Archive of SID

آیا در اقتصاد ایران پول واقعاً خنثی است؟

دکتر حسین عباسی نژاد*

افسانه شفیعی**

تاریخ دریافت ۸۳/۲/۷ تاریخ پذیرش ۸۳/۶/۳۱

چکیده

مسأله خنثایی پول سالیان سال موضوع مورد بحث بسیاری از مطالعات انجام گرفته در اقتصادهای گوناگون بوده است و با آن‌که در هنگامه حاضر یافته‌های فراوانی مبنی بر نحوه اثرگذاری سیاست‌های پولی در بخش حقیقی به دست آمده است، باز درک روشنی راجع به تأثیرات نهایی این متغیر وجود ندارد.

بررسی حاضر با استفاده از داده‌های مربوط به دوره زمانی۱۳۸۱-۱۳۳۸، از تکنیک‌های متفاوتی همچون روش TS، الگوهای سری زمانی خود رگرسیو با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و روش همگرایی فصلی یوهانسن و آزمون هگی برای بررسی رابطه بین متغیر تولید حقیقی، نرخ ارز، شاخص قیمت مصرف کننده و حجم پول (که به دو بخش درونی و بیرونی خود تقسیم گردیده است) استفاده می‌کند. نتایج حاکی از آن است که هر دو متغیر پول درونی و بیرونی برخوردار از دو اثر بسیار ناچیز غیرصفر، اما قرینه بر سطح تولید در اقتصاد هستند و در بلندمدت تنها قادر به توجیه به ترتیب ۰/۲۵ و ۰/۳۳درصد از نوساناتند. این مسأله در حالی است که نرخ ارز قادر به توجیه حدودا ۱۶ درصد از تغییرات صورت گرفته در سطح تولید اقتصاد می‌باشد.

تحلیل‌های انجام گرفته با استفاده از الگوی خودرگرسیو با وقفه توزیع شده نیز نشان داد که کشش تولید ناخالص داخلی حقیقی اقتصاد ایران نسبت به دو جزء پول بیرونی و درونی آن طی بلندمدت برابر با به ترتیب۰/۳۹۵- و ۰/۴۰۳ است. به عبارت دیگر تأثیرات وارده از سوی پول درونی و بیرونی بر سطح تولید حقیقی تقریبا برابر با یکدیگر، اما در دو جهت عکس یکدیگر عمل می‌نمایند.

نتایج به دست آمده با استفاده از آزمون همگرایی فصلی و تکنیک هگی نیز حاکی از عدم وجود رابطه همگرایی میان پول درونی و بیرونی با تولید ناخالص داخلی حقیقی و وجود رابطه بلندمدت میان این دو متغیر با شاخص قیمت‌ها است. به این ترتیب فرضیه خنثایی پول در اقتصاد ایران تائید می‌شود و در عین‌حال مشخص می‌شود که متغیر مهمی که قادر است تولید را طی بلندمدت تحت تأثیر قرار دهد، نرخ ارز است.

آزمون‌های فوق به خوبی نشان داد که مقامات پولی می‌توانند با هدف تورم زدایی از سیاست‌های پولی بهره بگیرند، چرا که سطح تولید اقتصاد تأثیر قابل توجهی از تغییرات حجم پول نمی‌پذیرد.

طبقه‌بندی JEL: E51، P24.

کلید واژه: خنثایی پول، تولید، ، تورم، پول درونی، پول بیرونی، روش همجمعی، آزمون هگی.

---

* دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.

** دانشجوی کارشناسی ارشد رشته اقتصاد، دانشگاه تهران.

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

فرضیه خنثایی پول[۲۲۸] از نظریه مقداری پول نشات می‌گیرد. این نظریه می‌گوید تغییر در مقدار پول هیچگونه تأثیری بر سطح متغیرهای حقیقی ندارد و تنها تأثیرات اسمی کلان بر جای می‌گذارد. این فرضیه نقشی اساسی در پیشگویی نظریه‌های پولی همچون نظریه تورم دارد. اکثر این نظریه‌ها خنثایی بلند مدت پولی را به عنوان امری مفروض می‌دانند، حال آن‌که اعتقاد دارند که در کوتاه‌مدت پول می‌تواند اثرات حقیقی بر جای بگذارد. با این همه در رابطه با ناخنثایی کوتاه‌مدت پول بحث‌های فراوانی وجود دارد. آنچه که در رابطه با تأثیرگذاری یا عدم‌تأثیرگذاری سیاست‌های پولی به‌عنوان یک ابزار سیاستی بر سطح متغیرهای حقیقی اقتصاد، شایان توجه قرار می‌گیرد آن است که اگر به رغم خنثی بودن پول، سیاست‌گذاران به منظور افزایش سطح تولید، اقدام به تزریق این ابزار سیاستی در اقتصاد نمایند، اقتصاد با پدیده تورم مواجه می‌گردد که خود می‌تواند وضعیت بسیاری از متغیرهای دیگر را نیز متاثر سازد. از این روی جای دارد تا با بررسی دقیق شدت و نحوه تأثیرگذاری این ابزار سیاستی در اقتصاد ایران بستری مناسب برای دستیابی به اهداف غایی سیاست‌گذاران فراهم آید.

در بررسی حاضر، هدف اولاً ارزیابی نقش سیاست‌های پولی ضد دوری در ایران، بر اساس نظریه انتظارات عقلایی، و ثانیاً تحلیل تعامل میان بخش حقیقی و پولی (در قالب دو متغیر پول بیرونی وپول درونی) و در نهایت بررسی ابر خنثایی سیاست‌های پولی است. این امر با بهره گیری از تکنیک‌های مرسوم کلاسیک اقتصاد، و همچنین تکنیک‌های جدید سری زمانی تحت عنوان VAR، ARDL، HEGY و در نهایت همگرایی فصلی صورت می‌گیرد. تفاوتی که این بررسی با مطالعات داخلی قبل دارد آن است که در مطالعات قبل حجم پول به صورت یک متغیر کلی مورد بررسی قرار می‌گرفت، حال آن‌که در این بررسی تأثیرات پول در قالب دو بخش درونی و بیرونی آن مد نظر قرار گرفته است.

228- Monetary neutrality.

www.SID.ir

Archive of SID

۲- داده‌ها و متغیرها ی الگو

در بررسی حاضر متغیرهای مورد استفاده عبارتند از: تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۳۶۹، شاخص قیمت مصرف کننده (۱۰۰=۱۳۶۹)، حجم نقدینگی، پایه پولی (پول بیرونی)، سپرده‌های دیداری (پول درونی)، نرخ بهره، و نرخ ارز رسمی در بازار آزاد. از آنجایی که آزمون‌های به عمل آمده در این بررسی در قالب‌های متفاوت است، لذا از دو نوع فراوانی فصلی و سالیانه در رابطه با متغیرها بهره‌گیری شده است و داده‌های مربوط به آنها (۸۱-۱۳۳۸) با استفاده از سری‌های زمانی منتشره توسط بانک مرکزی و IFS[۲۲۹] گردآوری شده است.

۳- تأثیرگذاری سیاست‌های پولی از دیدگاه مکاتب مختلف

همان‌گونه که در قسمت‌های قبل نیز اشاره گردید مسأله خنثایی پول از جمله مواردی است که مدت‌های طولانی مورد بحث مکاتب مختلف بوده است. این مکاتب هر یک با مفروضاتی که زیر بنای نظریه‌های خود قرار داده‌اند استدلالاتی در رابطه با تأثیر سیاست‌های پولی ابراز می‌دارند. در حقیقت در رابطه با تأثیرگذاری سیاست‌های پولی از یک سو نظریاتی در باب تأثیرگذاری این سیاست‌ها صرفاً در کوتاه‌مدت از سوی پولیون ارائه می‌شود و از سوی دیگر نظرات کاملا متناقض RBCها[۲۳۰] (معتقدین به ادوار حقیقی) مبنی بر خنثایی کامل پول چه در کوتاه‌مدت و چه در بلند مدت مطرح می‌شود. از جمله دلایلی که منجر به بروز چنین اختلافاتی می‌شود، نحوه نگرش هر کدام از مکاتب نسبت به نحوه شکل‌گیری انتظارات در افراد است. پولیون همگی معتقد به شکل‌گیری تطبیقی انتظارات هستند، لذا تا هنگام کامل شدن انتظارات در اقتصاد سیاست‌های پولی می‌توانند اثرگذار باشند. از سوی دیگر کلاسیک‌های جدید به رغم اعتقاد به شکل‌گیری عقلایی انتظارات و کامل شدن فوری آنها باز به تأثیرگذاری پول بر متغیرهای حقیقی در کوتاه‌مدت اعتقاد دارند، با این تفاوت که از دید آنان تنها آن

229- International Financial Statistics.
230- Real Business Cyclists.

www.SID.ir

Archive of SID

قسمت از سیاست‌های پولی که پیش‌بینی نشده باشند، می‌توانند تا مدتی چند اثرگذار باشند. همچنین پولیون فرض می‌کنند که در اقتصاد بسته و یا باز (با فرض شناور بودن نرخ ارز) هدف مناسب برای سیاست‌های پولی، به جای کنترل نرخ بهره و یا امکانات اعتباری، کنترل عرضه پول است. زیرا در بهترین شرایط مقامات پولی تنها قادر به کنترل نرخ اسمی بهره‌اند و از آنجا که انتظارات تورمی منجر به تفاوت نرخ بهره واقعی از اسمی می‌شود، تنها در شرایط صفر بودن نرخ انتظاری تورم، این دو نرخ با یکدیگر برابر می‌شوند. با این حال از آنجا که انتظارات تورمی جامعه معمولاً صفر نیست، تثبیت نرخ بهره کمتر امکان پذیر است. بدین ترتیب پولیون معتقدند که کنترل حجم پول یک هدف قابل انتخاب است. و در همین راستا معتقدند که نرخ رشد عرضه پول نباید به سرعت تغییر کند و با خودداری از چرخش‌های سریع در سیاست پولی مقامات پولی می‌توانند از این که پول منبع اختلال اقتصادی گردد، جلوگیری کنند. به هر حال، پیش‌بینی بلندمدت پولیون چنین است که اجتناب از انبساط پولی افراطی و بنابراین تقاضای اضافی، دو شرط لازم و کافی برای اجتناب از تورم است.

در کنار این مکاتب، مکتب کینزین‌های جدید نیز وجود دارد که آنان نیز به رغم اعتقاد به شکل‌گیری عقلایی انتظارات معتقد به تأثیرگذاری سیاست‌های پولی و ناخنثایی آن در کوتاه‌مدت هستند. دلیل توجیه کننده ادعای آنان نیز وجود چسبندگی‌های قیمتی و دستمزدی در اقتصاد، اطلاعات ناقص، نزدیک عقلایی[۲۳۱] و دیگر موارد است. در حقیقت این افراد انتقال نوسان‌های پولی را به تولید در نتیجه چسبندگی قیمت‌ها و یا انتظارات تورمی می‌دانند. به عبارت دیگر، در صورتی که با افزایش حجم پول، قیمت‌ها افزایش نیابد، حاصل آن افزایش تولید خواهد بود. به هر حال، از جنگ جهانی دوم تا کنون ارتباط نوسان‌های پولی و تولید در بسیاری از دوره‌ها و در کشورهای مختلف مشاهده شده است، که این امر نیاز به تحلیل دقیق‌تر سازوکار اثرگذاری پولی را ضروری می‌سازد.

231- Near Rationality.

www.SID.ir

Archive of SID

۴- پیشینه مطالعات داخل و خارج

• ***تجربه بارو***[۲۳۲]. وی آزمون خود را بر اساس آمار آمریکا در سال‌های ۸۱-۱۹۷۷ انجام داد و دریافت که تنها رشد پولی غیرقابل انتظار اثر مثبت و معنی‌داری بر محصول دارد. وی در کار خود از تکنیک TS[۲۳۳] بهره برد و به این نتیجه رسید که تنها رشد پولی غیرمنتظره می‌تواند بر تولید اثرگذار باشد.

• ***تجربه اتفیلد و داک***[۲۳۴]. اتفیلد در سال ۱۹۸۱ مدل بارو را برای انگلستان و سپس در سال ۱۹۸۳ با همکاری داک بری، برای تعدادی از کشورهای در حال توسعه آزمون نمودند و نتایج مشابهی با بارو به‌دست آوردند.

