دوفصلنامه اقتصاد پولی، مالی(دانش وتوسعه سابق) دوره جدید، سال بیستم ، شمارۀ۵، بهار و تابستان ۱۳۹۲

برآورد تابع تقاضای پول در ایران با رویکرد مدل‌های تصحیح خطا و هم جمعی

منصور خلیلی عراقی[۱]
استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران

حسین عباسی نژاد[۲]
استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران

یزدان گودرزی فراهانی[۳]
کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران

تاریخ دریافت : ۱۳۹۱/۷/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۱۲/۲۷

چکیده

آگاهی در مورد تابع تقاضای پول و عوامل موثر بر آن مهم‌ترین تابع در بررسی اثرات سیاست پولی بر اقتصاد است؛ به طوری که سیاست پولی با تحت تأثیر قرار دادن تقاضای پول، می‌تواند مقامات پولی را در رسیدن به اهدافشان کمک کند.

این مقاله به تخمین تابع تقاضای پول در ایران طی سال‌های ۱۳۹۰ – ۱۳۵۰ با استفاده از روش تصحیح خطا و هم‌جمعی پرداخته است. تحلیل‌ها نشان می‌دهد که حجم پول، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز حقیقی، سطح عمومی قیمت‌ها و نرخ سود سپرده بلندمدت با یکدیگر هم‌جمعی بوده، بنابراین تقاضای بلندمدت برای حجم تعادلی پول با به کارگیری روش هم‌جمعی یوهانسون- جوسیلیوس تصریح و برآورد گردید.

نتایج نشان دهنده وجود دو بردار هم‌جمعی بین متغیرهای مورد نظر بود. ضریب تصحیح خطا مقدار ۰/۵۲- می‌باشد که بیانگر این بوده که مقدار ۵۲ درصد از خطای هر دوره در گرایش به روند بلندمدت تصحیح

1- Khalli@ut.ac.ir
2- habbasi@ut.ac.ir
۳- نویسنده مسئول: yazdan.gudarzi@ut.ac.ir

می‌گردد. بر اساس رابطه برآورد شده و ضریب کشش درآمدی تقاضا برای پول یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی، تقاضا برای مانده نقدی به میزان ۱/۸۲ درصد افزایش می‌یابد؛ مثبت بودن کشش درآمدی تقاضا برای پول سازگار با نظریه های اقتصادی در این زمینه است. ضریب برآورد شده برای نرخ ارز (۰/۳۴-) بیانگر جانشینی پول داخلی و خارجی می‌باشد. ضریب نرخ بهره بلندمدت (نرخ سود سپرده بانکی) (۰/۸۲-) معنی دار بوده و بیانگر منفی بودن کشش بهره‌ای تقاضای پول در ایران است. هم‌چنین نتایج حاصل از آزمون ثبات نشان دهنده این بود که تابع تقاضای پول در طی این دوره با ثبات می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: تابع تقاضای پول، مدل تصحیح خطا، هم‌جمعی، کشش تقاضای پول، ثبات
طبقه بندی JEL: P24, E51, E41

Estimation of Money Demand Function in Iran with Cointegration and Error Correction Models Approach

Mansour Khalili Araghi
Professor of Economics, University of Tehran
Hossein Abbasinejad
Professor of Economics, University of Tehran
Yazdan Gudarzi Farahani
M.A. student from Economics, University of Tehran

Received: 8 Oct 2012 Accept: 17 Mar 2013

Abstract

The knowledge about the money demand function and its effecting factors is the most important ubject in Examination of the effects of monetary policies on economiy in order that the monetary policy can help monetary authorites to achive their goals by effecting money demand.

This paper estimates the demand of money in Iran over 1350-1390 period using co-integration and error correction methodology.

The analysis shows that narrow definition of money (M1), domestic gross production, real exchange rate, prices level and return rate on long-term deposit are integrated. Thus, using Johansen-Juselius cointegration approach, the long-term demand for money is specified and estimated.

Empirical results show that there are two co-integrated vectors among variables. In this model the coefficient of error correction term is equal to -0.52 which is found statistically significant. This means that 52 percent of error in each period will be corrected in long run trend. Also we find that the

income elasticity of demand for money is equal to 1.82 which shows that one percent increase in income, lead to 1.82 percent increase in money demand. The positive income elasticity of demand for money is consistent with related economic theories. Moreover the coefficients of rate of return on long-term deposit and real exchange rate equals -0.82 and -0.34 respectively, which shows that one unit increase in return rate on long-term deposit and one percent increase in real exchange rate, leads to -0.82 unit and -0.34 percent decrease in money demand that show substitution of money in Iran is confirmed. Finaly results showed that money demand function during this period was stable.

Keywords: Money Demand Function, Error Correction Model, Cointegration, Stability
JEL classification: P24, E51, E41

