Archive of SID

بررسی خنثی بودن و ابر خنثی بودن پول در اقتصاد ایران: مقایسه انباشته‌های پولی جمع ساده و دی‌ویسیا

دکتر اصغر شاهمرادی
استادیار دانشکده اقتصاد- دانشگاه تهران *
سیدعلی ناصری
کارشناس ارشد مرکز آمار ایران **

تاریخ دریافت: ۸۷/۱۲/۲۰ تاریخ پذیرش: ۸۸/۱۰/۱ صفحات: ۳۲۷-۲۹۹

در ادبیات مطالعه خنثی بودن و ابرخنثی بودن در ایران دو ضعف اساسی وجود دارد: ۱. متدولوژی بکار رفته در آنها منطبق با ادبیات قدیم در حوزه خنثی بودن پول بوده و ویژگیهای سری زمانی متغیرهای موجود در این مدل‌ها مورد بررسی قرار نگرفته است که طبق نظر کینگ و واتسون (۱۹۹۷) نتایج بدست آمده از این مطالعات قابل استناد نیستند. ۲. حجم پول بکار رفته در این مطالعات از تجمیع جمع ساده بدست آمده و در آنها از شاخص دی‌ویسیا بهره گرفته نشده است. این در حالی است که بر اساس مطالعات تجربی صورت گرفته، ضعف توان پیش‌بینی تجمیع جمع ساده آشکار شده است. در این مقاله از متدولوژی کینگ و واتسون برای بررسی خنثی بودن و ابرخنثی بودن پول استفاده شده و هر دو ضعف برشمرده به صورت توأم برطرف شده است. نتایج بدست آمده حاکی از آن است که فرضیه خنثی بودن پول در در ایران در بیشتر حالتهای مختلفی که طبق متدولوژی مورد بررسی قرار گرفته‌اند، تأیید می‌شود.

طبقه بندی JEL: E17, E42, E47, E52, E58

کلید واژه‌ها:
ایران، خنثی بودن پول، ابرخنثی بودن پول، متدولوژی کینگ و واتسون، شاخص دی‌ویسیا، شاخص جمع ساده، مدل خود توضیح برداری

*. E.mail: shahmoradi@ut.ac.ir
**. E. mail: salinaseri@yahoo.com

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

تأثیرگذاری یا عدم تأثیر پول بر متغیرهای واقعی از موضوعات مورد مناقشه در بین اقتصاددانان و مکاتب مختلف اقتصادی بوده است. بعبارت دقیق‌تر چگونگی تعامل میان بخش حقیقی و پولی از پرسشهایی بوده که مکاتب مختلف اقتصادی به آن پاسخهای متفاوتی داده‌اند. در این زمینه دو فرضیه اساسی برای توصیف رابطه بین بخش حقیقی و بخش پولی اقتصاد وجود دارد:

۱. فرضیه خنثی بودن بلند مدت[۱] پول
۲. فرضیه ابرخنثی بودن بلند مدت[۲] پول

فرضیه خنثی بودن ادعا دارد که تغییرات دائمی در سطح عرضه پول در بلندمدت هیچگونه تأثیری بر سطح متغیرهای واقعی ندارد. فرضیه ابر خنثی بودن نیز بیان می‌کند که تغییرات دائمی در نرخ رشد عرضه پول در بلندمدت بر سطح متغیرهای واقعی اثرگذار نیست.

پذیرش یا رد هر یک از فرضیه‌های فوق بر نقش سیاستهای پولی تأثیر می‌گذارد. در واقع، آزمون خنثی بودن بلند مدت پول علاوه بر آن که در اثر بخشی کاربست سیاستهای پولی حیاتی است، ویژگی محوری بسیاری از مدل‌های کلان اقتصادی نیز می‌باشد. «ماسون و دیگران»[۳] (۱۹۹۷) بر خنثی بودن بلندمدت پول به عنوان شرط حیاتی برای موفقیت هر رژیم سیاست پولی پایه‌گذاری شده بر مبنای هدف‌گذاری تورمی[۴] تأکید می‌کنند.

در حال حاضر بسیاری از کشورهای توسعه یافته از هدف‌گذاری تورمی برای سیاستهای پولی استفاده می‌کنند. اگر چه درباره موفقیت این سیاستها در کشورهای در حال توسعه تردیدهایی وجود دارد؛ با این حال هدف‌گذاری تورمی شایع‌ترین رژیم سیاست پولی در بین کشورهای در حال توسعه در عصر حاضر است.

---

1. Long- Run Neutrality
2. Long- Run Super Neutrality
3. P. R. Masson, M. A. Savastano and S. Sharma, (1997).
4. هدف "هدف‌گذاری تورمی" دستیابی به یک سطح تورم پایین و پایا است.

www.SID.ir

Archive of SID

بنابراین بررسی خنثی بودن یا ابرخنثی بودن پول، مقدمه و شرط لازم برای موفقیت سیاستهای پولی و ثبات اقتصادی است. هر چند همانگونه که «کئونگ و مک آلیر»[1] (۲۰۰۰)، «اولکانس»[2] (۱۹۹۶) و «بولارد»[3] (۱۹۹۴) تأکید می‌کنند، نتایج آزمون خنثی بودن به تجمیع پولی بکار رفته در تحلیل حساس است. در نتیجه انتخاب انباشته پولی مناسب پیش شرط بررسی خنثی بودن و ابرخنثی بودن پول و این نیز بنوبهٔ خود مقدمه و شرط اساسی برای موفقیت سیاستهای پولی به حساب می‌آید. از آنجا که مطالعات صورت گرفته دربارهٔ خنثی بودن و ابرخنثی بودن پول صرفاً بر اساس حجم پول[4] بدست آمده از روش جمع ساده مبتنی بوده و این حجم پول از روش دی‌ویسیا مدنظر قرار نگرفته است، بررسی خنثی بودن و ابرخنثی بودن پول بر مبنای حجم پول محاسبه شده بر اساس روش جمع ساده و دی‌ویسیا و مقایسه نتایج خنثی بودن و ابرخنثی بودن برای این انباشته‌های پولی بایستی مورد توجه قرار گیرد. «فیشر و سیتر»[5] (۱۹۹۳) و «کینگ و واتسون»[6] (۱۹۹۷) نشان دادند آزمونهای خنثی بودن، زمانی معتبرند که متغیرهای اسمی و واقعی برخی شرایط نامانایی معین را دارا باشند. با توجه به اینکه در ادبیات قدیم مربوط به خنثی بودن پول به این موضوع توجه نشده؛ بنابراین نتایج حاصل از این مطالعات باید کنار گذاشته شوند. در این مقاله برای بررسی خنثی بودن و ابرخنثی بودن پول از متدولوژی کینگ- واتسون (۱۹۹۷) که در آن به ویژگیهای متغیرهای موجود در مدل توجه ویژه‌ای مبذول می‌شود، استفاده شده است. این مقاله در ده بخش تنظیم شده است: در بخش دوم مبانی نظری خنثی بودن پول ارائه شده است؛ بخش سوم مقاله در بر گیرنده سابقه مطالعات در مورد خنثی بودن پول است؛ در بخش چهارم، مدل مورد استفاده ذکر شده و بخش پنجم نیز شامل اطلاعات و آمار است؛ در بخش ششم شیوه تخمین معادلات توضیح داده شده است؛ در بخشهای هفتم و هشتم به ترتیب نتایج آزمونهای

1. K. Keong,and M. MCaleer, (2000).
2. N. Olekans, (1996).
3. J. B. Bullard, (1994).
4. Money Stock
5. M. Fisher and J. Seater, (1993).
6. R. King and M. Watson, (1997).

www.SID.ir

Archive of SID

ریشه واحد و هم‌انباشتگی ارائه شده است؛ بخش نهم در بر گیرنده شیوه استخراج نتایج بوده و سرانجام توصیه‌های سیاستی نیز در بخش دهم آمده است.

مبانی نظری خنثی بودن پول

در چارچوب مدل‌های تعادل عمومی پول، خنثی بودن پول را می‌توان بصورت زیر تعریف کرد:[1]

پول آن هنگام خنثی است که در پی بر هم خوردن تعادل اولیه (به دلیل تغییر در عرضهٔ اسمی پول)، تعادل جدید هنگامی بدست آید که تمامی متغیرهای واقعی همان مقادیر قبل از تغییر در عرضهٔ پول را دارا باشد.

بدیهی است که اگر مدل این شرایط را برآورده نسازد، پول غیرخنثی است.[2] در بحث مربوط به خنثی بودن پول، اقتصاددانان به یک تجربهٔ نظری خاص اشاره دارند که بطور طبیعی و مستقیم در اقتصادهای واقعی مشاهده نمی‌شود. این تجربهٔ نظری خاص عبارت است از تغییر یکباره، پیش‌بینی نشده و پایدار در سطح حجم پول. آنچه که در این مورد اهمیت دارد، حفظ سطح جدید حجم پول برای یک دورهٔ نسبتاً طولانی است؛ بطوریکه بتوان اطمینان حاصل کرد که اثر تغییرات موقتی و گذرا، از بین رفته است. از طرف دیگر، تغییر ایجاد شده در حجم پول باید پیش‌بینی نشده باشد؛ چرا که اگر واحدهای اقتصادی از افزایش حجم پول با خبر 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 آن را خنثی می‌کنند.[3] در دهۀ ۱۹۶۰ میلادی و قبل از آن مهمترین آزمونهایی که در مورد خنثی بودن بلندمدت پول انجام

---

[1]. Harris, Laurence, (1981).

[2]. این تعریف از خنثی بودن پول به تعادل ایستای مقایسه‌ای مربوط است، مفهوم دیگری بنام ابر خنثی بودن (Super Neutrality) نیز وجود دارد که به مسیر رشد تعادلی اقتصاد مربوط می‌شود. ابرخنثی بودن پول به معنای این است که یک تغییر پیش‌بینی نشده و ماندگار در نرخ رشد حجم پول، اثری بر متغیرهای واقعی اقتصاد نداشته باشد.

