلاصه می‌شد. آنچه که در این بررسیها کمتر مورد توجه قرار می‌گرفت مفهوم تغییرات دائمی در سطح حجم پول بود. بروز انقلاب "ریشه واحد"<sup>112</sup> در مباحث مربوط به سری‌های زمانی این موضوع را تا حد زیادی حل نمود به طوری که اگر یک سری زمانی ریشه واحد نداشته باشد دلالت بر این دارد که این سری با تغییرات دائمی در طول زمان مواجه نبوده و نوسانات مشاهده شده، موقتی و گذرا هستند<sup>113</sup>. در حقیقت، وجود یا عدم وجود تغییرات دائمی در یک متغیر اقتصادی دقیقاً همان چیزی است که سری زمانی آن متغیر نشان می‌دهد. این ایده‌ای بود که محققان دیگر از جمله فیشر<sup>114</sup> (۱۹۸۸)، فیشر و سیتز<sup>115</sup> (۱۹۹۳) و کینگ و واتسون<sup>116</sup> (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 متغیر سری 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

---

112- Unit Root.

113- 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.

114- Fisher(1988).

115- Fisher&seater(1989,1993).

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

ساختاری در یک سری زمانی، نتایج آزمون قضایای خنثی بودن پول در بلند مدت را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

سرلتیس و کاستاس<sup>۱۱۷</sup> (۱۹۹۸)<sup>۱۱۸</sup> مطرح کردند که حفظ نتایج خنثی بودن پول تحت فرض وجود شکست ساختاری، به اندازه 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 به طوری که 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<sup>۱۱۹</sup>. 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 سیتز

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

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

$$d(L)\Delta^{<y>}y_t = c(L)\Delta^{<m>}m_t + w_t \quad (2)$$

در این الگو،  $y, m$  به ترتیب لگاریتم حجم پول اسمی و لگاریتم تولید (GDP) واقعی هستند.  $<y>, <m>$  مرتبه جمعی متغیرهای  $y, m$ ،  $L$  عملگر وقفه<sup>۱۲۰</sup>،

117- Serletis & Koustas(1998).

Serletis, A. and Z. Koustas(1998).

۱۱۸- برای مطالعه بیشتر مراجعه شود به:

۱۱۹- اگر یک متغیرسری زمانی حول یک روند خطی، پایا باشد آنرا روند پایا می‌گویند. رتبه جمعی این متغیر صفر است.

۱۲۰- 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.

$a(L), b(L), c(L), d(L)$  چند جمله ایهای شامل وقفه هستند.  $a_0 = d_0 = 1$  و  $b_0, c_0$  بدون محدودیت هستند. جملات خطای  $u_t, w_t$  مستقل و دارای توزیع یکسان (iid)<sup>۱۲۱</sup> با میانگین صفر و ماتریس کواریانس  $\Sigma$  هستند. FS مشتق بلند مدت (LRD) GDP واقعی نسبت به تغییرات دائمی در متغیر پولی را به صورت زیر تعریف کردند:

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

در رابطه (۳)  $\lim_{k \rightarrow \infty} \partial x_{t+k} / \partial u_t \neq 0$  است<sup>۱۲۲</sup>. رتبه جمعی  $m$  اگر مساوی یک باشد ( $\langle m \rangle = 1$ )، در آن صورت  $x_t = m_t$  و اگر مساوی دو باشد ( $\langle m \rangle = 2$ )،  $x_t = \Delta m_t$  خواهد بود.

برای  $\langle m \rangle \geq 1$ ، FS نشان دادند که معادله (۳) را می توان به صورت زیر نوشت:

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

که در آن  $\alpha(L), \gamma(L)$  توابعی از ضرایب مدل ARIMA دو متغیره اصلی یعنی معادلات (۱) و (۲) هستند<sup>۱۲۳</sup>. سپس برای هر کدام 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 و متغیر  $y$  اسمی و یا  $LRD_{y,m} = 0$  باشد چنان چه متغیر  $y$  واقعی است در این صورت می توان 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 دائمی در حجم پول رخ نداده است. بنابراین داده های پولی اطلاعاتی را در خصوص

121- Independent and identically distributed.

۱۲۲- در صورتی که این حد مساوی صفر باشد، بیانگر عدم وجود تغییرات دائمی در متغیر پولی بوده و بنابراین قضایای خنثی بودن بلند مدت پول را نمی توان مورد آزمون قرار داد.

