آزمون خنثایی و ابرخنثایی پول در بلندمدت: مطالعه موردی ایران[1]

اکبر کمیجانی[2]
استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
سعید بیات[3]
دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
سید محمدهادی سبحانیان[4]
دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

تاریخ دریافت: ۹۰/۰۹/۲۸
تاریخ تأیید: ۹۱/۰۵/۲۴

چکیده

اعمال سیاست‌های انبساطی پولی به منظور افزایش رشد و توسعه اقتصادی و همچنین تأمین بخش زیادی از کسری بودجه از طریق فروش ارزهای حاصل از درآمدهای نفتی به بانک مرکزی باعث افزایش حجم پول و نقدینگی در اقتصاد ایران شده است. اگر پول خنثی باشد، آنگاه می‌توان نتیجه گرفت که اعمال سیاست‌های مذکور در بلندمدت اثری بر متغیرهای حقیقی نداشته و صرفاً تورم‌زاست. در این مقاله، با استفاده از داده‌های اقتصادی ایران برای دوره ۱۳۵۲-۱۳۸۸ و با استفاده از روش فیشر - سیاتر (FS)، ابرخنثایی و خنثایی بلندمدت پول مورد آزمون قرار می‌گیرد. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که خنثایی در ایران به تعریف پول بستگی ندارد، به طوری که حجم پول (M1) و نقدینگی (M2) هر دو خنثی می‌باشند. نتیجه دیگر اینکه، چون رشد حجم پول و رشد نقدینگی هر دو دارای درجه انباشتگی صفر می‌باشند بنابراین روند بلندمدت در این دو متغیر وجود ندارد و به این دلیل بحث ابرخنثایی حجم پول و نقدینگی در بلندمدت، منتفی خواهد بود. به این ترتیب سیاست‌های پولی انبساطی در بلندمدت قادر نیست افزایش تولید و رونق اقتصادی را در پی بیاورد و برای رونق اقتصادی باید به سیاست‌هایی نظیر افزایش بهره‌وری نیروی کار و سرمایه که رشد پایدار و دائمی به همراه می‌آورند متوسل شد.

واژگان کلیدی: ابر خنثایی، خنثایی، حجم پول، نقدینگی، روش FS

طبقه‌بندی موضوعی: E50, E52, E59, E31

مقدمه

بر اساس ادبیات موجود، خنثایی پول به این معناست که تغییر دائمی در حجم پول[5]، هیچ اثر حقیقی و دائمی بر تولید و اشتغال نداشته باشد. مفهوم مرتبط دیگر، بحث ابر خنثایی پول در بلندمدت است. مطابق تعریف مک‌کالم[6] (۱۹۹۰)، زمانی که تغییرات دائمی در نرخ

۱. این مقاله مستخرج از طرح تحقیقاتی به شماره ۴۴۰۳۰۰۵/۱/۴ است، که با استفاده از اعتبارات پژوهشی دانشگاه تهران انجام شده است.

«نویسنده مسئول»
2. Email: komijani@ut.ac.ir
3. Email: bayat_461@ut.ac.ir
4. Email: hadi_sobhanian@ut.ac.ir
5. Stock Of Money
6. McCallum

رشد پولی[1] هیچ اثر حقیقی نداشته باشد مگر بر تعادل‌های پولی حقیقی، آنگاه پول ابرخنثی است. فیشر و سیاتر[2](۱۹۹۳) و کینگ و واتسون[3](۱۹۹۲) چارچوب‌هایی عمومی برای آزمون کردن خنثایی بلندمدت[4](LRN) و ابرخنثایی بلندمدت[5](LRSN) پول ارائه کرده‌اند. در هر دو چارچوب، LRN و LRSN بستگی به درجه انباشتگی[6] دارد. در تحقیق حاضر ما روش فیشر و سیاتر (FS) را برای آزمون خنثایی و ابرخنثایی پول در ایران مورد استفاده قرار می‌دهیم. تنها فرض آزمون FS این است که عرضه پول در بلندمدت برونزا باشد.

چون سیر افزایشی مخارج دولت و تأمین مالی کسری بودجه از طریق فروش ارزهای حاصل از درآمدهای نفتی به بانک مرکزی منجر به افزایش حجم پول در دوره مورد بررسی شده است، بنابراین بررسی مسئله خنثایی پول اهمیت دوچندان پیدا می‌کند. حال اگر به این نتیجه برسیم که پول در اقتصاد ایران خنثی است، آنگاه می‌توان ادعا کرد که آثار این سیاست‌های انبساطی دولت اثری جز تورم در بلندمدت نخواهد داشت. همچنین آزمون می‌کنیم که آیا خنثایی به تعریف پول بستگی دارد یا خیر. نتایج این آزمون می‌تواند کمک شایانی به سیاستگذاران اقتصادی کند چرا که اگر خنثایی به تعریف پول حساس باشد (به طور مثال، اگر تولید نسبت به حجم پول (M1) «شامل اسکناس و مسکوک و سپرده‌های دیداری» خنثی ولی نسبت به نقدینگی (M2) «حجم پول به علاوه شبه پول» غیرخنثی باشد) آنگاه سیاستگذاران اقتصادی باید برای رشد و توسعه اقتصادی در بلندمدت، به حجم بیشتر نقدینگی (M2) توجه داشته باشند. همچنین اگر پول با هر دو تعریف M1 و M2 خنثی باشد آنگاه سیاست پولی انبساطی تنها نوعی شوک درمانی برای اقتصاد به شمار می‌آید و افزایش بلندمدت تولید را در پی نخواهد داشت و برای دستیابی به توسعه و رشد پایدار باید از سیاست‌های غیرپولی نظیر افزایش بهره‌وری نیروی کار و سرمایه استفاده کرد.

این مقاله شامل بخش اول مربوط به مروری بر پژوهش‌های گذشته در زمینه خنثایی پولی می‌باشد. در بخش دوم مبانی نظری خنثایی را بررسی می‌کنیم. بخش سوم مدل FS و نتایج تخمین را ارائه می‌نماید و در پایان به ارائه نتایج می‌پردازیم.