[3]. در بحث مربوط به ابر خنثی بودن پول، تغییر پیش‌بینی نشده در نرخ رشد حجم پول و حفظ آن برای مدت زمان طولانی ضروری است، با اینکه در اقتصاد پولی قضیهٔ خنثی بودن بلند مدت پول امری بدیهی و مسلم فرض می‌شود، با قضیهٔ ابرخنثی بودن بلندمدت پول محتاطانه‌تر برخورد می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

می‌گرفت، در برآورد پارامترهای یک معادلهٔ رگرسیونی که متغیر وابستهٔ آن تولید واقعی و متغیر(های) مستقل آن وقفه‌های 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"[1] در مباحث مربوط به سری‌های زمانی این موضوع را تا حد زیادی حل نمود؛ بطوریکه اگر یک سری زمانی ریشهٔ 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. در حقیقت، وجود یا عدم وجود تغییرات دائمی در یک متغیر اقتصادی دقیقاً همان چیزی است که سری زمانی آن متغیر نشان می‌دهد. این همان ایده‌ای است که پژوهشگرانی همچون «فیشر و سیتر»[2] (۱۹۸۹،۱۹۹۳) و «کینگ و واتسون»[3] (۱۹۹۷، ۱۹۹۴، ۱۹۹۲) از آن استفاده کرده و شیوه‌های جدیدی را برای آزمون قضایای خنثی بودن پول در بلندمدت مطرح نمودند. همچنین لوکاس (۱۹۷۲) و سارجنت (۱۹۷۱) با مثالهایی نشان می‌دهند که آزمون خنثی بودن بلندمدت با استفاده از مدل‌های فرم خلاصه شده غیرممکن است. مثالهای آنها نمایان‌کننده انتظارات عقلایی همراه با ناخنثی بودن کوتاه‌مدت و متغیرهای برونزایی است که از یک فرآیند مانا پیروی می‌کنند؛ بنحویکه داده‌های تولید شده توسط این مدل‌ها شامل تغییرات دائمی ضروری برای آزمون مستقیم خنثی بودن بلندمدت نیست. در زمینه این مدل‌ها، لوکاس و سارجنت استدلال می‌کنند که برای آزمون قضیه خنثی بودن، ساختن مدل رفتاری کاملاً اظهار شده[4] ضروری است. انتقاد مطرح شده توسط لوکاس و سارجنت به مانایی بستگی دارد. در مدل‌هایی که متغیرهای اسمی نامانا باشند، خنثی بودن بلندمدت را می‌توان بدون آگاهی کامل از مدل رفتاری، معین و آزمون کرد. با این وجود، حتی زمانیکه متغیرها انباشته باشند، خنثی بودن بلندمدت را نمی‌توان با استفاده از مدل خلاصه شده آزمون کرد. در عوض، مدل‌های شکل نهایی لازم است تا پاسخ پویای متغیرها به اختلالات ساختاری را نشان دهد. نتایج استاندارد از تحلیل اقتصادسنجی معادلات همزمان نشان می‌دهد که شکل

[1]. Unit root
[2]. Fisher & Seater (1989,1993).
[3]. R. King and M. Watson, (1992, 1994, 1997).
[4]. Articulated

www.SID.ir

Archive of SID

نهایی مدل ساختاری از نظر اقتصادسنجی مشخص نیست؛ زیرا مجموعه‌ای از محدودیتهای پیشین برای شناسایی اختلالات ساختاری ضروری است. کینگ و واتسون بررسی کردند که ارزش برآورد شده کشش بلندمدت ستانده با توجه به پول به این موضوع بستگی دارد که در مورد هر یک از سه کشش ذیل چه فرضی داشته‌ایم: ۱. کشش همزمان ستانده با توجه به پول ۲. کشش همزمان پول با توجه به ستانده ۳. کشش بلندمدت پول با توجه به ستانده. اگرچه تلاشهای زیادی توسط اقتصاددانان برای آزمون قضایای فوق صورت گرفته اما پیشرفتهای اخیر در فهم ویژگیهای متغیرهای سری زمانی، اعتبار آماری آزمونهای بکارگرفته شده در مطالعات تجربی گذشته را زیر سؤال برده است. فیشر و سیتر (۱۹۹۳) و کینگ و واتسون (۱۹۹۷) نشان دادند آزمونهای خنثی بودن، زمانی معتبرند که متغیرهای اسمی و واقعی برخی شرایط نامانایی معین را دارا باشند. با توجه به اینکه در ادبیات قدیم مربوط به خنثی بودن پول به این موضوع توجه نشده است پس نتایج حاصل از این مطالعات باید کنار گذاشته شوند. آنها نشان دادند که آزمونهای خنثی بودن زمانی امکانپذیرند که مرتبهٔ انباشتگی[1] متغیرهای اسمی و واقعی حداقل از مرتبهٔ یک باشد و آزمونهای ابرخنثی بودن زمانی امکانپذیرند که مرتبهٔ انباشتگی متغیرهای اسمی برابر با مرتبهٔ انباشتگی متغیرهای واقعی بعلاوهٔ یک باشند.[2] علت این امر واضح است؛ وقتی که متغیر پولی، انباشته از مرتبهٔ صفر (I(۰)) است، سری پایاست و بدین معناست که تغییرات دائمی در عرضهٔ پول رخ نداده و نوسانات مشاهده شده در عرضهٔ پول، بیانگر تغییرات موقتی و زودگذر است و بنابراین نمی‌توان قضایای خنثی بودن و ابر خنثی بودن پول را آزمون نمود. متغیر سری زمانی پول برای اجرای آزمون خنثی بودن پول، باید حداقل I(۱) و برای آزمون ابرخنثی بودن پول باید حداقل I(۲) باشد. در این رابطه، سه حالت قابل تفکیک است:

۱. وقتی که متغیر پولی I(۱) و متغیر تولید واقعی I(۰) باشد، این موضوع حاکی از آن است که تغییرات دائمی در متغیر پولی اتفاق افتاده، اما در تولید واقعی اتفاق نیفتاده است؛ بنابراین فرضیه خنثی بودن پول را نمی‌توان رد کرد.

[1]. Order of Integration
[2]. A. Serletis and Z. Koustas, (2001).

www.SID.ir

Archive of SID

۲. وقتی که متغیرهای پولی و واقعی هر دو I(۱) باشند به معنای رخ دادن تغییرات دائمی در هر دو متغیر است؛ بنابراین امکان آزمون خنثی بودن پول با استفاده از روشهای معمول اقتصادسنجی مانند OLS با فرض برونزا بودن متغیر پولی، فراهم است.[۱]

۳. وقتیکه متغیر پولی I(۲) و متغیر تولید واقعیI(۱) باشد به معنای آن است که تغییرات دائمی در نرخ رشد پول و سطح تولید واقعی رخ داده و امکان آزمون قضیه ابر خنثی بودن پول فراهم است.

سابقه مطالعات خنثی بودن پول

همانطور که ذکر شد ویژگیهای متغیرها و مرتبه انباشتگی آنها در بررسی خنثی بودن پول، از اهمیت قابل توجهی برخوردار است که در مطالعات پیشین به این موضوع توجه نشده است، بنابراین فیشر و سیتر (۱۹۹۳) و کینگ و واتسون (۱۹۹۷) معتقدند که نتایج این مطالعات نبایستی مورد استناد قرار گیرد. بنابراین در اینجا فقط به مطالعاتی اشاره می‌شود که از متدولوژی‌های خود توضیح انباشته میانگین متحرک (ARIMA) که توسط فیشر و سیتر (۱۹۹۳) و خود توضیح برداری ساختاری (SVAR) که توسط کینگ و واتسون (۱۹۹۷) ارائه شده‌اند، استفاده کرده‌اند.

«سرلتیس و کاستاس»[۲] (۲۰۰۱) موضوع خنثی بودن بلند مدت پول را با استفاده از تجمیع‌های پولی جمع ساده، دی‌ویسیا و هم ارز پولی[۳] مورد مقایسه قرار دادند. فرضیه خنثی بودن بلند مدت با استفاده از تجمیع هم‌ارز پولی تأیید می‌شود؛ در حالیکه فرضیه ابر خنثی بودن بلندمدت را، با استفاده از داده‌های جمع ساده و دی‌ویسیا، به قوت نمی‌توان تأیید کرد.

«نوریگا»[۴] (۲۰۰۴) در مقاله خود با استفاده از داده‌هایی با تناوب اندک[۵] شواهد جدیدی در رابطه با خنثی بودن پول نشان داد. یافته‌های مقاله از آن حکایت دارند که خنثی

---

[۱]. این حالتی است که در بیشتر پژوهشهای تجربی که موضوع خنثی بودن پول را مورد بررسی قرار داده‌اند، مدنظر قرار گرفته است.

[2]. Serletis, Apostolis and Zisimos Koustas, (2001).
[3]. Currency Equivalent
[4]. Noriega, Antonio E. (2004).
[5]. Low Frequency

www.SID.ir

Archive of SID

بودن پول برای پنج کشور آرژانتین، دانمارک، مکزیک، ایتالیا و ایالات متحده مورد تأیید است که این نتایج با یافته‌های پیشین مطابقت ندارد. برای کشورهای استرالیا، برزیل، کانادا، سوئد و بریتانیا یافته‌های مقاله در مورد ریشه‌های واحد و خنثی بودن از نتایج قبلی پشتیبانی کرده یا آنها را به روز رسانی می‌کنند. نتایج بدست آمده برای خنثی بودن بلندمدت پیچیده است. خنثی بودن بلندمدت برای برزیل، کانادا، مکزیک و سوئد در سطح تجمیع M2 برقرار است. برای آرژانتین، استرالیا، دانمارک، ایتالیا، مکزیک و بریتانیا، خنثی بودن بلندمدت در سطح تجمیع M1 تأیید نمی‌شود، که بدان معناست که سیاست پولی در این کشورها در زمینه حفاظت و دور نگه داشتن تولید واقعی از شوک‌های بلند مدت در حجم پول، بطور کامل موفق و مؤثر عمل نکرده است. مانایی پول و تولید تحت آزمون ریشه واحد بکار رفته در مقاله بر عدم خنثی بودن بلندمدت پول برای دانمارک و ایالات متحده دلالت می‌کند.