• ***تجربه میشکین، گوردون، مک گی، و استاسیاک***[۲۳۵]. در همان هنگام که اتفیلد و سایرین در حال آزمون نظریه بارو و تطابق نتایج آن با نتایج بارو بودند *میشکین* به عنوان یکی از پیروان مکتب کینزی الگویی را ایجاد نمود که دقیقا نتایجی مخالف با نتایج بارو را به دست داد. وی در سال ۱۹۸۲ به همراه *گوردون، مک گی، و استاسیاک* که همگی از مخالفان فرضیه خنثایی پول بودند به آزمون نظریه بارو در رابطه با اقتصاد آمریکا پرداختند و به این نتیجه رسیدند که رشد پولی قابل انتظار نیز می‌تواند بر سطح تولید اثرگذار باشد.

تجربه پسران[۲۳۶]. پسران نیز به عنوان یکی دیگر از معتقدان به مکتب کینزی در سال ۱۹۸۷ به آزمون مجدد الگوی بارو با لحاظ فرضی متفاوت با آنچه که بارو در نظر گرفته بود پرداخت و در نهایت به این نتیجه رسید که عامل مؤثر بر سطح تولید آمریکا سطح مخارج دولت بوده است. بدین ترتیب وی با اعتقاد به وجود اطلاعات ناقص، الگوی کینزی خود را بنا نهاده و در برابر الگوی بارو به تایید رساند. البته در جواب به این‌که چرا الگوی بارو هم در اقتصاد آمریکا جواب داده است، اظهار داشت که در آن دوره سیاست‌های پولی در آمریکا با سیاست‌های مالی

232- Barro.
233- Two Stage.
234- Attfield and Duck.
235- Mishkin, Gordon , Mc Ghi and Stasiac.
236- Pesaran.

www.SID.ir

Archive of SID

همراه بوده است، و این مسأله دلیل تأثیرگذاری سیاست‌های پولی بوده است.

• ***تجربه جفرسون***[۲۳۷]. وی در سال ۱۹۹۷، به بررسی خنثایی پول با تفکیک پول به دو بخش پول بیرونی (پایه پولی) و پول درونی (حساب سپرده‌های دیداری) پرداخت. وی اعتقاد داشت که بررسی یکباره تأثیرگذاری پول بر سطح تولید حقیقی امکان تحلیل دقیق‌تر را از بین می‌برد، چرا که به اعتقاد وی و با استناد به منابعی که وی در کار مطالعاتی خود از آنها یاد می‌کند، پول بیرونی قادر است بر سطح تولید اثرگذار باشد، اما ممکن است تغییرات رخ داده در پول درونی (در نتیجه تغییر در نرخ بهره) چنان باشد که تمامی تأثیرات وارده از سوی پول بیرونی بر تولید را خنثی سازد و در نهایت خنثایی پول حاصل شود. لذا در کار مطالعاتی خود، متغیرهای تولید ملی حقیقی و اسمی، شاخص قیمت تولید ناخالص داخلی، همچنین سپرده‌های دیداری و پایه پولی را در سال‌های ۱۹۹۲-۱۹۰۰ به عنوان متغیر در نظر گرفت و آنها را در قالب یک الگوی VAR قرار داد. در تخمین‌هایی که از این الگو به عمل آمد، شواهدی مبتنی بر ناخنثایی پول درونی حاصل گردید، هر چند که مقدار آنها بسیار ناچیز، اما برخوردار از اعتبار آماری بوده است.

• ***تجربه ختایی و دانه کار***. آنها در ۱۹۹۲ (۱۳۷۱) از مدلی که خان محمد و آمرالسجی بر اساس مدل اولیه بارو برای اقتصاد عراق به‌کار گرفته بودند، استفاده کردند و مطالعه خود را یکبار با حجم پول و دگر بار با نقدینگی انجام دادند و به این نتیجه رسیدند که در شرایط عادی و با قبول فرضیه انتظارات عقلایی و سایر مفروضات کلاسیک‌های جدید، نباید از سیاست‌های پولی برای تأثیرگذاری بر نرخ بیکاری و سطح تولید، صرفنظر از مقطع آن استفاده شود.

• ***تجربه مهر آرا***. وی در سال ۱۳۷۷ (۱۹۹۸) از طریق تخمین یک مدل VAR و استفاده از تجزیه واریانس به بررسی تعامل میان بخش پولی و حقیقی در اقتصاد ایران پرداخته است. متغیرهای مورد بررسی وی عبارت بودند از: لگاریتم قیمت، لگاریتم پول، لگاریتم درآمد ملی، لگاریتم نرخ ارز، و لگاریتم شاخص

237- Jefferson.

www.SID.ir

Archive of SID

قیمت کشورهای OECD.

نتایج حاصله نیز نشان داد که حجم پول تقریبا هیچ نقشی در نوسانات تولید نداشته، اما سهم نرخ ارز در بلند مدت به ۷ درصد می‌رسید. این نتایج حاکی از برون‌زا بودن تولید در اقتصاد ایران داشت. در نتیجه سیکل‌های قیمتی در ایران عمدتا ناشی از سیکل‌های واقعی بوده‌اند.

• ***تجربه یاوری و اصغر پور***. آنها در سال ۱۳۸۱ در رابطه با خنثایی پول در اقتصاد، تحلیل‌هایی در چارچوب تعادل عمومی صورت دادند و این افراد با دیدگاه نئوکینزی با مسأله برخورد نمودند و در نهایت به این نتیجه رسیدند که به‌دلیل وجود وقفه میان سطح داده و ستانده، پول حداقل در کوتاه‌مدت در اقتصاد اثرگذار است.

۵- مدل‌ها و روش‌های تخمین

مدل‌های مورد استفاده در این مطالعه در دو قالب ارائه خواهند شد. در ابتدا الگوهای پولی مورد نظر به صورت TS[۲۳۸] و با استفاده از روش‌های OLS و GLS برآورد می‌گردند و سپس با لحاظ قیود بین معادله‌ای اثرگذاری سیاست‌های پولی پیش‌بینی شده و نشده در دو الگوی نیوکلاسیک و نیوکینزی مورد بررسی قرار خواهد گرفت، در بخش دوم کار نیز از تکنیک‌های جدیدی سری زمانی استفاده خواهد شد. این کار برای آن است که به نظر می‌رسد که در اقتصاد تفکیک میان متغیرهای درون‌زا و برون‌زا کار چندان ساده‌ای نبوده و هر یک ممکن است در عین‌حال که بر دیگری تأثیر می‌گذارند، از آن نیز تأثیر بپذیرند. لذا با تشکیل یک الگوی VARو سپس تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی هر یک از متغیرها نسبت به سایر متغیرها می‌توان تا حدی به شدت اثرگذاری متغیرهای بخش پولی بر اقتصاد پی برد. بدین ترتیب بهره گیری از تکنیک‌های سری زمانی VAR، IRF، VDCF، ARDL، (HEGY test)، هم‌انباشتگی فصلی[۲۳۹] می‌توان نحوه اثرگذاری پول، که آن نیز به دو بخش پول بیرونی و درونی تفکیک خواهد گردید، را مشخص نمود.

238- Two- Stage.
239- Seasonal Cointegration.

www.SID.ir

Archive of SID

لازم به ذکر است که پیش از انجام این موارد کسب اطلاع از درجه پایایی متغیرهای مورد بررسی ضروری است، لذا جای دارد تا ابتدا به انجام آزمون ریشه واحد در رابطه با متغیرهای مورد بررسی پرداخته شود.

۱-۵- نتایج حاصل از انجام آزمون ریشه واحد دیکی فولر

آزمون ریشه واحد به انجام رسیده نشان از آن داشت که تمامی متغیرهای مورد نظر در سطح ۵ درصد ناپایااند. با بررسی جدول به خوبی مشخص می‌شود که متغیرها در تمامی وقفه‌ها نامانااند و تمامی آنها به جز نقدینگی در تفاضل مرتبه اول خود مانا می‌شوند. نقدینگی تنها متغیری است که در تفاضل دوم خود مانا گردید. نتایج حاصل از انجام ریشه واحد دیکی فولر در جدول ۱ درج شده است.

جدول ۱- نتایج آزمون DF و ADF در رابطه با لگاریتم داده‌های سری‌های زمانی

الگو	مدل دارای عرض از مبدا						مدل دارای عرض از مبدا و روند					
مرتبه متغیر	سطح متغیر			تفاضل مرتبه اول متغیر			سطح متغیر			تفاضل مرتبه اول متغیر		
نتایج آزمون / متغیر	میزان آماره	مقدار بحرانی	تعداد وقفه	میزان آماره	مقدار بحرانی	تعداد وقفه	میزان آماره	مقدار بحرانی	تعداد وقفه	میزان آماره	مقدار بحرانی	تعداد وقفه
مخارج دولت	۲/۰۲	-۲/۹۵	۲	-۶/۶۱	-۲/۹۵	۱	۰/۲۶	-۳/۵۵	۳	-۴/۸	-۳/۵۵	۴
نقدینگی	۶/۶	-۲/۹۵	۱	۳/۹۶	-۲/۹۴	۲	۶/۹۵	-۳/۵۲	۴	۲/۵۵	-۳/۵۳	۲
تفاضل اول نقدینگی	۳/۹۶	-۲/۹۴	۲	-۱/۷۳	-۲/۹۴	۴	۲/۵۵	-۳/۵۳	۲	-۳/۸۴	-۳/۵۳	۳
شاخص قیمت مصرف کننده (۱۳۶۹=۱۰۰)	۰/۶۷	-۲/۹۴	۳	-۲/۲۴	-۲/۹۴	۲	۰/۶۳	-۳/۵۳	۳	-۳/۵۵	-۳/۵۴	۱
نرخ ارز رسمی در بازار آزاد	۰/۸۲	-۲/۹۴	۰	-۴/۷	-۲/۹۴	۰	-۲/۴۵	-۳/۵۳	۰	-۴/۸۶	-۳/۵۳	۰
سپرده‌های دیداری	۰/۵۴	-۲/۹۴	۰	-۵/۷	-۲/۹۴	۰	-۲/۶	-۳/۵۳	۰	-۵/۷	-۳/۵۳	۰
پایه پولی	-۱/۱۲	-۲/۹۴	۱	-۳/۴۶	-۲/۹۴	۱	-۱/۲۹	-۳/۵۳	۱	-۳/۶۸	-۳/۵۳	۰
تولید ناخالص داخلی حقیقی به قیمت ۱۳۶۹	-۲/۴۱	-۲/۹۴	۲	-۳/۲	-۲/۹۴	۰	-۲/۵۶	-۳/۵۳	۱	-۳/۶۳	-۳/۵۳	۲

www.SID.ir

Archive of SID

بدین ترتیب با مشخص شدن درجه مانایی متغیرها می‌توان نسبت بـه بـرازش الگوهای مورد نظر اقدام نمود.

۲-۵- نتایج تخمین مدل با استفاده از تکنیک TS

در این قسمت تخمین الگوی بخش پولی و سپس تخمین تابع تولید ضـروری است. ابتدا الگوی بخش پـولی تخمـین زده مـی‌شـود و سـپس بـه بخـش تولیـد پرداخته می‌شود.

۱-۲-۵- تخمین الگوی بخش پولی

این الگو که از میان الگوهای متعدد تخمین زده شده بهترین نتایج را در رابطه با اقتصاد ایران به دست داد به صورت رابطه (۱) است:

$$(DL=C_1+C_2DL\ (-1) + C_3DL\ (-2) + C_4DL\ (-3) + C_5\ G\ (-1) \qquad (۱)$$

و نتایج حاصل از تخمین آن نیز به شرح جدول ۲ برآورد شده است:

جدول ۲- نتایج حاصل از برآورد معادله بخش پولی

متغیر	ضریب	آماره t	سطح احتمال معنی‌داری
جزء ثابت	۶۹۳/۹	۰/۷۸	۰/۴۳
رشد نقدینگی با یک دوره وقفه	-۰/۳۵	-۲/۱۵	۰/۰۳
رشد نقدینگی با دو دوره وقفه	-۰/۶۶	-۲/۴۸	۰/۰۱
رشد نقدینگی با سه دوره وقفه	-۰/۴۷	-۱/۶۳	۰/۱۱
مخارج دوره قبل دولتی	۱/۰۵	۵/۵۹	۰/۰۰
ضریب تعیین	۰/۹۴		
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۹۳		
آماره دوربین واتسون	۱/۹۴		
آماره F	۱۳۲/۷		

www.SID.ir

Archive of SID

در رابطه با این الگو انجام چند آزمون ضروری است که از اهم آنها انجام آزمون در باب پایایی جمله پسماند این رابطه است. این مسأله به این دلیل است که متغیرهای مورد استفاده در الگو همگی ناپایا و برخوردار از درجه هم انباشتگی یکسان بوده‌اند. لذا تنها هنگامی می‌توان به نتایج رابطه به دست آمده اطمینان نمود که نسبت به همجمعی رابطه به دست آمده اطمینان حاصل شود. همچنین حصول اطمینان از ثبات ضرایب تخمینی نیز ضرورت دارد. لذا در قسمت بعد به انجام آزمون‌هایی در این رابطه پرداخته می‌شود.

