

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 (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 - 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^{۱۶۷} (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.

۲- بی ثباتی در تابع تقاضای پول

از ابتدای دهه ۱۹۷۰ میلادی، تابع تقاضای پول در ایالات متحده آمریکا به طور 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 تخمین زد. 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 در پی 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.

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 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^{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.

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 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 ندیری^{۱۷۴} (۱۹۸۱) بیان کردند که بی‌ثباتی تابع تقاضای پول به دلیل تغییر نظام ارزی است و گردن^{۱۷۵} (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^{۱۷۶} (۱۹۸۱) جانشینی پولی را علت بی‌ثباتی می‌دانند.

لازم به ذکر است که روش‌های اقتصادسنجی به کار گرفته شده در مطالعات فوق یکسان نیستند. مثلاً لتکه‌پول^{۱۷۷} (۱۹۹۳) ثبات تابع تقاضای پول برای ایالات متحده را با روش حداقل مربعات انعطاف‌پذیر^{۱۷۸} 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

174- Arango and Nadiri.

175- Gorden.

176- Girton and Roper.

177- Lutkpol.

178- Flexible least Squares.

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 آزمون ^{179}F و مدل با ضرایب تصادفی (RCM) 180 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 181 . 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

179- F- Test.

180- Random Coefficient Model.

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

کالاهاى بادوام اقدام به سوداگرى مى کنند. به طور کلى مى توان اندازه محدود بازارهاى مالى، چسبندگى نهادى نرخ بهره، وجود دارايى هاى مالى محدود و درجه محدود جانشينى ميان پول و دارايى هاى مالى در مقايسه با کشورهاى توسعه يافته را به عنوان عوامل جاىگزينى نرخ بهره با تورم انتظارى در تابع تقاضاى پول کشورهاى کمتر توسعه يافته بيان کرد. بنا بر اين در کشورهاى کمتر توسعه يافته و کشورهايى که تورم بالا را تجربه مى کنند، نرخ تورم انتظارى ميزان سنجش بهترى براى هزينه فرصت نگهدارى پول است و به جاى نرخ بهره در تابع تقاضاى پول وارد مى شود.^{۱۸۲}

۴- مبانى نظرى

فرمول معروف تئورى مقدارى پول براى اولين بار توسط فيشر معرفى شد. تئورى مقدارى پول رابطه اى مستقيم و متناسب را ميان مقدار پول و سطح قيمت ها نشان مى دهد، $MV=PY$ که در آن Y درآمد حقيقى، P سطح متوسط قيمت کالاها و خدمات مبادله شده طى دوره مشخص، V سرعت گردش پول و M موجودى پول است. تفسيرى ديگر از نظريه مقدارى پول به رهيافت کمبريج شهرت يافته است. اين الگو، مقدار تقاضاى پول را به درآمد اسمى مرتبط مى سازد و بر اهميت تقاضاى پول در تعيين اثر عرضه پول بر سطح قيمت ها تاکيد مى کند،

۱۸۲- در بازارهاى مالى، نرخ بهره اسمى و حقيقى توسط رابطه زير به هم مرتبط مى شوند.

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

نرخ بهره واقعى r_t^e دو جزء دارد: جزء معين و جزء تصادفى. در نگرش کلاسيکى جديد با انتظارات عقلايى، جزء معين نسبت به تغييرات در عرضه پول و نرخ تورم گذشته ثابت است. در نرخ تورم هاى مشخص، تغيير در نرخ واقعى بهره تمايل دارد که نسبت به نرخ تورم مورد انتظار بسيار کوچکتر باشد، پس Π_t^e, r_t با هم همبسته خواهند شد. وجود اين همبستگى و رابطه ميان نرخ تورم انتظارى و نرخ تورم واقعى باعث مى شود که نرخ بهره و نرخ تورم واقعى با هم همبسته باشند. بنا بر اين وجود نرخ بهره و نرخ تورم به طور همزمان در مدل تقاضاى پول اغلب همخطى و تخمين هاى تورش دار از ضرايب را ايجاد مى کند. به عنوان روشى براى رفع اين مشکل آمارى، نرخ تورم اغلب از مدل حذف مى شود و مدل با نرخ بهره براى کشورهاى توسعه يافته تخمين زده مى شود. در کشورهاى کمتر توسعه يافته ممکن است نرخ تورم انتظارى در معادله به جاى نرخ بهره معرفى شود. بايد به اين نکته توجه کرد که متغير نرخ تورم انتظارى مناسب است و نرخ تورم يکى از جانشين هاى آن در مدل است.

$$M^d = KPY$$

کینز به تقاضای پول از زاویه‌ای کاملاً متفاوت نگرست و تحلیلی دقیق‌تر 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)^{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:

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

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.