۱۲۳- به طور 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.

خنثی بودن بلند مدت پول ارائه نمی دهند.

(۲)  $\langle m \rangle \geq \langle y \rangle + 1 \geq 1$ . در این حالت LRD مساوی صفر است زیرا در حالیکه سطح حجم پول با شوکهای دائمی مواجه بوده است، متغیر  $y$  تغییرات دائمی را نشان نمی دهد. بنابراین اگر  $y$  متغیر اسمی باشد قضیه خنثی بودن پول در بلند مدت رد می شود در غیر این صورت آنرا نمی توان رد کرد.

(۳)  $\langle m \rangle = \langle y \rangle \geq 1$ . 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 دائمی در حجم پول و تغییرات دائمی در تولید واقعی تعیین می شود.

(۴)  $\langle m \rangle = \langle y \rangle - 1 \geq 1$ . این حالت قدری پیچیده تر 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)  $\langle \Delta m \rangle < 1$ . در این حالت LRD تعریف نشده است چرا که تغییرات دائمی در نرخ رشد پول مشاهده نمی شود. و لذا داده های پولی، اطلاعاتی را در خصوص ابرخنثی بودن پول در بلند مدت به دست نمی دهند.

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

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

(۴)  $\langle \Delta m \rangle = \langle y \rangle - 1 \geq 1$ . در این حالت  $LRD_{y,\Delta m} = 0$  قابلیت آزمون دارد، یعنی این که می توان تعیین کرد که آیا تغییرات دائمی در نرخ رشد حجم پول با تغییرات دائمی در نرخ رشد تولید واقعی همراه است یا خیر. موارد فوق را به صورت خلاصه تر می توان در جدول شماره یک ملاحظه نمود.

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

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

با توجه به جدول ۱ ملاحظه می‌شود وقتی که 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.

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

مقادیر معنی‌دار  $b_k$  نشان دهنده رد قضیه ابرخنشی بودن پول در بلند مدت خواهند بود<sup>۱۲۴</sup>.

#### ۷- آزمون قضایای خنشی بودن و ابرخنشی 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 اولیه شروع جنگ تحمیلی GDP واقعی روند کاهشی داشته، به طوری که روند

۱۲۴- فیشر و سیترا 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 ابرخنشی نبوده است.

کاهش 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 اسلامی بیانگر بروز شکست ساختاری در روند GDP واقعی باشد.<sup>۱۲۵</sup>

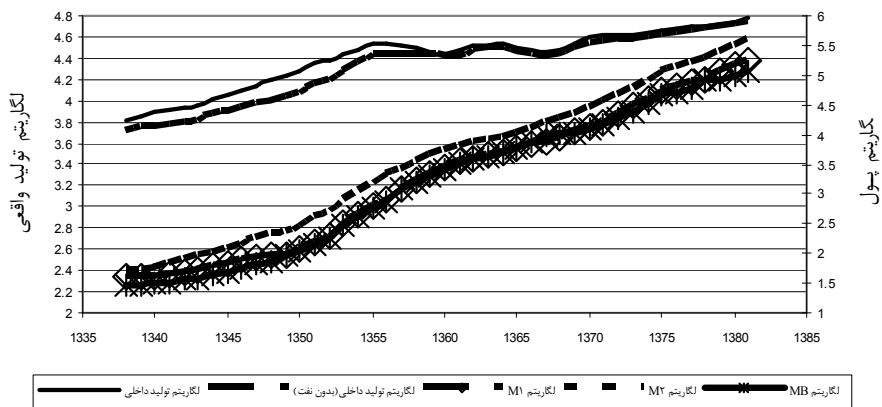
طی سال‌های مورد بررسی، متغیرهای پولی M1، MB و M2 همواره روند صعودی داشته‌اند و از سال‌های پایان جنگ تحمیلی به بعد روند آنها با روند GDP متناسب گردیده است.

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 درصد در نوسان بوده است.