۱. مقدمه

در بررسی اثر سیاست‌های پولی و مالی، تقاضای پول یکی از مولفه های مهم آن است. منظور از تقاضا برای پول، میزان مانده واقعی پول نزد افراد است. به بیان دیگر تقاضا برای پول به مفهوم آن است که افراد در هر زمان گرایش به نگهداری چه بخشی از دارایی خود به صورت نقد یا پول دارند. به عبارت دیگر تقاضا برای پول به مفهوم جریان پول و صرف آن برای هزینه‌های جاری روزانه نمی‌باشد، بلکه تقاضا برای موجودی پول در هر زمان است. در فرایند کاهش نرخ بهره توسط مقامات پولی، مردم گرایش به افزایش تقاضای پول دارند و در حقیقت گاهی کاهش نرخ های بهره رضایت آنها را تامین نمی کند، چرا که در این حالت هزینه فرصت نگهداری پول کاهش یافته است. معمولاً در نرخ های بهره پایین انگیزه برای نگهداری پول به صورت نقد بالا می‌رود و گرایش به سمت خرید اوراق بهادار بیشتر می‌شود. بنابراین بین نرخ بهره و تقاضا برای پول (تقاضا برای مانده حقیقی پول) رابطه معکوسی دیده می‌شود. همین‌طور می‌توان زمانی را که نرخ های بهره در حال افزایش هستند، بررسی کرد. در این شرایط هزینه فرصت نگهداری پول بالا می‌رود و تمایل به نگهداری پول به شکل نقد آن کاهش می‌یابد. از این رو گفته می‌شود تقاضا برای پول در هنگام رشد نرخ بهره کاهش می‌یابد و برخی مردم سعی می کنند که سپرده‌های پس انداز بانکی خود را حفظ نمایند.

انتخاب تعریف درستی از پول، متغیر مقیاس و متغیر هزینه ی فرصت داخلی و خارجی پول می‌تواند در تعیین درست تابع تقاضای پول نقش مهمی ایفاء کند. دیدگاه‌های مختلفی درباره‌ی

مفهوم پول در قالب تئوری مقداری پول، دیدگاه کینز، رویکرد بامول- توبین و دیدگاه فریدمن مطرح شده اند، که در کل می‌توان آنها را در دو دیدگاه معاملاتی تقاضای پول و دیدگاه پورتفوی تقاضای پول تقسیم بندی کرد.

تقاضای پول و عوامل مؤثر بر تابع تقاضای آن نقش تعیین کننده‌ای در تحلیل‌های مربوط به اقتصاد کلان و اتخاذ سیاست‌های پولی از سوی مقام‌های پولی یک کشور ایفا می‌کند. امروزه با بررسی میزان تقاضای پول در یک کشور می‌توان اوضاع اقتصادی آن را مورد تجزیه و تحلیل قرار داد. افزایش میزان تقاضای پول نشان دهنده بهبود شرایط اقتصادی کشور و کاهش در میزان تقاضای آن منعکس کننده شرایط بد اقتصادی است (Sameti and Yazdani, 2007). بنابراین تحقیق حاضر به بررسی تجربی تابع تقاضای پول در ایران به عنوان یکی از توابع مهم اقتصاد کلان می‌پردازد. در تحقیق حاضر تلاش شده است با استفاده از مهم‌ترین متغیرهای مورد استفاده در سایر مطالعات مشابه صورت گرفته در داخل و خارج به برآورد تابع تقاضای پول ایران برای دوره زمانی ۱۳۹۰ – ۱۳۵۰ پرداخته شود.

در متون اقتصادی تقاضای پول از سوی اقتصاددانان متفاوتی مورد بررسی قرار گرفته است و نگرش‌های مختلفی در این زمینه وجود دارد. در این زمینه می‌توان به تئوری‌های تقاضای پول کینز[۱]، بامول[۲]، توبین[۳] و فریدمن[۴] اشاره کرد. آن چه که در بررسی این تئوری‌ها بیشتر از همه به چشم می‌خورد توجه به دو عامل درآمد و نرخ بهره است (Sameti and Yazdani, 2007).

برتری این مقاله نسبت به کارهای قبلی وارد کردن نرخ ارز واقعی از طریق محاسبه نرخ برابری ارز بین کشورهای ایران و آمریکا می‌باشد تا از این طریق پدیده جانشینی بین پول داخلی و خارجی با استفاده از تفسیر ضریب نرخ ارز صورت گیرد.

ساختار مقاله حاضر در پنج بخش می‌باشد. بخش دوم مقاله اختصاص به مروری بر مطالعات پیشین صورت گرفته در این زمینه دارد. در بخش سوم مختصری به مبانی نظری تقاضای پول پرداخته شده است. بخش چهارم مقاله به بررسی داده‌های آماری، آزمون‌های شناسایی و برآورد

1- Keynes
2- Baumol
3- Tobin
4- Friedman

مدل تجربی تخصیص یافته است و در نهایت نتیجه گیری و پیشنهادات سیاستی در بخش پایانی مقاله ارائه گردیده است.

۳. مبانی نظری تقاضای پول

تابع تقاضای پول در فهم انتقال تغییرات عرضه پول و متغیرهای دیگر مانند نرخ‌های بهره به اقتصاد، نقش مهمی دارد. از دهه ۱۹۳۰، اقتصاددانان تئوری‌هایی را به منظور تعیین عوامل نگهداری پول مطرح کرده اند.

فیشر[1] (۱۹۱۱) و پیگو[2] (۱۹۱۷) نشان دادند که رابطه‌ی مستقیم و متناسبی بین مقدار پول و سطح قیمت در قالب تعادل کلاسیکی وجود دارد. این دو بر نقش پول به عنوان وسیله‌ی مبادله در معاملات تأکید دارند. درتئوری مقداری پول[3] به طور دقیق تقاضای پول مورد بحث واقع نمی‌شود بلکه سرعت معاملاتی گردش پول است که مورد تأکید قرار می گیرد (Samadi, 2011).