الف- آزمون حقیقی بودن رگرسیون

این آزمون از دو طریق به انجام رسیده است: "آزمون پایایی جمله پسماند " و " آزمون دوربین واتسون رگرسیون همجمعی (CRDW) "[۲۴۰] است که نتایج آن در قسمت بعد ارائه می‌شود.

• ***آزمون پایایی جمله پسماند.*** نتایج این آزمون که به صورت جدول ۳ است، نشان داد که رگرسیون به دست آمده حقیقی است.

جدول ۳- نتایج حاصل ازآزمون دیکی فولر برای جمله پسماند

متغیر	آماره دیکی فولر	ارزش بحرانی در سطح ۵ درصد	تعداد وقفه	نتیجه
جمله پسماند رگرسیون	-۵/۶۱۰۹	-۳/۵۵۱۴	۰	رد فرض صفر

• ***آزمون دوربین واتسون رگرسیون همجمعی.*** روش دیگر برای بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای برازش شده استفاده از آزمون دوربین - واتسون رگرسیون همجمعی است. به صورت ساده این آزمون آماره دوربین واتسن حاصل از رگرسیون اولیه را با مقادیر بحرانی ارائه شده توسط سارگان و بارگاوا[۲۴۱] مقایسه می‌نماید. اگر کمیت آماره آزمون DW مربوط به رگرسیون

240- Cointegration Regression Durbin-watson test.
241- Sargan & Bhargava.

www.SID.ir

Archive of SID

همجمعی کمتر از مقادیر بحرانی بود، فرض صفر (جمله پسماند ناماناست) پذیرفته می‌شود. مقایسه این آماره با مقدار دوربین-واتسن به شرح جدول ۴ است:

جدول۴- آماره دوربین واتسن و کمیت بحرانی CRDW

مقدار دوربین واتسن حاصل از رگرسیون	کمیت بحرانی در سطح ۵ درصد	کمیت بحرانی در سطح ۱۰ درصد	نتیجه
۱/۹۴	۰/۳۸۶	۰/۳۲۳	رد فرض صفر

با توجه به نتیجه به دست آمده می‌توان گفت که همجمعی (رابطه بلندمدت) بین متغیرهای موجود در مدل تائید می‌شود. بنابراین مشخص می‌شود که رگرسیون ساده انجام شده در بالا نشان‌گر رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل است.

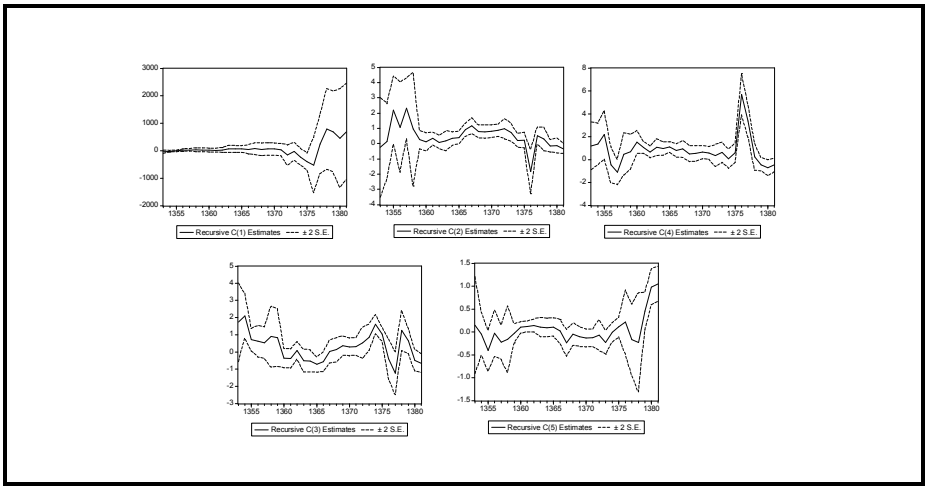
ب- آزمون ثبات ضرایب باز گشتی (تکرار شونده)[۲۴۲]

این آزمون ثبات تک تک ضرایب برآورد شده را در فاصله اطمینان ۹۵ درصد آزمون می‌کند و تنها در رابطه با الگوهایی که در آن تمامی متغیرها از پیش تعیین و از روش OLS برآورد شده باشند، کاربرد دارد. نتایج حاصل از انجام این آزمون نیز به خوبی نشان می‌دهد که ضرایب برآورد شده از ثبات برخوردارند.

242- Stability of Recursive Coefficients.

www.SID.ir

Archive of SID



نمودار ۱- آزمون ثبات ضرایب

از آنجایی که کلیه ضرایب برآورد شده در محدوده اطمینان محاسبه شده قرار دارند، لذا می‌توان گفت که تمامی آنها برخوردار از ثباتند.

۲-۲-۵- تخمین الگوی تولید بر مبنای الگوی کلاسیک‌های جدید

اکنون می‌توان الگوی تولید را با توجه به الگوی پولی به دست آمده، برآورد کرد. نتایج حاصل از تخمین این رابطه به صورت جدول زیر درمی‌آید:

www.SID.ir

Archive of SID

جدول۵- نتایج حاصل از برآورد رابطه تولید بر طبق الگوی نیوکلاسیک‌ها

متغیر	ضریب	آماره t	سطح احتمال معنی‌داری
جزء ثابت	۱۷۴۴۶۰۵	۲۹/۶	۰/۰۰
رشد پیش‌بینی شده نقدینگی	-۰/۱۴	-۰/۱۱	۰/۹۱
رشد پیش‌بینی شده نقدینگی با یک دوره وقفه	۰/۰۵	۰/۰۲	۰/۹۸
رشد پیش‌بینی شده نقدینگی با دو دوره وقفه	-۰/۱۶	-۰/۰۳	۰/۹۷
رشد پیش‌بینی شده نقدینگی با سه دوره وقفه	۵/۵	۱/۵۳	۰/۴۴
رشد پیش‌بینی نشده نقدینگی	۱/۷۵	۲/۱۴	۰/۰۴
رشد پیش‌بینی نشده نقدینگی با یک دوره وقفه	۲/۲۹	۲/۷۷	۰/۰۱
رشد پیش‌بینی نشده نقدینگی با دو دوره وقفه	۱/۴۵	۱/۷۳	۰/۰۹
رشد پیش‌بینی نشده نقدینگی با سه دوره وقفه	۰/۸۹	۰/۸۵	۰/۴
ضریب تعیین	۰/۹۳		
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۹۰		
آماره F	۴۱/۶		
آماره دوربین واتسون	۱/۷۳		

همانگونه که این الگو نشان می‌دهد در اقتصاد ایران تنها رشد پیش‌بینی نشده نقدینگی بر سطح تولید اثرگذار است که البته شدت اثرگذاری آن بسیار ناچیز می‌باشد. در رابطه با این الگو نیز ابتدا آزمون ریشه واحد جمله پسماند به انجام می‌رسد و سپس قیدی بر ضرایب آن اعمال می‌شود. نتایج این آزمون به صورت موارد مندرج در قسمت زیر است.

الف- آزمون حقیقی بودن رگرسیون

همانند قبل در این رابطه نیز از دو روش استفاده شده است که نتایج آن به این صورت بود که مقدار آماره دیکی فولر برابر با ۱۴/۸۶- به دست آمد، این میزان از ۳/۵۸- مقدار بحرانی آن از لحاظ قدر مطلق بزرگتر است و لذا فرض صفر مبنی بر ناپایایی جمله پسماند رابطه برآوردی رد می‌شود. در ضمن در آزمون دوربین واتسون رگرسیون همجمعی نیز مقدار دوربین واتسون حاصل از رگرسیون

www.SID.ir

Archive of SID

۱/۸۴ به دست آمد که این میزان از کمیت بحرانی آن در سطح ۵ درصد (۰/۳۸۶) بزرگتر است و بنابراین همجمعی میان متغیرهای موجود در مدل تایید می‌شود.

ب- آزمون اعمال قید بر ضرایب (آزمون والد)

به منظور حصول اطمینان از خنثی بودن سیاست‌های پولی پیش‌بینی شده و خنثایی بلند مدت سیاست‌های پولی پیش‌بینی نشده در بلندمدت، قیودی به مدل اعمال شد که نتایج حاصل از آن در جدول ۶ خلاصه شده است.

جدول ۶- نتایج آزمون والد

فرض صفر	۱- مجموع ضرایب سیاست‌های پولی پیش‌بینی نشده مساوی صفر است. ۲- تک تک ضرایب سیاست‌های پولی پیش‌بینی شده به طور همزمان صفر هستند.		
آماره F	۰/۹۵	احتمال پذیرش	۰/۴۶
آماره کای دو	۴/۷۸	احتمال پذیرش	۰/۴۴

به این ترتیب این فرض صفرها رد نمی‌شوند و سیاست‌های پولی پیش‌بینی شده و نشده هر دو در بلندمدت خنثی‌اند.

۳-۲-۵- تخمین الگوی تولید با بهره گیری از مدل گینزی (پسران)[۲۴۳]

در این مرحله می‌بایست الگوی کینزی‌ها را در رابطه با خنثایی پول آزمون کرد. این الگو با الگوی قبل این تفاوت را دارد که در آن حتماً مخارج دولت نیز وارد خواهد شد. به این ترتیب مشخص می‌شود که آیا سیاست‌های پولی بر تولید اثر گذاشته‌اند و یا مخارج دولتی بر تولید اثرگذار بوده است.

نتایج حاصل از تخمین این الگو به صورت جدول۷ است. همان طور که در جدول فوق نیز مشخص شد سیاست‌های پولی پیش‌بینی شده و نشده هیچ کدام

۲۴۳- علت نامگذاری این آزمون تحت این عنوان آن است که اولین بار پسران(۱۹۸۷) فرم‌های متفاوتی از الگوی بارو را با وارد کردن سیاست‌های پولی پیش‌بینی شده و نشده، مخارج دولتی و چند متغیر دیگر تخمین زد و الگوهای برخوردار از مخارج دولت را تحت عنوان الگوی کینزی نامید.

www.SID.ir

Archive of SID

عملاً بر تولید تأثیری ندارند.

جدول۷- نتایج برآورد الگوی تولید کینزی

متغیر	ضریب	آماره t	سطح احتمال معنی‌داری
جزء ثابت	۷/۴	۶۵/۳	۰/۰۰
رشد پیش‌بینی شده نقدینگی	۰/۰۰۰۴۷	۰/۶	۰/۵۵
رشد پیش‌بینی شده نقدینگی با یک دوره وقفه	-۰/۰۰۰۴۸	-۰/۸۸	۰/۳۸
رشد پیش‌بینی شده نقدینگی با دو دوره وقفه	-۰/۰۰۰۲۶	-۲/۱۷	۰/۰۳
رشد پیش‌بینی نشده نقدینگی	۰/۰۰۰۰۰۶۳	۲/۰۳	۰/۰۵
رشد پیش‌بینی نشده نقدینگی با یک دوره وقفه	-۰/۰۰۰۰۲	-۴/۰۲	۰/۰۰۰۵
رشد پیش‌بینی نشده نقدینگی با دو دوره وقفه	-۰/۰۰۰۰۲۸	-۴/۰۱	۰/۰۰۰۵
مخارج دولت	۰/۳۴	۲۰/۴۶	۰/۰۰
ضریب تعیین	۰/۹۳		
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۹۰		
آماره F	۲۶۰/۳		
آماره دوربین واتسون	۱/۸۴		

در رابطه با این الگو نیز آزمون‌هایی همانند قبل به انجام رسید که در قسمت بعد به آن پرداخته خواهد شد.