۱- مروری بر پژوهش‌های گذشته

در این بخش ابتدا مروری اجمالی بر برخی از مطالعاتی که خنثایی پول برای کشورهای دیگر را بررسی کرده‌اند خواهیم داشت و سپس چند مورد از مطالعات مربوط به کشور ایران را ارائه می‌کنیم.

1. Money Growth Rate
2. Fisher And Seater (FS)
3. King And Watson
4. Long-Run Neutrality(LRN)
5. Long-Run Super Neutrality(LRSN)
6. Order Of Integration

بارو[1] (۱۹۷۶) آزمون خنثایی پولی در ایالات متحده برای دوره زمانی ۱۹۴۶-۱۹۷۳ را انجام داد و نتیجه گرفت که تنها رشد پولی پیش‌بینی نشده، در کوتاه‌مدت اثر مثبت و معناداری بر تولید دارد.

ماریا اس. گوچکو[2] (۱۹۸۶) با برآورد یک معادله غیرخطی تولیدات صنعتی روی رشد پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده پولی در اقتصاد ژاپن طی دوره ۱۹۷۳-۱۹۸۵، برقراری فرضیه انتظارات عقلایی در این کشور را رد کرده است که به معنای آن است که اعمال سیاست‌های پولی پیش‌بینی شده همچون اعمال سیاست‌های پولی پیش‌بینی نشده بر تولیدات صنعتی اثرگذار است.

نیلز اولکالنز[3] (۱۹۹۶) با استفاده از روش (FS) آزمون خنثایی پول را برای اقتصاد استرالیا با استفاده از داده‌های قرن بیستم (۱۹۰۰-۱۹۹۴) انجام داد. نتایج به دست آمده مبین آن است که خنثایی پول در کشور مذکور به تعریف پول حساس است به طوری که اگر M1 برای محاسبه حجم پول اسمی مورد استفاده قرار گیرد خنثایی بلندمدت پول نمی‌تواند رد شود ولی چنانچه M3 به عنوان مقیاسی نسبتاً گسترده‌تر برای حجم پول درنظر گرفته شود خنثایی بلندمدت پول رد می‌شود.

آلفرد هاگ و رابرت لوکاس[4] (۱۹۹۷) با استفاده از روش FS به آزمون خنثایی پول در کشور کانادا پرداختند. آن‌ها با استفاده از داده‌های فصلی دوره ۱۹۱۴ تا ۱۹۹۴ نشان دادند، خنثایی پول قابل رد کردن نیست.

یاماک و یاکوپ[5] (۱۹۹۸) به آزمون خنثایی پولی کلاسیک‌های جدید برای اقتصاد ترکیه و در دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۱۹۹۵ پرداختند. آن‌ها در مطالعه خود با استفاده از یک مدل خودرگرسیونی پنج متغیره شامل تولید حقیقی، حجم پول، نرخ ارز، مخارج دولت و سطح عمومی قیمت‌ها به این نتیجه دست یافتند که جزء پیش‌بینی نشده پول، سطح تولید حقیقی را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد اما جزء پیش‌بینی پول اثرات معنی‌داری بر تولید حقیقی دارد.

لورنس بال و دین کروشور[6] (۲۰۰۳) مقدار اثرگذاری سیاست پولی پیش‌بینی شده بر روی مقادیر واقعی و انتظاری متغیرهای تولید و تورم را از طریق تغییر در ذخایر واقعی فدرال رزرو

1. Barro
2. Gochoco.M.S
3. Nilss Olekalns
4. Alfred,A.Haug And Robert,F. lucas
5. Yamak, Rahmi And Yakup Kucukkale
6. Ball Laurence And Croushore Dean

ایالات متحده در دوره ۱۹۶۸-۱۹۹۵ آزمون کردند. آن‌ها نتیجه گرفتند که شوک‌های سیاستی بر روی تولید واقعی بیش از تولید انتظاری اثر می‌گذارند.

کمیجانی و منجذب (۱۳۷۵) بر مبنای نظریه انتظارات عقلایی به ارزیابی و آزمون تحقق الگوی کلاسیک جدید یا کینزی جدید در بعد تأثیر و نقش پول در اقتصاد ایران به ویژه آزمون توهم پولی پرداختند. آن‌ها با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره ۱۳۴۹-۱۳۷۰ و با بکارگیری روش‌های خطی و غیرخطی (OLS و NLS) وجود توهم پولی در اقتصاد و عدم شکل‌گیری انتظارات به شکل عقلایی را تأیید کردند.

مهرآرا (۱۳۷۷) با استفاده از تخمین یک مدل VARو تجزیه واریانس به بررسی رابطه میان بخش پولی و حقیقی در اقتصاد ایران پرداخته است. او در مطالعه خود نشان داده است که حجم پول تقریباً هیچ نقشی در نوسانات تولید در اقتصاد ایران ایفا نکرده و به بیان دیگر خنثی می‌باشد.

خشادوریان (۱۳۷۸) فرضیه شکل‌گیری انتظارات عقلایی در اقتصاد ایران را برای دوره ۱۳۴۳-۱۳۷۶ آزمون کرد و نتیجه گرفت که فرضیه انتظارات عقلایی و خنثایی پول برای اقتصاد ایران قابل تأیید است.

یاوری و اصغرپور (۱۳۸۱) با استفاده از یک مدل تعادل عمومی به این نتیجه رسیدند که به علت وجود وقفه میان سطح داده و ستانده، پول حداقل در کوتاه‌مدت بر اقتصاد اثر می‌گذارد.

تشکینی و شفیعی (۱۳۸۴) با استفاده از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR)[1] دریافتند که در دوره زمانی ۱۳۳۸-۱۳۸۲، سیاست‌های پولی پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده خنثی بوده، ولی سیاست‌های مالی پیش‌بینی شده دارای اثرات مثبت و معنادار بر سطح تولید حقیقی می‌باشند. آن‌ها با استفاده از این نتیجه استدلال کردند که انتظارات عقلایی برای ایران قابل تأیید نیست.

