مجله تحقیقات اقتصادی / شماره ۷۲ / فروردین و اردیبهشت ۱۳۸۵ / صفحات ۲۲۵-۱۹۱

بررسی ثبات تابع تقاضای پول در ایران: کاربرد روش جوهانسون - جوسیلیوس

احمد جعفری‌صمیمی*
زهرا علمی**
علی صادق‌زاده‌یزدی***

تاریخ دریافت: ۸۴/۲/۲۸ تاریخ پذیرش: ۸۴/۴/۱۴

چکیده

بررسی تابع تقاضای پول از دیدگاه تحلیل مسائل اقتصاد کلان و سیاست‌گذاری اقتصادی، اهمیت به‌سزایی دارد. شناخت درست و دقیق این تابع، که متضمن همه متغیرهای اساسی و تأثیرگذار باشد، زمینه لازم را برای به‌کارگیری موفقیت آمیز سیاست‌های اقتصادی فراهم می‌کند. مقاله حاضر، به‌بررسی تجربی تابع تقاضای پول در ایران با استفاده از روش همجمعی جوهانسون-جوسیلیوس می‌پردازد. در تحقیق حاضر ثبات تابع تقاضای پول چه برای تعریف محدود و چه برای تعریف وسیع آن در ایران تأیید شده است.

مطابق آزمون‌های همجمعی، متغیرهای تراز واقعی پول، تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نرخ ارز و کسری بودجه دولت با یکدیگر هم جمع بوده و یک رابطه تعادلی بلندمدت ایجاد می‌کنند. علامت متغیر تولید ناخالص داخلی در تابع تقاضای پول یا رابطه تعادلی بلندمدت، مثبت و به‌طور معنی‌داری از یک بزرگ‌تر است. متغیر نرخ تورم، مطابق انتظار علامت منفی دارد. این نتایج با دیگر یافته‌های تجربی در ایران و سایر کشورهای در حال توسعه مطابقت دارد. رابطه نرخ ارز بازار سیاه با تقاضای پول معکوس بوده که بیان‌گر اثر جانشینی در ادبیات اقتصادی است. علامت کسری بودجه دولت در تابع تقاضای پول منفی است که تأییدی بر دیدگاه نئوکلاسیک در این زمینه است. برای تحلیل پویایی‌های کوتاه‌مدت رابطه تعادلی بلندمدت به‌دست آمده از روش حداکثر درست‌نمایی جوهانسون جوسیلیوس، از ابزارهای تجزیه واریانس و توابع عکس‌العمل لحظه‌ای استفاده شده است که نتایج حاصل از روش‌های فوق بیان‌گر سرعت نسبتاً کند تعدیل بوده است.

طبقه‌بندی JEL: E01، E41، C13، C32.

کلید واژه: تابع تقاضای پول، روش همجمعی جوهانسون-جوسیلیوس، آزمون‌های همجمعی، روش حداکثر درست‌نمایی جوهانسون جوسیلیوس، رابطه تعادلی بلندمدت.

---

* عضو هیأت علمی دانشگاه مازندران.
** عضو هیأت علمی دانشگاه مازندران.
*** کارشناس ارشد اقتصاد.

۱- مقدمه

تقاضای پول و اثرات سیاست پولی نقش مهمی در اقتصاد کلان هر کشور دارد. روشن است که بدون توجه به‌عملکرد و سیاست اتخاذ شده توسط متولیان پولی کشور، نمی‌توان در مورد مسائل و مشکلات اقتصادی مانند تورم و بیکاری که دو چالش مهم فرآروی هر نظام اقتصادی است اظهار نظر کرد. بدون شک تقاضا برای پول از اجزای مهم هر نظام پولی است و تأثیر این جزء بر سایر اجزای یک سیستم اقتصادی انکارناپذیر است.

یکی از اهداف مقاله حاضر، بررسی ثبات تابع تقاضای پول است. زیرا اقتصاددانان معتقدند چنان‌چه تابع تقاضای پول با ثبات باشد، می‌توان سیاست‌های اقتصادی را بر مبنای آن تنظیم کرد. در غیراین صورت، یعنی عدم ثبات تابع تقاضای پول، تأثیر سیاست‌های پولی بر اقتصاد کلان کشور و متغیرهای اقتصادی نامشخص است. بنابراین درچارچوب تحقیق حاضر، رفتار متغیرهای تأثیرگذار بر تقاضای پول در بلندمدت و کوتاه‌مدت بررسی و تبیین خواهد شد.

برای بررسی مطالب فوق، از الگوی خود توضیح برداری و داده‌های آماری متغیرهای مورد نظر در ایران برای سال‌های ۸۱-۱۳۳۸ استفاده می‌شود. امید است که نتایج حاصل، در تعیین سیاست‌های پولی مناسب به‌کار گرفته شود.

هم‌چنین در این تحقیق، حساسیت متغیرهای مورد بررسی و میزان اثرگذاری تقاضای پول با توجه به‌نوع متغیر پولی بررسی می‌شود.

در روش‌های سنتی براورد تابع تقاضای پول، تعیین متغیرهای مستقل تابع تقاضای پول، انتخاب متغیر وابسته و هم‌چنین ثبات تابع تقاضای پول مورد توجه قرار می‌گرفت. این روش‌ها به‌صورت تک معادله‌ای و یا معادلات همزمان با متغیرهای تأثیرگذار بر تابع تقاضای پول انجام شده است.

تا کنون کارهای تجربی قابل‌ملاحظه‌ای در زمینه براورد تابع تقاضای پول، در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه، منجمله ایران صورت گرفته است. به‌طور

مثال آسیلیس و همکاران[1] (۱۹۹۳) با استفاده از مدل تصحیح خطا[2] و براورد شاخص متغیر زمانی باروش صافی کالمن[3] و الگوهای واریانس ناهمسانی شرطی خود همبسته تعمیم یافته[4] نشان داده‌اند که در بولیوی در طول دهه ۱۹۸۰، تورم مورد انتظار و عدم اطمینان ناشی از تورم مورد انتظار در توابع تقاضای پول می‌تواند به‌طور اساسی قابلیت پیشگویی تقاضای پول را در کشورهای کمتر توسعه‌یافته که از تورم بالا رنج می‌برند، افزایش دهد.

ساراداکیس (۱۹۹۳)[5] هم‌چنین تقاضا برای تعریف محدود پول را در یونان در نظر گرفت. او از یک بردار بدون شرط الگوی خود رگرسیون برداری (VAR) استفاده کرد. آزمون‌های رسمی بر مبنای درجات انباشتگی متغیرهای استفاده شده در پژوهش، یعنی حجم پول واقعی، درآمد واقعی، نرخ‌های بهره و تورم صورت گرفت. الگوی ساختاری تصحیح خطا که وقفه خطای مربوط به‌معادله بلندمدت را دربر داشت، از نظر آماری دارای ضرایب معنی‌دار بود.

ماسکتل وهورن (۱۹۹۶)[6] با استفاده از داده‌های فصلی به‌براورد تابع تقاضای پول در انگلستان با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی جوهانسون-جوسیلیوس[7] پرداختند. در این پژوهش از حجم پول، درآمد ملی، سطح قیمت‌ها و نرخ بهره اوراق خزانه استفاده شده است. نتایج حاصل از این روش، وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت را تأیید می‌کند. هم‌چنین با استفاده از الگوی تصحیح خطا به‌بررسی پویایی‌های کوتاه‌مدت تابع تقاضای بلندمدت پول پرداخته شده است.

لوئیزوس و تامسون(۲۰۰۱)[8] در مطالعه خود برای کشور یونان و دوره زمانی ۱۹۹۸- ۱۹۶۲ به‌براورد تابع تقاضای بلندمدت و کوتاه‌مدت پول پرداخته‌اند. برای براورد تابع تقاضا از دو نوع متدلوژی استفاده شده است. ابتدا با استفاده از براورد

1- Asilis. C. M. , P. Honokan and P. D. Mcndis.
2- Error Correction model.
3- Kalman Filter Method.
4- Generalised Auto-Regressive conditional Hetroskedasticity (GARCH).
5- Psaradakis.
6- Muscatell and Hurn.
7- Jhoansen and Juselius Maximum Likelihood Approach.
8- Loizos and Thompson.

بردار همجمعی با استفاده از تکنیک جوهانسون به‌براورد تابع بلندمدت تقاضای پول دست یافتند. سپس به‌وسیله یک الگوی تصحیح خطا برای تعیین پویایی‌های کوتاه‌مدت به‌تصریح تابع تقاضای کوتاه‌مدت پرداخته‌اند.

بهمنی اسکویی و چی وینگ (۲۰۰۲)[1] به‌براورد تابع تقاضای بلندمدت پول با استفاده از مدل خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL)[2] برای کشور هنگ‌کنگ پرداخته‌اند. آنها نشان داده‌اند که تقاضا برای پول در این کشور در بلندمدت تابعی از تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره داخلی، نرخ بهره خارجی و نرخ ارز است.

چوی واوکسلی(۲۰۰۴)[3] با استفاده از داده‌های کشور نیوزلند در دوره ۲۰۰۰-۱۹۹۰ به‌براورد تابع تقاضای پول این کشور با استفاده از روش همجمعی جوهانسون-جوسیلیوس و مدل تصحیح خطا پرداخته‌اند. آنها در این مقاله نشان می‌دهند که تقاضا برای M_3 در طول این دوره با ثبات بوده و تقاضا برای پول تابعی از درآمد، سطح قیمت و نرخ بهره اسمی است.

در ایران نیز مطالعات متعددی در زمینه براورد تابع تقاضای پول صورت گرفته است. به‌طور مثال:

طبیبیان و سوری (۱۳۷۶) با استفاده از روش خود برگشت با وقفه توزیعی (ARDL)، تقاضا برای پول در ایران را برای دوره ۷۲-۱۳۳۸ براورد کردند. برآوردها نشان می‌دهند که در ایران، تقاضا برای پول تحت تأثیر درآمد و نرخ تورم قراردارد.

هژبرکیانی (۱۳۷۸) با روش همجمعی جوهانسون و جوسیلیوس، تابع تقاضا برای پول در ایران را برای سال‌های ۷۲-۱۳۳۸ براورد کرده است. او در مطالعه خود، علاوه بر تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم، از نرخ ارز بازار آزاد و ضریب جینی به‌عنوان متغیرهای تعیین‌کننده تقاضا برای پول استفاده کرده است. وی

1- Bahmani-Oskooee and Chi Wing Ng.
2- Auto-Regressive Distributed Lag Model.
3- Choi and Oxley.

یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای موجود در مدل به‌دست آورد. این محقق، دینامیزم کوتاه‌مدت را نیز از طریق توابع عکس‌العمل ضربه‌ای[1] و تجزیه واریانس[2] بررسی کرده است.

