بحران‌های مالی بین‌المللی و تقاضای پول در اقتصاد ایران

کاربرد الگوی خود رگرسیو با وقفه‌های توزیعی

حسین کریمی هسنیجه *

مسلم آل بوسویلم **

* استادیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان

** دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه اصفهان

فهرست مطالب

عنوان **صفحه**

چکیده ۴۱۹
مقدمه ۴۲۰
۱- مبانی نظری ۴۲۱
۱-۱- بحران‌های مالی بین‌المللی ۴۲۱
۱-۲- تقاضای پول ۴۲۱
۲- مروری بر مطالعات انجام شده ۴۲۳
۲-۱- مطالعات خارجی ۴۲۳
۲-۲- مطالعات داخلی ۴۲۵
۳- معرفی متغیرهای الگو ۴۲۶
۳-۱- متغیر وابسته ۴۲۶
۳-۲- متغیرهای مستقل ۴۲۶
۳-۲-۱- متغیر مقیاس یا درآمدی ۴۲۶
۳-۲-۲- متغیرهای هزینه فرصت ۴۲۷
۴- الگوی نظری تحقیق ۴۲۷
۴-۱- طراحی مدل تقاضای پول در ایران ۴۲۷
۴-۲- روش تحقیق ۴۲۸
۴-۳- توضیح روش ARDL و ECM و VDCF ۴۲۹
۴-۳-۱- روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی ARDL ۴۲۹
۴-۳-۲- روش الگوی تصحیح خطا ECM ۴۳۰
۴-۳-۳- روش تجزیه واریانس VDCF ۴۳۱
۴-۴- داده‌ها و قلمرو زمانی مطالعه ۴۳۲
۵- نتایج تجربی ۴۳۲

فهرست جدول‌ها

عنوان **صفحه**

جدول شماره ۱- نتایج برآورد ARDL (1,0,1,0,0,0,0,1) تابع تقاضای پول ۴۳۳
جدول شماره ۲- برآورد ضرایب بلندمدت تابع تقاضای پول..... ۴۳۴
جدول شماره ۳- برآورد الگوی تصحیح خطا (ECM) تابع تقاضای پول..... ۴۳۴
جدول شماره ۴- نتایج حاصل از تجزیه واریانس برای متغیر تقاضای پول..... ۴۳۶

چکیده

بحران‌های مالی معمولاً از طریق تغییر در نرخ بهره و ارز، بازار پول را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در این میان تقاضای پول، درآمد واقعی و نرخ تورم از بی‌ثباتی برخوردار می‌شوند و می‌توانند شرایط اقتصاد داخلی را تحت تأثیر قراردهند. مقاله حاضر تقاضای پول را برای اقتصاد ایران در دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۵۲ مورد بررسی قرار می‌دهد و تأثیر شوک‌ها و بحران‌های مالی مختلف را بر تقاضای پول و تغییرات آن را بر درآمد واقعی، تورم و نرخ ارز مورد ارزیابی قرار می‌دهد. بررسی روند تغییرات ثبات تقاضای پول و سایرمتغیرها، براساس مدل تصحیح خطا (ECM) در یک تحلیل پویا انجام می‌گیرد. علامت متغیر تولید ناخالص داخلی، مثبت و به‌طور معناداری از یک بزرگ‌تر است. متغیر نرخ تورم، مطابق انتظار علامت منفی دارد. ضریب مثبت و معنادار متغیر مرتبط با بحران اقتصادی اخیر، نشان می‌دهد که تقاضا برای پول افزایش خواهد یافت. بی‌گمان تأثیر آن در کوتاه‌مدت بسیار ناچیز بوده و اثر خود را بیشتر در بلندمدت نشان خواهد داد.

کلمات کلیدی: تقاضای پول، بحران‌های مالی بین‌المللی، الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL)[1]، سازوکار تصحیح خطا (ECM)[2]، تجزیه واریانس (VDCF)[3].

JEL : C22، C32، E41

---

[1] Auto-Regressive Distributed lag
[2] Error Correction Model
[3] Variance Decomposition Function

مقدمه

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

تابع تقاضای پول به‌عنوان یک جز کلیدی در بسیاری از نظریه‌های اقتصاد کلان، همواره موضوع بحث‌های گسترده میان اقتصاددانان بوده است. مطالعات کشورهای توسعه یافته نشان‌دهنده آن است که تقاضای پول علاوه بر درآمد و نرخ ارز، تابع انواع نرخ بهره نیز می‌باشد. لیکن در کشورهای در حال توسعه به‌دلیل نبود بازارهای مالی مناسب، نرخ تورم در کنار درآمد واقعی، نرخ ارز و نرخ بهره به‌عنوان عوامل تعیین‌کننده تقاضای پول نقش ایفا می‌کنند.

در مقاله حاضر، تأثیر دو بحران بزرگ اخیر، بر تابع تقاضای پول در ایران مورد بررسی قرار خواهد گرفت. یکی تأثیر بحران مالی جنوب شرق آسیا در سال ۱۹۹۸ که از طریق بازارهای سرمایه‌گذاری خارجی آغاز شد و دیگری بحران اقتصادی اخیر جهان است که از اوایل سال ۲۰۰۶ آغاز شده است و از اواخر سال ۲۰۰۷ تشدید یافته است.

بحران‌های مالی می‌توانند با تأثیر بر درآمد ملی کشور ایران از طریق کاهش قیمت نفت و در نتیجه درآمدهای ارزی، تقاضای پول را تحت تأثیر قرار دهند. همچنین بحران‌های اخیر می‌توانند با تأثیر بر نرخ بهره و ایجاد کسری بودجه و ایجاد تورم، بر تقاضای پول تأثیرگذارند. یکی از مهم‌ترین راه‌های تأثیر بحران‌های مالی بر اقتصاد کشورها، ورود بحران توسط نرخ ارز (پل ارتباطی میان اقتصاد کشور و اقتصاد جهانی) است.

هر چند کشور ایران با ساختار اقتصادی تقریباً بسته و تحریم‌های اخیر به مثابه جزیره‌ای در اقتصاد بین‌الملل می‌ماند، لیکن در این مقاله سعی شده تا تأثیر بحران‌های اخیر، برتقاضای پول کشورمان را با کمک روش‌های جدید اقتصادسنجی و با استفاده از داده‌های سالانه از سال ۱۳۵۲ تا ۱۳۸۶، شناسایی و تجزیه تحلیل شود.

۱- مبانی نظری

۱-۱- بحران‌های مالی بین‌المللی

اقتصاد جهانی همواره دچار بحران‌هایی با شوک‌های مختلف بوده که شاخص‌های اقتصادی از جمله تقاضای پول را تحت تأثیر قرار می‌دهند. در مقاله حاضر، تأثیر دو بحران بزرگ اخیر، بر تابع تقاضای پول در ایران را مورد ملاحظه قرار خواهیم داد. یکی تأثیر بحران مالی جنوب شرق آسیا در سال ۱۹۹۸ که از طریق بازارهای سرمایه‌گذاری خارجی آغاز شد و دیگری بحران اقتصادی اخیر جهان که از اوایل سال ۲۰۰۶ با ترکیدن حباب مسکن در بخش اعتبارات امریکا شروع شده است و از اواخر سال ۲۰۰۷ با سرایت تدریجی به بخش مالی تشدید شده و سپس با ورشکستگی برخی بانک‌ها در بازارهای مالی به اوج خود رسید و اینک به بخش حقیقی اقتصاد نیز نفوذ کرده است. بی‌ثباتی کنونی در بازارهای بورس نیز ناشی از ورود بحران به این بخش است.