حیدری (۱۳۸۷)، اثرگذاری جزء پیش‌بینی نشده حجم پول بر متغیر تولید را برای دوره زمانی ۱۳۴۵-۱۳۸۲، در سطح آزمون ۵ درصد رد می‌کند و اثرگذاری سیاست‌های پولی پیش‌بینی شده پولی را بر رشد اقتصادی تأیید می‌نماید.

حال با عنایت به نتایج مطالعات انجام گرفته در رابطه با نحوه شکل‌گیری انتظارات و نیز بحث خنثایی پول در جهان و ایران، در قسمت بعدی مقاله سعی شده است تا نگاه مکاتب مختلف اقتصادی به این موضوع در نهایت اختصار بیان گردد.

---

1. Seemingly Unrelated Regression

۲- مبانی نظری

در ارتباط با تأثیر پول بر تولید و رشد اقتصادی از دیرباز مطالعات فراوانی صورت گرفته است. نسل اول مطالعات مربوط به اقتصاددانان کلاسیک می‌باشد که بر عدم تأثیر پول بر تولید (خنثایی پول) در بلندمدت تأکید می‌کنند. نسل دوم مطالعات که بر عدم خنثایی پول در کوتاه‌مدت تکیه دارند مربوط به اقتصاددانان کینزی است. دو نسل بعدی مطالعات در قالب دو گروه کلاسیک جدید و کینزی جدید ارائه شدند که تلاش داشتند تا زیربنای اقتصاد خرد برای تئوری‌های اقتصاددانان سلف خود فراهم نمایند. بلنچارد[1] (۱۹۸۷) در مقاله تأثیرگذار خود با عنوان «چرا پول بر تولید اثر می‌گذارد؟، یک بررسی اجمالی»[2] به بررسی سیر تکاملی مطالعات انجام شده در رابطه با تأثیر پول بر تولید پرداخته است. بخش اول این مقاله، مطالعات مربوط به دوره کینز تا اواسط ۱۹۷۰ میلادی را پوشش می‌دهد. اقتصاددانان این دوره در چارچوب سنتز نئوکلاسیک[3] قرار می‌گیرند و معتقدند به علت اینکه قیمت‌ها و دستمزدها به کندی تعدیل می‌شوند، تغییر در حجم پول سبب تغییر در سطح تولید خواهد شد. بخش دیگری از مطالعات در همین دوره مربوط به وارد کردن اطلاعات ناقص به جریان تحلیل است. نخستین مدل با فرض اطلاعات ناقص توسط لوکاس ارائه شد. مدل لوکاس به خوبی نشان می‌دهد که تغییرات اسمی پول چگونه بر تولید اثر می‌گذارند. ادامه مقاله بلنچارد مربوط به مطالعات فیشر و تیلور در اواخر ۱۹۷۰ میلادی است. در مطالعات فیشر و تیلور فرض وجود انتظارات عقلایی لحاظ شده است و آن‌ها نشان می‌دهند که حتی با وجود انتظارات عقلایی بازهم پول می‌تواند بر تولید اثر داشته باشد.

بخش آخر مقاله بلنچارد نیز مربوط به مطالعاتی است که چسبندگی‌های اسمی را بررسی کرده‌اند. یکی از عوامل چسبندگی‌ها که در این مطالعات مورد استناد قرار گرفته، هزینه فهرست بها[4] می‌باشد. وجود هزینه فهرست بها سبب غیرخنثی شدن پول می‌گردد.

در ادامه، به این منظور که تصویر روشنی از مجموعه رویکردهایی که مکاتب مختلف اقتصادی در طول زمان نسبت به تأثیر و نقش پول بر تولید و رشد اقتصادی داشته‌اند حاصل گردد جدول (الف) ارائه می‌گردد. هر یک از مکاتب اقتصاد کلان با توجه به زیر بنا و مفروضات خود و نیز بستر شکل‌گیری مطالعاتشان، دیدگاه‌های مختلفی را در خصوص خنثایی پول مطرح کرده‌اند که از جهات مختلف متفاوت و بعضاً متضاد می‌باشند.

---

1. Blanchard
2. Why Does Money Affect Output? A Survey
3. Neoclassical Synthesis
4. Menu Cost

جدول (الف)

مکتب	دیدگاه نسبت به پول و سیاست پولی
اطریشی	پول متغیری درونزا نسبت به تولید بوده و نه اثرگذار بر آن لذا اعمال سیاست‌های پولی راه‌حلی برای افزایش سطح تولید نمی‌باشد.
کلاسیک	پول وسیله مبادله و معیار سنجش ارزش کالاهاست. با توجه به وجود دوگانگی، که به معنای جدایی بخش‌های حقیقی و اسمی است، سیاست‌های پولی به طور کامل خنثی می‌باشند
کینزی	سه انگیزه برای نگهداری پول بر وجود دارد. انگیزه‌های معاملاتی، احتیاطی و سفته‌بازی؛ انگیزهٔ سفته‌بازی نقشی اساسی در مکانیسم انتقال اثر سیاست‌های پولی به بخش حقیقی ایفا می‌کند. لذا پول خنثی نیست، اگر چه موانعی چون دام نقدینگی بر سر راه اثرگذاری قرار دارد.
پولیون	شکل‌گیری انتظارات به صورت تطبیقی بوده و سیاست‌های پولی در کوتاه‌مدت بر سطح تولید و سایر متغیرهای حقیقی اثرگذارند ولی در بلندمدت پول خنثی خواهد بود.
کلاسیک‌های جدید	شکل‌گیری انتظارات به صورت عقلایی بوده لذا سیاست‌های پولی نه تنها در بلندمدت بلکه در کوتاه‌مدت نیز بر تولید و سایر متغیرهای حقیقی اثر ندارند. در عین حال سیاست‌های پولی پیش‌بینی نشده، صرفاً قادرند در کوتاه‌مدت بر سطح تولید و اشتغال اثرگذار باشند ولی حتی همین سیاست‌ها در بلندمدت کارایی خود را در اثرگذاری بر متغیرهای حقیقی از دست می‌دهند.
ادوار تجاری حقیقی	متغیرهای اسمی از قبیل عرضه پول نمی‌توانند بر روی متغیرهای حقیقی اثرگذارند، و تنها نوسانات در عوامل حقیقی است که به تغییرات واقعی در اقتصاد منجر می‌شود.
کینزی‌های جدید	اگرچه شکل‌گیری انتظارات به صورت عقلایی است ولی به دلیل وجود چسبندگی‌های دستمزد و قیمت سیاست‌های پولی بر بخش حقیقی اقتصاد اثرگذار خواهد بود.