الف- آزمون همگرایی انگل - گرینجر

در این رابطه نیز مقدار آماره دیکی فولر برابر با ۷/۴۸- به دست آمد که این میزان از ۳/۹۷- مقدار بحرانی آن از لحاظ قدر مطلق بزرگتر است و لذا فرض صفر مبنی بر ناپایایی جمله پسماند رابطه برآوردی رد می‌گردد. در ضمن در آزمون دوربین واتسون رگرسیون همجمعی نیز مقدار دوربین واتسون حاصل از رگرسیون ۱/۸۵ به دست آمد که این میزان از کمیت بحرانی آن در سطح ۵ درصد (۰/۳۸۶) بزرگتر است و بنابراین همجمعی میان متغیرهای موجود در مدل تایید می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

ب- آزمون اعمال قید بر ضرایب (آزمون والد)

به منظور حصول اطمینان از خنثی بودن سیاست‌های پولی پیش‌بینی شده و خنثایی بلند مدت سیاست‌های پولی پیش‌بینی نشده در بلندمدت، قیودی را به مدل اعمال کردیم که نتایج حاصل از آن در جدول ۸ خلاصه شده است.

جدول ۸- نتایج آزمون والد

فرض صفر	آماره F	احتمال پذیرش	آماره کای دو	احتمال پذیرش
ضرایب سیاست‌های پولی پیش‌بینی شده و مخارج دولت مساوی صفر است.	۲۶۹/۴۱	۰/۰۰	۱۰۷۷/۹۲	۰/۰۰
مجموع ضرایب سیاست‌های پولی پیش‌بینی نشده صفر است.	/۹۵	۰/۴۶	۴/۷۸	۰/۴۴

به این ترتیب این فرض صفرها رد نمی‌شوند و سیاست‌های پولی پیش‌بینی شده و نشده هر دو در بلندمدت خنثی می‌باشند.

۳-۵- بررسی خنثایی پول با بهره گیری از الگوهای سری زمانی

از آنجا که بررسی خنثایی پول بدون توجه به نحوه تأثیرگذاری تولید ملی و یا تورم حاکم در اقتصاد بر میزان تقاضای پول و در نهایت تأثیرگذاری آن بر چگونگی اعمال سیاست‌های پولی دوره بعد بانک مرکزی، به نحوی ساده‌سازی و دور نگهداشتن برخی واقعیات است، لذا جای دارد تا با دیدی جامع‌تر مسأله خنثایی پول را مورد بررسی قرار دهیم. در این رابطه اولین نکته‌ای که به ذهن می‌رسد آن است که در دایره پول، تولید، و سطح قیمت‌ها کدام یک درون‌زا و کدام برون‌زا است. حقایق اقتصادی حاکی از آن است که در دایره پول، شاخص قیمت‌ها، و تولید تمامی متغیرها درون‌زا هستند و هر یک به نوعی تحت تأثیر دیگری قرار دارند. در عین‌حال بسیاری از محققان همچون جفرسون نیز نشان داده‌اند که در رابطه با بررسی خنثایی متغیری همچون پول بهتر آن است که ابتدا

www.SID.ir

Archive of SID

آن را به دو جزء اصلی خود یعنی پول درونی و بیرونی تقسیم کرده و سپس به انجام تحلیل اقدام نمود. به‌عبارت دیگر این افراد معتقدند که چه بسا این دو متغیر خنثی نبوده و قادر به تأثیرگذاری بر سطح تولید ملی باشند، اما برای اثرگذاری هر یک آینه دیگری بوده و با بی اثر کردن جزء مقابل، منجر به خنثی گشتن کل عرضه پول گردند.

اما در تعریف پول بیرونی می‌توان گفت که این جزء از پول در حقیقت بدهی بانک مرکزی به بخش خصوصی است. به‌بیان روشن‌تر پول بیرونی عبارت از مجموع دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به‌علاوه دارایی‌های داخلی آن (مجموع بدهی‌های دولت و سایر بآن‌کها به بانک مرکزی) است. به‌این ترتیب مشخص می‌شود که پول بیرونی معادل با همان تعریفی است که از پایه پولی به‌عمل می‌آید. در توصیف پول درونی نیز می‌توان گفت که این جزء از پول در حقیقت از یک سو بدهی بانک مرکزی به بخش خصوصی و از سوی دیگر دارایی آن به شمار می‌رود. این جزء از پول به دو طریق محاسبه می‌گردد، بدین ترتیب که یا از حجم نقدینگی میزان اسکناس و مسکوک کنار گذاشته می‌شود و باقی به عنوان پول درونی در نظر گرفته می‌شود و یا این عملیات با استفاده از حجم پول به انجام می‌رسد. در هر دوی موارد اعتقاد بر آن است که آنچه که به‌دست می‌آید، در حقیقت پولی است که در سیستم بانکی زاییده شده است و بدین ترتیب پول درونی را تشکیل می‌دهد. در این مطالعه از تعریف دوم که تعریف دقیق‌تری است استفاده شده است و بدین ترتیب سپرده‌های دیداری معادل با پول درونی در نظر گرفته شده است.

بنابراین در این بخش از تحلیل‌ها ابتدا از الگویی استفاده می‌شود که در آن تمامی متغیرها درون‌زا هستند و سپس به منظور بررسی نحوه تأثیر پذیری تولید در اقتصاد ایران به عنوان متغیر درون‌زای مورد نظر، نحوه تغییرات آن در یک الگوی وقفه توزیع شده مورد بررسی قرار گیرد. در ضمن کاملا مشخص است که در این حالت دیگر امکان تفکیک سیاست‌های پولی به دو قسم سیاست‌های پولی پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده وجود ندارد.

www.SID.ir

Archive of SID

۱-۳-۵- بررسی نحوه تأثیرگذاری پول بر تولید در یک الگوی خودتوضیح برداری

در رابطه با بهره گیری از یک الگوی خود توضیح برداری (VAR) که مشتمل بر وقفه‌های تمامی متغیرهای موجود در الگو است، نخستین کاری که لازم است حصول اطمینان از معنی‌دار بودن الگوی تعیین شده با توجه به تعداد وقفه انتخابی است. این مسأله به حدی حائز اهمیت است که اگر تعداد وقفه انتخابی درست تعیین نشده باشد، نتیجه حاصله صرفاً دستیابی به الگویی فاقد اعتبار است. لذا جای دارد تا در هر الگوی خود توضیح برداری ابتدا به آزمون معنی‌دار بودن الگو پرداخته شود.

الگوی خود توضیح برداری مورد استفاده در این قسمت به صورت رابطه (۲) است و در آن تعداد وقفه‌ها برابر با ۲ در نظر گرفته شده است.

$$Y_t = (LH_t , LDD_t , LCPI69, LEXFREE, LGDP69) \qquad (۲)$$

در این الگو متغیرها به ترتیب از سمت چپ عبارتند از: بردار متغیرهای درون‌زا، لگاریتم پایه پولی (به عنوان پول بیرونی)، لگاریتم سپرده‌های دیداری (به عنوان پول درونی)، لگاریتم شاخص قیمت‌های مصرف کننده (به سال پایه ۱۳۶۹)، لگاریتم نرخ ارز رسمی در بازار آزاد، و لگاریتم تولید ناخالص ملی به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹.

همان گونه که در قسمت فوق نیز اظهار گردید، ابتدا لازم است از معنی‌داری الگوی انتخاب شده اطمینان حاصل شود، بنابراین ابتدا به بررسی معنی‌داری تعداد وقفه‌های انتخابی پرداخته شد. معیار قضاوت در این باره کوچک‌تر از یک بودن تمامی ریشه‌های مشخصه محاسبه شده است. بدین معنا که اگر تمامی ریشه‌های به دست آمده داخل دایره واحد باشند، الگوی خودتوضیح برداری محاسبه شده معنی‌دار است. در این رابطه بررسی ریشه‌ها به خوبی موید تحقق این مسأله بود.

پس از حصول اطمینان از معنی‌دار بودن الگوی VAR، ضرایب محاسباتی مورد بررسی قرار گرفت که چون این الگو صرفاً بیان‌کننده رابطه میان متغیرهای موجود در سیستم است و در عین‌حال هیچ گونه توجیه اقتصادی خاصی ندارد، از

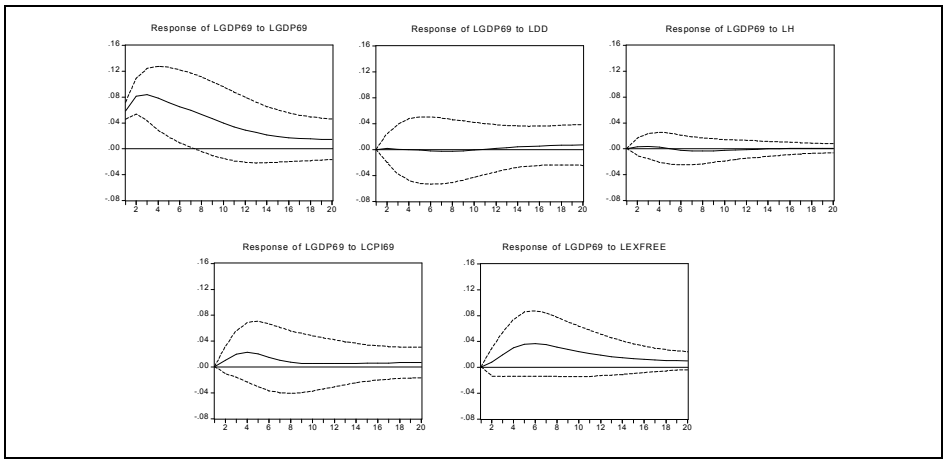
www.SID.ir

Archive of SID

ارائه نتایج مربوط به ضرایب آن اجتناب می‌شود و تنها به موارد عمده کـاربرد آن در تحلیل رفتار متغیرها و تعامل میان آن‌ها، پرداخته می‌شود. این مـوارد کـاربرد تحت عنوان "پویایی کوتاه‌مدت" خوانده می‌شوند و در قالب دو تابع عکـس‌العمـل واکنش (IRF) و تجزیه واریانس (VDCF) مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

الف- توابع عکس‌العمل

همان گونه که اظهار شد توابع عکس‌العمل از جمله ابزارهـایی هسـتند کـه از طریق آنها می‌توان به حرکات پویای متغیر پی بـرد. در ایـن تـابع اثـر بـروز یـک انحراف معیار شوک در هر یک از متغیرهای انتخابی سیسـتم بـر کـل متغیرهـای سیستم ارزیابی می‌شود. در نمودار زیر نتایج حاصل از بررسی اثر بروز یک انحراف معیار شوک در کلیه متغیرهای سیستم بر تغییرات تولید ناخالص داخلی حقیقـی ارائه شده است. این کار از آن جهت به انجام رسیده است که امکان بررسی نحـوه تغییر پذیری تولید ملی از پول بیرونی و درونی و همچنین سایر متغیرهـای الگـو فراهم آید و بدین ترتیب امکان سنجش میزان تأثیرگذاری پول درونی و بیرونی بر الگو در مقایسه با سایر متغیرهای اثرگذار فراهم آید.



نمودار ۲- عکس‌العمل تولید ناخالص داخلی نسبت به یک انحراف معیار شوک از سوی هر یک از متغیرها

www.SID.ir

Archive of SID

همان گونه که این نمودار نشان می‌دهد تأثیرات ناشی از شوک وارده از سوی تمامی این متغیرها بر تولید ناخالص داخلی حقیقی طی بلند مدت (دوره ۲۰ ساله) از بین می‌رود و سیستم به تعادل می‌رسد. در رابطه با تأثیرات ناشی از پول بیرونی می‌توان اثر منفی آن را در بلند مدت مشاهده نمود، هر چند که این تأثیر بسیار ناچیز است. پول درونی نیز در بلندمدت اثر مثبت دارد، اما این تأثیر نیز بسیار ناچیز است. در این میان بیشترین تأثیر را بروز شوک در تولید بر تغییرات آن دارد و سپس نرخ ارز تأثیر قابل توجهی بر سطح تولید بر جای‌گذارده است. تنها نکته‌ای که بر جای می‌ماند آن است که تغییرات تولید در نتیجه بروز تغییر در مقدار خود آن، فقط تا دوره هشتم معنی‌دار است.