با سقوط بازارهای بورس و بی‌اعتمادی به آن، مصرف‌کنندگان به‌منظور حفظ قدرت خرید خود مخارجشان را برروی کالاهای بادوام به‌ویژه خودرو و مسکن کاهش داده‌اند. همچنین جریان استقراض نیز محدود شده است و امید مصرف‌کنندگان و سرمایه‌گزاران (که اگر قرض کنند می‌توانند در آینده از عهده بازپرداخت آن برآیند) کاهش یافته است. به همین جهت مسکن و خودرو که از کالاهای وام بر و حساس به نرخ بهره می‌باشند بیشتر از بقیه بخش‌ها درگیر بحران شده‌اند. ترس و بی‌اعتمادی نسبت به بازارهای اعتباری (هم از جانب سرمایه‌گذار و هم از جانب بانک‌ها) و راکد شدن این بازارها از سوی بانک‌ها و همچنین ریشه داشتن بحران در بازارهای اعتبارات، باعث شده که سیاست پولی فعلاً کارایی چندانی برای تحریک تقاضا نداشته باشد و به قول استیگلیتز، برای نجات مریضی که دچار خونریزی است، توقف خونریزی مقدم بر تزریق خون است.

۱-۲- تقاضای پول

بحث‌های فراوانی درباره تقاضای پول بین اقتصاددانان مطرح شده که در نتیجه آن نظریه‌های تقاضای پول در خلال زمان تکامل یافته‌اند. اندیشمندان اغلب سه وظیفه برای پول بیان می‌کنند. وظیفه اول وسیله مبادله یا داد و ستد بودن پول است. وظیفه دوم، واحد شمارش یا سنجش می‌باشد. این وظیفه بیانگر آن است که قیمت کالاها و خدمات، امروزه عمدتاً برحسب واحدهای پول بیان می‌شود. بی‌گمان در شرایط تورمی ممکن است پول رایج یک کشور قادر به ایفای

مناسب این نقش نباشد مثلاً چنانچه شرایط تورمی حاد در کشوری حاکم شود، ممکن است کسبه و بازرگانان برای واحد شمارش از دلار به‌جای پول رایج کشور استفاده کنند.

وظیفه سوم که برای پول بیان می‌شود، ذخیره یا حفظ ارزش و ثروت است. منظور آن است که با توجه به بازدهی روی دارایی‌ها، گاهی اوقات فرد ممکن است ترجیح دهد ثروت خود را به‌شکل پول نگهداری کند یا بخشی از ثروت خود را به‌شکل دارایی‌هایی چون سهام، اوراق قرضه، سپرده‌های بلندمدت بانکی، طلا، ارز و مستغلات نگهداری کند. آشکار است که در شرایط تورمی به‌دلیل کاهش ارزش یا قدرت خرید پول، معمولاً از پول به‌عنوان ذخیره یا حفظ ثروت استفاده نمی‌شود.

پیش از کینز نظریه رایج در مورد تقاضا و نگهداری پول، نظریه معروف مکتب کمبریج بوده است که به افرادی چون مارشال و پیگو نسبت داده می‌شود. این نظریه در میان وظایف پول عمدتاً به‌وظیفه وسیله مبادله بودن پول تأکید می‌کند و تقاضای پول صرفاً تقاضا برای انجام معاملات است و بنابراین مقدار تقاضای پول تابعی از سطح درآمد ملی است. در واقع اگر تقاضای پول به‌شکل $Md=K.P.Y$ در نظر گرفته شود، تقاضای اسمی پول ضریبی (عکس سرعت گردش پول) از درآمد اسمی ($p.y$) است و در واقع بیان دیگری از نظریه مقداری پول می‌باشد.

نظریه رایج دیگر نظریه تقاضای پول کینز است. کینز برخلاف دیدگاه مکتب کمبریج به تقاضای پول به‌عنوان نوعی ذخیره ارزش توجه بیشتری کرد و سبب شد که تقاضای پول علاوه بر درآمد به‌صورت تابعی از نرخ بهره مورد توجه قرار گیرد و در نتیجه دلالت‌هایی برای کارایی سیاست‌های پولی و مالی فراهم کرد. وی انگیزه نگهداری پول را به سه دسته معاملاتی، احتیاطی و سوداگرانه تفکیک کرد که مورد اول و دوم در راستای نقش پول به‌عنوان وسیله مبادله و تقاضای سوداگرانه در رابطه با هزینه فرصت پول مطرح شد.

نظریه دیگر، در سال‌های ۱۹۵۲ و ۱۹۵۶ توسط بامول و توبین در مقالات جداگانه‌ای ارائه شد. هدف اصلی طرح این نظریه آن بود که اثرگذاری نرخ بهره‌وری تقاضای معاملاتی پول مورد بررسی قرار گیرد. از آنجا که هم در نظریه تقاضای پول کمبریج و هم در نظریه تقاضای پول کینز، تقاضای معاملاتی پول صرفاً تابعی از سطح درآمد در نظر گرفته شده بود، ارتباط تقاضای پول با نرخ بهره در نظریه کینز تنها ناشی از وجود تقاضای سفته بازی تلقی می‌شد. بامول و توبین سعی کردند با ارائه یک نظریه بهینه‌سازی در نگهداری پول برای معاملات، نشان دهند که تقاضای معاملاتی افزون بر سطح درآمد تابعی از نرخ بهره نیز می‌باشد.

گرچه نظریات دیگری نیز در خلال زمان مطرح شد، مثلاً "الگوهای پیش پرداخت نقدی"[1] که بر نقش مبادله‌ای پول تأکید دارد و نظریه "الگوهای مشترک بین نسلی"[2] که در قالب نگرش پول به‌عنوان یک دارایی، بر وظیفه پول به‌عنوان ذخیره ارزش تأکید دارند، لیکن اساس بسیاری از نظریه‌های جدید تقاضای پول بر مقاله معروف فریدمن در سال ۱۹۵۶ مبتنی است. هر چند فریدمن نظریه خود را در چارچوب نظریه مقداری پول بیان می‌کند و در مواردی نزدیک به نظریه کینز است، اما برخلاف کینز از طریق مطالعه عوامل مؤثر بر تقاضای سایر دارایی‌ها به تحلیل تقاضای پول می‌پردازد و تقاضای پول را تابعی مثبت از ثروت و دارایی و تابعی منفی از نرخ بازده سایر دارایی‌ها می‌داند. نظریه تقاضای مصرف‌کننده، پول را به‌عنوان کالای مصرفی در قالب حداکثرسازی مطلوبیت مورد بررسی قرار می‌دهد. به این ترتیب می‌توان نظریه‌های پس از کینز را در عناوین نظریه‌های مبادله، دارایی و تقاضای مصرف‌کننده دسته‌بندی کرد.

با وجود اینکه تابع تقاضای پول از زوایای گوناگونی مورد بررسی قرار گرفته، لیکن در همه موارد نتیجه نهایی حاکی از آن است که حجم بهینه واقعی پول با نرخ بازدهی دارایی‌ها رابطه معکوس و با درآمد رابطه مستقیم دارد. بی‌گمان در عمل، الگوها از نظر به‌کارگیری متغیرهای هزینه فرصت و مقیاس با یکدیگر متفاوت می‌باشند.

۲- مروری بر مطالعات انجام شده

تاکنون کارهای تجربی درخور توجهی در زمینه برآورد تابع تقاضای پول در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه، از جمله ایران صورت گرفته است که در این قسمت با ذکر بعضی از آن‌ها، متغیرها و روش‌های مورد استفاده برای تخمین مدل و نتیجه آن‌ها نیز بیان می‌شود.

۲-۱- مطالعات خارجی

آسیلیس و همکاران (۱۹۹۳) با استفاده از مدل تصحیح خطا و برآورد شاخص متغیر زمانی با روش صافی کالمن[3] و الگوهای واریانس ناهمسانی شرطی خود همبسته تعمیم‌یافته نشان داده‌اند که در بولیوی طی دهه ۱۹۸۰، تورم مورد انتظار و نااطمینان ناشی از تورم مورد انتظار

[1] Cash in Advance Models
[2] Overlapping Generations Models
[3] Kalman Filter Method

در توابع تقاضای پول می‌تواند به‌طور اساسی قابلیت پیشگویی تابع تقاضای پول را در کشورهای کمتر توسعه یافته که از تورم بالا رنج می‌برند، افزایش دهد.

