بررسی رابطه توزیع درآمد و تقاضای پول در ایران

احمد جعفری صمیمی*
زهرا علمی**
علی صادق‌زاده یزدی***

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مطالعات زیادی دردهه‌های اخیر، درخصوص تابع تقاضای پول ومتغیرهای تأثیرگذار برآن در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه انجام شده است. چراکه شناخت صحیح این تابع می‌تواند سیاستگذاری اقتصادی را در اتخاذ سیاستهای پولی و مالی مناسب جهت دستیابی به اهداف کلان اقتصادی یاری رساند. علاوه بر متغیرهای شناخته شده در زمینه برآورد تابع تقاضای پول، متغیر

*. دکتر احمد جعفری صمیمی؛ عضو هیأت علمی دانشگاه مازندران. E. mail: jafarisa@umz.ac.ir
**. دکتر زهرا علمی؛ عضو هیأت علمی دانشگاه مازندران. E. mail: zeknuka@yahoo.com
***. علی صادق‌زاده یزدی؛ کارشناس ارشد اقتصاد. E. mail: asadeghzadeh2003@yahoo.com

ضریب جینی به‌عنوان متغیر توزیع درآمد نیز می‌تواند در این تابع گنجانده شود. در این مقاله کوشش شده است تا تأثیراین متغیر بر تقاضای پول مورد بررسی و ارزیابی قرار گیرد. در این مسیر از روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و داده‌های سالانه ۱۳۸۳-۱۳۳۸ استفاده شده است.

نتایج حاصله حاکی از ان است که تراز واقعی پول براساس تعریف محدود و گسترده آن با تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم و نرخ ارز همگراست. همچنین علامت ضریب جینی به لحاظ نظری صحیح نیست.

به منظور بررسی پویاییهای کوتاه‌مدت رابطه تعادلی بلندمدت از الگوی تصحیح خطا استفاده شده است که مقدار ضریب جمله تصحیح خطا بیانگر این مطلب است که حرکت به سمت تعادل بلندمدت در بازار پول به کندی صورت می‌گیرد.

نتایج حاصل از آزمونهای ثبات، نشان‌دهندهٔ ثبات ضرایب تابع تقاضای پول هستند؛ به عبارتی می‌توان پذیرفت که تابع تقاضای پول در ایران باثبات است.

کلید واژه‌ها:

ایران، توزیع درآمد، اقتصاد، تابع تقاضا، پول، الگوی ARDL، الگوی ECM

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مقدمه

تقاضا برای پول به همراه تقاضای مصرف‌کننده، تقاضای سرمایه‌گذاری و عرضه پول، چهار تابع مهم در طرف تقاضای اقتصاد هستند که بررسی پایه‌ها و مبانی تئوریک و همچنین بررسی تجربی آنها، برای تجزیه و تحلیلهای کلان اقتصادی و بکارگیری مناسب سیاستهای پولی و مالی ضروری است. همچنین شناخت صحیح تابع تقاضا برای پول در تحلیل مشکلات اقتصاد کلان، سیاستگذاری اقتصادی و اثربخشی سیاستهای کلان اقتصادی الزامی است .

بنابراین تحقیق حاضر به بررسی تجربی تابع تقاضای پول در ایران به‌عنوان یکی از توابع مهم اقتصاد کلان می‌پردازد. در تحقیق حاضر تلاش شده است تا به شناسایی مناسب‌ترین متغیرهای توضیحی برای حضور در تابع تقاضا برای پول در ایران پرداخته شود. همچنین در این مسیر علاوه بر متغیرهای معمول استفاده شده در تحقیقات قبلی کوشش شده تا نتایج دخالت متغیر ضریب جینی به عنوان متغیر توزیع درآمد در تابع تقاضای پول در ایران مورد بررسی قرار گیرد.

در این راستا، سعی شده است تا با استفاده از تحلیل سری‌های زمانی و به کارگیری الگوی خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی، مناسب‌ترین تابع تقاضا برای پول در ایران انتخاب و تخمین زده شود. همچنین ثبات تابع تقاضا برای پول در ایران به مفهوم پایداری نسبی ضرایب برآورد شده در طول زمان نیز با استفاده از آزمونهای مجموع تراکمی پسماندهای بازگشتی و مربع مجموع تراکمی پسماندهای بازگشتی بررسی می‌شود.

دیدگاه نظری پیرامون اثر توزیع درآمد بر تقاضای پول

توزیع درآمد، به توضیح چگونگی سهم افراد یک کشور، از درآمد ملی می‌پردازد؛ به عبارتی، توزیع درآمد، درجه نابرابری موجود بین درآمد افراد یک کشور را توصیف می‌کند. یکی از مهمترین وظایف اقتصادی دولت، کنترل وضعیت نابرابری درآمد است؛ زیرا وظیفه توزیع حکم می‌کند، دولت به منظور کاهش نابرابری، چگونگی تغییرات درآمدهای افراد جامعه را با استفاده از ابزارهای موجود تجزیه و تحلیل کند. با توجه به مشاهدات صورت گرفته،

نابرابری توزیع درآمد، فقط خاص کشورهای صنعتی با اقتصاد مبتنی بر بازار نیست؛ بلکه در میان کشورهای در حال توسعه، با شدت بیشتری مشاهده می‌شود. از این رو بررسی آثار نابرابری توزیع درآمد- که عده‌ای نابرابری اقتصادی را عامل مهمی در بی‌عدالتی و تضاد اجتماعی می‌دانند- بر سایر متغیرهای اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. بنابراین در این تحقیق آثار توزیع درآمد را بر تقاضای پول، به‌عنوان یکی از توابع مهم و کلیدی در اقتصاد کلان مورد بررسی قرار می‌دهیم.

یکی از متغیرهایی که در چند سال اخیر علاوه بر متغیرهای معمول به کار گرفته شده در تخمین تابع تقاضای پول مورد توجه قرار گرفته است توزیع درآمد می‌باشد. «بامول»[1] و «توبین»[2] با فرض ثابت ماندن چگونگی توزیع درآمد در کوتاه مدت به برآورد تابع تقاضا برای پول پرداختند. بدین ترتیب آنها تأثیرپذیری تقاضا برای پول را از نحوهٔ توزیع درآمد در تحلیلهای کوتاه‌مدت خود نادیده گرفتند. از سوی دیگر، در ادبیات اقتصادی شواهدی در دست است که توزیع درآمد می‌تواند بر تقاضای پول مؤثر باشد. «لیدلر»[3] معتقد است «برای هر سطح مشخصی از درآمد کل، هر چه میزان بیشتری از درآمد در دست عده معدودی متمرکز باشد، تقاضا برای پول کمتر خواهد بود. درک این موضوع ساده است؛ زیرا صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس در نگهداری پول برای هر کدام از معامله گران افزایش می‌یابد، بطوریکه یک معامله‌گر که حجم مشخصی از معاملات را انجام می‌دهد، پول نقد کمتری از دو معامله‌گر که هر کدام نصف همان حجم از معاملات را انجام می‌دهند، نگهداری خواهد کرد. بنابراین اگر نحوه توزیع درآمد تغییر کند، تقاضا برای پول نیز تغییر خواهد کرد.» بر اساس تحلیل لیدلر، وی معتقد است که هر چقدر توزیع درآمد ناعادلانه‌تر باشد، تقاضا برای پول کمتر می‌شود. بر اساس دیدگاه موجود، تعدادی از اقتصاددانان مانند «بارو»[4]، «چانت»[5] و «محمدی واسمیت»[6] به برآورد تابع تقاضا برای پول با لحاظ کردن متغیر توزیع درآمد

