

تحلیل تجربی رابطه تقاضای پول، مخارج نهایی مصرف و سرمایه گذاری در ایران

زینب وزیری^۱، ابراهیم نگهداری^۲

^۱ دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد بندرعباس، بندرعباس، ایران

^۲ استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد بندرعباس، بندرعباس، ایران (نویسنده مسئول)

چکیده

تحلیل تجربی تقاضا برای پول برای دستیابی به اهداف اقتصاد کلان الزامی اساسی است. پژوهش حاضر در چارچوب الگوی اقتصادسنجی رابطه تقاضای پول، مخارج نهایی مصرف و مخارج نهایی سرمایه‌گذاری از اجزا تشکیل دهنده تولید ناخالص داخلی را طی سالهای ۱۳۵۸-۱۳۹۳ به کمک داده‌های سالانه مورد بررسی قرار داده است. جهت بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت از روش خود رگرسیون با وقفه‌های توضیحی (ARDL) استفاده شده است. یافته‌های تحقیق نشان داد که نرخ تورم اثر منفی و مخارج نهایی مصرف و سرمایه‌گذاری اثر مثبت و معنی‌داری بر تقاضای پول دارند. همچنین نتایج آزمون علیت تودا- یاماموتو نشان می‌دهد که رابطه علیت یک طرفه در سطح معنی‌داری ۱٪ از مخارج نهایی مصرف، مخارج نهایی سرمایه‌گذاری و نرخ تورم به تقاضای پول وجود دارد و در سطح معنی‌داری ۵ درصد از نرخ بهره به تقاضای پول وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: تقاضای پول، مخارج نهایی مصرف، مخارج نهایی سرمایه‌گذاری، نرخ تورم، نرخ بهره

۱- مقدمه

اجرای سیاست های پولی یک موضوع مورد بحث در ادبیات اقتصادی است. برآورد توابع تقاضای پول به خصوص توجه بسیاری از اقتصاددانان را به خود جلب کرده است. به طور کلی، اهداف اصلی از شناسایی عوامل اصلی تشکیل تقاضا برای پول در اقتصاد بسته و یا ثبات توابع تقاضای پول است. تقاضا برای مصالح مختلف پولی است که اغلب به یک متغیر مقیاس اندازه گیری مانند فعالیت های اقتصادی مرتبط درآمد و یک متغیر به نمایندگی از هزینه فرصت نگهداری پول مانند نرخ بهره داخلی می باشد (کوساما بن سالا و زید جیدی^۱، ۲۰۱۴). تکنیک اقتصاد سنجی، اجازه می دهد اثرات کوتاه مدت از اثرات بلند مدت، مانند مدل سازی تصحیح خطا تشخیص داد مطالعات تجربی بسیاری از کشورهای سراسر جهان این موضوع را مورد بررسی قرار می دهند چرا که تقاضای پول یکی از بنیادی ترین عناصر تحلیل کلان اقتصادی معاصر است. این مفهوم به یک رابطه تبعی میان مقدار پولی که مردم تمایل دارند نگهداری کنند و متغیرهایی که بر آن تأثیر دارند (مثل نرخ های بهره، درآمد، ثروت و...) اشاره دارد که غالباً به صورت یک معادله ریاضی بیان می شود و معیارهای تحلیل کلان اقتصادی بیانگر این است که ویژگی های خاصی از تابع تقاضای پول می تواند تأثیرگذاری سیاست های پولی را به طور اساسی تحت تأثیر قرار دهد. مهم ترین این خواص، کشش بهره ای تقاضای پول و پایداری تابع تقاضای پول است. مثلاً اگر کشش بهره ای تقاضای پول خیلی زیاد باشد، سیاست پولی قدرت خود را برای تحریک اقتصاد از دست می دهد؛ زیرا اگر افزایش حجم پول در جریان تنها اندکی نرخ بهره را کاهش دهد، تقاضای مردم برای پول چنان افزایش می یابد که کل پول جدیداً عرضه شده را جذب کند و بنابراین هیچ افزایشی در مخارج صورت نگیرد. یا اگر کشش بهره ای تقاضای پول بالا نباشد اما رابطه تابعی تقاضای پول ناپایدار باشد، این ناپایداری باعث می شود که مقامات پولی نتوانند اثر سیاست پولی را پیش بینی کنند، زیرا چه بسا انتقال تابع تقاضای پول اثر سیاست عرضه پول را در مواردی خنثی کند و در مواردی دیگر حتی تشدید می کند؛ بنابراین اگر تابع تقاضای پول پایدار نباشد، سیاست گزاران مقدار و جهت سیاست را ندانسته و به تأثیرگذاری اقدامات سیاسی خود امیدی ندارند (کفایت، ۱۳۹۳). از آنجایی که تابع تقاضای پول از متغیرهای متفاوتی متأثر می گردد، انتخاب تعریف پول، متغیر مقیاس و متغیر هزینه فرصت می تواند در تعیین تابع تقاضای پول نقش مهمی ایفاء کند. تابع تقاضای پول مبنای مهمی در مکانیزم انتقال سیاست پولی به بخش واقعی اقتصاد به شمار می آید. تقاضای پول نشان دهنده ارتباط سیاست پولی با بقیه اقتصاد است. تابع تقاضای پول در فهم انتقال تغییرات عرضه پول و متغیرهای دیگر مانند نرخ های بهره به اقتصاد نقش مهمی دارد (شهرستانی، ۱۳۸۷).

تقاضا برای پول به همراه تقاضای نهایی مصرف کننده، تقاضای نهایی سرمایه گذاری و عرضه پول، چهار تابع مهم در طرف تقاضای اقتصاد هستند که بررسی پایه ها و مبنای تئوریک و همچنین بررسی تجربی آن ها، برای تجزیه و تحلیل های کلان اقتصادی و به کارگیری مناسب سیاست های پولی و مالی ضروری است، همچنین شناخت صحیح تابع تقاضا برای پول در تحلیل مشکلات اقتصاد کلان، سیاست گذاری اقتصادی و اثربخشی سیاست های کلان اقتصادی الزامی است (جعفری صمیمی و همکاران، ۱۳۹۳). همان طور که اشاره شد تقاضای پول از عوامل بسیاری متأثر می گردد که متغیرهای تأثیرگذار بر آن را می توان به دودسته متغیرهای هزینه فرصت مانند نرخ بهره، نرخ تورم و متغیرهای مقیاس مانند تولید ناخالص ملی و اجزای آن یعنی مخارج مصرفی، مخارج سرمایه گذاری، خالص صادرات تقسیم بندی نمود. در حالی که در بلندمدت مخارج نهایی مصرف و نرخ بهره بیانگر عوامل تعیین کننده تقاضای پول عمده است تقاضا برای پول به همراه تقاضای مصرف کننده، تقاضای سرمایه گذاری و عرضه پول چهار تابع مهم در طرف تقاضای پول هستند (زید و جیدی^۲، ۲۰۱۴). لذا در این پژوهش سعی شده است تا رابطه تقاضای پول، مخارج نهایی مصرف، مخارج نهایی سرمایه گذاری، نرخ تورم و نرخ بهره به صورت تجربی مورد بررسی قرار گیرد.

^۱ Ousama Ben-Salha, Zied Jaidi.

^۲ zayd & jidi

۲- مبانی نظری

پول وسیله ای است که توسط آن قیمت‌ها مفهوم می‌یابند و اساساً چهار وظیفه عمده: وسیله مبادله، ذخیره ارزش، پرداخت دیون و واحد شمارش را به عهده دارد. تقاضای پول تقاضا برای ترازهای حقیقی می‌باشد و از جمله مباحث کلیدی نظریه های پولی است که توجه بسیاری از اقتصاددانان را به خود جلب نموده است (فلاحی و نگهداری، ۱۳۸۴).