ساراداکیس (۱۹۹۳) تقاضا برای تعریف محدود پول را در یونان در نظر گرفت. او از یک بردار بدون شرط الگوی خود رگرسیون‌برداری (var) استفاده کرد. آزمون‌های رسمی، برمبنای درجات انباشتگی متغیرهای استفاده شده در پژوهش، یعنی حجم پول واقعی، درآمد واقعی، نرخ‌های بهره و تورم صورت گرفت. الگوی ساختاری تصحیح خطا که وقفه خطای مربوط به معادله بلندمدت را در بر داشت، از نظر آماری دارای ضریب معناداری بود.

ماسکتل و هورن (۱۹۹۶) با استفاده از داده‌های فصلی، به برآورد تابع تقاضای پول در انگلستان با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی جوهانسون- جوسیلیوس[1] پرداخته‌اند. در این پژوهش از حجم پول، درآمد ملی، سطح قیمت‌ها و نرخ بهره اوراق خزانه استفاده شده است. نتایج حاصل از این روش، وجود یک رابطه بلندمدت را تأیید می‌کند. همچنین با استفاده از الگو تصحیح خطا، به بررسی پویایی‌های کوتاه‌مدت تابع تقاضای پول پرداخته شده است.

میکوئل و همکاران (۱۹۹۸) به شواهدی از وجود رابطه بلندمدت میان تقاضای پول (M2،M1) با نرخ بهره کوتاه‌مدت، نرخ ارز مؤثر اسمی و درآمد در کشور اسپانیا دست یافته‌اند.

صدیقی (۲۰۰۰) تابع تقاضای پول در کشور بنگلادش طی دوره ۱۹۹۵- ۱۹۷۵ را با استفاده از روش الگوی خود بازگشت با وقفه توزیعی (ARDL) برآورد کرده است. نتایج نشان می‌دهد که رابطه بلندمدت با ثبات میان متغیرهای سرآنه تقاضای نقدینگی (M2)، سرانه درآمد، نرخ بهره و نرخ ارز وجود دارد.

بهمنی اسکویی (۲۰۰۲) در مقاله‌ای با عنوان "ثبات تقاضای پول در کشور کره جنوبی" با اشاره به این مطلب که روش همگرایی بلندمدت یک روش رایج تخمین تابع تقاضای پول است، با استفاده از داده‌های فصلی ۱۹۷۷- ۱۹۷۳ تقاضای پول (M2،M1) این کشور را تابعی از درآمد، نرخ بهره و نرخ ارز در نظر گرفته است.

رایاموند چی (۲۰۰۲) تابع تقاضای بلندمدت پول هنگ‌کنگ را طی دوره (۱) ۱۹۸۵ تا (۴) ۱۹۹۹ با روش همگرایی خود بازگشت با وقفه توزیعی (ARDL) بررسی می‌کند. براساس نتایج به‌دست آمده تقاضای پول در این کشور با عوامل تعیین‌کننده خود یعنی: درآمد، نرخ‌های بهره و نرخ ارز همگرایی بلندمدت دارد.

---

[1] Johansen and Juselius Maximum Likeliehood Approach

بهمنی اسکویی و چی وینگ (۲۰۰۲) به برآورد تابع تقاضای بلندمدت پول با استفاده از مدل خود بازگشت با وقفه توزیعی (ARDL) برای کشور هنگ‌کنگ پرداخته‌اند. آن‌ها نشان دادند که تقاضا برای پول در این کشور در بلندمدت تابعی از تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره داخلی، نرخ بهره خارجی و نرخ ارز است.

۲-۲- مطالعات داخلی

طبیبیان و سوری (۱۳۷۶) با استفاده از روش خود بازگشت با وقفه توزیعی (ARDL)، تقاضای پول در ایران را برای دوره ۷۲- ۱۳۳۸ برآورد کردند. برآوردها نشان می‌دهد که در ایران، تقاضا برای پول تحت تأثیر درآمد و نرخ تورم قرار دارد.

هژبر کیانی (۱۳۷۸) با روش همجمعی جوهانسون- جوسیلیوس، تابع تقاضا برای پول در ایران را برای سال‌های ۷۲- ۱۳۳۸ برآورد کرده است. او در مطالعه خود، علاوه بر تولید ناخالص داخلی و تورم، از نرخ ارز بازار آزاد و ضریب جینی به‌عنوان متغیرهای تعیین‌کننده تقاضا برای پول استفاده کرده است. وی یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای موجود در مدل به‌دست آورد. این محقق، پویایی کوتاه‌مدت را نیز از طریق توابع عکس‌العمل ضربه‌ای و تجزیه واریانس بررسی کرده است.

هژبرکیانی و حلافی (۱۳۸۰) در مقاله‌ای تحت عنوان "بررسی رابطه بین کسری بودجه و تقاضای پول در اقتصاد ایران" با استفاده از روش‌های جوهانسون- جوسیلیوس و الگوی خودبازگشتی با وقفه توزیعی (ARDL) به بررسی تابع تقاضای پول و متغیرهای تأثیرگذار بر آن در دوره ۷۷-۱۳۳۸ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از به‌کارگیری دو روش فوق، وجود یک رابطه بلندمدت تعادلی مثبت بین کسری بودجه و تراز واقعی نقدینگی خصوصی را تأیید می‌کند که تأییدی بر دیدگاه کینزی در ادبیات مربوطه است.

اسلاملوییان و حیدری (۱۳۸۲) به برآورد رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها در الگوی تقاضای پول با استفاده از الگوی خودبازگشتی با وقفه توزیعی می‌پردازند. محققان با استفاده از آزمون‌های برونزایی و ابر برونزایی به بررسی ثبات ضرایب تابع تقاضای پول در ایران در دوره ۷۷- ۱۳۴۰ می‌پردازند.

۳- معرفی متغیرهای الگو

در این قسمت به‌منظور بررسی تجربی تقاضای پول در ایران متغیرهای به‌کار رفته در تابع تقاضای پول معرفی می‌شود.

۳-۱- متغیر وابسته

هیچ تعریف مشخص و بدون ابهامی در مورد متغیر وابسته یعنی تقاضای واقعی پول که مورد قبول همگان باشد وجود ندارد. معمولاً این متغیر از تقسیم حجم پول (M1) و یا حجم نقدینگی (M2) بر یک شاخص قیمتی مناسب حاصل می‌شود. در ایران هژبرکیانی (۱۳۷۸)، اسلاملوییان و حیدری (۱۳۸۲)، بهمنی اسکویی (۱۹۹۶)، هژبرکیانی و حلافی (۱۳۸۰)، طبیبیان و سوری (۱۳۷۶)، پسران (۱۳۷۸) و شمار دیگری از محققان در تحقیقات خود از این دو متغیر استفاده کرده‌اند. در مطالعه حاضر نیز از تعریف گسترده و تعدیل شده پول (M2) شامل (M1) و شبه پول در نظر گرفته شده است.

۳-۲- متغیرهای مستقل

۳-۲-۱- متغیر مقیاس [1] یا درآمدی

اغلب سطح درآمد به‌عنوان یک جانشین برای حجم معاملات در اقتصاد مورد توجه قرار می‌گیرد و از این‌رو نقش مهمی را در مطالعات تجربی مربوط به نظریه‌های تقاضای معاملاتی پول ایفا می‌کند. تقریباً تمامی محققان به این نکته اشاره کرده‌اندکه استفاده از متغیر ثروت بهتر از درآمد دائمی و درآمد دائمی بهتر از درآمد جاری در ایجاد یک تابع با ثبات تقاضای پول عمل می‌کند. اما به‌دلیل آنکه تعیین تجربی ثروت به سادگی امکانپذیر نیست، در اکثر مطالعات تجربی از آمار و اطلاعات تولید ناخالص داخلی یا ملی به‌عنوان متغیر جانشین استفاده شده است. بنابراین با توجه به شرایط اقتصاد ایران و همچنین مطالعات انجام شده در کشورهای مشابه، استفاده از تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت مناسب به نظر می‌رسد.

