فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) ـ سال پانزدهم ـ شماره سوم ـ پاییز ۱۳۹۴ ـ صفحات ۱۵۰-۱۳۵

آزمون خنثایی و ابرخنثایی بلندمدت پول در اقتصاد ایران: کل و زیربخش کشاورزی

اسماعیل پیش بهار[۱]
زهرا رسولی بیرامی[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۸/۱ **تاریخ پذیرش:** ۱۳۹۲/۸/۸

چکیده

برای آزمون خنثایی و ابرخنثایی بلندمدت پول، رهیافت فیشر- سیتر بر داده‌های اقتصاد ایران، در دوره سال های ۸۷-۱۳۶۷ اعمال گردید. نتایج حاکی از آن است که کلیت پولی M2 نسبت به متغیرهای واقعی GDP و تولید کشاورزی به قیمت ثابت خنثی می‌باشد. در مورد متغیر اسمی تولید کشاورزی به قیمت جاری با اطمینان بالایی می‌توان خنثی بودن M2 را رد کرد. نتیجه برای متغیر اسمی GDP به قیمت جاری بسته به نوع آزمون ریشه واحد استفاده شده، متفاوت است. همچنین نتایج نشان داد که ابرخنثایی M2 فقط برای GDP به قیمت ثابت تأیید گردید و در سه متغیر دیگر، این امر رد می‌شود.

واژگان کلیدی: بخش کشاورزی، تولید ناخالص داخلی، رهیافت فیشر- سیتر، خنثایی و ابرخنثایی بلندمدت پول

طبقه‌بندی JEL: E52, P24

۱. دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول) pishbahar@yahoo.com
۲. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز zahrarasouli.480@gmail.com

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1394.15.3.10.0]

مقدمه

بحث نظری رابطه بین رشد پول و تولید نقش مهمی را در اقتصاد کلان ایفا نموده است. مهمترین سؤال مطرح شده در این زمینه این است که آیا تغییرات حجم پول اسمی و یا سایر متغیرهای کلان پولی تأثیری بر سطح تولید در اقتصاد دارند؟ دیدگاه های مختلف مطروحه در این باب با توجه به مفروضاتی که زیربنای فکری هر یک از مکاتب اقتصاد کلان را تشکیل داده است، دارای تفاوت های قابل توجهی با یکدیگر می‌باشند. این دیدگاه ها طیف وسیعی از جمله تأثیرگذاری کامل سیاست های پولی تا عدم تأثیرگذاری آنها را شامل می‌شود.

مبدأ اولیه این بحث به نظریه مقداری پول کلاسیک ها برمی‌گردد. بنابر نظریات مکتب کلاسیک، پول خنثی بوده و گردش آن تأثیری بر روی متغیرهای بخش حقیقی اقتصاد ندارد. این مکتب، سیاست های پولی را به طور کامل بی‌اثر می‌داند (Snowdon and Wynarczyk, 1994).

در مکتب کینزی، مخالفتی در برابر اثرگذاری سیاست پولی در بخش حقیقی اقتصاد وجود ندارد، با این حال در این مکتب برای پول، نقش قابل توجهی در نظر گرفته نشده است (تشکینی و شفیعی، ۱۳۸۴).

طرفداران مکتب پولی یا پولیون، با اعتقاد به شکل‌گیری انتظارات به صورت تطبیقی، معتقدند تغییرات عرضه پول در کوتاه مدت، اثرات انبساطی قابل ملاحظه‌ای بر متغیرهای واقعی اقتصاد خواهد داشت، اما در بلندمدت پول را خنثی می‌دانند. از دیدگاه کلاسیک های جدید یا 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 (جعفری صمیمی و عرفانی، ۱۳۸۳).

مکتب چرخه‌های تجاری حقیقی همانند کلاسیک ها معتقد است که متغیرهای اسمی نمی‌تواند بر روی متغیرهای حقیقی تأثیرگذار باشد و نوسانات عوامل حقیقی اقتصاد فقط می‌توانند به وسیله تغییرات واقعی در اقتصاد توضیح داده شود (Plosser, 1989).

کینزین‌های جدید نشان می‌دهند که پول پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده اثر مثبت بر فعالیت واقعی اقتصادی خواهد داشت (جعفری صمیمی و قنبرزاده‌نیار، ۱۳۸۸).

مکتب اقتصاد اتریش که به شدت مخالف مداخلات دولتی در اقتصاد است، پول را متغیری درونزا نسبت به تولید و نه اثرگذار بر آن در نظر می‌گیرد. بدین ترتیب این مکتب اعمال سیاست های پولی را راه‌حلی برای افزایش سطح تولید در نظر نمی‌گیرد (تشکینی و شفیعی، ۱۳۸۴).

بنابراین با توجه به مطالب فوق و همچنین مطالعه ادبیات پولی، اثرگذاری سیاست های پولی بر اقتصاد بخش حقیقی، دیدگاه های مختلفی را در طول زمان برتافته است.

از سوی دیگر، ابرخنثایی پول حمایت تئوریکی محدودی دریافت کرده است. به طوری که در

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1394.15.3.10.0]

ادبیات تئوری رشد پول، الگوهای خیلی کمی وجود دارند که اشکالی از ابرخنثایی پول را دربرداشته‌اند. بولارد (Bullard,1999) بیان می‌دارد که اگر رشد پول باعث تورم شود و تورم اثرات انحرافی داشته باشد، نباید داده‌ها ابرخنثایی بلندمدت پول را نشان دهند. در مقابل، یک تکانه دائمی در نرخ رشد پول، می باید اثرات بلندمدت روی بخش حقیقی اقتصاد داشته باشد؛ و گرنه چرا باید نگران آن باشیم؟ در حقیقت، بانکهای مرکزی در سراسر دنیا، به علت اثرات انحرافی تورم که از رشد پول ناشی می‌شود، ثبات بلندمدت پول را دنبال می‌کنند.