مطالعه عرضه و تقاضای پول همواره فکر اقتصاددانان را به خود مشغول نموده است. بخصوص از زمان کشف معادن طلا و نقره در قاره آمریکا در قرن هفدهم و هجدهم مورد بهره برداری قرار گرفت همین ثروت های کلان که نصیب کشورهای استعماری آن زمان مانند: اسپانیا، پرتغال، انگلیس و فرانسه شد باعث گردید عرضه پول وارد مرحله جدیدی شود. از طرف دیگر بروز جنگ ها و انقلاب ها نیز موجب افزایش تقاضای پول گردید. همین موضوع را نیز در بین اقتصاددانان در سطح والایی مطرح نمود و باعث گردید اقتصاددانان، نظریه های مختلفی را مطرح تا موضوع تقاضای پول به شکل عملی تر و مقبولتر به صورتی که علم اقتصاد از آن انتظار دارد مطرح گردد. نظریه مقداری پول توسط اقتصاددانان انگلیسی در قرن نوزدهم دیوید ریکاردو مطرح گردید. او برای نخستین بار رابطه مستقیم بین مقدار پول در گردش و سطح عمومی قیمت ها را به عنوان یک قانون قابل استناد و مطرح کرد. ریکاردو رابطه بین مقدار پول و سطح قیمت ها را در رابطه مبادلات زیر خلاصه نمود: (ریکاردو، ۱۸۱۷).

$$M = P \cdot T \quad (1)$$

که در این رابطه: M = مقدار پول در گردش و P = سطح عمومی قیمت ها و T = حجم مبادلات و معاملات می باشد. به طوری که در این رابطه، T ثابت فرض شده است. لذا P به دنبال تغییر M در همان جهت تغییر می یابد. به عبارتی اگر حجم پول در گردش (M) افزایش یابد موجب می شود سطح عمومی قیمت ها سیر صعودی بخود بگیرد.

جان استوارت میل ۳، فیلسوف و اقتصاددان انگلیسی سی سال پس از این نظریه ریکاردو و آن را تغییر و اصلاح کرد، به طوری که او عامل سرعت گردش پول را نیز وارد نظریه نمود و آن را با V نشان می داد. از نظر استوارت میل این رابطه را مطرح نمود

$$MV = P \cdot T \quad (2)$$

با توجه به این نظریه جدید دیگر (M) به تنهایی عامل تغییر دهنده P نبود بلکه عامل دیگری به نام سرعت گردش پول نیز در تغییر سطح عمومی قیمت ها مؤثر بود. یعنی حتی ممکن بود با عدم افزایش یا کاهش M به دلیل افزایش مؤثر در (V) سطح عمومی قیمت ها را افزایش دهد.

بعدها اقتصاددان دیگر بنام (فیشر) نقش سپرده های بانکی و سرعت گردش این سپرده ها را نیز وارد رابطه کرد و مطالعه جدیدی را مطرح نمود که به صورت ذیل:

$$P \cdot T = MV + MV \quad (3)$$

که در آن (M) میزان سپرده های بانکی و در آن (V) سرعت گردش سپرده های بانکی می باشد. (نظری، ۱۳۸۰: ۲۳۴). آلبرت آفتالیون اقتصاددان مشهور فرانسوی ضمن انتقاد از نظریه درآمد فن و ایزر آن را تکمیل و تصحیح کرد. او نظریه خودش را در همان چهارچوب $R = P \cdot Q$ ارائه نمود. ولی عوامل دیگری را در نظریه فوق وارد نمود که از جمله آن ها می توان به:

الف) درجه رضایت فردی افراد از خرج کردن پول، ب) پیش بینی شرایط اقتصادی، ج) عوامل اجتماعی و سیاسی (خنجرخانی، ۱۳۸۹)

نظریه پولی کمبریج مانند نظریه نهائون روی درآمد و رفتار و انگیزه های افراد تأکید می کند. از نظر این گروه عواملی که در نگهداری پول از سوی اشخاص مؤثر است. عبارتند از:

الف) تعادل بین مطلوبیت نهایی پول و مطلوبیت سایر اقلام ثروت، ب) هزینه فرصت نگهداری پول، ج) محدودیت بودجه، د) قیمت ها و حجم داد و ستد.

با توجه به عوامل فوق رهبران مکتب کمبریج مانند مارشال، کینز، و بیگو اعتقاد دارند که تقاضای پول توسط افراد نه تنها به میزان داد و ستد و غیره، بلکه به سطح در آمد نیز در تقاضا برای پول مؤثر است.

وقتی که دو فرض اساسی کلاسیک ها یعنی ثبات فعالیت های اقتصادی و سرعت گردش پول با بروز بحران مالی و اقتصادی دهه ۱۹۳۰ مورد سؤال قرار گرفت باعث گردید تلاش هایی در جهت ارائه نظریاتی برای بهبود وضعیت اقتصادی صورت گیرد که در این راستا بعد از بحران سال ۱۹۲۹ و ۱۹۳۰ فردی بنام جان میناردکنیز در کتاب معروف خودش بنام نظریه عمومی اشتغال بهره و پول. نظریه جدیدی را مطرح کنند که طبق آن آثار هرگونه تغییر در حجم پول با در تغییرات سطح تولید و اشتغال منعکس می گردد تا تغییرات در سطح قیمت ها.

از طرف دیگر کنیز برخلاف نظر کلاسیک ها که تقاضا برای پول صرفاً برای مبادله بود معتقد بود که علاوه بر تقاضای معاملاتی دو جزء دیگر نیز برای تقاضای پول قائل بود که عبارت بودند از ۱- تقاضای احتیاطی برای پول ۲- تقاضای سفته بازی (واسطه گری) (فرجی، ۱۳۸۸).

یکی از نظریه هایی که بر نقش پول به عنوان وسیله مبادله تأکید دارد، نظریه تقاضای پول بامول و توبین است. این نظریه اساساً در مورد تقاضا برای اوراق بهادار با درجه میعان بسیار بالا نظیر پول نقد و سپرده های جاری است. در این نظریه نگهداری پول از جنبه هزینه و فایده نگهداری آن مورد تحلیل قرار می گیرد. فایده نگهداری پول برای افراد از آن جهت است که مجبور نباشند در هر مبادله ای، برای گرفتن پول مورد نیاز به بانک مراجعه کنند. در عین حال افراد سعی می کنند که هزینه نگهداری پول را حداقل کنند.

این هزینه، نه تنها هزینه صریح تبدیل دارایی به نقد را شامل می شود؛ بلکه هزینه های ضمنی از جمله هزینه های مربوط به مراجعه به بانک و صرف وقت را نیز در بر می گیرد. هر اندازه هزینه هر بار مراجعه به بانک برای تبدیل انواع دارایی به پول بیشتر باشد، تقاضا برای پول بیشتر خواهد بود. مسلماً این هزینه های ضمنی برای افراد مختلف در جامعه بر حسب خصوصیات و نیازهای رفتاری افراد متفاوت خواهد بود. به طور مثال اگر فرد A در ازای هر ساعت کار، مقدار بیشتری درآمد نسبت به فرد B کسب کند، هزینه فرصت وی برای مراجعه به بانک از فرد B بیشتر بوده و در نتیجه، تقاضای پول وی در هر بار مراجعه به بانک بیشتر است.

پس از جنگ جهانی دوم گروهی از اقتصاددانان و در رأس آن فریدمن تلاش کردند نظریه مقداری پول کلاسیک ها را احیاء کنند. همان طوری که قبلاً گفته شده بود. در نظریه کلاسیکی مقداری پول شرایط اشتغال و بالطبع هرگونه تغییر در حجم پول در سطح تقاضای کل از طریق آن در سطح عمومی قیمت ها تأثیر مستقیم دارد در حالی که طبق نظریه کنیز اقتصاد معمولاً در شرایط اشتغال ناقص قرار دارد و هرگونه تغییر در عرضه پول در تقاضای کل و از آن طریق به طور غیر مستقیم در سطح فعالیت های اقتصادی تأثیر دارد. فریدمن با تلفیق این دو نظریه معتقد بود که هرگونه تغییر در حجم پول نه تنها در تقاضای کل اثر مستقیم و غیر مستقیم دارد بلکه هرگونه تغییر در تقاضای کل نیز دارای اثر مضاعف در تولید و روند قیمت هاست (فرجی، ۱۳۸۸). لازم به توضیح است فریدمن علاوه بر نقش قیمت و درآمد در تعیین تقاضای پول به موضوع هزینه نگهداری پول نیز اهمیت فراوانی نایل شد. بطوری که از دیدگاه ایشان هزینه نگهداری پول تحت تأثیر ۲ عامل می باشد که در تقاضای پول نیز تأثیر گزار است: الف) نرخ بهره ب) پیش بینی سطح عمومی قیمت ها
لذا از نظر فریدمن تقاضای پول با هزینه نگهداری پول ارتباط معکوس دارد.