[1] Scale Variable

۲-۲-۳- متغیرهای هزینه فرصت [1]

براساس مبانی نظری و تجربی، این متغیر شامل نرخ بهره و تورم است. با توجه به ویژگی‌های اقتصاد ایران استفاده از جانشین‌های [2] مناسب همچون نرخ بهره و تورم به‌عنوان متغیر هزینه فرصت در تابع تقاضای پول موجه به‌نظر می‌رسد. همچنین با توجه به مطالعاتی که درباره رابطه تقاضای پول و نرخ ارز انجام شده است، نرخ ارز را می‌توان به‌عنوان دارایی و جایگزینی مناسب برای پول داخلی در نظر گرفت. به این صورت که هزینه فرصت نگهداری پول را به‌وسیله سود ناشی از افزایش نرخ آن تعیین می‌کنند. در مطالعات انجام شده برای ایران، اسکویی (۱۹۹۵)، نوفرستی (۱۳۷۴)، هژبرکیانی (۱۳۷۸) و دیگران با مطالعه و برآورد تابع تقاضای پول به نتایج متفاوتی در ارتباط با تأثیرگذاری نرخ ارز بر تقاضای پول دست یافتند.

۴- الگوی نظری تحقیق

در این قسمت به معرفی مدل مورد استفاده برای تخمین تابع تقاضای پول و توضیح روش‌های مورد استفاده برای تخمین و تحلیل آن می‌پردازیم.

۱-۴- طراحی مدل تقاضای پول در ایران

از دهه ۱۹۳۰، دیدگاه‌ها و نگرش‌های متعددی از سوی اقتصاددانان در مورد تقاضای پول بیان شده که پایه نظری بررسی‌های تجربی در زمینه تقاضای پول را تشکیل می‌دهند. براساس این دیدگاه‌های نظری، متغیرهای متعددی تابع تقاضای هر فرد را برای پول مشخص می‌کند. مهم‌ترین این متغیرها شامل: متغیرهای مقیاس همانند ثروت و درآمد و نیز نرخ بازدهی نگهداری پول نسبت به بازدهی سایر دارایی‌ها نظیر اوراق قرضه، کالاهای بادوام و زمین می‌باشد (اریکسون، ۱۹۹۸؛ سیدیکی، ۲۰۰۰). در اغلب متون ادبیات اقتصاد کلان که به نظریه تقاضای پول مربوط است، تقاضای واقعی پول تابعی از متغیرهای کلان اقتصادی مانند درآمد واقعی، نرخ سود، نرخ تورم و بعضی متغیرهای دیگر مانند نرخ ارز بیان شده است. بر همین اساس و با توجه به مطالعات تجربی انجام شده، تابع تقاضای پول به‌صورت زیر تصریح شده است:

---

[1] Opportunity cost variable
[2] Proxies

$$LM_t=\alpha_0+\sum_{j=1}^{p}\alpha_j LM_{t-j}+\sum_{j=0}^{q_1}\beta_{1j}LP_{t-j}+\sum_{j=0}^{q_2}\beta_{2j}LY_{t-j}+\sum_{j=0}^{q_3}\beta_{3j}LR_{t-j}+\sum_{j=0}^{q_4}\beta_{4j}LE_{t-j}+\beta_5 DU+\beta_6 DD+\beta_7 DG+\varepsilon_t$$

که درآن LM لگاریتم نقدینگی تعدیل شده توسط شاخص قیمت مصرف‌کننده، LP لگاریتم نرخ تورم، LY لگاریتم تولید ناخالص داخلی، LR لگاریتم نرخ بهره سپرده‌های کوتاه‌مدت سه ماهه، LE لگاریتم نرخ ارز بازار رسمی و ε_t پسماند است. در این مدل سه متغیر دیگر نیز وارد شده است. اولی متغیر مجازی (DG) که مربوط به سال‌های بحرانی جنگ تحمیلی است که مقدار آن برای سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۶۷ یک و برای دیگر سال‌ها صفر است. دیگری، متغیر مجازی (DU) است،که بیانگر بحران مالی جنوب شرق آسیا است. مقدار آن برای سال‌های ۱۳۷۷ و ۱۳۷۸ برابر با یک و برای دیگر سال‌های صفر در نظر گرفته شده است و در آخر متغیر مجازی (DD) که نشانگر بحران اقتصادی اخیر است که مقدار آن برای سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۸۶ برابر با یک و برای دیگر سال‌ها صفر بوده است.

هدف از ورود دو متغیر اخیر به مدل آن است که اثر دو بحران مذکور بر تقاضای پول و رابطه آن با تولید ناخالص داخلی، تورم، نرخ سود و نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گیرد.

۴-۲ - روش تحقیق

اگر داده‌ها به‌صورت سری زمانی باشد، برای تخمین بلندمدت و کوتاه‌مدت روش‌های گوناگونی مانند COINTEGRATION، ECM و VAR وجود دارد. در سال‌های اخیر استفاده از مدل ARDL درمقایسه با روش‌های دیگر هم انباشتگی برای تخمین مدل‌های تقاضای پول افزایش یافته است. استفاده از روش‌های هم انباشتگی مثل انگل - گرنجر[1] دارای محدودیت‌های زیادی است، از جمله آنکه در حجم نمونه‌های کوچک برآوردهای حاصل از این روش تورش‌دار است. از سویی توزیع حدی برآوردگرهای حداقل مربعات، غیر نرمال است. بنابراین انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره‌های معمول بی‌اعتبار است. همچنین روش انگل- گرنجر بر پیش فرض وجود یک بردار هم انباشتگی استوار است و تحت شرایطی که بیش از یک بردار هم انباشتگی وجود داشته باشد، استفاده از این روش منجر به ناکارایی خواهد شد. به‌طور کلی روش‌هایی مثل انگل- گرنجر در مطالعاتی که با نمونه‌های کوچک سروکار دارند به‌دلیل در نظر نگرفتن

[1] Engle and Granger

واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت موجود بین متغیرها اعتبار لازم ندارند، چرا که برآوردهای حاصل از آن‌ها بدون تورش نبوده و در نتیجه انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره‌های آزمون‌هایی مثل t معتبر نخواهد بود. با وجود این محدودیت‌ها می‌توان روش‌های دیگری را مانند روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده مورد استفاده قرار داد که این محدودیت‌ها را مرتفع می‌کند.

برای تخمین رابطه بلندمدت، روش ARDL شامل دو مرحله است: اولین مرحله، امتحان وجود ارتباط بلندمدت بین همه متغیرها در معادله تحت بررسی. شرط بالا شرط عدم خود همبستگی تعریف شده است. مرحله دوم: تخمین ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌وسیله ARDL و ECM. رابطه زیر مدل ECM است که:

$$\Delta LM_t = \alpha_0 + \alpha_1 LM_{t-1} + \alpha_2 LP_{t-1} + \alpha_3 LY_{t-1} + \alpha_4 LR_{t-1} + \alpha_5 LE_{t-1} + \alpha_6 DU + \alpha_7 DD + \alpha_8 DG + b\sum_{i=1}^{q_1}\Delta LM_{t-j} + c\sum_{i=0}^{q_2}\Delta LP_{t-i} + d\sum_{i=0}^{q_3}\Delta LY_{t-i} + e\sum_{i=0}^{q_4}\Delta LR_{t-i} + f\sum_{i=0}^{q_5}\Delta LE_{t-i} + \varepsilon_t$$

که متغیرها قبلاً تعریف شده‌اند.