در رابطه‌ی مبادله فیشر، مقدار پول در گردش M_t را برای دوره‌ی معینی از طریق سرعت گردش معاملاتی V_t به سطح اشتغال کامل $\bar{Y}$ و قیمت مبادلاتی P_t مورد نظر مرتبط می کنند. فیشر فرض می کند که در کوتاه مدت سرعت گردش معاملاتی پول ثابت است و مقدار پول مستقل از حجم معاملات تعیین می‌شود. از سویی، در چارچوب تعادل مبتنی بر اشتغال کامل کلاسیکی، فرض می‌شود که نرخ ثابتی بین سطح معاملات و تولید وجود دارد. بنابراین داریم:

$$M_t . V_t = P_t . \bar{Y} \qquad (۱)$$

در رویکرد کمبریج، پیگو (۱۹۱۷) و مارشال[4] (۱۹۲۳) بیان کردند که سطح نگهداری پول با مقدار معاملات ارتباط دارد. وقتی ثروت افراد افزایش می‌یابد، دارایی‌های مالی بیشتری را نگهداری می کنند که یکی از این دارایی‌ها، پول است.

$$M_d = k . P . Y \qquad (۲)$$

1- Fischer
2- Pigu
3- Quantity theory of money
4- Marshal

در این رابطه، k تمایل افراد در نگهداری بخشی از درآمدشان به صورت پول را نشان می‌دهد که عکس سرعت گردش پول است، با این تفاوت که در اینجا منظور سرعتی است که افراد پول‌شان را به کالا تبدیل می‌کنند.

کینز مطرح می‌کند که افراد به دلیل سه انگیزه‌ی معاملاتی، احتیاطی و سفته‌بازی اقدام به نگهداری پول می‌کنند. به دنبال فیشر و اقتصاددانان کمبریج، کینز (۱۹۳۶، ۱۹۳۰) بر اساس نقش پول به عنوان وسیله مبادله، بیان می‌دارد که تقاضای معاملاتی پول تابع ثابتی از درآمد است. از سویی، افراد علاوه بر نگهداری پول برای معاملات جاری خود، مقداری پول نیز به منظور پاسخ به نیازها و پرداخت‌های غیره منتظره شان در آینده نگهداری می‌کنند که به انگیزه‌ی احتیاطی معروف است (Khalili Araghi and Souri, 2005). تفاوت دیدگاه کینز نسبت به پول با دیگر دیدگاه‌ها در مورد تقاضای سفته بازی پول است که نشان دهنده رابطه‌ی بین تقاضای پول و نرخ بهره است. وی بیان می‌دارد که افراد ترکیبی از پول و اوراق قرضه را که دارای بازده است، نگهداری می‌کنند. به ترتیبی که انتظار افزایش نرخ بهره در آینده، موجب افزایش تقاضای سفته بازی پول خواهد شد و بالعکس، تابع رجحان نقدینگی کینز عبارت است از:

$$\frac{M^d}{P} = f(y, r) \qquad (۳)$$

در این تابع، تقاضای واقعی پول تابعی از درآمد و نرخ بهره است.

بامول (۱۹۵۲) و توبین (۱۹۵۶) به دنبال معرفی تئوری‌ای بودند که در آن پول اساساً موجودی است که برای هدف معاملاتی نگهداری می‌شود. اگر چه دارایی‌های مالی غیر از پول بازده بالاتری نسبت به پول دارند، ولی هزینه‌ی معاملاتی تبدیل دارایی‌های مالی به پول در هنگام نیاز، نگهداری پول را توجیه می‌کند. سبد دارایی خانوار شامل دو گروه دارایی است؛ یکی دارایی‌هایی که دارای بازده هستند و ایجاد درآمد می‌کنند و دیگری پول که شکاف بین پرداخت‌ها و دریافت‌ها را پوشش می‌دهد. هزینه معاملاتی وقتی ایجاد می‌شود که دارایی‌های غیر پول برای تأمین مالی معامله فروخته شوند. در این حالت، نگهداری پول بیشتر، موجب حداقل شدن هزینه معاملاتی می‌شود و از سوی دیگر، موجب از دست دادن درآمد حاصل از بهره می‌شود. نقطه بهینه که حداقل هزینه معاملاتی و حداکثر بهره را می‌تواند برای افراد به همراه داشته باشد، بر اساس رابطه زیر تعیین می‌شود:

$$\frac{M_d^*}{P} = \sqrt{a.y/2r} \quad (۴)$$

$\frac{M_d^*}{P}$، a ، y و r به ترتیب نشان دهنده تقاضای بهینه پول، هزینه معاملاتی، درآمد واقعی و نرخ بهره هستند.

فریدمن (۱۹۵۶) معتقد است که افراد پول را به منظور استفاده در خرید خدمات و کالاهای مورد نیازشان نگهداری می‌کنند. فریدمن بین تئوری یورتفوی و تئوری معاملاتی پول جمع می‌کند. وی بیان می‌دارد پول هم چون کالای با دوامی با خدمات غیر قابل مشاهده است که وارد تابع مطلوبیت و تولید می‌شود. از سویی، پول با دیگر دارایی‌ها مانند اوراق قرضه، اوراق سهام و کالای بادوام مقایسه می‌شود. به ترتیبی که اگر مقدار پول نگهداری شده افزایش یابد، مطلوبیت نهایی خدمات پولی کاهش می‌یابد (Friedman, 1956).