علاوه بر موارد فوق فریدمن روی عامل دیگری نیز تأکید دارد و آن درآمد واقعی است به طوری که از افزایش درآمد واقعی فرد موجب افزایش تقاضای پول خواهد شد. در واقع آنچه در تقاضای پول فریدمن شناخته شده و برای اولین بار در متون اقتصادی تقاضای پول مطرح شده است تفکیک حاصل از پتانسیل نیروی انسانی از سایر ثروت‌ها است. این نوع ثروت دارای بازار خرید و فروش نیست لذا نسبت میزان ثروت انسانی به سایر ثروت‌ها (h) به عنوان عامل مشخصه وارد تابع تقاضای پول می‌گردد. بالاخره مجموعه عواملی که در تقاضای پول مؤثرند از جمله درجه ثبات اقتصادی و سیاسی، سرعت گردش سرمایه و ... به صورت متغیر (u) در تابع تقاضای پول گنجانده شده که به شرح زیر عنوان می‌شوند:

$$M^d = f\left(w, \frac{1}{r} \cdot \frac{dr}{dt}, \frac{1}{p} \cdot \frac{dp}{dt}, h, u\right) \quad (۴)$$

$$\frac{\partial\left(\frac{M^d}{P}\right)}{\partial\left(\frac{1}{r} \cdot \frac{dr}{dt}\right)} < 0, \frac{\partial M^d}{\partial\left(\frac{1}{p} \cdot \frac{dp}{dt}\right)} < 0, \frac{\partial M^d}{\partial W} > 0, \frac{\partial M^d}{\partial P} = f\left(w, h, \frac{1}{r} \cdot \frac{dr}{dt}, \frac{1}{p} \cdot \frac{dp}{dt}\right) > 0$$

۲-۱- مطالعات تجربی تقاضای پول

مطالعات تجربی بسیاری زیادی در خصوص تقاضای پول و عوامل مؤثر بر آن به لحاظ مدلسازی با متغیرهای مختلف وجود دارد به عنوان نمونه هلمت هرواتز و همکاران^۳ (۲۰۱۶) به تجزیه و تحلیل فعالیت های اقتصادی سایه بر روی تقاضا برای M1 و ارز در یک مقطع از کشورهای OECD از سال ۱۹۷۰ پرداخته اند از آنجا که فعالیت های اقتصادی سایه است به طور مستقیم قابل مشاهده نیست، با استفاده از متغیرهای شاخص چندگانه که به طور مثبت مربوط به فعالیت های اقتصادی سایه ارتباط دارد ان را قابلیت اندازه گیری بخشیده اند در واقع برخی از این متغیرها تأثیر قابل توجهی در پول M1 و تقاضای ارز در کشورهای OECD در دهه های گذشته اثر داشته اند. نتایج این مطالعه نشان می دهد که حذف فعالیت های غیر رسمی منجر به برآورد قابل توجهی از کشش درآمد و منافع نیمه کشش M1 و تقاضای ارز می گردد؛ بنابراین اندازه گیری با دقت اندازه فعالیت های اقتصادی سایه یک کار مهم برای بانک های مرکزی برای تعیین سهام بهینه از پول است دارد.

زناگوی^۴ (۲۰۱۵) به تجزیه و تحلیل تجربی تابع تقاضای پول در الجزایر طی سالهای ۲۰۰۳-۲۰۱۴ می پردازد. در این تحقیق علاوه بر تخمین برخی ویژگیهای پولی ارائه شده است که شامل متغیرهای اضافی را به عنوان متغیر پروکسی برای هزینه نگهداری پول است و معتقد است که اگر جهت کنترل عرضه پول باید مانده وجه نقد واقعی از طریق عرضه پول باثبات باشد. اگر تقاضای پول در الجزایر پایدار است، بانک مرکزی الجزایر می تواند سطح عرضه پول پیش بینی شده را بدون فشار تورمی در اقتصاد کنترل نماید. تجزیه و تحلیل تجربی از مطالعه شامل استفاده از آزمون هم انباشتگی برای و آزمون ثبات انجام شد. متغیرهای مورد مطالعه عبارتند از پول واقعی (M2) به عنوان متغیر وابسته، نرخ بهره واقعی (TI)، شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) و تولید ناخالص داخلی (GDP) به عنوان متغیرهای توضیحی که حاکی از رابطه همگرایی تعادلی بلندمدت است. آزمون ثبات CUSUM و CUSUMSQ نشان می دهد که تابع تقاضای پول واقعی در الجزایر پایدار در سطح ۵ درصد با ثبات است. و توصیه می شود که باید تمایز روشنی بین اهداف کوتاه مدت و دراز مدت وجود داشته باشد.

³ Helmut Herwartz & etal

⁴ Zenagui

کوساما بن سالا و زید جیدی (۲۰۱۴) به منظور برآورد تابع تقاضای پول در تونس بر خلاف بسیاری از مطالعات قبلی تقاضای پول، اجزای اصلی درآمد واقعی را مورد مطالعه قرار می دهد. بر اساس داده های سالانه بین ۱۹۷۹ - ۲۰۱۱ با رویکرد باند تست در الگوی ARDL، نتایج شواهدی از هم انباشتگی بین تقاضا گسترده پول و عوامل مؤثر بر آن، یعنی مخارج نهایی مصرف، مصرف در کالاهای سرمایه گذاری، مخارج صادرات و نرخ بهره را نشان دهد. مدل تصحیح خطا نشان می دهد که تقاضا برای پول تنها با نرخ بهره و مخارج بر کالاهای سرمایه گذاری در کوتاه مدت تحت تاثیر قرار می گیرد، در حالی که در بلندمدت هزینه مصرف نهایی و نرخ بهره نشان دهنده عوامل اصلی تعیین کننده تقاضای پول است. این یافته ها برای انواع مشخصات جایگزین تقاضای پول و روش های برآورد شده است. آزمون هم انباشتگی سیاکنن لوتک پول^۵ با تغییر ساختاری و آزمون هم انباشتگی جوهانسن شکستن ساختاری موسکینی - نیلسن^۶ به منظور کنترل برای تغییر ساختاری انجام شده است. علاوه بر این، ثبات رابطه با استفاده از آزمون ثبات چو و آزمون بی ثباتی پارامتر هانسن بررسی می شود. در پرتو این مطالعه پیشرفت سیاست های پولی در تونس باید بر روی یک تعریف گسترده از پول باشد. علاوه بر این، برآورد توابع تقاضای پول باید به حساب اجزای مخارج مختلف از درآمد واقعی را مورد توجه قرار دهد. این یافته ها برای کنترل حساسیت پذیری قوی هستند. اگر تقاضا برای پول زیاد به عنوان یک هدف پولی تلقی شود، این تقاضا می تواند تغییر بزرگی را در نرخ بهره قبل از ایجاد تغییر مطلوب در تقاضای M بوجود آورد.

مارک لونگو و همکاران^۷ (۲۰۱۲) به بررسی تابع تقاضای پول در مالاوی و راهکارهای سیاستی آن پرداختند. برای این منظور سعی شد تابع تقاضای پول برای دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۸۵ با استفاده از داده های سالیانه و روش های اقتصادسنجی برآورد گردد. در طول دوره مورد بررسی چندین شکست ساختاری در اقتصاد این کشور رخ داده بود. آزمون هم جمعی صورت گرفته نشان دهنده وجود رابطه بلندمدت میان مانده پول حقیقی، قیمت ها، درآمد، نرخ ارز، اوراق خزانه و ابداعات مالی بود. این در حالی بود که تمامی متغیرها به طور معنی داری در تقاضای پول در کوتاه مدت و بلندمدت تاثیر می گذارند. بنابراین سیاست گذاری بایستی در جهت افزایش نوآوری مالی و بهبود فعالیت های اقتصادی و بازدهی های بالاتر صورت گیرد.

بهاتا^۸ (۲۰۱۱) ثبات تابع تقاضای پول برای کشور نپال را با استفاده از مدل های هم جمعی و تصحیح خطا برای دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۷۵ مورد بررسی قرار داد. آزمون های انجام شده در این تحقیق نشان داد که رابطه هم جمعی بلند مدتی بین تقاضا برای موازنه پول حقیقی، تولید ناخالص داخلی حقیقی و نرخ بهره در تعریف محدود و گسترده پول وجود دارد. هم چنین آزمون های نشان دهنده ثبات تابع تقاضای پول در هر دو حالت تعریف محدود و گسترده پول می باشد.