لازم به ذکر است که رابرت لوکاس برنده جایزه نوبل اقتصاد در سال ۱۹۹۵، به عنوان بینانگذار مکتب انتظارات عقلایی بر روند تفکر اقتصاد کلان جدید تأثیر قابل توجهی داشته است. خنثایی پول که از تحقیق لوکاس و سارجنت و والاس (Sargent and Wallace, 1975; Lucas, 1973) (LSW) نتیجه شد، بیان می‌کرد که تغییرات پیش‌بینی شده در سیاست تقاضای کل از سوی عوامل اقتصادی به حساب آورده خواهند شد و عکس‌العملی نسبت به تولید و اشتغال نخواهند داشت. از آنجا که فرضیه LSW بیان می‌کند که تغییرات کاملاً پیش‌بینی شده در عرضه پول می‌توانند اصلاً اثری بر تولید واقعی نداشته باشند، فرضیه آلترناتیو این بود که این تغییرات می‌توانند حداقل تأثیراتی روی تولید واقعی در کوتاه‌مدت داشته باشند.

مطالعات میشیکین (Mishikin, 1982)، گردن (Gordon, 1982) و مک گی و استاسیاک (McGee and Stasiak, 1985)، فرضیه LSW را با روشهای اقتصادسنجی مورد آزمون قرار دادند. در مطالعه حاضر فرضیه انتظارات عقلایی آزمون نخواهد شد.

اهمیت توجه به مساله خنثایی پول در اقتصاد یک کشور از آن جهت می‌باشد که چون همانگونه که در بالا هم به آن اشاره شد، اجماعی در این مورد بین اقتصاددانان مختلف وجود ندارد، ابتدا باید در هر اقتصاد، نسبت به نحوه اثرگذاری و یا حتی اثرناگذاری سیاست های پولی اطمینان حاصل کرده و سپس نسبت به آن اقدام نمود. چرا که سیاست های بلااثر پولی نه تنها متناظر با صرف هزینه‌های بی ثمر اعمال سیاست بوده‌اند، بلکه هزینه‌های دیگری همچون رشد قیمت در دوره‌های آتی را به اقتصاد تحمیل می‌نماید. همچنین قالبی که این سیاست ها به خود می‌گیرند، حائز اهمیت است،

به عبارتی دیگر ممکن است در یک اقتصاد، سیاست های پولی پیش‌بینی نشده هم تأثیر چندانی نداشته باشد. لذا لازم است تا سیاست های پولی از لحاظ تأثیرگذاری و همچنین ماهیت این تأثیرگذاری مورد بررسی قرار گیرد. این امر مسلماً می‌تواند راهنمای مناسبی در امر سیاست های پولی باشد.

مطالعه تجربی در زمینه خنثایی پول با شش رهیافت کلی: ۱- بارو (1977a, 1978) و بارو و راش (1980) ، ۲- گردن (1982)، ۳- میشیکین (1982a و 1982b)، ۴- مک‌گی و استاسیاک

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1394.15.3.10.0]

(1985)، ۵- استیدل و چن (1987) و ۶- فیشر و سیتر (1993) صورت گرفته است.

بارو (Barro, 1977a, 1978) و بارو و راش (Barro and Rush, 1980) اولین بار آزمون هایی را برای بررسی خنثایی پول انجام دادند. در مدل بارو و راش، نتایج آزمون های محدودیت های عقلانیت و خنثایی، مخالف فرضیه انتظارات عقلایی نبودند. این مدل به علاوه مدلهای بارو، فرضیه LSW را تأیید می‌کردند.

گردن (Gordon, 1982) در مطالعه خود مدلی را بسط داد که شامل یک معادله ساده تجربی که رفتار تغییرات قیمت و یک معادله همزمان که رفتار تولید واقعی را توضیح می‌داد، بود. نتایج این مطالعه فرضیه LSW را رد کرد.

میشیکین (Mishikin, 1982a; 1982b) از جمله مخالفان فرضیه LSW بود که برای اولین بار، با دیده شک به این فرضیه نگاه کرد و دریافت که جزء قابل انتظار رشد پولی اثر عمیقی بر سطح‌محصول و بیکاری در آمریکا دارد. مک‌گی- استاسیاک (McGee-Stasiak, 1985) برای بررسی فرضیه LSW، از تکنیک رگرسیون های به ظاهر نامرتبط (SUR) استفاده نمودند. مدل مورد استفاده آنها تأثیر کوتاه‌مدت رشد پول پیش‌بینی شده و سیاست تقاضای پیش‌بینی شده روی تولید واقعی را تأیید کرد.

در مطالعه استیدل و چن (Steidl and Chen, 1987)، مدل سارجنت و والاس (Sargent and Wallace, 1975) پایه‌ای برای تخمین های حداقل مربعات سه مرحله‌ای (TSLS) برای آزمون LSW بوده است. در این مطالعه، شواهدی در جهت تأیید LSW به دست آمد و لذا اثربخش بودن سیاست پیش‌بینی شده روی تولید واقعی رد شد.

فیشر- سیتر (FS) (Fisher-Seater, 1993) نتیجه‌گیری خنثایی (LRN) و ابرخنثایی (LRSN)[1] در یک اقتصاد را به مرتبه جمعی متغیرهای پولی و متغیرهای واقعی نسبت دادند.

جلالی نائینی و شیوا (۱۳۷۲) با استفاده از رهیافت بارو و داده‌های سالانه ۷۰-۱۳۴۰، GDP و حجم پول و نقدینگی، MRE (عقلانیت و خنثایی) را برای اقتصاد ایران رد کردند.

ختایی و دانه‌کار (۱۳۷۳) و قدیمی‌نیا (۱۳۷۴) با استفاده از رهیافت میشیکین به ترتیب با داده‌های سالانه ۶۹-۱۳۵۰ و ۷۲-۱۳۴۹، GDP و حجم پول و نقدینگی، MRE را برای اقتصاد ایران رد کردند.

تشکینی و شفیعی (۱۳۸۴) با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه طی دوره ۸۲- ۱۳۳۸برای اقتصاد ایران و رهیافت مک‌گی- استاسیاک، نشان دادند که سیاست پولی پیش‌بینی شده و نشده در اقتصاد ایران خنثی است.

جعفری صمیمی و عرفانی (۱۳۸۳) با استفاده از رهیافت فیشر- سیتر و داده‌های سری زمانی

1 . Long-Run Neutrality (LRN) and Long-Run Super Neutrality

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1394.15.3.10.0]

GDP و کلیتهای پولی M1، M2 و MB، برای سالهای ۸۱-۱۳۳۸ اقتصاد ایران، LRN و LRSN را با در نظر داشتن شکست های ساختاری، مورد آزمون قرار دادند. یافته‌ها نشان می‌دهند که پول در اقتصاد ایران خنثی بوده است، اما ابرخنثی بودن آن، در دوره تحت بررسی، را نمی‌توان پذیرفت.