در یک جمع‌بندی کلی از نگاه هر یک از مکاتب به مسئله خنثایی پول می‌توان چنین بیان کرد که بحث خنثایی پول را باید در قالب زمان و مکان خود مورد بررسی قرار داد. به عبارت دیگر خنثایی پول موضوعی است که نمی‌توان در رابطه با آن حکم کلی داده و با توجه به زمان و مکان اجرای سیاست‌های پولی، پول می‌تواند خنثی و یا غیرخنثی باشد. از این منظر، واکاوی خنثایی و ابرخنثایی پول در ایران موضوعیت پیدا خواهد کرد که در بخش بعدی به آن پرداخته خواهد شد.

۳- تخمین و ارائه نتایج

۳-۱- روش FS[1]

پیش از آنکه روش فیشر و سیاتر را در فضای اقتصادسنجی توضیح دهیم، لازم است تا مفهوم تئوریک آن را روشن سازیم. فیشر و سیاتر در مقاله خود[2]، برای نخستین بار مفهومی به عنوان ابرخنثایی بلندمدت پول را وارد ادبیات اقتصاد کلان نمایند. این مفهوم از رفتار بلندمدت سری زمانی پول (یا نقدینگی) نشأت گرفته است. برای فهم دقیق این مفهوم، توجه موشکافانه به عبارت آتی بسیار حائز اهمیت است.

1. Fisher-Seater(FS)
2. Fisher, M.E. and J.J. Seater (1993), "Long Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework", American Economic Review, 83, pp.402-415

اگر درجه انباشتگی پول (یا نقدینگی) برابر با دو و درجه انباشتگی تولید ناخالص داخلی برابر با یک باشد، آنگاه بین سطح تولید ناخالص داخلی و پول (یا نقدینگی) رابطه هم انباشتگی[۱] وجود ندارد[۲]، بنابراین پول (یا نقدینگی) در بلندمدت خنثی است. حال اگر از پول (یا نقدینگی) تفاضل بگیریم، به رشد پول (یا رشد نقدینگی) می‌رسیم که درجه انباشتگی آن یک است[۳]. به این ترتیب اکنون دو متغیر سطح تولید ناخالص داخلی و رشد پول (یا رشد نقدینگی) در اختیار داریم که درجه انباشتگی هر دو برابر با یک است و ممکن است بین این دو متغیر رابطه هم‌انباشتگی وجود داشته باشد. اگر رابطه بلندمدت بین رشد پول (یا رشد نقدینگی) و سطح تولید ناخالص داخلی برقرار باشد آنگاه اصطلاحاً گفته می‌شود رشد پول (یا رشد نقدینگی) در بلندمدت ابرخنثی نیست و اگر رابطه هم‌انباشتگی برقرار نباشد آنگاه پول در بلندمدت هم خنثی و هم ابرخنثی است.

حال اگر فرض کنیم درجه انباشتگی پول (یا نقدینگی) برابر با یک است آنگاه بحث ابرخنثایی پول (یا نقدینگی) در بلندمدت، اصلاً مصداق خارجی پیدا نمی‌کند و فقط بحث خنثایی پول قابل طرح است زیرا اگر پول (یا نقدینگی) را تفاضل بگیریم آنگاه رشد پول (یا رشد نقدینگی) به دست می‌آید که دارای درجه انباشتگی صفر است و بنابراین فاقد هرگونه روند بلندمدت می‌باشد و تحت این شرایط بحث ابرخنثایی بلندمدت پول مصداق خارجی پیدا نمی‌کند و فقط بحث خنثایی بلندمدت بین پول (یا نقدینگی) و سطح تولید ناخالص داخلی قابل آزمون است.

پس از روشن شدن منطق حاکم بر روش فیشر و سیاتر حال به توضیح تکنیک به کار گرفته شده می‌پردازیم.

FS با یک مدل دو متغیره ARIMA[۴] آغاز می‌کند (مدل مذکور با روابط ۱ و ۲ نشان داده می‌شود) که فرض می‌کنیم مدلی مانا و معکوس‌پذیر است. همچنین فرض می‌شود اجزاء اخلال W_t و U_t دارای توزیع مستقل و یکسان هستند.

$$a(L)\Delta^{<p>}x_t = b(L)\Delta^{<q>}z_t + u_t \qquad (۱)$$

$$d(L)\Delta^{<q>}z_t = b(L)\Delta^{<p>}x_t + w_t \qquad (۲)$$

در این مقاله از لگاریتم حجم پول (LM1) و لگاریتم نقدینگی (LM2) به نمایندگی از x و لگاریتم تولید ناخالص داخلی (LGDP) به نمایندگی از Z استفاده می‌کنیم.p و q به ترتیب درجه انباشتگی متغیرهای x و z می‌باشند. همچنین L اپراتور وقفه است و $\Delta = 1 - L$ و a(0)=1 و d(0)= می‌باشند.

1. Cointegration

۲. زیرا شرط اول وجود رابطه هم‌انباشتگی، یکسان بودن درجه انباشتگی متغیرهاست.

۳. به این ترتیب رشد پول (یا رشد نقدینگی) نیز دارای روند بلندمدت است.

4. Auto-Regressive Integrated Moving Average

رابطه(۳) مشتق بلندمدت، $LRD_{z,x}$ ، را برای متغیر z، وقتی که یک تغییر دائمی در متغیر پولی x اتفاق می‌افتد، نشان می‌دهد.