گوگردچیان و همکاران (۱۳۹۴)، در مطالعه ای با عنوان "رهیافتی از تقاضای پول سیدراسکی در اقتصاد ایران"، به تبیین نظری و تخمین تابع تقاضای پول کشور با بهره گیری از الگوی سیدراسکی پرداخته اند. از آنجا که مصرف خصوصی در اقتصاد هر کشور بخش عمده ای از تقاضای کل را تشکیل می دهد، تحلیل این بخش و اثر آن بر تقاضای پول دارای اهمیت زیادی است. بدین منظور در بخش تجربی از الگوی تعدیل یافته سیدراسکی و همچنین دادههای

⁵ Saikkonen-Lütkepohl

⁶ Mosconi - Nilsen

⁷ Mark Lungu et al

⁸ Bhatta

سالانه، طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۶۰ استفاده شده است. همچنین، به منظور برآورد اثر بلندمدت متغیرهای مدل بر تقاضای پول از الگوی خود توضیح دهنده با وقفه های توزیعی و برآورد اثر کوتاهمدت متغیرها از الگوی تصحیح خطا استفاده شده است. نتایج تحقیق طی دوره موردبررسی حاکی از آن است که مصرف دارای اثر مثبت و معنادار بر تقاضای پول در دوره کوتاه مدت و بلندمدت است. بنابراین، رابطه ای تعادلی و بلندمدت بین تقاضای پول و مصرف بخش خصوصی وجود دارد. مالیات تورمی نیز در دوره های کوتاه مدت و بلندمدت اثر مثبت و معناداری بر تقاضای پول داشته، اما مالیات مصرفی اثر معناداری بر تقاضای پول در دوره مورد بررسی نداشته است.

خلیلی عراقی و همکاران (۱۳۹۱) در مقاله ای به تخمین تابع تقاضای پول در ایران طی سال های ۱۳۹۰-۱۳۵۰ با استفاده از روش تصحیح خطا و هم جمعی پرداخته است. تحلیل نشان می دهد که حجم پول، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارزش حقیقی، سطح عمومی قیمت ها و نرخ سود سپرده بلندمدت با یکدیگر هم جمعی بوده، بنابراین تقاضای بلندمدت برای حجم تعادلی پول با به کارگیری روش هم جمعی یوهانسون - جوسیلیوس تصریح و برآورد گردید. کلیه آمار ها و داده های استفاده شده در این نتایج نشان دهنده وجود دو بردار هم جمعی بین متغیرهای مورد نظر بود. ضریب تصحیح خطا مقدار $0/52$ - می باشد که بیانگر این بوده که مقدار 52 درصد از خطای هر دوره در گرایش به روند بلندمدت تصحیح می گردد. براساس رابطه برآوردشده و ضریب کشش درآمدی تقاضا برای پول یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی، تقاضا برای مانده نقدی به میزان $1/82$ درصد افزایش می یابد، مثبت بودن کشش درآمدی تقاضا برای پول سازگار با نظریه های اقتصادی در این زمینه است. ضریب برآورد شده برای نرخ ارز $(-0/34)$ بیانگر جانشینی پول داخلی و خارجی می باشد. ضریب نرخ بهره بلندمدت (نرخ سود سپرده بانکی) $(-0/82)$ معنی دار بوده و بیانگر منفی بودن کشش بهره ای تقاضای پول در ایران است. هم چنین نتایج حاصل از آزمون ثبات نشان دهنده این بود که تابع تقاضای پول در طی این دوره با ثبات می باشد.

شیرین بخش (۱۳۸۴) به بررسی رابطه بلند مدت بین تقاضای پول و عوامل مؤثر بر آن با استفاده از روش آزمون کرانه ها پرداخته است. براساس نتایج حاصل از این پژوهش بین تقاضای پول و عوامل مؤثر بر آن رابطه بلندمدت وجود دارد. همچنین بر اساس الگوی مورد استفاده در این روش و به کمک یکی از روش های متداول اقتصادسنجی یعنی عام به خاص کشش های کوتاه مدت و بلندمدت تقاضای پول مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل به این صورت می باشد: بین متغیرهای تقاضای پول با سه متغیر تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت عمده فروشی نرخ متوسط بهره سپرده ها رابطه بلند مدت برقرار است. عوامل مؤثر بر تقاضای پول در این الگو اثرات متفاوتی بر تقاضای پول دارند. به طوری که اثر GDP از دو متغیر دیگر بیشتر است. به این ترتیب اصلی ترین انگیزه نگه داری پول هموار کردن فاصله بین جریان درآمدی و مخارجی است. عامل دیگر PPI که نماینده نرخ تورم در ایران است نشان می دهد که با افزایش تورم مردم اقدام به خرید کالاهای بادوام می کنند تا بتوانند قدرت خرید خود را حفظ کنند. متغیر دیگر نرخ متوسط بهره سپرده ها است و نتیجه اینکه با گذشت زمان تاثیر آن بر تقاضای پول افزوده می گردد. نرخ بهره سپرده ها تاثیر بیشتری بر تقاضای پول در مقایسه با نرخ تورم دارد.

فلاحی و نگهداری (۱۳۸۴) به منظور بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای پول با تاکید بر نرخ ارز (به عنوان عامل تعیین کننده)، الگوی تقاضای پول ایران با روش خود بازگشت با وقفه های توزیعی (ARDL) و با استفاده از داده های سالانه ۱۳۳۸-۱۳۸۱ و نیز فصلی (۱) ۱۳۶۷- (۴) ۱۳۸۱ برآورده شده است. نتایج نشان دهنده وجود کشش درآمدی مثبت تقاضای پول (M2) است و رابطه معنی دار و معکوس میان تقاضای پول و نرخ ارز در اقتصاد ایران، تاییدی بر

اثر جانشینی می باشد. همچنین وجود رابطه معنی دار و معکوس میان تقاضای پول با نرخ تورم و جانشین های آن مانند شاخص بهای مسکن بیانگر آن است که به دلیل فقدان بازارهای مالی مناسب در ایران، نرخ تورم را می توان به عنوان متغیر مناسب برای هزینه فرصت نگهداری پول محسوب نمود. مقایسه مقادیر کشش های کوتاه مدت و بلند مدت، دلالت بر بزرگتر بودن آنها در بلند مدت دارد که علت را می توان در وجود زمان بیشتر جهت تعدیل به سوی تعادل بلند مدت دانست.

۳) روش تحقیق

۳-۱) مدل اقتصاد سنجی

در این تحقیق از روش داده های سری زمانی برای بررسی رابطه تقاضای پول و مخارج نهایی مصرف، مخارج نهایی سرمایه گذاری و نرخ بهره در ایران به کار گرفته می شود؛ داده های مورد استفاده در طی دوره ۱۳۵۸ تا ۱۳۹۳ به صورت سالانه مورد استفاده واقع خواهد شد. به منظور بررسی رابطه تقاضای پول و مخارج نهایی مصرف، مخارج نهایی سرمایه گذاری و نرخ بهره و تورم در ایران، از الگوی (۱) استفاده شد:

$$\ln M2_t = \gamma_0 + \gamma_1 \ln FCE_t + \gamma_2 \ln EIG_t + \gamma_3 \ln INF_t + \gamma_4 \ln I_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

متغیرهای مدل عبارتند از: $M2$ تقاضای پول، FCE هزینه مصرف نهایی به قیمت ثابت ۱۳۷۶، EIG مخارج نهایی سرمایه گذاری به قیمت ثابت ۱۳۷۶، INF نرخ تورم و I نرخ بهره (نرخ سود سپرده های بلندمدت) می باشد. همه متغیرها به صورت لگاریتمی می باشند. قبل از برآورد مدل لازم است ابتدا نسبت به ساکن پذیر بودن و ساکن ناپذیر بودن سری های زمانی مورد استفاده در مدل با استفاده از روش دیکی- فولر تعمیم یافته اطمینان حاصل شود. در این تحقیق آزمون دیکی- فولر در حالتی که در آن مدل دارای عرض از مبدأ و بدون روند است و همچنین، در حالتی که در آن مدل دارای عرض از مبدأ و روند است، انجام خواهد شد. همچنین، برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل از روش خود همبسته با وقفه توزیع شده استفاده خواهد شد.

