فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال ششم/ شماره ۴/ زمستان ۱۳۹۸/ صفحات ۱۶۲-۱۳۷

آزمون خنثایی بلندمدت پول در بازار سرمایه ایران[1]

محمدرضا منجذب

دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه خوارزمی، dr_monjazeb@yahoo.com

میثم رافعی

استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه خوارزمی، rafea_meysam@yahoo.com

مریم احمدی

کارشناس ارشد مهندسی صنایع - مهندسی سیستم های اقتصادی اجتماعی گرایش برنامه‌ریزی سیستم‌های اقتصادی، mar.ahmadi.68@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۶/۱۰/۱۱ تاریخ پذیرش: ۹۸/۰۹/۲۶

چکیده

در سال‌های اخیر نقش بازار سرمایه در اقتصاد ایران رو به‌گسترش است، از این‌رو شناخت عوامل مؤثر بر این بازار ضروری است. تغییر در عرضه پول می‌تواند یکی از این عوامل تأثیرگذار باشد، لذا در این مقاله به بررسی تأثیر گسترش حجم پول یا خنثی بودن پول در بازار سرمایه ایران پرداخته شده‌است. در این راستا از داده‌های مربوط به متغیرهای حجم پول، نقدینگی، شاخص‌های سرمایه شامل شاخص کل، شاخص صنعت و شاخص مالی با تواتر فصلی و برای بازه زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۴ استفاده شده است. سپس برای آزمودن مانایی داده‌ها از آزمون هگی برای داده های فصلی استفاده شد. برای اجرای آزمون اصلی از روش ارائه‌شده توسط فیشر و سیتر در این خصوص استفاده شد. بر این اساس مدل مزبور تحت ۲۰ مدل با تاخیرات متفاوت از حجم پول تخمین خورد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که گسترش حجم پول در بلندمدت بر هیچ یک از شاخص‌های بازار سرمایه تأثیر ندارد. نتایج مشابهی نیز برای متغیر نقدینگی به‌دست آمده است. به‌طور کلی نتایج به‌دست آمده خنثایی بلندمدت پول در بازار سرمایه را نشان می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: خنثایی پول، بازار سرمایه ایران، شاخص‌های بازار سرمایه، روش فیشر و سیتر.

طبقه‌بندی JEL: E50, E52, E44, G10.

[1] این مقاله مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی ارشد نویسنده سوم در دانشکده اقتصاد دانشگاه خوارزمی است.

۱- مقدمه

سیاست‌های پولی یکی از ابزارهای مهم سیاستی برای تأثیرگذاری بر متغیرهای اقتصادی است. اهمیت این مسئله از آن جهت است که ابتدا می‌بایست در هر اقتصاد نسبت به نحوه اثرگذاری یا حتی عدم اثرگذاری سیاست‌های پولی اطمینان حاصل نمود، سپس نسبت به اعمال آن اقدام نمود، چرا که سیاست‌های بی‌اثر پولی نه‌تنها متناظر با صرف هزینه‌های بی‌ثمر اعمال سیاست بوده‌اند، بلکه هزینه‌های دیگری همچون رشد قیمت (ایجاد تورم) در دوره‌های آتی را به اقتصاد تحمیل می‌نماید. همچنین قالبی که این سیاست‌ها به خود می‌گیرند حائز اهمیت است. به‌عبارت‌دیگر ممکن است در یک اقتصاد سیاست‌های پولی پیش‌بینی‌نشده اثرگذار باشند. حال‌آنکه همان سیاست‌ها به‌صورت پیش‌بینی‌شده تأثیر چندانی نداشته باشد، بنابراین لازم است تا سیاست‌های پولی ازلحاظ تأثیرگذاری بر متغیرهای حقیقی مانند تولید ناخالص داخلی و ... و نیز ماهیت این تأثیرگذاری مورد بررسی قرار گیرد (جبل عاملی و گودرزی[1]، ۱۳۹۲).

این‌که آیا سیاست‌های پولی می‌توانند به‌صورت حقیقی متغیرهای کلان اقتصادی را دستخوش تغییر کنند، مسأله بسیار مهمی است که در مطالعات مختلف اقتصادی به بررسی آن پرداخته شده‌است. در این مجموعه مطالعات اصلی‌ترین مباحثی که به موضوع اثرگذاری سیاست‌های پولی می‌پردازد، خنثایی پول است. خنثایی پول از نظریه مقدار پولی نشات می‌گیرد. این فرضیه ادعا دارد که تغییرات دائمی در سطح عرضه پول در بلندمدت هیچ‌گونه تأثیری بر سطح متغیرهای حقیقی ندارد (شاهمرادی و ناصری[2]، ۱۳۸۹).

به بیان دیگر، 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 حقیقی همان مقادیر قبل از تغییر در عرضهٔ پول را دارا باشد بدیهی است که اگر مدل این شرایط را برآورده نسازد، پول غیرخنثی است.

آزمون خنثایی بلند مدت پول علاوه بر آن که در اثر بخشی کاربست سیاست‌های پولی حیاتی است، ویژگی محوری بسیاری از مدل های کلان اقتصادی نیز می باشد، در واقع

---

[1] Jabal Ameli & Gudarzi (2014)
[2] Shahmoradi & Naseri (2010)

بررسی خنثایی پول مقدمه و شرط لازم برای موفقیت سیاست‌های پولی و ثبات اقتصادی است.

از سویی دیگر، مشخص است که یکی از بازارهای اساسی و تأثیرگذار اقتصادی هر کشوری بازار مالی است. بازار سرمایه نیز یکی از اجزای بازار مالی به شمار می‌آید. به‌طورکلی بازار سرمایه نقش کلیدی در توسعه اقتصادی یک کشور دارد و به‌عنوان نیرویی برای تحریک رشد اقتصادی عمل می‌کند. این بازار مانند پلی است که مازاد پس‌انداز واحدهای اقتصادی را به واحدهای سرمایه گذاری که بدان نیازمندند انتقال می‌دهد. با رشد پس‌اندازها سرمایه گذاری افزایش‌یافته و رشد اقتصادی حاصل می‌گردد. بازار سرمایه درکشورهای درحال‌توسعه مانند ایران نیز جایگاه ویژه و مهمی را دارا است و پیشرفت و توسعه آن گذر از اقتصاد سنتی به صنعتی را تسریع می‌بخشد. ازاین‌رو شناخت عوامل مؤثر بر این بازار که مهم‌ترین نماد بازار سرمایه است می‌تواند اهمیت بسیاری داشته باشد. عدم شناخت این عوامل باعث سیاست‌گذاری‌های اشتباه و درنتیجه عدم تحقق مناسب اهداف اقتصادی می‌شود (کریمی موحد[1]، ۱۳۹۲). به‌بیان‌دیگر با توجه به اهمیت این بازار، سیاست‌گذاران همواره دغدغه تأثیرگذاری تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار سرمایه را داشته‌اند. ازجمله این متغیرهای مهم، عرضه پول است. درصورتی‌که عرضه پول و قیمت سهام مرتبط باشند، می‌توان ارتباط بین قیمت سهام و عرضه پول را تعیین کرد. سرمایه‌گذاران می‌توانند با استفاده از اطلاعات حاصل از این ارتباط، سودی بیشتر از مقدار متوسط بازدهی، از بازار سهام را به دست آورند. همین امر اهمیت بررسی ارتباط پول و بازار سهام یا به‌عبارت‌دیگر خنثی بودن یا خنثی نبودن پول در بازار سرمایه را بیان می‌کند. با توجه به مطالبی که عنوان شد و هم‌چنین در نظرگرفتن این موضوع که تاکنون مطالعه‌ای در حوزه خنثی‌بودن پول در بازار سرمایه ایران انجام نشده‌است، در این پژوهش به بررسی این موضوع پرداخته می‌شود.

سازماندهی این مقاله به این شرح است که: بعد از ارائه این مقدمه، در بخش بعدی مبانی نظری بیان می‌شود. در ادامه، مطالعات تجربی صورت‌گرفته مرتبط با موضوع

[1] Karimi Movahhed (2013)

تحقیق (پیشینه) ارائه می‌شود. در بخش بعد به معرفی مدل و روش شناسی تحقیق پرداخته می‌شود. پس از آن تحلیل‌های تجربی بیان شده‌است و در نهایت، در بخش آخر به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهاد هایی پرداخته شده‌است.

۲- مبانی نظری

در این بخش به طور اجمالی به بیان مبانی نظری پیرامون خنثایی پول می‌پردازیم.

مبدأ اولیه این بحث به نظریه مقداری پول کلاسیک ها برمی‌گردد. بنابر نظریات مکتب کلاسیک، پول خنثی بوده و گردش آن تأثیری بر روی متغیرهای بخش حقیقی اقتصاد ندارد. این مکتب، سیاست های پولی را به طور کامل بی‌اثر می‌داند (اسنودان و وینارچیک[1]، ۱۹۹۴).

در مکتب کینزی، مخالفتی در برابر اثرگذاری سیاست پولی در بخش حقیقی اقتصاد وجود ندارد، با این حال در این مکتب برای پول، نقش قابل توجهی در نظر گرفته نشده (تشکینی و شفیعی[2]، ۱۳۸۴).

طرفداران مکتب پولی یا پولیون، با اعتقاد به شکل گیری انتظارات به صورت تطبیقی، معتقدند تغییرات عرضه پول در کوتاه مدت، اثرات انبساطی قابل ملاحظه‌ای بر متغیرهای واقعی اقتصاد خواهد داشت، اما در بلندمدت پول را خنثی می‌دانند.