۴-۳- توضیح روش ARDL و ECM و VDCF

از آنجاکه دراین مطالعه از الگوی پویای خود توضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برای تحلیل بلندمدت و سازوکار تصحیح خطا (ECM) برای تحلیل کوتاه‌مدت و از روش تجزیه واریانس (VDCF) برای تجزیه و تحلیل آثار متقابل پویا از تکانه‌های ایجاد شده در الگو، استفاده شده است، در این قسمت به توضیح این روش‌ها پرداخته می‌شود.

۴-۳-۱- روش ARDL

فرم کلی الگوی ARDL (P,q1,...,qk) برای تابع تقاضای پول را می‌توان به‌صورت زیر بیان کرد :

$$LM_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{p}\alpha_i LM_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1}\beta_{1j} LP_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2}\beta_{2j} LY_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3}\beta_{3j} LR_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4}\beta_{4j} LE_{t-j} + \beta_5 DU + \beta_6 DD + \beta_7 DG + \varepsilon_t$$

تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیح‌دهنده را می‌توان به کمک یکی از ضوابط آکائیک (AIC)، شوارز بیزین (SBC)، حنان کوئین (HQC) و یا R^2 مشخص کرد. نرم‌افزار MICROFIT این امکان را فراهم آورده تا بتوان یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده را به‌صورت زیر برآورد کرد.

به‌عنوان مثال داریم: (پسران و شین (pesaran and shin , 1995) و (pesaran and shin , 1997))

$$Q(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{k}\beta_i(L,q_i)x_{it} + \delta w_t + u_t$$

که در آن

$$Q(L,P) = 1 - Q_1L - Q_2L^2 - ...Q_pL^P$$

$$B_i(L,q_i) = 1 - \beta_{i1}L - \beta_{i2}L^2 - ... - \beta_{iq}L^q$$

برای i=1،2،3،...، k است. L عملگر وقفه[1]، W_t برداری از متغیرهای قطعی[2] نظیر عرض از مبدأ؛ متغیر روند؛ متغیرهای مجازی و یا متغیرهای برونزا با وقفه‌های ثابت است. نرم‌افزار MICROFIT ابتدا رابطه (۱) را به روش OLS برای کلیه ترکیبات ممکن؛ مقادیر P=0، 1، 2، ...، M و q=0، 1، 2، 3،...، m و i=1، 2، 3، ...، k یعنی به تعداد $(m+1)^{k+1}$ بار برآورد می‌کند. حداکثر تعداد وقفه‌ها m توسط محقق بیان می‌شود تا برآورد در محدوده زمانی t=m+1 تا t=n صورت گیرد. سپس در مرحله دوم به محقق این امکان داده می‌شود تا از بین $(m+1)^{k+1}$ رگرسیون برآورد شده یکی را با توجه به یکی از چهار ضابطه آکائیک (AIC)، شوارز- بیزین، حنان-کوئین و یا R^2 انتخاب کند. در مرحله سوم MICROFIT ضرائب مربوط با الگوی بلندمدت و انحراف معیار جانبی مربوط به ضرائب بلندمدت را براساس الگوی ARDL انتخاب شده محاسبه می‌کند.

۲-۳-۴- روش الگوی تصحیح خطا ECM

وجود همجمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌آورد. این الگوها در کارهای تجربی از شهرت فزایندهای برخوردار شده‌اند. عمده‌ترین دلیل شهرت الگوهای تصحیح خطا (ECM) این است که نوسان‌های کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهد. از آنچه تاکنون بحث شد روشن است که وقتی دو متغیر X_t و Y_t همجمع‌اند، یک رابطه تعادلی بلندمدت میان آن‌ها وجود دارد. بی‌گمان در کوتاه‌مدت ممکن است عدم تعادل‌هایی وجود داشته باشد. در این صورت می‌توان جمله خطای رابطه زیر را به‌عنوان خطای تعادلی تلقی کرد.

$$u_t = Y_t - \beta X_t \quad و \quad Y_t = \beta X_t + u_t \qquad (۱)$$

---

[1] Lag operator
[2] Deterministic

اکنون می‌توان این خطا را برای پیوند دادن رفتار کوتاه‌مدت Y_t با مقدار تعادلی بلندمدت آن مورد استفاده قرار داد. برای این منظور می‌توان الگویی به‌صورت زیر تنظیم کرد:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 u_{t-1} + \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t \approx IID(0,\sigma^2) \quad (۲)$$

که در آن u_{t-1} جمله خطای برآورد رگرسیون (۱) با یک وقفه زمانی است. یک چنین الگویی به الگوی تصحیح خطا معروف است که در آن تغییرات در y_t به خطای تعادل دوره قبل ارتباط داده شده است. وقتی x_t و y_t؛ که هر دو جمعی از مرتبه یک $I(1)$ هستند، همجمع باشند، u_t رابطه (۱) جمعی از مرتبه صفر $I(0)$ یعنی پایا خواهد بود. از آنجا که Δx_t و Δy_t هم پایا هستند، متغیرهای الگوی ECM رابطه (۲) همگی $I(0)$ هستند. در نتیجه می‌توان این الگو را بدون هراس از به‌دست آوردن یک رگرسیون کاذب به روش OLS برآورد کرد و از آماره‌های t وF در آزمون الگو بهره جست. مطالب فوق بر یک استراتژی مدلسازی دو مرحله‌ای به‌صورت زیر دلالت می‌کند. مرحله اول: یعنی پارامترهای مربوط به الگوی بلندمدت با استفاده از آمار مربوط به سطح متغیرها برآورد می‌شود و سپس فرضیه صفر، نبود همجمعی بین متغیرهای الگو آزمون می‌شود. به این ترتیب مجموعه‌ای از متغیرها حاصل می‌شود که با هم همجمع می‌باشند و در نتیجه یک رابطه تعادلی بلندمدت را ارائه می‌کنند. مرحله دوم: جمله تصحیح خطا؛ که همان جمله خطای رگرسیون الگوی ایستای بلندمدت است، به‌عنوان یک متغیر توضیح‌دهنده در الگوی ECM مورد استفاده قرار می‌گیرد و آن را مورد برآورد قرار می‌دهد. سپس با انجام آزمون‌های لازم ساختار پویای کوتاه‌مدت مشخص می‌شود. ضریب ECM تعدیل به‌سمت تعادل را نشان می‌دهد.

۳-۳-۴- روش تجزیه واریانس VDCF

تجزیه و تحلیل آثار متقابل پویا از تکانه‌های ایجاد شده در الگو، با استفاده از روش‌های تجزیه واریانس و توابع عکس‌العمل آنی صورت می‌گیرد. روش تجزیه واریانس، قدرت نسبی زنجیره علیت گرنجر یا درجه برونزایی متغیرها را ماورای دوره نمونه اندازه‌گیری نشان می‌دهد، بنابراین، این روش را می‌توان آزمون علیت گرنجر خارج از دوره نامید. در این روش سهم تکانه‌های وارد شده به متغیرهای مختلف الگو در واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیر، در کوتاه‌مدت و بلندمدت مشخص می‌شود. به‌طور مثال اگر متغیری مبتنی بر مقادیر با وقفه خود به‌طور بهینه قابل پیش‌بینی باشد، آن‌گاه واریانس خطای پیش‌بینی تنها براساس تکانه‌های وارد برآن متغیر شرح داده می‌شود. با تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، سهم نوسان‌های هر متغیر در واکنش به

تکانه وارد شده به متغیرهای الگو تقسیم می‌شود. بدین‌ترتیب قادر خواهیم بود سهم هر متغیر را بر روی تغییرات دیگر متغیرها، در طول زمان اندازه‌گیری کنیم. (احمد تشکینی ۱۳۸۲)

۴-۴- داده‌ها و قلمرو زمانی مطالعه

داده‌های مورد استفاده در این مقاله شامل لگاریتم متغیرهای، نقدینگی تعدیل شده، نرخ تورم، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز رسمی و نرخ سود کوتاه‌مدت سه ماهه می‌باشند که تمامی داده‌ها از آمارهای منتشر شده بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران تهیه شده‌اند. دوره زمانی مورد بررسی در این مقاله نیز سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۸۶ را پوشش می‌دهد.