۳-۲) آزمون ریشه واحد^۹

آزمون ریشه واحد یکی از معمول ترین آزمون هایی است که برای تشخیص ساکن پذیری یک فرایند سری زمانی مورد استفاده قرار می گیرد برای این منظور از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته برای کلیه متغیرها طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۵۸ استفاده شده است که فرضیه صفر $H_0: |\rho| = 1$ (وجود ریشه واحد)، در مقابل فرضیه $H_A: |\rho| < 1$ (عدم وجود ریشه واحد)، آزمون می شود اگر قدر مطلق آماره دیکی- فولر تعمیم یافته محاسباتی از مقدار بحرانی جدول بزرگتر باشد، فرضیه صفر رد شده و متغیر ساکن می باشد در غیر این صورت متغیر در سطح غیر ساکن می باشد و بایستی آزمون ساکن پذیری بر روی تفاضل مرتبه اول متغیر صورت گیرد. جدول (۱) نتایج حاصل از آزمون ساکن پذیری متغیرها را با استفاده از روش دیکی- فولر تعمیم یافته نشان می دهند. نتایج آزمون بر روی متغیرهای مدل در سطح و در حالت با عرض از مبدأ، در جدول (۱) آمده است. از میان کلیه متغیرهای مدل، فقط متغیر لگاریتم نرخ تورم ساکن است.

جدول (۱): نتایج آزمون ساکن پذیری متغیرها

^۹. Unit Root Test

تفاضل اول با عرض از مبدأ		در سطح و با عرض از مبدأ		
نتیجه آزمون	آماره آزمون	نتیجه آزمون	آماره آزمون	نام متغیر
ساکن	-۴/۲۱	غیر ساکن	۰/۶۳	تقاضای پول
ساکن	-۴/۹۹	غیر ساکن	-۱/۲۱	مخارج نهایی مصرف
ساکن	-۴/۵۰	غیر ساکن	-۱/۲۲	مخارج نهایی سرمایه‌گذاری
ساکن	-۵/۲۶	غیر ساکن	-۱/۱۴	نرخ بهره
ساکن	-۴/۲۱	غیر ساکن	-۴/۸۰	نرخ تورم
مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد ۲/۹۳-				

مأخذ: یافته‌های تحقیق

از آنجا که قدر مطلق کمیت بحرانی برابر ۲/۹۳ است که بیشتر از آماره آزمون محاسبه شده است فرضیه صفر وجود ریشه واحد یا غیر ساکن بودن متغیرهای تقاضای پول، مخارج نهایی مصرف، مخارج نهایی سرمایه‌گذاری و نرخ بهره در سطح ۵ درصد نمی‌توان رد کرد. پس نتیجه می‌گیریم که تقاضای پول، مخارج نهایی مصرف، مخارج نهایی سرمایه‌گذاری و نرخ بهره متغیری غیر ساکن هستند. همان‌طور که در جدول (۱) مشاهده می‌شود قدر مطلق آماره دیکی-فولر تعمیم‌یافته محاسبه شده برای متغیر نرخ تورم در سطح و روند، از قدر مطلق مقادیر بحرانی جدول بزرگ‌تر است و برای متغیرهای تقاضای پول، مخارج نهایی مصرف، مخارج نهایی سرمایه‌گذاری و نرخ بهره این آماره بعد از یک‌بار تفاضل گیری بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی می‌شود؛ در نتیجه ساکن بودن متغیرها به اثبات می‌رسد.

۳-۳) آزمون شکست ساختاری (پرون)

برای انجام آزمون شکست ساختاری از آزمون پرون^{۱۰} استفاده شده است. وضعیت متغیرها این امکان را فراهم می‌کند که بتوان به تغییر در هر یک از حالات ممکنه پی برد در صورتی که قدر مطلق $t_{\hat{\rho}}$ محاسباتی از $t_{\hat{\rho}}$ جدول بیشتر باشد آنگاه شکست ساختاری، علت ساکن نبودن متغیر مورد بررسی است. برای انجام این آزمون برای متغیرهای تقاضای پول، مخارج نهایی مصرف، مخارج نهایی سرمایه‌گذاری و نرخ بهره نقطه شکست سال ۶۰ (جنگ تحمیلی و اعمال تحریم‌های اقتصادی) در نظر گرفته شده است. نتایج حاصل از انجام آزمون شکست ساختاری که موجب تغییر در عرض از مبدأ تابع روند می‌شود در جدول (۲) آمده است.

جدول (۲)، نتایج آزمون شکست ساختاری در حالت تغییر در عرض از مبدأ تابع روند

نتیجه	جدول $t_{\hat{\rho}}$	محاسباتی $t_{\hat{\rho}}$	λ	متغیر
غیر ساکن	-۳/۷۷	-۲/۳۳	۰/۲	تقاضای پول

¹⁰ -Perron

مخارج نهایی مصرف	۰/۲	-۱/۸۲	-۳/۷۷	غیر ساکن
مخارج نهایی سرمایه‌گذاری	۰/۲	-۱/۸۴	-۳/۷۷	غیر ساکن
نرخ بهره	۰/۲	-۲/۲۴	-۳/۷۷	غیر ساکن

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج به‌دست‌آمده از جدول (۲) می‌توان بیان کرد که شکست ساختاری علت ساکن نبودن متغیرها نیست بنابراین فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد را نمی‌توان رد کرد. پس از آزمون شکست ساختاری، نتایج کلی آزمون ساکن پذیری بر روی متغیرها در جدول (۳) آورده شده است.

جدول (۳). نتیجه نهایی آزمون ساکن پذیری بر روی متغیرها

نتیجه آزمون ساکن پذیری	متغیر
I(1)	تقاضای پول
I(1)	مخارج نهایی مصرف
I(1)	مخارج نهایی سرمایه‌گذاری
I(1)	نرخ بهره
I(0)	نرخ تورم

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۳) نتایج آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته را نشان می‌دهد. با توجه به این که کلیه متغیرها $I(1)$ و $I(0)$ هستند می‌توان الگوی خود همبسته با وقفه توزیع‌شده را استفاده کرد. مزیت بسیار مهم روش ARDL در بین روش‌های هم‌جمعی آن است که این روش بدون در نظر گرفتن این بحث که متغیرهای مدل، $I(1)$ یا $I(0)$ هستند، قابل کاربرد است. به عبارتی در این روش نیازی به تقسیم متغیرها به متغیرهای همبسته از درجه یک و صفر نیست (تشکینی، ۱۳۸۴).

۳-۴) آزمون تعیین درجه هم‌جمعی

برای پی بردن به آن که متغیرهای رگرسیون هم جمع هستند یا نه. از آزمون دوربین واتسون رگرسیون هم‌جمعی استفاده شد. به‌منظور انجام این آزمون، مدل به روش حداقل مربعات معمولی مورد تخمین قرار گرفت. با توجه به نتایج جدول (۴) آماره آزمون دوربین واتسون $D.W$ بزرگ‌تر از ضریب تعیین R^2 است ($۱/۷۶ > ۰/۹۳$)، که احتمال وجود رگرسیون کاذب رد می‌شود. برای انجام آزمون فرضیه $d=0$ ، آماره دوربین-واتسون محاسبه‌شده در رگرسیون تخمین زده‌شده با کمیت‌های بحرانی ارائه‌شده توسط سارگان و بارگاوا مقایسه می‌شود. نتایج نشان می‌دهد، مقدار آماره $D.W = ۱/۷۶$ از کمیت‌های بحرانی ارائه‌شده حتی در سطح ۱٪ بزرگ‌تر است. پس فرض صفر رد می‌شود؛ یعنی جملات اخلاص ساکن هستند. در نتیجه می‌توان چنین استنباط کرد که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگوی موردنظر به‌گونه‌ای که در این الگو تصریح شده است وجود دارد.

