

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 مستقیمی که تا قبل از برنامه سوم بین این دو متغیر وجود 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 ($0/16$) 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 - خطا، آزمون‌های ثبات.

* دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

** کارشناس ارشد اقتصاد.

۱- مقدمه

به عقیده کینز رابطه میان تقاضای پول و نرخ بهره احتمالاً در طول زمان بی ثبات خواهد بود و تغییر در نرخ بهره انتظاری موجب انتقال تابع تقاضای پول می شود. از طرف دیگر پیروان مکتب پول گرایی نیز معتقدند که تابع تقاضای پول از لحاظ آماری بهتر از تابع مصرف یا سرمایه گذاری تعیین می شود 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 بی ثباتی 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 پیش بینی بر اقتصاد دارد و کنترل عرضه پول توسط بانک مرکزی ابزاری سودمند در جهت اجرای سیاست های فعال پولی است. در صورتی که تابع تقاضای پول بی ثبات باشد و تغییرات غیرقابل پیش بینی را تجربه کند، مقامات پولی توانایی خود در پیش بینی اثر تغییر مقدار پول بر متغیرهای دیگر را از دست خواهند داد و این امکان تقویت می شود که انتقال تابع تقاضای پول، منبع مستقل اختلال در اقتصاد باشد.

جاد و اسکادینگ^۱ (۱۹۸۲) بیان می کنند که تابع تقاضای پول باید خصوصیتی را داشته باشد تا پول به طور قابل پیش بینی بر اقتصاد اثر بگذارد. آنها این خصوصیات را در سه دسته تقسیم بندی می کنند. اول: تابع تقاضای پول باید از نظر آماری قابل پیش بینی باشد و معیارهای خوبی برآزش، ثبات و قدرت پیش بینی 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 می شوند، باید رابطه معنی داری میان بخش پولی و فعالیت های حقیقی اقتصاد را نشان دهند.

1- Judd and Scadding.

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^۱ (۱۹۷۶) عنوان می‌کند که تعریف M_1 باثبات نبوده و نمی‌توان تابع تقاضای پول را در این سال‌ها تخمین زد. وی این تغییر را پدیده پول گمشده^۲ 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 در پی تعریف متغیرهایی بودند که در تابع تقاضای پول وارد شود و آن را باثبات سازد. هامبرگر^۳ (۱۹۷۷) دریافت که وارد کردن نسبت سود سهام به متوسط قیمت آن، تابع تقاضای پول باثبات می‌شود. اقتصاددانان دیگری همچون خان و هلر^۴ (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.

در اوایل دهه ۱۹۸۰ میلادی ادبیات و مطالعات تابع تقاضای پول با مشکل دیگری مواجه شد. در این دوره اقتصاددانان با کاهش سرعت گردش پول مواجه

1- Goldfeld.

2- The case of missing money.

3- Hamburger.

4- Khan and Heller.

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 اوراق بهادار 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. انزler، جوهانسن و پائولوس^۱ (۱۹۷۶) به این نتیجه رسیدند که بی‌ثباتی تابع تقاضای پول ایالات متحده، در اثر ابداعات مالی بوده است. بوگتن^۲ (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.

پیشرفت‌های بین‌المللی: حرکت‌های ناگهانی در نرخ ارز، جابه‌جایی میان نرخ ارز ثابت و شناور و یا قرار دادن محدودیت‌هایی بر نقل و انتقال وجوه بانکی میان

1- Enzler Johanson and Paulus.

2- Boughton.

کشورها، که می‌تواند ترجیحات ساکنان را برای نگهداری پول عوض کند. تغییر در سیاست پولی: سعی در محدود نمودن رشد یک قسمت از بخش مالی توسط مقامات پولی، بدون اعمال محدودیت‌های مشابه بر جانشین‌های پول. در این صورت انتقال تابع تقاضای پول امکان‌پذیر می‌شود.