۵- نتایج تجربی

این مطالعه تلاش نموده تا ارتباط بین متغیرهای مهم و مؤثر بر تقاضای پول و آثار بحران‌های مالی بر آن‌ها را از طریق تحلیل کوتاه‌مدت و بلندمدت برای کشور ایران بررسی کند. برای تخمین رابطه بلندمدت از روش (ARDL) و برای تخمین رابطه کوتاه‌مدت از روش (ECM) استفاده شده است و برای تجزیه و تحلیل آثار متقابل پویا از تکانه‌های ایجاد شده در الگو، از روش تجزیه واریانس (VDCF) استفاده شده است. مزیت بسیار مهم روش ARDL در بین روش‌های هم انباشتگی آن است که این روش بدون در نظر گرفتن این بحث که متغیرهای مدل I(1) یا I(0) هستند، قابل استفاده است. به عبارتی در این روش نیازی به تقسیم متغیرها به متغیرهای همبسته از درجه یک یا صفر نیست. بر این اساس بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای پول بر مبنای روش ARDL استوار شده و تحلیل ضرایب بلندمدت از این مسیر انجام گردیده است. در این روش حداکثر تعداد وقفه متغیر از سوی پژوهشگر با توجه به تعداد مشاهدات تعیین می‌شود. در این مطالعه با استفاده از معیار شوارتز- بیزین (SBC)[1] وقفه بهینه انتخاب می‌شود. برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها از آماره t استفاده شده است. در این روش فرضیه صفر بیانگر نبود هم انباشتگی یا رابطه بلندمدت است، زیرا شرط گرایش رابطه پویای کوتاه‌مدت به‌سمت تعادل بلندمدت وجود مجموع ضرایب کمتر از یک است. برای انجام آزمون موردنظر عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر شده و بر مجموع انحراف ضرایب مذکور تقسیم شده است. در صورتی که قدر مطلق t به‌دست آمده از مقادیر بحرانی

[1] Schwarz-Bayesian

ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر رد می‌شود و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود. با توجه به مقادیر به‌دست آمده برای t در این مطالعه فرض H0 رد می‌شود و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها پذیرفته می‌شود.

جدول شماره ۱: نتایج برآورد ARDL (1,0,1,0,0,0,0,1) تابع تقاضای پول

متغیر	ضریب	آماره t
LM(-1)	۰/۷۸۲	۱۷/۹۳*
LY	۰/۲۵۱	۲/۶*
LP	-۰/۶۳۳	-۵/۲۹*
LP(-1)	۰/۵۹۶	۴/۸۴*
LR	-۰/۳۹۵	-۳/۵۳*
LE	۰/۰۳۲	۲/۶۴*
DD	-۰/۰۲۴	-۱/۷۳**
DU	۰/۰۴۳	۲/۴۲۵*
DG	-۰/۰۱۳	-۰/۸۷۳
DG(-1)	-۰/۰۲۴	-۱/۶۶۵
C	-۰/۲۹۳	-۰/۶۱۷
F=349.8	DW=2.09	R^2 =0.993

* معنادار در سطح ۵ درصد

** معنادار در سطح ۱۰درصد

در تمامی جدول‌ها NOR, RESET, SC و H که به ترتیب آزمون‌های مربوط به همبستگی سریالی، شکل تبعی الگو، نرمال بودن و همسانی واریانس را نشان می‌دهند، مبین تأیید الگوی برآورد شده می‌باشند. به‌علاوه نتیجه آزمون رمزی نیز بر درست بودن مدل دلالت دارد. همچنین نتایج حاصل از برآورد الگوی بلندمدت تقاضای پول مرتبط با ARDL (1,0,1,0,0,0,0,1) برای تقاضای مانده واقعی پول به‌شرح جدول شماره ۲ است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، متغیرهای توضیح‌دهنده دارای علامت مورد انتظار می‌باشند.

جدول شماره ۲: برآوردضرایب بلندمدت تابع تقاضای پول

متغیر	ضریب	آماره t
LY	۱/۱۵	۲/۵۵*
LP	-۰/۱۶	-۱/۹۳**
LR	-۱/۸۱	-۳/۳۷*
LE	۰/۱۴۷	۲/۳۴*
DD	-۰/۱۱۱	-۱/۷۲**
DU	۰/۲۰۱	۲/۶۱*
DG	-۰/۱۷۳	-۲/۳۶*
C	-۱/۳۴۸	-۰/۶۰۷

* معنادار در سطح ۵ درصد

** معنادار در سطح ۱۰ درصد

نتایج محاسبات نشان می‌دهد که کشش بلندمدت درآمدی تقاضای پول برابر ۱/۱۵ است، به‌عبارت دیگر یک درصد افزایش (کاهش) در تولید ناخالص داخلی، تقاضا برای پول را به‌میزان ۱/۱۵درصد افزایش (کاهش) می‌دهد. مثبت بودن علامت کشش درآمدی تقاضای پول مطابق با نظریه‌های اقتصادی است. برای ارتباط دادن تغییرات و نوسان‌های کوتاه‌مدت با تعادل بلندمدت، الگوی تصیح خطا برآورد شده است. همان‌گونه که پیش‌تر بیان شد، در الگوی تصحیح خطا، مقادیر تفاضلی متغیرها به‌همراه مقادیر با وقفه اجزای اخلال رابطه بلندمدت،که جزء تصحیح خطا نامیده می‌شود، به‌همراه مقدار تفاضلی متغیر وابسته در نظرگرفته می‌شود. نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای مربوط به ARDL(1,0,1,0,0,0,0,1) درجدول شماره ۳ ارائه شده است:

جدول شماره ۳: برآوردالگوی تصحیح خطا(ECM)تابع تقاضای پول

متغیر	ضریب	آماره t
dLY	۰/۲۵	۲/۶*
dLP	-۰/۶۳	-۵/۳*
dLR	-۰/۳۹	-۳/۵*
dLE	۰/۰۳۲	۲/۶۴*
dDD	-۰/۰۲۴	۱/۷۴**
dDU	۰/۴۴	۲/۴۲*
dDG	-۰/۰۱۳	-۰/۸۷
dC	-۰/۲۹	-۰/۶۲
ecm(-1)	-۰/۲۲	-۴/۹*
F= 23.42	DW=2.08	R^2=0.89

* معنادار در سطح ۵ درصد

** معنادار در سطح ۱۰ درصد

ضریب ECM نشان می‌دهد که در هر دوره چند درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود و به‌عبارتی چند دوره طول می‌کشد تا تقاضای پول به روند بلندمدت خویش بازگردد. ضریب جمله تصحیح خطا در این مدل ۰/۲۲ به‌دست آمده است؛ یعنی در هر دوره ۲۲ درصد از عدم تعادل در تقاضای پول تعدیل شده و به‌سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود.

نتایج حاصل از تجزیه واریانس (VDCF) برای متغیر تقاضای حقیقی پول، در یک افق زمانی سی ساله در جدول شماره ۴ ارائه شده است. با توجه به نتایج حاصله می‌توان گفت که سهم بی‌ثباتی متغیر تقاضای حقیقی پول، در توجیه نوسان‌های خود طی کوتاه‌مدت با افق زمانی پنج ساله، ۸۲/۲۸ درصد، در میان مدت با افق زمانی پانزده ساله، ۶۴/۷۵ درصد و در بلندمدت با افق زمانی سی ساله، ۵۶/۱۶ درصد است. متغیر تولید ناخالص داخلی طی کوتاه‌مدت ۱۱/۴۳ درصد، در میان مدت ۲۰/۰۵ درصد و در بلندمدت ۲۲/۴۴ درصد است. سهم بی‌ثباتی سایر متغیرها نیز در توجیه تغییرات مانده تقاضای پول در جدول شماره ۴ ارائه شده است. با مقایسه سهم بی‌ثباتی دو متغیر مجازی مربوط به بحران‌های اخیر، مشخص می‌شود که بحران مالی سال ۲۰۰۶ تأثیر بیشتری، به‌ویژه در بلندمدت، بر تقاضای پول در ایران دارد.

جدول شماره ۴: نتایج حاصل ازتجزیه واریانس برای متغیر تقاضای پول

horizon	LM	LY	LP	LR	LE	DD	DU	DG
	۱/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰
۱	۰/۹۵۳۰	۰/۰۳۲۷	۰/۰۰۱۲۳	۰/۰۰۰۸۳	۰/۰۰۰۷۶	۰/۰۰۱۸۱	۰/۰۰۷۳۶	۰/۰۰۱۶۵
۲	۰/۸۸۴۰	۰/۰۷۸۶	۰/۰۰۴۱۹	۰/۰۰۱۷۰	۰/۰۰۱۰۰	۰/۰۰۴۶۰	۰/۰۲۲۵۵	۰/۰۰۲۴۵
۳	۰/۸۱۶۰	۰/۱۲۱۲	۰/۰۰۸۳۹	۰/۰۰۲۳۰	۰/۰۰۰۹۰	۰/۰۰۷۵۱	۰/۰۴۰۸۹	۰/۰۰۲۳۵
۴	۰/۷۵۶۰	۰/۱۵۶۰	۰/۰۱۳۳۰	۰/۰۰۲۵۰	۰/۰۰۰۶۷	۰/۰۱۰۲۰	۰/۰۵۸۹۹	۰/۰۰۱۹۴
۵	۰/۷۰۵۰	۰/۱۸۳۱	۰/۰۱۸۷۰	۰/۰۰۲۴۰	۰/۰۰۰۶۶	۰/۰۱۲۷۱	۰/۰۷۵۰۹	۰/۰۰۱۵۵
میانگین ۵ دوره	۰/۸۲۲۸	۰/۱۱۴۳	۰/۰۰۹۱۶	۰/۰۰۱۹۵	۰/۰۰۰۸۰	۰/۰۰۷۳۷	۰/۰۴۰۹۸	۰/۰۰۱۹۹
۶	۰/۶۶۳۰	۰/۲۰۳۹	۰/۰۲۴۳۰	۰/۰۰۲۲۰	۰/۰۰۰۹۸	۰/۰۱۴۹۶	۰/۰۸۸۵۶	۰/۰۰۱۳۱
۷	۰/۶۲۸۰	۰/۲۱۹۸	۰/۰۳۰۰۰	۰/۰۰۲۰۰	۰/۰۰۱۵۸	۰/۰۱۷۰۰	۰/۰۹۹۳۹	۰/۰۰۱۱۸
۸	۰/۶۰۰۰	۰/۲۳۲۰	۰/۰۳۵۷۶	۰/۰۰۱۸۷	۰/۰۰۲۳۷	۰/۰۱۸۸۶	۰/۱۰۷۸۰	۰/۰۰۱۱۲
۹	۰/۵۷۶۰	۰/۲۴۱۲	۰/۰۴۱۵۶	۰/۰۰۱۷۲	۰/۰۰۳۲۶	۰/۰۲۰۵۶	۰/۱۱۴۳۰	۰/۰۰۱۰۹
۱۰	۰/۵۵۶۰	۰/۲۴۸۲	۰/۰۴۷۴۰	۰/۰۰۱۶۱	۰/۰۰۴۱۸	۰/۰۲۲۱۱	۰/۱۱۹۱۰	۰/۰۰۱۰۵
۱۱	۰/۵۳۹۰	۰/۲۵۳۳	۰/۰۵۳۲۰	۰/۰۰۱۵۴	۰/۰۰۵۰۶	۰/۰۲۳۵۳	۰/۱۲۲۷۰	۰/۰۰۱۰۱
۱۲	۰/۵۲۵۰	۰/۲۵۷۰	۰/۰۵۹۱۰	۰/۰۰۱۵۰	۰/۰۰۵۹۰	۰/۰۲۴۸۳	۰/۱۲۵۱۰	۰/۰۰۰۹۷
۱۳	۰/۵۱۳۰	۰/۲۵۹۴	۰/۰۶۵۱۰	۰/۰۰۱۴۹	۰/۰۰۶۶۵	۰/۰۲۶۰۲	۰/۱۲۶۷۰	۰/۰۰۰۹۵
۱۴	۰/۵۰۳۰	۰/۲۶۰۶	۰/۰۷۱۰۰	۰/۰۰۱۴۸	۰/۰۰۷۳۲	۰/۰۲۷۰۹	۰/۱۲۷۷۰	۰/۰۰۰۹۶
۱۵	۰/۴۹۵۰	۰/۲۶۱۰	۰/۰۷۶۸۰	۰/۰۰۱۴۹	۰/۰۰۷۹۱	۰/۰۲۸۰۴	۰/۱۲۸۰۰	۰/۰۰۱۰۱
میانگین ۱۵ دوره	۰/۶۴۷۵	۰/۲۰۰۵	۰/۰۳۶۶۷	۰/۰۰۱۷۷	۰/۰۰۳۲۸	۰/۰۱۷۳۲	۰/۰۹۰۹۵	۰/۰۰۱۳۷
۱۶	۰/۴۸۸۰	۰/۲۶۰۶	۰/۰۸۲۵۰	۰/۰۰۱۵۰	۰/۰۰۸۴۱	۰/۰۲۸۸۶	۰/۱۲۷۹۰	۰/۰۰۱۱۱
۱۷	۰/۴۸۳۰	۰/۲۵۹۵	۰/۰۸۸۱۰	۰/۰۰۱۵۰	۰/۰۰۸۸۳	۰/۰۲۹۵۶	۰/۱۲۷۵۰	۰/۰۰۱۲۹
۱۸	۰/۴۷۹۰	۰/۲۵۸۰	۰/۰۹۳۴۰	۰/۰۰۱۵۱	۰/۰۰۹۱۷	۰/۰۳۰۱۲	۰/۱۲۶۷۰	۰/۰۰۱۵۳
۱۹	۰/۴۷۶۰	۰/۲۵۶۱	۰/۰۹۸۳۰	۰/۰۰۱۵۲	۰/۰۰۹۴۴	۰/۰۳۰۵۵	۰/۱۲۵۸۰	۰/۰۰۱۸۶
۲۰	۰/۴۷۴۰	۰/۲۵۳۹	۰/۱۰۲۸۰	۰/۰۰۱۵۲	۰/۰۰۹۶۳	۰/۰۳۰۸۴	۰/۱۲۴۷۰	۰/۰۰۲۲۶
۲۱	۰/۴۷۲۷	۰/۲۵۱۶	۰/۱۰۶۹۰	۰/۰۰۱۵۱	۰/۰۰۹۷۵	۰/۰۳۰۹۹	۰/۱۲۳۶۰	۰/۰۰۲۷۴
۲۲	۰/۴۷۲۰	۰/۲۴۹۳	۰/۱۱۰۵۰	۰/۰۰۱۵۰	۰/۰۰۹۸۱	۰/۰۳۱۰۱	۰/۱۲۲۵۰	۰/۰۰۳۲۹
۲۳	۰/۴۷۱۸	۰/۲۴۷۱	۰/۱۱۳۴۰	۰/۰۰۱۴۹	۰/۰۰۹۸۲	۰/۰۳۰۹۰	۰/۱۲۱۴۰	۰/۰۰۳۹۰
۲۴	۰/۴۷۲۰	۰/۲۴۵۱	۰/۱۱۵۹۰	۰/۰۰۱۴۷	۰/۰۰۹۷۷	۰/۰۳۰۶۷	۰/۱۲۰۴۰	۰/۰۰۴۵۶
۲۵	۰/۴۷۲۵	۰/۲۴۳۳	۰/۱۱۷۷۰	۰/۰۰۱۴۵	۰/۰۰۹۶۸	۰/۰۳۰۳۵	۰/۱۱۹۶۰	۰/۰۰۵۲۶
۲۶	۰/۴۷۳۲	۰/۲۴۱۸	۰/۱۱۹۰۰	۰/۰۰۱۴۳	۰/۰۰۹۵۵	۰/۰۲۹۹۴	۰/۱۱۸۹۰	۰/۰۰۶۰۰
۲۷	۰/۴۷۴۰	۰/۲۴۰۶	۰/۱۱۹۸۰	۰/۰۰۱۴۰	۰/۰۰۹۴۰	۰/۰۲۹۴۶	۰/۱۱۸۴۰	۰/۰۰۶۷۵
۲۸	۰/۴۷۴۹	۰/۲۳۹۸	۰/۱۲۰۰۰	۰/۰۰۱۳۸	۰/۰۰۹۲۲	۰/۰۲۸۹۲	۰/۱۱۸۱۰	۰/۰۰۷۵۱
۲۹	۰/۴۷۵۸	۰/۲۳۹۳	۰/۱۱۹۹۰	۰/۰۰۱۳۵	۰/۰۰۹۰۴	۰/۰۲۸۳۴	۰/۱۱۷۹۰	۰/۰۰۸۲۶
۳۰	۰/۴۷۶۶	۰/۲۳۹۰	۰/۱۱۹۴۰	۰/۰۰۱۳۲	۰/۰۰۸۸۴	۰/۰۲۷۷۴	۰/۱۱۷۹۰	۰/۰۰۹۰۰
میانگین ۳۰ دوره	۰/۵۶۱۶	۰/۲۲۴۴	۰/۰۷۲۵۹	۰/۰۰۱۶۲	۰/۰۰۶۳۲	۰/۰۲۳۶۰	۰/۱۰۶۵۲	۰/۰۰۲۸۶