---

1. Baumol
2. Tobin
3. Laidler
4. Barro
5. Chant
6. Mohammadi and Smith

پرداختند. محمدی و اسمیت در برآورد تابع تقاضا پول نشان دادند که هر چه توزیع درآمد نابرابرتر باشد تقاضا برای پول کاهش می‌یابد.

در ایران نیز مطالعاتی در زمینه تأثیر توزیع درآمد بر تقاضای پول صورت گرفته است. قدیمی در رساله کارشناسی ارشد خود در سال ۱۳۷۴، تحت عنوان «بررسی ثبات تابع تقاضای پول در ایران نگرشی جدید با استفاده از تکنیک همگرایی، چگونگی تأثیر متغیر توزیع درآمد بر تقاضای پول را مورد بررسی قرار داد. وی در تحقیق خود به این نتیجه رسید که متغیر توزیع درآمد تأثیر معنی‌داری بر تقاضای پول ندارد. همچنین «هژبر کیانی» در تحقیق خود در سال ۱۳۷۸، از ضریب جینی به عنوان شاخصی برای توزیع درآمد در تابع تقاضای پول استفاده کرد. او در تخمین تابع تقاضای پول به این نتیجه دست یافت که توزیع درآمد باید به عنوان متغیری مناسب در تابع تقاضای پول با تعریف محدود لحاظ گردد؛ اما تأثیر این متغیر در تابع تقاضای پول با تعریف وسیع آن به عنوان یک متغیر توضیحی از لحاظ آماری معنی‌دار نیست.

مبانی نظری تابع تقاضای پول

در این قسمت از تحقیق تلاش می‌شود تا نظریه‌های غالب پولی در دو قرن اخیر به اختصار مورد بررسی و مطالعه قرار گیرد. با پایان جنگ جهانی دوم و آغاز بازسازی اقتصادی اروپا، نظریات کینز از گسترش و نفوذ روزافزونی برخوردار شد و در دهه‌های اخیر تنها تغییرات عمده در نظریه‌های پولی را صرفاً باید تجدیدنظرها و اصلاحات نه چندان اساسی در نظام فکری کینز بشمار آورد.

نظریه کلاسیک مقداری پول بر این اعتقاد بود که از برخورد نیروهای عرضه و تقاضا در اقتصاد، بهای نسبی کالاها و خدمات گوناگون بر حسب یکدیگر به دست می‌آید؛ در این صورت، نقش پول در اقتصاد، در تعیین سطح عمومی قیمتها بر حسب پول خلاصه می‌شد. به عبارت دیگر، اقتصاددانان کلاسیک و نئوکلاسیک معتقد بودند که هرگونه تغییر در عرضه پول، صرفاً موجب افزایش سطح عمومی قیمتها شده و هیچ گونه اثری بر بهای نسبی کالاها و خدمات نخواهد داشت. طرفداران این تئوری نظرات خود را در چارچوب دو روش متفاوت، اما

در نهایت یکسان تحت عناوین «روش معاملات نقدی»[1] و «روش موجودی نقدینگی»[2] بیان می‌داشتند. این نظریه که حدود ۱۵۰ سال تفکر اقتصادی در مورد نقش پول در اقتصاد را تحت الشعاع خود قرار داده بود، با آغاز انقلاب کینز در نظریه‌های اقتصادی به تدریج اعتبار خود را از دست داد.

فیشر[3] به توسعه نظریه مقداری پول پرداخت و برای پول معنی وسیع‌تری قائل شد و آن را مجموع اسکناس و مسکوک و سپرده‌های دیداری دانست. بر اساس نظریه وی، در هر خرید یا فروش، پول و کالای مبادله شده با هم برابرند : پس در مقیاس کل مبادلات سالیانه،کل مبادلات، برابر جمع کل پول‌های پرداختی است. بنابراین، حاصل ضرب متوسط قیمت کالاهای خریداری شده در کل آنها برابر حاصل ضرب متوسط پول در گردش در سرعت گردش آن است.

کینز[4] در نظریه خود نسبت به اقتصاددانان قبل از خود انگیزه‌های نگهداری پول را با دقت بیشتری مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهد . مشخصه بارز پول در معادله فیشر و کمبریج این بود که پول به عنوان یک وسیله مبادله و پرداخت عمومی مورد قبول واقع شده است. اما کینز سه انگیزه مختلف را برای نگهداری پول بیان می‌کند:

۱. انگیزه معاملاتی ۲. انگیزه احتیاطی ۳. انگیزه سفته بازی

براساس این نظریه، تقاضای معاملاتی و احتیاطی پول تابعی از سطح درآمد است، در حالی که تقاضای سفته‌بازی برای پول تابعی از نرخ بهره می‌باشد.

توبین مدل انتظارات بازگشت کننده[5] را که به کینز نسبت داده می‌شود و در مورد رجحان نقدینگی است، ارائه می‌دهد. براساس این تئوری، افزایش در تقاضای پول ناشی از دو اثر است؛ یکی اثر ثروت و دیگری اثر نرخ بهره. وی بیان می‌دارد وقتی که قیمت اوراق قرضه افزایش می‌یابد، ثروت فرد نیز افزایش خواهد یافت. بنابراین، وقتی که کاهش در نرخ بهره رخ می‌دهد، تمایل به سمت نگهداری پول، بیشتر می‌شود؛ زیرا هنگامی که نرخ بهره کاهش

---

1. Transaction Version
2. Cash Balanee Version
3. Fisher
4. Keynes
5. The Regressive Expectation Model

می‌یابد، ارزش دارایی اوراق قرضه فرد نیز افزایش می‌یابد، بنابراین، وی برای تبدیل دارایی خویش به ثروت پولی، از دارایی بیشتری برخودار می‌شود. همچنین با کاهش نرخ بهره، معینی از ثروت نقدی از اوراق قرضه به پول تبدیل می‌شود؛ بلکه میزان ثروت نقدی در اقتصاد نیز افزایش می‌یابد. همچنین این مدل بیان می‌دارد که کشش تقاضای پول نسبت به تغییرات نرخ بهره در طول زمان در حال افزایش است.