بهمنی اسکویی(۱۹۹۶)با استفاده از تحلیل هم انباشتگی جوهانسون-جوسیلیوس، ضمن براورد تقاضای پول برای ایران نشان می‌دهد در کشوری که بازار سیاه برای ارز خارجی وجود دارد باید نرخ ارز بازار سیاه و نه نرخ ارز رسمی، در فرموله کردن تقاضا برای پول لحاظ شود. برای نشان دادن این نکته، از داده‌های ایران در دوره ۱۹۹۰-۱۹۵۹ و آزمون حذف متغیر استفاده شده است.

هژبر کیانی و حلافی (۱۳۸۰) در مقاله‌ای تحت عنوان «بررسی رابطه بین کسری بودجه و تقاضای پول در اقتصاد ایران» با استفاده از روش‌های جوهانسون - جوسیلیوس و خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) به‌بررسی تابع تقاضای پول و متغیرهای تأثیرگذار بر آن در دوره ۷۷-۱۳۳۸ پرداخته‌اند. در این مقاله علاوه بر متغیرهای شناخته شده، چگونگی تأثیرگذاری متغیر کسری بودجه دولت بر تقاضای پول از سه دیدگاه نظری نئوکلاسیک، کینزی و برابری ریکاردویی بررسی شد. نتایج حاصل از به‌کارگیری دور روش فوق، وجود یک رابطه بلندمدت تعادلی مثبت بین کسری بودجه و تراز واقعی نقدینگی خصوصی را تأیید می‌کند که تأییدی بر دیدگاه کینزی در ادبیات مربوطه است.

اسلاملوئیان و حیدری(۱۳۸۲)، به‌براورد روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها در الگوی تقاضای پول با استفاده از الگوی خود برگشت با وقفه‌های توزیعی می‌پردازند. محققان با استفاده از آزمون‌های برون زایی و ابربرونزایی به‌بررسی ثبات ضرایب تابع تقاضای پول در ایران در دوره۷۷-۱۳۴۰ می‌پردازند.

۲- مبانی نظری الگوی تقاضا برای پول

از دهه ۱۹۳۰ اقتصاددانان مبانی و پایه‌های نظری تقاضای پول را در چارچوب

1- Impulse Response.
2- Variance Decomposition.

خطوط فکری متفاوتی ارائه کرده‌اند. به‌عنوان مثال، در مکتب کلاسیک، پول به‌عنوان وسیله مبادله به‌حساب می‌آید. نظریه مقداری پول که توسط ایروینگ فیشر[1]، آلفردمارشال[2] و پیگو[3] به‌عنوان پیشگامان این نظریه مطرح شده است سهم مهمی را در گسترش تقاضای پول ایفا می‌کند.

اقتصاددانان دانشگاه کمبریج با ارائه روش تراز نقدی[4] بر تقاضای پول به‌عنوان یک تقاضای عمومی برای نگهداری پول تکیه کرده و رابطه بین تقاضا برای حجم واقعی پول و درآمد واقعی را استخراج کردند. اما کینز که خود نیز پرورش یافته مکتب کمبریج بود در بیان تقاضای پول نسبت به‌مکتب کمبریج دقت بیشتری به‌خرج داد و سه‌انگیزه برای تقاضای پول ذکر کرد:

۱- انگیزه معاملاتی: که همانند مکتب کمبریج پول برای انجام معاملات نگهداری می‌شود. ۲- انگیزه احتیاطی: که براساس آن پول برای مقابله با مخارج پیش بینی نشده نگهداری می‌شود ۳- انگیزه سفته بازی پول. دو انگیزه اول که بر نقش پول به‌عنوان وسیله مبادله تأکید می‌کنند عمدتاً مرتبط و متناسب با سطح درآمد است و سومین انگیزه که در ارتباط با هزینه فرصت نگهداری پول مطرح می‌شود تحت تأثیر نرخ بهره قرار دارد.

در نظریه کمبریج و کینز تقاضای معاملاتی، تابع درآمد در نظر گرفته شده است. اما، نظریه تقاضای معاملاتی با مول- توبین نشان می‌دهد که تقاضای معاملاتی پول، تابعی از نرخ بهره نیز هست.[5] تقاضای سفته بازی توبین بازنگری و بهبود همان نظریه سفته بازی کینز است. در این روش، تقاضا برای پول از طریق بهینه‌سازی ترکیب دارایی‌ها به‌دست می‌آید و پول به‌عنوان یک دارایی با ویژگی‌های متفاوت از لحاظ میزان ریسک و بازده، در کنار انواع دیگر دارایی‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد.

تقاضای پول فریدمن، احیای نظریه مکتب کمبریج و نظریه مقداری پول است.

1- Irving Fisher.
2- Marshal.
3- Pigo.
4- Cash Balance Approach.

فریدمن معتقد است پول برای مصرف‌کننده نوعی مطلوبیت روانی به‌خاطر سهولت انجام معاملات دارد و برای تولیدکننده نوعی نهاده تولید به‌حساب می‌آید که باید این مطلوبیت پول با بازدهی دارایی‌های جانشین پول، مقایسه شود. پس طبق نظریه فریدمن، تقاضای پول تابع مثبت از ثروت یا درآمد دائمی و تابع منفی از نرخ بازده مورد انتظار سایر دارایی‌ها است.

با وجود این‌که، نظریه‌های مختلف از زوایای گوناگون به‌بررسی متغیرهای تأثیرگذار بر تقاضای پول پرداخته‌اند اما همگی آنها معتقدند که حجم بهینه موجودی واقعی پول با درآمد حقیقی رابطه مستقیم و با نرخ بازدهی دیگر دارایی‌ها رابطه معکوس دارد.

۳- متغیرهای مناسب تابع تقاضا برای پول در ایران

بر اساس نتایج به‌دست آمده از مطالعات تجربی در رابطه با براورد تابع تقاضای پول، چگونگی تأثیر متغیرهایی نظیر تولید ناخالص ملی و نرخ بهره بر تقاضای پول مشخص است هرچند، این الگوها از جنبه به‌کارگیری متغیر مقیاس و متغیر هزینه فرصت نگهداری پول با یکدیگر تفاوت‌هایی دارند. هم‌چنین، چگونگی و جهت اثرگذاری متغیرهایی مانند نرخ ارز و کسری بودجه بر تقاضای پول هنوز به‌خوبی مشخص نیست. بنابراین در این قسمت به‌بررسی متغیرهای مورد استفاده در الگو با توجه به‌چارچوب نظری تابع تقاضای پول می‌پردازیم.

۱-۳- متغیر وابسته

هیچ تعریف مشخص و عاری از ابهامی در مورد متغیر وابسته یعنی تقاضای واقعی پول که مورد قبول همه باشد، وجود ندارد. معمولاً این متغیر از تقسیم حجم پول M_1 و یا حجم نقدینگی خصوصی M_2 بر یک شاخص قیمتی مناسب حاصل می‌شود. بسیاری از پژوهشگران در بررسی تابع تقاضای پول از M_1،M_2 به‌عنوان متغیر وابسته استفاده کرده‌اند. برای نمونه، می‌توان به‌مطالعه خان[1]

1- Khan.

(۱۹۸۰)، جوهانسون- جوسیلیوس[1] (۱۹۹۰)، آریستیس و دیمتریادیس[2] (۱۹۹۱)، محمدی واسمیت[3](۱۹۹۳)، هیفروجانسن[4] (۱۹۹۱)، دارات[5] (۱۹۸۶)، هاگ و لوکاس[6] (۱۹۹۶)، تریچل[7](۱۹۹۷)، کاناپیران[8](۲۰۰۱)، بهمنی اسکویی و چی وینگ[9] (۲۰۰۲)، چوی واوسکی[10] (۲۰۰۴) نام برد.

در ایران نیز هژبرکیانی (۱۳۷۶)، طبیبیان و سوری(۱۳۷۶)، پسران(۱۳۷۸)، بهمنی اسکویی(۱۹۹۶)، هژبرکیانی و حلافی (۱۳۸۰)، اسلاملوئیان و حیدری(۱۳۸۲)، در تحقیقات خود از این دو متغیر استفاده کرده‌اند.

۲-۳- متغیر مقیاس

در تابع تقاضای پول، متغیرهای درآمد، ثروت، درآمد مورد انتظار و مخارج ناخالص ملی به‌عنوان متغیرهای مقیاس استفاده می‌شوند.

طبق مطالعات انجام گرفته در کشورهای در حال توسعه، در برآورد تابع تقاضای پول، به‌دلیل عدم دستیابی به‌متغیر ثروت، از متغیر تولید ناخالص داخلی استفاده می‌شود. از آنجا که، ثروت انسانی که فریدمن تقاضا برای پول را تابعی از آن می‌دانست، عبارتست از ارزش فعلی جریان درآمدی ناشی از کار جاری و درآمدهای مورد انتظار آینده و از طرفی چون درآمد ناشی از کار سهم عمده‌ای از تولید ناخالص داخلی را تشکیل می‌دهد، بنابراین استفاده از تولید ناخالص در تابع تقاضای پول قابل‌توجیه است.

۳-۳- متغیر هزینه فرصت نگهداری پول

هزینه فرصت نگهداری پول با سه عنوان بیان می‌شود: نرخ بازدهی پول، نرخ

1- Johansen and Juselius.
2- Aristis and Demetrades.
3- Mohammadi and Smith.
4- Hafer and Jansen.
5- Darrat.
6- Haug and Lucas.
7- treichel.
8- Kannapiran.
9- Bahmani – Oskooe Chi Wing Ng.
10- Choi and Oxley.

بازدهی انواع دارایی‌های مالی و نرخ تورم انتظاری.

در مکتب کلاسیک، نرخ بهره به‌عنوان یک عامل مؤثر بر تقاضای پول، نادیده گرفته شده است. از دوره مکتب کمبریج و ابتدای دوره کینز تصور می‌شد که فقط منابع تخصیص یافته به‌انگیزه سوداگری پول در مقابل نرخ بهره کشش‌پذیر هستند، ولی با ارائه نظریات پولی پس از کینز، اقتصاددانان پیرو این مکتب همه منابع مربوط به‌تقاضای پول را نسبت به‌نوسان‌های نرخ بهره با کشش دانستند و به‌همین دلیل نیز آن را وارد تابع تقاضای پول کردند. توبین در تابعی که برای تقاضای پول ارائه می‌کند، نه تنها تقاضای سوداگری پول، بلکه کل تقاضای پول را به‌نرخ بهره حساس نشان می‌دهد.