جدول (۴) نتایج آزمون دوربین- واتسون رگرسیون هم جمعی

مقدار	آماره
۱/۷۶	آماره دوربین واتسون
۰/۹۳	ضریب تعیین

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۳-۵) تعیین وقفه بهینه در الگوی VAR

برای تعیین طول وقفه از معیار شوراتز- بیزین^{۱۱} (SC)، آکائیک^{۱۲} (AIC)، خطای نهایی پیش‌بینی^{۱۳} (FPE) و حنان کوئین^{۱۴} (HQ) و نسبت درست‌نمایی^{۱۵} (LR) استفاده شده است. نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد که در مدل موردنظر بر اساس معیار شوراتز-بیزین وقفه ۱ را به‌عنوان وقفه بهینه مدل قرار می‌دهند. در نهایت با توجه به این‌که ثبات سیستم در وقفه بهینه یک تأمین خواهد شد، وقفه بهینه یک به‌عنوان وقفه بهینه مدل انتخاب می‌گردد.

جدول (۵): تعیین وقفه بهینه در الگوی VAR

حنان کوئین	شوراتز- بیزین	آکائیک	خطای نهایی پیش‌بینی	نسبت درست‌نمایی	وقفه
۲/۷۰	۲/۵۹	۲/۶۵	۰/۰۲	NA	۰
*-۳/۰۲	*-۲/۶۵	-۳/۲۰	۸/۱۷e-۰۶	*۱۷۹/۹۳	۱
-۲/۹۰	-۲/۲۶	*-۳/۲۲	*۸/۱۶e-۰۶	۱۴/۵۲	۲
-۲/۶۲	-۱/۷۰	-۳/۰۷	۹/۸۵e-۰۶	۹/۱۹	۳
-۲/۲۳	-۱/۰۴	-۲/۸۲	۱/۳۸e-۰۵	۵/۸۹	۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۴) بر آورد مدل بر اساس الگوی خود همبسته با وقفه توزیع شده و نتایج حاصل از آن

در این الگو توجه به درجه همبستگی متغیرها مهم نیست و همچنین با تعیین وقفه‌های مناسب برای متغیرها می‌توان مدل مناسب و منحصر به فرد را بدون پیش‌داوری و استفاده از نظریه اقتصادی انتخاب کرد. در این حالت از روش خود همبسته با وقفه توزیع شده (ARDL) برای برآورد رابطه بلندمدت و تصحیح خطا استفاده شد. در این

¹¹. Schwarz information criterion

¹². Akaike information criterion

¹³. Final prediction error

¹⁴. Hannan-Quinn information criterion

¹⁵. LikeLihood Ratio

مرحله، پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت، مدل ARDL با وقفه‌هایی که توسط شوارتز-بیزین به‌وسیله سیستم تعیین می‌شود، تخمین زده می‌شود. بر اساس معیار شوارتز-بیزین، وقفه بهینه مدل ۱ انتخاب شد. علت استفاده از این ضابطه این است که معیار شوارتز-بیزین در تعیین وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند و در نتیجه از درجه آزادی بیشتری برخوردار است.

۴-۱) نتایج آزمون کوتاه مدت و بلند مدت

آزمون باند یک روش جدید برای مشخص کردن رابطه بلندمدت بین یک متغیر وابسته و تعدادی از برآورد کننده‌ها است. این روش توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) برای تعیین رابطه هم‌جمعی بین متغیرها ارائه شده است. در جدول (۶) نتایج این آزمون آورده شده است. آماره F محاسباتی برای آزمون معنادار بودن تمام ضرایب برابر ۶/۰۷ به دست آمده است. حد پایین مقدار بحرانی آماره F برابر با ۲/۸۵ و حد بالای مقدار بحرانی برابر با ۴/۰۴۹ می‌باشد. با توجه به این که مقدار محاسباتی (۶/۸۷) بیشتر از حد بالای ارزش بحرانی است، بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت را می‌توان رد کرد.

جدول (۶) آماره F برای وجود یک رابطه هم‌جمعی در بلندمدت

آماره F	محدوده مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد*
	حد پایین حد بالا
۶/۰۷	۴/۰۴۹ ۲/۸۵

*مقادیر بحرانی در حالت با عرض از مبدأ و بدون روند

در تخمین مدل در الگوی خود همبسته با وقفه توزیع شده ابتدا مدل کوتاه مدت آن به صورت جدول (۷) ارائه شد که وقفه بهینه متغیرها بر اساس معیار شوارتز-بیزین به صورت (۱ و ۰ و ۰ و ۱) است متغیر C عرض از مبدأ است.

جدول (۷) نتایج حاصل از مدل کوتاه مدت (۱ و ۰ و ۰ و ۱) ARDL

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
تقاضای پول با یک وقفه	۱/۰۳	۲۶/۸۶	۰/۰۰۰
مخارج نهایی مصرف	۰/۰۸	۰/۲۹۵	۰/۷۶۹
مخارج نهایی مصرف با یک وقفه	۰/۳۸	۲/۲۷	۰/۰۳۰
مخارج نهایی سرمایه‌گذاری	۰/۱۱	۲/۲۴	۰/۰۳۱
نرخ تورم	۰/۰۵	۲/۱۷	۰/۰۳۷
نرخ بهره	-۰/۲۱	-۲/۰۹	۰/۰۴۴
نرخ بهره با یک وقفه	۰/۳۲	۳/۱۶	۰/۰۰۳

۰/۴۲۹	۰/۷۹	۰/۴۷	عرض از مبدأ
R ² : ۰/۸۹, F-Stat ۱۳۴۷۹ /۴(۰/۰۰۰), D.W: ۱/۷۹			

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس جدول (۷) متغیر وابسته تقاضای پول با ۱ بار وقفه ظاهر شده است. متغیر تقاضای پول با یک وقفه اثر مثبت بر روی متغیر وابسته تقاضای پول داشته است و از نظر آماری در سطح ۱٪ معنی‌دار است. یعنی تقاضای پول یک سال قبل تأثیر مثبت بر روی تقاضای پول سال بعد داشته است. یعنی چنانچه در کوتاه‌مدت تقاضای پول یک سال قبل ۱ واحد افزایش یابد، تقاضای پول سال بعد ۱/۰۳ واحد افزایش خواهد یافت. در کوتاه‌مدت ضریب متغیر مخارج نهایی مصرف بدون وقفه اثر مثبت بر تقاضای پول دارد اما از نظر آماری معنی‌دار نیست. همچنین ضریب متغیر مخارج نهایی مصرف با یک وقفه اثر مثبت بر تقاضای پول دارد و از نظر آماری در سطح ۵٪ معنی‌دار است. ضریب متغیر مستقل برابر با ۰/۳۸ است. یعنی چنانچه در کوتاه‌مدت مخارج نهایی مصرف ۱ واحد افزایش یابد تقاضای پول ۰/۳۸ واحد افزایش خواهد یافت. ضریب متغیر مستقل مخارج نهایی سرمایه‌گذاری اثر مثبت بر تقاضای پول دارد و از نظر آماری در سطح ۵٪ معنی‌دار است. ضریب متغیر مستقل برابر با ۰/۱۱ است. یعنی چنانچه در کوتاه‌مدت مخارج نهایی سرمایه‌گذاری ۱ واحد افزایش یابد تقاضای پول ۰/۱۱ واحد افزایش خواهد یافت. ضریب متغیر مستقل نرخ تورم اثر مثبت بر تقاضای پول دارد و از نظر آماری در سطح ۵٪ معنی‌دار است. ضریب متغیر مستقل برابر با ۰/۰۵ است. یعنی چنانچه در کوتاه‌مدت نرخ تورم ۱ واحد افزایش یابد تقاضای پول ۰/۰۵ واحد افزایش خواهد یافت. ضریب متغیر نرخ بهره ۰/۲۱ به دست آمده است و نشان می‌دهد که بین نرخ بهره و تقاضای پول رابطه منفی وجود دارد، ولی ضریب همین متغیر با یک وقفه مثبت است. لذا می‌توان گفت که بین نرخ بهره و تقاضای پول در کوتاه مدت رابطه مشخصی وجود ندارد. شاخص R² برابر با ۰/۸۹ است و به معنی آن است که ۸۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته (تقاضای پول) توسط متغیر مستقل توضیح داده شده است. آماره F دلیلی برای معنی‌داری کل رگرسیون است؛ و در سطح ۱ درصد معنی‌دار فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن همه ضرایب الگو را رد می‌کند. آماره دوربین-واتسون مربوط به رگرسیون هم جمعی بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی در سطح ۱ درصد است، در نتیجه یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها برقرار است. آماره‌های آزمون تشخیص و فرم ساختاری مدل، نشان‌دهنده تأمین فروض کلاسیک و عدم وجود شکست ساختاری است که این نتایج در جدول (۸) مشاهده می‌شود.