«سولکو»[1] (۱۹۹۷) با استفاده از انباشته‌های پولی M3,M2y,M2,M1 به تحلیل خنثی بودن بلندمدت پول در ترکیه پرداخت. بنا بر شواهد بدست آمده تنها امکان بررسی خنثی بودن بلند مدت حاصل شد که شواهد زیادی در این مورد برای انباشته‌های پولی M3,M2,M1 بدست آمده است.

«جعفری صمیمی و عرفانی»[2] (۱۳۸۳) با استفاده از روش فیشر و سیتر و داده‌های سری زمانی ۱۳۸۱-۱۳۳۸ برای اقتصاد ایران خنثی بودن و ابرخنثی بودن پول را آزمون کردند. هر سه متغیر پولی بکار رفته در مدل شامل پایه پولی، حجم پول و نقدینگی دارای دو ریشه واحد هستند. نتایج نشان می‌دهد که پول در این دوره زمانی در اقتصاد ایران خنثی است. این نتیجه برای هر سه معیار پول صادق است. همچنین فرضیه ابرخنثی بودن پول در اقتصاد ایران بر اساس مشاهدات فوق تأیید نمی‌شود.

منجذب (۱۳۸۵) به بررسی خنثی بودن پول بر متغیرهای واقعی در قالب مدل‌های کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت کینزی پرداخته است. نتایج مقاله نشان می‌دهد که پول و

[1]. Sulka, Seher Nur, (2007).

[2]. احمد جعفری صمیمی و علیرضا عرفانی، «آزمون خنثی بودن و ابرخنثی بودن بلندمدت پول در اقتصاد ایران»، ***تحقیقات اقتصادی***، شماره ٦٧، (زمستان ١٣٨٣)، صص ١٣٨-١١٧.

www.SID.ir

Archive of SID

گسترش آن در کوتاه‌مدت بر تولید واقعی اثرگذار بوده، ولی در میان‌مدت و بلندمدت خنثی است. در مقاله دیگری جلالی نائینی و شیوا (۱۳۷۹) با استفاده از مدل بارو خنثی بودن پول در ایران طی دوره زمانی۷۰-۱۳۴۰را بررسی کرده‌اند. نتایج بدست آمده گویای آن است که رشد حجم پول و نقدینگی در میان‌مدت و بلندمدت تأثیر قابل توجهی بر تولید ندارند.

ختایی و دانه‌کار (۱۳۷۹) در چارچوب مدل بارو و بر اساس نظریه انتظارات عقلایی آثار رشد پولی قابل انتظار و غیر قابل انتظار را بررسی کرده‌اند. بر مبنای مطالعه آنها، سیاستهای پولی قابل انتظار برخلاف فرضیه انتظارات عقلایی در کوتاه‌مدت بر متغیرهای واقعی اثرگذار است. همچنین سیاستهای پولی غیر قابل انتظار، برخلاف نظریه انتظارات عقلایی بر متغیرهای واقعی اقتصاد اثر معکوس دارد.

تشکینی و شفیعی (۱۳۸۴) با استفاده از روش رگرسیونهای به ظاهر نامرتبط(SUR) و برای دوره زمانی ۸۲-۱۳۳۸ فرضیه خنثی بودن پول و انتظارات عقلایی را در ایران آزموده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که سیاست پولی پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده خنثی هستند. همچنین فرضیه انتظارات عقلایی در مورد ایران تأیید نشده است.

مدل

به منظور بررسی تأثیرات متقابل بین پول و ستاندهٔ واقعی، ضرورت دارد تا یک سیستم دو معادله‌ای تبیین شود. مدل خود توضیح برداری (VAR)[1] در شکل ساختاری خود شامل معادلات خطی هر یک از متغیرهای درونزا به‌عنوان تابعی از مقادیر با وقفهٔ همان متغیر و مقادیر همزمان و با وقفهٔ متغیرهای دیگر موجود در سیستم است.

کینگ و واتسون (۱۹۹۷ و ۱۹۹۲) به منظور بررسی خنثی بودن پول از یک مدل خود توضیح برداری (VAR) دو متغیره از مرتبه P استفاده کردند. متغیرهای بکار رفته در مدل آنها شامل m_t و y_t (که m_t لگاریتم حجم پول و y_t لگاریتم ستاندهٔ واقعی است) بوده و مدل بصورت تفاضل مرتبهٔ اول بیان شده است. بنابراین فرض شده که m_t و y_t هر دو انباشته

[1]. Vector- Autoregressive Model

www.SID.ir

Archive of SID

از مرتبهٔ یک بوده، $I(۱)$ ، و با یکدیگر هم انباشته نیستند. بنابراین متغیرهای موجود در مدل مانا بوده و آزمونهای آماری معمول معتبرند. مدل آنها بصورت:

$$\Delta y_t = \lambda_{ym} \Delta m_t + \sum_{j=۱}^{P} \alpha_{yy}^{j} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=۱}^{P} \alpha_{ym}^{j} \Delta m_{t-j} + \varepsilon_t^{y} \qquad (۳)$$

$$\Delta m_t = \lambda_{my} \Delta y_t + \sum_{j=۱}^{P} \alpha_{my}^{j} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=۱}^{P} \alpha_{mm}^{j} \Delta m_{t-j} + \varepsilon_t^{m} \qquad (۴)$$

بوده که ε_t^{m} و ε_t^{y} به ترتیب تغییرات پیش‌بینی نشدهٔ برونزا[1] در ستاندهٔ واقعی و حجم پول را نشان می‌دهند. همچنین λ_{my} و λ_{ym} به ترتیب اثر همزمان ستانده بر روی عرضه پول و پاسخ همزمان ستانده به تغییرات در عرضهٔ پول را نشان می‌دهند. برای بررسی خنثی بودن پول، به بررسی اثرات پویای شوک‌های پولی، ε_t^{m} ، بر روی محصول، y_t ، تمرکز می‌شود.

مدل مذکور را می‌توان به شکل ساده‌تر زیر ارائه نمود:

$$\alpha_{yy}(L)\Delta y_t = \alpha_{ym}(L)\Delta m_t + \varepsilon_t^{y} \qquad (۵)$$

$$\alpha_{mm}(L)\Delta m_t = \alpha_{my}(L)\Delta y_t + \varepsilon_t^{m} \qquad (۶)$$

در روابط فوق $\alpha_{my}(L) = \lambda_{my} + \sum_{j=۱}^{P} \alpha_{my}^{j} L^{j}$ ، $\alpha_{mm}(L) = ۱ - \sum_{j=۱}^{P} \alpha_{mm}^{j} L^{j}$ ، $\alpha_{ym}(L) = \lambda_{ym} + \sum_{j=۱}^{P} \alpha_{ym}^{j} L^{j}$ و $\alpha_{yy}(L) = ۱ - \sum_{j=۱}^{P} \alpha_{yy}^{j} L^{j}$ هستند. همچنین نمایش ماتریسی معادلات (۵) و (۶) به شکل زیر است:

[1]. Exogenous Unexpected

www.SID.ir

Archive of SID

$$\alpha(L)X_t = \varepsilon_t \qquad (۷)$$

که $\alpha(L) = \sum_{j=۰}^{P} \alpha_j L^j$ و $\alpha_o = \begin{bmatrix} ۱ & -\lambda_{ym} \\ -\lambda_{my} & ۱ \end{bmatrix}$ و $\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^m \end{bmatrix}$ و

$$\alpha_j = -\begin{bmatrix} \alpha_{yy}^j & \alpha_{ym}^j \\ \alpha_{my}^j & \alpha_{mm}^j \end{bmatrix} j = ۱,۲,....,P \quad \text{و} \quad x_t = \begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta m_t \end{bmatrix}$$

بنابراین طبق نمادگذاری فوق ضرایب بلندمدت به‌صورت $\gamma_{ym} = \frac{\alpha_{ym}(۱)}{\alpha_{yy}(۱)}$ و $\gamma_{my} = \frac{\alpha_{my}(۱)}{\alpha_{mm}(۱)}$ تعریف می‌شود که در آن γ_{ym} پاسخ بلندمدت ستانده به یک واحد افزایش دائمی در پول و γ_{my} پاسخ بلندمدت پول به یک واحد افزایش دائمی در ستانده را اندازه می‌گیرد. طبق این مفهوم، خنثی بودن بلندمدت پول بر این قید دلالت دارد که باید $\gamma_{ym} = ۰$ باشد. همانطور که کینگ و واتسون (۱۹۹۷) بیان می‌کنند، درونزایی[1] عرضهٔ پول موجب می‌شود تا معادلهٔ (۵) از نظر اقتصادسنجی غیرقابل تشخیص باشد. طبق رابطهٔ $\frac{n(n-۱)}{۲}$ ، در اینجا یک محدودیت اضافی برای شناسایی مدل و آزمون خنثی بودن بلندمدت مورد نیاز است.[2] برای بررسی این موضوع سیستم معادلات اولیه در رابطهٔ (۵) را در شکل استاندارد خود به‌صورت $X_t = \sum_{j=۱}^{P} \Phi_j . x_{t-j} + e_t$ ارائه می‌کنیم. در این رابطه $\Phi_j = -\alpha_o^{-۱}\alpha_j$ و $e_t = \alpha_o^{-۱}\varepsilon_t$ است. معادلات زیر ماتریس‌های α_j و $\sum_{\varepsilon}$ را معین می‌کند:

$$\alpha_o^{-۱}\alpha_j = \Phi_j \qquad j = ۱,۲,....,p \qquad (۸)$$

[1]. Endogeneity

[2]. در اینجا از مدل خود توضیح برداری (VAR) دو متغیره استفاده شده؛ پس $n = ۲$ است.