میلتون فریدمن[3] ضمن ارائه تفسیری جدید از نظریه مقداری پول به عنوان «نظریه رجحان دارایی» نظریه پولی خود را با نظریه سرمایه ادغام میکند. از نگاه فریدمن در صورت ثبات در نرخ افزایش عرضه پول، بیکاری نهایت در سطح طبیعی خود تثبیت می‌شود و نرخ تورم سرانجام با تفاوت بین نرخ افزایش عرضه پول و نرخ رشد محصول ایجاد شده تعیین خواهد شد و تغییر حجم پول از یک کانال مستقیم یعنی «رابطه مبادله فیشر» تأثیری مطمئن بر درآمدهای پولی دارد. مبلغ اسمی پول اهمیتی ندارد، بلکه مهم، مبلغ واقعی یعنی «قدرت خرید پول» است. حجم پول باید با توجه به تغییرات واقعی تغییر کند. تأثیر پول مستقیم و بلا واسطه است و افزایش حجم پول به فزونی عرضه و تقاضای واقعی منجر می‌گردد که در نهایت سبب افزایش درآمد پولی

[1] Snowdon and Wynarczyk
[2] Tashkini & Shafiee (2005)
[3] Milton Friedman

خواهد شد. لذا بنیادی‌ترین عامل تعیین‌کننده مخارج کلی و درآمد ملی، عرضه پول است (نجفی و همکاران[۱]، ۱۳۹۷).

از دیدگاه کلاسیک های جدید یا مکتب انتظارات عقلایی، تغییرات سیستماتیک، قابل انتظار و قابل پیش بینی حجم پول، حتی در کوتاه مدت نیز بر متغیرهای واقعی اقتصاد اثری نداشته و تنها تغییرات تصادفی و غیرقابل پیش بینی اثر واقعی خواهندداشت (جعفری صمیمی و عرفانی[۲]، ۱۳۸۳).

مکتب چرخه‌های تجاری حقیقی همانند کلاسیک ها معتقد است که متغیرهای اسمی نمی‌تواند بر روی متغیرهای حقیقی تأثیرگذار باشد و نوسانات عوامل حقیقی اقتصاد فقط می‌توانند به وسیله تغییرات واقعی در اقتصاد توضیح داده شود (پلاسر[۳]، ۱۹۸۹).

پسا کینزین‌ها[۴] به پول به عنوان یک پدیده درون زا می‌نگرند. به اعتقاد پساکینزین‌ها دو عامل اصلی عرضه پول را دچار تغییرمی‌سازد: تغییر در سطح درآمد اسمی وهم‌چنین تغییر در نرخ تورم دستمزدی. در نتیجه پساکینزین ها سعی در اثبات آن دارند که رشد حجم پول در پاسخ به تورم و نه نتیجه آن است. لذا تبیین رابطه بین پول و تورم در دیدگاه پسا کینزین‌ها برعکس نظریه کلاسیک ها است. آن‌ها رشد پول را پاسخی به تورم و نه علت آن می‌دانند. مؤسسات پولی خود را با شرایط رو به گسترش فعالیتهای تجاری تطبیق داده و حجم پول را افزایش می‌دهند. بنابراین و براساس این دیدگاه برای مبارزه با تورم نمی بایست حجم پول را کاست، چرا که در این صورت با افزایش بیکاری و کاهش درآمد، وضعیت رکود وخیم‌تر خواهد شد. راه مبارزه با تورم افزایش درآمد، و نه کاهش آن است (حنطه، عسگری و ختایی[۵]، ۱۳۹۷).

کینزین‌های جدید نشان می‌دهند که پول پیش‌بینی‌شده و پیش‌بینی‌نشده اثر مثبت بر فعالیت واقعی اقتصادی خواهد داشت (جعفری صمیمی و قنبرزاده‌نیار[۶]، ۱۳۸۸).

---

[1] Najafi, Hakimi pour & Akbarian (2018)
[2] Jafari Samimi & Erfani (2005)
[3] Plosser
[4] Post Kensians
[5] Hanteh, Asgari & khataei (2018)
[6] Jafari Samimi & Ghanbar Zadeh (2010)

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

با توجه به مطالب فوق و هم‌چنین مطالعه ادبیات پولی مشخص است که دیدگاه‌های مختلفی در باب اثرگذاری سیاست‌های پولی بر اقتصاد بخش حقیقی وجود دارد.

۳- پیشینه

از آن‌جهت که در حیطه خنثایی پول در بازار سرمایه پژوهشی در داخل کشور صورت نگرفته است، در این قسمت به بررسی مطالعات انجام شده داخلی در حیطه خنثایی پول در اقتصاد ایران می‌پردازیم. اما در حوزه مطالعات خارجی، به برخی پژوهش‌ها مرتبط با موضوع خنثایی پول در بازار سرمایه نیز اشاره می‌کنیم.

جعفری صمیمی و عرفانی (۱۳۸۳) با استفاده از روش فیشر و سیتر[1] و داده‌های سری زمانی برای بازه زمانی ۱۳۸۱-۱۳۳۸ خنثایی و ابر خنثایی پول را در اقتصاد ایران آزمون کردند. داده‌های مورداستفاده در این تحقیق، داده‌های سالیانه تولید ناخالص داخلی (با و بدون نفت) به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۶۹، پایه پولی (MB)، حجم پول (M1) و حجم نقدینگی (M2) هستند. مقادیر آماره دیکی فولر تعمیم‌یافته برای متغیرهای الگو نشان می‌دهد که لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت (LGDP) در سطح معنی‌داری ۵٪، انباشته از مرتبه یک، I(1) است ولی لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی که شامل نفت هم می‌شود، در سطح خطای ۱۰٪، I(1) است. لگاریتم هر سه متغیر پولی به‌کاررفته در مدل (MB ,M2 ,M1) دارای دو ریشه واحد I(2) هستند. با در نظر گرفتن اصول متدولوژی فیشر و سیتر از یافته‌های تحقیق دو نتیجه استنباط می‌شود؛ اولاً پول در اقتصاد ایران در دوره زمانی ۱۳۸۱-۱۳۳۸ خنثی بوده است، یعنی تغییرات در سطح متغیرهای پولی اثری بر متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی نداشته‌اند. ثانیاً امکان آزمون قضیه ابر خنثایی پول وجود دارد. در این پژوهش ابر خنثایی پول نیز موردبررسی قرارگرفته است.

[1] Fisher and Seater (1993)

نتایج این پژوهش حاکی از خنثایی پول نسبت به تولید واقعی است. این نتیجه برای هر سه معیار پول یعنی M1, M2, MB صادق است. علاوه بر این با توجه به نتایج به‌دست آمده، فرضیه ابر خنثایی پول در اقتصاد ایران تأیید نمی‌شود.

تشکینی و شفیعی (۱۳۸۴) فرضیه خنثی‌بودن پول و انتظارات عقلایی را برای دوره زمان ۱۳۸۲ - ۱۳۳۸در ایران آزموده‌اند. آن‌ها از روش رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتبط (SUR)[1] استفاده کرده‌اند. مدل مورداستفاده نیز، برگرفته از مدلی مک‌گی واستاسیاک (۱۹۸۵) بود. از نتایج این مطالعه می‌توان به این موارد اشاره کرد: نقدینگی داری اثر معنی‌داری بر تولید نیست. مخارج دولت دارای اثر مثبت و معناداری بر تولید و هم‌چنین دارای اثر مثبت و معنی‌داری بر قیمت است. نقدینگی نیز دارای اثر مثبت و معنی‌داری بر سطح عمومی قیمت است.

شاهمرادی و ناصری (۱۳۸۹) با استفاده از متدولوژی کینگ و واتسون و در قالب مدل خودتوضیح برداری (VAR)[2] دومتغیره، به بررسی خنثایی و ابر خنثایی پول در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. متغیرهای به‌کاررفته در مدل آن‌ها شامل GDP، محصول حقیقی و حجم پول است که برای بازه زمانی ۱۳۸۴:۲-۱۳۶۷:۱ گردآوری‌شده‌اند. در این پژوهش به‌جای این‌که بر روی یک قید شناسایی تمرکز شود، نتایج خنثایی پول برای دامنه‌ای از قیود شناسایی و گزارش شده‌است. نتایج به‌دست‌آمده از این تحقیق حاکی از آن است که فرضیه خنثایی پول در هیچ‌کدام از حالات رد نشد.

جبل عاملی و گودرزی (۱۳۹۲) در مقاله‌ای تحت عنوان «تأییدی دیگر بر خنثایی پول» به بررسی خنثایی پول در بلندمدت پرداخته‌اند. برای این منظور، از داده‌های مربوط به حجم پول، نقدینگی و تولید ناخالص داخلی در دوره زمانی ۱۳۵۰-۱۳۹۰ و رویکرد مدل‌های خودرگرسیون برداری ساختاری[3] استفاده شده است. مدل تجربی این پژوهش که بر اساس رویکرد کینگ و واتسون است به‌صورت یک مجموعه سیستم معادلات هم‌زمان با تعداد وقفه‌های p تعریف شده است.

---

[1] Seemingly Unrelated Regression
[2] Vector Autoregressive
[3] SVAR

نتایج این پژوهش نشان‌دهنده این است که علاوه براین‌که حجم پول تأثیری در بلندمدت بر تولید اقتصادی ندارد، متغیر نقدینگی نیز تأثیر معناداری بر تولید ملی ندارد. بنابراین سیاست های پولی انبساطی در بلندمدت قادر نیست که سطح تولید را افزایش دهد و کشور را دارای یک رشد اقتصادی باثبات کنند، در نتیجه سیاست‌های حمایتی دولت می‌بایست به سمت افزایش بهره‌وری نیروی کار و سرمایه که رشد دائمی به‌همراه می‌آورند، جهت‌دار شود.