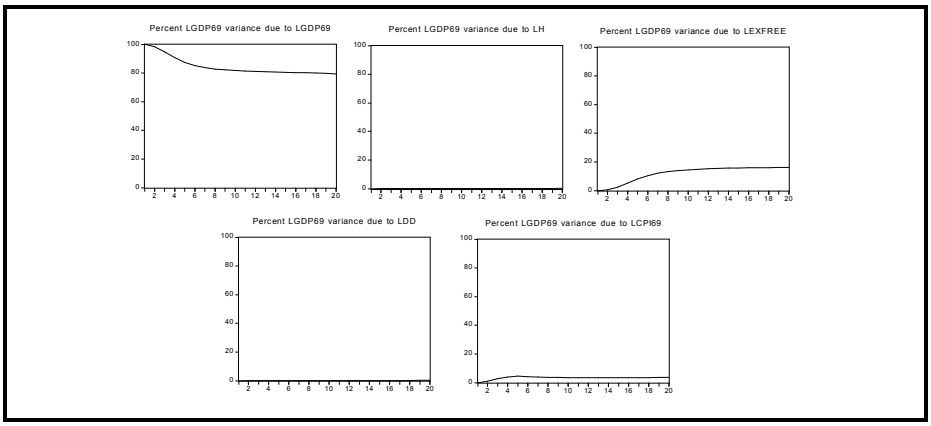
ب- تابع تجزیه واریانس

این تابع نیز همانند تابع عکس‌العمل واکنش با بهره گیری از الگوی VAR محاسبه می‌شود و در انجام تحلیل‌های مربوط به پویایی کوتاه‌مدت کاربرد دارد. در این تابع خطای پیش‌بینی به‌عمل آمده در رابطه با هر یک از متغیرهای انتخابی مورد نظر قرار داده می‌شود و سپس سهم تمامی متغیرهای سیستم در توجیه آن محاسبه می‌شود. در نمودار۳ نتایج حاصل از انجام این تحلیل درج شده است.

تجزیه واریانس نیز نتایجی موید تابع عکس‌العمل واکنش را نشان داد. به این ترتیب که تغییرات تولید ناخالص داخلی بیشترین سهم را در توجیه خطای واریانس این متغیر دارد. هر چند که پس از گذشت ۶-۷ دوره این تأثیر به‌سرعت شروع به کاهش می‌کند و در عوض سهم نرخ ارز در توجیه تغییرات بلندمدت تولید افزایش می‌یابد. سهم پول درونی و بیرونی در توجیه این تغییرات نیز به قدری ناچیز است که در شکل قابل مشخص کردن نبوده است و تقریبا برابر با صفر در نظر گرفته شده است.

www.SID.ir

Archive of SID



نمودار ۳- نتایج تابع تجزیه واریانس متغیرها

۲-۳-۵- بررسی نحوه تغییرپذیری تولید در نتیجه تغییرات پولی در یک الگوی وقفه توزیع شده

پس از تعیین نحوه تغییرپذیری متغیرها در کوتاه‌مدت و بلندمدت، به‌منظور تعیین رابطه دقیق بلندمدت بین متغیرهای مدل از روش ARDL استفاده شده است. در این الگو تولید ناخالص داخلی حقیقی تابعی از حجم پول بیرونی، پول درونی، شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (۱۰۰=۱۳۶۹)، نرخ ارز رسمی در بازار آزاد، و نرخ بهره قرار گرفته است. در این الگو معیار شوارز-بیزین تنها برای تولید ناخالص داخلی حقیقی یک وقفه در نظر گرفت و بقیه متغیرها به‌جز نرخ بهره به‌صورت مقادیر زمان حال وارد مدل شدند. برای بررسی وجود رابطه بلندمدت براساس این معادله t محاسباتی برابر با مقدار ۳/۸۸- به‌دست آمد، که چون از t متناظر با جدول بنرجی[۲۴۴]، دولادو[۲۴۵] و مستر[۲۴۶] یعنی ۳/۸۲- به لحاظ قدر مطلق بیشتر است، فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد و وجود آن پذیرفته می‌شود.

نتایج به‌دست آمده از الگوی پویا نشان داد که آماره‌های ضریب تعیین ۰/۹۹

244- Banerjee.
245- Dolado.
246- Mestre.

www.SID.ir

Archive of SID

درصد و آماره F برابر با ۷۰۸/۷ به دست آمدند کـه ایـن مسـأله حـاکی از قـدرت توضیح دهندگی مدل است. همچنین فرض عدم وجـود خودهمبسـتگی، تصـریح صحیح مدل و عدم وجود واریانس ناهمسانی در این مدل تأئید شد.

جدول شماره ۹ رابطه بلند مدت الگوی RDL را برای تولیـد ناخـالص داخلـی حقیقی نشان می‌دهد. نتایج حاصله معنی‌دار بودن این ضرایب را تأئید مـی‌نمایـد. رابطه بلندمدت نشان می‌دهد نرخ ارز و نرخ بهره در اقتصاد بیشـترین تـأثیر را در بلندمدت بر سطح تولید داخلی حقیقی دارند. کشش تولید حقیقی نسبت به پول درونی و بیرونی نیز به ترتیب ۰/۴۰۳ و ۰/۳۹۹- درصد است. در این ارتباط تـأثیر متقارن و آینه وار دو متغیر پول درونی و بیرونی حکایت از خنثی بودن پول دارد.

جدول۹- ضرایب بلند مدت محاسبه شده از طریق مدل وقفه‌های توزیع شده خودرگررسیو

متغیر	ضریب	آماره t
لگاریتم سپرده‌های دیداری (پول درونی)	۰/۴۰۳	۲/۰۵
لگاریتم پایه پولی (پول بیرونی)	-۰/۳۹۹	-۲/۲
لگاریتم نرخ ارز رسمی در بازار آزاد	-۰/۳۵۵	-۴/۹۳
لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده (۱۰۰= ۱۳۶۹)	-۰/۲	-۱/۳۹
نرخ بهره	۰/۳۸	۲/۴۷
عرض از مبدا	۱۰/۴	۳۵/۴۴
روند	۰/۰۲	۰/۶۷

برای بررسی این‌که تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت در تولید ناخالص داخلی حقیقی به سمت تعادل بلندمدت به چه صـورت انجـام مـی‌پـذیرد، از یـک مـدل ECM که از رابطه پویای این مدل به دست می‌آید، استفاده شده است. آنچه کـه در مدل ECM برای ما مهم است مربوط به ضریب متغیر ECM (-1) است.

این ضریب نشان می‌دهد که در هر دوره، چند درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت سطح تولید در جهت رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌گردد. به عبارتی دیگر چند دوره طول می‌کشد تا سطح تولید به روند بلندمدت خویش باز گـردد. نتـایج حاصل از محاسبات به عمل آمده ضریب این متغیـر یعنـی جملـه تصـحیح خطـا

www.SID.ir

Archive of SID

را۰/۳۴- نشان می‌دهد. یعنی در هر دوره ۳۴ درصد از عدم تعادل در سطح تولید تعدیل شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود. این نتایج بـه صـورت جدول ۱۰ است.

جدول ۱۰- الگوی تصحیح خطای محاسبه شده از طریق مدل وقفه‌های توزیع شده خودرگررسیو

متغیر	ضریب	آماره t
تفاضل اول لگاریتم سپرده‌های دیداری	۰/۱۳۹	۲/۰۶
تفاضل اول لگاریتم پایه پولی	-۰/۱۳۸	-۳/۰۱
تفاضل اول لگاریتم نرخ ارز رسمی در بازار آزاد	-۰/۱۲۲	-۲/۶۶
تفاضل اول لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده (۱۰۰= ۱۳۶۹)	-۰/۳۷۱	-۳/۱۹
تفاضل اول لگاریتم نرخ بهره	۰/۱۳۲	۳/۶
تفاضل اول عرض از مبدا	۳/۵۹	۳/۷۷
تفاضل اول روند	۰/۰۰۷	۰/۶۲۵
جزء تصحیح خطای دوره قبل	-۰/۳۴	-۳/۶۱

۴-۵- تحلیل خنثایی پول با بهره گیری از الگوی داده‌های فصلی

در مرحله آخر به منظور اعمال دقت بیشتر در تحلیل داده‌ها و بررسی خنثایی پول، فراوانی داده‌ها به صورت سه ماهه تغییر داده شده است. در این هنگام ابتـدا آزمونی در رابطه با وجود ریشه واحد در اجزای مختلف نهفته در سـری بـه عمـل می‌آید و در نهایت از روش همگرایی جوهانسن بهره‌گیری می‌شود. به این ترتیـب به‌کارگیری انباشتگی و همجمعی در رابطه با سری‌های زمانی در سطحی بالاتر از فراوانی صفر تسری می‌یابد و امکان بررسی وجـود ریشـه واحـد در فراوانـی‌هـای مختلف ممکن می‌گردد. در این رابطه تکنیک‌های متفاوتی وجود دارد که در میان آنها تکنیک HEGY بهترین نتـایج را بـه‌دسـت مـی‌دهـد و در ایـن قسـمت از آن استفاده می‌شود. بدین ترتیب می‌بایست به منظور استفاده از ایـن روش ابتـدا بـه بررسی مانایی داده‌ها در حالـت فصـلی پرداختـه شـود و سـپس از روش تحلیـل همگرایی بهره‌گیری گردد.

www.SID.ir

Archive of SID

۱-۴-۵- بررسی مانایی داده‌های فصلی (آزمون HEGY)

همانگونه که در ابتدای این بخش نیز اظهار گردید بررسی مانایی داده‌ها پیش از انجام هر گونه تحلیل ضرورت دارد و در این رابطه در این قسمت از آزمون ریشه واحد HEGY که مبانی نظری آن در قسمت ضمیمه درج شده است استفاده می‌شود.

نتایج حاصل از انجام این آزمون که در رابطه با چهار متغیر فصلی تولید ناخالص داخلی حقیقی پایه پولی سپرده‌های دیداری و شاخص قیمت‌ها انجام گردید حاکی از ناپایایی داده‌ها و انباشتگی آنها از مرتبه اول و همچنین عدم وجود تغییرات تصادفی فصلی بود. این نتایج به صورت جدول ۱۱ است.

جدول ۱۱- نتایج آزمون هگی

متغیر	t_{π_1}	t_{π_2}	$F_{\pi_3 \cap \pi_4}$	تعداد وقفه‌ها	ضریب تعیین
GDP61	۲/۸۹	-۲/۰۲۷	×۹/۹	۲	۰/۹۴
H	۰/۷۹	×-۷/۹۷	۲/۵۳	۱	۰/۹۷
DD	۰/۴۹	-۳/۱۹	۴/۰۱	۰	۰/۹۸
CPI	۱/۲۳	×-۹/۱۱	۳/۰۷	۳	۰/۹۲
Δ_4H	×-۵/۲۵	×-۵/۲۶	×۴۱/۴۳	۱	۰/۸۸
Δ_4DD	×-۴/۸۳	×-۹/۱۸	×۳۵/۳۳	۲	۰/۸۱
Δ_4 GDP61	×-۶/۶۸	×-۱۰/۴۸	×۲۹/۴۲	۰	۰/۸۲
Δ4 CPI	×-۵/۴۶	×-۷/۲۶	×۱۶/۴۲	۱	۰/۸۸

در سطح ۰/۰۱ و با وجود روند و عرض از مبدا و متغیرهای مجازی فصلی با n= ۱۱۶

مقدار بحرانی آزمون t فرض صفر $\pi_1 = 0$ برابر است با: ۴/۱۵-

مقدار بحرانی آزمون t فرض صفر $\pi_2 = 0$ برابر است با: ۳/۵۷-

مقدار بحرانی آزمون F فرض صفر $\pi_3 = \pi_4 = 0$ برابر است با: ۸/۷۷

همان‌گونه که در جدول نیز نشان داده شده است، کلیه متغیرها در سطح بلندمدت خود برخوردار از ریشه واحدند، اما در سطح فراوانی‌های سه ماهه و شش ماهه قضاوت در رابطه با پایایی هر یک از آنها متفاوت با دیگری می‌باشد. به‌عبارت دیگر متغیرهای موجود در سطح بلند مدت همگی I (0) بوده، اما در سطح فراوانی شش‌ماهه و سه ماهه برخی I(0) و برخی دیگر I (1) خواهند بود.

www.SID.ir

Archive of SID

این مسأله با مقایسه مقادیر بحرانی محاسبه شده توسط هلی برگ، انگل، گرینجر، و یو[۲۴۷] با مقادیر t و F محاسباتی در جدول بالا مشخص شده است.