نتیجه گیری

نتایج محاسبات نشان می‌دهد که کشش بلندمدت درآمدی تقاضای پول بزرگ‌تر از یک است، به‌عبارت دیگر یک درصد افزایش (کاهش) در تولید ناخالص داخلی تقاضا برای پول را به میزان ۱/۱۵ درصد افزایش (کاهش) می‌دهد. مثبت بودن علامت کشش درآمدی تقاضای پول مطابق با نظریه‌های اقتصادی است.

ضریب برآورد شده مربوط به نرخ ارز با علامت منفی مشاهده می‌شود. ضریب منفی و معنادار نرخ ارز بیانگر آن است که در اقتصاد ایران بین تقاضای پول و متغیر نرخ ارز رابطه معکوس وجود دارد. به این ترتیب اثر جانشینی در ادبیات اقتصادی نرخ ارز در کشور ایران تأیید می‌شود. از این‌رو اگر افزایش نرخ ارز مورد انتظار باشد، عامه مردم به‌منظور جلوگیری از کاهش قدرت خرید خود تقاضا برای پول خارجی را افزایش می‌دهند که در نتیجه تقاضا برای پول داخلی کاهش خواهد یافت.

مقایسه برآورد روابط بلندمدت وکوتاه‌مدت تقاضای پول نشان می‌دهد که کشش‌های بلندمدت نسبت به کشش‌های کوتاه‌مدت بزرگ‌تر می‌باشند که علت آن را می‌توان در دستیابی به زمان بیشتر برای تعدیل به‌سوی تعادل بلندمدت دانست. در ضمن، در رابطه بلندمدت تقاضای پول کشش درآمدی بزرگ‌تر از یک است که مطابق با نتایج به‌دست آمده در کشورهای در حال توسعه می‌باشد.

نکته با اهمیت دیگر در اینجا این است که، ضرایب متغیرها، با ورود دو متغیر مجازی مرتبط با بحران‌های مالی، نسبت به مدل بدون متغیرهای مجازی، دچار تغییرات معناداری شده‌اند، که نشانگر تأثیرگذاری بحران‌ها بر دیگر متغیرها، به‌ویژه نرخ ارز، است.

ضریب متغیر مجازی (DD) که در بلندمدت و کوتاه‌مدت فقط در سطح ۱۰ درصد معنادار است، نشان‌دهنده تأثیر کم بحران مالی جنوب شرق آسیا برتقاضای پول در ایران است. اما ضریب متغیر (DU) که هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت معنادار است، نشانگر تأثیر بحران اقتصادی اخیر بر تقاضای پول در ایران است. ضریب مثبت این متغیر نشان می‌دهد که با حاکم شدن رکود در بازار، به‌دلیل افزایش ریسک و نااطمینانی، مخارج مصرفی کاهش یافته، افراد کمتر خرید کرده و بیشتر به ذخیره پول به‌جای دیگر دارایی‌ها می‌پردازند، در نتیجه تقاضا برای پول افزایش می‌یابد. بی‌گمان تأثیر آن در کوتاه‌مدت بسیار ناچیز بوده و اثرخود را بیشتر در بلندمدت نشان خواهد داد.

کتاب‌نامه

الف- فارسی:

اسلاملوییان، کریم و مرتضی حیدری: ***انتقاد لوکاس و ثبات تقاضای پول در ایران***، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره۶۲، ۱۳۸۲.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران: ***مدیریت آمارهای اقتصادی، نماگرهای اقتصادی***، شماره‌های مختلف.

بهمنی اسکویی، محسن: ***نرخ بازار سیاه و تقاضا برای پول در ایران***، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، پاییز، شماره۳۰، سال نهم، ۱۳۸۰.

تشکینی، احمد: ***آیا تورم یک پدیده پولی است؟ (مورد ایران)***، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، شهریور، ۱۳۸۲.

تشکینی، احمد: ***اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit***، چاپ اول، ۱۳۸۴.

طبیبیان، محمد و داود سوری: ***تعادل بلندمدت تقاضای پول***، پژوهش‌نامه بازرگانی، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، شماره۷، ۱۳۷۶.

نوفرستی، محمد: ***ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی***، چاپ اول، ۱۳۷۸.

هژبرکیانی، کامبیز: ***بررسی تقاضای پول و جنبه‌های پویای آن در ایران***، مجله اقتصاد و پول، شماره۱، سال اول، بهار، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۷۸.

هژبرکیانی، کامبیز و حلافی، حمیدرضا: ***بررسی رابطه بین کسری بودجه و تقاضای پول در اقتصاد ایران***، مجله برنامه و بودجه، شماره۶۰-۶۱، ۱۳۸۰.

ب- انگلیسی:

Asilis, C.M., P.Honokan and P.D Mcnelis: ***Money Demand During Hyper Inflation and Stabilization:Bolivia, 1980-1988*** Economic Inquiry,1993.

Bahmani-Oskoee. 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.

Pesaran, M.H. and Pesaran, A: ***Working with microfit 4.0 An Interactive Econometric Analysis***, Oxford University Press .Oxford. 1997.

Pesaran, M.H. and Shin, Y: ***An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis***, Working Paper, No.9514, Department of Applied Economics, University of Cambridge. 1995.

Siddiki, J.U: ***Demand for Money in Bangladesh:A Cointegration Analysis***, Applied Econoics,Vol.32, 2000.