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

که در آن $\lim_{k \to \infty} \frac{\partial x_{t+k}}{\partial u_t} \neq 0$ می‌باشد. لازم به ذکر است که $x_t = m_t$ اگر <m>=1[1] و $x_t = \Delta m_t$ اگر <m>=2 به همین ترتیب $z_t = y_t$ اگر <y> = 1 و $z_t = \Delta y_t$ اگر <y> = 2 باشد. اگر حد مخرج کسر صفر باشد، آنگاه هیچ تغییر دائمی در متغیر پولی نیفتاده است و خنثایی و ابرخنثایی قابل آزمون نیستند. برای $< m > \geq 1$، FS نشان می‌دهند که رابطه ۳ می‌تواند به شکل زیر نوشته شود:

$$LRD_{z,x} = \frac{(1-L)^{<p><q>} . \gamma(L) \mid L=1}{\alpha(L)}$$ معادله ۱-۳

که در آن $\alpha(L)$ و $\gamma(L)$ توابعی از ضرایب مدل دومتغیره ARIMA اصلی، یعنی معادلات ۱ و ۲ می‌باشند. معادله ۱-۳ نشان می‌دهد که مقدار $LRD_{z,x}$ به مابه التفاوت درجه انباشتگی پول و متغیرهای حقیقی یعنی $< p > - < q >$، بستگی دارد. اگر آزمون‌های ریشه واحد برای داده‌های کشوری نشان دهند که پول I(2) و تولید حقیقی I(1) است، آنگاه FS نشان می‌دهند که در آن وضعیت مشتق بلندمدت محصول نسبت به حجم پول برابر صفر است چون $< y >= 1 < m > > < m >$ خواهد بود. بنابراین پول در بلندمدت خنثی‌است. مطابق تعریف هنگام آزمون کردن ابرخنثایی، z=y و $x = \Delta m$ است. با فرض اینکه پول در بلندمدت برونزاست، FS نشان می‌دهند که یک تخمین OLS از b_k، یعنی ضریبی برای جزء $(\Delta m_t - \Delta m_{t-k-1})$ در رابطه ۴، یک برآوردگر سازگار از $LRD_{y,\Delta m}$ است.

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

تخمین‌های معنادار برای b_k نشان می‌دهند که ابرخنثایی در بلندمدت وجود ندارد.

حال اگر آزمون‌های ریشه واحد نشان دهند که پول و تولید حقیقی هر دو I(1) هستند، آنگاه مشتق بلندمدت محصول نسبت به پول، $LRD_{y,m}$، برابر با $\frac{\gamma(1)}{\alpha(1)}$ است. در اینجا اگر $\frac{\gamma(1)}{\alpha(1)} = 0$ باشد، پول خنثی است. هنگام آزمون خنثایی، z=y و x=m است. FS نشان می‌دهند که یک تخمین OLS از b_k در رابطه ۵ یک برآوردگر سازگار از $LRD_{y,m}$ است.

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

---

۱. نماد < > برای نمایش درجه انباشتگی متغیر استفاده شده است. بنابراین وقتی می‌نویسیم <m>=1، به این معناست که درجه انباشتگی پول برابر با یک است.

تخمین‌های معنادار برای b_k بیان کننده این است که پول خنثی نیست.

برای آزمون اینکه آیا خنثایی نسبت به تعریف پول حساس است یا نه، با فرض اینکه دو تعریف: لگاریتم حجم پول (LM1) و لگاریتم نقدینگی (LM2) را از پول در اختیار داریم، یک بار x=LM1 و بار دیگر x را برابر با LM2 قرار می‌دهیم و معناداری b_k را برای دو حالت مذکور بررسی می‌کنیم. به طور مثال اگر ضرایب b_k برای LM1 معنادار و برای LM2 بی‌معنا باشند، آنگاه خنثایی به تعریف پول حساس است.

۳-۲- نتایج تخمین

آزمون ریشه واحد (ADF) بر روی متغیرها نشان می‌دهد که همهٔ آن‌ها دارای ریشه واحد، I(1)، هستند. جدول (۱) نتایج آزمون مذکور را ارائه می‌کند.

جدول (۱): نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	آمارهٔ آزمون	آماره ADF در سطح ۹۵ درصد	متغیر	آمارهٔ آزمون	آماره ADF در سطح۹۵ درصد
LGDP	-۱/۲۱	-۳/۵۵	D(LGDP)	-۴/۰۷	-۲/۹۴
LM1	-۲/۳۰	-۳/۵۴	D(LM1)	-۴/۲۶	-۲/۹۴
LM2	-۱/۷۸	-۳/۵۴	D(LM2)	-۳/۹۸	-۲/۹۴

چون درجه انباشتگی تولید ناخالص داخلی حقیقی، حجم پول و نقدینگی یکسان است، بنابراین بر اساس منطق روش FS آزمون خنثایی پول با استفاده از رابطه ۵ قابل انجام است.

۳-۲-۱- بررسی خنثایی LM1

در این قسمت تولید ناخالص داخلی حقیقی (LGDP) را به عنوان متغیر وابسته و حجم پول (LM1) را به عنوان متغیر توضیحی در نظر می‌گیریم. مقادیر مختلف تخمین β_k به روش حداقل مربعات خطا (OLS)[1] از رابطه ۵ به همراه فاصله اطمینان ۹۵ درصدی برای آن در جدول ۲ (بخش ضمیمه) قابل مشاهده است. در جدول مذکور، ستون اول از سمت راست برابر K (که مقادیر مختلف آن وقفه‌های متناظر در متغیرها را نشان می‌دهد و به ازای هریک از مقادیری که اختیار می‌کند، رابطه ۵ یک مرتبه تخمین می‌خورد)، ستون دوم مقادیر β_k به ازای مقادیر مختلف K و ستون سوم و چهارم به ترتیب مرز پایین و بالای فاصله اطمینان برای β_k را نشان می‌دهند. مطابق روش FS، برای استخراج فاصله اطمینان ابتدا خودهمبستگی جزء اخلال در همهٔ معادلات تخمین خورده را با روش ناپارامتریک نیو وی وست[2] (۱۹۸۷) رفع می‌کنیم و سپس با استفاده از آماره