جعفری صمیمی و قنبرزاده‌نیار (۱۳۸۸) تأثیرگذاری سیاست های پولی را با استفاده از رهیافت میشیکین و به‌کارگیری داده‌های فصلی سری زمانی GDP واقعی، بدون نفت، و نقدینگی برای دوره‌ی ۱۳۶۷:۱-۱۳۸۶:۴ در اقتصاد ایران، آزمون کردند. یافته‌های آنها نشان داد که با لحاظ شکست ساختاری، انتظارات عقلایی کلان در ۳ وقفه، رد و در ۱۶ و ۱۱ وقفه تأیید می‌شود و پول پیش‌بینی نشده در ۳ وقفه روی تغییر تولید بی‌اثر و در ۷، ۱۱ و ۱۶ وقفه با اهمیت تلقی می‌شود، در حالی که با نادیده گرفتن شکست ساختاری، نتایج فوق کاملاً برعکس می‌شود.

علاوه بر مطالعات متعددی که به بررسی اثر سیاست های پولی در کل اقتصاد پرداخته‌اند، مطالعاتی نیز به بررسی این مساله در زیربخش های مختلف اقتصادی اهتمام ورزیده‌اند.

والاس و شلی (Wallace and Shelley, 2004) در مطالعه‌ای روش فیشر- سیتر را برای بررسی خنثایی و ابرخنثایی پول در کل اقتصاد و زیر بخش های اقتصاد نیکاراگوئه طی بازه زمانی ۹۹-۱۹۶۹ به کار بردند. بر اساس نتایج این بررسی، GDP واقعی و تولید واقعی در زیربخش های اقتصادی کشاورزی، بازرگانی، ساختمان، دولتی، صنایع و خدمات (به غیر از خدمات مسکن) در بازه زمانی مورد مطالعه، I(1) بوده، در حالی که پول I(2) بوده است. این مرتبه‌های جمعی نشان می‌داد که پول، هم در کل اقتصاد و هم، زیربخش های آن خنثی بوده است. اما ابرخنثایی برای GDP واقعی و چهار زیربخش رد شد.

از آنجا که بخش کشاورزی یکی از زیربخش های اساسی و بسیار آسیب‌پذیر بویژه در کشورهای درحال توسعه می‌باشد، توجه خاصی را به خود می‌طلبد و لازم است تا به دقت، اثر سیاست های مختلف دولت از قبیل سیاست های پولی اعمال شده از جانب بانک مرکزی، سنجیده شود و قبل از اعمال اینگونه سیاست ها، از اثرگذاری آنها اطمینان حاصل گردد. لذا در پژوهش حاضر، با توجه به اینکه مطالعات خیلی کمی در زمینه بررسی خنثایی پول در بخش کشاورزی کشور انجام شده، به صورت موشکافانه و دقیق به این امر مهم پرداخته خواهد شد.

روش تحقیق

همان طور که در بخش مقدمه ذکر گردید، در مطالعه حاضر خنثایی و ابرخنثایی پول مورد بررسی قرار می‌گیرد.

منظور از خنثایی یا LRN این است که تغییرات برونزای دائمی در سطح عرضه پول، متغیرهای

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1394.15.3.10.0]

بخش حقیقی و نرخ بهره اسمی را در سطح بدون تغییر باقی می‌گذارد، اما منجر به تغییرات متناسب مساوی در سطح قیمت‌ها و سایر متغیرهای اسمی می‌شود. منظور از ابرخنثایی یا LRSN این است که تغییرات برونزای دائمی در نرخ رشد عرضه پول، منجر به تغییرات برابر در نرخ بهره اسمی می‌شود و متغیرهای بخش حقیقی را در سطح بدون تغییر باقی می‌گذارد. لذا LRN شرط لازم ولی ناکافی برای LRSN است. LRN و LRSN هیچکدام به اثرات کوتاه‌مدت شوکهای پولی مربوط نمی‌شود، و با مفاهیم خنثایی مربوط به ادبیات انتظارات عقلایی در چرخه‌های تجاری تفاوت دارند. به این علت که LRN و LRSN به پویایی های کوتاه‌مدت اقتصاد وابسته نمی‌باشند، جزئیات ساختاری به آنها مربوط نبوده و لذا می‌توان آزمون های LRN و LRSN را فارغ از ساختار و به وسیله الگوهای چندمتغیره ARIMA انجام داد. در این چارچوب، LRN و LRSN به مرتبه‌های جمعی پول و سایر متغیرهای موردنظر بستگی خواهد داشت.

بدین منظور فیشر- سیتر، از این پس FS، برای فرموله کردن LRN و LRSN و استخراج محدودیت هایی که این گزاره‌ها ایجاب می‌نمایند، مشتق بلندمدت را معرفی کردند. برای این کار، FS یک سیستم لگاریتمی- خطی دومتغیره به صورت الگوی ARIMA پایا و معکوس‌پذیر را فرض می‌کنند. اگر m لگاریتم عرضه اسمی پول، و y نرخ بهره یا لگاریتم متغیرهای دیگر- مانند سطح قیمتها یا GDP واقعی- باشد و نیز فرض شود که $m \sim I(\gamma)$ و Δm نرخ رشد عرضه پول باشد، سیستم خودرگرسیونی موردنظر به شکل رابطه زیر خواهد بود، به طوری که <m> مرتبه جمعی m است و $<\Delta m> = <m> - 1$ می‌باشد (Fisher and Seater,1993):

$$\begin{aligned} \alpha(L)\Delta^{<m>}m_t &= b(L)\Delta^{<y>}y_t + u_t \\ d(L)\Delta^{<y>}y_t &= c(L)\Delta^{<m>}m_t + w_t \end{aligned} \qquad (۱)$$

که در آن، $a_0=d_0=1$ می‌باشد و b_0 و c_0 بدون قید هستند. بردار جملات خطا $(u_t, w_t)'$ دارای توزیع یکسان و مستقل با میانگین صفر و ماتریس کواریانس $\sum$ با عناصر σ_{uw}، σ_{wu} و σ_{ww} می‌باشد. جملات ثابت و روندها کنار گذاشته شده‌اند و اگر متغیری در اطراف یک روند قطعی پایا باشد، به عنوان I(0) در نظر گرفته می‌شود. L، عملگر وقفه، a(L)، b(L)، c(L) و d(L) چندجمله‌ای های شامل وقفه‌اند.