به طور خلاصه، فریدمن بر دو مطلب تأکید دارد؛ اولاً نرخ انتظاری بازده پول را ثابت در نظر نمی‌گیرد و با فرض اینکه تقاضای پول به انگیزه نگهداری دیگر دارایی‌ها نیز بستگی دارد، بیان می‌دارد که تقاضای پول نسبت به تغییرات نرخ بهره، حساسیتی از خود نشان نمی‌دهد. به طوری که اگر نرخ بهره افزایش یابد، چون نرخ بازده انتظاری پول نگهداری شده در قالب سپرده‌های بانکی نیز افزایش می‌یابد، اثر چندانی بر کاهش انگیزه‌ی نگهداری پول نخواهد گذاشت. بنابراین تغییرات نرخ بهره اثر قابل ملاحظه‌ای بر تقاضای پول ندارد و تنها درآمد دائمی افراد است که بر تقاضای پول شان تأثیر دارد:

$$\frac{M^d}{P} = f(y_p) \quad (۵)$$

ثانیاً فریدمن برخلاف کینز معتقد است که تابع تقاضای پول با ثبات است، بدین معنا که مقدار پول تقاضا شده را می‌توان به وسیله‌ی تابع تقاضای پول پیش بینی کرد و از سوی دیگر، سرعت گردش پول نیز به دلیل عدم حساسیت تقاضای پول نسبت به نرخ بهره کاملاً قابل پیش بینی است (Khalili Araghi and Souri, 2005).

امروزه تقاضا برای پول را در دو دوره‌ی کوتاه مدت و بلندمدت مورد بررسی قرار می‌دهند. بدیهی است افزایش در میزان تقاضای پول در بلندمدت تنها می‌تواند در نتیجه افزایش میزان تولیدات در یک کشور صورت گیرد. بنابراین اگر در جامعه میزان تولیدات داخلی افزایش یابد و تقاضا برای خرید این تولیدات موجود باشد، در این صورت بانک مرکزی با افزایش تقاضا برای

پول مواجه است و اقدام به انتشار پول می‌کند که نتیجه آن تثبیت قیمت‌ها و رشد اقتصادی است. در غیر این صورت و با تداوم انتشار پول بدون توجه به روند تولیدی کشور، آثاری جز فشار تورمی در پی نخواهد داشت. اما در بررسی‌های بلندمدت تقاضای پول، افزایش میزان تولیدات داخلی را که بعضی مواقع به پویایی اقتصادی تعبیر می‌شود، با استفاده از شاخص تولیدات صنعتی یا تولید ناخالص داخلی اندازه گیری می‌کنند (Samadi, 2011).

همان طور که گفته شد هزینه فرصت نگهداری پول هم نقش ویژه‌ای در تابع تقاضای پول دارد و از عوامل مؤثر بر هزینه فرصت نرخ بهره و انتظارات تورمی است (Sameti and Yazdani, 2007). بر این اساس، برای محاسبه هزینه فرصت نگهداری مانده نقدی از نرخ بهره استفاده می‌شود، چون هدف این مقاله برآورد تابع تقاضای پول ایران است به جای نرخ بهره از نرخ سود سپرده‌های بانکی بلندمدت و شاخص قیمت مصرف کننده استفاده می‌شود.

در این زمینه، سعی شده است که با استفاده از تحلیل سری‌های زمانی و به کارگیری روش هم‌جمعی یوهانسن- جوسلیوس، و مدل تصحیح خطا، مناسب‌ترین تابع تقاضا برای پول در ایران انتخاب و تخمین زده شود. هم چنین ثبات تابع تقاضا برای پول در ایران به مفهوم پایداری نسبی ضرایب برآورد شده در طول زمان نیز با استفاده از آزمون‌های CUSUM[1] و CUSUMSQ[2] بررسی می‌شود و در نهایت به بررسی و محاسبه کشش بهره‌ای و درآمدی تقاضای پول در ایران پرداخته می‌شود.

۲. پیشینه تحقیق

در این بخش مطالعات تجربی صورت گرفته در زمینه برآورد تابع تقاضای پول و عوامل موثر بر آن در دوره‌های زمانی مختلف مورد بررسی قرار گرفته است.

۲-۱. مطالعات خارجی

کان پین و جونز[3] (۲۰۱۲) به بررسی ثبات تابع تقاضای کوتاه مدت پول در آمریکا برای برای

1- Cumulative Sum
2- Cumulative Som of Squares
3- Kuan-Pin and Johns

دوره زمانی ۱۹۸۱ – ۱۹۵۹ پرداختند. نتایج معادله رگرسیون برازش شده برای دوره مورد نظر، آزمون فرضیه مبنی بر انتقال در تابع تقاضای پول در آمریکا در سال ۱۹۷۱ را نتوانست تائید کند و نتایج حاکی از ثبات تابع تقاضای پول برای دوره مورد نظر بود.

مارک لانگو و همکاران[1] (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 داده‌های سالیانه و روش‌های اقتصاد سنجی برآورد گردد. در طول دوره مورد بررسی چندین شکست ساختاری در اقتصاد این کشور رخ داده بود. آزمون هم‌جمعی صورت گرفته نشان دهنده وجود رابطه بلندمدت میان مانده پول حقیقی، قیمت‌ها، درآمد، نرخ ارز، اوراق خزانه و ابداعات مالی بود. این در حالی بود که تمامی متغیرها به طور معنی‌داری در تقاضای پول در کوتاه‌مدت و بلندمدت تاثیر می‌گذارند. بنابراین سیاست‌گذاری بایستی در جهت افزایش نوآوری مالی و بهبود فعالیت‌های اقتصادی و بازدهی‌های بالاتر صورت گیرد.