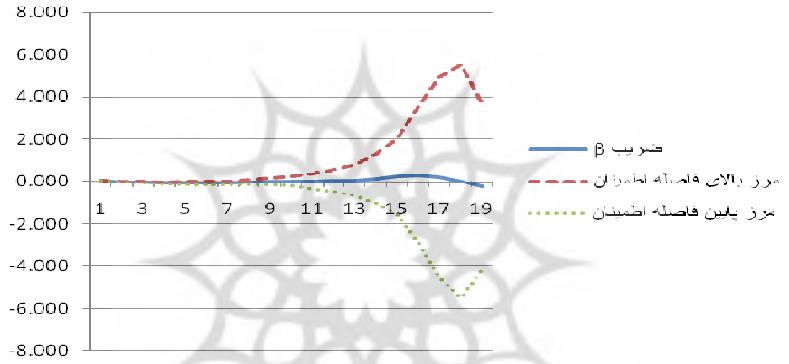
1. Ordinary Least Square
2. Newey-West

روش نیو وی وست روشی است که بدون تغییر در مقدار پارامترهای تخمین خورده در یک رگرسیون، قادر است ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی موجود در سری جزء اخلال رگرسیون را رفع نماید.

t-student ضرایب β_k، با درجه آزادی T-K (که در آن T تعداد مشاهدات است) و خطای معیار این ضرایب که در معادلات صفر تا هجده تخمین خورده‌اند به ساخت فاصله اطمینان مبادرت می ورزیم.[۱]

مقادیر β_k به همراه فاصله اطمینان ۹۵ درصدی آن در شکل ۲ به نمایش درآمده است. این شکل به خوبی نشان می‌دهد که همهٔ ضرایب تخمین خورده در تمامی ۱۹ تخمین (تخمین وقفه‌های صفر تا ۱۸) بسیار نزدیک به صفر هستند و این به معنای این است که M1 تقریباً تأثیری بر تولید ناخالص داخلی حقیقی ندارد. از سوی دیگر به دلیل اینکه مرز بالای فاصله اطمینان در قسمت مثبت و مرز پایین فاصله اطمینان در تخمین‌ها در قسمت منفی قرار می‌گیرد مطابق مباحث آماری می‌توان استدلال کرد که ضرایب تخمین خورده بی‌معنا هستند[۲]، بنابراین در بلندمدت مطابق روش FS، حجم پول (M1) در اقتصاد ایران خنثی است.

شکل (۲)



۳-۲-۲- بررسی خنثایی LM2

در این بخش، تولید ناخالص داخلی حقیقی (LGDP) را به عنوان متغیر وابسته و نقدینگی (LM2) را به عنوان متغیر توضیحی در نظر می‌گیریم. مقادیر مختلف تخمین β_k از رابطه ۵، به همراه فاصله اطمینان ۹۵ درصدی برای آن را می‌توان در جدول ۳ (بخش ضمیمه) مشاهده کرد. فاصله اطمینان نیز مطابق توضیحات بخش قبل به دست آمده است.

مقادیر تخمین خورده به همراه فاصله اطمینان آن، در شکل ۳ نیز قابل نمایش است. ضرایب تخمین خورده مثبت هستند ولی همان طور که ملاحظه می‌کنیم به ازای مقادیر بزرگ k

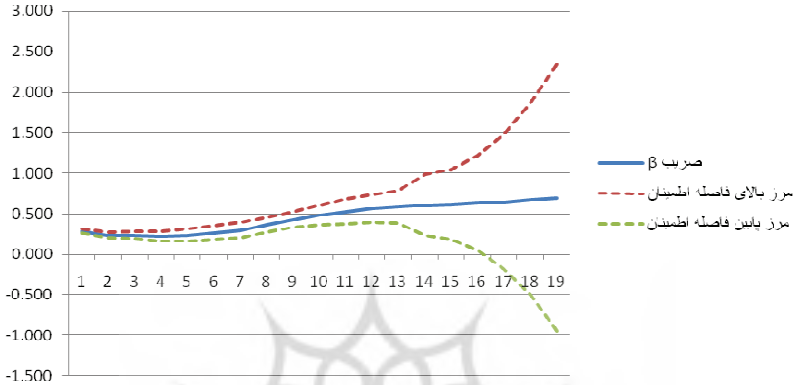
---

۱. مقادیر به دست آمده برای پارامتر β_k و نیز فواصل اطمینان ۹۵٪ با استفاده از برنامه‌ای که تحت EVIEWS نوشته شده است به دست آمده است که در صورت درخواست خوانندگان محترم از نویسندگان قابل ارائه خواهد بود.

۲. فاصله اطمینان ۹۵ درصدی برای پارامتر تخمین خورده به این معناست که ما مطمئن هستیم پارامتر جامعه با احتمال ۹۵ درصد مابین مرز بالا و پایین فاصله اطمینان قرار دارد. وقتی مرز پایین و بالای فاصله اطمینان هر دو در ناحیه مثبت قرار داشته باشد به این معناست که اطمینان داریم پارامتر جامعه مثبت است ولی وقتی مرز بالای فاصله اطمینان در ناحیه مثبت و مرز پایین در ناحیه منفی قرار داشته باشد آنگاه ضریب تخمین خورده (که مثبت می‌باشد) از نظر آماری بی‌معناست زیرا پارامتر جامعه ممکن است مثبت، منفی یا صفر باشد. این پدیده در کلیه تخمین‌ها به جز تخمین مربوط به وقفه صفر قابل مشاهده است.

(تخمین‌های مربوط به وقفه ۱۶ به بعد) ضرایب از نظر آماری بی‌معنا هستند (زیرا مرز بالای فاصله اطمینان در ناحیه مثبت و مرز پایین فاصله اطمینان در ناحیه منفی قرار دارد) و در نتیجه در افق بلندمدت M2 تأثیر معناداری بر تولید ندارد. به این ترتیب M2 نیز همانند M1 در بلندمدت خنثاست.

شکل (۳)



دو نتیجه مهم در این قسمت قابل بیان است. اول اینکه، خنثایی پول در اقتصاد ایران به تعریف پول وابسته نیست، به طوری که حجم پول و نقدینگی بر متغیرهای حقیقی مؤثر نیستند. همچنین چون رشد پول و رشد نقدینگی هر دو دارای درجه انباشتگی صفر می‌باشند بنابراین روند بلندمدت در این دو متغیر وجود ندارد و به این دلیل بحث ابرخنثایی پول و نقدینگی در بلندمدت، مصداق خارجی پیدا نمی‌کند.