پیش‌بهار و بیرامی[1] (۱۳۹۴) به بررسی آزمون خنثایی و ابرخنثایی بلندمدت پول در اقتصاد ایران برای کل و زیربخش کشاورزی پرداخته‌اند. در این مطالعه که برای بازه زمانی ۱۳۸۷-۱۳۶۷ صورت گرفته‌است، از رهیافت فیشر - سیتر استفاده شده‌است. متغیرهای تعریف‌شده نیز شامل متغیر M2 ،GDP حقیقی و تولید کشاورزی به قیمت ثابت است. نتایج این پژوهش حاکی از آن‌است‌که کلیت پولی M2 نسبت به متغیرهای واقعیGDP وتولید کشاورزی به قیمت ثابت خنثی است. در مورد متغیر اسمی تولید کشاورزی به قیمت جاری با اطمینان بالایی می‌توان خنثایی M2 را رد کرد. نتیجه برای متغیر اسمی GDP به قیمت جاری بسته به نوع آزمون ریشه واحد استفاده‌شده، متفاوت است. همچنین ابرخنثایی M2 فقط برای GDP به قیمت ثابت تأیید گردیده است و در سه متغیر دیگر این امر رد شده است.

خداویسی و عزتی[2] (۱۳۹۵) در مطالعه خود به بررسی آزمون خنثایی پول و عدم تقارن تکانه های پولی درایران با استفاده از داده های فصلی با رویکرد رهیافت آزمون کرانه ها، روش فیلتر هدریک - پرسکات و مدل خود رگرسیون باوقفه های توزیعی پرداخته‌اند. نتایج نشان می دهد که پول در بلند مدت در اقتصاد ایران خنثی است ولی در کوتاه مدت رشد نقدینگی، تولید را تحت تاثیر قرار می دهد.

نجفی و حکیمی‌پور و اکبریان (۱۳۹۷) خنثایی پول را در بخش خدمات اقتصاد ایران مورد بررسی قرار دادند. در این مقاله با استفاده از داده‌های مربوط به ارزش افزوده بخش خدمات، پایه پولی، نقدینگی و حجم پول در ایران و برای دوره زمانی ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۴ با استفاده از رویکرد و متدولوژی فیشر و سیتر، خنثایی و ابر خنثایی پول در بخش خدمات اقتصاد ایران مورد سنجش قرارگرفته است. نتایج این تحقیق نشان داد که پول

[1] Pish Bahar & Beirami (2015)
[2] Khoda Vaisi & Ezzati (2016)

در بخش خدمات خنثی نیست و تغییرات دائمی در متغیر پولی بر تولید حقیقی بخش خدمات بی تأثیر نیست.

حنطه و عسگری و ختایی (۱۳۹۷) در مطالعه خود با استفاده از متدولوژی کاتبرتسون و تیلور[1]، تغییرات پول پیش‌بینی شده و پول پیش‌بینی‌نشده بر متغیرهای حقیقی را مورد بررسی قرار دادند. هم‌چنین در این پژوهش طبق روش‌شناسی پسران با استفاده از دو رویکرد نئوکلاسیکی و نئوکینزی، خنثایی پول در کوتاه مدت بررسی شده‌است. نتایج این مطالعه بیانگر این موضوع است که پول پیش‌بینی شده در کوتاه مدت خنثی بوده ولی پول پیش‌بینی‌نشده بر تولید مؤثر است.

ساندرز[2] (۲۰۰۲) رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت بین تولید اسمی، تولید واقعی و عرضه پول را با استفاده از داده‌های سالانه ۱۹۹۹-۱۹۵۹ بررسی کرده است. برای تحلیل داده‌ها از روش هم انباشتگی جوهانسن و مدل تصحیح خطای برداری[3] (VECM) استفاده کرده است.

نتایج آزمون نشان می‌دهد که GDP اسمی و M1 هم‌انباشته هستند، یعنی یک رابطه تعادلی بلندمدت بین این دو متغیر در آمریکا وجود دارد. درحالی‌که بین GDP حقیقی وM1 رابطه تعادلی بلندمدت وجود ندارد.

والاس و شرلی[4] (۲۰۰۶) در مطالعه‌ای به بررسی خنثایی بلندمدت پول در بخش صنعت مکزیک پرداخته‌اند. داده‌ها شامل داده‌های مربوط به تولید بخش صنعت و GDP حقیقی و بازه زمانی ۲۰۰۱ -۱۹۹۳ است. والاس و شری آزمون خنثایی را با استفاده از روش فیشر و سیتر انجام دادند. نتایج این تحقیق حاکی از عدم خنثایی در اقتصاد است.

گئورگ تاوادورز[5] (۲۰۰۷) به آزمون فرضیه خنثایی پول در خاورمیانه پرداخت. در این تحقیق از داده‌های مربوط به حجم پول و تولید برای کشورهای مراکش، اردن و مصر و از انباشتگی و هم انباشتگی فصلی به‌منظور آزمون خنثایی پول استفاده شد. نتایج

---

[1] Cuthberston and Taylor (1986)
[2] Saunders
[3] Vector Error Correction Model
[4] Wallace and Shelley
[5] George Tawadros

تجربی نشان‌دهنده این موضوع بود که پول و سطح قیمت‌ها هم انباشته هستند، اما هیچ هم انباشتگی با تولید ندارد، بنابراین در بلندمدت پول خنثی است.

پوآ، شاه حبیب‌الله و ونوس خیم[1] (۲۰۱۰) به بررسی خنثایی پول در بازار سرمایه مالزی با استفاده از مدل فیشر - سیتر در بازه زمانی ۲۰۰۹-۱۹۷۸ پرداختند. متغیرهای به-کاررفته عبارتنداز: حجم پول و نقدینگی و چهار شاخص سرمایه شاخص‌های مرکب، صنعت و معدن و مالی. در مطالعه آن‌ها شواهدی دال بر عدم خنثایی پول در بازار سرمایه مالزی به دست آمد.

سام،گیتا، چاندران، احمد[2](۲۰۱۵) در مقاله‌ای خنثی بودن پول را در اقتصاد مالزی بررسی کرده‌اند. در این مطالعه از داده‌های فصلی مربوط به سال‌های ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۴ استفاده شده است. مدل به‌کاررفته در این پژوهش، مدل تصحیح خطای برداری (VECM) است. متغیرهای مورداستفاده مستقل شامل M3, M2, M1 و متغیر وابسته GDP حقیقی است. در این پژوهش آزمون‌های مانایی و هم انباشتگی جوهانسن و انگل-گرنجر انجام شده‌است، نتایج آزمون دیکی‌فولر نشان داده است که تفاضل مرتبه اول متغیرها مانا هستند. از نتایج آزمون هم‌انباشتگی نیز این موضوع مشخص شده‌است که مدل تصحیح خطای برداری، مدلی مناسب برای تخمین است. نتایج این پژوهش حاکی از عدم خنثایی پول است.

دو و هودولا [3] (۲۰۱۶) در مطالعه خود به آزمون ابر خنثایی بلند مدت پول در اروپای گسترش یافته(۲۹کشور) با استفاده از روش خود رگرسیون برداری ساختاری پرداخته-اند. آن‌ها با استفاده از رهیافت نئوکلاسیکی و با رویکرد فیشر- سیتر برای کشورهای نمونه نشان دادند که ابر خنثایی بلند مدت پول تأیید می شود.

ساهین و دوگان[4] (۲۰۱۷) در مطالعه خود تحت عنوان تحلیل‌هایی از خنثایی پول برای اقتصاد آمریکا با استفاده از متدولوژی Egarch[5] و Adcc[6] برای دوره کوتاه مدت ومتدولوژی Dcca[7] برای دوره بلند مدت رابطه ی عرضه پول و تولید را بررسی کرده‌اند.

---

[1] Shah Habibullah and Venus Khim
[2] Sam, Geetha, Chandran, Ahmed
[3] Deev and Hodula
[4] Sahin and Dogan
[5] Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastisity
[6] Asymmetric Dynamic Conditional Correlation
[7] Detrended Cross Correlation Analysis

نتایج نشان می دهد که پول در کوتاه مدت خنثی نیست. همچنین رابطه بلند مدت بین رشد تولید و رشد عرضه پول وجود دارد.

با نگاه به مطالعات انجام‌شده در حیطه خنثایی پول در داخل کشور می‌توان دریافت که اگرچه کارهای بسیاری در زمینه بررسی خنثایی و ابرخنثایی پول با رهیافت‌های مختلف انجام شده است، اما تاکنون در مورد خنثایی پول در بازار سرمایه ایران مطالعه خاصی انجام نشده‌است. این شکاف تحقیقاتی ما را برآن داشت که تحقیق حاضر را در راستای فرضیه خنثایی بلند مدت پول در بازار سرمایه تحت رهیافت فیشر و سیتر طراحی کنیم. به‌همین منظور، در ادامه ابتدا به معرفی مدل پرداخته می‌شود و سپس فرضیه مذکور مورد تجزیه و تحلیل قرار خواهد گرفت.

۴- روش شناسی تحقیق

مدل استفاده‌شده برای آزمون خنثایی بلند مدت پول در این مطالعه، مدلی است که توسط فیشر و سیتر ارائه شده است.

مدل مطرح‌شده توسط فیشر و سیتر (FS) یک مدل ARIMA[1] دو متغیره لگاریتم – خطی

است. معادلات این الگو به‌صورت زیرند:

$$a(L)\,\Delta^{<m>}\, m_t = b(L)\Delta^{<y>} y_t + u_t \qquad (۱)$$

$$d(L)\Delta^{<y>}\, y_t = c(L)\Delta^{<m>}\, m_t + w_t \qquad (۲)$$

که در آن m لگاریتم عرضه اسمی پول و y لگاریتم نرخ بهره یا لگاریتم متغیرهای دیگر مورد بررسی در مدل می‌باشد.[2]

<m> و <y> مرتبه انباشتگی متغیرهای m و y، L عملگر وقفه و $d(L)$,$c(L)$,$b(L)$,$a(L)$ چندجمله‌ای‌های شامل وقفه هستند.