اگر $\lim_{k\to\infty} \partial x_{t+k} / \partial u_t \neq 0$ باشد، مشتق بلندمدت z نسبت به تغییر دائمی در x به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$LRD_{z,x} = \lim_{k\to\infty}\left(\frac{\partial z_{t+k} / \partial u_t}{\partial x_{t+k} / \partial u_t}\right) \qquad (۲)$$

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1394.15.3.10.0]

اما چنانچه $\lim_{k\to\infty} \partial x_{t+k} / \partial u_t = 0$ باشد، هیچ تغییر دائمی در متغیر پولی وجود ندارد و بنابراین LRN یا LRSN آزمون نخواهند شد؛ یعنی LRD در این حالت تعریف نشده است. با کنار گذاشتن این حالت خاص، معادله بالا LRD را به صورت حد نسبت دو دنباله تعریف می‌کند. دنباله صورت اثرات در طول زمان یک شوک برونزای پولی روی متغیر بخش حقیقی اقتصاد، z، را اندازه می‌گیرد و دنباله مخرج اثر همان شوک را روی متغیر پولی، x، اندازه می‌گیرد. بنابراین این حد اثر نهایی یک شوک پولی روی z را نسبت به اثر نهایی شوک پولی روی x اندازه می‌گیرد. برای ۱ ≥ <x>، FS نشان دادند که:

$$LRD_{z,x} = \frac{(1-L)^{<x>-<z>}\gamma(L)|_{L=1}}{\alpha(L)} \qquad (۳)$$

رابطه (۳) نشان می‌دهد که مقدار $LRD_{z,x}$ به <x> - <z> بستگی دارد.

پول در بلندمدت خنثی است، اگر $LRD_{y,m} = \lambda$ باشد؛ به طوری که وقتی y یک متغیر اسمی است، λ=1 و وقتی y یک متغیر واقعی یا نرخ بهره‌ی اسمی است، λ=0 می‌باشد. همچنین پول ابرخنثی است، اگر $LRD_{y,\Delta m} = \mu$ باشد. μ=1 است وقتی y نرخ بهره‌ی اسمی و μ=0 است، وقتی y متغیر واقعی باشد. LRSN فقط به متغیرهایی از y اعمال می‌شود که در آنها LRN دلالت بر $LRD_{y,m} = 0$ داشته باشد. حالتهای مختلف محدودیت های LRN و LRSN در جدول ۱ خلاصه شده است.

جدول ۱. محدودیت های خنثایی و ابرخنثایی بلندمدت

$LRD_{y,m}$			$LRD_{y,\Delta m}$			
LRN → $LRD_{y,m}=\lambda$			LRSN → $LRD_{y,\Delta m}=\mu$			
<m>=0	<m>=۱	<m>=۲	<m>=0	<m>=۱	<m>=۲	<y>
تعریف‌نشده	≡0	≡0	تعریف‌نشده	تعریف‌نشده	≡0	۰
تعریف‌نشده	c(1)/d(1)	≡0	تعریف‌نشده	تعریف‌نشده	c(1)/d(1)	۱
تعریف‌نشده	c*(1)/d(1)	c(1)/d(1)	تعریف‌نشده	تعریف‌نشده	c*(1)/d(1)	۲

مأخذ: Fisher and Seater, 1993

تمام محدودیت‌های این جدول را می‌توان در یکی از دو شکل زیر خلاصه کرد:

$$c(1) - \pi d(1) = 0 \qquad (۴)$$

$$c^*(1) - \pi d(1) = 0 \qquad (۵)$$

که در آن، π=0 or 1 می‌باشد. این محدودیت ها تنها شامل پارامترهای معادله دوم در سیستم (۱)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1394.15.3.10.0]

می‌باشند. در هر دو حالت، روش تخمین OLS برآورد سازگاری از پارامترهای این معادله به دست می‌دهد. پس برای تحمیل محدودیت‌های فوق یا به عبارتی تخمین c(1)/d(1) و $c^*(1)/d(1)$ به ترتیب، رابطه‌های ۶ و ۷ زیر رگرس می شود:

$$d(L)\Delta^{<y>}y_t = c(L)\Delta^{<m>}m_t + w_t \quad (۶)$$

$$d(L)\Delta^{<y>}y_t = c^*(L)\Delta^{<m>+1}m_t + w_t \quad (۷)$$

برای مثال، با فرض اینکه پول در بلندمدت برونزاست، FS نشان دادند که c(1)/d(1) از طریق تخمین‌زن بارتلت رگرسیون فراوانی صفر (OLS) قابل برآورد است. این تخمین‌زن از $\lim_{k\to\infty} b_k$ که در آن b_k ، پارامتر شیب در معادله رگرسیون زیر است، به دست می‌آید:

$$[\sum_{j=0}^{k}\Delta^{<y>}y_{t-j}] = a_k + b_k[\sum_{j=0}^{k}\Delta^{<m>}m_{t-j}] + \varepsilon_{kt} \quad (۱۲)$$

ε متغیر تصادفی ناهمبسته با میانگین صفر است (Fisher and Seater,1993). جدول ۲ نحوه تصمیم‌گیری برای انتخاب نوع محدودیت و نتیجه آزمون خنثایی و ابرخنثایی را نشان می‌دهد.

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه، GDP و تولید بخش کشاورزی ایران به قیمت جاری و ثابت سال ۱۳۷۶و کلیت پولی M2 با فراوانی فصلی طی سالهای ۸۷-۱۳۶۷ می‌باشد که از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران تهیه گردیده‌اند.

نتایج و بحث

برای کاربرد رهیافت FS لازم است درجه جمعی متغیرها شناخته شود. برای این منظور از آزمون های مختلف موجود در ادبیات ریشه واحد بهره گرفته شد. نتایج این آزمون ها در جدول ۳ خلاصه شده است. چون آزمون های ریشه واحد به انتخاب وقفه حساس است از معیارهای AIC و SBC برای انتخاب وقفه استفاده گردید. در کلیه آزمون ها سطح معنی‌داری ۵ درصد در نظر گرفته شد و با توجه به وجود روند در داده‌ها متغیر روند به الگوی آزمون ها اضافه گردید. با توجه به نتایج آزمون های DF-GLS، ADF، KPSS و آزمون ریشه واحد فصلی HEGY فرض صفر وجود ریشه واحد در سطح هیچکدام از متغیرها رد نشد و مرتبه جمعی تمامی متغیرها، یک به دست آمد.

آزمون Zivot-Andrews که یک شکست ساختاری را در داده‌ها در نظر می‌گیرد، مرتبه جمعی متغیرهای GDP به قیمت ثابت، تولید بخش کشاورزی به قیمت ثابت، GDP به قیمت جاری، تولید بخش کشاورزی به قیمت جاری و کلیت پولی M2 را به ترتیب یک، یک، دو و دو و صفر تعیین نمود.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1394.15.3.10.0]

جدول۲. نحوه تصمیم‌گیری برای انتخاب محدودیت مورد آزمون در رهیافت FS

		متغیر بخش پولی اقتصاد									
		خنثایی				ابرخنثایی					
		I(0)	I(1)		I(2)	I(0)	I(1)		I(2)		
			λ=1	λ≠1	λ=1	λ≠1			μ =1	μ≠1	
متغیر اسمی بخش غیرپولی اقتصاد	I(0)	تعریف نشده	خنثی نیست	خنثی نیست	خنثی نیست	خنثی نیست	تعریف نشده	تعریف نشده	ابرخنثی نیست	ابرخنثی نیست	
	I(1)	تعریف نشده	خنثی است	خنثی نیست	خنثی نیست	خنثی نیست	تعریف نشده	تعریف نشده	ابرخنثی است	ابرخنثی نیست	
	I(2)	تعریف نشده	خنثی است	خنثی نیست	خنثی است	خنثی نیست	تعریف نشده	تعریف نشده	ابرخنثی است	ابرخنثی نیست	
			λ=0	λ≠0	λ=0	λ≠0			μ =0	μ≠0	
متغیر واقعی بخش غیرپولی اقتصاد	I(0)	تعریف نشده	خنثی است	خنثی است	خنثی است	خنثی است	تعریف نشده	تعریف نشده	ابرخنثی است	ابرخنثی است	
	I(1)	تعریف نشده	خنثی است	خنثی نیست	خنثی است	خنثی است	تعریف نشده	تعریف نشده	ابرخنثی است	ابرخنثی نیست	
	I(2)	تعریف نشده	خنثی است	خنثی نیست	خنثی است	خنثی نیست	تعریف نشده	تعریف نشده	ابرخنثی است	ابرخنثی نیست	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

به علت عدم وجود یکنواختی در نتایج آزمون های مختلف ریشه واحد متغیرهای مورد مطالعه، برای انجام آزمون FS دو حالت در نظر گرفته شد. در حالت اول، فرض گردید تمامی متغیرها I(1) هستند. در حالت دوم، با توجه به معنی‌دار بودن شکست ساختاری در داده‌ها بر اساس نتایج آزمون Zivot-Andrews، متغیرهای M2 و GDP به قیمت جاری I(2)، متغیرهای GDP و تولید بخش کشاورزی به قیمت ثابت I(1) و تولید کشاورزی به قیمت جاری I(0) در نظر گرفته شد. لذا برای متغیرهای مورد بررسی در مطالعه حاضر، با توجه به جدول۲، به ترتیب برای حالت اول و دوم جدول ۴ و ۵ تهیه گردید.

همانگونه که جدول ۴ نشان می‌دهد، در حالتی که همه متغیرها I(1) در نظر گرفته شوند، چون درجه جمعی متغیر پولی M2، کمتر از دو می‌باشد، آزمون ابرخنثایی پول نسبت به هیچکدام از متغیرها را نمی‌توان انجام داد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1394.15.3.10.0]

جدول۳. نتایج آزمون های ریشه واحد

				آزمون ریشه واحد				
				بدون شکست ساختاری				با شکست ساختاری
				DF-GLS	ADF	KPSS	HEGY	Zivot-Andrews
متغیر غیر پولی	اسمی	GDPj	سطح	-۰/۳۲۷ (-۳/۰۱۲)	-۰/۵۵۹ (-۳/۴۷۰)	۰/۴۳۹ (۰/۱۴۶)	۱/۳۹۸ (۸/۹۹۸)	-۴/۳۶۳ (-۵/۰۸)
			تفاضل مرتبه اول	-۲/۴۰۹ (-۲/۱۳۱)	-۱۹/۲۴۷ (-۲/۹۰۶)	۰/۱۳۷ (۰/۴۶۳)	۷/۹۸۹ (۵/۸۲۹)	-۴/۱۳۶ (-۴/۸۰)
			نتیجه	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(2) {10% : I(1)}
		AgriGDPj	سطح	-۰/۴۸۱ (-۳/۰۱۲)	-۰/۹۲۷ (-۳/۴۷۰)	۰/۴۶۱ (۰/۱۴۶)	۰/۴۸۱ (۸/۹۹۸)	-۰/۵۵۷ (-۵/۰۸)
			تفاضل مرتبه اول	-۹/۹۹۵ (-۲/۱۳۱)	-۸۰/۲۰۲ (-۱/۹۵۰)	۰/۰۳۲۹ (۰/۴۶۳)	۱۲/۲۵۸ (۵/۸۲۹)	-
			نتیجه	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)
	واقعی	GDPs	سطح	-۰/۹۲۵ (-۳/۰۱۲)	-۲/۲۶۲ (-۰/۴۷۰)	۰/۲۰۴ (۰/۱۴۶)	۲/۰۳۷ (۸/۹۹۸)	-۳/۹۸۹ (-۵/۰۸)
			تفاضل مرتبه اول	-۷/۱۷۶ (-۳/۰۳۵)	-۶/۰۹۷ (-۳/۹۰۶)	۰/۱۳ (۰/۴۶۳)	۱۱/۴۸۳ (۵/۸۲۹)	-۷/۱۰۰ (-۴/۸۰)
			نتیجه	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
		AgriGDPs	سطح	۱/۶۰۴ (-۲/۱۱۸)	-۱/۲۷۸ (-۲/۹۰۶)	۱/۶۵ (۰/۴۶۳)	۲/۷۲۷ (۹/۰۲۳)	-۳/۹۳۷ (-۴/۸۰)
			تفاضل مرتبه اول	-۷/۴۰۹ (-۲/۱۳۱)	-۱۴۲/۹۸۱ (-۱/۹۵۰)	۰/۰۳۱۳ (۰/۴۶۳)	۲۸/۹۲۶ (۵/۸۲۹)	-۱۵۳/۹۷۶ (-۴/۸۰)
			نتیجه	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1) {10% : I(0)}
متغیر پولی	M2		سطح	-۰/۳۷۱ (-۳/۰۱۲)	-۲/۲۶۲ (-۰/۴۷۰)	۰/۱۷۹ (۰/۱۴۶)	۶/۶۷۵ (۸/۹۹۸)	-۱۳/۵۶۹ (-۲/۹۰۴)
			تفاضل مرتبه اول	-۶/۰۲۱ (-۲/۱۳۱)	-۶/۰۹۷ (-۳/۹۰۶)	۰/۱۴۸ (۰/۴۶۳)	۹/۴۴۳ (۵/۸۲۹)	-۲/۸۱۵ (-۴/۸۰)
			نتیجه	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(2)

نکته: اعداد داخل پارانتز مقادیر بحرانی می‌باشند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در رابطه با آزمون خنثایی، برای هر چهار متغیر مورد بررسی $\lambda=c(1)/d(1)$ با استفاده از تخمین‌زن بارتلت برآورد گردید. نمودار فاصله اطمینان ضریب b_k برای این چهار حالت در شکل ۱ نشان داده شده است. همان طور که این نمودارها بیان می‌کنند و در جدول ۴ نیز خلاصه گردیده، برای متغیرهای واقعی GDP و تولید کشاورزی به قیمت ثابت، چون فاصله اطمینان برآورد شده شامل صفر می‌باشد، خنثی بودن M2 نسبت به این متغیرها قابل رد کردن نیست. اما برای متغیرهای اسمی نتایج به این صورت است که چون فاصله اطمینان تخمین زده شده در معادله GDP به قیمت جاری شامل یک نمی‌باشد، خنثی بودن M2 رد می‌شود. فاصله اطمینان برآورد شده در معادله تولید

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1394.15.3.10.0]

کشاورزی به قیمت جاری در برخی قسمتهای بازه 0<k<30 شامل یک می‌باشد، در حالی که برای قسمت بیشتر بازه این امر رد می شود.

در حالت دوم که نتایج آزمون ریشه واحد با تکیه بر فرض وجود یک شکست ساختاری در داده‌ها در نظر گرفته می‌شوند، با توجه به جدول ۵ و شکل ۲ می‌توان بیان نمود که برای متغیرهای واقعی GDP و تولید کشاورزی به قیمت ثابت، خنثی بودن M2 تأیید می‌گردد. در رابطه با متغیرهای اسمی، در حالی که خنثی بودن M2 نسبت به تولید کشاورزی به قیمت جاری رد می‌شود، نسبت به متغیر GDP به قیمت جاری برای k>10 تأیید می‌گردد.

جدول۴. نتایج آزمون خنثایی و ابرخنثایی پول در حالت اول- بدون لحاظ شکست ساختاری

		M2	
		خنثایی	ابرخنثایی
		I(1)	I(1)
GDP به قیمت ثابت	I(1)	+	NA
تولید کشاورزی به قیمت ثابت	I(1)	+	NA
GDP به قیمت جاری	I(1)	-	NA
تولید کشاورزی به قیمت جاری	I(1)	نامعلوم	NA

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول۵. نتایج آزمون خنثایی و ابرخنثایی پول در حالت دوم- با لحاظ شکست ساختاری

		M2	
		خنثایی	ابرخنثایی
		I(2)	I(2)
GDP به قیمت ثابت	I(1)	+	+
تولید کشاورزی به قیمت ثابت	I(1)	+	-
GDP به قیمت جاری	I(2)	k>10→+	نامعلوم
تولید کشاورزی به قیمت جاری	I(0)	-	-

مأخذ: یافته‌های تحقیق

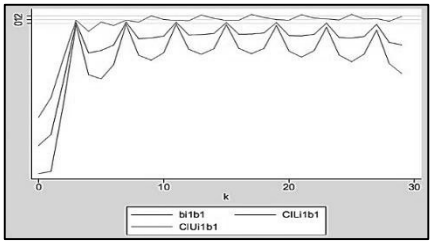
آزمون های ابرخنثایی نشان می‌دهد که ابر خنثی بودن M2 نسبت به تولید کشاورزی، هم به قیمت ثابت و هم، به قیمت جاری رد می‌گردد، بایستی توجه گردد که چون خنثی بودن M2 نسبت به تولید کشاورزی به قیمت جاری رد شده بود، رد شدن ابرخنثی بودن برای این مورد کاملاً بدیهی است. فاصله اطمینان برآورد شده در معادله GDP به قیمت جاری در بازه 0<k<30، برای قسمت بیشتر بازه شامل یک می‌باشد، در حالی که برای بقیه‌ی بازه این امر رد می شود. ابرخنثی بودن پول نسبت به GDP به قیمت ثابت قابل رد کردن نیست.

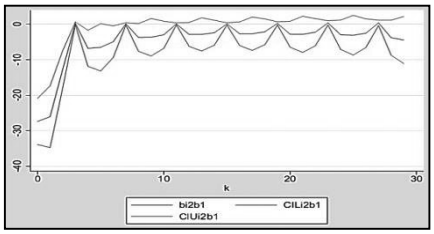
[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1394.15.3.10.0]

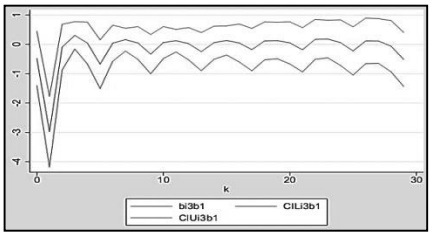
شکل۱. فاصله اطمینان ضریب b – بدون لحاظ شکست ساختاری در آزمون ریشه واحد

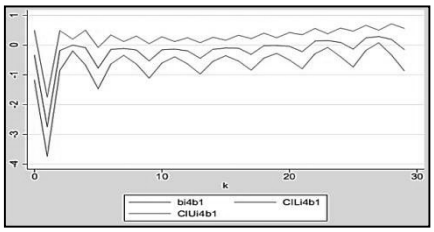
الف) تولید کشاورزی به قیمت جاری- LRN ب) تولید کشاورزی به قیمت ثابت- LRN