توبین همچنین در روش تراز سبد دارایی[1] ریسک و عدم اطمینان را بطور صریح در تعیین تابع تقاضای پول دخالت می‌دهد. در این روش به جای اینکه عایدی انتظاری سرمایه را ثابت و یک مقدار مشخص در نظر بگیریم فرض می‌شود که نگهدارنده دارایی با طیف وسیعی از عایدات انتظاری سرمایه روبروست که هر کدام از این انتظارات با احتمال وقوع معینی همراه هستند. این مدل با توضیح این که چرا دارندگان ثروت و دارایی، ممکن است دارایی خود را بین چندین دارایی توزیع کنند، زمینه محکمتر و مستدل تری از تقاضای سفته بازی پول را ارائه می‌دهد.

مدل موجودی انبار با مول و توبین[2] به تحلیل تقاضای معاملاتی پول می‌پردازد. آنها بیان می‌دارند که فرد با یک مبادله بین نرخ بهره‌ای که به واسطه نگهداری پول از دست می‌دهد و هزینه‌ای که نگهداری مقدار کم پول برای او به وجود می‌آورد سروکار دارد. او در تصمیم‌گیری برای مقدار نگهداری پول، منافع و هزینه‌های نگهداری آن را با هم مقایسه نموده و آن مقدار پولی که سود او را حداکثر می‌کند را نگهداری می‌کند.

در تحلیل فریدمن، پول به عنوان یک دارایی مدنظر قرار می‌گیرد. او معتقد است افراد جامعه می‌توانند ثروت خود را در قالب پنج نوع دارایی نگهداری کنند که شامل پول، اوراق قرضه، سهام، کالاهای مادی و فیزیکی و سرمایه‌های انسانی است. هر کدام از این اقلام دارایی، مولد درآمد بوده و برای صاحب خود ایجاد مطلوبیت می‌نمایند. از این رو، فرد در تصمیم‌گیری برای نگهداری پول و سایر داراییها، ترکیبی از این داراییها را انتخاب می‌کند که مطلوبیت او را افزایش بخشد.

---

1. The Portfolio Balance Approach
2. Baumol and Tobin Inventory Model for Money Demand

مروری بر کارهای تجربی

تاکنون مطالعات گسترده‌ای در زمینه بررسی وبرآورد تابع تقاضای پول در ایران و سایر نقاط جهان صورت گرفته است که ذیلاً به چند مورد آن اشاره می‌کنیم.

«آرستیس و دمستریادیس»[1] جهت بررسی تقاضا برای تعریف وسیع پول در قبرس، از یک الگوی تصحیح خطا استفاده کرده‌اند. در این مطالعه آشکار شده است که موجودی واقعی پول سرانه، تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه، هزینه مصرفی واقعی سرانه، نرخهای بهره و نرخ مورد انتظار تورم همگی انباشته از درجه یک[2] هستند. مقایر باقیمانده با وقفه ناشی از رابطه بلند مدت برآورد شده، در الگوی کوتاه مدت تصحیح خطا، منظور شده و نتیجه معنی‌داری از نظر آماری و علامت منفی مورد انتظار بدست آمده است.

تیلور[3] تابع تقاضای پول را برای دوره ۱۹۱۳-۱۸۷۱ در انگلستان که نظام استاندارد طلا در آن حاکم بوده را به روش جوهانسون[4] برآورد نموده است. بردار متغیرها شامل حجم پول، قیمت، درآمد ملی و نرخ بهره بلند مدت بود. در این مطالعه علائم ضرایب متغیرهای فوق مطابق تئوری‌های اقتصادی بوده است و بر وجود رابطه‌ای بلند مدت تعادلی تأکید گردید.

«بهمنی اسکویی و چی وینگ»[5] به برآورد تابع تقاضای بلند مدت پول با استفاده از مدل خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی[6] (ARDL) برای کشور هنگ کنگ پرداخته‌اند. آنها نشان داده اند که تقاضا برای پول در این کشور در بلند مدت تابعی از تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره داخلی، نرخ بهره خارجی و نرخ ارز است.

پسران در سال ۱۳۷۸ در مطالعه خود به برآورد تابع تقاضای برای پول در ایران در قبل و بعد از انقلاب مبادرت می‌ورزد و نشان می‌دهد که در معادله تقاضا برای پول، تغییر

---

1. Arestis and Demetriades, (1991).
2. Integrated Process of Degree One
3. Taylor, (1991).
4. Johansen
5. Bahmani-Oskooee and Chi WingNg, (2002).
6. Auto – Regressive Distributed lag Model

ساختاری به وجود آمده است . براساس مطالعه او، مانده‌های حقیقی پول در دوران قبل از انقلاب خود را سریع‌تر با عدم تعادلهای بازار پول انطباق داده است.

بهمنی اسکویی، در سال ۱۹۹۶، با استفاده از تحلیل هم انباشتگی جوهانسون-جوسیلیوس[1]، ضمن برآورد تقاضای پول برای ایران، نشان می‌دهد در کشوری که بازار سیاه برای ارز خارجی وجود دارد باید نرخ ارز بازار سیاه و نه نرخ‌ارز رسمی، در فرموله کردن تقاضا برای پول لحاظ شود. برای نشان دادن این نکته از داده‌های ایران در دوره ۱۹۹۰-۱۹۵۹ و آزمون حذف متغیر استفاده شده است.

کمیجانی وبوستانی در سال ۱۳۸۳ به بررسی ثبات تابع تقاضای پول درایران پرداختندوداین راستا از تکنیک همجمعی جوهانسون - جوسیلیوس و داده‌های سالانه ۱۳۸۱-۱۳۳۹ استفاده کردند. نتایج حاصله حاکی از آن بود که حجم نقدینگی (M_2) با تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم و نرخ ارز در بازار موازی ارز، همگراست . آنها همچنین از آزمونهای CUSUM و CUSUMSQ جهت بررسی ثبات تابع تقاضای پول استفاده نمودند که نتایج بیانگر با ثبات بودن ضرایب در بلند مدت بود.

متغیرهای بکار گرفته شده در مدل

در قسمت قبل، تابع تقاضای پول، از زوایای متفاوتی بررسی شد که در همه موارد، حجم بهینه موجودی واقعی پول با نرخ بازدهی داراییها رابطه معکوس و با درآمد حقیقی رابطه مستقیم داشت. باتوجه به مدل‌های ارائه شده می‌توان فرم کلی تابع تقاضای پول را به صورت زیر نشان داد:

$$M^d = f(y,r)$$

که در آن M^d متغیر تقاضای واقعی برای پول، y بیانگر متغیرهای مقیاس یا درآمدی و r معرف متغیرهای هزینه فرصت نگهداری پول است.