۲-۴-۵- تحلیل رابطه همگرایی فصلی داده‌ها

همان گونه که اظهار گردید هدف اصلی از انجام این آزمون تعیین وجود و یا عدم وجود روابط همگرایی بین داده‌ها است. این مسأله به این دلیل است که با تعیین درجه هم‌انباشتگی هر یک از متغیرها در فراوانی‌های متفاوت زمانی می‌توان به وجود تعداد روابط همجمعی موجود بین آنها در فراوانی‌های زمانی مربوطه پی برد. این آزمون پس از تعیین درجه هم انباشتگی متغیرها در فراوانی‌های متفاوت (از طریق آزمون HEGY) قابل انجام است و در این بررسی همان گونه که نتایج آزمون HEGY نشان داد تنها می‌توان در سطح فراوانی صفر به انجام آزمون همگرایی فصلی و تعیین حقیقی و یا مجازی بودن بردارهای همگرایی احتمالی پرداخت. اما در رابطه با آزمون همگرایی فصلی حصول اطلاع از دو مسأله الزامی است که اولی درجه بردار اتورگرسیو و دومی تعداد بردارهای همجمعی موجود است. مورد اول پس از انجام محاسبات، برای هر دو رابطه برابر با ۲ به دست آمد، و در رابطه با مورد دوم از دو آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه استفاده گردید که نتایج آن به صورت جدول۱۲ ارائه شده است.

جدول ۱۲- کمیت‌های آماره حداکثر مقدار ویژه و آماره اثر برای تعیین الگوی بردار همجمعی

رابطه	آزمون	الگوی ۱	الگوی ۲	الگوی ۳	الگوی ۴	الگوی ۵
یک*	اثر	۰	۰	۰	۰	۰
	حداکثر مقدار ویژه	۱	۱	۰	۰	۰
دو**	اثر	۲	۱	۰	۰	۰
	حداکثر مقدار ویژه	۰	۱	۰	۰	۰

* و ** دو رابطه یک و دو در جدول ۱۳ مشخص شده‌اند.

247- Hellyberg, Engle , Granger , and Yoo (1992).

www.SID.ir

Archive of SID

پس از تعیین تعداد بردارهای همگرایی موجود در هر رابطه و انتخاب بهترین بردار همگرایی ممکن، روش جوهانسن اعمال گردید و نتایج حاصل از آن که در ارتباط با دو سری متغیر تولید، پایه پولی و سپرده‌های دیداری و همچنین شاخص قیمت‌ها، پایه پولی و سپرده‌های دیداری است، در جدول ۱۳ درج شده است. همانگونه که نتایج این روش نشان می‌دهد ضریب τ مربوط به رابطه همجمعی میان تولید ناخالص داخلی حقیقی، پایه پولی و سپرده‌های دیداری برابر با ۱/۶۳- به‌دست آمد که این میزان از عدد ۲/۸۸- (مقدار بحرانی به‌دست آمده از جدول مک کینون) به لحاظ قدرمطلق کوچکتر بوده و لذا مشخص می‌شود که پسماند مربوط به این رابطه همجمعی که در قالب یک رگرسیون در نظر گرفته می‌شود ناپایا است. همانگونه که در قسمت مبانی نظری نیز اشاره شده است، این ناپایایی دلیل بر عدم وجود رابطه همجمعی بلندمدت میان سطح تولید داخلی حقیقی و پول درونی و بیرونی است. در ارتباط با رابطه به‌دست آمده میان شاخص قیمت‌ها و پول بیرونی و درونی این مقدار برابر با ۲/۹۹- به دست آمد که میزان آن به لحاظ قدر مطلق از ۲/۸۸- بزرگ‌تر است. بدین ترتیب مشخص می‌گردد که میان سطح قیمت‌ها و پول بیرونی و درونی رابطه بلندمدت وجود دارد.

جدول ۱۳- نتایج حاصل از اعمال آزمون‌های همجمعی در رابطه با متغیرهای موجود در الگو

متغیرها		رابطه همجمعی	τ محاسباتی
نرمال شده بر حسب	سایر متغیرها		
LGDP1	LDD1,LH1	رابطه یک.LGDP1=-4.0211LH1+3. 7604LDD1	-۱/۶۳
LCPI1	LDD1,LH1	رابطه دو.LCPI1=2.4841LH1-3. 1162LDD1	-۲/۹۹

مقدار بحرانی = ۲/۸۸-

www.SID.ir

Archive of SID

۶- نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

۶-۱- نتیجه‌گیری

در کار مطالعاتی حاضر آنچه که از اعمال روش‌های متداول دو مرحله‌ای حاصل شد حاکی از آن بود که تنها سیاست‌های پولی غیرمنتظره در مقابل سیاست‌های پولی پیش‌بینی شده قادر به تأثیرگذاری بر تولید ملی هستند، البته شدت این تأثیر و طول دوره اثرگذاری آن بسیار کم و کوتاه بوده و پس از گذشت ۳ دوره یک ساله این تأثیر نیز به صفر می‌رسد. در عین‌حال بررسی الگوی مورد بررسی تحت شرایط کینزی نیز نشان داد که طی سال‌های مورد بررسی عنصر مهم تأثیرگذار بر تغییرات تولید حقیقی اقتصاد تغییر در مخارج دولت (به جای سیاست‌های پولی اعمال شده) بوده است، که این مسأله با مقایسه ضریب کشش تولید حقیقی اقتصاد نسبت به مخارج دولت و همچنین سیاست‌های پولی مشخص شد.

تحلیل‌های مربوط به الگوی خودرگرسیو برداری که طی آن از دو تابع عکس‌العمل واکنش و تجزیه واریانس در انجام تحلیل‌ها بهره‌گیری شده بود، نیز نشان داد که هر دو جزء پول درونی و بیرونی برخوردار از دو اثر بسیار ناچیز غیرصفر بر سطح تولید در اقتصاد هستند و هر دو قرینه یکدیگرند و پس از گذشت حدود ۷ تا ۸ دوره از بروز شوک در هر یک از آنان، این اثر به صفر می‌رسد.

تحلیل‌های انجام گرفته با الگوی اتورگرسیو با وقفه توزیع شده[۲۴۸] نیز نشان داد که کشش تولید ناخالص داخلی حقیقی اقتصاد ایران نسبت به دو جزء پول بیرونی و پول درونی طی بلندمدت به ترتیب برابر با ۳۹۵/- و ۰/۴۰۳ است. آنچه که از علائم این دو ضریب و مقدار قرینه آنها به دست آمد نشان از آن داشت که پول درونی با ایجاد امکانی برای افزایش وام‌دهی در اقتصاد تأثیر مثبت بر روند سرمایه‌گذاری و تولید داشته است. البته کوچک بودن رقم آن مبین این مسأله

248- ARDL.

www.SID.ir

Archive of SID

است که در اقتصاد ایران قسمت عمده‌ای از منابع بانکی توسط بخش دولتی تصرف می‌شود و تمامی این منابع صرف امور سرمایه‌گذاری نمی‌شود. بدین‌ترتیب بدیهی است که بخش خصوصی دسترسی چندانی به این منابع و انجام سرمایه‌گذری در سطح بالاتر نداشته باشد. در هر صورت علامت این ضریب مثبت و مطابق انتظار است و نشان می‌دهد که پول درونی می‌تواند تا حدی تحریک‌کننده تولید باشد.

اما ضریب پول بیرونی بنابر آنچه که انتظار آن می‌رفت منفی به‌دست آمد. این انتظار از آن‌جهت است که پول بیرونی یا به‌عبارتی پایه پولی به‌هنگام افزایش منجر به افزایش سطح قیمت‌ها می‌شود. زیرا واقعیات تجربی اقتصاد ایران نشان داده است که در هر دوره که بنابه دلایلی (همچون افزایش سطح بدهی دولت به بانک مرکزی و یا حتی افزایش خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی) ، پایه پولی افزایش یافته است، متناظر با آن سطح قیمت‌ها نیز دچار افزایش شده است[۲۴۹]. این افزایش سطح قیمت‌ها با تأثیرگذاری منفی بر قدرت خرید پول داخلی منجر به کاهش ارزش پول داخلی در مقابل پول خارجی شده است و در نتیجه کالاهای خارجی را در مقابل کالاهای داخلی گرانتر کرده است. البته اگر صادرات ما به‌عنوان بخش مستقلی از واردات عمل می‌کرد، این افزایش نرخ ارز می‌توانست به بهبود تراز تجاری و حتی افزایش سطح تولید ملی کمک نماید. اما از آنجا که تولید کالاهای صادراتی و به‌طور کل بخش تولیدی در اقتصاد ایران تا حد بسیار زیادی وابسته به واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای است و واردات این کالاها نیز در نتیجه افزایش نرخ ارز و گران‌تر شدن نسبی، قطعا دچار کاهش می‌شود، پس توان تولیدی کشور تحت تأثیر قرار می‌گیرد و بدین ترتیب در

۲۴۹- این مساله به‌وضوح در رابطه با تورم مشاهده شده در اقتصاد ایران مشهود است. به طور مثال در سال ۱۳۸۱ سطح قیمت‌ها نسبت به سال قبل افزایش زیادی از خود نشان داد که از جمله دلایل مهم آن افزایش دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در نتیجه اتخاذ سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز بود. در این سال تورم ۱۱ درصدی سال قبل به ۱۵/۶ درصد رسید. همچنین طی سال‌های قبل یکی از دلایل تورم افزایش شدید بدهی دولت به بانک مرکزی و نتیجتا رشد روزافزون نقدینگی تشخیص داده شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

بلندمدت سطح تولید کاهش می‌یابد. البته این اثر بسیار ناچیز است و میزان آن در حدی است که تقریبا با اثرات مثبت ناشی از افزایش امکان وام‌دهی بآن‌کها در نتیجه افزایش پول درونی خنثی می‌گردد. لذا مشخص می‌گردد که به‌طور کل در اقتصاد ایران تولید چندان تحت تأثیر تغییرات حجم پول نیست.

نتایج آزمون‌های ریشه واحد هگی و همگرایی فصلی نیز نشان داد که میان تولید ناخالص داخلی و پول درونی و بیرونی هیچگونه رابطه همگرایی وجود ندارد. بدین ترتیب مشخص می‌شود که پول متغیری است که چه با تفکیک اجزای آن مورد بررسی قرار گیرد و چه به صورت حجم کل در نظر گرفته شود، واقعا خنثی است.

۲-۶- توصیه‌های سیاستی

• از آنجا که تغییر در حجم پول به عنوان ابزاری میانی برای بانک مرکزی به شمار می‌رود، و موفقیت آن منوط به محکم بودن حلقه اتصالی موجود تا سطح تولید در اقتصاد است، در عین‌حال به لحاظ نظریه‌های مطروحه و همچنین تحلیل‌های به‌عمل آمده از صحت این نظریه‌ها، اثرگذاری این ابزار میانی در بلندمدت به سمت صفر شدن گرایش دارد، لذا مشخص می‌شود که تغییر در حجم پول تأثیر چندانی بر تولید نداشته و تنها سطح قیمت‌ها را متاثر می‌سازد. بدین ترتیب بانک مرکزی می‌تواند در برای کنترل تورم و نه تأثیرگذاری بر سطح تولید و اشتغال از این ابزار بهره بگیرد.

• از آنجایی که مشخص شد که پول درونی (سپرده‌های دیداری) می‌تواند تأثیر مثبت بر سطح تولید کشور داشته باشد، به نظر می‌رسد با اعمال سیاست‌هایی برای افزایش این جزء پولی در جهت افزایش انگیزه‌های سرمایه‌گذاری و تحریک بخش عرضه و تقاضای اقتصاد، سطح تولید داخلی اقتصاد قادر به رویارویی با تغییرات قابل توجهی باشد. بدین لحاظ توصیه می‌شود که بآن‌کها با ارائه تمهیداتی جهت بهتر شدن وضعیت سپرده‌گذاری و تشویق افراد به روی‌آوری به سیستم بانکی و همچنین بهبود شرایط وام‌دهی به سرمایه‌گذاران برای تقویت این جزء پولی اقدام نمایند و از این طریق زمینه بهتری را برای

www.SID.ir

Archive of SID

افزایش تولید در اقتصاد فراهم آورند.