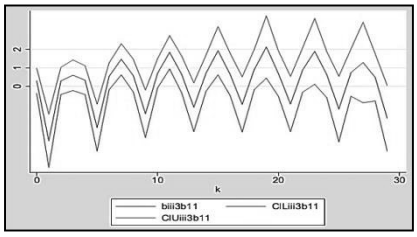
ج) GDP به قیمت جاری- LRN د) GDP به قیمت ثابت- LRN

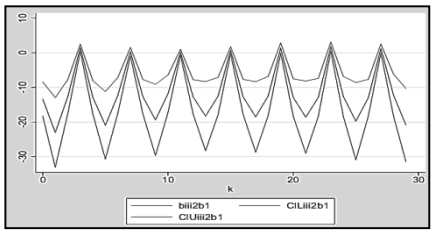




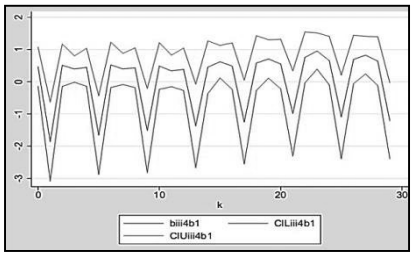
شکل۲. فاصله اطمینان ضریب b – با لحاظ شکست ساختاری در آزمون ریشه واحد

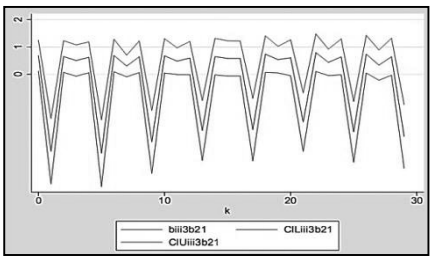
الف) GDP به قیمت جاری- LRN ب) تولید کشاورزی به قیمت ثابت- LRSN





ج) GDP به قیمت ثابت- LRSN د) GDP به قیمت جاری- LRSN





[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1394.15.3.10.0]

جمع‌بندی و پیشنهادها

با توجه به یافته‌های مطالعه حاضر، به طور کلی می‌توان نتیجه گرفت که کلیت پولی M2 نسبت به متغیرهای واقعی مورد بررسی یعنی GDP و تولید کشاورزی به قیمت ثابت خنثی می‌باشد. یعنی تغییر دائمی در M2 در بلندمدت باعث تغییر دائمی در تولید کشاورزی و GDP واقعی ایران نمی‌شود.

در مورد متغیر اسمی تولید کشاورزی به قیمت جاری با اطمینان بالایی می‌توان خنثی بودن M2 را رد کرد؛ چراکه در صورت پذیرفتن وجود شکست ساختاری، خنثایی پول نسبت به تولید کشاورزی به قیمت جاری بدون هیچ شکی رد می‌شود و نیز در صورت عدم پذیرش وجود شکست ساختاری در داده‌ها فقط در بازه‌های کوچکی از k به صورت منقطع، فاصله اطمینان برآوردشده شامل یک می‌باشد.

همچنین برای متغیر اسمی GDP به قیمت جاری بسته به نوع آزمون ریشه واحد استفاده شده، نتیجه‌گیری خنثایی M2 تفاوت می‌کند. بدین ترتیب که با فرض عدم وجود شکست ساختاری در فرایند ایجاد داده‌ها خنثایی M2 رد می‌شود؛ در حالی که با فرض وجود شکست ساختاری، برای K>10 خنثی بودن M2 پذیرفته می‌شود. همچنین نتایج آزمون ابرخنثایی نشان داد که ابرخنثایی M2 فقط برای GDP به قیمت ثابت تأیید گردید و در سه متغیر دیگر، یعنی GDP به قیمت جاری و تولید کشاورزی به قیمتهای جاری و ثابت، ابرخنثایی M2 رد می‌شود.

لذا می‌توان نتیجه گرفت که هرچند تغییر دائمی در نرخ رشد پول در بلندمدت باعث تغییر دائمی در GDP واقعی ایران نمی‌شود ولی تولید واقعی بخش کشاورزی با تغییر دائمی در نرخ رشد M2 تغییر خواهد نمود. مجتهد و شریفی (۱۳۸۳) نیز با استفاده از یک مدل خودرگرسیون برداری نتیجه گرفته‌اند که سیاست پولی انبساطی باعث کاهش رشد بخش کشاورزی ایران می‌شود.

لازم به ذکر است که جلالی نائینی و شیوا (۱۳۷۲)، ختایی و دانه‌کار (۱۳۷۳)، قدیمی‌نیا (۱۳۷۴)، کمیجانی و منجذب (۱۳۷۵) و یاوری و اصغرپور (۱۳۸۱) در مطالعات انجام شده، هر کدام با روشهای متفاوت اقتصادسنجی، خنثی بودن پول در اقتصاد ایران را رد کرده‌اند و این در حالی است که مهرآرا (۱۳۷۷)، تشکینی و شفیعی (۱۳۸۴) و صمیمی و عرفانی (۱۳۸۳) مدارکی در جهت تأیید خنثی بودن پول در ایران به دست آورده‌اند.

با بررسی مطالعات مختلف، به نظر می‌رسد که در ادبیات موضوع اجماعی در مورد خنثی یا غیر خنثی بودن پول در اقتصاد کشور وجود ندارد و احتمالاً (ممکن است دلایل دیگری برای این تناقض وجود داشته باشد که تمام آن ناشی از تکنیک به کار رفته نباشد) روش به کار رفته در سنجش خنثایی پول، رد شدن یا رد نشدن این فرضیه را تحت تأثیر قرار داده است.

در مجموع با توجه به نتایج مطالعه حاضر، مواردی به این صورت پیشنهاد می‌شود که اولاً: از آنجایی که پول M2 نسبت به متغیرهای واقعی اقتصاد ایران خنثی است- بدین مفهوم که یک تغییر

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1394.15.3.10.0]

دائمی و پیش‌بینی نشده در عرضه پول اثر دائمی بر متغیر واقعی اقتصاد ایران ندارد- پیشنهاد می‌گردد برای افزایش تولید ناخالص داخلی کشور از سیاست های پولی که با تغییر دائمی عرضه پول همراه است کمتر استفاده شود. چرا که سیاست های بلااثر پولی نه تنها متناظر با صرف هزینه‌های بی‌ثمر اعمال سیاست هستند، بلکه هزینه‌های دیگری همچون رشد قیمت در دوره‌های آتی را به اقتصاد تحمیل می‌نماید. ثانیاً: نتایج آزمون ابرخنثایی پول در اقتصاد ایران نشان می‌دهد که پول نسبت به تولید واقعی بخش کشاورزی ابرخنثی نیست- یعنی یک تغییر دائمی در نرخ رشد حجم پول، در بلند مدت اثر دائمی بر تولید واقعی این بخش دارد- هرچند نسبت به GDP واقعی کشور، ابرخنثی بودن پول رد نمی‌شود.