$A_0 = d_0=1$ و c_0 و b_0 بدون محدودیت هستند. جملات خطای w_t و u_t مستقل و دارای توزیع یکسان با میانگین صفر و ماتریس کوواریانس $\sum$ هستند.

فیشر و سیتر برای فرموله کردن آزمون خنثایی بلند مدت پول, مشتق بلندمدت را معرفی کردند. مشتق بلندمدت (LRD)[3] z نسبت به تغییرات دائمی در x را به‌صورت زیر تعریف کردند: (اگر $\lim_{k\to\infty} \partial x_{t+k}/\partial u_t \neq 0$)

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

---

[1] Autoregressive Integrated Moving Average

[2] در پژوهش حاضر، این متغیرها شاخص‌های بورس شامل شاخص‌های کل، صنعت ومالی هستند.

[3] Long-Run Derivative

اما چنانچه $\lim_{k\to\infty} \partial x_{t+k}/\partial u_t = 0$ باشد، هیچ تغییر دائمی در متغیر پولی وجود ندارد و بنابراین آزمون خنثایی بلندمدت (LRN)[1] معنی نخواهد داشت. با کنار گذاشتن این حالت خاص، معادله ۳، LRD را به صورت حد نسبت دو دنباله تعریف می‌کند.

دنباله صورت اثرات در طول زمان یک شوک برونزای پولی روی متغیر بخش حقیقی اقتصاد،

Z را اندازه‌گیری می‌کند و دنباله مخرج اثر همان شوک را روی متغیر پولی، x اندازه می‌گیرد.

بنابراین این حد اثر نهایی یک شوک پولی روی z را نسبت به اثر نهایی شوک پولی روی x اندازه می‌گیرد. فیشر و سیتر نشان دادند که برای $\langle x\rangle \geq ۱$ می‌توان رابطه ۳ را به‌صورت رابطه ۴ نوشت:

$$\mathrm{LRD}_{z,x} = \frac{(1-\mathrm{L})^{\langle x\rangle-\langle z\rangle}\Upsilon(\mathrm{L})|_{\mathrm{L}=1}}{\alpha(\mathrm{L})} \qquad (۴)$$

که در آن $\Upsilon(\mathrm{L})$ و $\alpha(\mathrm{L})$ توابعی از ضرایب مدل دو متغیره ARIMA اصلی یعنی معادلات ۱و۲ هستند.

با فرض این‌که $\mathrm{LRD}_{y,m} = \lambda$ باشد، می‌توان بیان کرد که پول در بلندمدت خنثی است: اگر $\lambda=۱$ باشد (وقتی y یک متغیر اسمی است) و $\lambda=۰$ باشد (وقتی y یک متغیر حقیقی است).

می‌توان برای خنثایی بلندمدت پول، حالات مختلفی را با توجه به مرتبه انباشتگی متغیرها مطرح کرد که این موارد را می‌توان در جدول ۱ خلاصه نمود:

جدول (۱): مقادیر $\mathbf{LRD}_{y,m}$ با توجه به مرتبه انباشتگی متغیر پولی و متغیر حقیقی اقتصاد

$\langle y\rangle$	$\mathrm{LRD}_{y,m}$ $\mathrm{LRN} \Rightarrow \mathrm{LRD}y, m = \lambda$		
	$\langle m\rangle = 0$	$\langle m\rangle = ۱$	$\langle m\rangle = ۲$
۰	تعریف‌نشده	$\equiv 0$	$\equiv 0$
۱	تعریف‌نشده	$\frac{c(1)}{d(1)}$	$\equiv 0$
۲	تعریف‌نشده	$\frac{c*(1)}{d(1)}$	$\frac{c(1)}{d(1)}$

منبع: فیشر و سیتر (۱۹۹۳)

[1] Long-Run Neutrality

حالات مختلف موجود در جدول ۱ را می‌توان این‌گونه توضیح داد: اگر مرتبه انباشتگی متغیر m کوچک‌تر از یک باشد ($<m> < 1$)، LRD معین (تعریف شده) نبوده و بیانگر این موضوع است که تغییرات دائمی در حجم پول رخ نداده است و داده‌های پولی اطلاعاتی را در خصوص خنثایی بلندمدت پول ارائه نمی‌دهند. اگر $<m> \geq <y> + 1$ باشد، LRD مساوی صفر است زیرا در حالی‌که سطح حجم پول با شوک‌های دائمی مواجه بوده است، متغیر y تغییرات دائمی را نشان نمی‌دهد، در این حالات اگر y متغیر اسمی باشد قضیه خنثایی بلندمدت پول رد می‌شود، در غیر این صورت آن را نمی‌توان رد کرد. اگر مرتبه انباشتگی متغیر m و مرتبه انباشتگی متغیر y هر دو برابر ۱ باشد، LRD برابر $\frac{c(1)}{d(1)}$ است. اگر مرتبه انباشتگی متغیر m برابر ۱ باشد و مرتبه انباشتگی متغیر y برابر ۲ باشد، LRD برابر $\frac{c*(1)}{d(1)}$ است. اگر مرتبه انباشتگی متغیر m و مرتبه انباشتگی متغیر y هر دو برابر ۲ باشد، LRDبرابر $\frac{c(1)}{d(1)}$ است.

تمام محدودیت‌های جدول۱ را می‌توان در یکی از دو شکل زیر خلاصه کرد:

$$C(1) - \pi\, d(1) = 0 \qquad (۵)$$

$$C*(1) - \pi\, d(1) = 0 \qquad (۶)$$

که در آن، $\pi = 0 \text{ or } 1$ می‌باشد، در هر دو حالت، روش تخمین OLS[1] برآورد سازگاری از پارامترهای این معادله به‌دست می‌دهد، بنابراین برای تخمین $\frac{c(1)}{d(1)}$ و $\frac{c*(1)}{d(1)}$ به ترتیب رابطه‌های ۷ و ۸ رگرس می‌شوند:

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

$$d(L)\Delta^{<y>}y_t = c*(L)\Delta^{<m>+1}\, m_t + w_t \qquad (۸)$$

با فرض این‌که پول در بلندمدت درونزا است فیشر و سیتر نشان دادند که $\frac{c(1)}{d(1)}$ از طریق تخمین‌زن بارتلت رگرسیون فراوانی صفر (OLS) قابل برآورد است. این تخمین‌زن از $\lim_{k\to\infty} b_k$ که در آن b_k، پارامتر شیب در معادله رگرسیون زیر است، به‌دست می‌آید:

$$\left[\sum_{j=0}^{k}\Delta^{<y>}\ y_{t-j}\right] = a_k + b_k\left[\sum_{j=0}^{k}\Delta^{<m>}\, m_{t-j}\right] + \varepsilon_{kt} \qquad (۹)$$

ε متغیر تصادفی ناهمبسته با میانگین صفر است.

[1] Ordinary Least Squares

فیشر و سیتر ثابت می‌کنند که اگر در رابطه ۷ <m> و <y> برابر یک باشند، b_k یعنی ضریب $(m_t - m_{t-k-1})$ در معادله ۱۰ برآورد کننده سازگاری از $\frac{c(1)}{d(1)}$ است.

$$y_t - y_{t-k-1} = a_k + b_k(m_t - m_{t-k-1}) + e_{kt} \qquad (۱۰)$$

همانطور که پیش‌تر اشاره شد اگر y یک متغیر حقیقی باشد (با فرض این‌که $LRD_{y,m} = \lambda$) هنگامی می‌توان بیان کرد که پول در بلندمدت خنثی است که $\lambda=۰$ باشد. در واقع وجود مقادیر معنی‌دار b_k بیانگر رد قضیه خنثی بودن پول است.

در این پژوهش تأثیر متغیرهای حجم پول اسمی و نقدینگی اسمی به طور مجزا بر هریک از شاخص های حقیقی بازار سرمایه از طریق معادلات رگرسیونی بر پایه روش فیشر و سیتر، سنجیده می‌شود.

۵- تحلیل‌های تجربی

همان‌طور که عنوان شد، هدف اصلی این پژوهش بررسی خنثایی بلندمدت پول در بازار سرمایه ایران است. برای نیل به این هدف از متغیرهای حجم پول، نقدینگی، شاخص کل بازار سرمایه، شاخص مالی بازار سرمایه و شاخص صنعت بازار سرمایه با تواتر فصلی و در بازه سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۸۰ استفاده شده‌است. این داده‌ها از سایت بانک مرکزی و سایت سازمان بورس اوراق بهادار تهران استخراج شده‌اند.

با توجه به مفهوم خنثایی پول، متغیرهای حجم پول و نقدینگی به‌صورت اسمی در مدل وارد شده‌اند و متغیرهای دیگر شامل شاخص کل بازار سرمایه، شاخص مالی بازار سرمایه و شاخص صنعت بازار سرمایه با تقسیم بر شاخص قیمت به صورت حقیقی در مدل وارد شده‌اند.

به علاوه با توجه به رهیافت فیشر و سیتر، متغیرها به‌صورت لگاریتمی درمدل مورد استفاده قرار گرفته‌اند[۱].

به منظور کاربرد رهیافت فیشر و سیتر می‌بایست مرتبه انباشتگی متغیرها مشخص شود. نظر به این‌که سری‌های زمانی در این پژوهش فصلی هستند، ابتدا برای متغیرهای تعریف‌شده آزمون ریشه واحد فصلی (آزمون هگی)[۲] انجام شده است و در ادامه آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن اجرا شده است. آن‌گاه با برآورد معادلات رگرسیونی مشخصی بر

---

[۱] در این پژوهش، لگاریتم متغیرهای حجم پول اسمی، نقدینگی اسمی، شاخص‌های حقیقی بازار سرمایه شامل شاخص‌های کل حقیقی، شاخص صنعت حقیقی و شاخص مالی حقیقی را به‌ترتیب از راست به چپ با این نمادها نشان می‌دهیم: LIF,LII ,LIT,LM2 ,LM1

[2] Hegy (Hylleberg, Engle, Granger and Yoo)

مبنای روش فیشر و سیتر تحت تکنیک OLS خنثایی بلندمدت پول مورد آزمون قرار گرفته شده است. در واقع با بررسی معنی‌دار بودن ضریب متغیر مستقل براساس آماره t در سطح معنی‌داری ۵٪ در مورد رد یا عدم رد فرضیه ها تصمیم گیری شده است.
اکنون به ارائه نتایج آزمون‌های ریشه واحد فصلی (هگی) و آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن-جوسیلیوس می‌پردازیم.