www.SID.ir

Archive of SID

$$\alpha_o^{-1}\sum_{\varepsilon}(\alpha_\cdot^{-1})' = \sum_{e} \qquad (۹)$$

معادلهٔ (۶) ، α_j را به‌عنوان تابعی از α_o و Φ_j بدست می‌دهد. در معادلهٔ (۷) با توجه به اینکه $\sum_e$ یک ماتریس متقارن ۲ × ۲ است و دارای سه مؤلفهٔ یکتا است، نمی‌تواند α_o و $\sum_{\varepsilon}$ را تعیین کند. حتی با فرض مستقل بودن ε_t^m و ε_t^y؛ یعنی $Cov(\varepsilon_t^m,\varepsilon_t^y)=۰$ مدل شامل سه معادلهٔ متفاوت و چهار مجهول λ_{my} ، λ_{ym} ، $Var(\varepsilon_t^m)$ و $Var(\varepsilon_t^y)$ است. واضح است که برای شناسایی و حل مدل و همچنین آزمون خنثی بودن بلندمدت پول بایستی قیدی دیگر به مدل تحمیل کنیم. تخصیص مقدار ثابت به هر یک از ضرایب مدل می‌تواند قید اضافی تحمیل شده باشد. در ادبیات اقتصاد سنجی روشهای مختلفی برای تعیین محدودیتها وجود دارد. انتخاب این قیود می‌تواند بر اساس تئوری اقتصادی صورت گیرد. قیود زیر هر یک تفسیرهای اقتصادی متفاوتی دارند:

- $\gamma_{ym}=۰$. در این حالت فرض شده که پول در بلندمدت خنثی است.[۱]
- $\gamma_{my}=۰$. در این حالت پول متغیری برونزا است. در نتیجه شوک‌های وارده به حجم پول پیش‌بینی نشده است.[۲] فرض $\gamma_{my}=۱$ در حالتی که سرعت گردش پول با ثبات[۳] باشد با با ثباتی بلندمدت قیمت سازگار است.
- $\lambda_{my}=۰$ یا $\lambda_{ym}=۰$. زمانی که هر یک از اثرات همزمان برابر صفر باشند، مدل، بازگشتی[۴] خواهد بود.[۵]

---

۱. برای کسب اطلاعات تفصیلی در این زمینه بنگرید به:

-Gali, Jordi, (1992).
-King, Robert G., Charles I. Plosser,James H. Stock, and Mark W. Watson, (1991).
-Shapiro, Matthew and Mark W. Watson, (1988).

۲. رابطه اخیر برای مثال زمانی برقرار است که $\lambda_{my}=\alpha_{my}^{۱}=\alpha_{my}^{۲}=\ldots=\alpha_{my}^{P}=۰$ باشند.

3. Stable
4. Recursive

۵. برای مطالعه در این زمینه بنگرید به:

-Geweke, John, (1989).
-Stock ,James H. And Mark W. Watson (1989).
-Rotemberg, Julio J. ,John C. Driscoll and James M. Poterba, (1995).
-Fisher, Mark E., and John J. Seater (1993).

www.SID.ir

Archive of SID

در این پژوهش از رویکرد به گزینه[1] کینگ و واتسون (۱۹۹۷) پیروی شده و بجای آنکه بر روی یک قید شناسایی تمرکز کنیم، نتایج خنثی بودن پول را برای دامنه‌ای از قیود شناسایی گزارش می‌کنیم. به بیان دیگر در هر حالت هر یک از ضرایب $\gamma_{ym}, \gamma_{my}, \lambda_{ym}, \lambda_{my}$ را در دامنه‌ای منطقی تغییر داده و سه پارامتر دیگر و انحراف معیار آنها را برآورد می‌کنیم.

منطق شیوهٔ بکار رفته آن است که زمانی که هر یک از کششهای λ_{my}، λ_{ym}، γ_{my} مقادیر یک دامنهٔ منطقی را به خود می‌گیرند، مقدار برآورد شده کشش بلندمدت ستانده نسبت به پول نباید اختلاف معناداری با صفر داشته باشد. به بیان دیگر اگر γ_{ym} برآورد شده با فرض معلوم بودن هریک از ضرایب λ_{my} ، λ_{ym} ، γ_{my} از نظر آماری اختلاف معناداری با صفر نداشته باشد در این صورت می‌توان فرضیهٔ خنثی بودن بلندمدت پول را پذیرفت. واضح است که این استراتژی آزمون، به لحاظ قوت استنباطها و تحلیلهای خنثی بودن پول نسبت به حالتی که در آن بر اساس فروض مشخصی در مورد $\gamma_{my}, \lambda_{ym}, \lambda_{my}$ عمل می‌کنیم، حاوی اطلاعات مفیدتری خواهد بود. مدل بر اساس روش معادلات همزمان و طبق رویکرد کینگ و واتسون برآورد شده است. برای بررسی خنثی بودن بلندت مدت پول از تجمیع پولی جمع ساده و تجمیع پولی به روش دی‌ویسیا در سطح M1 و M2 استفاده شده است.

اطلاعات و آمار

از آنجا که مبحث خنثی بودن تأثیر یک شوک وارده بر متغیر اسمی را بر روی یک متغیر واقعی مورد بررسی قرار می‌دهد، در نتیجه مقادیر اسمی حجم پول و مقادیر واقعی ستانده، مورد نیاز است. اطلاعات بکار رفته در این پژوهش به صورت فصلی و برای دورهٔ زمانی ۱۳۸۴:۲ – ۱۳۶۷:۱ می‌باشد. اطلاعات مربوط به ستاندهٔ واقعی از تقسیم ستاندهٔ اسمی بر شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI)[2] برای دورهٔ مذکور و بر اساس اطلاعات بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران بوده است. مقادیر حجم پول بر اساس تجمیع پولی جمع ساده و برای

[1]. Eclectic
[2]. Consumer Price Index

www.SID.ir

Archive of SID

M1 و M2 نیز از بانک مرکزی بدست آمده است.[1] در حالیکه مقادیر حجم پول برای M1 و M2 بر اساس تجمیع پولی دی‌ویسیا از مطالعه شاهمرادی، ناصری و ناصری استخراج شده است. متغیرهای بکار رفته در مدل عبارتند از:

LNSM1: لگاریتم حجم اسمی پول بر اساس شاخص جمع ساده در سطح M1

LNSM2: لگاریتم حجم اسمی پول بر اساس شاخص جمع ساده در سطح M2

LNDM1: لگاریتم حجم اسمی پول بر اساس شاخص دی‌ویسیا در سطح M1

LNDM2: لگاریتم حجم اسمی پول بر اساس شاخص دی‌ویسیا در سطح M2

علاوه بر این متغیرها در بررسی خنثی بودن پول از متغیر LRGDP، لگاریتم محصول واقعی استفاده می‌کنیم.

شیوه تخمین معادلات

فرض کنیم λ_{ym} در معادلهٔ (۵) معلوم باشد، در این صورت می‌توان معادلهٔ (۵) را با رگرس کردن $\Delta y_t - \lambda_{ym}\Delta m_t$ بر روی مقادیر با وقفهٔ متغیرهای موجود در سیستم برآورد کرد. هرچند معادلهٔ (۶) را که مربوط به عرضهٔ پول است، نمی‌توان با روش حداقل مربعات معمولی برآورد نمود - زیرا در این معادله، Δy_t بعنوان یکی از متغیرهای مستقل با جزء اختلال همبستگی دارد. در این حالت یکی از فروض اساسی روش حداقل مربعات معمولی مبنی بر غیرتصادفی بودن متغیرهای توضیحی یا حداقل در صورت تصادفی بودن، داشتن توزیع مستقل از جزء اختلال تصادفی، نقض می‌شود. بنابراین چنانچه هیچیک از شرایط مذکور تأمین نشود، برآوردکننده حداقل مربعات، نه تنها تورشدار؛ بلکه ناسازگار نیز خواهد بود. برای برآورد معادلهٔ (۶) از برآوردکننده حداکثر درست‌نمایی[2] استفاده نموده و وقفه‌های Δm_t و Δy_t ، $\{\Delta y_{t-i}, \Delta m_{t-i}\}_{i=1}^{P}$، را همراه با باقیمانده‌های معادلهٔ برآورد شدهٔ ستانده به‌عنوان ابزارها[3] بکار می‌بریم. با توجه به اینکه فرض شده ε_t^y و ε_t^m همبستگی ندارند،

[1]. روش معمول در بانک مرکزی ایران برای محاسبهٔ حجم پول، استفاده از روش تجمیع جمع ساده است.