اما در کشورهای در حال توسعه از جمله ایران، با توجه به‌این‌که بازارهای پولی و مالی کارایی لازم را نداشته و در اغلب این کشورها به‌جای این‌که نرخ بهره توسط نیروهای بازار تعیین شود، توسط سیاست‌گذاران پولی تعیین می‌شود و از آنجا که این نرخ تثبیت شده در بیشتر مواقع از میزان نرخ بهره موجود در بازار کمتر است، در نتیجه، در این کشورها، بازارهای غیررسمی پول شکل می‌گیرند. علاوه بر تشکیل بازارهای غیررسمی، به‌علت ثابت بودن نرخ بهره اسمی، این نرخ کارایی خود را به‌عنوان متغیر هزینه فرصت نگهداری پول از دست می‌دهد. در مورد ایران، علاوه بر موارد بالا، از سال ۱۳۶۲ به‌طور رسمی نرخ بهره ازسیستم بانکی کشور حذف شد. هم‌چنین تفاوت فاحش نرخ بهره بازار آزاد با نرخ رسمی و در دسترس نبودن اطلاعات جامع و قابل‌اعتماد در مورد نرخ بهره بازار آزاد و هم‌چنین با توجه به‌نتایج حاصل از مطالعات قبلی در این زمینه، استفاده از متغیر نرخ بهره در تابع تقاضا برای پول توصیه نمی‌شود. برای اثبات ادعا می‌توان به‌مطالعات انجام شده توسط گجراتی[1]، سینگ[2]، ادکینل[3]، ویلفورد و زچر[4]،

1- Gujarati (1968).
2- Singh (1970).
3- Adekunle (1968).
4- Wilford and Zecher (1979).

ویلفورد و ویلفورد[1] اشاره کرد که نشان دادند تقاضای پول در کشورهای در حال توسعه نسبت به‌نرخ بهره حساس نیست. از این رو، متغیر تورم انتظاری به‌عنوان نرخ بازدهی دارایی‌های فیزیکی که می‌تواند جانشینی برای دارایی‌های مالی به‌حساب آید وارد تابع تقاضای پول می‌شود. این متغیر بنا به‌اثر فیشر[2] می‌تواند اثر نرخ بازدهی مالی (نرخ بهره) را نیز در خود داشته باشد. فیشر بیان می‌دارد که در اقتصادی که نرخ بازدهی واقعی سرمایه به‌دلیل عدم وجود پیشرفت‌های چشمگیر فناوریک نسبتاً ثابت است، تغییرات نرخ تورم انتظاری به‌خوبی از عهده توضیح نوسان‌های نرخ بهره بازار برخواهد آمد.

مطالعات صورت گرفته نشان می‌دهد که در کشورهای در حال توسعه، دلیل استفاده از نرخ تورم انتظاری به‌عنوان هزینه فرصت نگهداری پول به‌جای نرخ بهره این است که دارندگان ثروت در کشورهای کمتر توسعه‌یافته می‌توانند هم کالاهای واقعی و هم پول نگهداری کنند.

از جمله مطالعات صورت گرفته در مورد ایران برای استفاده از تورم مورد انتظار به‌جای نرخ بهره، می‌توان از محسن خان (۱۹۷۹)، دارات (۱۹۸۶)، بهمنی اسکویی و مالیسکی[3] (۱۹۹۱)، هژبرکیانی (۱۳۷۶)، کمیجانی و اسماعیلی (۱۳۷۶) و هژبرکیانی و حلافی (۱۳۸۰) نام برد.

۴-۳- سایر متغیرها در تابع تقاضای پول

علاوه بر متغیرهای ذکر شده در قسمت‌های قبلی، متغیر دیگری را که می‌توان در تابع تقاضای پول وارد کرد، نرخ ارز است. علامت یا چگونگی تأثیر نرخ ارز بر تقاضای پول دقیقاً مشخص نیست. از یک طرف، بحث می‌شود که صاحبان ثروت، سبد دارایی خود را بر اساس پول داخلی ارزیابی می‌کنند و در نتیجه کاهش ارزش پول می‌تواند باعث افزایش ارزش دارایی‌های خارجی شهروندان داخلی شود. این پدیده به‌معنی افزایش پایه پول داخلی و نیز کاهش نرخ بهره و افزایش

1- Wilford and Wilford (1978).
2- Fisher Effect.
3- Bahmani-Oskooee and Malixi.

تقاضای پول بوده که به«اثر ثروت» معروف است. هم‌چنین بیان می‌شود که در کشورهایی که وابستگی ارزی شدید دارند، هنگام تنزل ارزش پول‌داخلی، برای واردات به‌پول بیشتری نیاز است. بنابراین، رابطه مستقیمی میان تقاضای پول و تضعیف پول داخلی وجود دارد. هم‌چنین با کاهش ارزش پول داخلی، مردم انتظار کاهش بیشتر آن را در آینده دارند. در نتیجه این امر می‌تواند به‌کاهش تقاضا برای پول داخلی منجر شود که این پدیده به«اثر جانشینی» موسوم است.

آرنگوو ندیری[1](۱۹۸۱) به‌رابطه مثبتی بین تقاضای پول و نرخ ارز دست یافتند. بهمنی اسکویی و پورحیدریان(۱۹۹۰) با براورد تابع تقاضای پول برای کشورهای کانادا، ژاپن و آمریکا، اثر معنی‌دار نرخ مؤثر ارز بر تقاضای پول را مشاهده کردند. بهمنی اسکویی و مالیسکی(۱۹۹۱)نشان می‌دهند که در کشورهای کمتر توسعه‌یافته و در کوتاه‌مدت، اثر نرخ ارز بر تقاضای پول نامشخص و در بلندمدت دارای رابطه معکوس است.

در کشور ایران، بهمنی اسکویی (۱۹۹۵)، نوفرستی(۱۳۷۴)، هژبرکیانی (۱۳۷۸) با مطالعه و براورد تابع تقاضای پول به‌نتایج متفاوتی در ارتباط با تأثیرگذاری نرخ ارز بر تقاضای پول دست یافتند.

کسری بودجه دولت از متغیرهای دیگری است که سه دیدگاه نظری کینزی، نئوکلاسیک و برابر ریکاردویی پیرامون آثار کسری بودجه دولت بر متغیرهای کلان اقتصادی مانند نرخ بهره، مصرف، سرمایه‌گذاری، تقاضای کل و تقاضای پول شکل گرفته است.

دیدگاه نئوکلاسیک، برای تحلیل اثرات کسری بودجه دولت بر سایر متغیرهای کلان اقتصادی، بر فرض‌هایی مبتنی است. در این دیدگاه، کسری‌های موقتی بودجه اثراتی به‌دنبال نخواهد داشت، ولی کسری‌های دایمی بودجه از طریق نرخ بهره و نرخ ارز در اقتصادهای بسته و باز و با تأثیر بر سرمایه‌گذاری و تراز پرداخت‌ها، باعث افزایش نرخ بهره و به‌دنبال آن کاهش تقاضای پول می‌شود.

1- Arango and Nadiri.

در دیدگاه کینزی، کسری بودجه دولت از طریق اثر ثروت می‌تواند سطح مصرف را متأثر سازد و سبب افزایش تقاضای کل و به‌دنبال آن تقاضای پول شود.

دیدگاه برابری ریکادویی اولین بار از سوی دیوید ریکاردو (۱۹۷۴)[1] مطرح شد. در این دیدگاه، نمی‌توان بدهی عمومی را جزیی از ثروت خانوار محسوب کرد. بنابراین، تغییر در موجودی اوراق قرضه دولتی به‌علت کسری بودجه دولت نمی‌تواند از طریق اثر ثروت، متغیرهای اقتصادی از جمله تقاضای پول را تحت تأثیر قرار دهد. هم‌چنین، بی‌اثر بودن کسری بودجه بر سایر متغیرهای اقتصادی در این دیدگاه، بر فرض‌هایی استوار است که نقض هر یک از این فرض‌ها می‌تواند برابری ریکادویی را رد کند.

اوانز (۱۹۸۵)[2] در براورد تابع تقاضای پول آمریکا نشان می‌دهد که کسری بودجه بر تقاضای پول بی‌اثر است و این تأییدی بر دیدگاه برابری ریکادویی است. گالی(۱۹۹۴)[3] نیز در براورد تابع تقاضای پول آمریکا به‌ارتباط معکوس این دو متغیر دست می‌یابد. وام و وکاس (۱۹۹۸)[4] در مطالعه خود به‌ارتباط مثبت کسری بودجه و تقاضای پول در یونان دست یافتند.

در کشور ایران عمادزاده(۱۳۶۸) در رساله خود به‌بررسی تأثیرگذاری متغیر کسری بودجه بر تقاضای پول پرداخته است. او با هدف شناسایی عوامل مؤثر بر تابع تقاضای پول ایران، از متغیر نسبت کسری بودجه بر بودجه استفاده کرده است. نتایج حاصل از مطالعه وی وجود یک رابطه مثبت بین این دو متغیر را تأیید می‌کند. همچنین هژبر کیانی و حلافی به‌بررسی ارتباط بین کسری بودجه دولت و تقاضای پول در ایران بر اساس سه دیدگاه نظری نئوکلاسیک، کینزی و برابری ریکاردویی پرداختند که نتایج حاصل از این پژوهش نیز ارتباط مثبت و بلندمدت این دو متغیر را که تأییدی بر دیدگاه کینزی در ادبیات مربوطه است نشان می‌دهد.

1- Ricardo, D. (1974).
2- Evans, P. (1985).
3- Gulley, D. D. (1994).
4- Vamvoukas, G. A. (1998).

۴- بررسی تجربی تابع تقاضای پول در ایران

تا قبل از سال ۱۹۸۷ تقریباً تمام مدل‌های مبتنی بر داده‌های سری زمانی با استفاده از تکنیک‌های اقتصاد سنجی سنتی براورد می‌شدند. استفاده از این تکنیک‌ها، بر اساس این فرض عمده صورت می‌گرفت که تمام سری‌های زمانی در طول زمان یا حالت ایستا[1] داشته و یا این‌که حول‌وحوش مقدار میانگین قرار دارند. اما مطالعات متعدد انجام شده نشان داد که اغلب سری‌های زمانی کلان اقتصادی غیرایستا[2] هستند. علاوه بر این، ثابت شده است که در صورت نا ایستا بودن سری‌های زمانی، دیگر نمی‌توان از نسبت‌های t (و سایر آماره‌ها) برای به‌دست آوردن نتایج مبتنی بر تجزیه و تحلیل‌های آماری استفاده کرد. به‌عبارت دیگر، در این حالت آزمون‌های مرسوم، برای اثبات وجود رابطه معنی‌دار بین متغیرهای اقتصادی، تمایل دارند رابطه معنی‌داری را بین متغیرها نشان دهند، در صورتی‌که واقعاً چنین ارتباطی وجود ندارد. این مشکل به‌نام رگرسیون کاذب[3] (ساختگی) مشهور شده است. برای فائق آمدن بر این مشکل، امروزه بسیاری از محققان از روش همجمعی[4] و مدل‌های تصحیح خطا که در سال ۱۹۸۷ به‌وسیله انگل و گرنجر[5] ارائه شده است، استفاده می‌کنند.