۱-۵- نتایج آزمون ریشه واحد داده‌های فصلی (هگی)

نتایج حاصل از آزمون هگی، برای هر یک از متغیرها در جدول ۲ آورده‌شده‌است:

جدول (۲): نتایج آزمون هگی

متغیر	$t_{\pi 1}$	$t_{\pi 2}$	$F_{\pi 3 \frown \pi 4}$
LM1	- ۱/۴۳۰۸۰۳	- ۳/۴۶۹۷۹۸	۳۳/۶۶۲۰۱
LM2	- ۰/۳۹۱۱۰۷	- ۴/۰۵۲۲۴۹	۲۷/۶۷۹۸۴
LIT	- ۰/۵۸۷۹۳۰	- ۴/۸۸۶۴۷۰	۱۴/۶۱۱۹۱
LII	۱/۲۶۶۶۵۹	- ۲/۹۴۳۸۰۱	۱۱/۰۲۱۸۵
LIF	-۱/۰۰۴۳۰۲	- ۳/۸۵۷۰۱۳	۳۱/۰۶۵۰۲

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به مقادیر بحرانی آزمون ریشه واحد فصلی برای $t_{\pi 1}$, $t_{\pi 2}$ و $F_{\pi 3 \frown \pi 4}$ که به ترتیب برابر هستند با: ۲/۹۶-، ۱/۹۵-، ۳/۰۴ و مقایسه آن با مقادیر به‌دست آمده این نتایج حاصل می‌شود: تمام متغیرها دارای ریشه واحد غیرفصلی هستند. اما فرضیه‌های وجود ریشه واحد فصلی و شش‌ماهه برای تمام متغیرها رد می‌شود. بنابراین از متغیرها تفاضل مرتبه اول گرفته و مجددا آزمون هگی انجام می‌شود. در جدول ۳ نتایج آماره-های آزمون هگی برای تفاضل مرتبه اول متغیرها آورده شده است:

جدول (۳): نتایج آزمون هگی برای تفاضل مرتبه اول متغیرها

متغیر	$t_{\pi 1}$	$t_{\pi 2}$	$F_{\pi 3 \frown \pi 4}$
D (LM1)	- ۳/۰۶۰۶۱۵	- ۳/۵۲۷۱۳۹	۲۲/۶۳۵۹۹
D (LM2)	- ۳/۳۱۱۲۰۰	- ۳/۷۵۹۳۸۰	۱۸/۲۵۴۸۱
D (LIT)	- ۵/۴۷۵۳۵۰	- ۴/۹۸۴۸۹۶	۱۵/۲۳۶۶۹
D (LII)	- ۳/۷۳۷۴۴۳	- ۲/۸۵۶۳۷۴	۱۰/۳۶۰۸۲
D (LIF)	- ۳/۷۰۶۹۳۸	- ۳/۹۰۵۳۰۲	۲۷/۵۸۳۸۹

منبع: یافته‌های تحقیق

از مقادیر به‌دست‌آمده در جدول ۳ و مقایسه آن‌ها با مقادیر بحرانی که پیش‌تر بیان شد، نتیجه گرفته می‌شود که تفاضل مرتبه اول متغیرها دارای هیچ یک از ریشه‌های واحد غیرفصلی، شش ماهه و فصلی نیست و متغیرها با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند.

۲-۵- نتایج آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن - جوسیلیوس[1]

قبل از انجام آزمون خنثایی پول لازم است که وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیر-های پولی و شاخص‌های حقیقی مالی بررسی شود. این فرآیند به‌منظور اطمینان از وجود شرایط معناداری آزمون خنثی بودن لازم است. سرتلیس و کاستاس[2] (۱۹۹۸) نشان دادند که آزمون خنثایی پول در صورت وجود هم‌انباشتگی کارآیی نخواهد داشت[3]. اگرمتغیرهای پولی و حقیقی اقتصاد با یک دیگر رابطه هم‌انباشتگی داشته - باشند فرضیه خنثایی پول رد می‌شود و از این‌رو نیازی به انجام آزمون خنثایی از روش فیشر و سیتر نیست. بنابراین در این مرحله آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن انجام می-شود.

شایان ذکر است که برای اجرای این آزمون ابتدا باید وقفه بهینه تحت یک مدل خود توضیح برداری (VAR) محاسبه شود. برای این منظور ابتدا یک مدل VAR نامقید[4] تخمین زده شده و بر اساس معیارهای اطلاعات، وقفه بهینه محاسبه شده است. نتایج این آزمون از هر دو روش اثر[5] و حداکثر مقدار ویژه[6] در ادامه گزارش شده‌است.

۱-۲-۵- روش اثر

جدول ۴ نتایج آزمون هم‌انباشتگی را از روش اثر نشان می‌دهد:

جدول (۴): نتایج آزمون هم انباشتگی جوهانسن از روش اثر

نام متغیر	LM1		LM2	
	r = 0	r ≤ 1	r = 0	r ≤ 1
LIT	۷/۲۹۱۹۶۷	۲/۶۳۳۱۵۱	۷/۹۰۱۵۲۷	۰/۳۱۱۲۴۱
LII	۶/۶۴۴۰۳۲	۲/۴۵۸۴۹۴	۶/۹۰۸۴۱۲	۰/۲۴۲۴۷۱
LIF	۱۱/۷۹۸۵۴	۳/۱۴۴۷۰۳	۹/۹۶۸۳۸۱	۰/۲۱۷۷۴۹

منبع: یافته‌های تحقیق

---

[1] Johansen-Juselius

[2] Sertlies and Koustas (1998)

[3] برای مطالعه بیش‌تر به اصل مقاله سرتلیس و کاستاس مراجعه شود.

[4] Unrestricted VAR

[5] Trace

[6] Maximum Eigenvalue

با مقایسه مقادیر موجود در جدول ۴ و مقادیر بحرانی از روش اثر که برای $r = 0$ و $r \leq 1$ در سطح معنی‌داری ۵٪ به ترتیب برابر است با ۱۵/۴۹۴۷۱ و ۳/۸۴۱۴۶۶، مشاهده می‌شود که در این سطح معنی‌داری وجود هرگونه بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای پولی و شاخص‌های حقیقی بازار سرمایه رد می‌شود، در نتیجه هیچ بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای پولی و شاخص‌های حقیقی بازار سرمایه وجود ندارد و فرضیه صفر (عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت) رد نمی‌شود.

۵-۲-۲- روش حداکثر مقدار ویژه

جدول ۵ نتایج آزمون هم‌انباشتگی از روش مقادیر ویژه را نشان می‌دهد.

جدول (۵): نتایج آزمون هم انباشتگی جوهانسن از روش حداکثر مقدار ویژه

نام متغیر	LM1		LM2	
	$r = 0$	$r \leq 1$	$r = 0$	$r \leq 1$
LIT	۴/۶۵۸۸۱۶	۲/۶۳۳۱۵۱	۷/۵۹۰۲۸۵	۰/۳۱۱۲۴۱
LII	۴/۱۸۵۴۳۸	۲/۴۵۸۵۹۴	۶/۶۶۵۹۴۱	۰/۲۴۲۴۷۱
LIF	۸/۶۵۳۸۳۸	۳/۱۴۴۷۰۳	۹/۹۶۸۳۸۱	۰/۲۱۷۷۴۹

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس مقادیر موجود در جدول ۵ و مقایسه این مقادیر با مقادیر بحرانی روش مقادیر ویژه که برای $r = 0$ و $r \leq 1$ در سطح معنی داری ۵٪ به ترتیب برابر است با: ۱۴/۲۶۴۶۰ و ۳/۸۴۱۴۶۶ مشاهده می‌شود که در سطح معنی‌داری ۵٪ وجود هرگونه بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای پولی و شاخص‌های حقیقی بازار سرمایه رد می‌شود. با توجه به عدم وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای پولی (حجم پول و نقدینگی) و شاخص‌های بازار سرمایه، امکان انجام آزمون خنثایی بلندمدت پول از روش فیشر و سیتر وجود دارد. این بدان معناست که شرایط لازم برای انجام آزمون خنثایی پول از روش فیشر و سیتر برای هر دو متغیر حجم پول و نقدینگی برقرار است.

۵-۳- برآورد ضریب b_k

به منظور آزمون خنثی بودن بلندمدت پول در بازار سرمایه از روش فیشر – سیتر، باید ضریب b_k در معادله ۱۱ از روش OLS برآورد شود.

$$(y_t - y_{t-k-1}) = a_k + b_k(m_t - m_{t-k-1}) + e_{kt} \qquad (۱۱)$$

در برآورد این معادله رگرسیونی، فرضیه صفر: $b_k = ۰$ و فرضیه یک: $b_k \neq ۰$ هستند. در واقع مقادیر معنادار b_k دلالت بر این دارد که پول در بازار سرمایه خنثی نیست.

در معادله فوق، متغیر y برابر با لگاریتم هر یک از شاخص‌های حقیقی بورس (شاخص کل حقیقی، شاخص صنعت حقیقی و شاخص مالی حقیقی) و متغیر m برابر با لگاریتم حجم پول اسمی و یا نقدینگی اسمی هستند.