[1]. Johanseon-Juselius

یکی از موارد بحث برانگیز در زمینه برآورد تابع تقاضا برای پول، انتخاب متغیر وابسته مناسب است. تا دهه هفتاد میلادی، از تعریف مسکوک و اسکناس و حساب جاری افراد نزد بانک‌های تجاری، به‌عنوان متغیر مناسبی برای اندازه‌گیری حجم پول استفاده شد؛ اما پس از آن به علت ابداعات مالی مانند سپرده‌های بهره‌دار، از تعریف وسیع پول که سپرده‌های بهره‌دار را نیز شامل می‌شود و به نقدینگی بخش خصوصی نیز شهرت دارد، استفاده گردید. در ایران نیز مطالعات متعددی در زمینه تابع تقاضای پول از تعریف محدود و گسترده پول به عنوان متغیر وابسته سود جسته‌اند. بنابراین در این تحقیق نیز به پیروی از مطالعات گذشته، از هر دو تعریف پول در استخراج تابع تقاضای پول استفاده می‌گردد.

در تحقیقات مختلف از متغیرهای درآمد، ثروت، درآمد مورد انتظار و مخارج ناخالص ملی به عنوان جانشینی برای متغیر مقیاس (حجم مبادلات) استفاده شده است. مطالعات متعددی در این زمینه که کدام یک از متغیرهای مذکور تابع تقاضای بهتری را نتیجه می‌دهد، صورت گرفته است. نتایج، بیانگر آن است که به کارگیری ثروت نتایج بهتری نسبت به درآمد دائمی و درآمد دائمی نتایج بهتری نسبت به درآمد جاری در پی خواهد داشت. اما بر اساس مطالعات صورت گرفته در کشورهای در حال توسعه به علت عدم دسترسی به آمارهای ثروت و شرایط ویژه اقتصاد آنها، در برآورد تابع تقاضای پول، از متغیر تولید ناخالص داخلی استفاده شده است. بنابراین با توجه به نکات ذکر شده در تحقیق حاضر نیز از متغیر تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر مقیاس در تعیین تابع تقاضای پول استفاده می‌شود.

تا قبل از کینز، نرخ بهره به عنوان یک عامل مؤثر بر تقاضای پول نادیده گرفته می‌شد؛ اما با مطرح شدن نظریه رجحان نقدینگی توسط کینز، نرخ بهره به عنوان متغیر تأثیرگذار بر تابع تقاضای پول وارد مدل شد؛ ولی در کشورهای در حال توسعه مانند ایران، به دلایلی چند محققان به جای استفاده از نرخ بهره از نرخ تورم، به‌عنوان متغیر هزینه فرصت نگهداری پول در تابع تقاضای پول استفاده می‌کنند.

با توجه به اینکه در این کشورها بازارهای مالی به خوبی توسعه نیافته‌اند و میزان بهره اغلب توسط مقامات پولی تعیین می‌شود و برای مدت طولانی نیز ثابت می‌ماند، نرخ بهره نمی‌تواند متغیر مناسبی برای بیان هزینه فرصت نگهداری پول محسوب شود. در مورد ایران

علاوه بر موارد بالا، از سال ۱۳۶۲، با توجه به تصویب قانون عملیات بانکی بدون ربا، نرخ بهره از سیستم بانکی حذف گردید. با توجه به موارد ذکر شده و نتایج حاصل از مطالعات قبلی در این زمینه، استفاده از متغیر نرخ بهره در تابع تقاضای پول توصیه نمی‌شود.

در اقتصادی مانند اقتصاد ایران- که تورم بالا را برای سال‌های طولانی تجربه کرده است- نرخ تورم می‌تواند معیار مناسبی برای هزینه فرصت نگهداری پول بشمار آید. دلیل عمده برای استفاده از نرخ تورم در کشورهای در حال توسعه به عنوان متغیر هزینه فرصت نگهداری پول به جای نرخ بهره این است که دارندگان ثروت در این کشورها می‌توانند هم کالاهای واقعی و هم پول نگهداری کنند.

متغیر دیگری را که در تابع تقاضا برای پول می‌توان وارد کرد، نرخ ارز است . رابطه بین نرخ ارز و تقاضا برای پول، نخستین بار توسط «ماندل»[1] ارائه شد. علامت و چگونگی اثرگذاری نرخ ارز بر تقاضای پول دقیقاً مشخص نیست. از یکسو بحث می‌شود که افزایش نرخ ارز، سبب افزایش ارزش داراییهای خارجی و داراییهای واقعی و مالی داخلی نگهداری شده توسط ساکنان داخلی می‌شود. این پدیده به معنی افزایش پایه پولی داخلی و نیز کاهش نرخ بهره و افزایش تقاضای پول معنی کرد که در ادبیات اقتصادی به «اثر ثروت»[2] معروف است. از سوی دیگر برخی از اقتصاددانان معتقدند که اگر انتظار کاهش ارزش پول ملی وجود داشته باشد، مردم که انتظار کاهش ارزش آن را در آینده دارند اقدام به جانشینی ارزهای خارجی به جای پول داخلی می‌کنند. این پدیده که به «اثر جانشینی»[3] در ادبیات اقتصادی شهرت دارد رابطه معکوس بین نرخ ارز و تقاضای پول را نشان می‌دهد.

بررسی تجربی مدل

استفاده از روشهای سنتی در اقتصاد سنجی در مورد کارهای تجربی، مبتنی بر فرض پایایی[4] متغیرهاست؛ اما مطالعات صورت گرفته در مورد بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی،

---

1. Mandel
2. Wealth Effect
3. Substitution Effect
4. Stationary

این موضوع را رد می‌کند و اغلب سریهای اقتصادی ناپایا است. بنابراین برای جلوگیری از مسئله رگرسیون جعلی و سایر مشکلات مربوط به استفاده از سریهای ناپایا، لازم است که وضعیت متغیرهای مورد استفاده در الگو از لحاظ ایستایی بررسی شود. بنابراین از دو آزمون ریشه واحد دیکی – فولر تعمیم یافته و فیلیپس-پرون برای این منظور استفاده می‌شود.

متغیرهای مورد بررسی در این مطالعه عبارتند از : لگاریتم حجم واقعی پول LRM_1، لگاریتم حجم واقعی نقدینگی خصوصی LRM_2، لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی به قیمت ثابت ۱۳۷۶ LRGDP، نرخ تورم INF، لگاریتم نرخ ارز بازار آزاد LREX و لگاریتم ضریب جینی LGC . برای واقعی کردن متغیرهای فوق از شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص قیمت استفاده شده است و نرخ تورم، به عنوان نماینده هزینه فرصت نگهداری پول، با استفاده از شاخص فوق محاسبه شده است.