لی و چانگ[2] (۲۰۱۲) به بررسی تابع تقاضای پول در چین بر اساس مدل توضیحی با وقفه‌های توزیعی کران‌دار(ARDL bounded) پرداختند. برای این منظور آنها از داده‌های بین سال‌های ۲۰۰۶-۱۹۷۷ و مدل ذکر شده استفاده کردند. نتایج آنها نشان دهنده وجود رابطه بلندمدت تابع تقاضای پول میان تعریف محدود پول (M1)، درآمد حقیقی و نرخ بهره اسمی بود. به طوری که نتایج برآورد کشش درآمدی و بهره‌ای پول در بلندمدت به ترتیب برابر با ۰/۹۱۵ و ۰/۰۰۰۲- برای اقتصاد چین بود.

پراکاش و مانوج[3] (۲۰۱۲) به بررسی این موضوع که آیا رابطه بلندمدت پایداری برای تقاضای پول در کشور هند وجود دارد یا خیر پرداختند. برای این منظور آنها از مدل گئورگ – هنسن برای دوره زمانی ۲۰۰۸ – ۱۹۵۳ استفاده کردند. نتایج حاصل از آزمون هم‌جمعی نشان دهنده وجود رابطه بلندمدت بین تقاضای پول، تولید ناخالص داخلی حقیقی و نرخ بهره اسمی با وجود شکست ساختاری در سال ۱۹۶۵ بود. هم‌چنین نتایج نشان دهنده حرکت رو به پایین تابع تقاضای

1- Mark Lungu et al
2- Lee and Chang
3- Prakash Singh and Manoj K Pandey

پول به میزان ۰/۳۳٪ در سال ۱۹۶۵ بود.

باهاتا[1] (۲۰۱۱) ثبات تابع تقاضای پول برای کشور نپال را با استفاده از مدل‌های هم‌جمعی و تصحیح خطا برای دوره زمانی ۲۰۰۹ – ۱۹۷۵ مورد بررسی قرار داد. آزمون‌های انجام شده در این تحقیق نشان داد که رابطه هم‌جمعی بلندمدتی بین تقاضا برای موازنه پول حقیقی، تولید ناخالص داخلی حقیقی و نرخ بهره در تعریف محدود و گسترده پول وجود دارد. هم‌چنین آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ نشان دهنده ثبات تابع تقاضای پول در هر دو حالت تعریف محدود و گسترده پول می‌باشد.

کومار و همکاران[2] (۲۰۱۰) به بررسی سطح ثبات تقاضای پول (M1) در کشور نیجریه در دوره زمانی ۲۰۰۸ – ۱۹۶۰ با استفاده از مدل‌های تصحیح خطا و آزمون ثبات تابع تقاضای پول این کشور پرداختند. نتایج حاصل از تحقیق آنها نشان دهنده این بود که تقاضای پول به صورت کارایی دارای ثبات می‌باشد، بنابراین سیاست گذاران این کشور می‌توانند از عرضه پول به عنوان یک ابزار سیاست گذاری استفاده نمایند.

۲-۲. مطالعات داخلی

بافنده ایمان دوست و قاسمی (۱۳۹۰) به بررسی عوامل موثر بر تقاضای پول ایران در شرایط عدم اطمینان برای دوره زمانی بین سال های ۱۳۵۴ تا ۱۳۸۵ پرداختند. در این مقاله آنها از روش میانگین گیری مدل بیزی به دلیل ویژگی های مناسب برای در نظر گرفتن فرض عدم اطمینان مدل استفاده کردند. با برآورد ۱۴۰۰۰ رگرسیون و میانگین گیری بیزی از ضرایب، متغیرهای موثر شناسایی گردید. نتایج به دست آمده نشان داد که عوامل موثر بر تقاضای پول عبارتند از: تولید ناخالص ملی، شاخص قیمت کالا و خدمات، نرخ ارز رسمی، کسری بودجه به تولید ناخالص ملی، متغیر وابسته با وقفه و شاخص قیمت کالا و خدمات با وقفه.

دهمرده و ایزدی (۱۳۸۸) به بررسی تابع تقاضای پول در ایران پرداختند. تحقیق مزبور به منظور تخمین تابع تقاضای پول در ایران برای دوره (۱۳۸۷-۱۳۵۰) به روش ARDL و بررسی روابط بین

1- Siddha Raj Bhatta
2- Kumar, Saten et al

متغیرهای مستقل و وابسته صورت گرفت. نتایج به‌دست آمده نشان دهنده این بود که رابطه بلندمدت تعادلی بین متغیرهای این تخمین وجود دارد. ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی حاکی از اثر مثبت و معنی دار این متغیر بر روی تابع تقاضای پول بود. از طرفی رابطه متغیرهای نرخ ارز بازار آزاد و تورم روی تابع تقاضای پول منفی و بیانگر اثر معکوس و معناداری بین این متغیرها و متغیر وابسته بود.

سامتی و یزدانی (۱۳۸۷) در تحقیقی به بررسی تحلیل اقتصاد سنجی تابع تقاضای پول در ایران برای دوره زمانی ۱۳۸۶- ۱۳۳۸ با استفاده از رویکرد تصحیح خطا پرداختند. نتایج آنها نشان دهنده این بود که حجم پول، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز در بازار موازی، قیمت‌ها و نرخ سود وام‌های بلندمدت پرداختی به بخش خصوصی هم‌جمعی هستند. نتایج حاصل از تخمین مدل تصحیح خطا نشان دهنده این بود که سرعت تعدیل خطا میزان ۵۳ درصد می‌باشد بیانگر این بود که بر خلاف وجود تعادل بلندمدت در بازار پول، حرکت به سمت تعادل در این بازار به کندی صورت می‌گیرد.

دادگر و نظری (۱۳۸۷) در تحقیقی به بررسی و آزمون تابع تقاضای پول در اقتصاد ایران طی دوره (۱۳۸۵-۱۳۵۳) پرداختند. در این رابطه معادله تقاضای پول را با به‌کارگیری روش همجمعی یوهانسن تخمین زده شد. در پژوهش آنها در تعریف تقاضای پول، هم از تعریف محدود پول و هم از تعریف گسترده پول (نقدینگی) استفاده گردید. نتایج تحقیق آنها حاکی از این بود که عمده ترین عامل موثر بر تقاضای پول در ایران، تقاضای معاملاتی پول است.

شهرستانی و شریفی رنانی (۱۳۸۷) به تخمین تابع تقاضای پول در ایران با استفاده از داده‌های فصلی در دوره ۱۳۸۴- ۱۳۶۴، با استفاده از الگوی خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی ARDL پرداختند. نتایج تجربی نشان داد که رابطه بلندمدت و با ثباتی بین حجم پول (M1)، درآمد واقعی، نرخ تورم و نرخ ارز وجود دارد. نتایج نشان دهنده وجود رابطه منفی بین تابع تقاضای پول و نرخ تورم به عنوان متغیر هزینه فرصت پول بود. هم چنین ضرایب تخمینی نرخ ارز و درآمد واقعی مثبت و معنا بودند که تئوری پورتفوی تقاضای پول را تایید می‌کردند. در خصوص بررسی ثبات تابع تقاضای پول (M1) با استفاده از آزمون های CUSUM و CUSUMSQ، این تابع کاملاً با ثبات نشان داده شد، ولی در مورد تابع تقاضای پول (M2) چنین نتیجه ای گرفته نشد.

دهمرده و ایزدی (۱۳۸۶) به بررسی تابع تقاضای پول در ایران و تعدیل جزئی نرخ تورم

پرداختند. برای این منظور تابع تقاضای پول ایران برای دوره ۱۳۸۴-۱۳۵۰ با استفاده از روش ARDL برآورد و روابط بین متغیرهای مستقل و وابسته بررسی شده است. نتایج تحقیق نشان داد که ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی اثر مثبت و معنی داری بر تابع تقاضای پول دارد. هم‌چنین، بر اساس بخش دیگری از نتایج متغیرهای نرخ ارز بازار آزاد و نرخ تورم دارای اثر منفی بر تقاضا برای پول هستند. به عبارتی دیگر، ارتباط معکوس و معناداری بین این متغیرها و متغیر وابسته وجود دارد. رابطه بین متغیرها در بلندمدت دارای ثبات ساختاری و ضریب تصحیح خطای ۵۰ درصدی است.

مصطفوی و یاوری (۱۳۸۶) در تحقیقی به ارائه تخمین تابع تقاضای پول و تخمین این تابع در بلندمدت و کوتاه‌مدت پرداختند. به این منظور ابتدا عوامل اصلی موثر بر تقاضای پول از دیدگاه پول گرایان توضیح داده شده و هم‌چنین مشکلات و نواقص مربوط به وارد کردن متغیرهای نادرست در مدل تقاضای پول، اشتباه در محاسبه داده ها در تبدیل آنها از سالانه به فصلی، وارد کردن متغیرهای پایا در رگرسیون جمعی یکسان (در تابع بلندمدت تقاضای پول) و در نتیجه به دست آوردن مقادیر نادرست ضرایب متغیرها در مدل و بالاخره عدم تفسیر درست از کشش درآمدی تقاضای پول اشاره کردند.

صادق زاده یزدی و همکاران (۱۳۸۵) به برآورد تابع بلندمدت و کوتاه مدت تقاضای پول در ایران استفاده از الگوی خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی پرداختند. برای بررسی رفتار متغیرهای تاثیرگذار بر تقاضای پول دوره ۱۳۸۳-۱۳۳۸ انتخاب شد. نتایج حاصل از برآورد الگوی مورد مطالعه، حاکی از آن بود که متغیرهای تراز واقعی پول، تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نرخ ارز و کسری بودجه دولت هم جمع هستند. نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطا، بیانگر سرعت نسبتا کند تعدیل به سمت تعادل بلندمدت بوده است.

حسینی و بخشی (۱۳۸۵) در تحقیقی با استفاده از تحلیل هم جمعی و کاربرد الگوی توضیحی با وقفه های توزیعی و استفاده از آمارهای سری زمانی یک دوره ۴۲ ساله، نقش عوامل موثر بر تقاضای پول در اقتصاد ایران را مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق آنها نشان دهنده وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت بین تقاضای واقعی پول و متغیرهای کلان اقتصادی نظیر تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ سود اسمی و نرخ تورم بود، به طوری که ثبات تابع تقاضای پول را در اقتصاد ایران تایید گردید. هم‌چنین نتایج نشان دهنده این بود که تقاضای واقعی پول نسبت به تغییرات

تولید ناخالص داخلی، حساسیت بیشتری در مقایسه با نرخ تورم و نرخ سود سپرده‌های بلندمدت دارد و کشش درآمدی بلندمدت برای تابع تقاضای پول، برابر با ۲/۶۲ می باشد. کشش تورمی تقاضای پول، کوچک و برابر با ۰/۰۳۸ بود و بیانگراین بود که تابع تقاضای پول نسبت به تغییرات سطح عمومی قیمت‌ها وضعیتی کشش ناپذیر دارد و از قدرت عکس العمل چندانی برخوردار نیست. ضریب تعدیل محاسبه شده تابع تقاضای واقعی برای پول برابر با ۰/۱۹ می باشد که به معنای کندی ساز و کار تعدیل در اقتصاد ایران بود؛ به گونه‌ای که فرایند تعدیل تابع تقاضای پول در کشور تقریبا در یک دوره زمانی پنج ساله محقق می گردد.