در این قسمت تأثیر متغیرهای لگاریتم حجم پول اسمی و لگاریتم نقدینگی اسمی به‌طور مجزا بر لگاریتم شاخص‌های حقیقی بازار سرمایه با استفاده از برآورد معادلات مرتبط بررسی شده است. نتایج حاصل از برآورد این معادلات که در تمامی آن‌ها از تصحیح نووی-وست[1] برای خودهمبستگی سریالی استفاده شده‌است، در قالب جدول‌های ۶ تا ۱۱ آورده شده‌اند.

۱-۳-۵- برآورد ضریب b_k به منظور بررسی تأثیر لگاریتم حجم پول اسمی بر لگاریتم شاخص کل حقیقی بازارسرمایه

در جدول ۶، نتایج حاصل از تخمین معادله شماره ۱۱ برای مقادیر $k = ۱، ۲، ..., ۲۰$ آورده شده‌است. در این قسمت، y و m در معادله ۱۱ به ترتیب برابر لگاریتم شاخص کل حقیقی و لگاریتم حجم پول اسمی هستند (لگاریتم حجم پول اسمی در جداول ۶ تا ۸ با LM1 نشان داده شده‌است).

جدول (۶): برآورد ضریب b_k (بررسی تأثیر لگاریتم حجم پول اسمی بر لگاریتم شاخص کل حقیقی بازار سرمایه)

		K=۱	K=۲	K=۳	K=۴	K=۵	K=۶	K=۷	K=۸	K=۹	K=۱۰
LM1	ضریب b_k	۰/۷۲۳	۰/۷۶۲	۰/۸۱۶	۰/۸۲۹	۰/۷۰۶	۰/۵۳۵	۰/۳۴۵	۰/۰۸۶	-۰/۲۳۴	-۰/۴۶۴
	آماره t	۱/۰۰۹	۱/۰۴۲	۱/۱۳۳	۱/۱۷۵	۰/۹۸۲	۰/۷۲۱	۰/۴۵۶	۰/۱۱۵	-۰/۳۱۳	-۰/۶۱۱
	p-value	۰/۳۱۷	۰/۳۰۱	۰/۲۶۲	۰/۲۴۴	۰/۳۳۰	۰/۴۷۴	۰/۶۴۹	۰/۹۰۸	۰/۷۵۴	۰/۵۴۳
		K=۱۱	**K=۱۲**	**K=۱۳**	**K=۱۴**	**K=۱۵**	**K=۱۶**	**K=۱۷**	**K=۱۸**	**K=۱۹**	**K=۲۰**
LM1	ضریب b_k	-۰/۶۵۱	-۰/۷۷۷	-۰/۸۳۶	-۰/۷۲۰	-۰/۵۹۳	-۰/۴۷۷	-۰/۳۹۲	-۰/۴۷۵	-۰/۶۷۳	-۰/۹۵۴
	آماره t	-۰/۸۳۰	-۰/۹۳۵	-۰/۹۶۲	-۰/۸۳۵	-۰/۷۲۰	-۰/۶۶۴	-۰/۶۷۳	-۱/۰۱۷	-۱/۳۸۶	-۱/۵۰۲
	p-value	۰/۴۱۰	۰/۳۵۴	۰/۳۴۱	۰/۴۰۷	۰/۴۷۵	۰/۵۱۰	۰/۵۰۴	۰/۳۱۵	۰/۱۷۳	۰/۱۴۱

منبع: یافته‌های تحقیق

[1] Newey-West

از مقادیر به‌دست‌آمده در جدول ۶، مشاهده می‌شود که ضریب b_k برای تمام مقادیر $k=1,2,...,20$ در سطح معنی‌داری ۵ ٪ معنادار نیست و تحت روش‌شناسی فیشر و سیتر، این نتایج، خنثایی حجم پول نسبت به شاخص کل حقیقی را نشان می‌دهند.

۲-۳-۵- برآورد ضریب b_k به منظور بررسی تأثیر لگاریتم حجم پول اسمی بر لگاریتم شاخص صنعت حقیقی بازار سرمایه

جدول ۷ نتایج حاصل از تخمین معادله شماره ۱۱ را برای مقادیر $k = 1, 2, ..., 20$ نشان می‌دهد. در این قسمت، y و m در معادله ۱۱ به ترتیب برابر لگاریتم شاخص صنعت حقیقی و لگاریتم حجم پول اسمی هستند.

جدول (۷): برآورد ضریب b_k (بررسی تأثیر لگاریتم حجم پول اسمی بر لگاریتم شاخص صنعت حقیقی بازار سرمایه)

		K=۱	K=۲	K=۳	K=۴	K=۵	K=۶	K=۷	K=۸	K=۹	K=۱۰
LM1	ضریب b_k	۰/۹۳۳	۰/۹۷۴	۱/۰۲۰	۱/۰۲۹	۰/۸۹۴	۰/۷۱۰	۰/۵۰۹	۰/۲۳۲	-۰/۱۲۲	-۰/۳۹۱
	آماره t	۱/۳۱۸	۱/۳۶۵	۱/۴۴۵	۱/۴۸۹	۱/۲۷۲	۰/۹۷۹	۰/۶۸۷	۰/۳۱۶	-۰/۱۶۸	-۰/۵۲۸
	p-value	۰/۱۹۲	۰/۱۸۰	۰/۱۵۴	۰/۱۴۲	۰/۲۰۸	۰/۳۳۲	۰/۴۹۵	۰/۷۵۲	۰/۸۶۶	۰/۵۹۹
		K=۱۱	**K=۱۲**	**K=۱۳**	**K=۱۴**	**K=۱۵**	**K=۱۶**	**K=۱۷**	**K=۱۸**	**K=۱۹**	**K=۲۰**
	ضریب b_k	-۰/۶۳۳	-۰/۸۳۳	-۰/۹۷۶	-۰/۹۳۹	-۰/۸۹۰	-۰/۸۵۴	-۰/۸۳۴	-۰/۹۵۷	-۱/۱۸۳	-۱/۶۴۹
	آماره t	-۰/۸۲۳	-۱/۰۱۱	-۱/۱۱۳	-۱/۰۵۸	-۱/۰۲۸	-۱/۱۰۹	-۱/۳۰۸	-۱/۸۳۹	-۱/۵۲۸	-۱/۹۳۳
	p-value	۰/۴۱۴	۰/۳۱۷	۰/۲۵۳	۰/۲۹۵	۰/۳۰۹	۰/۲۷۳	۰/۱۹۸	۰/۰۷۳	۰/۱۳۴	۰/۰۶۱

منبع: یافته‌های تحقیق

از مقادیر به‌دست‌آمده در جدول ۷، مشاهده می‌شود که ضریب b_k برای تمام مقادیر $k=1,2,...,20$ در سطح معنی‌داری ۵٪ معنادار نیست و تحت روش‌شناسی فیشر و سیتر، این نتایج، خنثایی حجم پول نسبت به شاخص صنعت حقیقی را نشان می‌دهند.

۳-۳-۵- برآورد ضریب b_k به منظور بررسی تأثیر لگاریتم حجم پول اسمی بر لگاریتم شاخص مالی حقیقی بازار سرمایه

در جدول زیر، نتایج حاصل از تخمین معادله ۱۱ به‌ازای مقادیر $k = 1, 2, ..., 20$ برآورده شده‌است. در این قسمت، y و m در معادله ۱۱ به‌ترتیب برابر لگاریتم شاخص مالی حقیقی و لگاریتم حجم پول اسمی هستند.

جدول (۸): برآورد ضریب b_k (بررسی تأثیر لگاریتم حجم پول اسمی بر لگاریتم شاخص مالی حقیقی بازار سرمایه)

		K=۱	K=۲	K=۳	K=۴	K=۵	K=۶	K=۷	K=۸	K=۹	K=۱۰
LM1	ضریب b_k	-۰/۷۷۴	-۰/۷۰۶	-۰/۵۸۷	-۰/۵۵۰	-۰/۶۴۹	-۰/۸۰۱	-۱/۰۰۰	-۱/۲۳۹	-۱/۵۰۳	-۱/۶۶۱
	آماره t	-۰/۸۸۹	-۰/۷۷۸	-۰/۶۴۵	-۰/۶۰۷	-۰/۷۰۳	-۰/۸۴۷	-۱/۰۴۸	-۱/۳۰۶	-۱/۵۶۷	-۱/۶۱۸
	p-value	۰/۳۷۷	۰/۴۳۹	۰/۵۲۱	۰/۵۴۶	۰/۴۸۵	۰/۴۰۰	۰/۲۹۹	۰/۱۹۷	۰/۱۲۳	۰/۰۹۹
		K=۱۱	K=۱۲	K=۱۳	K=۱۴	K=۱۵	K=۱۶	K=۱۷	K=۱۸	K=۱۹	K=۲۰
LM1	ضریب b_k	-۱/۶۸۸	-۱/۶۱۵	-۱/۴۳۲	-۱/۰۸۱	-۰/۷۵۰	-۰/۳۹۸	-۰/۱۲۹	-۰/۰۹۲	-۰/۲۳۲	-۰/۵۴۹
	آماره t	-۱/۶۲۰	-۱/۴۶۶	-۱/۲۶۹	-۱/۰۲۰	-۰/۷۹۲	-۰/۵۰۸	-۰/۲۲۵	-۰/۲۳۵	-۰/۶۹۱	-۱/۲۲۴
	p-value	۰/۱۱۱	۰/۱۴۹	۰/۲۱۰	۰/۳۱۳	۰/۴۳۲	۰/۶۱۴	۰/۸۲۳	۰/۸۱۴	۰/۴۹۳	۰/۲۲۸

منبع: یافته‌های تحقیق

از مقادیر به‌دست‌آمده در جدول ۸، مشاهده می‌شود که ضریب b_k برای تمام مقادیر $k=۱،۲،...،۲۰$ در سطح معنی‌داری ۵٪ معنادار نیست و تحت روش‌شناسی فیشر و سیتر، این نتایج، خنثایی حجم پول نسبت به شاخص مالی حقیقی را نشان می‌دهند.