نتایج حاصل از آزمونهای دیکی- فولر تعمیم یافته و فیلیپس- پرون برای متغیرهای الگو در جدول زیر ارائه شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۱. نتایج آزمونهای ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته و فیلیپس- پرون

نام آزمون	آماره آزمون دیکی – فولر				آماره آزمون فیلیپس – پرون			
	سطح متغیر		تفاضل مرتبه اول متغیر		سطح متغیر		تفاضل مرتبه اول متغیر	
نام متغیر	بدون روند	بارواند	بدون روند	بارواند	بدون روند	بارواند	بدون روند	بارواند
LRM_1	-۲/٦۷	-۰/۷۸	-۱/۹۳	-۲/٥٦	-۲/۲۱	-۰/٥۹	-٤/۳۸	-٥/۳۲
LRM_2	-۲/۹۳	-۲/٤٤	-۲/۱٤	-۲/٤۹	-۳/٤٥	-۱/٤۳	-۳/۷٦	-٤/۸۸
LRGDP	-۱/۸٤	-۲/۰٤	-۲/۹٤	-۳/۰۷	-۲/۳۰	-۱/۸٤	-۳/٦۲	-۳/۷٤
INF	-۲/۰٥	-۲/۹۷	-٦/٦٤	-٦/٦۲	-۳/۰٦	-٥/۱۰	-۱۲/٦٤	۱۲/٦٦ -
LREXM	-۰/٦٤	-۱/٥٥	-٤/٤۷	-٤/٤٦	-۰/۷٤	-۱/۹٥	-۷/۰۲	-۷/۰۱
LGC	-۱/۱۷	-۳/۹٥	-٥/٥۹	-٥/٤۳	-۱/۸۸	-٤/۱۹	-۸/٥۸	-۸/٦۱

* مقادیر بحرانی آزمونها (در سطح ٥٪) : الف) بدون روند ۲/۹٤- ب) بارواند ۳/٥۳-

براساس نتایج حاصل از آزمونهای ریشه واحد، فرض صفر وجود ریشه واحد برای همه متغیرهای الگو در سطح و در تمامی سطوح بحرانی رد نمی‌شود، اما نتایج حاصل از آزمونهای فوق بر روی تفاضل مرتبه اول متغیرها بیانگر عدم وجود ریشه واحد در متغیرهای مذکور است. البته بایستی توجه داشت که لگاریتم ضریب جینی در حالت وجود روند در داده‌ها در سطح ماناست. بنابراین بر اساس نتایج حاصل از دو آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس- پرون تمامی متغیرهای الگو در سطح نامانا و جمعی از مرتبه اول هستند.

برآورد الگو با روش ARDL

با توجه به مبانی تئوریک قسمتهای قبل، الگوی خود بازگشت بـا وقفـه‌هـای تـوزیعی (ARDL) زیر، به منظور تفسیر رفتار تقاضای پول در نظر گرفته شده است :

$$LRM_{it} = \sum_{j=1}^{p} \alpha_j LRM_{1t-j} \sum_{j=0}^{q_1} \beta_{1j} LRGDP_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \beta_2 INF_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \beta_{3j} LRE\alpha M_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4} \beta_{4j} LGC_{t-j} \qquad (1)$$

برای برآورد چنین الگویی ابتدا بایسـتی رابطـه فـوق را بـا روش OLS بـرای تمـامی ترکیبهای ممکن بر اساس وقفه‌های متفاوت متغیرها برآورد کـرد. حـداکثر تعـداد وقفـه‌هـای متغیرها، از سوی پژوهشگر و باتوجه به تعداد مشاهدات تعیـین مـی‌شـود. در مرحلـه بعـد بـا استفاده از یکی از چهار معیار آکائیـک[1]، شـوارتز- بیـزین[2]، حنـان- کـوئین[3] و یـا R^2 یکـی از $(m+1)^{k+1}$ الگوی تخمین زده شد انتخاب می‌شود. در مرحله سـوم، ضـرایب مربـوط بـه الگوی بلندمدت و انحراف معیار مجانبی مربوط به ضرایب بلندمدت براساس الگـوی ARDL انتخابی ارائه می‌گردد. همچنین می‌توان مـدل تصـحیح خطـا[4] (ECM) مربـوط بـه الگـوی انتخاب شده را برآورد نمود نتایج حاصل از برآورد رابطـه (۱) حـاکی از آن اسـت کـه علامـت ضریب جینی (LGC) باتوجه به دیدگاه لیدلر در این زمینـه، بطوریکـه بـه مـوازات نـابرابری بیشتر توزیع درآمد، تقاضای پول کمتر می‌شود، از نظـر تئـوریکی صـحیح نیسـت کـه نتـایج حاصل از مطالعات قبلی در این زمینه را در ایران تأیید مـی‌کنـد.[5] لـذا متغیـر LGC را- کـه نشان دهنده توزیع درآمد است- در تابع تقاضای پول براساس تعریـف محـدود و وسـیع پـول

---

1. Akaike Information Criterion
2. Schwarz-Bayesian Criterion
3. Hannan-Quinn Criterion
4. Error Corection Model

۵. محمدرضا قدیمی، (۱۳۷٤) و کامبیز هژبر کیانی، (۱۳۷۸).

(M_1, M_2) وارد نمی‌کنیم . با حذف LGC رابطه (۱) را با استفاده از روش خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی برآورد می‌کنیم.

برای تعیین وقفه مناسب الگو با توجه به حجم نمونه از معیار شوارتز – بیزین استفاده شده است. نرم‌افزار از بین رگرسیون‌های مختلف و حداکثر یک وقفه در معادله مربوط به تراز واقعی M_1 و بر اساس معیار شوارتز- بیزین، رگرسیونی را انتخاب کرد که برای لگاریتم حجم پول M_1 یک وقفه و برای سایر متغیرهای الگو وقفه‌ای در نظر نگرفت. همچنین بکارگیری این ضابطه در تابع تقاضا برای تراز واقعی M_2، به متغیر لگاریتم M_2 یک وقفه و برای سایر متغیرهای الگو وقفه‌ای در نظر نگرفت.

پیش از برآورد رابطه تعادلی بلندمدت، لازم است که در الگوهای تحقیق حاضر، آزمون همجمعی بین متغیرهای الگو انجام شود. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد بر روی جملات خطای حاصل از برآورد الگوی ARDL، بیانگر وجود رابطه همجمعی بین متغیرهای الگوی فوق است.

پس از تعیین وقفه بهینه الگو و اثبات وجود رابطه همجمعی بین متغیرهای الگو می‌توان رابطه بلندمدت و کوتاه مدت الگو را بدست آورد. ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت برای تراز واقعی M_1, M_2 در جدول زیر ارائه شده است.