این بخش به‌بررسی تجربی تابع تقاضای پول می‌پردازد. در این راستا سعی شده است تا با استفاده از تحلیل سری‌های زمانی و به‌کارگیری روش همجمعی جوهانسون- جوسیلیوس، مناسب‌ترین تابع تقاضا برای پول در ایران انتخاب و براورد شود.

در این بخش با استفاده از چارچوب نظری و دیدگاه‌های ارائه شده در قسمت‌های قبلی و شواهد تجربی موجود، ارتباط و نحوه تأثیر متغیرهای مورد نظر بر تقاضای پول را در اقتصاد ایران برای سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۱ بررسی

1- Stationary.
2- Non stationary.
3- Spurious Regression.
4- Cointegration.
5- Engle and Granger.

می‌کنیم. داده‌های سری زمانی مورد نظر از مجموعه اطلاعاتی دفتر اقتصاد کلان سازمان مدیریت وبرنامه‌ریزی و حساب‌های ملی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است.

با توجه به‌مباحث پیشین، می‌توانیم تابع تقاضای پول در ایران را در قالب ۲ مدل زیر ارائه کنیم:

$$LRM_1 = F(LRGDP, INF, LREX, RBD) \quad (۱)$$

$$LRM_2 = F(LRGDP, INF, LREX, RBD) \quad (۲)$$

که در آن L عملگر لگاریتم طبیعی، RM_1 تراز واقعی با تعریف محدود پول (M_1)، RM_2 تراز واقعی با تعریف وسیع پول (M_2)، RGDP تولید ناخالص داخلی به‌قیمت ثابت سال۱۳۶۹، REX نرخ واقعی ارز بازار آزاد، INF نرخ تورم و RBD کسری واقعی بودجه دولت هستند که برای واقعی کردن متغیرهای فوق از شاخص قیمت خرده فروشی ۱۳۶۹ استفاده شده است. هم‌چنین، از متغیر شاخص قیمتی مصرف‌کننده (CPI) در دوره مذکور برای استخراج نرخ تورم استفاده شده است.

۱-۴- آزمون ریشه واحد

به کارگیری روش‌های سنتی در اقتصاد سنجی، مبتنی بر فرض پایایی متغیرها است. اما بررسی‌های انجام شده در این زمینه نشان‌دهنده این مطلب است که اکثر سری‌های زمانی کلان اقتصادی غیرساکن هستند. بنابراین، بر اساس نظریه همجمعی لازم است تا نسبت به‌ایستایی متغیرهای مورد مطالعه اطمینان حاصل کنیم. ازاین رو، از دو آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته و فیلیپس- پرون استفاده می‌کنیم.

آزمون ADF روی متغیرهای مدل برای سال‌های ۸۱-۱۳۳۸ انجام و نتایج آن در جدول ۱ ارائه شد که در آن C بیان‌گر عرض از مبدأ، t متغیر روند و D عملگر وقفه است.

براساس جدول فوق، تمام متغیرهای به‌کار گرفته شده در مدل، در سطح

ناایستا است. متغیرهای لگاریتم نرخ واقعی ارز، نرخ تورم و کسری بودجه واقعی جمعی از مرتبه اول و متغیرهای لگاریتم حجم واقعی پول، لگاریتم حجم واقعی نقدینگی و لگاریتم تولید ناخالص داخلی جمعی از مرتبه دوم هستند. آزمون فوق در سطح معنی‌داری ۵٪ صورت گرفته است. البته متغیرهای I(2) در سطح معنی‌دار ۱۰٪ جمعی از مرتبه اول هستند.

جدول ۱- نتایج آزمون ADF در سطح و تفاضل مرتبه اول متغیرها

متغیر	آماره ADF	ارزش بحرانی	متغیر	آماره ADF	ارزش بحرانی
$LRM_1(C,T)$	-۱/۳۶	-۳/۵۲	$DLRM_1(C,T)$	-۲/۸۰	-۳/۵۲
$LRM_2(C,T)$	-۱/۵۸	-۳/۵۲	$DLRM_1(C,T)$	-۲/۷۹	-۳/۵۲
LRGDR(C,T)	-۲/۰۹	-۳/۵۲	DLRGDP(C,T)	-۳/۰۹	-۳/۵۲
LREX(C,T)	-۱/۹۱	-۳/۵۲	DLREX(C,T)	-۴/۲۲	-۳/۵۲
INF(C)	-۲/۶۷	-۲/۹۳	DINF(C)	۷/۲۲	-۲/۹۳
RBD(C)	-۱/۴۱	-۲/۹۴	DRBD(C)	-۶/۸۱	-۲/۹۴

نتایج آزمون فیلیپس - پرون در جدول ۲ ارائه شده است. آزمون فوق در سطح و تفاضل مرتبه اول متغیرها در سطح معنی‌داری ۵٪ صورت گرفته است.

جدول ۲- نتایج آزمون فیلیپس-پرون در سطح و تفاضل مرتبه اول متغیرها

متغیر	آماره ADF	ارزش بحرانی	متغیر	آماره ADF	ارزش بحرانی
$LRM_1(C,T)$	-۰/۷۹	-۳/۵۲	$DLRM_1(C,T)$	-۴/۱۷	-۳/۵۲
$LRM_2(C,T)$	-۱/۴۵	-۳/۵۲	$DLRM_1(C,T)$	-۳/۵۴	-۳/۵۲
LRGDR(C,T)	-۱/۹۱	-۳/۵۲	DLRGDP(C,T)	-۳/۷۷	-۳/۵۲
LREX(C,T)	-۱/۹۷	-۳/۵۲	DLREX(C,T)	-۵/۹۸	-۳/۵۲
INF(C)	-۲/۳۹	-۲/۹۳	DINF(C)	-۷/۲۲	-۲/۹۳
RBD(C)	-۲/۱۳	-۲/۹۴	DRBD(C)	-۹/۸۱	-۲/۹۴

بر اساس آزمون‌های انجام شده، نتیجه می‌گیریم که فرض وجود ریشه واحد برای همه متغیرها رد نمی‌شود، اما تکرار همین آزمون‌ها برای تفاضل مرتبه اول متغیرها نشان می‌دهد که فرض فوق برای همه متغیرها رد می‌شود. بنابراین می‌توان پذیرفت که متغیرهای مورد نظر دارای ریشه واحد و همگی، ناپایا از

درجه یک هستند.

۲-۴- آزمون همجمعی به‌روش جوهانسون - جوسیلیوس

در این قسمت آزمون همجمعی با استفاده از روش جوهانسون - جوسیلیوس برای یافتن روابط تعادلی بلندمدت میان متغیرهای معرفی شده در بخش قبلی و براورد تابع بلندمدت تقاضا برای پول در ایران انجام می‌گیرد.

در این روش، ابتدا از دو آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر برای تعیین تعداد بردارهای همجمعی استفاده می‌شود. جوهانسون - جوسیلیوس بیان می‌کنند در صورت تناقض میان نتایج حاصل از این دو آزمون در تعیین تعداد بردارهای همجمعی، از آنجایی که آزمون حداکثر مقدار ویژه، دارای فرض مقابل قاطع‌تری است، این آزمون نسبت به‌آزمون اثر، ارجحیت دارد. سپس در صورت اثبات وجود رابطه همجمعی، بر اساس یکی از متغیرهای دلخواه عمل نرمال کردن[1] روی بردارهای مذکور انجام می‌شود و با تکیه بر نظریه اقتصادی، بردارهای همجمعی که دارای تفسیر اقتصادی هستند انتخاب می‌شوند. پس از آن، می‌توان با استفاده از آزمون نسبت درست‌نمایی[2] (LR)، معنی‌دار بودن هر یک از ضرایب را بررسی کرد.

در روش فوق، پیش از تعیین تعداد بردارهای همجمعی، لازم است وضعیت متغیرهایی مانند عرض از مبدأ و روند در بردارها مشخص شود. براساس روش هریس[3](۱۹۹۵) با توجه به‌این‌که فرایند تولید داده‌ها معلوم نیست، باید حالت‌های گوناگون را ارزیابی و بهترین الگو را انتخاب کنیم. بر اساس روش فوق، برای لگاریتم حجم واقعی پول LRM_1 الگوی با «عرض از مبدأ غیرمقید و بدون روند» الگویی مناسب است.

هم‌چنین رتبه مدل در بردار خود رگرسیونی با استفاده از معیار اطلاعاتی شوارتز-بیزین، آکاییک و LR تعیین شده است. تمام این معیارها وجود یک وقفه

1- Normalize.
2- likelihood Ratio Test.
3- Harris, R. I. D. (1995).

در مدل را پیشنهاد می‌کنند. این وقفه با در نظر گرفتن تعداد داده‌های سالانه متناسب است.

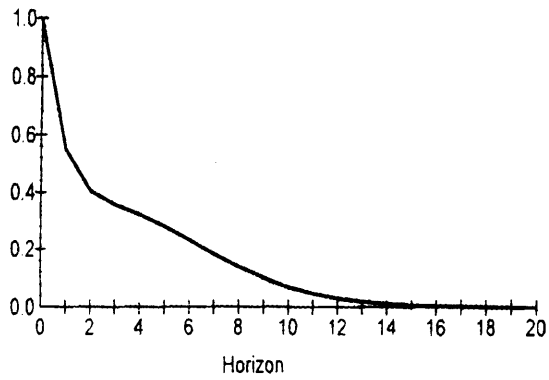
در روش جوهانسون- جوسیلیوس بر اساس دو آزمون، حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر، در سطح اطمینان ۹۵٪ در تابع تقاضا برای لگاریتم حجم واقعی پول LRM_1 بر وجود دو رابطه همجمعی تأکید می‌شود.

برای براورد تابع تقاضای پول باید بردارهای همجمعی بر اساس متغیر حجم واقعی پول LRM_1 نرمال شوند. بردارهای نرمال شده در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۳- نتایج حاصل از بردارهای نرمال شده براساس حجم پول M_1

بردار	RBD	LREX	INF	LRGDP	LRM_1
V_1	-۰/۰۱۲	-۰/۷۲۹	-۰/۰۴۴	۱/۶۹	-۱/۰۰۰
V_2	۰/۰۱۶	۲/۰۳۳	۰/۰۱۹	۱/۹۶	-۱/۰۰۰

بر اساس جدول فوق، مشاهده می‌شود که ضرایب بردار دوم، با نظریات اقتصادی تطابق ندارد ولی مقادیر و ضرایب بردار همجمعی اول، مطابق با نظریه‌های اقتصادی است. با وارد کردن یک تکانه به‌کل نظام مشاهده می‌شود که این بردار از وارد ساختن تکانه، همگرا شده و تمایل به‌حرکت به‌سوی رابطه بلندمدت دارد (نمودار ۱).