۴-۳-۵- برآورد ضریب b_k به منظور بررسی تأثیر لگاریتم نقدینگی اسمی بر شاخص کل حقیقی بازار سرمایه

جدول زیر، نتایج حاصل از تخمین معادله شماره ۱۱ برای $k = ۱، ۲، ... ، ۲۰$ را نشان می‌دهد. در این قسمت، y و m در معادله ۱۱ برابر لگاریتم شاخص کل حقیقی و لگاریتم نقدینگی اسمی هستند (لگاریتم متغیر نقدینگی در جداول ۹ تا ۱۱ با LM2 نشان داده شده‌است).

جدول (۹): برآورد ضریب b_k (بررسی تأثیر لگاریتم نقدینگی اسمی بر لگاریتم شاخص کل حقیقی بازار سرمایه)

		K=۱	K=۲	K=۳	K=۴	K=۵	K=۶	K=۷	K=۸	K=۹	K=۱۰
LM2	ضریب b_k	۰/۴۲۵	۰/۵۷۶	۰/۶۲۶	۰/۶۷۳	۰/۵۴۹	۰/۱۸۸	-۰/۱۹۹	-۰/۶۲۳	-۰/۹۰۴	-۱/۱۰۹
	آماره t	۰/۶۱۵	۰/۷۲۳	۰/۵۹۷	۰/۵۵۳	۰/۳۹۴	۰/۱۲۶	-۰/۱۳۳	-۰/۴۲۱	-۰/۶۵۴	-۰/۸۲۹
	p-value	۰/۵۴۰	۰/۴۷۲	۰/۵۵۲	۰/۵۸۲	۰/۶۹۴	۰/۹۰۰	۰/۸۹۴	۰/۶۷۴	۰/۵۱۵	۰/۴۱۰
		K=۱۱	K=۱۲	K=۱۳	K=۱۴	K=۱۵	K=۱۶	K=۱۷	K=۱۸	K=۱۹	K=۲۰
LM2	ضریب b_k	-۱/۲۳۴	-۱/۴۸۳	-۱/۴۴۵	-۱/۴۰۷	-۱/۲۲۰	-۱/۱۳۴	-۰/۹۶۵	-۰/۸۹۴	-۰/۷۷۲	-۰/۷۷۹
	آماره t	-۰/۹۹۷	-۱/۳۱۷	-۱/۴۵۶	-۱/۵۹۳	-۱/۵۱۶	-۱/۵۱۱	-۱/۳۸۳	-۱/۳۶۰	-۱/۱۹۳	-۱/۱۳۰
	p-value	۰/۳۲۳	۰/۱۹۴	۰/۱۵۲	۰/۱۱۸	۰/۱۳۶	۰/۱۳۸	۰/۱۷۴	۰/۱۸۱	۰/۲۴۰	۰/۲۶۵

منبع: یافته‌های تحقیق

از مقادیر به‌دست‌آمده در جدول ۹، مشاهده می‌شود که ضریب b_k برای تمام مقادیر $k=1،2،...،20$ در سطح معنی‌داری ۵٪ معنادار نیست و تحت روش‌شناسی فیشر و سیتر، این نتایج، خنثایی نقدینگی نسبت به شاخص کل حقیقی را نشان می‌دهند.

۵-۳-۵- برآورد ضریب b_k به منظور بررسی تأثیر لگاریتم نقدینگی اسمی بر لگاریتم شاخص صنعت حقیقی بازار سرمایه

جدول زیر، نتایج حاصل از تخمین معادله ۱۱ برای مقادیر k از ۱ تا ۲۰ را نشان می‌دهد. در این قسمت، y و m در معادله ۱۱ به‌ترتیب برابر با لگاریتم شاخص صنعت حقیقی و لگاریتم نقدینگی اسمی هستند.

جدول (۱۰): برآورد ضریب b_k (بررسی تأثیر لگاریتم نقدینگی اسمی بر لگاریتم شاخص صنعت حقیقی بازار سرمایه)

		K=۱	K=۲	K=۳	K=۴	K=۵	K=۶	K=۷	K=۸	K=۹	K=۱۰
LM2	ضریب b_k	۰/۲۸۲	۰/۴۲۰	۰/۴۴۲	۰/۴۷۸	۰/۳۳۵	-۰/۰۲۷	-۰/۳۸۹	-۰/۷۸۷	-۱/۰۷۴	-۱/۳۰۳
	آماره t	۰/۳۸۰	۰/۵۰۳	۰/۴۱۲	۰/۳۹۳	۰/۲۴۰	-۰/۰۱۷	-۰/۲۵۸	-۰/۵۲۹	-۰/۷۷۸	-۰/۹۷۴
	p-value	۰/۷۰۵	۰/۶۱۶	۰/۶۸۱	۰/۶۹۵	۰/۸۱۱	۰/۹۸۵	۰/۷۹۷	۰/۵۹۸	۰/۴۴۰	۰/۳۳۴
		K=۱۱	**K=۱۲**	**K=۱۳**	**K=۱۴**	**K=۱۵**	**K=۱۶**	**K=۱۷**	**K=۱۸**	**K=۱۹**	**K=۲۰**
LM2	ضریب b_k	-۱/۴۷۴	-۱/۷۷۲	-۱/۷۶۴	-۱/۷۵۶	-۱/۵۸۹	-۱/۵۲۶	-۱/۳۸۷	-۱/۳۳۳	-۱/۲۱۹	-۱/۲۴۱
	آماره t	-۱/۱۸۰	-۱/۵۲۷	-۱/۶۷۹	-۱/۸۳۲	-۱/۷۹۹	-۱/۸۳۶	-۱/۷۹۳	-۱/۸۱۵	-۱/۶۹۰	-۱/۶۲۰
	p-value	۰/۲۴۳	۰/۱۳۳	۰/۱۰۰	۰/۰۷۳	۰/۰۷۹	۰/۰۷۳	۰/۰۸۰	۰/۰۷۷	۰/۰۹۹	۰/۱۱۳

منبع: یافته‌های تحقیق

از مقادیر به‌دست‌آمده در جدول ۱۰، مشاهده می‌شود که ضریب b_k برای تمام مقادیر $k=1،2،...،20$ در سطح معنی‌داری ۵٪ معنادار نیست و تحت روش‌شناسی فیشر و سیتر، این نتایج، خنثایی نقدینگی نسبت به شاخص صنعت حقیقی را نشان می‌دهند.

۶-۳-۵- برآورد ضریب b_k به منظور بررسی تأثیر لگاریتم نقدینگی اسمی بر لگاریتم شاخص مالی حقیقی بازار سرمایه

جدول زیر، نتایج حاصل از تخمین معادله شماره ۱۱ به‌ازای مقادیر $k = ۱، ۲، ... ، ۲۰$ را نشان می‌دهد. در این قسمت، y و m در معادله ۱۱ به‌ترتیب برابر با لگاریتم شاخص مالی حقیقی و لگاریتم نقدینگی اسمی هستند.

جدول (۱۱): برآورد ضریب b_k (بررسی تأثیر لگاریتم نقدینگی اسمی بر لگاریتم شاخص مالی حقیقی بازار سرمایه)

		K=۱	K=۲	K=۳	K=۴	K=۵	K=۶	K=۷	K=۸	K=۹	K=۱۰
LM2	ضریب b_k	۰/۴۲۷	۰/۴۱۱	۰/۴۸۲	۰/۳۸۱	۰/۱۴۵	-۰/۳۱۹	-۰/۹۸۶	-۱/۵۲۷	-۱/۸۲۹	-۲/۰۰۷
	آماره t	۰/۴۲۱	۰/۳۶۲	۰/۳۴۶	۰/۲۳۱	۰/۰۷۹	-۰/۱۶۸	-۰/۵۱۸	-۰/۸۰۵	-۱/۰۲۳	-۱/۱۶۴
	p-value	۰/۶۷۴	۰/۷۱۸	۰/۷۳۰	۰/۸۱۷	۰/۹۳۶	۰/۸۶۶	۰/۶۰۶	۰/۴۲۴	۰/۳۱۱	۰/۲۵۰
		K=۱۱	K=۱۲	K=۱۳	K=۱۴	K=۱۵	K=۱۶	K=۱۷	K=۱۸	K=۱۹	K=۲۰
LM2	ضریب b_k	-۲/۰۱۹	-۲/۱۵۸	-۲/۰۲۴	-۱/۸۷۰	-۱/۶۰۷	-۱/۴۷۷	-۱/۲۸۲	-۱/۱۹۵	-۱/۰۲۰	-۱/۹۸۴
	آماره t	-۱/۳۰۶	-۱/۶۰۱	-۱/۸۰۳	-۱/۹۶۲	-۱/۹۴۰	-۱/۹۶۱	-۱/۸۳۷	-۱/۹۳۳	-۱/۸۸۵	-۱/۹۵۹
	p-value	۰/۱۹۷	۰/۱۱۶	۰/۰۷۸	۰/۰۵۶	۰/۰۵۸	۰/۰۵۶	۰/۰۷۳	۰/۰۷۳	۰/۰۶۷	۰/۰۵۸

منبع: یافته‌های تحقیق

از مقادیر به‌دست‌آمده در جدول ۱۱، مشاهده می‌شود که ضریب b_k برای تمام مقادیر $k=۱،۲،...،۲۰$ در سطح معنی‌داری ۵٪ معنادار نیست و تحت روش‌شناسی فیشر و سیتر، این نتایج به‌دست‌آمده، خنثایی نقدینگی نسبت به شاخص مالی حقیقی را نشان می‌دهند.

۶- نتیجه‌گیری

در این مقاله فرضیه خنثایی بلندمدت پول در بازار سرمایه ایران را مورد آزمون قرار گرفته است، برای این منظور از رهیافت فیشر و سیتر استفاده شده‌است.