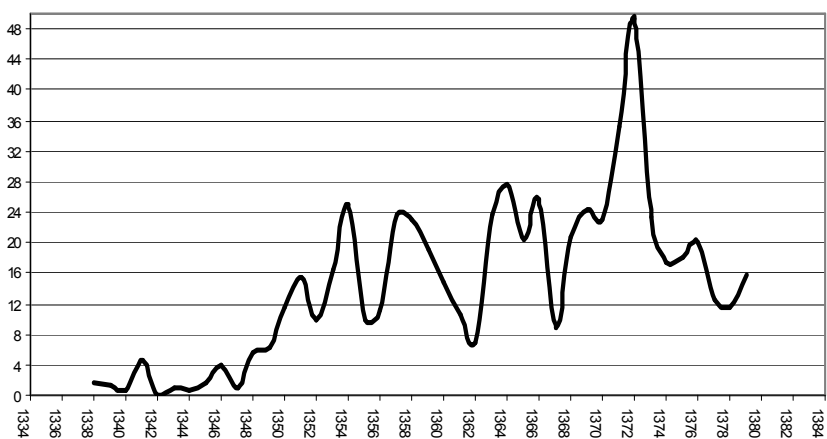
---

۱۲۵- 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 مبدأ 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: ۱۳۳۸-۱۳۸۱



نمودار ۲- نرخ تورم

جدول شماره ۲ مقادیر آماره دیکی فولر تعمیم یافته<sup>۱۲۶</sup> برای متغیرهای الگو را نشان می‌دهد. همان طوری که ملاحظه می‌شود لگاریتم تولید ناخالص داخلی

126- 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 هر سه  $I(2)$  هستند. لازم است اشاره شود که رتبه‌های جمعی این متغیرها بدون در نظر گرفتن شکست ساختاری به دست 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 این که یک تغییر دائمی و 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 دائمی در عرضه پول، که مقدار آن با توجه به معادله ۱-۳، صفر است. این نتیجه برای هر سه معیار پول یعنی MB، M1 و M2 صادق است.<sup>۱۲۷</sup>

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
LGDP0(-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

۱۲۷- 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 به کار گرفته 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 واقعی  $I(1)$  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  $k=1, \dots, 20$  برآورد می‌گردد. نتایج برآورد در جدول ۳ آمده است.

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

K=10	K=9	K=8	K=7	K=6	K=5	K=4	K=3	K=2	K=1		
۱/۰۰۵	۰/۹۴۵	۰/۹۳۲	۰/۹۵۵	۰/۹۱۸	۰/۶۷۸	۰/۴۴۵	۰/۳۷۱	۰/۱۶۶	۰/۰۱۹	ضریب $b_k$	MB
۳/۲۶۰	۳/۳۴۸	۳/۴۹۱	۳/۹۲۶	۳/۹۸۷	۳/۱۵۵	۲/۳۱۱	۱/۸۳۳	۱/۰۵۸	۰/۱۵۳	آماره t	
۱/۳۵۱	۱/۳۴۳	۱/۲۲۱	۱/۲۸۸	۱/۱۵۱	۱/۰۶۸	۰/۷۵۶	۰/۶۵۴	۰/۳۳۳	۰/۱۳۷	ضریب $b_k$	M1
۴/۴۸۲	۴/۶۷۳	۴/۶۲۲	۵/۳۶۲	۵/۱۳۶	۴/۶۹۹	۳/۴۳۸	۲/۸۱۵	۱/۶۶	۰/۷۴۶	آماره t	
۱/۱۹۲	۱/۰۷۹	۱/۰۹۲	۱/۱۶۳	۱/۱۲۳	۱/۰۳۳	۰/۸۱۸	۰/۴۷۰	۰/۲۷۱	۰/۰۹۷	ضریب $b_k$	M2
۲/۷۰۵	۲/۶۴۶	۲/۸۶۶	۳/۲۹۶	۳/۴۷۹	۳/۳۱۳	۲/۶۳۷	۱/۶۵۰	۰/۹۹۴	۰/۴۶۶	آماره t	
K=20	K=19	K=18	K=17	K=16	K=15	K=14	K=13	K=12	K=11		
۱/۳۵۸	۱/۱۸۲	۰/۸۵۸	۰/۹۳۵	۱/۶۲۲	۱/۰۹۸	۱/۲۴۶	۱/۲۵۰	۱/۵۶۰	۱/۰۷۶	ضریب $b_k$	MB
۲/۵۸۷	۲/۳۳۳	۱/۷۸۲	۲/۱۹۴	۳/۲۶۸	۲/۶۸۴	۳/۱۰۳	۳/۵۶۱	۴/۳۷۳	۳/۴۳۶	آماره t	
۱/۹۲۸	۲/۰۰۳	۱/۷۵۲	۱/۷۵۴	۱/۶۵۷	۲/۱۴۳	۲/۰۵۹	۱/۸۳۷	۱/۵۵۶	۱/۵۷۶	ضریب $b_k$	M1
۳/۷۹۷	۳/۹۴۲	۳/۴۵۸	۳/۹۲	۳/۷۵۵	۵/۱۶۷	۵/۴	۵/۴	۴/۶۵۰	۴/۹۲۴	آماره t	
۱/۹۴۵	۱/۸۹۷	۱/۶۲۶	۱/۱۲۳	۱/۳۲۶	۱/۵۲۳	۱/۵۵۴	۱/۶۲۱	۱/۴۸۲	۱/۳۸۷	ضریب $b_k$	M2
۲/۰۸۱	۲/۰۷۶	۲/۰۳۵	۱/۵۱۲	۱/۷۴۶	۲/۲۱۳	۲/۵۶۸	۳/۰۱۴	۲/۹۲۸	۲/۹۱۶	آماره t	