جدول ۲. ضرایب الگوی بلند مدت برای تراز واقعی M_1, M_2

تابع	تقاضا برای تراز واقعی M_1		تقاضا برای تراز واقعی M_2	
متغیرهای توضیحی	ضرایب برآورد شده	آماره t	ضرایب برآورد شده	آماره t
LRGDP	۱/۲۶	۵/۶۵(۰۰۰)	۱/۲۹	۶/۲۰(۰۰۰)
Inf	-۰/۴۲	-۱/۳۸(۱۷۶)	-۰/۰۷۴	-۱/۸۲(۰۷۶)
LREXM	-۱/۹۰	-۳/۷۲(۰۰۱)	-۱/۶۱	-۳/۷۶(۰۰۱)

آزمونهای تشخیص فروض کلاسیک معادلات برآورد شده برای تقاضای پول، بر اساس حجم پول M_2, M_1؛ نشان می‌دهد که جمله اختلال به لحاظ خود همبستگی، فرم تبعی مدل، نرمال بودن پسماندها و واریانس ناهمسانی، همهٔ شرایط کلاسیک را دارد.

بر اساس روابط برآورد شده، کشش درآمدی بلندمدت بر اساس حجم پول M_2, M_1، ۱/۲۶ و ۱/۲۹ بدست آمد که ضرایب فوق در سطح اطمینان ۹۵٪ مورد تأیید قرار گرفت. به عبارتی یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی، تقاضا برای تراز واقعی M_2, M_1 را به ترتیب ۱/۲۶ , ۱/۲۹ افزایش می‌دهد. مثبت بودن کشش درآمدی تقاضا برای پول مطابق با نظریات اقتصادی در این زمینه است.

ضریب نرخ تورم برای حجم پول M_2, M_1 به ترتیب ۴۲٪- و ۷۴٪- بدست آمد. وجود ضریب منفی برای نرخ تورم، بیانگر این موضوع است که در شرایط تورمی، مردم سعی می‌کنند که تقاضا برای پول را کاهش داده و ثروت خود را به صورت سایر اشکال دارایی نگهداری کنند. همچنین بایستی توجه داشت که در ایران به علت عدم توسعه یافتگی بازارهای مالی و تعیین نرخ بهره توسط مقامات پولی کشور وهمچنین ثبات این نرخ در طولانی مدت و عدم تغییر آن با افزایش سطح عمومی قیمتها می‌توان نرخ تورم را به عنوان هزینه فرصت نگهداری پول در نظر گرفت.

ضریب نرخ ارز برای حجم پول M_2, M_1 به ترتیب برابر ۱/۹- و ۱/۶۱- بدست آمد که بیانگر اثر جانشینی در ادبیات مربوط به نرخ ارز است. ضریب معنی‌دار برای این متغیر بیانگر این مطلب است که در اقتصاد ایران بین این متغیر و حجم پول رابطه‌ای معکوس وجود دارد. این امر بیانگر آن است که وقتی مردم انتظار تضعیف پول داخلی را داشته باشند، تقاضای خود را برای پول داخلی کاهش داده و به جای آن تقاضا برای پول خارجی را افزایش می‌دهند تا از کاهش قدرت خرید پول خود جلوگیری کنند.

پس از برآورد رابطه تعادلی بلندمدت، می‌توان آن را در کوتاه مدت نیز برآورد نمود؛ بدین منظور از الگوی تصحیح خطا (ECM) که عدم تعادلهای کوتاه‌مدت را به مقادیر تعادلی بلندمدت ارتباط می‌دهد، استفاده می‌کنیم. بدین ترتیب که پس از آزمون همجمعی بین متغیرهای الگو، جمله خطای مربوط به رگرسیون همجمعی با یک وقفه زمانی را به عنوان یک

متغیر توضیحی در کنار تفاضل مرتبه اول سایر متغیرها قرار داده و سپس به کمک روش OLS ضرایب الگو برآورد می‌شود. ضریب جمله تصحیح خطا، سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد. نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطای مربوط به الگوی تعادلی بلندمدت در روش خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی بر اساس تراز واقعی حجم پول M_1, M_2 در جدول زیر ارائه گردیده است.

جدول ۳. نتایج الگوی تصحیح خطا براساس تراز واقعی M_1, M_2

تابع	تقاضا برای تراز واقعی M_1		تقاضا برای تراز واقعی M_2	
متغیرهای توضیحی	ضرایب برآورد شده	آماره t	ضرایب برآورد شده	آماره t
dLRGDP	۰/۰۹۹	۵/۶۶(۰۰۰)	۰/۰۹۰	۴/۷۳(۰۰۰)
dINF	-۰/۰۰۳	-۱/۹۸(۰۵۵)	-۰/۰۰۵	-۳/۴۶(۰۰۱)
dLREXM	-۱/۱۴	-۴/۸۱(۰۰۰)	-۰/۱۱	-۳/۷۲(۰۰۱)
ECM(-1)	-۰/۰۷۸	-۳/۵۱(۰۰۱)	-۰/۰۷۰	-۳/۲۲(۰۰۳)

*مقادیر داخل پرانتز حداقل احتمال پذیرش فرضیه صفر را نشان می‌دهد.

با توجه به نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطا برای تراز واقعی M_2, M_1 کشش درآمدی کوتاه‌مدت تقاضای پول مثبت است که البته مطابق نظریات اقتصادی است. کششهای تورمی مطابق انتظار، بسیار کوچک بوده و دارای علامت منفی مطابق با نظریات اقتصادی در این زمینه است. علامت متغیر نرخ ارز بازار آزاد همانند الگوی بلندمدت منفی است که بیانگر اثر جانشینی در ادبیات مربوطه می‌باشد.

ضرایب تصحیح خطا در تابع تقاضا برای تراز واقعی M_2, M_1 به ترتیب ۰/۰۷۸- و ۰/۰۷- در سطح معنی ۵٪ مورد تأیید قرار گرفت که بیانگر ساز و کارهای تعدیل در حرکت تقاضا برای ترازهای واقعی پول به سمت تعادل بلندمدت است. ضرایب فوق بیانگر سرعت نسبتاً کند در تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است.

بررسی ثبات تابع تقاضای پول

لوکاس در سال ۱۹۷۶ استدلال می‌کرد: «دلیلی وجود ندارد که بر این اعتقاد باشیم ساختارقواعد تصمیم‌گیری در روابط اقتصادی در اثر یک مداخله سیاستی تغییر نکند.» لوکاس بیان می‌کند وقتی که مردم و کارگزاران بر اساس تمام اطلاعات خود بهینه‌یابی انجام می‌دهند، پارامترهای تخمین زده شده در یک الگوی اقتصادی نسبت به تغییرات ناشی از سیاستگذاریهای اقتصادی واکنش نشان داده و بی‌ثبات می‌شوند. بنابراین انتقاد لوکاس در واقع تأکید بر لزوم بررسی امکان عدم ثبات ضرایب برآورد شده در الگوها است. با توجه به بحث لوکاس دیگر نمی‌توان برای کنترل، پیش‌بینی و هدایت از مدل‌های اقتصادسنجی استفاده کرد و کل فرآیند مدل‌سازی در اقتصاد سنجی و پیش‌بینی‌هایی که بر اساس این مدل‌ها صورت می‌گیرد زیر سؤال می‌رود. بنابراین به منظور بررسی ثبات ضرایب تابع تقاضای پول از آزمونهای CUSUM , CUSUMSQ که در ادبیات اقتصاد سنجی دارای قدمت طولانی هستند، استفاده شده است.