و دوم اینکه، سیاست‌های پولی انبساطی در بلندمدت قادر نیست افزایش تولید و رونق اقتصادی را در پی بیاورد و برای رونق اقتصادی باید به سیاست‌هایی نظیر افزایش بهره‌وری نیروی کار و سرمایه که رشد پایدار و دائمی به همراه می‌آورند متوسل شد. برخی سیاست‌های دیگری که می‌تواند برای افزایش بلندمدت تولید مؤثر باشد عبارتند از: اصلاح و بهبود شاخص‌های فضای کسب و کار، افزایش فضای رقابتی در تولید محصول و غیره.

نتیجه‌گیری

نظر مکاتب مختلف در مورد تأثیرگذاری پول تفاوت‌های زیادی با هم دارند. این دیدگاه‌ها طیف وسیعی از جمله اثرگذاری کامل سیاست‌های پولی بر متغیرهای حقیقی تا عدم اثرگذاری را شامل می‌شوند. به طور مثال، از نظر کلاسیک‌ها پول خنثاست و اثر بلندمدت آن صرفاً تورم است. کلاسیک‌های جدید گام را فراتر نهاده و با مطرح کردن فرضیه انتظارات عقلایی، سیاست‌های پولی پیش‌بینی شده را حتی در کوتاه‌مدت بی‌اثر دانسته و پول را به شکل ابرخنثی معرفی می‌کنند. از سوی دیگر، کینزی‌ها و پولیون، سیاست‌های پولی را در کوتاه‌مدت مؤثر دانسته و افزایش تولید را

نتیجه آن می‌دانند. در مطالعه حاضر، به بررسی این مسائل برای اقتصاد ایران پرداخته شد. با استفاده از داده‌های اقتصادی طی سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۸۸ نتایج به دست آمده چنین است. اول اینکه، خنثایی پول در اقتصاد ایران به تعریف پول وابسته نیست، به طوری که حجم پول و نقدینگی بر متغیرهای حقیقی مؤثر نیستند. و دوم اینکه، سیاست‌های پولی انبساطی در بلندمدت قادر نیست افزایش تولید و رونق اقتصادی را در پی بیاورد و برای رونق اقتصادی باید به سیاست‌هایی نظیر افزایش بهره‌وری نیروی کار و سرمایه که رشد پایدار و دائمی به همراه می‌آورند متوسل شد. لازم به ذکر است که در این راستا مطالعات بیشتری قابل انجام است که می‌تواند در روند سیاست‌گذاری مورد استفاده قرار گیرد. به عنوان نمونه استفاده از داده‌های فصلی در مرحله آزمون یکی از راه‌های تقویت نتایج مقاله حاضر است.

بخش ضمیمه

جدول (۲): پارامتر تخمینی و فاصله اطمینان مربوط به آن

وقفه	ضریب β	مرز بالای فاصله اطمینان	مرز پایین فاصله اطمینان
0	0.035	0.049	0.022
1	-0.026	-0.003	-0.050
2	-0.058	-0.025	-0.090
3	-0.098	-0.046	-0.150
4	-0.096	-0.024	-0.167
5	-0.088	-0.003	-0.174
6	-0.090	0.007	-0.188
7	-0.059	0.058	-0.176
8	-0.013	0.135	-0.160
9	0.012	0.245	-0.222
10	-0.003	0.361	-0.367
11	0.021	0.552	-0.509
12	0.044	0.797	-0.709
13	0.140	1.310	-1.029
14	0.226	2.017	-1.564
15	0.288	3.541	-2.965
16	0.189	4.936	-4.559
17	-0.010	5.501	-5.520
18	-0.249	3.681	-4.180

جدول (۳): پارامتر تخمینی و فاصله اطمینان مربوط به آن

وقفه	ضریب β	مرز بالای فاصله اطمینان	مرز پایین فاصله اطمینان
0	0.283	0.305	0.261
1	0.233	0.270	0.196
2	0.233	0.280	0.185
3	0.223	0.283	0.163
4	0.238	0.314	0.162
5	0.262	0.347	0.176
6	0.295	0.390	0.200
7	0.360	0.453	0.268
8	0.426	0.518	0.333
9	0.482	0.605	0.359

0.370	0.677	0.523	10
0.390	0.731	0.560	11
0.381	0.781	0.581	12
0.226	0.984	0.605	13
0.179	1.044	0.612	14
0.051	1.215	0.633	15
-0.178	1.478	0.650	16
-0.508	1.866	0.679	17
-0.945	2.336	0.696	18

منابع

الف- فارسی

۱. تشکینی، احمد؛ شفیعی، افسانه؛ «**متغیرهای پولی و مالی آزمون خنثایی پول**». فصلنامه پژوهش‌نامه اقتصادی، ۱۳۸۴، شماره ۳۵.

۲. حیدری، ابراهیم؛ «**رشد حجم پول و تأثیر آن بر تولید و اشتغال در اقتصاد ایران**»، مجله تحقیقات اقتصادی، زمستان ۱۳۸۷، شماره۸۵.

۳. خشادوریان، ادموند؛ «**سیاست‌های پولی و رشد اقتصادی در ایران**»، فصلنامه پژوهش‌نامه اقتصادی، ۱۳۷۸، شماره ۱۳.

۴. دلالی اصفهانی، رحیم؛ شجری، هوشنگ؛ رنانی، محسن؛ دل‌انگیزان، سهراب؛ «**بررسی آثار تغییر فروض در مدل انتظارات و خنثایی پول کلاسیک**»، فصلنامه پژوهش‌نامه اقتصادی، ۱۳۸۷، شماره اول.

۵. کمیجانی، اکبر و منجذب، محمد رضا؛ «**آزمون توهم پولی بر اساس انتظارات عقلایی در اقتصاد ایران**»، ششمین کنفرانس سیاست پولی و ارزی، ۱۳۷۹.