آرانگو و نادیری^۱ (۱۹۸۱) بیان کردند که بی‌ثباتی تابع تقاضای پول به دلیل تغییر نظام ارزی است و گردن^۲ (۱۹۸۴) نیز این مطلب را تایید کرد. گردن در مقاله خود بیان می‌کند که قسمتی از بی‌ثباتی تابع تقاضای کوتاه‌مدت پول می‌تواند نتیجه انتقال منحنی فیلیپس باشد که در اثر تکانه عرضه پول (۱۹۷۳-۷۵) اتفاق افتاده است. برخی دیگر از محققان مانند گیرتن و رپر^۳ (۱۹۸۱) جانشینی پولی را علت بی‌ثباتی می‌دانند.

لازم به ذکر است که روش‌های اقتصاد سنجی به کار گرفته شده در مطالعات فوق یکسان نیستند. مثلاً لتکه‌پول^۴ (۱۹۹۳) ثبات تابع تقاضای پول برای ایالات متحده را با روش حداقل مربعات انعطاف‌پذیر^۵ مورد بررسی قرار داد. اما وارد شدن تکنیک‌های همگرایی، اثری محسوس بر ادبیات ثبات تقاضای پول داشته و این تکنیک‌ها به‌طور گسترده‌ای در تابع تقاضای پول به کار گرفته می‌شوند. 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 حلافی (۱۳۸۰) برای ایران نیز از این روش استفاده کرده‌اند. با پیشرفت بیشتر بحث همگرایی درک شد که وجود همگرایی در میان مجموعه‌ای از متغیرها لزوماً نشان‌دهنده ثبات بلندمدت ضرایب نیست. لذا در برخی از مطالعات سعی شد تا پایداری پارامترهای بلندمدت با انجام مجموعه‌ای از آزمون‌های پایداری آزمون شود. برای نمونه می‌توان به مطالعه بهمنی‌اسکویی (۲۰۰۲) رجوع کرد. در این مطالعه،

1- Arango and Nadiri.

2- Gorden.

3- Girton and Roper.

4- Lutkpol.

5- Flexible least Squares.

بهمنی اسکویی 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 آزمون F^1 و مدل با ضرایب تصادفی (RCM)^۲ 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 توسعه یافته

در بیشتر کشورهای کمتر توسعه یافته، 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.^۳ در کشورهای کمتر توسعه یافته، عموماً نرخ بهره، معیار مناسبی برای نشان دادن هزینه فرصت نگهداری پول نیست. در این کشورها به دلیل فقدان بازار مالی توسعه یافته، 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 کالاهای بادوام اقدام به سوداگری می‌کنند. به طور کلی می‌توان اندازه محدود بازارهای مالی، چسبندگی نهادی نرخ بهره، وجود دارایی‌های مالی محدود و درجه

1- F- Test.

2- Random Coefficient Model.

۳- نرخ بهره‌ای که در سیستم اداری تعیین می‌شود و نرخ بهره‌ای که در بازار غیررسمی می‌تواند وجود داشته باشد.

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 پول 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.^۱

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 Y درآمد 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 اسمی مرتبط می‌سازد و بر اهمیت تقاضای پول در تعیین اثر عرضه پول بر سطح قیمت‌ها تاکید می‌کند،

$$M^d = KPY$$

کینز به تقاضای پول از زاویه‌ای کاملاً متفاوت نگریند و تحلیلی دقیق‌تر

۱- در بازارهای مالی، نرخ بهره اسمی و حقیقی توسط رابطه زیر به هم مرتبط می‌شوند.

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

نرخ بهره واقعی r_t^e 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^e 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 متغیر نرخ تورم انتظاری مناسب است و نرخ تورم یکی از جانشین‌های آن در مدل است.

نسبت به اقتصاددانان پیش از خود ارائه کرد. کینز با فرض این که 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، $M^d = k(Y) + L(r)$. دو ویژگی پول به عنوان وسیله مبادله و ذخیره ارزش زیربنای تئوری‌های بعد از کینز را تشکیل می‌دهند. بامول (۱۹۵۲)^۱ و توبین^۲ (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 متغیر جایگزین برای بازدهی کالاهای واقعی)، بر تقاضای پول اثر می‌گذارند. او همچنین ثروت را به عنوان عامل تعیین‌کننده تقاضای پول مطرح کرد.