جدول (۸) نتایج آزمون‌های فروض کلاسیک

فرضیه صفر	آماره LM
عدم خودهمبستگی سریالی	۰/۲۵۴(۰/۶۱۴)
عدم وجود فرم تبعی مناسب	۰/۴۸۶(۰/۱۲۶)
عدم وجود توزیع نرمال	۰/۹۴۴(۰/۶۲۳)
عدم ناهمسانی واریانس	۰/۴۰۵(۰/۵۲۴)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به آزمون خودهمبستگی سریالی، مدل دارای همبستگی سریالی نیست؛ زیرا آماره LM آزمون (۰/۶۱۴)(۰/۲۵۴) است و فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود مشکل خودهمبستگی رد نمی‌شود. مدل از نظر نرمال بودن نیز مشکلی ندارد و آماره آزمون نرمالیتی برابر با (۰/۶۲۳)(۰/۹۴۴) است و فرضیه صفر مبنی بر توزیع نرمال جملات پسماند پذیرفته می‌شود. نتایج آزمون RESET رمزی نشان می‌دهد که فرم تابع مشکل تصریح ندارد و آماره LM آزمون برابر با (۰/۱۲۶)(۰/۴۸۶) است و فرضیه صفر مبنی بر شکل تبعی صحیح رد نمی‌شود. همچنین، مدل فاقد واریانس ناهمسانی است؛ زیرا آماره LM آزمون برابر با (۰/۵۲۴)(۰/۴۰۵) است و فرضیه صفر مبنی بر واریانس ناهمسانی رد نمی‌شود. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که مدل هیچ‌گونه مشکلی از لحاظ فروض کلاسیک ندارد؛ یعنی خودهمبستگی بین اجزای اخلال وجود نداشته، فرم تابعی مدل به خوبی تصریح شده، توزیع اجزای اخلال نرمال بوده و مشکل واریانس ناهمسانی وجود ندارد. نتایج حاصل از رابطه بلندمدت مربوط به مدل *ARDL* فوق با وقفه‌هایی که توسط شوارتز-بیزین توسط سیستم تعیین می‌شود، به صورت زیر است. این رابطه بلندمدت در جدول (۹) نشان داده شده است.

جدول (۹) نتایج تخمین بلندمدت مدل

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
مخارج نهایی مصرف	۸/۶۲	۲/۶۶	۰/۰۱۲
مخارج نهایی سرمایه‌گذاری	-۳/۳۱	-۲/۲۶	۰/۰۳۰
نرخ تورم	-۱/۴۴	-۱/۹۹	۰/۰۶۲
نرخ بهره	-۳/۰۱	-۱/۹۸	۰/۰۶۳
عرض از مبدأ	-۱۳/۶۹	-۳/۶۶	۰/۰۰۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به یافته‌های جدول (۹) می‌توان گفت که در بلندمدت متغیر مخارج نهایی مصرف از لحاظ آماری در سطح ۵ درصد معنی‌دار و تأثیر مثبت بر تقاضای پول دارد. به عبارت دیگر یک واحد افزایش در مخارج نهایی مصرف، تقاضای پول را به اندازه‌ی ۸/۶۲ واحد افزایش می‌دهد. متغیر مخارج نهایی سرمایه‌گذاری از لحاظ آماری در سطح ۵ درصد معنی‌دار و تأثیر منفی بر تقاضای پول دارد. به عبارت دیگر یک واحد افزایش در مخارج نهایی سرمایه‌گذاری، تقاضای پول را به اندازه‌ی ۳/۳۱ واحد کاهش می‌دهد. متغیر نرخ بهره از لحاظ آماری در سطح ۵ درصد معنی‌دار و تأثیر منفی بر تقاضای پول دارد. به عبارت دیگر یک واحد افزایش در نرخ بهره، تقاضای پول را به اندازه‌ی ۳/۰۱ واحد کاهش می‌دهد. متغیر نرخ تورم از لحاظ آماری در سطح ۵ درصد معنی‌دار و تأثیر منفی بر تقاضای پول دارد. به عبارت دیگر یک واحد افزایش در نرخ تورم، تقاضای پول را به اندازه‌ی ۱/۴۴ واحد کاهش می‌دهد. در ادامه به برآورد الگوی تصحیح خطا که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهد پرداخته می‌شود. با توجه به این که ضریب جمله تصحیح خطا برابر ۰/۲۲- برآورد شده است. به این نتیجه می‌رسیم که ضریب (-) *ECM* (1) در کوتاه‌مدت ۰/۲۲- است این ضریب که از نظر آماری نیز معنادار است و نشان‌دهنده سرعت تعدیل تعادل

کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت است. در واقع این ضریب نشان می‌دهد که در هر دوره ۲۲ درصد از عدم تعادل در دوره بعد تعدیل (تصحیح) می‌شود؛ که این دوره بیش از چهار سال طول می‌کشد.

۴-۲) آزمون علیت تودا - یاماموتو

در این روش به اطلاعاتی در مورد درجه ساکن پذیری متغیرها نیازمندیم؛ بنابراین ابتدا، با استفاده از روش دیکی- فولر تعمیم یافته ساکن پذیری متغیرها آزمون شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، تمامی متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری ساکن می‌شوند. برای بررسی رابطه علیت بین متغیرها از یک مدل خود همبسته برداری و با تعداد دو وقفه استفاده می‌کنیم. تعداد دو وقفه از جمع رتبه مدل خود همبسته برداری و درجه ساکن پذیری ماکزیمم (در این حالت ۱) به دست آمده است. رتبه مدل خود همبسته برداری با توجه به معیار شوارتز-بیزین برابر با یک است. در اینجا به بررسی آزمون تودا-یاماموتو می‌پردازیم. نتایج بررسی رابطه علیت بین متغیرها به صورت جدول (۱۰) است:

جدول (۱۰) نتایج حاصل از آزمون علیت

متغیر وابسته	متغیر تأثیرگذار	آماره والد χ^2	احتمال	نتیجه
تقاضای پول	مخارج نهایی مصرف	۰/۴۹۳	۰/۷۸۱	تقاضای پول علت مخارج نهایی مصرف است
مخارج نهایی مصرف	تقاضای پول	۱۰/۷۰۸	۰/۰۰۴	مخارج نهایی مصرف علت تقاضای پول نیست
تقاضای پول	مخارج سرمایه‌گذاری	۰/۵۴۳	۰/۷۶۲	تقاضای پول علت مخارج نهایی سرمایه‌گذاری است
مخارج سرمایه‌گذاری	تقاضای پول	۱۰/۴۰۴	۰/۰۰۵	مخارج نهایی سرمایه‌گذاری علت تقاضای پول نیست
تقاضای پول	نرخ تورم	۰/۱۴۰	۰/۹۳۲	تقاضای پول علت نرخ تورم است
نرخ تورم	تقاضای پول	۱/۸۸	۰/۰۰۱	نرخ تورم علت تقاضای پول نیست
تقاضای پول	نرخ بهره	۵/۹۶۱	۰/۰۵۰	تقاضای پول علت نرخ بهره نیست
نرخ بهره	تقاضای پول	۰/۳۶۷	۰/۸۳۲	نرخ بهره علت تقاضای پول است

جدول (۱۱)، نتایج آزمون والد در مورد معنی داری ضرایب با وقفه بهینه متغیرهای بکار رفته، با تعداد ۲ وقفه را نشان می‌دهد. همان‌طور که در جدول فوق مشاهده می‌شود نتایج آزمون علیت تودا-یاماموتو، مشخص می‌کند که در سیستم دو متغیره، بین تقاضای پول و مخارج نهایی مصرف رابطه علیت یک طرفه با وقفه بهینه ۲ مورد تأیید قرار گرفته است. این بدان معناست که یک رابطه علیت یک طرفه در سطح معنی داری ۱٪ از تقاضای پول به مخارج نهایی مصرف وجود دارد به عبارت بهتر تقاضای پول نقش معنی دارتری در توضیح مخارج نهایی مصرف ایفا می‌کند. همچنین بین تقاضای پول و مخارج نهایی سرمایه‌گذاری رابطه علیت یک طرفه با وقفه بهینه ۲ مورد تأیید قرار گرفته است. نتایج آزمون علیت تودا-یاماموتو، مشخص می‌کند که یک رابطه علیت یک طرفه در سطح معنی داری

۱٪ از تقاضای پول به نرخ تورم و یک رابطه علیت یک طرفه در سطح معنی داری ۵٪ از نرخ بهره به تقاضای پول وجود دارد.