[2]. Maximum Likelihood

[3]. Instruments

www.SID.ir

Archive of SID

استفاده از باقیمانده‌ها بعنوان ابزارها معتبر و منطقی است. اگر λ_{my} به جای λ_{ym} معلوم باشد، ترتیب فرایند فوق معکوس می‌شود. اگر به منظور شناسایی مدل فرض شود که γ_{my} آشکار است، می‌توان از فرآیندی همانند جریان فوق استفاده کرد. برای این منظور ابتدا معادلهٔ (۵) را به صورت زیر بازنویسی می‌کنیم:

$$\Delta m_t - \gamma_{my}\Delta y_t = \beta_{mm}(\Delta m_{t-1} - \gamma_{my}\Delta y_t) + \sum_{j=0}^{P-1}\tilde{\alpha}_{my}^{j}\Delta^2 y_{t-j} + \sum_{j=0}^{P-1}\tilde{\alpha}_{mm}^{j}\Delta^2 m_{t-j} + \varepsilon_t^m \qquad (۱۰)$$

معادلهٔ (۸) را می‌توان با استفاده از روش متغیرهای ابزاری و با رگرس کردن $\Delta m_t - \gamma_{my}\Delta y_t$ روی $\left(\Delta m_{t-1} - \gamma_{my}\Delta y_t, \Delta^2 y_t, \Delta^2 y_{t-1},\ldots,\Delta^2 m_{t-p+1}, \Delta^2 m_{t-1},\ldots,\Delta^2 m_{t-p+1}\right)$ و استفاده از $\{\Delta y_{t-i}, \Delta m_{t-i}\}_{i=1}^{P}$ بعنوان ابزارها برآورد کرد.[1] معادلهٔ (۵) را می‌توان با روش متغیرهای ابزاری و استفاده از باقیمانده‌های برآورد شدهٔ معادلهٔ (۸) همراه با $\{\Delta y_{t-i}, \Delta m_{t-i}\}_{i=1}^{P}$ بعنوان ابزارها تخمین زد. اگر در شناسایی مدل فرض معلوم بودن γ_{ym} را بکار بریم، ترتیب فرآیند فوق معکوس می‌شود.

[1]. در اینجا استفاده از ابزارها به علت همبستگی بالقوه بین Δy_t و جملهٔ اختلال ضرورت دارد.

www.SID.ir

Archive of SID

آزمونهای ریشه واحد

جدول ۱. نتایج آزمونهای ریشه واحد در سطح و در تفاضل، برای انباشته‌های پولی اسمی و واقعی

انباشته پولی	مقادیر آماره‌های آزمون ریشه واحد در سطح					مقادیر آماره‌های آزمون ریشه واحد در تفاضل					
	اسمی										
	الف) لگاریتم سطح متغیرها					ب) لگاریتم تفاضل متغیرها					درجه انباشتگی
	ADF	WS	PP	η_μ	η_τ	ADF	WS	PP	η_μ	η_τ	I(۱)
SM1	۰/۷۶۱	۰/۹۷۶	۰/۰۰۱	۰/۶۹۴	۰/۱۰۱	۰/۷۷۹	۰/۸۶۷	۰	۰/۱۵۱	۰/۱۵۰	I(۱)
DM1	۰/۷۶۱	۰/۹۷۵	۰/۰۰۱	۰/۶۹۴	۰/۱۰۱	۰/۷۷۹	۰/۸۶۷	۰	۰/۱۵۱	۰/۱۵۱	I(۱)
SM2	۰/۲۲۷	۰/۹۸۴	۰/۳۳۶	۰/۷۰۰	۰/۱۳۹	۰/۲۷۴	۰/۱۵۶	۰	۰/۲۸۵	۰/۰۹۶	I(۱)
DM2	۰/۰۷۹	۰/۹۵۷	۰/۰۰۳	۰/۶۹۸	۰/۱۹۰	۰/۷۹۱	۰/۷۵۰	۰	۰/۲۰۳	۰/۱۴۴	I(۱)
GDP	۰/۹۳۰	۰/۹۵۸	۰/۹۴۸	۰/۶۹۴	۰/۱۶۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰	۰/۲۵۹	۰/۰۸۸	I(۱)
	واقعی										
	الف – لگاریتم سطح متغیرها					ب- لگاریتم تفاضل متغیرها					درجه انباشتگی
	ADF	WS	PP	η_μ	η_τ	ADF	WS	PP	η_μ	η_τ	
SM1	۰/۹۶۰	۰/۹۶۶	۰/۰۲۱	۰/۵۹۶	۰/۱۷۰	۰/۰۸۹	۰/۰۲۸	۰	۰/۳۶۵	۰/۱۱۵	**I(۱)**
DM1	۰/۹۶۰	۰/۹۶۶	۰/۰۲۱	۰/۵۹۶	۰/۱۷۰	۰/۰۸۹	۰/۰۲۸	۰	۰/۳۶۵	۰/۱۱۵	**I(۱)**
SM2	۰/۹۹۵	۰/۹۸۶	۰/۹۹۷	۰/۵۵۸	۰/۱۷۳	۰/۱۲۴	۰/۱۵۲	۰	۰/۳۹۳	۰/۱۳۹	I(۱)
DM2	۰/۹۸۵	۰/۹۸۴	۰/۹۵۷	۰/۵۵۹	۰/۱۷۶	۰/۰۸۶	۰/۰۷۵	۰	۰/۴۵۳	۰/۱۲۶	I(۱)
GDP	۰/۳۹3	۰/۷۴۵	۰/۵۳۲	۰/۶۶۷	۰/۰۹۸	۰/۰۰	۰/۰۰	۰	۰/۱۴۹	۰/۱۳۲	I(۱)

منبع: محاسبات تحقیق.

– ارقام ذکر شده ADF، WS و PP مربوط به P-Value آماره‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته، متقارن وزنی تعمیم‌یافته و فیلیپس- پرون است.

– ارقام η_μ و η_T نتایج آماره KPSS برای آزمون مانایی در سطح و روند مانایی را نشان می‌دهد. مقادیر ذکر شده در ستونهای η_μ و η_τ مقادیر آماره LM است. به منظور تصمیم در مورد پذیرش یا رد فرضیه صفر، این مقادیر با مقادیر بحرانی مجانبی ۰/۴۶۳ و ۰/۱۴۶ مقایسه می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

نخستین گام در انجام آزمونهای خنثی بودن و ابر خنثی بودن، آزمون ریشه‌های واحد هر یک از سری‌های زمانی است. بدین منظور از چهار آزمون مختلف برای بررسی وجود یا عدم وجود ریشه(های) واحد در هر یک از سری‌های زمانی و برای دوره ۱۳۸۴:۲-۱۳۶۷:۱ استفاده می‌کنیم تا در موارد شبهه برانگیز بتوان بر اساس نتایج این آزمونها، نظر قاطعی در خصوص وجود یا عدم وجود ریشهٔ واحد در مورد سری زمانی مورد اشاره اتخاذ کرد. با تلفیق نتایج آزمونهای مبتنی بر فرض صفر مانائی و نتایج آزمونهای مبتنی بر فرض صفر وجود ریشهٔ واحد، مشخص می‌شود که همهٔ سری‌ها دارای یک ریشهٔ واحد هستند. مرتبهٔ انباشتگی هر یک از سری‌ها پس از بررسی نتایج آزمونهای مختلف و ترکیب آنها با یکدیگر در ستون یازدهم جدول (۱) ارائه شده است. با توجه به اینکه برای آزمون ابرخنثی بودن، متغیرهای پولی حداقل بایستی I(۲) باشند و چنین امری برای داده‌ها محقق نشده است، بنابراین امکان بررسی ابرخنثی بودن پول در ایران بر مبنای این داده‌ها وجود ندارد.

آزمون هم‌انباشتگی

کینگ و واستون (۱۹۹۷) نشان دادند که آزمونهای خنثی بودن پول در صورت وجود هم‌انباشتگی ناکارآمد هستند. به عبارت دیگر چنانچه محصول و پول، نامانا و هم‌انباشته باشند، در آن صورت یک فرآیند خود رگرسیون‌برداری غیرمقید[1] از تفاضل مرتبهٔ اول آنها وجود ندارد و این برای رد خنثی بودن بلندمدت پول کافی است.[2] بنابراین قبل از آزمون خنثی بودن پول بایستی هم انباشته بودن پول و محصول (ستانده) مورد بررسی قرار گیرد.

در این پژوهش به منظور بررسی هم‌انباشتگی بین محصول و هر یک از تجمیع‌های پولی جمع ساده و دی‌ویسیا در سطح M1 و M2 از روش یوهانسن- یوسلیوس استفاده شده است. بدین منظور آماره اثر و آماره حداکثر مقدار ویژه بکار گرفته شده و نتایج در جدول (۲) گزارش شده است. نتایج آزمون تأییدکننده عدم وجود هم‌انباشتگی بین هریک از انواع مختلف تجمیع‌های پولی و لگاریتم محصول واقعی در سطح پنج درصد است. بنابراین باید

[1]. Unrestricted Vector Autoregressive
[2]. Serletis, Apostolos and Zisimous Koustas. "Monetary Aggregation and the Neutrality of Money", ***Economic Inquiry***, Vol. 39, No. 1, (Jonuary 2001), pp. 124-138.

www.SID.ir

Archive of SID

نسبت به بررسی خنثی بودن بلندمدت پول اقدام نمود و نمی‌توان فرض خنثی بودن بلند مدت پول را بدون آزمون رد کرد.

جدول ۲. آزمون هم انباشتگی برای انباشته های پولی و لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی

نام متغیر	فرض صفر	آزمون اثر		آزمون حداکثر مقدار ویژه		نتایج
		آماره آزمون	احتمال	آماره آزمون	احتمال	
لگاریتم انباشته پولی M1 به روش جمع ساده	عدم وجود هم‌انباشتگی	٦/٠٤٥٠١	٠/٦٩٠٢	٥/٤٢٢٥٩	٠/٦٨٧٨	تأیید فرض صفر
لگاریتم انباشته پولی M2 به روش جمع ساده	عدم وجود هم‌انباشتگی	٨/٦٢٧٢٠	٠/٤٠١٠	٧/٨٣٧١٣	٠/٣٩٥٥	تأیید فرض صفر
لگاریتم انباشته پولی M1 به روش دی‌ویسیا	عدم وجود هم‌انباشتگی	٦/٠٤٥٠٢	٠/٦٩٠٢	٥/٤٢٢٦٠	٠/٦٨٧٨	تأیید فرض صفر
لگاریتم انباشته پولی M2 به روش دی‌ویسیا	عدم وجود هم‌انباشتگی	٦/٧٩٧٢٨	٠/٦٠١٣	٦/٧٠١٢٨	٠/٥٢٥٠	تأیید فرض صفر

منبع: بر اساس محاسبات و نتایج تخمین مدل.