۴-۱- معرفی مدل تابع تقاضای پول

انتخاب تعریف مناسب برای پول از موارد بحث انگیز در زمینه تقاضای پول

1- Baumol.

2- Tobin.

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^۱ 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 دائمی و ثروتند. "در مورد این که کدام متغیر تابع 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 دائمی و درآمد دائمی نتایج بهتری نسبت به درآمد جاری در پی 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 متغیر تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر جانشین استفاده می‌شود. برای نمونه می‌توان به مطالعاتی که در ایران انجام شده است اشاره کرد. با توجه به شرایط کشور از نظر دسترسی به آمارهای دقیق و همچنین مطالعات گذشته، در اینجا نیز از تولید ناخالص

۱- 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 پیشگامی حتی (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)، سابرامانیا (۱۹۹۹) و در مورد ایران به کمیجانی و نظریان (۱۳۷۰) مراجعه کنید.

داخلی به عنوان جانشینی برای حجم معاملات استفاده می‌شود.^۱ اگر چه درآمد دائمی می‌تواند به عنوان جانشین حجم مبادلات در مدل قرار گیرد و ممکن است نتایج بهتری نسبت به درآمد جاری به دست دهد، اما به کارگیری این متغیر به 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 دائمی وجود دارد. چراکه درآمد دائمی در 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 توسعه یافته که تورم را برای سال‌های طولانی تجربه کرده‌اند و در آنها بازارهای مالی به طور کامل توسعه نیافته است، نرخ تورم معیار مناسب‌تری برای هزینه فرصت نگهداری پول است. از آنجا که بازار مالی در ایران ویژگی‌های توسعه نیافتگی 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^۲، نرخ ارز را در کنار نرخ بهره قرار داده‌اند. ارانگو و ندیری^۳ (۱۹۸۱) بحث می‌کنند که کاهش ارزش پول

۱- اگر چه GDP به عنوان جانشینی برای حجم معاملات در تابع تقاضای پول وارد می‌شود، اما مشکلاتی در رابطه با این متغیر وجود 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)).

2- Currency Substituiton.

3- Arango and Nadiri.

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. بهمنی‌اسکوویی و پورحیدریان^۱ (۱۹۹۲) نیز بحث می‌کنند که اگر انتظار کاهش ارزش پول ملی در بین سرمایه‌گذاران داخلی وجود داشته باشد، در این صورت آنها پول داخلی^۲ 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^۳:

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

حالت لگاریتمی مدل مذکور به شرح زیر خواهد بود:

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

که در آن لگاریتم حجم نقدینگی حقیقی^۴، Y_t لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹، π_t نرخ تورم و E_t لگاریتم نرخ ارز در بازار آزاد^۵ و دوره مورد مطالعه ۱۳۳۹ تا ۱۳۸۱ است. استفاده از شکل لگاریتمی متغیرها در مدل، ممکن است برخی محدودیتها که

1- Bahmani- Oskooee and Pourheydarian.

2- Domestic Currency.

۳- 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:

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

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.

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

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

به لحاظ اقتصاد سنجی پدید آمده را مرتفع سازد. در برخی موارد لگاریتم گیری از متغیرها، احتمال همخطی و نامانایی را کم می کند. از طرف دیگر ضرایب برآورد شده در چنین مدلی نقش کشش را خواهند داشت که به لحاظ تفسیر و تحلیل در سیاستگذاری ها کاربرد بیشتری دارند. قبل از پرداختن به نتایج تجربی مطالعه حاضر، مختصری در زمینه آزمون های CUSUM و CUSUMSQ و ویژگی های آنها بحث می کنیم.

۲-۴- آزمون های ثبات

آزمون هایی در زمینه ثبات مدل های رگرسیون مطرح شده است. یکی از آنها آزمون چاو^۱ است (آزمون F). 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 می شود که آزمون های تشخیصی^۲ بر مبنای روش رگرسیون بازگشتی^۳ انجام شود. رگرسیون بازگشتی شامل یک سری از تخمین های حداقل مربعات معمولی است.