• از آنجایی که افزایش پایه پولی از طریق وام دهی بانک مرکزی به دولت در جهت رفع کسری‌های آن اولین تأثیر خود را در افزایش حجم پول و سطح قیمت‌ها در اقتصاد می‌گذارد و هر گونه برقراری سقف اعتباری برای کوچک‌تر نمودن ضریب فزاینده پولی و در نتیجه مهار تورم پولی، اولین اثر خود را بر کاهش حجم سرمایه‌گذاری داخلی برجای می‌گذارد، لذا توصیه می‌شود که دولت به‌جای تامین کسری‌های خود از طریق استقراض از بانک مرکزی، درصدد تعدیل کسری بودجه خود از طریق تعدیل بسیاری از سیاست‌های سمت عرضه و همچنین کارا نمودن سیستم مالیاتی و یارانه‌های پرداختی باشد.

• از آنجا که مشخص شد سیاست‌های پولی پیش‌بینی نشده تنها در بلندمدت خنثی خواهند بود و در کوتاه‌مدت قادر به تأثیرگذاری بر سطح تولید هستند، لذا در هنگام بهره گیری از این ابزار و برای دستیابی به برخی اهداف، ضرورت دارد تا به پیامدهای کوتاه‌مدت این متغیر نیز توجه کافی شود. چرا که امکان دارد در کوتاه‌مدت منجر به بروز برخی اختلالات در سطح تولید گردد.

• همانگونه که نتایج مربوط به برآورد تابع تولید در شق‌های مختلف نشان داد، مخارج دولت در مقابل سیاست‌های پولی قادرند تأثیر بیشتری بر سطح تولید ملی برجای بگذارند. لذا در این رابطه ارجحیت سیاست‌های مالی بر پولی از لحاظ تأثیرگذاری بر سطح متغیرهای کلان اقتصادی محرز می‌شود و بهره گیری از این سیاست‌ها توصیه می‌شود.

فهرست منابع

۱- افشین نیا، منوچهر. "برآورد تأثیر تغییرات بلند مدت حجم پول و نقدینگی بر سطح عمومی قیمت‌ها در ایران". *مجله پژوهش‌های بازرگانی*. شماره ۸. سال ۱۳۷۷.

۲- بازمحمدی، حسین. "عرضه پول در اقتصاد ایران". *مجله برنامه و بودجه*. شماره ۵۱.

۳- پسران،هاشم. "روندهای اقتصادی و سیاست‌های اتخاذ شده در اقتصاد ایران". *اقتصاد و پول*. شماره ۳. صص. ۲۵-۵۰.

www.SID.ir

Archive of SID

۴- تشکینی، احمد. *آیا تورم یک پدیده پولی است؟ (مورد ایران)*. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران. شهریور ۱۳۸۲.
۵- جلالی نایینی و شیوا، *سیاست پولی ، انتظارات عقلایی تولید و تورم*، سومین سمینار سیاست‌های پولی و ارزی، صفحات ۴۹ تا ۸۴.
۶- ختایی و دانه کار، *آثار رشد پولی قابل انتظار و غیرقابل انتظار بر محصول کل (مطالعه مورد: اقتصاد ایران طی سال‌های ۶۹-۱۳۵۰)*. چهارمین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی. صفحات ۱۰۳-۱۲۷.
۷- ختایی و قدیمی نیا. *کارایی سیاست‌های پولی بر اساس فرضیه انتظارات عقلایی مطالعه تطبیقی کشورهای صادرکننده نفت و آسیای جنوب شرقی*. پنجمین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی. صفحات ۱۰۳ تا ۱۳۱.
۸- رحمانی، تیمور. *بررسی درون‌زایی عرضه پول در اقتصاد*. پایان نامه کارشناسی ارشد. ۱۳۷۶.
۹- شیبانی، ابراهیم. "نگاهی به اقتصاد". *مجله روند*. سال نهم. شماره‌های ۲۶ و ۲۷.
۱۰- عباسی نژاد، حسین. افتصاد سنجی، مبانی و روش‌ها. چاپ اول. ۱۳۷۸
۱۱- کمیجانی و منجذب. *آزمون توهم پولی بر اساس انتظارات عقلایی در اقتصاد ایران*. ششمین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی. صفحات ۸۳ تا ۱۰۷.
۱۲- کمیجانی. *سیاست‌های پولی مناسب جهت تثبیت فعالیت‌های اقتصادی*. ۱۳۷۴.
۱۳- گرجی، ابراهیم. *ارزیابی مهمترین مکاتب اقتصاد کلان*. ۱۳۷۶. صفحات ۱۰ و ۱۱.
۱۴- گرجی، ابراهیم. و آرزو میرسپاسی، *بررسی نظری سیکل های تجاری و علل پیدایش آن در اقتصاد ایران*. موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی. چاپ اول. مهرماه ۱۳۸۱.
۱۵- ماجدی، علی. "سیاست‌های پولی در دوران بازسازی، مسائل و مشکلات آن". مجموعه مقالات اولین سمینار بازسازی. صص ۴۴۷-۴۵۷.
۱۶- مشیری، سعید. "مروری بر تحولات آموزش و پژوهش اقتصاد کلان". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*. ۱۳۸۱. صص. ۱-۴۵.
۱۷- معدلت، کوروش. "ارزیابی عملکرد سیاست‌های پولی و مالی دولت با توجه به نقش درآمدهای نفتی در اقتصاد". *مجله پژوهش‌های اقتصادی*. ۱۳۸۰. صص ۶۸-۹۱.
۱۸- منجذب. "بررسی و طراحی سیاست‌های پولی مناسب بر اساس فرضیه انتظارات عقلایی در ایران". *مجله برنامه و بودجه*. شماره ۶. صفحات ۵ تا ۲۹.

www.SID.ir

Archive of SID

۱۹- مهرآرا، محسن. "تعامل میان بخش پولی و حقیقی در اقتصاد ایـران". *مجلـه تحقیقـات اقتصادی*. شماره ۵۳. سال ۱۳۷۷. صص ۱۰۰-۱۳۳.

۲۰- نوفرستی، محمد. *ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی*. چاپ اول. ۱۳۷۸

۲۱- هنری، بهزاد. *انتظارات عقلایی در اقتصاد کلان (معرفی نظریه و ارائه شـواهد تجربـی)*. چاپ اول. ۱۳۷۶. صفحات ۴۸ و ۵۰ و ۵۵-۵۶.

۲۲- یاوری، کاظم و حسین اصغر پور. "وقفه‌های تولید، سیاست‌های پولی و پویایی قیمـت". *مجله تحقیقات اقتصادی*. شماره ۶۰. ۱۳۸۱. صفحات ۲۰۹تا ۲۳۳

۲۳- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، *بررسی تحولات اقتصادی کشور طـی سـال‌هـای ۶۹-۱۳۶۱*.

۲۴- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، *گزارش اقتصادی و ترازنامـه بانـک* در سـال‌هـای مختلف.

25- Abrishami, H., "Testing the Long-run Neutrality of Money", *Iranian Economic Review* , vol 6, 2002 ,p. p 1-16.

26- Attfield , Duck , and Demery ," Unaticipated monetary growth , output and the price level: UK. 1946-77". *European Economic Review* , 16. 1980.

27- Atkinson, Brian and Frank Livesey and Bob Milward., *Applied Economics*, 1998.

28- Becker, Torbjorn. "Common trends and structural change (a dynamic macro model for the pre and postrevolution Islamic republic of iran)" IMF working paper. 1999.

29- Barro,R. J. "Rational expectations and the role of monetary policy", *Journal of monetary economics* ,Vol 2, 1976.

30- Brument. *Measuring monetary policy for a small open economy*, 2001.

31- Burridge, peter. *Bootstrapping the HEGY seasonal unit root tests*, July 2001.

32- Clifford , Attfield ; David Demery ;and Nigel Duck, *Rational Expectations in Macroeconomics*, 2nd Edition: 1991.

33- Cox, Michael. "Unanticipated money , output , and prices in the small economy", *Journal of Monetary Economics*, 1980, 359-84.

34- Edner , Walters. *Applied Econometrics Time Series*. 1995, pp228-234.

35- Fair , Ray. "On modeling the effects of government policies", *American Economic Review*. Vol69, No. 2 pp. 86 –91.

36- Frances , Phillip. "On forcasting cointegrated seasonal time series", *SSE/EFI Working paper series in Economics and Finance*, No. 350. 2000.

37- Freeman, Scott and Finn Kydland, "Monetary Aggregates and Output",

www.SID.ir

Archive of SID

American Economic Review, December 2000.
38- Glasner. *Free Banking and Monetary Reform*,1989 , p59.
39- Granger and Engle. "Co-integration and error correction. Representation, estimation and testing", *Econometrica*, Vol 55. No. 2. 1987. p. 251-276.
40- Habibullah, Chin Hong and Mohamed. "Testing long run neutrality of money in Malasysia", *Jurnal Ekonomi Malaysia*, No 35, 2001, pp. 69-83.
41- Hoover , Kevin , *The New Classical Macroeconomics* , 1988 , pp 9-10.
42- Humphrey , Thomas. M. "Nonneutrality of Money in Classical Monetary Thought", *Ecomic Review*,April 1999.
43- Lee, Hahn and Pierre Siklos. "Hit roots and seasonal unit roots in macroeconomic time series", *Economics Letters*, No. 35. 1991, pp273-277
44- Lyhagen, Johan. "Forcasting performance of seasonal cointegration models", *SSE/EFI Working paper series in Economics and Finance*, No. 336. 1999.
45- "Iran"s economy", *Insurance and Economic Magazine* (Quarterly), Autumn 2000,vol. 3 , No1.
46- Jefferson, Philip-N. "On the neutrality of inside money and outside money", *Economica*, 64 , 1997, pages 567-86.
47- Jha,Raghbenra & ksaitija, "The real effect of anticipated and unanticipated money", *The Indian Economic Journal*, vol 49. 2002. PP. 21-30.
48- Khusro , A. M. *Monetary and banking econometrics*,1991
49- Leiderman, Leonardo. "Macroeconometric testing of the rational expectations and structural neutrality hypothesis for the United States", *Journal of Monetary Economics*. (1990). 69-82.
50- Leroy Miller , Roger and David VanHoose. *Macroeconomics* , 1998.
51- McConnel , Campbell R. and Stanly L. Brue. *Economics* , 13th ed. 1996.
52- Mishkin , FS., "Does anticipated monetary policy matter ?", *Journal of political economy*, Feb 1982 pp. 22-55.
53- Moosa, Imad A. "Testing the long run neutrality of money in a developing economy; the case of India", *Journal of Development Economics*, Vol 53, 1997, 139-155.
54- Panas , Epaminodas K George Vamnoukas , and Vassition Gargalas. *Furthur Evidence on Sim"s Argument concerning Monetary Policy and Shocks*, 2002.
55- Papademos , Lucas. "The Supply of Money and the Control of Nominal Income", *Handbook of Monetary Economics*, pp405-6.
56- Pesaran, Mohammad Hashem. "A critique of the proposed tests of the natural rate - rational expectations hypothesis ". *The Economic Journal*, 92, 1982, 529-54.

www.SID.ir

Archive of SID

57- Phelps , Edmund S., *Seven Schools of Macroeconomic Thought*, 1st Published. 1992.
58- Pons Rotger. "Testing for seasonal unit roots with temporally aggregated time series", *Department of Economics working paper*, No16. 2003.
59- Rahman , Tan , and Chen. *Tourism Demand in Singapaur*, P. 408. 2003.
60- Sarig , Oded;Micheal Kahn ; Shmuel Kandel , *The real effects of central bank monetary policy* , 1998.
61- Saunders , Peter J. "Effects of monetary changes on the U. S economy in the short run and long run", *The Indian Economic Journal*. No. 1 July – September 2002-2003. PP. 1-5.
62- Snowdon , Howard , Wynarczyk , and Elgar. *A Modern Guide to Mcroeconomics*.
63- Tobin, James, "Money and Economic Growth", *Econometrica*, Vol 33. 1965. pp. 671-684.
64- Vaghar, "Empirical test on the effect of changes in the stock of money on economic activity and price in Iran", *Iranian Economic Review*, 1975. P. P 219-247.