نتایج به‌دست آمده (جدول‌های ۶ تا ۸) نشان داد که تمام ضرایب برآورد شده (b_k) در سطح معنی‌داری ۵٪ بی‌معنا هستند، از این مطلب تحت روش‌شناسی فیشر و سیتر می‌توان نتیجه گرفت که تغییرحجم پول در بلندمدت بر شاخص های حقیقی بازار سرمایه (شاخص کل حقیقی، شاخص صنعت حقیقی و شاخص مالی حقیقی) تأثیر ندارد. هم‌چنین مقادیر به دست‌آمده در جدول‌های۹ تا ۱۱ نیز نشان می‌دهد که تمام ضرایب برآورد شده (b_k) در سطح معنی داری ۵٪ بی‌معنا هستند، از این‌رو استنباط می‌شود که تغییر در حجم نقدینگی نیز در بلندمدت بر شاخص های سرمایه (شاخص کل حقیقی، شاخص صنعت حقیقی و شاخص مالی حقیقی) تأثیر ندارد.

نتایج حاصله بدان معناست که یک تغییر دائمی و پیش‌بینی نشده در عرضه پول اثری بر شاخص‌های حقیقی بازار سرمایه ایران در بلندمدت ندارد. به بیان دیگر سیاست‌های پولی نمی‌تواند در بلندمدت بر شاخص‌های بازار سرمایه اثرگذار باشد و با تغییر در حجم پول، مطابق با فرضیه خنثایی پول، عوامل اقتصادی انتظارات خود را

تعدیل کرده و موجب می‌شوند که سیاست پولی بانک مرکزی بر بازار سرمایه ایران بی‌تأثیر شود.

به‌طور کلی نتایج تحقیق اخیر حاکی از آن است که پول در بازار سرمایه ایران خنثی است و تغییر عرضه پول در بلندمدت اثری بر شاخص‌های حقیقی بازار سرمایه ایران ندارد.

مطابق با نتایج به‌دست‌آمده از این تحقیق، پیشنهاد می‌شود که برای بهبود شاخص های بازار سرمایه، از طریق تغییر در حجم نقدینگی اقدام نشود.

در خاتمه باید اشاره کرد که با توجه به اندک بودن مطالعات در حوزه خنثایی پول در بازار بورس ایران، پیشنهاد می‌شود که در این راستا مطالعات بیشتری انجام گیرد و از روش‌های دیگری برای بررسی خنثایی پول استفاده گردد زیرا ممکن است روش به‌کار رفته در سنجش خنثایی پول، نتایج حاصل را تحت تأثیر قرار دهد.

فهرست منابع

۱. تشکینی، احمد، و شفیعی، افسانه (۱۳۸۴). متغیرهای پولی و مالی آزمون خنثایی پول. فصلنامه پژوهش‌های بازرگانی، ۹(۲)، ۱۲۵-۱۵۲.

۲. پایگاه اینترنتی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، www.cbi.ir، گزیده آمارهای اقتصادی، سال‌های مختلف.

۳. پیش‌بهار، اسماعیل، و رسولی بیرامی، زهرا (۱۳۹۴). آزمون خنثایی و ابرخنثایی بلندمدت در اقتصاد ایران- کل و زیر بخش کشاورزی. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، ۱۵(۳)، ۱۳۵-۱۵۰.

۴. جبل عاملی، فرخنده، و گودرزی فراهانی، یزدان (۱۳۹۲). تاییدی دیگر بر خنثایی پول. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۱(۴)، ۱۰۹-۱۳۸.

۵. جعفری صمیمی، احمد، و عرفانی، علیرضا (۱۳۸۳). آزمون خنثی بودن و ابر خنثی بودن بلندمدت پول در اقتصاد ایران. مجله تحقیقات اقتصادی، ۳۹(۴)، ۱۱۷-۱۳۸.

۶. جعفری صمیمی، احمد، و قیدر، قنبرزاده‌نیار (۱۳۸۸). شکست ساختاری و آزمون فرضیه‌های انتظارات عقلایی کلان در ایران (۱۳۶۷ -۱۳۸۶). مجله تحقیقات اقتصادی، ۴۴(۳)، ۴۷ -۶۷.

۷. حنطه، مهدی، عسگری، منوچهر، و ختایی، محمود (۱۳۹۷). بررسی پدیده خنثایی پول در اقتصاد ایران. فصلنامه اقتصاد مالی، ۱۲(۱)، ۴۷-۷۴.

۸. خداویسی، حسن، و عزتی شورگلی، احمد (۱۳۹۵). آزمون خنثایی پول در کوتاه مدت و بلند مدت در اقتصاد ایران با تاکید بر تکانه های پولی: کاربردی از رهیافت آزمون کرانه ها. دو فصلنامه اقتصادی پولی، مالی، ۲۳(۱)، ۴۶-۶۲.

۹. شاهمرادی، اصغر، و ناصری، علی (۱۳۸۹). بررسی خنثی بودن و ابر خنثی بودن پول در اقتصاد ایران: مقایسه انباشته های پولی ساده و دی ویسیا. فصلنامه پژوهش‌نامه اقتصادی، ۱۰(۴)، ۲۹۹-۳۲۷.

۱۰. کریمی موحد، حامد (۱۳۹۲). بررسی میزان تأثیر پذیری بازدهی بورس اوراق بهادار تهران از نرخ تورم اقتصاد ایران و قیمت طلا (پایان نامه کارشناسی ارشد). پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی.

۱۱. نجفی، بنفشه، حکیمی‌پور، نادر، و اکبریان، حجت (۱۳۹۷). خنثایی پول در بخش خدمات اقتصاد ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، ۱۸(۳)، ۵۷-۷۸.

1. Deev, O., & Hodula, M. (2016). The long-run super neutrality of money revised: the extended european evidence. *Review of Economic Perspective*, 16(3), 187-203.
2. Fisher, M.E., & Seater, J. (1993). Long-run neutrality and super neutrality in an ARIMA framework. *American Economic Review*, 83(3), 402-415.
3. Hante, M., Asgari, M., & Khataee, M. (2018). Evaluating money neutrality in Iran's economy. *Journalof Financial Economics*, 12(1), 47-74 (In Persian).
4. Jabal Ameli, F., & Gudarzi Farahani, Y. (2014). Another conformation of money neutrality. *Journal of Economic Research and Policies*, 21(4), 109-138 (In Persian).
5. Jafari Samimi, A., & Erfani, A. (2005). Testing neutrality and super neutrality in economic of Iran. *Journal of Economic Research*, 39(4), 117-138 (In Persian).
6. Jafari Samimi, A., & Ghanbarzadeh Niar, GH. (2010). Structural breaks and test of MRE proposition in Iran. *Journal of Economic Reaserch*, 44(3), 47-67 (In Persian).
7. Karimi Movahed, H. (2013). Measuring the impact rate of stock price returns from inflation rate and gold price in Iran (Master's Thesis). Institute of humanities and cultural studies (In Persian).
8. Khoda Vaisi, H., & Ezzati Shourgoli, A. (2016). Examining monetary neutrality in short-run and long-run considering monetary shockes in the economy of Iran, Applying bounds testing approach. *Journal of Financial Monetray Economics*, 23(1), 46-62 (In Persian).
9. Lucas, R.E. (1972). Expectations and the Neutrality of Money. *Journal of Economic Theory*, 4(1), 103-124.
10. Najafi, B., Hakimipour, N., & Akbarian, H. (2018). Neutrality of money in Iran's service sector. *Journal of the Economic Research*, 18(3), 57-78 (In Persian).
11. Pish Bahar, E., & Rasoli Beirami, Z. (2015). Testing for long-run neutrality and super neutrality of money in the Iranian economy: Aggregate level and agricultural sector. *Quarterly Journal of the Economic Research*, 15(3), 135-150 (In Persian).
12. Plosser, C. (1989). Understanding real business cycles. *Journal of Economic Perspectives*, 3(3), 51-77.
13. Puah, C.H., Habibullah, M.S., & Liew, V.K. (2010). Is money neutral in a stock market? The case of Malaysia. *Economics Bulletin*, 30(3), 1852-1861.
14. Sahin, A., & Dogan, I. (2017). Analysis of the neutrality of money for the US economy. *Journal of applied Sciences*, 17(7), 365-373.
15. Sam,Y.H., Geetha, C., Chandran, V.V. & Ahmed, A.(2015). Testing the neutrality of money towards real Output: A case of Malaysia.

International Journal of Economics and Management Sciences, 4(10), 2-9.

16. Saunders, P. J. (July – September 2002-2003). Effects of monetary changes on the U.S economy in the Short-run and Long-run. *The Indian Economic Journal*, 1(1), 27-49.
17. Serletis, A., & Koustas, Z. (1998). International evidence on the neutrality of money. *Joirnal of Money, Credit and Banking*, 30(1), 1-25.
18. Shah Moradi, A., & Nasseri, A. (2010). Investigating neutrality and Super neutrality in economic of Iran. *Journal of Economic Research*, 10(4), 299-327 (In Persian).
19. Shelley, G.L., & Wallace, F.H. (2006). long run effects of money on real consumption and investment in the U.S. *International Journal of Applied Economics*, 1(3), 71-88.
20. Snowdon, B. H., & Wynarczyk, P. (1994). A modern guide to macroeconomics: An introduction to competing schools of thoughts. *Edward Elgar Publishing Limited, Hants, U.K*, 3(1), 286-341.
21. Tashkini, A., & Shafiee, A. (2005). Monetary and financial variabeles and neutrality of money. *Iranian Journal of Trade Studies*, 9(2), 125-152 (In Persian).
22. Tawadros, B.G. (2007). Testing the hypothesis of long-run money neutrality in the Middle East. *Journal of Economic Studies*, 34(1), 13-28.