شیوه استخراج نتایج

در این مطالعه چهار حالت در نظر گرفته شده است. در سه حالت اول مقادیری به پارامترهای λ_{my} ، λ_{ym} و γ_{my} اختصاص داده شده و آنگاه فاصله اطمینان ۹۵ درصد که در آن $\gamma_{ym} = ۰$ است، بدست آمد. در حالت چهارم، برخلاف سه حالت قبل، فرض شد $\gamma_{ym} = ۰$ است و آنگاه فاصله اطمینان ۹۵ درصد برای برآوردهای نقطه‌ای λ_{my} ، λ_{ym} و γ_{my} تخمین زده شد. بدیهی است برای تأیید فرضیه خنثی بودن بلندت مدت پول، لازم است فواصل اطمینان برآورد شده λ_{my} ، λ_{ym} و γ_{my} در حالت اخیر با فواصل اطمینان خنثی بودن پول در سه حالت اول برای این پارامترها سازگار باشند. ناسازگاری مقادیر در دو

www.SID.ir

Archive of SID

حالت یاد شده که از آن به بی‌ربط بودن مقدار پارامتر یاد شد، می‌تواند شاهدی بر ناخنثی بودن پول تلقی گردد. به عبارتی جهت بدست آوردن تخمین‌ها، در هر حالت m_t مورد نظر و همچنین قید شناسایی مدل (بر اساس اینکه λ_{my} ، λ_{ym} ، γ_{my} و یا γ_{ym} معین و از پیش شناخته شده است) انتخاب شده و برای هریک برنامه متناسب با آن در نرم افزار TSP4.5 نوشته شده است. اگر λ_{my} ، λ_{ym} و γ_{my} به عنوان محدودیت مدل انتخاب شوند، در هر حالت قید شناسائی مدل در بازه $[-5,5]$ تغییر کرده و مقادیر متناسب با آنها برای γ_{ym} برآورد شده است. اگر فاصله اطمینان ۹۵ درصد برآورد شده برای γ_{ym} شامل صفر باشد، در این صورت می‌توان فرضیه خنثی بودن پول را پذیرفت؛ اما به دلیل قوت بخشیدن به نتایج حالت دیگری نیز در نظر گرفته می‌شود. بدین صورت که فرض می‌شود پول در بلند مدت خنثی است ($\gamma_{ym}=0$) و از آن به عنوان محدودیت مدل استفاده کرده و کشش‌های λ_{my} ، λ_{ym} و γ_{my} برآورد می‌گردد. اگر نتایج بدست آمده بر اساس مفروض بودن خنثی بودن پول با نتایج حالتهایی که در آنها λ_{my} ، λ_{ym} و γ_{my} به عنوان قید مدل انتخاب شده بودند، سازگار باشد در این صورت فرضیه خنثی بودن پول پذیرفته شده است. تخمین مدل بر اساس روش حداکثر درستنمایی و با انتخاب شش وقفه برای هر یک از متغیرها انجام شده است. انتخاب شش وقفه برای هر یک از متغیرها تأثیری بر نتایج نخواهد داشت زیرا همانگونه که کینگ و واتسون (۱۹۹۷) بیان می‌کنند، نتایج مدل خود توضیح‌برداری (VAR) به انتخاب طول وقفه حساس نیست. نمودار (۱) مقادیر برآورد شده γ_{ym} و فاصله اطمینان ۹۵ درصد آنها را برای انباشته‌های پولی مختلف نشان می‌دهد. در این نمودار در بخشهای "الف"، "ب" و "ج" به ترتیب λ_{my} ، λ_{ym} و γ_{my} به عنوان محدودیت مدل انتخاب شده‌اند. بر اساس این نمودارها می‌توان تعیین کرد که پول در چه فاصله‌ای خنثی است. برای نمونه در بخش "الف" مشخص می‌شود که اگر $\lambda_{my\geq 0}$ باشد انباشته پولی SM1 (حجم پول محاسبه شده بر مبنای تجمیع جمع ساده و در سطح M1) خنثی است، زیرا اگر λ_{my} مقادیر بزرگتر یا مساوی صفر را داشته باشد، فاصله اطمینان ۹۵ درصد γ_{ym} شامل صفر است.

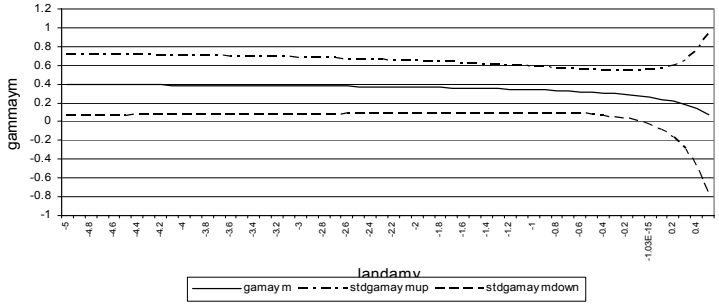
www.SID.ir

Archive of SID

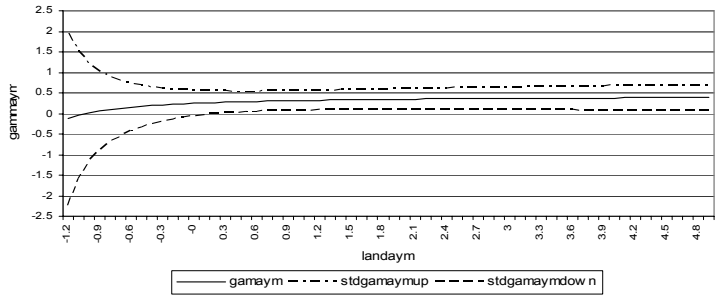
نمودار۱. فواصل اطمینان ۹۵ درصد برای γ_{ym} به عنوان تابعی از λ_{my}، λ_{ym} و γ_{my} با فرض m_t=LNSM1

(الف)، (ب) و (ج)

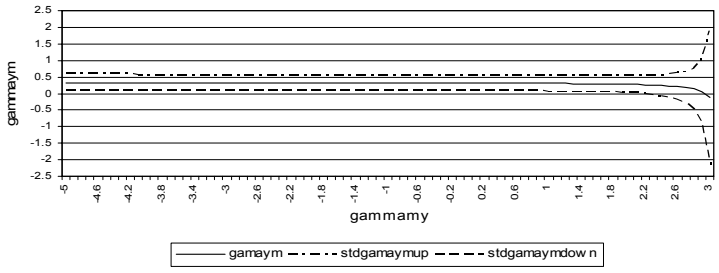
فاصله اطمینان 95 درصد برای gammaym به عنوان تابعی از LNSM1 : landamy



فاصله اطمینان 95 درصد برای gammaym به عنوان تابعی از LNSM1 : landaym



فاصله اطمینان 95 درصد برای gammaym به عنوان تابعی از LNSM1 : gammamy



منبع: بر اساس محاسبات و تخمین‌های تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

جدول (۳) مقادیر برآورد شده هر یک از کششهای λ_{my} ، λ_{ym} و γ_{my}، انحراف معیار آنها و فاصله اطمینان ۹۵ درصد برای این کششها برای انباشته‌های پولی مختلف، با مفروض بودن خنثی بودن بلند مدت پول را ارائه می‌نماید. برای مثال اگر از انباشته پولی SM2 استفاده کنیم و فرض کنیم که $\gamma_{ym} = ۰$ باشد، در این صورت مقدار برآورد شده $\hat{\lambda}_{ym}$ برابر با ۱/۷- و انحراف معیار آن ۰/۵۵ است. همچنین فاصله اطمینان ۹۵ درصد بصورت $-۲/۸۱ \leq \hat{\lambda}_{ym} \leq -۰/۶۰$ بدست می‌آید. به عبارت دیگر اگر پول خنثی باشد آنگاه مقادیر $\hat{\lambda}_{ym}$ باید بین ۰/۶- تا ۲/۸۱- قرار داشته باشد. جدول (۴) جدول مقایسه‌ای حالتهای (۱)، (۲) و (۳) در مقابل حالت (۴)[۱] را نشان می‌دهد. از اینرو جدول به سه بخش مشخص که در هر بخش یکی از حالتهای سه‌گانه با حالت چهارم مقایسه شده‌اند، تقسیم شده است. حالت اول فرض شده که کشش کوتاه مدت پول (در هر چهار انباشته مختلف) نسبت به تولید برابر صفر است و بر این اساس ستون اول مقادیر کشش بلندمدت تولید نسبت به پول (γ_{ym}) برای انباشته‌های مختلف را نشان می‌دهد. ستون دوم نیز انحراف معیار برآوردی γ_{ym} را براساس فرض اعمال شده بیان می‌کند. برای مثال، اگر از انباشته پولی LNDM2 با فرض $\lambda_{my} = ۰$ استفاده کنیم، مقدار برآورد شده برای کشش بلندمدت تولید نسبت به پول (γ_{ym}) برابر با ۰/۲۸ بدست می‌آید و انحراف معیار مربوطه آن نیز برابر ۰/۱۴ است. در مرحله دوم کار اقدام به استخراج فاصله‌ها و یا بازه‌هایی می‌کنیم که در آن بازه‌ها فرضیه صفر بودن کشش بلندمدت تولید نسبت به پول $(\gamma_{ym} = ۰)$ -که از آن به خنثی بودن بلندمدت پول یاد می‌شود- تأیید می‌شود. ستون سوم در جدول (۴) بازه‌ها و یا فاصله‌های یاد شده را برای هر انباشته پولی بدست می‌دهد. در مثال مذکور،

[۱]. لازم به یادآوری مجدد است که در حالت (۱)، λ_{my} ، در حالت (۲)، λ_{ym}، در حالت (۳)، γ_{my} و در حالت (٤)، γ_{ym} به‌عنوان قید شناسایی مدل انتخاب شده‌اند.

www.SID.ir

Archive of SID

فرضیه خنثی بودن بلندمدت پول هنگامی برقرار است که کشش کوتاه‌مدت پول نسبت به تولید (λ_{my})، بزرگتر یا مساوی صفر بوده و یا کوچکتر یا مساوی ۳/۱- باشد. در مرحله بعدی، خنـــثی بودن بلندمدت پول مفروض گرفته شده است و بر این اساس برآوردهای نقطه‌ای پارامترهای دیگر (λ_{my}، λ_{ym} و γ_{my}) را بدست می‌آوریم. ستون چهارم جدول نتایج این برآوردهای نقطه‌ای را برای سه پارامتر ذکر شده نشان می‌دهد.