لذا پیشنهاد می‌شود تا حد امکان سیاست های پولی که با تغییر دائمی نرخ رشد حجم پول همراه است نیز استفاده نگردد و برای حمایت از افزایش تولید بخش کشاورزی، از روشهای موجود دیگر بهره گرفته شود. در نهایت، با توجه به نتایج متناقضی که از کاربرد رهیافت های گوناگون آزمون خنثی بودن پول در کشور به دست آمده است، پیشنهاد می‌شود نتایج این‌گونه مطالعات در سیاستگذاری با احتیاط بیشتری مورد استفاده قرار گیرد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1394.15.3.10.0]

منابع و مآخذ

تشکینی، ا. و ا.، شفیعی (۱۳۸۴) متغیرهای پولی و مالی آزمون خنثایی پول؛ فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۳۵: ۱۵۲-۱۲۵.

جعفری صمیمی، ا. و ق.، قنبرزاده‌نیار (۱۳۸۸) شکست ساختاری و آزمون فرضیه‌های انتظارات عقلایی کلان در ایران: (۱۳۶۷-۱۳۸۶) ؛ مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۸۸: ۶۷-۴۷.

جعفری صمیمی، ا. و ع.، عرفانی (۱۳۸۳) آزمون خنثی بودن پول و ابر خنثی بودن بلندمدت پول در اقتصاد ایران؛ مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۷: ۱۳۸-۱۱۷.

جلالی نائینی، ا. ر. و ر. شیوا (۱۳۷۲) سیاست پولی، انتظارات عقلایی، تولید و تورم؛ سومین سمینار سیاست های پولی و ارزی، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.

ختائی، م. و م. دانه‌کار (۱۳۷۳) آثار رشد پولی قابل انتظار و غیرقابل انتظار بر محصول کل (GNP) مطالعه موردی: اقتصاد ایران طی سالهای ۱۳۵۰-۱۳۶۹؛ چهارمین کنفرانس سیاست های پولی و ارزی، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.

قدیمی‌نیا، ن. (۱۳۷۴) فرضیه انتظارات عقلایی و سیاست های پولی: مطالعه تطبیقی اوپک و کشورهای آسیای جنوب شرقی با رشد سریع؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی.

کمیجانی، ا. و منجذب م. (۱۳۷۵)آزمون توهم پولی بر اساس انتظارات عقلایی در اقتصاد ایران؛ ششمین کنفرانس سیاست های پولی و ارزی: ۱۰۷-۸۳.

مجتهد، ا. و شریفی م. (۱۳۸۳) بررسی تأثیر سیاست های پولی و مالی در رشد بخش کشاورزی ایران؛ اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۴۷: ۴۲-۱.

مهرآرا، م. (۱۳۷۷) تعامل میان بخش پولی و حقیقی در اقتصاد ایران؛ مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۱۰۰:۱۳۳-۵۳.

یاوری، ک. و اصغرپور، ح. (۱۳۸۲) وقفه های تولید، سیاست های پولی و پویایی قیمت؛ مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۰: ۲۳۳-۲۰۹.

Barro, R. J. (1977a) Unanticipated Money Growth and Unemployment in the U.S; American Economic Review, pp. 101-15.

Barro, R. J. (1978) Unanticipated Money, Output, and Price Level in the U.S. ; Journal of Political Economy, pp. 549-80.

Barro, R. J. and M. Rush. (1980) Unanticipated Money and Economic Activity; In Rational Expectations and Economic Policy, edited by Stanley Fischer, U. of Chicago Press.

Bullard, J. (1999) Testing Long-Run Monetary Neutrality Propositions: Lessons from the Recent Research; Federal Reserve Bank of St. Louis Review, pp. 57-77.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1394.15.3.10.0]

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

Gordon, R. (1982) Price Inertia and Policy Ineffectiveness in the U.S., 1890-1980; Journal of Political Economy, Vol. 90, pp. 1087- 17.

Kwiatkowski, D.; P. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin (1992) Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root; Journal of Econometrics, 54, pp. 159- 178.

Lucas, R. (1972) Expectation and the Neutrality of Money; Journal of Economic Theory, pp. 103-24.

Lucas, R. (1973) Some International Evidence on Output-Inflation Trade-offs; American Economic Review, pp. 326-34.

McGee, R., and R. Stasiak (1985) Does Anticipated Monetary Policy Matter? Another Look; Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 17, pp. 16-27.

Mishikin, F. (1982a) Does Anticipated Monetary Policy Matter? An Economic Investigation; Journal of Political Economy, pp. 21-51.

Mishikin, F. (1982b) Does Anticipated Aggregate Demand PolicyMatter? Further Econometric Results; American Economic Review, pp. 788-802.

Plosser, C. (1989) Understanding real business cycles; Journal of Economic Perspectives, Vol.3, No. 3.

Sargent, T, and N. Wallace (1975) Rational Expectations, The Optimal Monetary Instrument and The Optimal Money Supply Rate; Journal of Political Economy, Vol. 83, pp. 241-254.

Snowdon, B. H. Vane and P. Wynarczyk (1994) A modern guide to macroeconomics: An introduction to competing schools of thoughts; Edward Elgar Publishing Limited, Hants, U.K. Chapter 3, pp. 286-341.

Steidl, F., and C. Chen (1987) Anticipated Monetary and Fiscal Policy Effects on Output; Journal of Macro- economics, Vol. 9, pp. 255-74.

Wallace, F. H. (1999) Long-run Neutrality of Money in the Mexican Economy; Applied Economics Letters , Vol. 6 , pp. 637-40.

Zivot, E. and D. W. K. Andrews (1992) Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and Unit-Root Hypothesis; Journal of Business and Economic Statistics, 10(3): 251-270.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1394.15.3.10.0]