Page Break

پیوست

الف- مبانی نظری آزمون ریشه واحد داده‌های فصلی (آزمون HEGY)

همانگونه که در قسمت ۲-۴-۵ نیز اشاره گردید، هدف از انجام آزمون ریشه واحد در مورد داده‌های فصلی در نهایت انجام آزمون همگرایی فصلی است. آزمون همگرایی فصلی مستلزم برخورداری از اطلاعات کافی پیرامون ماهیت ریشه واحد موجود در مقاطع مختلف سری زمانی مورد بررسی است. در این رابطه آزمون‌های متفاوتی وجود دارد یکی از آنها آزمونی است که کههایل برگ انگل گرنجر و یو (۱۹۹۰) پیشنهاد کرده‌اند. این آزمون تحت عنوان آزمون هگی (HEGY) خوانده می‌شود و علاوه بر آنکه درجه همگرایی اول را مشخص می‌سازد وجود ویژگی فصلی را نیز روشن می‌کند. یک شکل ساده این آزمون را والتر اندرز (۱۹۹۵)[۲۵۰] به صورتی ارائه کرده است که در آن ابتدا مجموعه داده‌های فصلی به صورت رابطه (۱) در نظر گرفته می‌شود:

250- Walter Enders (1995).

www.SID.ir

Archive of SID

$$(1-a_1L)(1+a_2L)(1-a_3iL)(1+a_4iL)Y_t = \varepsilon_t \qquad (۱)$$

در این رابطه اگر $a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = 1$ باشد، آنگاه مشخص می‌شود که سری مورد بررسی برخوردار از ریشه واحد است. این حالات را می‌توان در قالب موارد زیر دسته بندی کرد:

اگر $a_1 = 1$ باشد، آنگاه یک راه حل برای رابطه (۳) را می‌توان به صورت $Y_t = Y_{t-1}$ در نظر گرفت. این مسأله بدان معناست که سری Y_t در هر دوره خودش را تکرار می‌کند. به عبارت دیگر در بلندمدت اثر شوک‌های وارده به این سری باقی خواهد ماند.

اگر $a_2 = 1$ باشد، آنگاه یک راه حل برای رابطه (۱) را می‌توان به صورت $Y_t + Y_{t-1} = 0$ در نظر گرفت. این مسأله بدان معناست که سری Y_t در میانه هر دوره خودش را تکرار می‌کند. به‌عبارت دیگر ریشه واحد در قالب فراوانی دو بار در سال به‌طور قرینه خود را نشان می‌دهد. به‌طور مثال اگر $Y_t = 1$ باشد آنگاه خواهیم داشت:

$$Y_{t+1} = -1, Y_{t+2} = 1, Y_{t+3} = -1, Y_{t+4} = 1 \qquad (۲)$$

اگر $a_3=1$ یا a_4 باشد آنگاه سری Y_t دارای سیکل‌های سالیانه است. به طور مثال اگر $a_3=1$ باشد یک راه حل همگن برای رابطه (۱) به صورت $Y_t = iY_{t+1}$ خواهد بود. به این ترتیب اگر $Y_t = 1$ باشد، خواهیم داشت:

$$Y_{t+1} = i, Y_{t+2} = i^2 = -1, Y_{t+3} = -i, Y_{t+4} = 1 \qquad (۳)$$

بنابراین فرایند طی هر ۴ دوره خودش را تکرار می‌کند[۲۵۱].

به منظور تنظیم آزمون، رابطه (۱) را به صورت تابعی از $a_1=1$ تا a_4 در نظر می‌گیریم و در رابطه با آن بسط تیلور را به انجام می‌رسانیم. در این حالت بسط رابطه در اطراف نقطه $a_1=. . = a_4=1$ به صورت زیر خواهد بود:

251- Rahman , Tan , and Chen.

www.SID.ir

Archive of SID

$$\partial A(L)/\partial a_1 = -L(1 + L + L^2 + L^3)$$

$$\partial A(L)/\partial a_2 = L(1 - L + L^2 - L^3) \qquad (۴)$$

$$\partial A(L)/\partial a_3 = -iL(1 - L^2)(1 + iL)$$

$$\partial A(L)/\partial a_4 = iL(1 - L^2)(1 - iL)$$

سپس از آنجایی که:

$$[(1 - a_1L)(1 + a_2L)(1 - a_3L)(1 - a_4L)]\Big|_{a_1=a_2=a_3=a_4=1} = 1 - L^4 \qquad (۵)$$

لذا بنا بر رابطه (۶) خواهیم داشت:

$$[(1 - L^4) - L(1 + L + L^2 + L^3)(a_1 - 1) + L(1 - L + L^2 - L^3)(a_2 - 1) - iL(1 - L^2)(1 + iL)(a_3 - 1) \qquad (۶)$$
$$+ iL(1 - L^2)(1 - iL)(a_4 - 1)]Y_t = \varepsilon_t$$

حال اگر داشته باشیم:

$$(a_i - 1) = \gamma_i \quad \& \quad i(1 + iL) = i - L \quad \& \quad i(1 - iL) = i + L \qquad (۷)$$

آن گاه:

(۸)

$$(1-L^4)Y_t = \gamma_1(1+L+L^2+L^3)Y_{t-1} - \gamma_2(1-L+L^2-L^3)Y_{t-1} - (1-L^2)[(\gamma_3-\gamma_4)i - (\gamma_3+\gamma_4)]Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

و اگر داشته باشیم:

$$\gamma_5 = (\gamma_3 - \gamma_4) \quad \& \quad \gamma_6 = (\gamma_3 + \gamma_4) \quad \& \quad Y_{1t-1} = (1 + L + L^2 + L^3)Y_{t-1} \quad \& \qquad (۹)$$

$$Y_{2t-1} = (1 - L + L^2 - L^3)Y_{t-1} \quad \& \quad Y_{3t-1} = (1 - L^2)(\gamma_5 - \gamma_6)Y_{t-1} \quad \& \quad Y_{3t-2} = Y_{t-2} - Y_{t-4}$$

آن گاه خواهیم داشت:

$$(1 - L^4)Y_t = \gamma_1 Y_{1t-1} - \gamma_2 Y_{2t-1} - \gamma Y_{3t-15} - \gamma_6 Y_{3t-2} + \varepsilon_t \qquad (۱۰)$$

حال می‌توان به این معادله عرض از مبدا، متغیرهای مجازی فصلی، و یک روند خطی افزود و حتی به منظور رفع خود همبستگی مقادیر با وقفه y_{t-i} $(1\text{-}L^4)$ را نیز اضافه کرد و به انجام آزمون با توجه به حالات مطروحه در اول بحث پرداخت[۲۵۲]. بنابراین مدل بالا هم درجه تفاضل گیری اول را مشخص می‌کند و هم درجه

252- Enders , Walter, 1995.

www.SID.ir

Archive of SID

تفاضل‌گیری فصلی را تعیین می‌نماید. در نتیجه سری زمانی همگرایی فصلی از درجه b و d نامیده می‌شود و به صورت SI (b,d) نشان داده می‌شود.

ب- مبانی نظری روش همگرایی فصلی داده‌ها

پس از انجام آزمون ریشه واحد هگی و کسب اطلاعات راجع به ماهیت ریشه واحد در سری زمانی داده‌های موجود، اکنون می‌توان نسبت به وجود و یا عدم وجود رابطه همجمعی میان سری‌های موجود آزمون کرد. این آزمون بدین طریق است که پس از تعیین درجه هم‌انباشتگی هر یک از سری‌ها در فراوانی‌های زمانی بلند مدت (فراوانی صفر)، دو بار در سال و چهار بار در سال، ابتدا در سری‌هایی که در یک فراوانی مشخص برخوردار از درجه هم‌انباشتگی یکسان هستند، آزمون همجمعی جوهانسن - جوسیلیوس به‌انجام می‌رسد و سپس نسبت به تعیین تعداد روابط همجمعی میان سری‌ها در هر یک از فراوانی‌های مورد بررسی[۲۵۳] اقدام می‌شود. پس از آن‌که این بردارها مشخص گردیدند لازم است تا نسبت به حقیقی و یا مجازی بودن هر یک از بردارها اطمینان حاصل شود. در این صورت لازم است جمله پسماند هر یک از بردارهای همجمعی تحت آزمونی برای برخورداری از ریشه واحد قرار گیرد. این آزمون در رابطه با سه سطح فراوانی متفاوت از دیگری است و بدین‌ترتیب لازم است تا به صورت جداگانه به هر یک از آنها پرداخته شود. این مسأله را می‌توان در قالب حالات زیر بررسی کرد.

الف- بردار متغیرها در سطح فراوانی صفر در صورتی همجمع است که با توجه به عامل 1-L برداری وجود داشته باشد که:

$$\alpha' Z_t(x_t) = u_t \qquad (۱)$$

۲۵۳- همان‌گونه که در قسمت فوق نیز اشاره گردید از بین سه فراوانی موجود برای تعیین درجه همجمعی (چهار بار در سال، دوبار در سال و بلندمدت)، تنها آن فراوانی‌ها برای تعیین درجه همجمعی مورد بررسی قرار می‌گیرند که برخوردار از درجه ناپایی یکسان در میان سری‌ها باشند.

www.SID.ir

Archive of SID

باشد. یعنی $(\alpha_1, \alpha_2, ..., \alpha_n)$ای وجود داشته باشد که هنگامی کـه در $\begin{pmatrix} x_1 \\ ... \\ x_n \end{pmatrix}$ ضرب می‌شود، حاصل آن $I(0)$ باشد. در این حالـت رگرسـیون دو متغیـره بـرای رگرسیون فصلی در فراوانی صفر را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$Z_1(x_t) = \alpha_0 + \alpha_1 z_1(m_t) + u_t \qquad (۲)$$

در این حالت می‌بایست U_t را به صورت زیر تحت آزمون ریشه واحد قرار داد:

$$\Delta U_t = \phi \ \ U_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \theta_i \Delta u_{i-1} + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

ب- در حالت فراوانی شش ماهه داده‌ها می‌توان گفـت کـه داده‌هـا در حـالتی همجمع‌اند که بردار βای وجود داشته باشد، به‌طوری که:

$$\beta' Z_2(x_t) = V_t \qquad , \qquad V_t \approx I(0) \qquad (۴)$$

به عبارت کلی‌تر رگرسیون مربوط به این‌حالت به صورت زیر خواهد بود:

$$Z_2(x_t) = \beta_0 + \beta_1 Z_2(m_t) + v_t \qquad (۵)$$

که در آن:

$$v_t + v_{t-1} = \phi(-v_{t-1}) + \sum_{i=0}^{k} \theta_i (v_{t-i} + v_{t-i-1}) + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

برای این‌که توزیع این رابطه هم همانند رابطه اول شود، یک علامت منفی بـه آن اضافه می‌شود و الا آنچه که به دست می‌آید مقداری متقارن خواهد داشت.

ج- برای حالت فصلی $(1+L^2)$ می‌بایست یک بردار چند جمله‌ای همجمعی به صورت زیر وجود داشته باشد:

$$(\gamma' + \delta' L) Z_3(x_t) = w_t, w_t \approx I(0) \qquad (۷)$$

در این حالت فرم کامل‌تر رابطه آن به صورت زیر خواهد بود:

$$Z_3(x_t) = \gamma_0 + \gamma_1 Z_3(m_t) + \gamma_0 Z_3(m_{t-1}) + w_t \qquad (۸)$$

و آزمون مرتبط با ریشه واحد آن نیز به صورت زیر است:

www.SID.ir

Archive of SID

$$w_t + w_{t-2} = \lambda_1(-w_{t-2}) + \lambda_2(-w_{t-1}) + \sum_{i=1}^{k}\theta_i(w_{t-i} - w_{t-i-2}) + \varepsilon_t \quad (۹)$$

معیار قضاوت در آن نیز معنی‌داری ضرایب λ_1 و λ_2 و همچنین معنی‌داری آماره F مربوط به فرض $\lambda_1 = \lambda_2 = 0$ است.

به این ترتیب در هر یک از حالات اگر آماره‌های مورد بررسی معنی‌دار بودند مشخص می‌شود که رابطه همجمعی میان سری‌ها، در آن سطح فراوانی مورد نظر معنی‌دار است، در غیراین‌صورت رابطه محاسبه شده فاقد اعتبار بوده و گفته می‌شود در این سطح از فراوانی بین سری‌های مورد نظر رابطه همجمعی وجود ندارد.

www.SID.ir