کمیجانی و بوستانی (۱۳۸۲) ثبات تابع تقاضای پول در ایران را مورد بررسی قرار دادند. برای این منظور آنها از روش هم‌جمعی یوهانسن استفاده کردند و نتایج آن نشان دهنده این بود که حجم نقدینگی با تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم و بازار موازی ارز هم جمع است. ایشان نتایجی مطابق تئوری‌های اقتصادی به دست آوردند و اثر جانشینی را در اقتصاد کشور تأیید کردند.

٤. تصریح مدل، انتخاب متغیّرها و آزمون‌های تجربی

در این تحقیق از روشی که توسط پسران و شین[1] (۱۹۹۹) و پسران و دیگران[2] (۲۰۰۱) با عنوان رویکرد خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی معرفی کرده‌اند استفاده شده است. آنها ثابت می کنند که اگر بردار هم جمعی حاصل از به کارگیری روش حداقل مربعات معمولی در یک الگوی خود توضیح با وقفه های توزیعی که وقفه‌های آن به خوبی تصریح شده است به دست آید، علاوه بر اینکه از توزیع نرمال برخوردار خواهد بود، در نمونه‌های کوچک از اریب کمتر و کارایی بیشتری برخوردار است. این رویکرد از محاسن ویژه‌ای نسبت به روش‌های قبلی برخوردار است؛ اول این که، این رویکرد بین متغیرهای وابسته و توضیحی تفاوت قائل می‌شود و مشکل درون‌زایی را حل می کند. دوم اینکه، اجزاء بلندمدت و کوتاه‌مدت را به طور همزمان تخمین می‌زند و مشکلات مربوط به متغیرهای از قلم افتاده و خود همبستگی را برطرف می کند. سوم اینکه، از جمله

1- Pesaran, M., Shin, Y
2- Pesaran, M et al

روش‌هایی است که در آن برخلاف روش یوهانسن - جوسیلیوس که در آن باید همه‌ی متغیرهای پایا از یک درجه باشند، لازم نیست درجه‌ی پایانی متغیرها یکسان باشد و صرفاً با تعیین وقفه‌های مناسب برای متغیرها، می توان مدل مناسب را انتخاب کرد. به عبارت دیگر، مزیت بسیار مهم این روش در بین روش های هم جمعی آن است که این روش بدون در نظر گرفتن این بحث که متغیرهای مدل پایا یا ناپایا هستند، قابل کاربرد است (Noferesti, 2007). در ارتباط با عوامل موثر بر تقاضای پول با استفاده از مبانی نظری مطالعات صورت گرفته در این زمینه می‌توان معادله زیر را معرفی کرد (Kuan-Pin and Johns 2012).

$$\ln M1_t = b_0 + b_1 \ln GDP_t + b_2 \ln EX_t + b_3 INF_t + b_4 SD_t + \varepsilon_t \quad (۶)$$

به طوری که در معادله فوق ε_t بیانگر جمله اخلال[1] با ویژگی‌های نوفه سفید[2] می‌باشد، M_t حجم پول که شامل تعریف حجم پول (اسکناس و مسکوکات در دست اشخاص و سپرده‌های دیداری) می‌باشد، GDP_t تولید ناخالص داخلی، EX_t نرخ ارز حقیقی، INF_t نرخ تورم و SD_t نرخ سود سپرده بانکی برای سپرده‌های بلندمدت می‌باشد. کلیه آمارها و داده‌های استفاده شده در این مقاله از ماهنامه‌های آماری و وب سایت بانک مرکزی ایران و بانک جهانی[3] استخراج و تهیه گریده شده است.

٤-١- آزمون ریشه واحد و هم‌جمعی بین متغیرها

قبل از تحلیل های هم‌جمعی، ابتدا پایا[4] یا ناپایا بودن کلیه متغیرهای مدل به وسیله‌ی روش های دیکی- فولر تصمیم یافته[5] (ADF) و ریشه واحد پرون[6] آزمون می شود. همان‌طور که در جدول (۱) ملاحظه می گردد، مطابق آزمون‌های دیکی – فولر تعمیم یافته و فیلیپس - پرون متغیرهای الگو شامل لگاریتم تولید ناخالص ملی (ln GDP)، لگاریتم حجم پول (ln M1) و نرخ ارز حقیقی

1- Noise term
2- White Noise
3- World Bank
4- Stationary
5- Augmented Dickey – Fuller (ADF) Test
6- Perron

(ln EX) در سطح ۵ درصد ناپایا بوده و جمعی[1] از درجه واحد می‌باشند و سطح این متغیرها تحت تاثیر شوک‌های دائمی قرار داشته، به طوری که پس از هر تغییری گرایش برای بازگشت به سمت روند خطی مشخصی را ندارند و سود سپرده بلندمدت بانکی (SD) و نرخ رشد سطح عمومی قیمت‌ها (INF) در سطح پایا می‌باشند.