این آزمون ابتدا توسط «براون، دوربین واوانس»[1] پیشنهاد گردید؛ اما پسران و پسران در سال ۱۹۹۷ بکارگیری آزمونهای فوق را برای تعیین ثبات ضرایب کوتاه مدت و بلندمدت در مدل تصحیح خطا پیشنهاد می‌کنند. در ایران نیز کمیجانی در سال ۱۹۸۳، بهمنی اسکویی (۲۰۰۲) و کمیجانی و بوستانی در سال ۱۳۸۳ از این آزمونها به منظور بررسی ثبات ضرایب تابع تقاضای پول استفاده کردند.

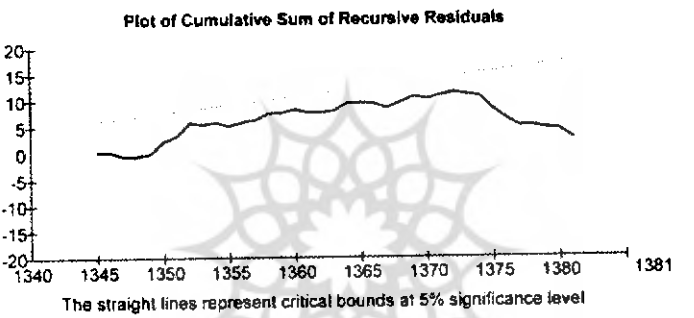
در آزمون CUSUM , CUSUMSQ فرضیه صفر، ثبات پارامترها را در سطح معنی‌داری ۵٪ مورد آزمون قرار می‌گیرد. فاصله اطمینان در این دو آزمون دو خط مستقیم است که سطح اطمینان ۹۵٪ را نشان می‌دهند. چنانچه آماره آزمون CUSUMSQ , CUSUM در بین این دو خط قرار گیرند نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر ثبات ضرایب را رد کرد.

نمودارهای ۱ و ۲ نتایج آزمونهای CUSUMSQ , CUSUM را برای تراز واقعی M_1 نشان می‌دهند. این آماره‌ها در مقابل زمان رسم می‌شوند. همانطور که نمودارهای فوق نشان

[1]. Brown, Durbin, Evans, (1975).

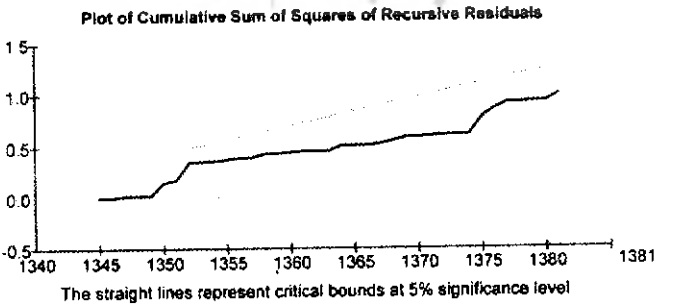
می‌دهند، آماره‌های آزمونهای فوق در داخل خطوط مستقیم قرار دارند که این خود به معنی ثبات ضرایب در سطح معنی۵٪ هستند؛ به عبارتی نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر ثبات ضرایب را در سطح اطمینان ۹۵٪ رد کرد.

نمودار ۱. آزمون CUSUM برای تراز واقعی M_1



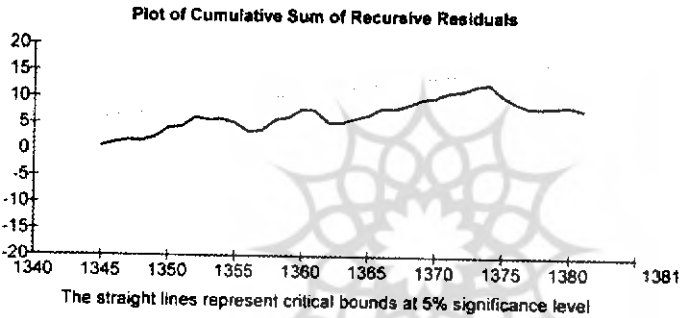
نمودار ۲. آزمون CUSUMSQ برای تراز واقعی M_1

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

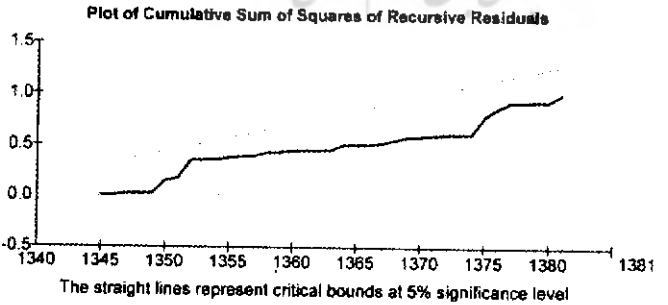


نتایج حاصل از آزمونهای فوق برای تراز واقعی پول M_2 در نمودارهای (۶-۳ و ۶-۴) ارائه گردیده است . نمودارهای فوق نیز فرضیه صفر وجود ثبات ضرایب در سطح معنـی ۵٪ را تأیید می‌کنند.