جدول ۳. مقادیر برآورد شدهٔ پارامترها، انحراف معیار و فاصلهٔ اطمینان ۹۵ درصد

آنها هنگامی که $\gamma_{ym}=0$

انباشته پولی مقادیر برآورد شده	LNSM1	LNSM2	LNDM1	LNDM2
$\hat{\lambda}_{my}$	۰/۵۸	۰/٤٦	۰/۵۸	۰/٦۵
انحراف معیار $\hat{\lambda}_{my}$	۰/۱٦	۰/۱۳	۰/۱٦	۰/۱۹
فاصله اطمینان ۹۵ درصد	۰/۲۶≤$\hat{\lambda}_{my}$≤۰/۹۱	۰/۲۱≤$\hat{\lambda}_{my}$≤۰/۷۲	۰/۲۶≤$\hat{\lambda}_{my}$≤۰/۹۱	۰/۲۷≤$\hat{\lambda}_{my}$≤۱/۰۳
$\hat{\lambda}_{ym}$	-۱/۰۲	-۱/۷۰	-۱/۰۲	-۲/۰٦
انحراف معیار $\hat{\lambda}_{ym}$	۰/۳٤	۰/۵۵	۰/۳٤	۰/٦٤
فاصله اطمینان ۹۵ درصد	-۱/۷۱≤$\hat{\lambda}_{ym}$≤-۰/۳۳	-۲/۸۱≤$\hat{\lambda}_{ym}$≤-۰/۶۰	-۷/۷۱≤$\hat{\lambda}_{ym}$≤-۰/۳۳	-۳/۳۴≤$\hat{\lambda}_{ym}$≤-۰/۷۸
$\hat{\gamma}_{my}$	۲/۹۵	۳/۳۷	۲/۹۵	۳/۱٤
انحراف معیار $\hat{\gamma}_{my}$	۱/۰۷	۱/۱۱	۱/۰۷	۱/۲۱
فاصله اطمینان ۹۵ درصد	۰/۸۰≤$\hat{\gamma}_{my}$≤۵/۰۹	۱/۱۵≤$\hat{\gamma}_{my}$≤۵/۵۹	۰/۸۰≤$\hat{\gamma}_{my}$≤۵/۰۹	۰/۷۲≤$\hat{\gamma}_{my}$≤۵/۵۷

منبع: *بر اساس محاسبات و تخمین‌های انجام شده در تحقیق.*

www.SID.ir

Archive of SID

در مثال یاد شده، چنانچه فرضیه خنثی بودن بلندمدت پول را مفروض بگیریم، کشش کوتاه‌مدت پول نسبت به تولید (λ_{my}) در بخش اول جدول و برای انباشته LNDM2 برابر ۰/۶۵ به دست می‌آید. بدیهی است، افزودن مرحله اخیر به آزمون فرضیه خنثی بودن، صرفاً جهت از بین بردن هرگونه خطا در نتیجه‌گیریهای آماری است وگرنه آزمونها و مراحل قبلی به خودی خود می‌توانستند فرضیه خنثی بودن را اثبات یا رد نمایند. در این مطالعه، فرضیه خنثی بودن در مواردی تأیید شده است که نتایج حاصل از حالتهای (۱) تا (۳) با نتیجه حاصل از حالت (۴) سازگار بوده باشد که ستون آخر جدول (۴) به این موارد اشاره کرده است. بطور مثال، در حالت اول برای LNDM2، فرضیه خنثی بودن در فاصله $\lambda_{my} \geq ۰$ و $\lambda_{my} \leq -3/1$ مورد تأیید است. از سوی دیگر، با مفروض بودن خنثی بودن پول برای این انباشته پولی، مقدار برآورد شده λ_{my} برابر ۰/۶۵ بوده که این مقدار در فاصله $\lambda_{my} \geq ۰$ و $\lambda_{my} \leq -3/1$ قرار دارد. بنابراین، با قاطعیت تمام می‌توان حکم به خنثی بودن بلندمدت LNDM2 داد؛ چرا که نتایج به دست آمده از دو رویکرد با هم سازگارند.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۴. جدول مقایسه‌ای حالتهای (۱) و (۲) و (۳) با حالت (۴) و استخراج خنثی بودن پول

	فرض $\lambda_{my}=0$			فرض $\gamma_{ym}=0$	تأیید فرضیه خنثی بودن
	تخمین نقطه‌ای γ_{ym} و Std		فاصله برآورد شده λ_{my} جهت تایید خنثی بودن پول ($\gamma_{ym}=0$)	برآورد نقطه‌ای λ_{my}	
LNSM1	۰/۱۵	۰/۲۶	$\lambda_{my}\geq 0$	۰/۵۸	بله
LNSM2	۰/۱۳	۰/۲۷	$0/1\leq\lambda_{my}\leq 3/2$	۰/۴۶	بله
LNDM1	۰/۱۵	۰/۲۶	$\lambda_{my}\geq 0$	۰/۵۸	بله
LNDM2	۰/۱۴	۰/۲۸	$\lambda_{my}\leq -3/1, \lambda_{my}\geq 0$	۰/۶۵	بله
	فرض $\lambda_{ym}=0$			فرض $\gamma_{ym}=0$	تأیید فرضیه خنثی بودن
	تخمین نقطه‌ای γ_{ym} و Std		فاصله برآورد شده λ_{my} جهت تایید خنثی بودن پول ($\gamma_{ym}=0$)	برآورد نقطه‌ای λ_{ym}	
LNSM1	۰/۱۶	۰/۲۵	$\lambda_{ym}\leq 0/2$	-۱/۰۲	بله
LNSM2	۰/۱۴	۰/۲۷	$\lambda_{ym}\leq 0$	-۱/۷	بله
LNDM1	۰/۱۶	۰/۲۵	$\lambda_{ym}\leq 0/2$	-۱/۰۲	بله
LNDM2	۰/۱۴	۰/۲۷	$\lambda_{ym}\leq 0$	-۲/۰۶	بله
	فرض $\gamma_{my}=0$			فرض $\gamma_{ym}=0$	تأیید فرضیه خنثی بودن
	تخمین نقطه‌ای γ_{ym} و Std		فاصله برآورد شده λ_{my} جهت تایید خنثی بودن پول ($\gamma_{ym}=0$)	برآورد نقطه‌ای γ_{my}	
LNSM1	۰/۱۲	۰/۳۲	$2/2\leq\gamma_{my}\leq 3/9$	۲/۹۵	*بله*
LNSM2	۰/۱	۰/۲۹	$3/1\leq\gamma_{my}\leq 3/6$	۲/۳۷	**خیر**
LNDM1	۰/۱۲	۰/۳۲	$2/2\leq\gamma_{my}\leq 3/9$	۲/۹۵	**بله**
LNDM2	۰/۱۲	۰/۳۱	$2/5\leq\gamma_{my}\leq 3/8$	۳/۱۴	**بله**

منبع: *بر اساس نتایج و تخمین مدل.*

نتایج و توصیه‌های سیاستی

نتایج بدست آمده حاکی از آن است که فرضیه خنثی بودن پول در همه حالتها به تأیید می‌رسد و فقط زمانی که از انباشته پولی SM2 استفاده شود و قید شناسایی مدل γ_{my} باشد، حجم پول بر تولید اثرگذار است. نتایج بدست آمده مشابه با نتایج مقاله صمیمی و عرفانی (۱۳۸۳) است. چرا که نتایج مقاله آنها نیز موید خنثی بودن پول برای همه حالتهای پول شامل پایه پولی، حجم پول M1 و نقدینگی M2 برای دوره زمانی

www.SID.ir

Archive of SID

۸۱-۱۳۳۸ است. نوع روش انتخاب‌شده برای آزمون خنثی بودن کمک می‌کند تا نتیجه‌گیری کنیم، خنثی بودن بلندمدت پول به کشش کوتاه‌مدت پول نسبت به تولید، λ_{my}، به کشش کوتاه‌مدت تولید نسبت به پول، λ_{ym}، و به کشش بلندمدت پول نسبت به تولید، γ_{my}، حساس است.