در رگرسیون بازگشتی کمترین تعداد مشاهدات (K) مبنای قرار می گیرد و با آنها مدل تخمین زده می شود، معمولاً این حداقل بستگی به تعداد پارامترهای مدل دارد که باید برآورد شوند. پس از آن مدل بر اساس $K, K+1, K+2, \dots$ تا n مشاهده تخمین زده می شود. این روش یک سری زمانی از تخمین های حداقل مربعات معمولی را به دست خواهد داد.

اگر مدل از نظر ساختاری باثبات باشد، باید میزان انحرافات در تخمین پارامترها کوچک باشد. اگر تخمین پارامترها به طور معنی دار و سیستماتیکی تمایل به تغییر داشته باشد، می توان بی ثباتی در ضرایب یا خطای تصریح مدل را انتظار داشت. از طریق مدل های بازگشتی می توان پسماندهای بازگشتی را استخراج کرد.

1- Chow.

2- Diagnostic test.

3- Recursive estimation.

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.

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

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 تخمین زده و پسماندها را حساب می‌کنیم. این عمل را برای کل مشاهدات انجام می‌دهیم. به‌طور کلی پسماندهای بازگشتی را از رابطه زیر به دست می‌آوریم.

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

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 تراکمی پسماندهای 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.

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

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 یا تصریح، اشتباه تفسیر می‌شود.

در این آزمون فرضیه صفر ثبات ضرایب است. فاصله اطمینان در این آزمون دو خط مستقیم است. دو نقطه $(K, a(n-k)^{0,05})$ 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.^۱ 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:

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

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 به دست 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.

۵- بررسی‌های تجربی

به کارگیری روش‌های سنتی در اقتصادسنجی، مبتنی بر فرض مانایی متغیرها

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

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 پیردازیم، 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^۱ (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)

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

* 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.

جوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۰) در پی بر طرف کردن اشکالات روش انگل- گرنجر (۱۹۸۷)، روش دومی را ارائه دادند که از طریق حداکثر درست‌نمایی

1 - Schwarz Bayesian Criteerion (SBC).

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^۱ با دو وقفه انجام دادیم.

رینسال و آن^۲ (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)

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

r تعداد بردارهای همگرایی است.

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

1- Vector Auto – Regression Model (VAR).

2- Reinsel and Ahn.

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^۱ نشان می‌دهد.

جدول ۳- بردار همگرایی نرمال شده بر اساس حجم نقدینگی

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

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 (-۰/۳۴) است. نرخ ارز رابطه‌ای معکوس (-۰/۱۲۵) با مقدار تقاضای پول دارد که بر آن اساس اثر جانیشینی 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^۲ 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.

بنابراین برای تبیین ویژگی‌های کوتاه‌مدت تابع تقاضای پول، مدل تصحیح-خطا را برای بردار همگرایی دوم استخراج می‌کنیم. پسماندهای بردار همگرایی

1- Static.

2- Laider.

نشان‌دهنده عدم تعادل بلندمدت در بازار پول است که در مدل تصحیح - خطا وارد می‌شود. در این مدل تعادل بلندمدت با حرکات کوتاه‌مدت به طور یکجا مورد بررسی قرار می‌گیرند.

$$\Delta M_t = 0.370\Delta M_{t-1} + 0.325\Delta Y_{t-1} + 0.0007\Delta\pi_{t-1} + 0.138\Delta E_{t-1} - 0.16ECM_{t-1}$$

2.06(0.47)
1.57(0.125)
0.43(0.667)
1.87(0.069)
-2.10(0.042)