۶. مهرآرا، محسن؛ «**تعامل میان بخش پولی و حقیقی در اقتصاد ایران**»، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۷۷، شماره ۵۳.

۷. یاوری، کاظم؛ اصغرپور، حسین؛ «**وقفه‌های تولید، سیاست‌های پولی و پویایی قیمت**». مجله تحقیقات اقتصادی. ۱۳۸۲، شماره ۶۰.

ب- لاتین

8. Alfred, A.Haug and Robert, F. lucas; 1997, "**Long-Run Neutrality and Supernutrality in an ARIMA Framework: Coment**", The American Economic Review, Volume 87, Issue 4, 756-759.
9. Bae, S. and R.A. Ratti; 2000, "**Long-run neutrality, high inflation, and bank insolvencies in Argentina and Brazil**", Journal of Monetary Economics 46, 581-604.
10. Ball, L. and and Mankiw, N.G. and Romer, D; 1988, "**The New Keynesian Economics and Output-Inflation Trade-off**", Brooking Papers on Economic Activity, No. 1, 1-65.
11. Ball, L. and and Mankiw, N.G; 1990, "**real rigidities and non-neutrality of money**", Review of Economic Studies, 57, 183-202.
12. Ball Laurence and Croushore Dean; 2003, "**Expectations and the effects of Minetary Policy**", Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 35, No.4, pp.437-484.
13. Barro, R. J; 1976, "**Rational expections and the role of monetary policy**", Journal of Monetary Economics, no 2.
14. Blanchard, O; 1987, "**Why Does Money Affect Output? A survey**", *NBER* Working Paper, no 2285.
15. Boschen, J.F. and C.M. Otrok; 1994, "**Long-run neutrality and superneutrality in an ARIMA framework: Comment**", American Economic Review 84, no. 5, 1470-1473.
16. Bruno, M. and J.W. Easterly; 1998, **Inflation crises and long run growth**, Journal of Monetary Economics 41, 3-26.
17. Butlin, M.W; 1977, "**A preliminary annual database 1900/01 to 1973/74**", Research Discussion Paper 7701, Reserve Bank of Australia (Sydney).

18. Campbell, J.Y. and P. Perron; 1991, ***Pitfalls and opportunities: What macroeconomists should know about unit roots***, in: O.J. Blanchard and S. Fischer, eds., NBER Macroeconomics Annual (MIT Press, Cambridge, MA).
19. Coe, P.J. and J.M. Nason; 2002, "**The long-horizon regression approach to monetary neutrality: how should the evidence be interpreted?**", Economics Letters 78, 351-356.
20. Coe, P.J. and J.M. Nason; 2004, "**Long-run neutrality and long-horizon regressions**", Journal of Applied Econometrics, forthcoming.
21. Danthine, J.P. and J.B. Smith; 1987, "**On the superneutrality of money in a stochastic dynamic macroeconomic model**", Journal of Monetary Economics 20, 475-499.
22. Edners, Walters; 1995; ***Applied Econometrics Time Series***, pp. 228-234.
23. Fisher, M.E. and J.J. Seater; 1993, "**Long Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework**", American Economic Review, 83, pp.402-415
24. Friedman, Milton; 1968a, "**The role of monetary policy**", American Economic Review, 58(1),1-17.
25. Gochoco, Maria. S; 1986, "**Tests of Monetary Neutrality and Rationality Hypotheses: The Case of Japan 1973-1985**", Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 18, No.4.
26. Harris, L; 1981; ***Monetary Theory***, McGraw-Hill, New York.
27. Hoover, Kevin D; 1995, ***The New Classical Macroeconomics***, Blackwell, USA
28. Kydland, F.E. and Prescott, E.C; 1990, "**Business Cycles: Real Facts and The Monetary Myth**", Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review.
29. King, R.G. and M.W. Watson; 1992, "**Testing long run neutrality**", Working Paper No. 4156, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
30. Lucas, R.E; 1972, "**Expectations and the neutrality of money**", Journal of Economic Theory 4, 103-124.
31. McCallum, B.T; 1990, ***Inflation: theory and evidence. In: Friedman***, B.M., and F.H. Hahn (eds.), Handbook of Monetary Economics, Vol.2. North-Holland, Amsterdam, pp.963-1012.
32. Newey, W.K. and K.D. West; 1994, "**A simple, positive semi-definite, heteroskedasticit and autocorrelation consistent covariance matrix**", Econometrica 55, 703-708.
33. Olekalns, Nilss; 1995, "**Some further evidence on the long-run neutrality of money**", Economic Letters 50 (1996) 393-398.
34. Reis Ricardo; 2007, "**The analytics of Monetary non-neutrality in Sidrauski model**", Economic Letters, Vol.94 , pp. 129-135.
35. Rotemberg, Julio J., John C. Driscoll, and James M. Poterba; 1995, "**Money, Output, and Prices: vidence from a New Monetary Aggregate**", Journal of Economic and Business Statistics, vol. 13, pp. 67-84.
36. Sargent, T.J and Wallace, N; 1976, "**Rational Expectation And The Theory Of Economic Policy**", Journal of monetary Economics, April, Vol 2, pp.169-83.
37. Shelley, G.L. and Wallace, F.H; 2003, "**Testing for long run neutrality of money in Mexico**" artículo de trabajo, no publicado.
38. Snowdon, B., Vane, H. and Wynarczyk, P; 1994, ***A Modern Guide to Macroeconomics: An Introduction to Competing Schools of Thought***, Edward Elgar Publishing Limited, Hants, UK.
39. Solow, Robert; 1969, ***Price Expectations and the Behavior of the Price Level***, Manchester, U.K.: Manchester University Press.
40. Tobin, James; 1965, "**Money and Economic Growth**", Econometrica, vol. 33, pp. 84-671.
41. Wallace, F.H; 2005, "**Long-run Money Neutrality: The Case of Guatemala**", Latin American Journal of Economic Development, 5, 127-138.
42. Yamak, Rahmi and Yakup Kucukkale; 1998, "**Anticipated Versus Unanticipated Money in Turkey**", Yapi Kredi Economic Review, 9(1), pp. 2-15.