بعلاوه، این روش همچنین مشخص می‌کند که خنثی بودن بلند مدت پول به نوع و روش تجمیع مؤلفه‌های پولی نیز حساس است؛ با این استثنا که در سطح تجمیع پایین (M1) نتایج بدست آمده برای LNSM1 و LNDM1 مشابه است. علت در آن است که مقادیر این دو نیز به دلیل شباهت هزینه‌های استفاده آنها، بسیار به هم نزدیک است. ملاحظه می‌شود که بطور مثال اگر حجم پول مورد استفاده در آزمون خنثی بودن پول LNSM1 باشد، در این صورت پول به شرطی در بلندمدت خنثی خواهد بود که کشش کوتاه‌مدت پول نسبت به ستانده بزرگتر از صفر باشد ($\lambda_{my} \geq 0$). همچنین خنثی بودن پول زمانی حاصل می‌شود که کشش کوتاه‌مدت تولید نسبت به پول، کوچکتر یا مساوی ۰/۲ باشد($\lambda_{ym} \leq 0.2$). در مورد انباشته LNDM1 نیز شرط خنثی بودن عیناً، مقدار یا دامنه کشش‌های کوتاه‌مدتی است که ذکر شد. اما در مورد انباشته M2، خنثی بودن پول هم نسبت به روش تجمیع و هم نسبت به کششهای کوتاه‌مدت حساس است. برای نمونه اگر حجم پول برابر LNDM2 باشد، در این‌صورت پول به شرطی در بلندمدت خنثی است که کشش کوتاه‌مدت پول نسبت به ستانده بزرگتر یا مساوی صفر و یا کوچکتر یا مساوی ۳/۱- باشد (یعنی، $\lambda_{my} \geq 0$ و $\lambda_{my} \leq -3.1$). همینطور کشش کوتاه‌مدت تولید نسبت به پول نیز باید کوچکتر یا مساوی صفر باشد ($\lambda_{ym} \leq 0$). اما اگر انباشته بکار رفته LNSM2 باشد شرط λ_{my} آن است که $0.1 \geq \lambda_{my} \geq 3.2$ و شرط λ_{ym} نیز آن است که $\lambda_{ym} \leq 0$ باشد. ملاحظه می‌شود که هم در روش جمع ساده و هم در روش دی‌ویسیا، خنثی بودن تأیید می‌شود؛ ولی با توجه به پیش شرط‌های متفاوت آنها، پیامدها و الزامات سیاستگذاری متفاوتی ممکن است در بر داشته باشند. ممکن است در دامنه‌ای از کششهای کوتاه‌مدت، روش تجمیع و انباشته SM2، پول را خنثی ارزیابی نکنند و از اینرو جهت

www.SID.ir

Archive of SID

تحریک تولید حکم به سیاست پولی انبساطی بدهند، اما همان دامنه از کشش‌ها، تضمین‌کنندهٔ خنثی بودن پول بر اساس انباشته DM2 باشد و در نهایت سیاست انبساطی یاد شده اثرات تورمی بر جا گذارد. بر اساس نتایج آزمون ریشه واحد مشخص شد که بررسی ابرخنثی بودن پول در ایران امکانپذیر نیست، زیرا هیچیک از انواع انباشته‌های پولی استفاده شده، انباشته از درجه دوم نیستند. درحالیکه نتایج مقاله صمیمی و عرفانی (۱۳۸۳) نشان می‌دهد که پول در اقتصاد ایران ابرخنثی نیست. در مجموع، با توجه به حساس بودن آزمون خنثی بودن پول به روش تجمیع انباشته‌های پولی و نیز در نظر گرفتن ارجحیت‌های نظری شاخص دی‌ویسیا نسبت به شاخص جمع ساده، توصیه می‌شود مقامات پولی کشور، در کنار انتشار حجم پول بر اساس شاخص جمع ساده، حجم پول بر اساس شاخص دی‌ویسیا را نیز هر ساله محاسبه و منتشر نمایند تا در تحلیلهای اقتصاد پولی مورد استفاده کارشناسان و تصمیم سازان و سیاستگذاران پولی کشور قرار گیرد، چرا که حجم پول مهمترین متغیر پولی اقتصادی بوده و همه مطالعات در حوزه پول را تحت الشعاع قرار می‌دهد. علاوه بر آن در انتخاب استراتژی مناسب سیاست پولی که مستلزم استفاده از حجم پول باشد، بایستی مدل‌های مختلف بر اساس هر یک از انباشته‌های پولی دی‌ویسیا و جمع ساده مورد بررسی قرار گیرند و نتایج حاصل با یکدیگر مقایسه گردند.

www.SID.ir

Archive of SID

پی‌نوشتها:

۱. تشکینی، احمد و شفیعی، افسانه. «متغیرهای پولی و مالی و آزمون خنثایی پول»، *مجله پژوهشنامه بازرگانی*، **شماره ۲۵، (۱۳۸۴): ۵۲-۱۲۵.**

۲. جلالی نائینی، احمدرضا و شیوا، رضا. ***سیاستهای پولی، انتظارات عقلایی تولید و تورم***. مجموعه سیاستهای پولی (۲)، تهران: مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، پژوهشکده بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، (۱۳۷۹).

۳. جعفری صمیمی، احمد و عرفانی، علیرضا. «آزمون خنثی بودن و ابرخنثی بودن بلندمدت پول در اقتصاد ایران». ***تحقیقات اقتصادی***، شماره ۶۷، (زمستان ۱۳۸۳): ۱۳۸-۱۱۷.

۴. ختایی، محمود و دانه‌کار، معصومه. ***آثار رشد پولی قابل انتظار و غیرقابل انتظار، مطالعه موردی : اقتصاد ایران طی سالهای ۱۳۶۹-۱۳۵۰***. مجموعه سیاستهای پولی (۲)، تهران: مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۷۹.

۵. گجراتی، دامودار. ***مبانی اقتصاد سنجی***. ترجمهٔ حمید ابریشمی، تهران: انتشارات دانشگاه تهران، ۱۳۷۸.

۶. منجذب، محمدرضا. «تحلیلی بر اثربخشی گسترش حجم پول بر تولید و تورم در اقتصاد ایران». ***فصلنامه پژوهشهای اقتصادی***، سال ششم، شماره سوم، (پائیز ۱۳۸۵): ۱۶-۱.

۷. نوفرستی، محمد. ***ریشهٔ واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی***. تهران: مؤسسهٔ خدمات فرهنگی رسا، ۱۳۷۸.

8. Bullard, J.B. "Mesures of Money and The Quantity Theory"., ***Federal Reserve Bank of St.Louis Review***, No. 76, (1994): 19-30

9. Enders, Walter. ***Applied Econometric Time Series***. WIELY, 2nd Edition, 2004.

10. Fisher, Douglas. ***Money Demand and Monetary Policy***. Arbor: The University of Michigan Press., 1989.

11. Fisher, Mark E., and Seater, John J. ***Neutralities of Money***. Department of Economics and Business, Unpublished Manuscript, North Carolina State University., 1989.

12. Fisher, Mark E. and Seater, John J. "Long-Run Neutrality and Supernewtrality in an ARIMA Framework"., ***American Economic Review***, 83:3, (1993): 402-416.

13. Gali, Jordi. "How Well Does the IS- LM Model Fit Postwar U.S. Data?"., ***Quarterly Journal of Economics***, Vol. 107, (May 1992):709-38.

14. Geweke, John. "The Superneutrality of Money in the United States: An Interpretation of the Evidence"., ***Economitrica***, Vol. 54, (January 1989): 1-21.

15. Harris, Laurence. ***Monetary Theory***. Mc Graw- Hill, Book Company., 1981.

www.SID.ir

Archive of SID

16. Harris, R. and Sollis, R. ***Applied Time Modeling and Forcasting***. NewYork: Wieleys., 2003.

17. Keong, K. and MCaleer, M. "Testing Long-Run Neutrality Using Intra-Year Data"., ***Applied Economics***, No. 32, (2000): 25- 37.

18. King, Robert G., Charles I. Plosser, James H. Stock, and Mark W. Watson, "Stochastic Trends and Economic Fluctuations"., ***American Economic Review***, Vol. 81, (September 1991): 819-40.

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

20. King, Robert G. and Watson, M. "The Postwar US Phillips Curve:A Revisionist Econometric History"., ***Carnegie-Rochester Conference in Public Policy***, No. 41, (Dec 1994).

21. King, Robert G. and Watson, Mark W. "Testing Long-Run Neutrality"., Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly (Summer), (1997): 69-101.

22. Lucas, R. E. "Expectations and the Neutrality of Money"., ***Journal of Economic Theory***, Vol. 4, (1972): 103-24.

23. Masson, P., R.., Savastano, M. A., and Sharma S., "The Scope for Inflation Targeting in Developing Countries"., ***Working Paper***, No. 97/130, IMF, 1997.

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

25. Olekans, N. "Some Further Evidence on The Neutrality of Money"., ***Journal of Money, Credit and Banking***, No. 50, (1996): 393- 398.

26. Rotemberg, Julio J ,Driscoll, John C. and Poterba, James M. "Money, Output, and Prices: Evidence from a New Monetary Aggregate"., ***Journal of Business & Economic Statistics, American Statistical Association***, Vol. 13(1), (January 1995): 67-83.

27. Sargent, Thomas J. "A Note on the Accelerationist Controversy"., ***Journal of Money, Credit, and Banking***, Vol. 3, (1971).

28. Serletis, Apostolos and Zisimous Koustas. "Monetary Aggregation and the Neutrality of Money"., ***Economic Inquiry***, Vol. 39, No. 1, (Jonuary 2001): 124-138.

29. Shapiro, Matthew and Watson, Mark W. "Sources of Business Cycle Fluctuations"., ***National Bureau of Economic Research Macroeconomics Annual***, Vol. 3, (1988): 111-156.

www.SID.ir

Archive of SID

30. Stock, James H. and Watson, Mark W. "Variable Trends in Economic Time Series"., ***Journal of Economic Perspectives, American Economic Association***, Vol. 2(3), (Summer 1988): 147-174.

31. Sulka, Seher Nur. ***Testing for Long Run Neutrality of Money in a Developing Country: Turkey Experience***. Ph.d. Thesis, Boston University., 2007.

www.SID.ir