نمودار ۳. آزمون CUSUM برای تراز واقعی M_2



نمودار ۴. آزمون CUSUMSQ برای تراز واقعی M_2



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نتیجه‌گیری

با توجه به اینکه تابع تقاضای پول به عنوان یکی از توابع مهم طرف تقاضای اقتصاد محسوب می‌شوند و بررسی تئوریک و تجربی آن به منظور تجزیه و تحلیلهای کلان اقتصادی و به کارگیری سیاستهای پولی و مالی مناسب ضروری است؛ در تحقیق حاضر به بررسی و شناسایی متغیرهای تأثیرگذار بر آن و بررسی اثر دخالت دادن متغیر ضریب جینی به عنوان متغیر توزیع درآمد در تابع تقاضای پول پرداخته شده است. بدین منظور در تحقیق حاضر از روش خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده گردید. نتایج حاصل از بکارگیری روش فوق نشان داد که علامت متغیر ضریب جینی به عنوان متغیر توزیع درآمد باتوجه به دیدگاه لیدلر در این زمینه مبنی‌بر ارتباط منفی بین تقاضای پول و توزیع درآمد صحیح نیست و از این‌رو- نتایج حاصل از مطالعات قبلی در این زمینه در ایران را تأیید می‌کند- از نظر تئوریکی صحیح نیست، لذا متغیر فوق از معادله تقاضا برای تراز واقعی M_2, M_1 حذف گردید. با حذف LGC با استفاده از روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی به یک رابطه تعادلی بلندمدت همجمعی در رابطه با تقاضای پول بر حسب M_2, M_1 دست یافتیم. نتایج حاصل از برآورد این الگوها حاکی از آن است که کشش درآمدی تقاضا برای پول در بلندمدت مثبت و بطور معنی‌داری از واحد بزرگتر است که این نتیجه با دیگر نتایج حاصل از مطالعات در کشورهای در حال توسعه مطابقت دارد. کششهای بلندمدت و کوتاه مدت تورم به عنوان متغیر هزینه فرصت نگهداری پول در تابع تقاضا برای M_2, M_1 منفی است که دیدگاههای موجود در این زمینه را تأیید می‌کند. ضریب متغیر نرخ ارز بازار آزاد در تابع تقاضا برای حجم پول M_2, M_1 منفی به دست آمد که بیانگر اثر جانشینی در ادبیات مربوط به نرخ ارز است.

برای تحلیل پویاییهای کوتاه‌مدت روابط تعادلی بلندمدت، از الگوی تصحیح خطا (ECM) استفاده گردید که نتایج حاصل از به کارگیری این الگو بیانگر سرعت کند در تعدیل به سمت تعادل بلندمدت در تابع تقاضا برای حجم پول M_2, M_1 بود.

همچنین در تحقیق حاضر از آزمونهای CUSUM , CUSUMSQ به منظور بررسی ثبات ضرایب الگو استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمونهای فوق بیانگر ثبات ضرایب در

سطح معنی‌داری ۵٪ است؛ به‌عبارتی می‌توان پذیرفت که تابع تقاضای پول در ایران چه با تعریف محدود و چه با تعریف وسیع آن با ثبات است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پی‌نوشتها:

۱. ابریشمی، حمید و مهرآرا، محسن. *اقتصاد سنجی کاربردی (رویکردی نوین)*. تهران: انتشارات دانشگاه تهران، ۱۳۸۱.

۲. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. *تورم: مطالعات نظری و تجربی در زمینه اقتصاد ایران*. تهران: معاونت اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۸۲.

۳. برانسون، ویلیام اچ. *تئوری سیاستهای اقتصاد کلان*. ترجمهٔ عباس شاکری، تهران: نشرنی، ۱۳۸۱.

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

۵. پسران، محمدهاشم. «روندهای اقتصادی و سیاستهای اقتصاد کلان در ایران در دوران پس از انقلاب». *مجله اقتصاد و پول*، سال اول، شماره دوم، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، (۱۳۷۸).

۶. دورنبوش، رودیگر و فیشر، استنلی. *تئوریهای اقتصاد کلان*، ترجمهٔ محمدحسین تیزهوش تابان، تهران: انتشارات سروش، ۱۳۷۳.

۷. قدیمی، محمدرضا. «بررسی ثبات تابع تقاضای پول در ایران : نگرشی جدید با استفاده از تکنیک همگرایی». *رساله کارشناسی ارشد*، به راهنمایی کامبیز هژبرکیانی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی، ۱۳۷۴.

۸. کمیجانی، اکبر و بوستانی، رضا. «ثبات تابع تقاضای پول در ایران». *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۶۷، (زمستان ۱۳۸۳).

۹. مجموعه آماری سری‌های زمانی سازمان برنامه بودجه و بانک مرکزی، (۸۰-۱۳۳۸).

۱۰. نوفرستی، محمد. *ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی*. تهران: مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، ۱۳۷۸.

۱۱. هژبرکیانی ، کامبیز. «بررسی تقاضای پول و جنبه‌های پویای آن در ایران». *مجله اقتصاد و پول*، سال اول، شماره اول، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، (بهار ۱۳۷۸).

۱۲. هژبر کیانی، کامبیز و حلافی، حمیدرضا. «بررسی رابطه بین کسری بودجه و تقاضای پول در اقتصاد ایران». *مجله برنامه و بودجه*، شماره ۶۰ و ۶۱ ، (۱۳۸۲).

13. Arestis, P. and Demetriades, P.o. "Cointegration, Error Correction and the Demand for Money in Cyprus"., *Applied Economics*, No.23, (1991).

14. Bahmani-Oskooee. M. Chi Wing Ng,R. Long-Run Demand for Money in Hongkong :An Application of the ARDL Model., *International Journal of Business and Economics*,Vol.1, No.2, (2002).

15. Bahmani- Oskoee, M. and Chomsisengphet, S. "Stability of M2 Money Demand Function in Industrial Countries"., *Applied Economics*, Vol.34, (2002).

16. Bahmani- Oskoee, M. and Shin, Sungwun. "Stability of the Demand for Money in Korea"., *International Economic Journal*, Vol.16 (Summer 2002).

17. Banerjee, A. Dolado, j.and Master, R. "On Some Simple Tests for Cointegration: The Cost of Simplicity"., *Bank of Spain Working Paper*, No.9302, (1992).

18. Banerjee, A., J.j. Dolado, J.W. Galbraith and D.F. Hendry. *Cointegration, Error Correction , and the Econometric Analysis of NON- Stationary Data*. Oxford University Press, (1993).

19. Barro, Robert J. "Integral Constraints and Aggregation in an Inventory Model of Money Demand"., *Journal of Finance*, No.66, (Nov. 1976).

20. 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*, Vol.37, Series B, (1975).

21. Chow, G. Shen, Y. *Money, Price level and Output in the Chinese macro Economy*. Prinston University, (2004).

22. Chant, John F. "Dynamic Adjustment in Simple Models of the Transaction Demand for Money"., *Journal of Monetary Economics*, (July 1976).

23. Dickey, D.A. and Fuller, W.A. "Distribution of the Estimators for Auto Regressive Time Series With Unit Root"., *Journal of the American Statistical Association*. (1979).

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

25. Komijani, Akbar. *Analysis of the Modified Money Demand Function and Test for Its Stability Through Alternative Econometric Techniques*. Wisconsin-Milwaukee, 1983.

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

27. Laidler, David. *The Demand for Money*. London: International Textbook Company, 1975.

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

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

30. Mundell.A.R. "Capital Mobility and Stabilization Policies under Fixed and Flexible Exchange Rates"., *Canadian Journal of Economics and Political Science*, No.29, (1963).

31. Pesaran, M.H. and Shin, Y. "An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration and Lysis"., *University of Cambridge. DAE Working Paper* No.9514, (1995).

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

33. Tobin, James. "Liquidity Preference as Behavior Towards Risk"., *Review of Economic Studies*, Vol.25, (Feb.1958).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی