Archive of SID

ثبات تابع تقاضای پول در ایران

دکتر اکبر کمیجانی *

رضا بوستانی **

تاریخ دریافت ۸۲/۷/۱۱ تاریخ تصویب ۸۳/۲/۹

چکیده

طی سال‌های اجرای برنامه سوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی رابطه رشد نقدینگی و تورم دچار تحول شد و رابطه قوی و مستقیمی‌که تا قبل از برنامه سوم بین این دو متغیروجود داشت، در طول برنامه سوم مشاهده نگردید. هدف اصلی مقاله حاضر آزمون ثبات رفتار تابع تقاضای پول در سال ۱۳۷۹ و پس از آن است. جهت نیل به این هدف، تکنیک همگرایی جوهانسن- جوسیلیوس(۱۹۹۰) و داده‌های سالانه ۱۳۳۹ تا ۱۳۸۱ مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج حاصله حاکی از آن است که حجم نقدینگی (M_2) با تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم و نرخ ارز در بازار موازی ارز، همگراست. همچنین مقدار ضریب جمله تصحیح- خطا (۰/۱۶) نشان می‌دهد که علی‌رغم وجود تعادل بلندمدت در بازار پول، حرکت به سمت تعادل در این بازار به کندی صورت می‌گیرد.

نتایج آزمون‌های CUSUM و CUSMSQ حاکی از آن است که فرضیه صفر مبنی بر باثبات بودن ضرایب را در سطح معنی‌داری پنج درصد نمی‌شود رد کرد. به عبارت دیگر می‌توان پذیرفت که تابع تقاضای پول در ایران باثبات است.

طبقه‌بندی JEL: E41 ، E51 ، P24 .

کلید واژه: تابع تقاضای پول، ثبات، همگرایی، مدل تصحیح ـ خطا، آزمون‌های ثبات.

---

* دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

** کارشناس ارشد اقتصاد. r_boostani2000@yahoo.com

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

به عقیده کینز رابطه میان تقاضای پول و نرخ بهره احتمالاً در طول زمان بی‌ثبات خواهد بود و تغییر در نرخ بهره انتظاری موجب انتقال تابع تقاضای پول می‌شود. از طرف دیگر پیروان مکتب پول‌گرایی نیز معتقدند که تابع تقاضای پول از لحاظ آماری بهتر از تابع مصرف یا سرمایه‌گذاری تعیین می‌شود و از ثبات بیشتری برخوردار است که خود علت اهمیت بیشتر سیاست پولی نسبت به سیاست مالی در این دیدگاه است. البته براساس مطالعات تجربی اخیر، تابع تقاضای پول از بی‌ثباتی بالایی برخوردار بوده است. لذا برتری سیاست پولی بر سیاست مالی دچار تردید شده است.

ثبات تقاضای پول پیش شرطی است که بر اساس آن پول اثری قابل پیش‌بینی بر اقتصاد دارد و کنترل عرضه پول توسط بانک مرکزی ابزاری سودمند در جهت اجرای سیاست‌های فعال پولی است. در صورتی که تابع تقاضای پول بی‌ثبات باشد و تغییرات غیرقابل پیش‌بینی را تجربه کند، مقامات پولی توانایی خود در پیش‌بینی اثر تغییر مقدار پول بر متغیرهای دیگر را از دست خواهند داد و این امکان تقویت می‌شود که انتقال تابع تقاضای پول، منبع مستقل اختلال در اقتصاد باشد.

جاد و اسکادینگ[۱۶۷] (۱۹۸۲) بیان می‌کنند که تابع تقاضای پول باید خصوصیاتی را داشته باشد تا پول به‌طور قابل پیش‌بینی بر اقتصاد اثر بگذارد. آنها این خصوصیات را در سه دسته تقسیم‌بندی می‌کنند. اول: تابع تقاضای پول باید از نظر آماری قابل پیش‌بینی باشد و معیارهای خوبی برازش، ثبات و قدرت پیش‌بینی خارج از نمونه را تا حد امکان برآورد کند، دوم: تابع باید شکلی ساده و متغیرهای توضیحی محدودی داشته باشد، سوم: متغیرهایی که در تابع وارد می‌شوند، باید رابطه معنی‌داری میان بخش پولی و فعالیت‌های حقیقی اقتصاد را

167- Judd and Scadding.

www.SID.ir

Archive of SID

نشان دهند.

۲- بی‌ثباتی در تابع تقاضای پول

از ابتدای دهه ۱۹۷۰ میلادی، تابع تقاضای پول در ایالات متحده آمریکا به‌طور محسوسی، تقاضای پول را بیش از واقعیت پیش‌بینی می‌کرد. میزان اشتباه از سال ۱۹۷۴ تا ۱۹۷۶ با شدت بیشتری رشد یافت. گلدفلد[۱۶۸] (۱۹۷۶) عنوان می‌کند که تعریف M_1 باثبات نبوده و نمی‌توان تابع تقاضای پول را در این سال‌ها تخمین‌زد. وی این تغییر را پدیده پول گمشده[۱۶۹] می‌نامد و بر این اعتقاد است که این پدیده منجر به عدم پیش‌بینی تقاضای M_1 شده است. پس از این، مباحثات جدی در رابطه با مفید بودن تابع تقاضای پول به عنوان ابزاری برای درک چگونگی اثرگذاری سیاست‌های پولی بر فعالیت‌های اقتصادی مطرح شد. معمای پول گمشده سبب بروز، انگیزه‌هایی برای یافتن راه حلی مناسب شد. جستجو برای یافتن تابع باثبات تقاضای پول در دو مسیر پی‌گیری شد. از یک سو اقتصاددانان بر این نکته تاکید داشتند که تعریف نادرست پول می‌تواند دلیل بی‌ثباتی تقاضای پول باشد. آنها برای حل معمای پول گمشده به دنبال ابزار مالی می‌گشتند که به اشتباه از تعریف پول که در تابع تقاضای پول استفاده شده بود، کنار گذاشته شده باشد. از سوی دیگر، محققان درپی تعریف متغیرهایی بودند که در تابع تقاضای پول وارد شود و آن را باثبات سازد.هامبرگر[۱۷۰] (۱۹۷۷) دریافت که وارد کردن نسبت سود سهام به متوسط قیمت آن، تابع تقاضای پول باثبات می‌شود. اقتصاددانان دیگری همچون خان و هلر[۱۷۱] (۱۹۷۹) نیز در این مسیر به تحقیق پرداختند، ولی چون متغیرهای جدید و اضافی به درستی هزینه فرصت نگهداری پول را منعکس نمی‌نمود و توجیه تئوریک قوی برای وارد کردن آنها در مدل وجود نداشت، این نظریه نیز با انتقاداتی مواجه شد.

168- Goldfeld.
169- The case of missing money.
170- Hamburger.
171- Khan and Heller.

www.SID.ir

Archive of SID

در اوایل دهه۱۹۸۰ میلادی ادبیات و مطالعات تابع تقاضای پول با مشکل دیگری مواجه شد. در این دوره اقتصاددانان با کاهش سرعت گردش پول مواجه شدند که تابع تقاضای پول نمی‌توانست آن را پیش‌بینی کند. داده‌های آماری طی دهه مذکور حاکی از آن است که سرعت گردش پول M_2 بسیار باثبات‌تر از M_1 بوده است. با توجه به این نکته، برخی اقتصاددانان پیشنهاد کردند که تابع تقاضای پول با تعریف گسترده‌تر M_2، ممکن است نسبت به حالتی که تعریف محدود (M_1) به کار گرفته شود، ثبات بیشتری داشته باشد. با ارایه تعریف گسترده تراز پول محققان دریافتند که تابع تقاضای پول در دهه ۱۹۸۰ میلادی ثبات بیشتری دارد.

۱-۲- علل بی‌ثباتی

پس از مطالعات وسیع و عمیق گلدفلد در ۱۹۷۶، سایر پژوهشگران نیز به ثبات تابع تقاضای پول توجه بیشتری نشان دادند و تلاش نمودند تا عوامل مختلفی را که می‌تواند به بی‌ثباتی تابع کمک کند پیدا کنند. دهه ۱۹۷۰ میلادی با تغییرات چشمگیری همراه بود. سرعت گرفتن ابداعات مالی و افزایش بازدهی که به اوراق‌بهادار تعلق می‌گرفت موجب شد که طیف وسیعی از دارایی‌های مالی خلق شود و بنگاه‌های اقتصادی در نگهداری پول در سبد دارایی خود تجدید نظر کنند. در همین دوره هزینه پردازش اطلاعات و ارتباطات از راه دور کاهش یافت. انزلر، جوهانسن و پائلوس[۱۷۲] (۱۹۷۶) به این نتیجه رسیدند که بی‌ثباتی تابع تقاضای پول ایالات متحده، در اثر ابداعات مالی بوده است. بوگتن[۱۷۳] (۱۹۸۱) به‌طور کلی بی‌ثباتی تقاضای پول را به صورت زیر تقسیم‌بندی می‌کند:

تغییر نهادی: تغییراتی که موجب شوند، روش استفاده عموم از دارایی‌های خاص تغییر کند. مانند معرفی جانشینهای جدید برای پول و یا تغییر در ساختار رقابتی بخش مالی.

172- Enzler Johanson and Paulus.
173- Boughton.

www.SID.ir

Archive of SID

پیشرفت‌های بین‌المللی: حرکت‌های ناگهانی در نرخ ارز، جابه‌جایی میان نـرخ ارز ثابت و شناور و یا قرار دادن محدودیت‌هایی بر نقل و انتقـال وجـوه بـانکی میـان کشورها، که می‌تواند ترجیحات ساکنان را برای نگهداری پول عوض کند.

تغییر در سیاست پولی: سعی در محدود نمودن رشد یک قسمت از بخـش مـالی توسط مقامات پولی، بدون اعمال محدودیت‌های مشابه بر جانشین‌هـای پـول. در این صورت انتقال تابع تقاضای پول امکان‌پذیر می‌شود.

آرانگو و ندیری[۱۷۴] (۱۹۸۱) بیان کردند که بی‌ثباتی تابع تقاضای پول به دلیـل تغییر نظام ارزی است و گردن[۱۷۵] (۱۹۸۴) نیز این مطلب را تایید کرد. گـردن در مقاله خود بیان می‌کند که قسمتی از بی‌ثبـاتی تـابع تقاضـای کوتـاه‌مـدت پـول مـی‌توانـد نتیجـه انتقـال منحنـی فیلیـپس باشـد کـه در اثـر تکانـه عرضـه پول(۷۵ـ۱۹۷۳) اتفاق افتاده است. برخی دیگر از محققان مانند گیـرتن و رپـر[۱۷۶] (۱۹۸۱) جانشینی پولی را علت بی‌ثباتی می‌دانند.

لازم به ذکر است که روش‌های اقتصاد سنجی به کار گرفته شده در مطالعـات فوق یکسان نیستند. مثلاً لتکه‌پول[۱۷۷] (۱۹۹۳) ثبات تابع تقاضای پول برای ایالات متحده را با روش حداقل مربعات انعطاف‌پذیر[۱۷۸] مورد بررسـی قـرار داد. امـا وارد شدن تکنیک‌های همگرایی، اثری محسوس بر ادبیات ثبات تقاضای پول داشـته و این تکنیک‌ها به‌طور گسترده‌ای در تابع تقاضای پول به‌کار گرفتـه مـی‌شـوند. در مطالعات اخیر، وجود همگرایی در بین متغیرهای تابع تقاضای پول به عنوان ثبات آن تفسیر شده است. برای نمونه، مرادی (۱۳۷۹) و هژبرکیانی و حلافـی (۱۳۸۰) برای ایران نیز از این روش استفاده کرده‌اند. با پیشرفت بیشـتر بحـث همگرایـی درک شد که وجود همگرایی در میان مجموعه‌ای از متغیرها لزومـاً نشـان‌دهنـده ثبات بلندمدت ضرایب نیست. لذا در برخـی از مطالعـات سـعی شـد تـا پایـداری پارامترهای بلندمدت با انجام مجموعه‌ای از آزمون‌های پایداری آزمون شود. بـرای

174- Arango and Nadiri.
175- Gorden.
176- Girton and Roper.
177- Lutkpol.
178- Flexible least Squares.

www.SID.ir

Archive of SID

نمونه می‌توان به مطالعه بهمنی‌اسکویی (۲۰۰۲) رجوع کرد. در این مطالعه، بهمنی‌اسکویی ثبات تابع تقاضای پول را بر اساس روش‌های CUSUM و CUSUMSQ آزمون می‌کند. همچنین، کمیجانی (۱۹۸۳) ثبات تابع تقاضای پول در ایالات متحده را با روش‌های یاد شده آزمون نموده و مزیت نسبی این روش‌ها را نسبت به روش آزمونF[۱۷۹] و مدل با ضرایب تصادفی(RCM)[۱۸۰] نشان داده است.

آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ در ادبیات اقتصاد سنجی قدمت طولانی دارند. مزیت این آزمون‌ها نسبت به دیگر آزمون‌های ثبات، عدم نیاز به تعیین قبلی زمان شکست است. شایان ذکر است که با وجود مزایا و قدمت این آزمون‌ها، در ادبیات اقتصادی ایران کمتر به آنها پرداخته شده است.

۳- تابع تقاضای پول در کشورهای کمتر توسعه‌یافته

در بیشتر کشورهای کمتر توسعه‌یافته، نرخ بهره به جای آن که توسط مکانیسم بازار تعیین شود، به صورت اداری و دستوری تعیین می‌شود. به عبارت دیگر تاثیر عملکرد قانون عرضه و تقاضا در بازار پول در نرخ بهره منعکس نمی‌شود. لذا بدیهی است که در این گروه از کشورها، امکان وجود چندین نرخ بهره نیز موجود است[۱۸۱]. در کشورهای کمتر توسعه‌یافته، عموماً نرخ بهره، معیار مناسبی برای نشان دادن هزینه فرصت نگهداری پول نیست. در این کشورها به‌دلیل فقدان بازار مالی توسعه‌یافته، نگهداری دارایی حقیقی جذاب‌تر از نگهداری دارایی مالی است. نرخ بازدهی انتظاری در این کالاها مساوی با نرخ تورم انتظاری منهای هزینه انبارداری و استهلاک است. کالاهایی همچون زمین و مسکن کمترین هزینه انبارداری و استهلاک را دارند. پس نرخ انتظاری روی کالاها معمولاً نرخ تورم انتظاری است. بنابراین مردم در بازارهای زمین، مسکن و

179- F- Test.
180- Random Coefficient Model.
۱۸۱- نرخ بهره‌ای که در سیستم اداری تعیین می‌شود و نرخ بهره‌ای که در بازار غیررسمی‌می‌تواند وجود داشته باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

کالاهای بادوام اقدام به سوداگری می‌کنند. به‌طور کلی می‌توان اندازه محدود بازارهای مالی، چسبندگی نهادی نرخ بهره، وجود دارایی‌های مالی محدود و درجه محدود جانشینی میان پول و دارایی‌های مالی در مقایسه با کشورهای توسعه‌یافته را به عنوان عوامل جایگزینی نرخ بهره با تورم انتظاری در تابع تقاضای پولِ کشورهای کمتر توسعه‌یافته بیان کرد. بنابراین در کشورهای کمتر توسعه‌یافته و کشورهایی که تورم بالا را تجربه می‌کنند، نرخ تورم انتظاری میزان سنجش بهتری برای هزینه فرصت نگهداری پول است و به جای نرخ بهره در تابع تقاضای پول وارد می‌شود[۱۸۲].

۴- مبانی نظری

فرمول معروف تئوری مقداری پول برای اولین بار توسط فیشر معرفی شد. تئوری مقداری پول رابطه‌ای مستقیم و متناسب را میان مقدار پول و سطح قیمت‌ها نشان می‌دهد، $MV=PY$ که در آن Yدرآمد حقیقی، P سطح متوسط قیمت کالاها و خدمات مبادله شده طی دوره مشخص، V سرعت گردش پول و M موجودی پول است. تفسیری دیگر از نظریه مقداری پول به رهیافت کمبریج شهرت یافته است. این الگو، مقدار تقاضای پول را به درآمد اسمی‌مرتبط می‌سازد و بر اهمیت تقاضای پول در تعیین اثر عرضه پول بر سطح قیمت‌ها تاکید می‌کند،

۱۸۲- در بازارهای مالی، نرخ بهره اسمی‌و حقیقی توسط رابطه زیر به هم مرتبط می‌شوند.

$$r_t = r_t^r + \Pi_t^e$$

نرخ بهره واقعی r_t^r دو جزء دارد: جزء معین و جزء تصادفی. در نگرش کلاسیکی جدید با انتظارات عقلایی، جزء معین نسبت به تغییرات در عرضه پول و نرخ تورم گذشته ثابت است. در نرخ تورم‌های مشخص، تغییر در نرخ واقعی بهره تمایل دارد که نسبت به نرخ تورم مورد انتظار بسیار کوچکتر باشد، پس Π_t^e, r_t با هم همبسته خواهند شد. وجود این همبستگی و رابطه میان نرخ تورم انتظاری و نرخ تورم واقعی باعث می‌شود که نرخ بهره و نرخ تورم واقعی با هم همبسته باشند. بنابراین وجود نرخ بهره و نرخ تورم به‌طور همزمان در مدل تقاضای پول اغلب همخطی و تخمین‌های تورش دار از ضرایب را ایجاد می‌کند. به عنوان روشی برای رفع این مشکل آماری، نرخ تورم اغلب از مدل حذف می‌شود و مدل با نرخ بهره برای کشورهای توسعه‌یافته تخمین‌زده می‌شود. در کشورهای کمتر توسعه‌یافته ممکن است نرخ تورم انتظاری در معادله به جای نرخ بهره معرفی شود. باید به این نکته توجه کرد که متغیرنرخ تورم انتظاری مناسب است و نرخ تورم یکی از جانشین‌های آن در مدل است.

www.SID.ir

Archive of SID

$M^d = KPY$.

کینز به تقاضای پول از زاویه‌ای کاملاً متفاوت نگریست و تحلیلی دقیق‌تر نسبت به اقتصاددانان پیش از خود ارائه کرد. کینز با فرض این‌که افراد به دلیل وجود انگیزه‌های معاملاتی، احتیاطی و سفته‌بازی پول نگهداری می‌کنند، تئوری خود را بیان کرد. براین اساس تقاضا برای مانده‌های حقیقی پول رابطه مستقیم با درآمد حقیقی (Y)، و رابطه معکوس با نرخ بهره (r) دارد، $Md = k(Y) + L(r)$.

دو ویژگی پول به عنوان وسیله مبادله و ذخیره ارزش زیربنای تئوری‌های بعد از کینز را تشکیل می‌دهند. بامول (۱۹۵۲)[۱۸۳] و توبین[۱۸۴] (۱۹۵۶) فرض کردند که پول لزوماً به صورت موجودی جهت انجام معاملات نگهداری می‌شود. آنها از این فرض برای توسعه مدل خود استفاده کردند. معادله تقاضای پول بامول- توبین به شکل زیر است:

$$m^d = \sqrt{ay/2r}$$

این رابطه به "فرمول ریشه دوم" معروف است. در این مدل تقاضای بهینه برای مانده‌های حقیقی m^d، به‌طور مستقیم با هزینه واقعی مبادلات a، و درآمد حقیقی y، و به‌طور معکوس با نرخ بهره r، رابطه دارد.

فریدمن (۱۹۵۶) بیان می‌کند که تقاضا برای دارایی‌ها باید بر اساس قاعده متعارف انتخاب مصرف‌کننده صورت بگیرد. او با تئوری تقاضای کل به عنوان زیربنا شروع کرد و فرض کرد که پول همانند دیگر دارایی‌ها جریانی از خدمات (سهولت در مبادله و بدون ریسک بودن) را به‌دست می‌دهد. سپس از میزان ثروت (انسانی و غیرانسانی) به عنوان قید بودجه استفاده کرد. فریدمن پیشنهاد نمود که دامنه وسیعی از متغیرهای هزینه فرصت، همانند نرخ تورم انتظاری (به عنوان متغیرجایگزین برای بازدهی کالاهای واقعی)، بر تقاضای پول اثر می‌گذارند. او همچنین ثروت را به عنوان عامل تعیین‌کننده تقاضای پول مطرح کرد.

183- Baumol.
184- Tobin.

www.SID.ir

Archive of SID

۱-۴- معرفی مدل تابع تقاضای پول

انتخاب تعریف مناسب برای پول از موارد بحث انگیز در زمینه تقاضای پول است. وجود طیف وسیعی از دارایی‌های مالی باعث شده است که انتخاب پول و دارایی‌هایی که جانشین کامل آن هستند، با مشکل همراه شود.

تا دهه هفتاد میلادی، تعریف محدود پول به‌طور متداول در تابع تقاضای پول وارد می‌شد. اما بعد از مشاهده شواهدی دال بر بی‌ثباتی تابع تقاضای پول، در بین صاحب نظران اختلاف نظر به‌وجود آمد. پس از آن تعریف گسترده پول یا حجم نقدینگی[۱۸۵] در مطالعات تقاضای پول به‌کار گرفته می‌شود. در ایران نیز، با توجه به مطالعات انجام شده می‌توان گفت، تعریف گسترده پول بیشتر به‌کاررفته است. بنابراین ما نیز در پیروی از مطالعات گذشته، از تعریف گسترده پول در این مطالعه استفاده خواهیم کرد.

در مطالعات مختلف جانشین‌های متعددی برای متغیرمقیاس (حجم مبادلات) در نظر گرفته شده است که عمده‌ترین آنها درآمد جاری، درآمد دائمی‌و ثروتند. "در مورد این‌که کدام متغیرتابع تقاضای پول بهتری را برای اجرای سیاست‌های موثر پولی به‌دست می‌دهد، مطالعات گسترده‌ای صورت گرفته است. نتایج این مطالعات حاکی از آن است که به‌کارگیری ثروت نتایج بهتری نسبت به درآمد دائمی‌و درآمد دائمی‌نتایج بهتری نسبت به درآمد جاری درپی خواهد داشت". اگرچه ثروت می‌تواند به عنوان جانشین حجم مبادلات در تابع تقاضای پول وارد شود، اما اندازه‌گیری آن آسان نیست. در اکثر کشورهای در حال توسعه به‌دلیل شرایط ویژه اقتصاد آنها و عدم دسترسی به آمارهای ثروت، از متغیرتولید ناخالص داخلی به عنوان متغیرجانشین استفاده می‌شود. برای نمونه می‌توان به مطالعاتی که در ایران انجام شده است اشاره کرد. با توجه به شرایط کشور از نظر دسترسی

۱۸۵- فرض ضمنی که در تعاریف پول وجود دارد آن است که اجزای تشکیل‌دهنده پول جانشین‌های کامل برای آن هستند. از این رو اهمیت (وزن) هر دارایی در تعریف پول یکسان در نظر گرفته شده است. البته عده‌ای از اقتصاددانان به پیشگامی‌چتی(۱۹۶۹)، این فرض را کنار گذاشته‌اند. آنها تعریف جدیدی از پول را ارائه می‌کنند که در آن اهمیت (وزن) هر دارایی بسته به درجه نقد بودن آن است. برای مطالعه بیشتر به مقالات جاد و اسکادینگ(۱۹۸۲)، سابرامانیان (۱۹۹۹) و در مورد ایران به کمیجانی و نظریان(۱۳۷۰) مراجعه کنید.

www.SID.ir

Archive of SID

به آمارهای دقیق و همچنین مطالعات گذشته، در اینجا نیز از تولید ناخالص داخلی به عنوان جانشینی برای حجم معاملات استفاده می‌شود[۱۸۶].

اگر چه درآمد دائمی‌می‌تواند به عنوان جانشین حجم مبادلات در مدل قرار گیرد و ممکن است نتایج بهتری نسبت به درآمد جاری به‌دست دهد، اما به‌کارگیری این متغیربه دلیل وجود اشتباه در محاسبات مربوط به آن خالی از اشکال نیز نخواهد بود. از سوی دیگر در وضعیت تعادل بلندمدت، همبستگی بسیار قوی میان درآمد جاری و درآمد دائمی‌وجود دارد. چراکه درآمد دائمی‌در بلندمدت ارزش یکنواختی از درآمد جاری است. استفاده از تکنیک همگرایی که با فرض ضمنی تعادل بلندمدت در بازار پول انجام می‌شود، این امکان فراهم می‌شود که با نگرانی کمتری از انتخاب درآمد جاری به مطالعه خود ادامه دهیم.

نرخ بهره نیز به عنوان هزینه فرصت در تابع تقاضای پول مورد استفاده قرار می‌گیرد. تا قبل از کینز کمتر سخنی از نرخ بهره و هزینه‌های نگهداری پول به میان می‌آمد. با مطرح شدن رجحان نقدینگی توسط کینز، نرخ بهره با علامت انتظاری منفی وارد تابع تقاضای پول شد.

در کشورهای کمتر توسعه‌یافته که تورم را برای سال‌های طولانی تجربه کرده‌اند و در آنها بازارهای مالی به‌طور کامل توسعه‌نیافته است، نرخ تورم معیار مناسب‌تری برای هزینه فرصت نگهداری پول است. از آنجا که بازار مالی در ایران ویژگی‌های توسعه‌نیافتگی را دارا است و همچنین نرخ‌های سود بانکی (سپرده‌ها و تسهیلات) به صورت اداری و دستوری تعیین می‌گردد، لذا در تابع تقاضای پول، از نرخ تورم به عنوان ابزاری برای سنجش هزینه فرصت نگهداری پول استفاده می‌نماییم.

برخی از اقتصاددانان برای نشان دادن جانشینی پولی[۱۸۷]، نرخ ارز را در کنار

۱۸۶- اگرچه GDP به عنوان جانشینی برای حجم معاملات در تابع تقاضای پول وارد می‌شود، اما مشکلاتی در رابطه با این متغیروجود دارد. اول: انتقالات و مبادلات در بازارهای مالی و کالاهای موجود را نادیده می‌گیرد، دوم: مبادلات واسطه‌ای را درون خود ندارد (جاد و اسکادینگ(۱۹۸۲).

187- Currency Substituiton.

www.SID.ir

Archive of SID

نرخ بهره قرار داده‌اند. ارانگو و ندیری[۱۸۸] (۱۹۸۱) بحث می‌کنند که کاهش ارزش پول داخلی یا افزایش ارزش پول خارجی، باعث افزایش ارزش دارایی‌های خارجی و دارایی‌های واقعی و مالی داخلی نگهداری شده توسط ساکنان داخلی می‌شود. اگر این افزایش به عنوان افزایش در ارزش ثروت درک شود، تقاضا برای پول ملی افزایش می‌یابد. بهمنی‌اسکویی و پورحیدریان[۱۸۹] (۱۹۹۲) نیز بحث می‌کنند که اگر انتظار کاهش ارزش پول ملی در بین سرمایه‌گذاران داخلی وجود داشته باشد، در این صورت آنها پول داخلی[۱۹۰] کمتری نگهداری می‌کنند و تقاضا برای پول کاهش می‌یابد. پس علامت نرخ ارز می‌تواند منفی یا مثبت باشد. برای نشان دادن جانشینی پولی از نرخ ارز در بازار موازی ارز استفاده می‌شود.

بدین ترتیب، تابع تقاضای پول را می‌توان به صورت زیر تصریح کرد[۱۹۱]:

$$m_t = aY_t^b E_t^d e^{c\pi_t + U_t}$$

حالت لگاریتمی‌مدل مذکور به شرح زیر خواهد بود:

$$m_t = a + bY_t + c\Pi_t + dE_t + u_t$$

که در آن m_t لگاریتم حجم نقدینگی حقیقی[۱۹۲]، Y_t لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹، Π_t نرخ تورم و E_t لگاریتم نرخ ارز در بازار آزاد[۱۹۳] و دوره مورد مطالعه ۱۳۳۹ تا ۱۳۸۱ است.

188- Arango and Nadiri.

189- Bahmani- Oskooee and Pourheydarian.

190- Domestic Currency.

۱۹۱- در بیشتر مطالعات تجربی تقاضای پول، نمی‌توان به‌طور مستقیم فرمول ریشه دوم را برآورد کرد، اما فرمول ریشه دوم را می‌توان به مدل خطی تبدیل کرد. برای دستیابی به مدل خطی از طرفین فرمول ریشه دوم لگاریتم طبیعی می‌گیریم. در پایان خواهیم داشت:

$$Lnm_t = \beta_0 + \beta_1 \ln y_t + \beta_2 \ln r_t$$

در رابطه بالا فرض شده است که هزینه واقعی معاملات ثابت است و ارزش ضرایب β_1, β_2 به ترتیب به ۰/۵ و ۰/۵- محدود می‌گردد. برای مطالعه بیشتر به مقاله گلدفلد (۱۹۷۶) رجوع کنید. در مورد ایران، برای نشان دادن جانشینی پولی لگاریتم نرخ ارز را نیز در مدل وارد می‌کنیم.

۱۹۲- حجم نقدینگی حقیقی از تقسیم حجم نقدینگی بر شاخص کل بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری (cpi) به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹ به‌دست آمده است.

۱۹۳- نرخ برابری یک دلار آمریکا در برابر ریال در بازار موازی ارز.

www.SID.ir

Archive of SID

استفاده از شکل لگاریتمی‌متغیرها در مدل، ممکن است برخی محدودیتها که به لحاظ اقتصاد سنجی پدید آمده را مرتفع سازد. در برخی موارد لگاریتم‌گیری از متغیرها، احتمال همخطی و نامانایی را کم می‌کند. از طرف دیگر ضرایب برآورد شده در چنین مدلی نقش کشش را خواهند داشت که به لحاظ تفسیر و تحلیل در سیاستگذاری‌ها کاربرد بیشتری دارند. قبل از پرداختن به نتایج تجربی مطالعه حاضر، مختصری در زمینه آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ و ویژگی‌های آنها بحث می‌کنیم.

۲-۴- آزمون‌های ثبات

آزمون‌هایی در زمینه ثبات مدل‌های رگرسیون مطرح شده است. یکی از آنها آزمون چاو[۱۹۴] است (آزمونF). در این آزمون باید یک نقطه شکست از پیش انتخاب شود. اما در بیشتر مطالعات کاربردی چنین اطلاعات قبلی در دسترس نیست. در این وضعیت توصیه می‌شود که آزمون‌های تشخیصی[۱۹۵] بر مبنای روش رگرسیون بازگشتی[۱۹۶] انجام شود. رگرسیون بازگشتی شامل یک سری از تخمینهای حداقل مربعات معمولی است.

در رگرسیون بازگشتی کمترین تعداد مشاهدات (K) مبنا قرار می‌گیرد و با آنها مدل تخمین زده می‌شود، معمولاً این حداقل بستگی به تعداد پارامترهای مدل دارد که باید برآورد شوند. پس از آن مدل بر اساس K، K+1، K+2،... تا n مشاهده تخمین‌زده می‌شود. این روش یک سری زمانی از تخمین‌های حداقل مربعات معمولی را به‌دست خواهد داد.

اگر مدل از نظر ساختاری باثبات باشد، باید میزان انحرافات در تخمین پارامترها کوچک باشد. اگر تخمین پارامترها به‌طور معنی‌دار و سیستماتیکی تمایل به تغییر داشته باشد، می‌توان بی‌ثباتی در ضرایب یا خطای تصریح مدل را انتظار داشت. از طریق مدل‌های بازگشتی می‌توان پسماندهای بازگشتی را

194- Chow.
195- Diagnostic test.
196- Recursive estimation.

www.SID.ir

Archive of SID

استخراج کرد.

آزمون CUSUM: مدل رگرسیون فرضی زیر را در نظر بگیرید:

$$Y_t = \beta X_t + \varepsilon_t$$

اگر β را از روش حداقل مربعات معمولی و با کلیه مشاهدات برآورد کنیم، می‌توانیم پسماندهای معمولی را به صورت زیر استخراج کنیم.

$$\hat{e}_t = Y_t - (bX_t)$$

که در آن b تخمین حداقل مربعات است. حداقل مشاهدات برای تخمین β برابر با تعداد پارامترهای مدل است. در مدل بالا با یک مشاهده مدل را تخمین می‌زنیم و پسماندهای آن را حساب می‌کنیم. در مرحله بعد با دو مشاهده، مدل را تخمین‌زده و پسماندها را حساب می‌کنیم. این عمل را برای کل مشاهدات انجام می‌دهیم. به‌طور کلی پسماندهای بازگشتی را از رابطه زیر به‌دست می‌آوریم.

$$\hat{e}_t = Y_t - (b_{t-1}X_t)$$

می‌توان نشان داد که شکل نرمال شده پسماندهای بازگشتی (W_t) توزیع زیر را دارند.

$$W_t \approx N(0, \delta^2)$$

آماره آزمون مجموع تراکمی‌پسماندهای بازگشتی (CUSUM) به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$CUSUM = \frac{\sum_{i=k+1}^{t} W_t}{S}$$

که در آن s تخمین انحراف معیار رگرسیون برای کل مدل است.

$$SE(s) = \sqrt{(\sum_{i=1}^{n} e_i/(n - k))}$$

اگر پسماندها تصادفی و از نظر مقدار کوچک باشند، انتظار می‌رود آماره CUSUM نزدیک به صفر باشد و هر انحراف نظام‌مند از صفر به صورت بی‌ثباتی

www.SID.ir

Archive of SID

یا تصریح، اشتباه تفسیر می‌شود.

در این آزمون فرضیه صفر ثبات ضرایب است. فاصله اطمینان در این آزمون دو خط مستقیم است. دونقطه $(K, a(n-k)^{0,05})$ و $(n, 3a(n-k)^{0,05})$ خط مستقیم با شیب مثبت و دو نقطه $(K, -a(n-k)^{0,05})$ و $(n, -3a(n-k)^{0,05})$ خط مستقیم با شیب منفی را تشکیل می‌دهند[۱۹۷]. اگر آماره آزمون CUSUM در بین دو خط مستقیم قرار بگیرد، فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد.

آزمون CUSUMSQ: آماره آزمون مربع مجموع تراکمی پسماندهای بازگشتی (CUSUMSQ) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$CUSUMSQ=\left(\sum_{i=k+1}^{t} W_i^2 / \sum_{i=k+1}^{n} W_t^2\right) = RSS_i / RSS_n$$

که در آن RSS_i مجموع مربعات پسماندهای بازگشتی برای i مشاهده اول و RSS_n مجموع مربعات پسماندهای حداقل مربعات برای کل مشاهدات است. آماره CUSUMSQ بین صفر و یک قرار می‌گیرد. پراکندگی تصادفی آماره CUSUMSQ در حوالی صفر نشانه ثبات پارامترهای مدل است. در این آزمون فرضیه صفر ثبات ضرایب است. فاصله اطمینان در این آزمون دو خط مستقیم با شیب مثبت است که از فرمول زیر به‌دست می‌آیند.

$$S_t = \frac{t-k}{n-k} \pm c$$

c بستگی به n-k و سطح معنی‌داری مورد نظر دارد. اگر آماره آزمون CUSUMSQ در بین دو خط مستقیم قرار بگیرد، فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد. هر دو آماره CUSUM و CUSUMSQ برای تشخیص ثبات پارامترهای مدل استفاده می‌شوند، اما باید توجه داشت که این آزمون‌ها در نمونه‌های کوچک قدرت بالایی ندارند.

۱۹۷- برای فاصله اطمینان ۹۵ درصدی a برابر ۰/۹۴۸ و برای فاصله اطمینان ۹۹ درصدی a برابر ۱/۱۴۳ است.

www.SID.ir

Archive of SID

۵- بررسی‌های تجربی

به‌کارگیری روش‌های سنتی در اقتصادسنجی، مبتنی بر فرض مانایی متغیرها است. ولی مطالعات در زمینه سری‌های زمانی نشان می‌دهد که چنین فرضی در بسیاری از سری‌های زمانی نادرست است و میانگین یا واریانس در بیشتر سری‌های زمانی به زمان بستگی دارد. بنابراین، پیش از آن که به بحث تخمین تابع بپردازیم، آزمون ریشه واحد را برای تعیین خصوصیات سری‌های زمانی انجام می‌دهیم.

برای آزمون ریشه واحد، از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) استفاده می‌شود و برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه، معیار شوارز- بیزین[۱۹۸] (SBC) در نظر گرفته شده است. نتایج این آزمون در جدول ۱ آورده شده است. نتایج نشان می‌دهد که تمام متغیرها در سطح نامانا هستند و فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد را نمی‌توان رد کرد.

جدول ۱- آزمون ریشه واحد (ADF)

متغیر		M	Y	π	E	ΔM	ΔY	Δπ	ΔE
آماره دیکی- فولر تعمیم یافته	بدون روند	-۲/۵۶	-۱/۱۴	۱/۱۸	-۲/۵۱	-۳/۳۳*	-۳/۳۶*	-۴/۸۰*	-۶/۹۹*
	باروند	-۱/۶۷	-۲/۰۳	-۲/۰۶**	-۳/۴۵	-۳/۹۵*	-۳/۴۲**	-۵/۱۳*	-۶/۹۶*

* فرضیه صفر در سطح معنی‌داری پنج درصد رد می‌شود.

** فرضیه صفر در سطح معنی‌داری ده درصد رد می‌شود.

برای مشخص کردن مرتبه جمعی بودن، آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته را روی تفاضل اول متغیرها انجام می‌دهیم. نتایج این آزمون نیز در جدول ۱ آورده شده است. از نتایج حاصله می‌توان نتیجه گرفت که متغیرهای موجود در مدل جمعی از مرتبه یکند.

198 -Schwarz Bayesian Criteerion (SBC).

www.SID.ir

Archive of SID

جوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۰) در پی بر طرف کردن اشکالات روش انگل-گرنجر(۱۹۸۷)، روش دومی‌را ارائه دادند که از طریق حداکثر درستنمایی بردارهای همگرایی را شناسایی می‌کند. در این روش برای تعیین بردارهای همگرایی از دو آماره حداکثر مقدار ویژه و آماره اثر استفاده می‌شود.

برای بررسی ثبات تابع تقاضای پول، روش همگرایی جوهانسن را که نسبت به دیگر روش‌ها قوی‌تر است، برگزیده شد و آزمون همگرایی جوهانسن را با استفاده از یک الگوی خود رگرسیون برداری[۱۹۹] با دو وقفه انجام دادیم.

رینسال و آن[۲۰۰] (۱۹۹۲) بحث کردند که در مدل‌هایی که تعداد مشاهدات کم است آماره‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه می‌تواند تورش داشته باشد. بنابراین آنها پیشنهاد می‌کنند آماره آزمون نسبت درستنمایی در (T-nk)/T، ضرب شود. که در آن n تعداد متغیرهای مدل، k تعداد وقفه‌های الگوی VAR و T تعداد مشاهدات موثر است.

نتایج این دو آماره در جدول ۲ آورده شده است. مقایسه مقدار آماره آزمون و مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح پنج درصد نشان می‌دهد که در هر دو آزمون فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود بردار همگرایی در سطح پنج درصد رد می‌شود.

جدول ۲- نتیجه آزمون جوهانسن (۱۹۹۱)

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آماره λ_{max}	مقدار بحرانی		آماره λ_{trace}	مقدار بحرانی	
			۹۵ درصد	۹۰ درصد		۹۵ درصد	۹۰ درصد
$r = 0$	$r = 1$	۳۱/۹۲	۲۸/۲۷	۲۵/۸۰	۶۹/۵۹	۵۳/۴۸	۴۹/۹۵
$r \leq 1$	$r = 2$	۲۰/۵۰	۲۲/۰۴	۱۹/۸۶	۳۷/۶۷	۳۴/۸۷	۳۱/۹۳
$r \leq 2$	$r = 3$	۱۱/۵۳	۱۵/۸۷	۱۳/۸۱	۱۷/۱۵	۲۰/۱۸	۱۷/۸۸
$r \leq 3$	$r = 4$	۵/۶۲	۹/۱۶	۷/۵۳	۵/۶۲	۹/۱۶	۷/۵۳

r تعداد بردارهای همگرایی است.

199- Vector Auto – Regression Model (VAR).
200- Reinsel and Ahn.

www.SID.ir

Archive of SID

با توجه به آماره‌ها نتیجه می‌گیریم که در سطح معنی‌داری ده درصد دو بردار همگرایی در بین متغیرها وجود دارد. بردارهای همگرایی که با فرض تعادل بلندمدت در بازار پول استخراج شده است را می‌توان بر اساس حجم نقدینگی حقیقی نرمال کرد (جدول ۳). این بردار نرمال شده تابع تقاضای پول را در حالت ایستا[۲۰۱] نشان می‌دهد.

جدول ۳- بردار همگرایی نرمال شده بر اساس حجم نقدینگی

	M	Y	π	E	Intercept
بردار همگرایی ۱	-۱/۰۰۰	۲/۰۳۳	۰/۰۰۲	-۰/۲۵۲	-۱۳/۳۹۸
بردار همگرایی ۲	-۱/۰۰۰	۱/۹۴۲	-۰/۰۳۴	-۰/۱۲۵	-۱۳/۵۷۳

در بردار همگرایی دوم علامت ضرایب مطابق با مبانی فرضی است. کشش درآمدی تقاضای پول مثبت (۱/۹) و کشش تقاضای پول نسبت به نرخ تورم منفی (۰/۰۳۴-) است. نرخ ارز رابطه‌ای معکوس (۰/۱۲۵-) با مقدار تقاضای پول دارد که بر آن اساس اثر جانشینی در اقتصاد کشور تایید می‌شود. به عبارت دیگر در نتیجه کاهش ارزش پول داخلی، تمایل مردم به نگهداری آن کاهش می‌یابد و مردم به سمت دیگر دارایی‌های حقیقی و مالی که از بازدهی بالایی برخوردار هستند، گرایش خواهند یافت.

پیش از این وجود بردار همگرایی دلیلی بر ثبات تابع تقاضای پول تلقی می‌شد. اما لیدلر[۲۰۲] در سال ۱۹۹۳ بحث کرد که برخی از مشکلات در تابع تقاضای پول می‌تواند از مدلسازی ناکافی و ویژگی‌های کوتاه‌مدت (که حرکت را از روابط بلندمدت مشخص می‌کند) نشأت بگیرد. بنابراین در تحلیل ثبات تابع تقاضای پول لازم است ویژگی‌های کوتاه‌مدت را در کنار روابط بلندمدت بررسی کنیم.

201- Static.
202- Laider.

www.SID.ir

Archive of SID

بنابراین برای تبیین ویژگی‌های کوتاه‌مدت تابع تقاضای پول، مدل تصحیح- خطا را برای بردار همگرایی دوم استخراج می‌کنیم. پسماندهای بردار همگرایی نشان‌دهنده عدم تعادل بلندمدت در بازار پول است که در مدل تصحیح - خطا وارد می‌شود. در این مدل تعادل بلندمدت با حرکات کوتاه‌مدت به‌طور یکجا مورد بررسی قرار می‌گیرند.

$$\Delta M_t = \underset{2.06(0.47)}{0.370}\Delta M_{t-1} + \underset{1.57(0..125)}{0.325}\Delta Y_{t-1} + \underset{0.43(0.667)}{0.0007}\Delta \pi_{t-1} + \underset{1.87(0.069)}{0.138}\Delta E_{t-1} - \underset{-2.10(0.042)}{0.16} ECM_{t-1}$$

همچنین در زیر هر ضریب، آماره t و احتمال رد فرضیه صفردر سطح معنی‌داری پنج درصد (داخل پرانتز) ارائه شده است. ضریب تصحیح- خطا، مطابق با مبانی تئوریک، منفی و کوچکتر از یک است و در سطح معنی‌داری پنج درصد بامعنی است. بامعنی بودن ضریب تصحیح- خطا وجود بردار همگرایی بین متغیرها را تایید می‌کند. نکته قابل توجه مقدار این ضریب است. این مقدار نشان می‌دهد که در هر دوره ۱۶ درصد از عدم تعادل در بازار پول تعدیل می‌شود به عبارت دیگر سرعت حرکت به سمت تعادل بلندمدت در بازار پول بسیار کند است که می‌تواند انعکاسی از ناکارآمدی بازار پول تلقی شود.

پسران و پسران (۱۹۹۷) به‌کارگیری آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQرا برای تعیین ثبات پارامترهای کوتاه‌مدت (ضرایب تخمین‌زده شده از متغیرهای تفاضل اول) و همچنین بلندمدت (ضریب ECM_{t-1}) را در مدل تصحیح- خطا پیشنهاد کردند. البته این آزمون‌ها اولین بار توسط براون، دوربین و اوانس[۲۰۳] (۱۹۷۵) مطرح شدند. کمیجانی (۱۹۸۳) و بهمنی اسکویی (۲۰۰۲) نیز از این آزمون‌ها برای بررسی ثبات تابع تقاضای پول استفاده کرده‌اند.

نمودار ۱ و ۲ به ترتیب آماره‌های آزمون CUSUM و CUSUMSQ را که در مقابل زمان رسم شده‌اند نمایش می‌دهد. خطوط مستقیم در نمودارها سطح معناداری پنج درصد را نشان می‌دهند. همانطور که در نمودارهای ۱ و ۲ مشاهده

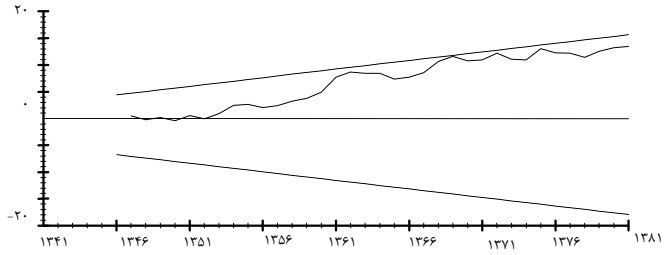
203- Brown, Durbin and Evans.

www.SID.ir

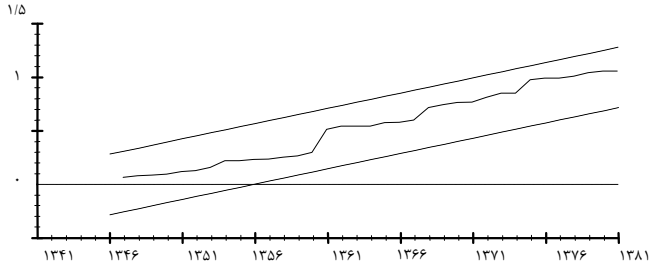
Archive of SID

می‌شود، مسیر حرکت آماره‌های آزمون به‌گونه‌ای است که پیوسته در داخل خطوط مستقیم قرار دارد و بر بی‌ثباتی مدل دلالت نمی‌کند. براساس این آزمون‌ها فرضیه ثبات ضرایب را در سطح معنی‌داری پنج درصد نمی‌توان رد کرد و می‌توان نتیجه گرفت که تابع تقاضای پول در دوره مورد مطالعه (۸۱ـ۱۳۳۹) باثبات بوده است. به عبارت دیگر، برهم خوردن رابطه رشد نقدینگی و تورم طی سال‌های اخیر در ایران را نمی‌توان به صورت بی‌ثباتی تابع تقاضای پول تفسیر کرد.

مزیت روش‌های CUSUM و CUSUMSQ نسبت به سایر روش‌های متداول در آزمون ثبات تابع، آن است که نیاز به پیش‌داوری و قضاوت در مورد زمان وقوع تکانه نیست و ماهیت روش‌های مذکور به‌گونه‌ای است که به دنبال کنترل زمان وقوع تکانه در طول دوره بررسی است.



نمودار ۱- آزمون CUSU



www.SID.ir

Archive of SID

نمودار ۲- آزمونCUSUMSQ

۶- نتیجه‌گیری

نتایج روش همگرایی جوهانسن (۱۹۹۱) نشان می‌دهد که حجم نقدینگی M_2 با تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم و نرخ ارز در بازار موازی ارز همگرا است. مطابق تئوری‌های اقتصادی، اثر تورم بر تقاضای پول منفی و اثر تولید ناخالص داخلی بر تقاضای پول مثبت است. از طرف دیگر، نرخ ارز رابطه‌ای معکوس با مقدار تقاضای پول دارد. بنابراین اثر جانشینی در اقتصاد کشور تایید می‌شود. به عبارت دیگر عاملان اقتصادی در داخل، کاهش ارزش ریال را به صورت کاهش بیشتر ارزش ریال تفسیر می‌کنند. در نتیجه برای اجتناب از کاهش قدرت خرید موجودی ریال، سعی می‌کنند ریال کمتر و پول خارجی (و یا سایر دارایی‌های حقیقی و مالی داخلی) بیشتری نگهداری کنند.

همچنین ضریب جمله تصحیح - خطا (۰/۱۶) نشان می‌دهد که علی‌رغم وجود تعادل بلندمدت در بازار پول، حرکت به سمت تعادل در این بازار به کندی صورت می‌گیرد. نتایج آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ روی مدل تصحیح - خطا نشان می‌دهد که نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر باثبات بودن ضرایب را در سطح معنی‌داری پنج درصد رد کرد. به عبارت دیگر می‌توان پذیرفت که تابع تقاضای پول در ایران باثبات است.

فهرست منابع

۱- اسلاملوییان، کریم و حیدری، مرتضی، "انتقاد لوکاس و بررسی ثبات تقاضای برای پول در ایران،" مجله تحقیقات اقتصادی، شماره۶۲، بهار و تابستان ۱۳۸۲.

۲- کمیجانی، اکبر، سیاست‌های پولی مناسب جهت تثبیت فعالیت‌های اقتصادی، وزارت امور اقتصادی و دارایی، پاییز ۱۳۷۴.

۳- کمیجانی، اکبر و نظریان، رافیک، "سنجش درجه جانشینی میان پول و شبه پول در اقتصاد ایران،" مجله علمی‌پژوهشی اقتصاد و مدیریت، شماره ۱۰ و ۱۱، پاییز و زمستان ۱۳۷۰.

www.SID.ir

Archive of SID

۴- طبیبیان، محمد و سوری، داوود، "تعادل بلندمدت تقاضای پول،" پژوهشنامه بازرگانی، فصلنامه شماره ۳، تابستان ۱۳۷۶.

۵- مرادی، محمد علی، "مبانی اقتصاد خرد تقاضای پول در اقتصاد بدون بهره بر اساس مدل Cash – ln- Advance مجله برنامه و بودجه، شماره ۵۸ و ۵۹، بهمن و اسفند ۱۳۷۹.

۶- مشایخی، علینقی و دیگران، مطالعات آماده‌سازی و تدوین برنامه توسعه سوم اقتصادی اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی‌ایران (جلد چهارم)، بررسی و اصلاح سیاست‌های پولی و ارزی، سازمان برنامه و بودجه، مرکز مدارک اقتصادی- اجتماعی و انتشارات.

۷- نوفرستی، محمد، ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی، موسسه خدمات فرهنگی رسا، ۱۳۷۸.

۸- هاشم پسران، محمد، "روندهای اقتصادی و سیاست‌های اقتصاد کلان در ایران در دوران پس از انقلاب،" اقتصاد پول، سال اول، شماره ۲، زمستان ۱۳۷۸.

۹- هژبرکیانی، کامبیز، "بررسی ثبات تقاضای پول و جنبه‌های پویای آن در ایران،" موسسه تحقیقات پولی و بانکی، پژوهشکده بانک مرکزی جمهوری اسلامی‌ایران (۴۵)، ۱۳۷۶.

۱۰- هژبرکیانی، کامبیز و حلافی، حمید رضا، "بررسی رابطه بین کسری بودجه و تقاضای پول در اقتصاد ایران،" مجله برنامه و بودجه، شماره ۶۰ و ۶۱، فروردین و اردیبهشت ۱۳۸۰.

11- Arango, Sebastian, and Nadiri, M. Ishaq, "Demand for Money in Open Economies." *Journal of Monetary Economics*, 1981, Vol.7, pp.69-83.

12- Arize, Augustine and Malindretos, John and Shwiff, Steven, "Structural Breaks, Cointegration, and Speed of Adjustment Evidence from 12 LDCs money demand," *International Review of Economics and Finance*, 1999, Vol. 8, pp. 399-420.

13- Bahmani-Oskooee, M. and Shin, Sungwun, 2002, "Stability of the Demand for Money in Korea," *International Economic Journal*, Vol. 16 (summer), pp. 85-95.

14- _____, and Chomsisengphet, S., "Stability of M2 Money Demand Function in Industrial Countries," *Applied Economic*, 2002, Vol. 34, pp. 2075-83.

15- _____, and Barry, Michael P., "Stability of demand for money in an unstable country: Russia," *Journal of Post Keynesian Economics*, 2000, Vol. 22 (summer), No. 4, pp. 619-29.

16- _____, and Pourheydarian, Mohammad, "Exchange Rate

www.SID.ir

Archive of SID

Sensitivity of the Demand for Money and Effectiveness of Fiscal and Monetary Policy," *Applied Economics*, 1990, pp. 917-925.

17- Baumol, W.J., "The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach," *The Quarterly Journal of Economics*, 1952, No. 66, pp. 545-56.

18- Boughton, James M, "Recent Instability of the Demand for Money: An International Perspective," *Southern Economic Journal*, 1981, Vol. 47, pp. 579-97.

19- Brown, R.L. and Durbin, J. and Evans, J.M., "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relations Over Time*." Journal of the Royal Statistical Society*, 1975, Vol. 37, Series B, pp. 149-163.

20- Celasun, Oya and Goswami, Mangal, "An Analysis of Money Demand and Inflation in the Islamic Republic of Iran," *IMF* WP/02/205, 2002.

21- Engle, R. F. and Granger, C. W. J., "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing," *Econometrica*, 1987, Vol.55, pp. 251- 76.

22- Enzler, Jared and Johnson, Lewis and Paulus, John, "Some Problems of Money Demand," *Brooking Papers on Economic Activity*, 1976, Vol. 1, pp. 261-280.

23- Friedman, Miton, "The Quantity Theory of Money–A Restatement," In M. Friedman (ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*. Chicago: University of Chicago Press, 1956.

24- Ghartey, Edward E., "Monetary Dynamics in Ghana: Evidence from Cointegration, Error Correction Modelling, and Exogeneity," *Journal of Development Economics*, 1998, Vol. 57, pp. 473-86.

25- Ghartey, Edward E., "Monetary Dynamics in Jamaica: Evidence from Cointegration, Error Correction Modelling, and Exogeneity," *North American Journal of Economics and Finance*, 1998, Vol. 9, No. 1, pp. 33-43.

26- Ghatak, Subrata, *Monetary economics in Developing Countries*, Second Edition, Now York, St. Martin's Press Ins, 1995.

27- Goldfeld, Stephen M., "The Demand for Money Revisited." *Brooking Papers on Economic Activity*, 1973, No. 3, 577-638.

28- _____, "The Case of the Missing Money." *Brooking Papers on Economic Activity*, 1976, Vol. 3, pp. 683-730.

29- Goodhart, C.A.E., *Money, Information and Uncertainty*, Second Edition, London, MacMillan Press Ltd, 1989.

30- Gorden, Robert J., "The Short-Run Demand for Money: A Reconsideration," *Journal of Money, Credit and Banking*, 1984, Vol.16, pp.403-434.

31- Greene, William H., *Econometrics Analysis*, second edition, Now York, MacMillan, 1993.

www.SID.ir

Archive of SID

32- Handa, Jagdish, *Monetary Economics*, London, Routladge, 2000.
33- Hamburger, Michael, "Behavior of Money Stock: Is There a Puzzle?" *Journal of Monetary Economics*, 1997, Vol.3, pp. 262-88
34- Heller, H. and Khan, Mohsin, "The Demand for Money and the Term Structure of Interest Rates," *Journal of Political Economy*, 1979, Vol.87, pp. 109-29
35- Johansen, Soren, and Juselius, Katarina, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1990, Vol. 52, 169-210.
36- Judd, JP and Scadding, JL, "The Search for a Stable Money Demand Function: A Survey of the Post-1973 Literature," *Journal of Economic Literature*, 1982, Vol. 20, pp. 993-1023.
37- Komijani, Akbar, "Analysis of the Modified Money Demand Function and Test for Its Stability through Alternative Econometric Techniques," a thesis submitted for the degree of Ph.D., University OF Wisconsin-Milwaukee, 1983.
38- Laidler, E.W. David, *The Demand for Money: Theories, Evidence and Problems*, Fourth Edition, Harper Collins College Publishers, 1993.
39- Lewis, Mervyn and Mizen, Paul, *Monetary Economics*, New York, Oxford University Press Inc, 2000.
40- Liu, Olin and Olimuyiwa, Adedeji, "Determinants of Inflation in the Islamic Republic of Iran: A Macroeconomic Analysis," *IMF* WP/00/127, 2000.
41- Lutkepol, Helmut, "The Sources of the U.S. Money Demand Instability, " *Empirical Economics*, 1993, Vol. 18, pp. 729-43.
42- Pesaran, M.H. and Pesaran, B., *Working with Microfit 4.0 Interactive Econometric Analysis*, Oxford University Press, 1997.
43- Reinsel, Gregory C. and Ahn, Sung K., "Vector Autoregressive Models with Unit Root and Reduced Rank Structure: Estimation, likelihood Ratio Test and Forecasting," *Journal of Time Series Analysis*, 1992, pp. 353-75.
44- Seddighi, H. R., and Lawler, K.A. and Katos, A. V., *Econometrics a Practical Approach*, London, Routledge, 2000.
45- Subramanian, S. Sriram, "Survey of Literature on Demand for Money: Theoretical and Empirical Work with Special Reference to Error-Correction Models," *IMF* WP/99/64, 1999.
46- Tobin, J., "The Interest-Elasticity of Transactions Demand for Cash," *The Review of Economics and Statistics*, 1956, No. 38, pp. 241-47.

www.SID.ir