مقادیر معنا دار  $b_k$  دلالت بر این دارند که پول ابر خنثی نیست. همانگونه که از جدول ۳ ملاحظه می‌شود تمامی مقادیر  $b_k$  از  $K=3$  به بعد و برای هر سه 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 دائمی نرخ رشد پول اثر مثبت بر تولید واقعی دارد.

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

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

حال چنانچه ضریب  $b_k$  معنادار گردد، قضیه ابرخشی بودن پول رد خواهد شد.

با توجه به نمودار شماره یک تا حدودی می‌توان به وجود روند در متغیرهای الگو پی برد. در عین حال برای اطمینان از وجود روند در این متغیرها، رگرسیون  $y_t = \lambda_0 + \lambda_1 t + u_t$  با به‌کارگیری تصحیح نووی-وست<sup>۱۲۸</sup> برای خود همبستگی سریالی، برای کلیه متغیرها برآورد گردید. در این آزمون چنانچه ضریب متغیر روند (یعنی  $\lambda_1$ ) که با روش OLS برآورد گردیده، معنادار باشد، به معنای وجود روند در متغیر مربوطه است. نتایج محاسبات در جدول ۴ آورده شده است. ملاحظه می‌شود که کلیه متغیرهای الگو دارای روند مثبت هستند.

جدول ۴- مقادیر ضریب متغیر روند و آماره  $t$  مربوط به آنها در رگرسیون

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

آماره $t$	ضریب $\lambda_1$	
20.467	0.053888	لگاریتم GDP واقعی
63.058	0.218210	لگاریتم MB
56.511	0.212482	لگاریتم M1
84.238	0.217982	لگاریتم M2

با توجه به وجود روند در متغیرهای الگو، برای آزمون قضیه ابرخشی بودن پول در اقتصاد ایران، معادله ۵ برای  $k=1, \dots, 20$  برآورد گردید. نتایج در جدول ۵ آمده است. نظر به این که برآوردهای ضرایب معیارهای مختلف پول تقریباً نتایج یکسانی را نشان می‌داد، بنابراین فقط ضرایب مربوط به M2 در جدول ۵ آورده

شده است.

جدول ۵- برآورد ضرایب  $b_k$  از معادله ۵ برای M2

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

ملاحظه می‌شود که وارد کردن متغیر روند در معادله الگو تأثیری بر نتیجه بحث ندارد و ضرایب برآورد شده از  $K=4$  به بعد معنادار بوده و دلالت بر ابرخنشی نبودن پول در اقتصاد ایران دارند.

### ۸- نتیجه‌گیری

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

متغیرهای پولی ایران، یعنی  $MB$ ،  $M1$ ، و  $M2$  همگی  $I(2)$  و متغیر  $GDP$  واقعی  $I(1)$  هستند. بنابراین اولاً: قضیه خنشی بودن پول در بلند مدت برای اقتصاد ایران تأیید می‌شود یعنی این که یک تغییر دائمی و پیش بینی نشده در عرضه پول اثری بر متغیر واقعی اقتصاد ایران در بلند مدت ندارد. ثانیاً: نتایج

حاصل از آزمون ابرخنشی بودن پول در اقتصاد ایران نشان می‌دهد که پول در اقتصاد ایران ابرخنشی نیست. با توجه به مفهوم ابرخنشی بودن پول، که در مقدمه مقاله به آن اشاره شد، یک تغییر دائمی در نرخ رشد حجم پول، در بلند مدت اثر مثبت بر متغیر واقعی 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](http://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, Income 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 Tennessee State University, working paper, 2004.