نمودار ۱- تأثیر تکانه بر کل نظام

هم‌چنین جدول ۱ نشان می‌دهد که کشش درآمدی تقاضای پول از لحاظ علامت و مقدار مطابق با نظریه‌ها و نتایج آزمون‌های تجربی است و ضریب نرخ تورم هم مطابق انتظار منفی است که تأییدی بر نظریه‌های اقتصادی در مورد تابع تقاضای پول است. علامت منفی متغیر نرخ ارز بیان‌گر رابطه جانشینی بین نرخ ارز و تقاضای پول است. رابطه منفی تقاضای پول و کسری بودجه دولت تأییدی بر دیدگاه نئوکلاسیک است که اعتقاد دارد افزایش کسری بودجه دولت از طریق بالا بردن نرخ بهره باعث کاهش تقاضای پول می‌شود.

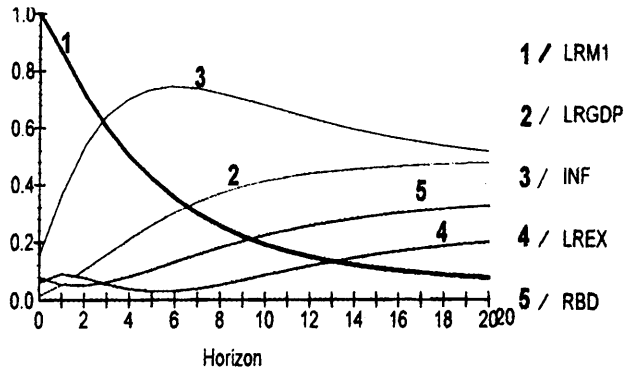
در تحقیق حاضر از ابزارهای تجزیه واریانس و توابع عکس‌العمل لحظه‌ای[1] برای تحلیل کوتاه‌مدت استفاده شده است.

تجزیه واریانس به‌عنوان ابزاری برای تحلیل عملکرد پویای کوتاه‌مدت به‌کار می‌رود. با این ابزار می‌توان مشخص کرد که هر متغیر در مدل تا چه‌اندازه در تغییرات متغیر دیگر سهیم است. نتایج حاصل از تجزیه واریانس در نمودار ۲ ارائه شده است.

نمودار فوق نشان می‌دهد که در دوره‌های اولیه تجزیه واریانس، حجم واقعی پول و نرخ تورم بیشترین توانایی برای توضیح دادن متغیر وابسته بردار همگرایی را دارند. در حالی‌که، در دوره‌های پایانی، مقدار توضیح دهندگی نرخ تورم و تولید ناخالص داخلی بالاترین سهم را در بین متغیرهای مدل دارند. سهم نرخ ارز و کسری بودجه دولت در بی‌ثباتی تابع تقاضای پول بر حسب M_1 نسبتاً اندک است.

توابع عکس‌العمل لحظه‌ای به‌عنوان ابزاری برای مطالعه زمان‌بندی شوک‌های اقتصادی به‌کار می‌رود. این توابع مسیر پویایی نظام در پاسخ به‌تکانه‌های وارده را به‌اندازه یک انحراف معیار نشان می‌دهند.

1- Impulse Response Function.



نمودار ۲- نمودار تجزیه واریانس برای متغیر لگاریتم حجم واقعی نقدینگی

نمودار شماره ۳ واکنش LRM_1 را نسبت به‌یک انحراف معیار تکانه در متغیرهای LRM_1 , LRGDP , INF , LREX , RBD نشان می‌دهد. وارد شدن ضربه به‌متغیر لگاریتم تراز واقعی پول M_1 باعث می‌شود که خود متغیر LRM_1 درهمان دوره اول در سطحی بالاتر از وضعیت پایه (بدون حضور تکانه) قرار می‌گیرد. متغیر فوق سیر نزولی را طی کرده تا این‌که در دوره دهم به‌کمترین مقدار خود کاهش یافته و پایین‌تر از وضعیت پایه (سطح دائمی) قرار می‌گیرد. پس از دوره دهم متغیر افزایش یافته و در بلندمدت اثر تکانه مذکور بر LRM_1 با اندکی نوسان مضمحل شده و در بلندمدت در امتداد خط افقی پایدار می‌شود.

اثر تکانه تولید ناخالص داخلی بر تراز واقعی M_1، متغیر فوق را در همان دوره اول افزایش داده و بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌دهد. این افزایش در دوره هفتم به‌حداکثر میزان خود می‌رسد اما پس از این دوره تکانه مذکور دارای اثر کاهشی بر این متغیر خواهد بود، به‌طوری‌که در بلندمدت اثر تکانه از بین رفته و در امتداد خط صفر پایدار می‌شود.

اثر تکانه نرخ تورم بر تراز واقعی پول M_1، در دوره اول آن را پایین‌تر از سطح پایه قرار می‌دهد. پس از دوره اول تکانه مذکور باعث افزایش این متغیر شده و آن را بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌دهد. این افزایش تا دوره ششم ادامه داشته به‌حداکثر میزان خود در این دوره می‌رسد. اثر تکانه مذکور بر تراز واقعی پول M_1

کاهش یافته و در بلندمدت در امتداد خط افقی (وضعیت پایه) قرار می‌گیرد.

اثر تکانه نرخ ارز بر تراز واقعی پول M_1، در دوره اول و دوم کاهش یافته و پایین‌تر از وضعیت پایه قرار می‌گیرد. پس از دوره دوم تکانه مذکور باعث افزایش متغیر تراز واقعی پول M_1 می‌شود. و آن را بالاتر از وضعیت دائمی قرار می‌دهد. این افزایش تا دوره دوازدهم ادامه داشته و به‌حداکثر میزان خود در این دوره می‌رسد. پس از آن اثر تکانه فوق بر متغیر مذکور کاهش یافته و در بلندمدت در امتداد خط افق پایدار می‌شود.

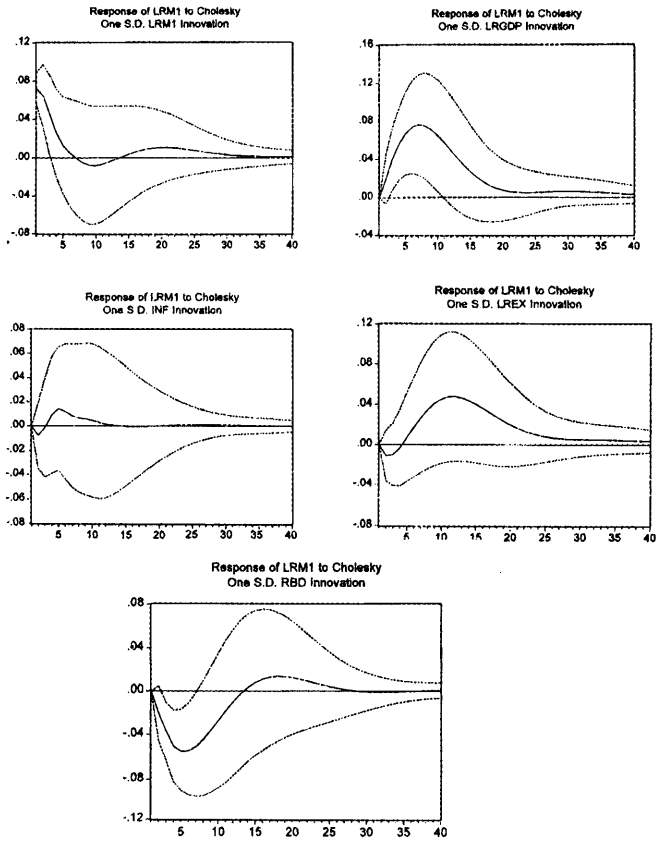
اثر تکانه کسری بودجه بر تراز واقعی پول M_1 این متغیر را کاهش داده و آن را پایین‌تر از وضعیت پایه قرار می‌دهد. این کاهش تا دوره پنجم ادامه دارد و پس از آن متغیر شروع به‌افزایش می‌کند. این افزایش تا دوره هفدهم ادامه داشته و به‌حداکثر میزان خود می‌رسد. پس از آن اثر تکانه بر متغیر تراز واقعی پول M_1 کم شده و در بلندمدت در امتداد وضعیت پایه قرار می‌گیرد.

آزمون همجمعی در مورد متغیر حجم واقعی نقدینگی خصوصی (LRM_2) در مورد وضعیت متغیرهای قطعی، الگوی با«عرض از مبدأ مقید و بدون روند» را بر اساس روش پیشنهادی هریس بهترین الگو تشخیص می‌دهد.

مرتبه مدل در بردار خود رگرسیونی با استفاده از معیارهای آکاییک، شوارتز- بیزین، LR و با توجه به‌تعداد مشاهدات، وجود یک وقفه در مدل را تأیید می‌کنند.

در تعیین بردارهای همجمعی با توجه به‌آزمون حداکثر مقدار ویژه وجود یک بردار همجمعی و آزمون اثر وجود ۲ بردار را تأیید می‌کند. با توجه به‌توصیه جوهانسون- جوسیلیوس از آزمون حداکثر مقدار ویژه استفاده می‌شود. بنابراین، وجود یک بردار همجمعی تأیید می‌شود.

بردار همجمعی فوق بر اساس لگاریتم حجم واقعی نقدینگی (LRM_1) نرمال می‌شود. بردار نرمال شده در جدول۴ ارائه شده است.

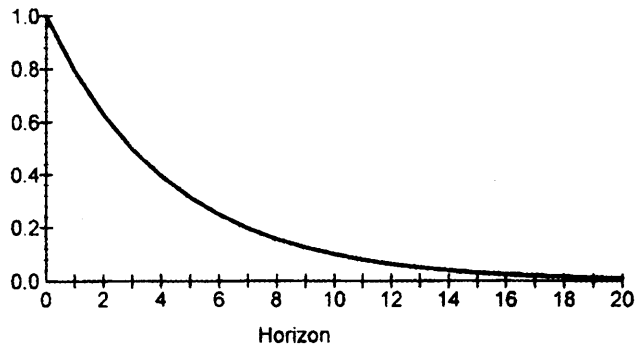


نمودار ۳- توابع عکس‌العمل لحظه‌ای ناشی از تکانه وارده بر متغیرهای مربوط به‌معادله M_1

جدول۴- نتایج حاصل از بردارهای نرمال شده براساس لگاریتم حجم واقعی نقدینگی M_2

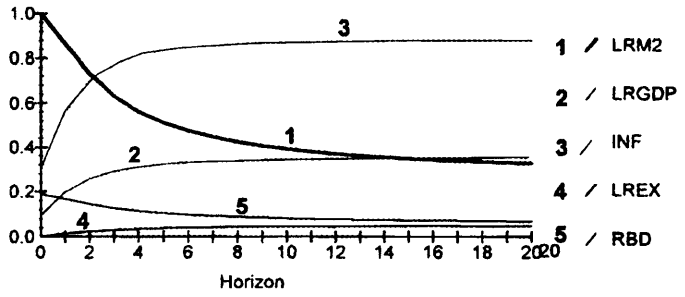
بردار	C	RBD	LREX	INF	LRGDP	LRM_2
V_1	-۱۵/۲۳	-۰/۰۰۲	-۰/۲۵۸	-۰/۰۴۶	۱/۸۴	-۱/۰۰

با توجه به‌جدول فوق، مقادیر و ضرایب بردار همجمعی مطابق با نظریه‌های اقتصادی است. هم‌چنین با توجه به‌نمودار ۴ با وارد کردن یک تکانه به‌کل نظام مشاهده می‌شود که، این بردار از وارد ساختن تکانه همگرا شده و تمایل به‌حرکت به‌سوی رابطه بلندمدت را نشان می‌دهد.



نمودار ۴- تأثیر تکانه بر کل نظام

نتایج حاصل از تجزیه واریانس در نمودار ۵ ارائه شده است. نمودار فوق نشان می‌دهد که در دوره‌های اولیه تجزیه واریانس، حجم واقعی نقدینگی خصوصی و نرخ تورم بیشترین توانایی را برای توضیح دادن متغیر وابسته بردار همجمعی دارند و در دوره‌های پایانی، نرخ تورم بالاترین سهم را در توضیح متغیر وابسته بردار همجمعی بر عهده دارد.



نمودار ۵- نمودار تجزیه واریانس برای متغیر لگاریتم حجم واقعی نقدینگی

نمودار شماره ۶ واکنش LRM_2 را نسبت به‌یک انحراف معیار تکانه در متغیرهای LRM_2، LRGDP، INF، LREX و RBD نشان می‌دهد. اثر تکانه تراز واقعی حجم پول M_2 بر خود متغیر، در دوره اول این متغیر را بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌دهد اما بعد از این دوره اثر تکانه فوق بر متغیر مذکور دارای

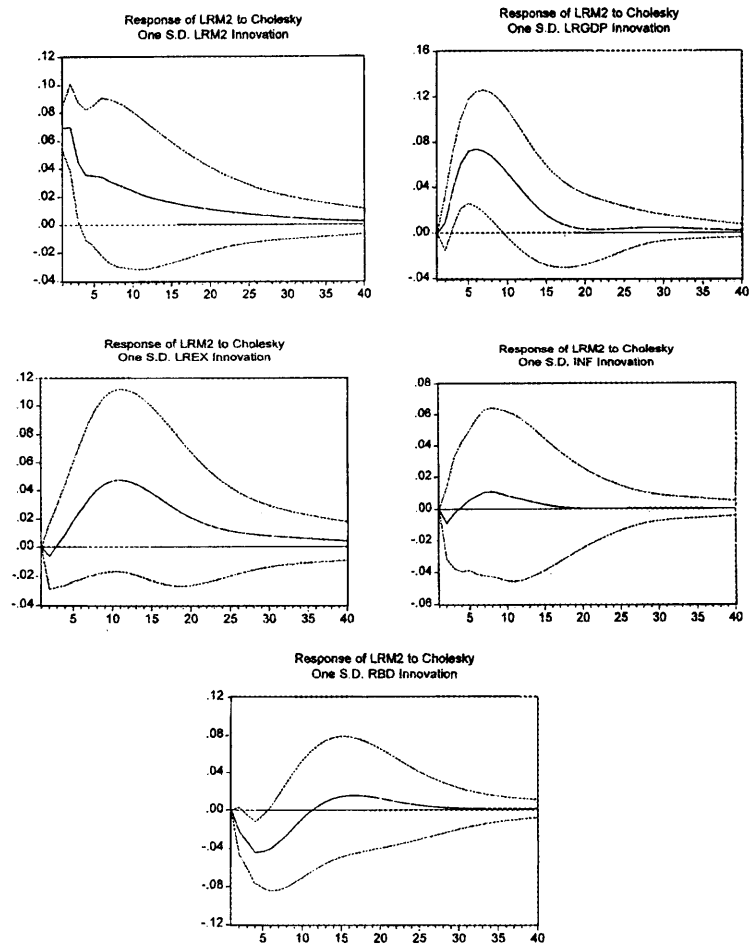
روند کاهشی بوده و در بلندمدت اثر این تکانه مضمحل شده و در بلندمدت در امتداد خط افقی قرار می‌گیرد.

اثر تکانه تولید خالص داخلی بر تراز واقعی حجم پول M_2، این متغیر را در دوره اول افزایش داده و بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌دهد. پس از این دوره اثر تکانه فوق بر متغیر مذکور، به‌سرعت این متغیر را افزایش داده به‌طوری‌که در دوره ششم به‌حداکثر میزان خود می‌رسد. پس از آن اثر تکانه تولید بر تراز واقعی پول M_2 کاهش یافته و در بلندمدت در امتداد خط افقی قرار می‌گیرد.

اثر تکانه نرخ تورم بر حجم پول M_2، این متغیر را در دوره اول و دوم پایین‌تر از وضعیت پایه قرار می‌دهد پس از این دوره باعث افزایش متغیر مذکور شده به‌طوری‌که در دوره نهم به‌بالاترین میزان خود (بالاتر از وضعیت پایه) می‌رسد. پس از دوره نهم اثر تکانه نرخ تورم بر تراز واقعی پول M_2 کاهش یافته و در بلندمدت اثر این تکانه مضمحل شده و در امتداد وضعیت پایه قرار می‌گیرد.

اثر تکانه نرخ ارز بازار آزاد بر تراز واقعی پول M_2، در دوره اول آن را کاهش داده و پایین‌تر از وضعیت پایه قرار می‌دهد. پس از این دوره اثر تکانه فوق بر متغیر مذکور باعث افزایش تراز واقعی پول M_2 شده به‌طوری‌که در دوره یازدهم به‌حداکثر میزان خود بالاتر از وضعیت پایه می‌رسد. پس از آن اثر تکانه نرخ ارز بر حجم پول M_2 منجر به‌کاهش متغیر مذکور شده و در بلندمدت با اندکی نوسان آن را در امتداد خط افقی قرار می‌دهد.

اثر تکانه کسری بودجه دولت بر تراز واقعی پول M_2، این متغیر را کاهش داده و آن را پایین‌تر از وضعیت پایه قرار می‌دهد. این کاهش تا دوره چهارم ادامه دارد پس از آن اثر تکانه فوق بر متغیر مذکور باعث افزایش آن شده به‌طوری‌که در دوره دوازدهم به‌حداکثر میزان خود بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌گیرد. پس از آن اثر تکانه کسری بودجه بر حجم پول M_2 منجر به‌کاهش این متغیر شده و با کمی نوسان به‌تدریج در بلندمدت این اثر از بین رفته و در امتداد خط افق پایدار می‌شود.



نمودار ۶- توابع عکس‌العمل لحظه‌ای ناشی از تکانه وارده بر متغیرهای مربوط به‌معادله M_2

۵- خلاصه و نتیجه‌گیری

بررسی تابع تقاضای پول با توجه به‌مسائل اقتصاد کلان و سیاست‌گذاری‌های اقتصادی برای حل و فصل مشکلات اقتصادی اهمیت به‌سزایی دارد. از این‌رو، شناخت صحیح این تابع و متغیرهای تأثیرگذار بر آن، می‌تواند زمینه لازم را برای به‌کارگیری موفقیت آمیز سیاست‌های اقتصادی فراهم کند.

در این تحقیق، برای بررسی تجربی تابع تقاضای پول در ایران، از روش

حداکثر درست‌نمایی جوهانسون- جوسیلیوس استفاده شده است. ترازهای واقعی پول M_1, M_2 به‌عنوان متغیرهای وابسته در الگوی تقاضا برای پول در نظر گرفته شدند. تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ ارز در بازار سیاه، نرخ تورم و کسری بودجه به‌عنوان متغیرهای مستقل این تابع به‌کار گرفته شدند. مقادیر متغیرهای فوق به‌وسیله شاخص قیمت مصرف‌کننده و سال پایه ۱۳۶۹واقعی شدند. تمام متغیرها به‌غیراز نرخ تورم و کسری بودجه به‌صورت لگاریتمی اعمال شدند.

با توجه به‌این که، شرط لازم برای کاربرد روش حداکثر درست‌نمایی جوهانسون- جوسیلیوس، جمعی بودن همه متغیرهای درون زای الگو از درجه یک است، از دو آزمون دیکی- فولر و پرون برای بررسی درجه مانایی متغیرها استفاده شد. نتایج حاصل از این آزمون نشان داد که همه متغیرهای الگو ناپایا از درجه یک هستند.

پس از تحقیق شرط بالا، روش حداکثر درست‌نمایی جوهانسون- جوسیلیوس، با استفاده از دو آماره λ_{max} و λ_{trace} دو بردار همجمعی برای LRM1 را ارائه کرد که از میان این دو بردار، بردار همجمعی اول از دید نظریه اقتصادی مناسب تشخیص داده شد. در تابع تقاضای پول بر حسب M_2 آزمون λ_{max} وجود یک بردار همجمعی و آزمون اثر بر وجود دو بردار همجمعی تأکید می‌کنند که با توجه به‌توصیه جوهانسون- جوسیلیوس مبنی بر این که، آزمون λ_{max} دارای فرض مقابل قوی‌تری است پس وجود یک بردار همجمعی برای حجم پول M_2 تأیید شد.

بر اساس نتایج به‌دست آمده از این پژوهش، کشش درآمدی بلندمدت برای تقاضای پول بر اساس روش حداکثر درست نمایی جوهانسون- جوسیلیوس در تابع تقاضای پول M_1 و M_2 مثبت و بزرگ‌تر از واحد بود که این نتیجه‌ای استاندارد برای کشورهای در حال توسعه به‌شمار می‌رود. ضریب نرخ تورم نیز در تابع فوق همانند اکثر مطالعات قبلی در این زمینه، برای ایران بسیار پایین است. پایین بودن این ضریب در واقع نشان‌دهنده این مسأله است که تابع تقاضای پول نسبت به‌تغییرات سطح قیمت‌ها کشش‌ناپذیر بوده و قدرت عکس‌العمل چندانی

ندارد. کشش بلندمدت شاخص نرخ ارز بر حسب حجم پول M_1 و M_2 منفی است که بیان‌گر اثر جانشینی در ادبیات اقتصادی است. ضریب کسری بودجه در رابطه تعادلی بلندمدت تقاضای پول بر حسب M_1 و M_2 منفی و تأییدی بر دیدگاه نئوکلاسیک در این زمینه است.

برای تحلیل پویایی کوتاه‌مدت روابط تعادلی بلندمدت به‌دست آمده از روش حداکثر درست نمایی جوهانسون- جوسیلیوس از ابزارهای تجزیه واریانس و توابع عکس‌العمل لحظه‌ای استفاده شده است که نتایج حاصل از این ابزارها، سرعت کمابیش کند تعدیل به‌سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد.

فهرست منابع

۱- ابریشمی، حمید، مهرآرا، محسن، (۱۳۸۱)، *اقتصاد سنجی کاربردی (رویکردی نوین)*، چاپ اول، تهران، انتشارات دانشگاه تهران.

۲- اسلاملوئیان، کریم، حیدری، مرتضی، (۱۳۸۲)، *انتقاد لوکاس و بررسی ثبات تابع تقاضا برای پول در ایران*، مجله تحقیقات اقتصادی، بهار و تابستان، شماره ۶۲، صص ۴۶-۱.

۳- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران؛ (۱۳۸۲)، *تورم: مطالعات نظری و تجربی در زمینه اقتصاد ایران*، چاپ اول، تهران، معاونت اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

۴- برانسون، ویلیام اچ، (۱۳۸۱)، *نظریه سیاست‌های اقتصاد کلان*، ترجمه عباس شاکری، چاپ پنجم، تهران، نشرنی.

۵- بهمنی اسکویی، محسن، (۱۳۸۰)، *نرخ بازار سیاه و تقاضا برای پول در ایران*، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، پاییز، شماره ۳۰، سال نهم.

۶- طبیبیان، محمد؛ سوری، داود، (۱۳۷۶)، *تعادل بلندمدت تقاضای پول*، پژوهشنامه بازرگانی، تابستان، فصلنامه ۳.

۷- قدیمی، محمدرضا؛ (۱۳۷۴)، *بررسی ثبات تابع تقاضای پول در ایران: نگرشی جدید با استفاده از تکنیک همگرایی*، رساله کارشناسی ارشد، به‌راهنمایی کامبیز هژبرکیانی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی.

۸- کمیجانی، اکبر و اسماعیل‌نیا، علی اصغر، (۱۳۷۶)، *سنجش حق‌الضرب پول با استفاده از تخمین تابع تقاضای پول در اقتصاد ایران*، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۵۰، بهار

و تابستان.
۹- گجراتی، دامودار؛ (۱۳۷۸)، *مبانی اقتصادسنجی*، ترجمه حمید ابریشمی، چاپ دوم، تهران، انتشارات دانشگاه تهران.
۱۰- *مجموعه آماری سری‌های زمانی*، سازمان برنامه بودجه و بانک مرکزی (۸۰-۱۳۳۸).
۱۱- مرکز تحقیقات اقتصادی ایران، دانشگاه علامه طباطبایی، *بانک مقاله‌ها و داده‌های اقتصادی ایران، IELDB3 نرم‌افزار بانک اطلاعاتی سری زمانی آمارهای اقتصادی کشور*، نسخه ۳.
۱۲- نوفرستی، محمد؛ (۱۳۷۸)، *ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی*، چاپ اول، تهران، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.
۱۳- هژبرکیانی، کامبیز، (۱۳۷۸)، *بررسی تقاضای پول و جنبه‌های پویای آن در ایران*، مجله اقتصاد و پول، شماره ۱، سال اول، بهار، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.
۱۴- هژبر کیانی، کامبیز، حلافی، حمیدرضا، (۱۳۸۰)، *بررسی رابطه بین کسری بودجه و تقاضای پول در اقتصاد ایران*، مجله برنامه و بودجه، شماره ۶۰-۶۱، صص ۴۰-۳.
15- Aghevli, B. khan, M., and Others, (1979), "Monetary Policy in Selected Asian Countries", *IMF Staff Paper*.
16- Arango, S. and Nadiri, M. I., (1981), "Demand for Money in open Economics", *Journal of Monetary Economics*. 7.
17- Arestis, P. and Demetriades, P. o., (1991), "Cointegration, Error Correction and the Demand for Money in Cyprus", *Applied Economics*, 23, 1417 1424.
18- Asilis, C. M., P. Honokan and P. D. Mcnelis, (1993), "Money Demand During Hyper Inflation and Stabilization: Bolivia, 1980-1988", *Economic Inquiry*, 31, 262-73.
19- Bahmani- oskooee, M., (1991), "The Demand for Money in an Open Economy: The United kingdom", *Applied Economics*.
20- Bahmani-Oskooee. M. Chi Wing Ng, R., (2002), "Long-Run Demand for Money in Hongkong: An Application of the ARDL Model", *International Journal of Business and Economics*, Vol, 1, No 2, 147-155.
21- Bahmani-Oskoee, M., And M., Malixi, (1991), "Exchange Rate Sensitivity of the Demand for Money in Developing Countries", *Applied Economics*, August, 1377-1384.
22- Bahmani-Oskooee, M., and Pourheydarian, M., "Exchange Rate Sensitivity of the Demand for Money and Effectiveness of Fiscal and Monetary Policy", *Applied Economics*.
23- Banerjee, A., Dolado, j. and Master, R., (1992), "On Some Simple Tests

for Cointegration: The Cost of Simplicity", *Bank of Spain Working Paper*, No. 9302.
24- Banerjee, A., J. j. Dolado, J. W. Galbraith and D. F. Hendry, (1993), "Cointegration, Error Correction, and the Econometric Analysis of NON- Stationary Data", Oxford University Press.
25- Barro, R., (1974), "Are Government Bonds Netwealth?", *Journal of Political Economy*, 82.
26- Choi, D. Oxley, L., (2004), "Modeling the Demand for Money in Newzealand Mathematics and Computers in Simulation", 185-191.
27- Chow, G., (1966), "On the Long-Run and Short-Run Demand for Money", *Journal of Political Economy*, April.
28- Chow, G. Shen, Y., (2004), "Money, Price level and Output in the Chinese macro Economy", Prinston University.
29- Darrat, A. P., (1986), "The Demand for Money in Some Major OPEC Members: Regression Estimates and Stability Results", *Applied Economics*, Vol. 18,, PP. 127-142.
30- Diamond, P. A., (1965), "Nation and Debt and Neo- classical Economic Growth", *American Economic Review*. 55.
31- Dickey, D. A. and Fuller, W. A., (1979), "Distribution of the Estimators for Auto Regressive Time Series With Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*. 74.
32- Eber L, K., (2002), "Price Level Fore Casts from Seasonal Cointegration Models of Money Demand".
33- Eisner, R., (1989), "Budget Deficits: Rhetoric and Reality", *Journal of Economic Perspectives*. 3.
34- Engle, R. F, and C. W., Granger, (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, March, PP. 251-276.
35- Evans. p., (1985), "Do large Deficits Produce High Interest Rates?", *The American Economic Review*. 75.
36- Fair, R. C., (1981), "International Evidence on the Demand for Money", *Review of Economics and statistics*, August.
37- Goldfeld, S. M., (1976), "The Case of the Missing Money", *Brooking paper Eco. Act*, 3, PP. 683-730.
38- Gulley, O. D., (1994), "An Emperical Test of the Effects on Government Deficits of Money Demand", *Applied Economics*. 26.
39- Hafer, R. W., D. W., Jansen, (1991), "The Demand for Money in the United states: Evidence from cointegration Tests", *Journal of Money, Credit, and Banking*, May, Vol., 23, No. 2.
40- Harris, R. I. D., (1995), "Using Cointegration Analysis in Economic Modeling", Pretice Hall/Harvester Wheatsheaf.
41- Haug, Alfred A. and Robert F. Lucas, (1996), "Long-Run Money

Demand in Canada In Search of Stability", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, No. 2, PP. 345-348.

42- Johansen, S., (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors" *Journal of Dynamics and Control*, 12, PP. 231-254.

43- Johansen, S., and K., Juselius, (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, PP. 169-210.

44- Kannapiran, China A., (2001), "Stability of Money Demand and Monetary Policy in Papua New Guinea (PNG): An Error Correction Model Analysis", *International Economic Journal*, Vol. 15, No. 3. PP. 73-84.

45- Khan, M. S., (1980), "Monetary Shoks and the Dynamics of Inflation", *IMF Staff Paper*, June, 27, pp. 250-284.

46- Laidler, D., (1966), "The Rate of Interest and the Demand for Money", *Journal of Political Economy*.

47- Latance, H. A., (1954), "Cash Balance and Interest Rate: Apragmatic Approach", *Review of Economics and Statistics*, November.

48- Lidler, D. EW., (1985), "The Demand for Money: Theories, Evidence and Problems", Brd, ed.

49- Loizos, K. Thompson, J., (2002), "The Demand for Money in Greece", *Journal of Economic Literature Classification*.

50- Maddala, G. S., (1992), "Introduction to Econometrics", New York, Macmillan Publishing Company.

51- Marashdeh, omar, (1997), "The Demand for Money in an Open Economy: The Case of Malaysia", Southern Finance Association Annual Meeting, 19-22, November, Baltimor, Maryland, U. S. A.

52- Mohammadi, H., C., Smith, (1993), "The Distribution of Income, Value of Time, and the Demand for Real Balance", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Summer, Vol, 33, No, 3, PP. 267-273.

53- Perron, P., (1989), "The Great Cash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 56, 6.

54- Pesaran, M. H. and shin, y., (1995), "An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration And Lysis", University of Cambridge. DAE Working Paper. No. 9514.

55- Pinon -Farah, Marco, (1998), "Demand for Money in Mozambique: Was There a Structural Break?", *International Monetary Fund*, WP/90/1579.

56- Rasche, R. H., (2001), "Identification of Dynamic Economic Models from Reduced From VECM Structures: An Application of Covariance Restrictions", Federal Reserve Bank of ST. Louis. *Working Paper*.

57- Taylor, M. P., (1993), "Modeling the Demand for U. K. Broad Money, 1871-1913", *The Review of Economics and Statistics*, Feb.

58- Treichel, Volker, (1997), "Broad Money Demand and Monetary Policy in Tunisia", *International Monetary Fund*, WP/97/22.
59- Vamvoukas, G. A., (1998), "The Relationship Between Budget Deticits and Money Demand: Evidence from a Small Economy", *Applied Economics*, 30.
60- yellen, J. L., (1989), "Sympsium on the Budget Deficit", *Journal of Economic Perspectives*. 3.

پیوست

نتایج حاصل از تعیین بردارهای همجمعی با عرض از مبدأ غیرمقید و بدون روند

Cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR
Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

38 observations from 1343 to 1380. Order of VAR = 1.
List of variables included in the cointegrating vector:
LRM1 LRGDP INF LREX RBD
List of eigenvalues in descending order:
.75752 .53151 .36136 .18092 .081798

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	53.8395	33.6400	31.0200
r<= 1	r = 2	28.8130	27.4200	24.9900
r<= 2	r = 3	17.0398	21.1200	19.0200
r<= 3	r = 4	7.5837	14.8800	12.9800
r<= 4	r = 5	3.2428	8.0700	6.5000

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR
Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix

38 observations from 1343 to 1380. Order of VAR = 1.
List of variables included in the cointegrating vector:
LRM1 LRGDP INF LREX RBD
List of eigenvalues in descending order:
.75752 .53151 .36136 .18092 .081798

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r>= 1	110.5188	70.4900	66.2300
r<= 1	r>= 2	56.6793	48.8800	45.7000
r<= 2	r>= 3	27.8663	31.5400	28.7800
r<= 3	r>= 4	10.8265	17.8600	15.7500
r<= 4	r = 5	3.2428	8.0700	6.5000

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR
Choice of the Number of Cointegrating Relations Using Model Selection Criteria

38 observations from 1343 to 1380. Order of VAR = 1.
List of variables included in the cointegrating vector:
LRM1 LRGDP INF LREX RBD
List of eigenvalues in descending order:
.75752 .53151 .36136 .18092 .081798

Rank	Maximized LL	AIC	SBC	HQC
r = 0	-171.5189	-176.5189	-180.6129	-177.9755
r = 1	-144.5992	-158.5992	-170.0623	-162.6777
r = 2	-130.1927	-151.1927	-168.3873	-157.3104
r = 3	-121.6728	-147.6728	-168.9614	-155.2471
r = 4	-117.8809	-146.8809	-170.6259	-155.3292
r = 5	-116.2595	-146.2595	-170.8233	-154.9991

AIC = Akaike Information Criterion SBC = Schwarz Bayesian Criterion

HQC = Hannan-Quinn Criterion

نتایج تجزیه واریانس برای متغیر لگاریتم حجم واقعی پول M_1

Generalized Forecast Error Variance Decomposition for variable LRM1
Cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR

38 observations from 1343 to 1380. Order of VAR = 1, chosen r =2.
List of variables included in the cointegrating vector:
LRM1 LRGDP INF LREX RBD

Horizon	LRM1	LRGDP	INF	LREX	RBD
0	1.0000	.013820	.14608	.062223	.078642
1	.86442	.052563	.37397	.088873	.054045
2	.71843	.10199	.53653	.076569	.050880
3	.59764	.15567	.64159	.054679	.060688
4	.49938	.20900	.70383	.037312	.079070
5	.41885	.25843	.73439	.029138	.10267
6	.35280	.30175	.74238	.030163	.12862
7	.29885	.33813	.73535	.038408	.15472
8	.25499	.36775	.71923	.051429	.17950
9	.21944	.39140	.69834	.067063	.20216
10	.19064	.41004	.67561	.083682	.22238
11	.16723	.42467	.65285	.10019	.24015
12	.14813	.43616	.63112	.11594	.25564
13	.13244	.44521	.61098	.13055	.26907
14	.11945	.45240	.59262	.14389	.28070
15	.10862	.45816	.57610	.15593	.29078
16	.099514	.46283	.56132	.16671	.29954
17	.091792	.46665	.54815	.17634	.30717
18	.085191	.46982	.53645	.18492	.31384
19	.079506	.47248	.52604	.19255	.31969
20	.074572	.47474	.51678	.19934	.32485

عکس‌العمل LRM_1 نسبت به‌شوک‌هایی بایک انحراف معیار

Generalized Impulse Response(s) to one S.E. shock in the equation for LRM1
Cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR

38 observations from 1343 to 1380. Order of VAR = 1, chosen r =2.
List of variables included in the cointegrating vector:
LRM1 LRGDP INF LREX RBD

Horizon	LRM1	LRGDP	INF	LREX	RBD
0	.075921	.0076736	-3.2803	-.036228	2.7307
1	.084949	-.0010442	-3.0103	-.0087611	3.0177
2	.087012	-.0085806	-2.9135	.011580	3.3070
3	.084674	-.014958	-2.9288	.026371	3.5811
4	.079764	-.020255	-3.0122	.036898	3.8302
5	.073555	-.024584	-3.1326	.044199	4.0495
6	.066903	-.028070	-3.2689	.049097	4.2379
7	.060361	-.030836	-3.4071	.052234	4.3966
8	.054262	-.033000	-3.5386	.054110	4.5278
9	.048787	-.034671	-3.6584	.055102	4.6345
10	.044010	-.035942	-3.7641	.055493	4.7201
11	.039936	-.036893	-3.8550	.055492	4.7878
12	.036529	-.037594	-3.9317	.055250	4.8406
13	.033728	-.038101	-3.9952	.054874	4.8811
14	.031460	-.038459	-4.0469	.054438	4.9119
15	.029650	-.038704	-4.0884	.053988	4.9348
16	.028227	-.038867	-4.1212	.053557	4.9516
17	.027122	-.038970	-4.1469	.053162	4.9637
18	.026277	-.039029	-4.1666	.052812	4.9721
19	.025640	-.039059	-4.1816	.052509	4.9779
20	.025168	-.039068	-4.1928	.052253	4.9817

آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه و اثر

Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR
Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

38 observations from 1343 to 1380. Order of VAR = 1.
List of variables included in the cointegrating vector:
LRM2 LRGDP INF LREX RBD
Intercept
List of eigenvalues in descending order:
.85782 .45702 .39432 .18983 .094752 0.00

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	74.1259	34.4000	31.7300
r<= 1	r = 2	23.2059	28.2700	25.8000
r<= 2	r = 3	19.0532	22.0400	19.8600
r<= 3	r = 4	7.9996	15.8700	13.8100
r<= 4	r = 5	3.7828	9.1600	7.5300

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR
Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix

38 observations from 1343 to 1380. Order of VAR = 1.
List of variables included in the cointegrating vector:
LRM2 LRGDP INF LREX RBD
Intercept
List of eigenvalues in descending order:
.85782 .45702 .39432 .18983 .094752 0.00

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r>= 1	128.1674	75.9800	71.8100
r<= 1	r>= 2	54.0415	53.4800	49.9500
r<= 2	r>= 3	30.8355	34.8700	31.9300
r<= 3	r>= 4	11.7823	20.1800	17.8800
r<= 4	r = 5	3.7828	9.1600	7.5300

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR
Choice of the Number of Cointegrating Relations Using Model Selection Criteria

38 observations from 1343 to 1380. Order of VAR = 1.
List of variables included in the cointegrating vector:
LRM2 LRGDP INF LREX RBD
Intercept
List of eigenvalues in descending order:
.85782 .45702 .39432 .18983 .094752 0.00

Rank	Maximized LL	AIC	SBC	HQC
r = 0	-178.4718	-178.4718	-178.4718	-178.4718
r = 1	-141.4088	-151.4088	-159.5967	-154.3220
r = 2	-129.8058	-147.8058	-162.5441	-153.0496
r = 3	-120.2792	-144.2792	-163.9303	-151.2709
r = 4	-116.2794	-144.2794	-167.2056	-152.4364

نتایج تجزیه واریانس برای متغیر لگاریتم حجم واقعی نقدینگی M_1

Generalized Forecast Error Variance Decomposition for variable LRM2
Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR

38 observations from 1343 to 1380. Order of VAR = 1, chosen r =1.
List of variables included in the cointegrating vector:
LRM2 LRGDP INF LREX RBD
Intercept

Horizon	LRM2	LRGDP	INF	LREX	RBD
0	1.0000	.090543	.29313	.0017183	.18805
1	.86758	.19641	.55579	.014231	.16738
2	.73067	.25765	.69749	.024100	.14357
3	.63077	.29115	.77079	.030590	.12563
4	.56061	.31043	.81085	.034878	.11282
5	.51033	.32228	.83423	.037826	.10354
6	.47319	.32998	.84869	.039936	.096629
7	.44493	.33524	.85806	.041504	.091341
8	.42287	.33897	.86438	.042704	.087194
9	.40526	.34172	.86879	.043647	.083873
10	.39095	.34379	.87194	.044403	.081165
11	.37913	.34538	.87424	.045020	.078922
12	.36923	.34665	.87596	.045533	.077040
13	.36084	.34766	.87726	.045963	.075443
14	.35366	.34848	.87827	.046328	.074074
15	.34746	.34916	.87905	.046642	.072890
16	.34206	.34973	.87967	.046914	.071858
17	.33733	.35021	.88016	.047151	.070952
18	.33316	.35062	.88055	.047359	.070152
19	.32945	.35097	.88087	.047543	.069442
20	.32615	.35127	.88113	.047706	.068808

عکس‌العمل LRM_2 نسبت به‌شوک‌هایی با یک انحراف معیار

Generalized Impulse Response(s) to one S.E. shock in the equation for LRM2
Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR

38 observations from 1343 to 1380. Order of VAR = 1, chosen r =1.
List of variables included in the cointegrating vector:
LRM2 LRGDP INF LREX RBD
Intercept

Horizon	LRM2	LRGDP	INF	LREX	RBD
0	.078031	.023627	-4.6586	-.0075875	4.2936
1	.10033	.033333	-4.3028	-.012489	4.0341
2	.12019	.041978	-3.9859	-.016855	3.8030
3	.13788	.049677	-3.7037	-.020743	3.5972
4	.15363	.056534	-3.4523	-.024206	3.4139
5	.16766	.062641	-3.2285	-.027290	3.2507
6	.18016	.068080	-3.0291	-.030036	3.1053
7	.19129	.072924	-2.8516	-.032483	2.9758
8	.20120	.077238	-2.6934	-.034661	2.8605
9	.21003	.081080	-2.5526	-.036602	2.7578
10	.21789	.084502	-2.4271	-.038330	2.6663
11	.22489	.087550	-2.3154	-.039869	2.5848
12	.23113	.090264	-2.2159	-.041240	2.5123
13	.23668	.092682	-2.1273	-.042461	2.4476
14	.24163	.094835	-2.0484	-.043548	2.3901
15	.24603	.096753	-1.9781	-.044516	2.3388
16	.24996	.098460	-1.9155	-.045379	2.2932
17	.25345	.099981	-1.8597	-.046147	2.2525
18	.25656	.10134	-1.8101	-.046831	2.2163
19	.25934	.10254	-1.7659	-.047441	2.1840
20	.26180	.10362	-1.7265	-.047983	2.1553