۵) نتیجه‌گیری

این مطالعه به صورت تجربی به بررسی رابطه تقاضای پول و مخارج نهایی مصرف، مخارج نهایی سرمایه‌گذاری و نرخ بهره با استفاده از داده‌های سری زمانی از ۱۳۵۸ تا ۱۳۹۳ در ایران پرداخته است. جهت بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت از روش ARDL استفاده کرده است. ابتدا ویژگی‌های ساکن پذیری سری‌های زمانی با استفاده از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته (ADF) بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد که کلیه متغیرها $I(1)$ و $I(0)$ هستند. نتایج نشان می‌دهد که چون کلیه متغیرها $I(1)$ نیستند، برای بررسی هم‌جمعی (رابطه بلندمدت) متغیرها در این حالت از روش خود همبسته برداری با وقفه‌های توزیع‌شده استفاده شده است و نتایج نشان می‌دهد در بلندمدت متغیر مخارج نهایی مصرف از لحاظ آماری در سطح ۵ درصد معنی‌دار و تأثیر مثبت و متغیرهای مخارج نهایی سرمایه‌گذاری، نرخ بهره و نرخ تورم از لحاظ آماری در سطح ۵ درصد معنی‌دار و تأثیر منفی بر تقاضای پول دارند. علامت و مقدار ضریب جمله تصحیح خطا (۰/۲۲-) تأیید می‌کنند که رابطه‌ی بلندمدت، پایدار می‌باشد و هر گونه عدم تعادل شکل گرفته در کوتاه مدت، موقتی خواهد بود و در یک دوره‌ی زمانی با سرعت متوسط ۰/۲۲ درصد در سال اصلاح خواهد شد. با مقایسه میزان اثرگذاری مخارج نهایی مصرف با مخارج نهایی سرمایه‌گذاری و نرخ بهره و تورم، مشخص می‌شود که حساسیت تقاضای پول نسبت به تغییرات مصرف بیشتر از سه متغیر مخارج نهایی سرمایه‌گذاری، نرخ بهره و تورم است که می‌توان نتیجه گرفت که متغیر مصرف اثر چشمگیری بر تقاضای پول در کشور دارد. نتایج بیان می‌کند که نرخ بهره و تورم اثر منفی و معناداری بر تقاضای پول دارد. براساس نظریه مقداری پول افزایش نرخ تورم سبب کاهش قدرت خرید پول می‌شود. بدین ترتیب، افراد سعی می‌کنند با تبدیل پول به سایر دارایی‌ها و به‌ویژه کالای مصرفی بادوام، خود را در مقابل تورم مصون نگه دارند؛ بنابراین، با افزایش نرخ تورم تقاضای پول کاهش می‌یابد که علامت منفی نشان‌دهنده این رابطه معکوس است. نتایج آزمون علیت تودا-یاماموتو، نشان می‌دهد که رابطه علیت یک طرفه در سطح معنی داری ۱٪ از مخارج نهایی مصرف و مخارج نهایی سرمایه‌گذاری و نرخ تورم به تقاضای پول وجود دارد. همچنین رابطه علیت یک طرفه نرخ بهره از به تقاضای پول در سطح معنی داری ۵٪ وجود دارد.

منابع

۱. جعفری صمیمی، احمد، علمی، زهرا، صادق زاده یزدی، علی (۱۳۸۴). بررسی ثبات تقاضای پول در ایران: کاربرد روش یوهانسون جوسیلیوس، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۲، صص ۱۰-۲۷.
۲. خلیلی عراقی، منصور، عباسی نژاد، حسین، گودرزی فراهانی، یزدان (۱۳۹۱). برآورد تابع تقاضای پول در ایران با رویکرد مدل‌های تصحیح خطا و هم‌جمعی، دو فصلنامه اقتصاد پولی، مالی، شماره ۵، صص ۱-۲۶.
۳. شهرستانی، حمید، شریفی رنانی، حسین (۱۳۸۷). تخمین تابع تقاضای پول و بررسی ثبات آن در ایران، تحقیقات اقتصادی، شماره ۸۳، صص ۸۹-۱۱۴.
۴. شیرین بخش، شمس اله، (۱۳۸۴). بررسی ارتباط تقاضای پول با عوامل مؤثر بر آن: رهیافت آزمون کرانه‌ها-پژوهشنامه اقتصادی.
۵. فرجی، یوسف، (۱۳۸۸). پول، ارز و بانکداری، شرکت چاپ و نشر بازرگانی.

۶. فلاحی و نگهداری (۱۳۸۴) بررسی عوامل موثر بر تقاضای پول در اقتصادایران با تأکید بر نرخ ارز (کاربرد الگوی (ARDL) مجله دانش و توسعه شماره ۱۷، صص ۱۲-۳۵.
۷. کفایت، مجتبی (۱۳۹۳). بررسی نقش نرخ بهره در تابع تقاضای پول کشورهای در حال توسعه مسلمان و غیر مسلمان منتخب، پایان نامه کارشناسی ارشد رشته علوم اقتصادی دانشگاه شهید چمران اهواز.
۸. گوگردچیان، احمد، بخشی دستجردی، رسول، هاشمی فرد، عاطفه. (۱۳۹۴). رهیافتی از تقاضای پول سیدراسکی در اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهش ها و سیاست های اقتصادی، شماره ۷۵، صص ۲۳۰-۲۱۱.
۹. نوفرستی، محمد. (۱۳۷۸). ریشه واحد و هم جمعی در اقتصادسنجی، موسسه خدمات فرهنگی رسا.
10. Bhatta, Siddha Raj (2011), Stability of demand for money function in Nepal: A cointegration and error correction modeling approach., MPRA Paper No. 41404, pp 1-15.
11. Fisher, Irving (1977) [1930]. The Theory of interest. Philadelphia: Porcupine Press. ISBN 0-87991-864-0.
12. Herwartz, H., Sardà, J., & Theilen, B. (2016). Money demand and the shadow economy: empirical evidence from OECD countries. *Empirical Economics*, 50(4), 1627-1645.
13. John Stuart Mill (1806–1873), "The Contest in America." *Harper's New Monthly Magazine*, Volume 24, Issue 143, pp. 683–684. Harper & Bros., New York, April 1862.
14. Mark Lungu et al (2012), "Money demand function for Malawi implications for monetary policy conduct", *Banks and Bank Systems*, Volume 7, Issue 1, pp 50-63.
15. Ousama Ben-Salha, Zied Jaidi, (2014), Some new evidence on the determinants of money demand in developing countries – A case study of Tunisia., *Journal of Economic Asymmetries* 11, 30–45.
16. Ricardo, David (1951) *On the Principles of Political Economy and Taxation*. Piero Sraffa (Ed.) *Works and Correspondence of David Ricardo*, Volume I, Cambridge University Press, 1951, p.135

Empirical Analysis of the Relationship between Money Demand, Marginal Consumption and Investment Expenditure in Iran

Zynab Vaziri¹, Ebrahim Negahdari²

¹MA Student in Economic, Bandar Abass Branch, Islamic Azad University, Bandar Abass, Iran

²Asistant Professor, Bandar Abbas Branch, Islamic Azad University, Bandar Abbas, Iran

Abstract

Empirical analysis of the money demand is a basic requirement for achieving macroeconomic objectives. This study is an econometric model framework regarding money demand, marginal consumption expenditure and marginal expenditure investment of the components of GDP over the period 1358- 1393 with annual data is examined. in order to investigate the relationship between short-term and long-term AtouRegressive Distributed Lags (ARDL) has been used. The results showed that the negative effect of inflation and consumption and investment spending and a significant positive effect on the demand for money. The results of causality test Toda- Yamamoto suggest in level of 1% significant marginal consumption, final expenditure investment and inflation causality to demand money there is and there is in significance level of 5% of the causality interest rate to demand money.

Keywords: Money Demand, Marginal Consumption Expenditure, Marginal Investment Expenditure, Inflation Rate.