183- Baumol.

184- Tobin.

۴-۱- 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 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 به‌عنوان 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 به‌عنوان 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

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 پیشگامی جتی (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.

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 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^{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 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)).

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 لگاریتمی مدل مذکور به شرح زیر خواهد بود:

$$\ln m_t = a + b \ln Y_t + c \ln \Pi_t + d \ln E_t + u_t$$

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:

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

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 ۵/۰ 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 به دست آمده است.

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

استفاده از شکل لگاریتمی متغیرها در مدل، ممکن است برخی محدودیتها که به لحاظ اقتصادسنجی 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 (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 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) مبنای 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 $K, K+1, K+2, \dots$ تا n مشاهده تخمین زده می‌شود. این روش یک سری زمانی از تخمین‌های 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 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.

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.

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

که در آن β 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. به طور کلی پسماندهای بازگشتی را از رابطه زیر به دست می‌آوریم.

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

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^{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:

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

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.

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

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)

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 بردارهای همگرایی را شناسایی می کند. در این روش برای تعیین بردارهای همگرایی از دو آماره حداکثر مقدار ویژه و آماره اثر استفاده می شود. برای بررسی ثبات تابع تقاضای پول، روش همگرایی جوهانسن را که نسبت به دیگر روش ها قوی تر 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 مدل هایی که تعداد مشاهدات کم است آماره های اثر و حداکثر مقدار ویژه می تواند تورش داشته باشد. بنابراین آنها پیشنهاد می کنند آماره آزمون نسبت درستنمایی در $(T-nk)/T$ ، ضرب شود. که در آن n تعداد متغیرهای مدل، k تعداد وقفه های 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 مک کینون در سطح پنج درصد نشان می دهد که در هر دو آزمون فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود بردار همگرایی در سطح پنج درصد رد می شود.

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.

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

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

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 (-۰/۰۳۴) 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.

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.

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

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

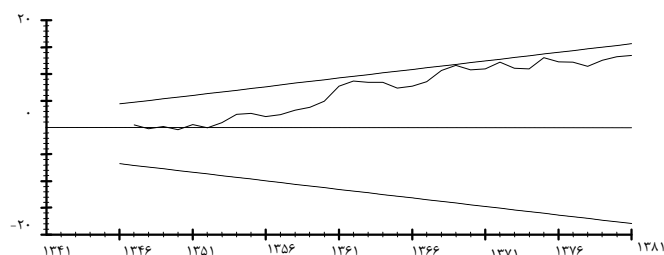
همچنین در زیر هر ضریب، آماره t و احتمال رد فرضیه صفر در سطح معنی‌داری پنج درصد (داخل پرانتز) ارائه شده است. ضریب تصحیح-خطا، مطابق با مبانی تئوریک، منفی و کوچکتر از یک است و در سطح معنی‌داری پنج درصد بامعنی است. بامعنی بودن ضریب تصحیح-خطا وجود بردار همگرایی بین متغیرها را تایید می‌کند. نکته قابل توجه 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) به‌کارگیری 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^{۲۰۳} (۱۹۷۵) مطرح شدند. کمیجانی (۱۹۸۳) و بهمنی اسکویی (۲۰۰۲) نیز از این آزمون‌ها برای بررسی ثبات تابع تقاضای پول استفاده کرده‌اند.

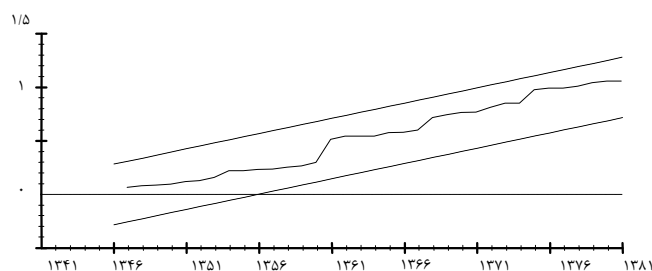
نمودار ۱ و ۲ به ترتیب آماره‌های آزمون CUSUM و CUSUMSQ را که در مقابل زمان رسم شده‌اند نمایش می‌دهد. خطوط مستقیم در نمودارها سطح معناداری پنج درصد را نشان می‌دهند. همانطور که در نمودارهای ۱ و ۲ مشاهده

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 (۸۱-۱۳۳۹) 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



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- 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- طبیبیان، محمد و سوری، داوود، "تعداد 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, Milton, "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, Routledge, 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.