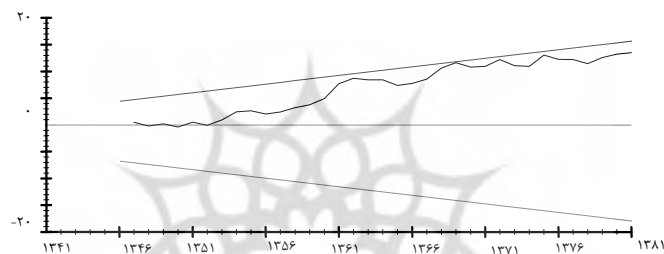
همچنین در زیر هر ضریب، آماره t و احتمال رد فرضیه صفر در سطح معنی‌داری پنج درصد (داخل پرانتز) ارائه شده است. ضریب تصحیح-خطا، مطابق با مبانی تئوریک، منفی و کوچکتر از یک است و در سطح معنی‌داری پنج درصد بامعنی است. بامعنی بودن ضریب تصحیح-خطا وجود بردار همگرایی بین متغیرها را تایید می‌کند. نکته قابل توجه 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) به کارگیری آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ را 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^۱ (۱۹۷۵) مطرح شدند. کمیجانی (۱۹۸۳) و بهمنی اسکویی (۲۰۰۲) نیز از این آزمون‌ها برای بررسی ثبات تابع تقاضای پول استفاده کرده‌اند.

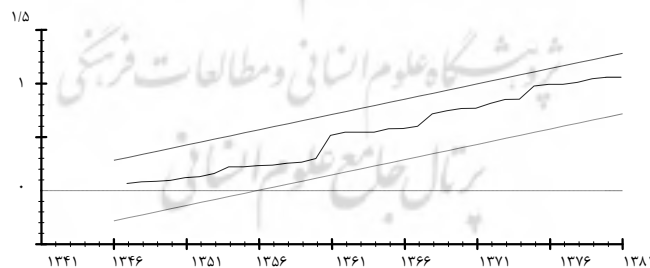
نمودار ۱ و ۲ به ترتیب آماره‌های آزمون CUSUM و CUSUMSQ را که در مقابل زمان رسم شده‌اند نمایش می‌دهد. خطوط مستقیم در نمودارها سطح معناداری پنج درصد را نشان می‌دهند. همانطور که در نمودارهای ۱ و ۲ مشاهده می‌شود، مسیر حرکت آماره‌های آزمون به‌گونه‌ای است که پیوسته در داخل خطوط مستقیم قرار دارد و بر بی‌ثباتی مدل دلالت نمی‌کند. براساس این آزمون‌ها

1- Brown, Durbin and Evans.

فرضیه ثبات ضرایب را در سطح معنی داری پنج درصد نمی توان رد کرد و می توان نتیجه گرفت که تابع تقاضای پول در دوره مورد مطالعه (۸۱-۱۳۳۹) با ثبات بوده است. به عبارت دیگر، برهم خوردن رابطه رشد نقدینگی و تورم طی سال های اخیر در ایران را نمی توان به صورت بی ثباتی تابع تقاضای پول تفسیر کرد. مزیت روش های CUSUM و CUSUMSQ نسبت به سایر روش های متداول در آزمون ثبات تابع، آن است که نیاز به پیش داوری و قضاوت در مورد زمان وقوع تکانه نیست و ماهیت روش های مذکور به گونه ای است که به دنبال کنترل زمان وقوع تکانه در طول دوره بررسی است.



نمودار ۱- آزمون CUSU



نمودار ۲- آزمون CUSUMSQ

۶- نتیجه گیری

نتایج روش همگرایی جوهانسن (۱۹۹۱) نشان می‌دهد که حجم نقدینگی M_2 با تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم و نرخ ارز در بازار موزی 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- اسلاملوپیان، کریم و حیدری، مرتضی، "انتقاد لوکاس و بررسی ثبات تقاضای برای پول در ایران"، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۲، 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 علمی پژوهشی اقتصاد و مدیریت، شماره ۱۰ و ۱۱، پاییز و زمستان ۱۳۷۰.
- ۴- طیبیان، 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 - In- 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 اسلامی ایران (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 اسلامی ایران (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 Pourheydari, Mohammad, "Exchange Rate 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.
 - 32- Handa, Jagdish, *Monetary Economics*, London, Routlodge, 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.