جدول (۱) : آزمون‌های ریشه واحد فیلیپس - پرون و دیکی - فولر تعمیم یافته

متغیر	آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته			آزمون فیلیپس - پرون		
	مدل با عرض از مبدأ و روند			مدل با عرض از مبدأ و روند		
	آماره ADF	مقدار بحرانی ٪۱	مقدار بحرانی ٪۵	آماره PP	مقدار بحرانی ٪۱	مقدار بحرانی ٪۵
ln GDP	-۲,۳۰	-۴,۲۱	-۳,۵۲	-۲,۱۰	-۴,۲۰	-۳,۵۲
ln M1	-۳,۲۸	-۴,۲۴	-۳,۵۴	-۳,۱۷	-۴,۲۴	-۳,۵۴
INF	-۳,۷۶	-۴,۲۰	-۳,۵۲	-۳,۶۲	-۴,۲۰	-۳,۵۲
ln EX	-۲,۶۱	-۴,۲۰	-۳,۵۲	-۲,۸۶	-۴,۲۰	-۳,۵۲
SD	-۳,۱۲	-۳,۵۸	-۲,۹۲	-۳,۲۵	-۳,۵۸	-۲,۹۲

منبع: نتایج به دست آمده از تحقیق

٤-۲. آزمون رابطه بلندمدت و تحلیل هم انباشتگی

با توجه به ناپایا بودن سطوح متغیرهای تحت بررسی در مرحله بعد بایستی هم‌جمعی میان سطوح متغیرها را با الهام از تئوری اقتصادی مورد آزمون قرار داد. بر اساس تئوری تقاضای پول انتظار می‌رود که متغیرهای سطح عمومی قیمت ها، مانده نقدی، درآمد و نرخ ارز اسمی رابطه تعادلی بلندمدت با یکدیگر داشته باشند. در صورت وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مذکور، باقیمانده های حاصل از آن که عدم تعادل پولی تفسیر می شوند نیز می‌توانند تقاضا برای پول را بصورت متقارن و یا نامتقارن تحت تأثیر قرار دهند. لذا در این مرحله، هم‌جمعی بین متغیرهای مذکور با استفاده از روش یوهانس - جوسیلیوس آزمون می‌شود. نتایج آزمون در جدول (۲) ارائه شده است.

1- Integrated

جدول(۲): آزمون‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه برای برآورد تعداد بردارهای هم جمعی

λ_{max}							
مقدار بحرانی۹۵٪	آماره آزمون	فرضیه مخالف	فرضیه صفر	مقدار بحرانی۹۵٪	آماره آزمون	فرضیه مخالف	فرضیه صفر
۶۹٫۸۱	۹۰٫۵۴	r≥۱	r=۰	۳۳٫۸۷	۳۴٫۹۱	r=۱	r=۰
۴۷٫۸۵	۵۵٫۶۳	r≥۲	r≤۱	۲۷٫۵۸	۲۸٫۸۸	r=۲	r≤۱
۲۹٫۷۹	۲۹٫۷۴	r≥۳	r≤۲	۲۱٫۵۹	۲۰٫۴۴	r=۳	r≤۲
۱۵٫۴۹	۸٫۲۹	r≥۴	r≤۳	۱۴٫۲۶	۸٫۲۹	r=۴	r≤۳
۳٫۸۷	۰٫۰۰	r≥۵	r≤۴	۳٫۸۴	۰٫۰۰	r=۵	r≤۴

منبع: نتایج به دست آمده از تحقیق

همان‌طور که در جدول مذکور ملاحظه می گردد آزمون یوهانسن- جوسیلیوس وجود دو رابطه تعادلی بلندمدت را میان متغیرهای مذکور مورد تایید قرار می‌دهد. براساس قضیه گرنجر، رابطه تعادلی بلندمدت، مستلزم وجود مکانیسم یا الگوهای تصحیح خطا است. در واقع مکانیسم های تصحیح خطا حصول به رابطه بلندمدت را تضمین می کنند.

بردارهای هم‌جمعی که با فرض تعادل بلندمدت در بازار پول استخراج شده است را می‌توان بر اساس لگاریتم حجم پول نرمال کرد که نتایج این امر در جدول زیر آمده است.

جدول (۳): بردارهای هم‌جمعی نرمال شده بر اساس حجم پول

	ln M1	ln GDP	ln EX	INF	SD
V1	-۱	-۰/۹۰	۳/۱۳	-۰/۱۷	-۰/۳۵
V2	-۱	۰/۱۰	۱/۴۵	-۰/۱۲	۰/۱۱

منبع: نتایج به دست آمده از تحقیق

بنابراین با توجه به نتایج جدول فوق دو تابع تقاضای بلندمدت پول به صورت زیر وجود دارد:

$$Ln\,M1 = -0.90\,Ln\,GDP + 3.13\,Ln\,EX - 0.17\,INF - 0.35\,SD \quad (۷)$$

$$Ln\,M1 = 0.10\,Ln\,GDP + 1.45\,Ln\,EX - 0.12\,INF - 0.11\,SD \quad (۸)$$

با توجه به نتایج انتظاری از مدل‌های تئوریک و کارهای تجربی صورت گرفته ضرایب معادله (۳) بیشتر با واقعیت انطباق دارد. این معادله نشان می‌دهد که کشش درآمدی تقاضای پول (۰/۱۰) و کشش تقاضای پول نسبت به نرخ تورم (۰/۱۲-) می‌باشد. هم‌چنین کشش بهره‌ای تقاضای پول

(۰/۱۱-) بوده و نرخ ارز رابطه مستقیم با تقاضای پول دارد.

مدل تصحیح خطا رویکرد *ARDL* متناسب با معادله تقاضای پول به شکل زیر است:

(۹)

$$\Delta \log m_t = b_0 + \sum_{i=1}^{n} b_{1i}\Delta \log m_{t-1} + \sum_{i=0}^{n} b_{2i}\Delta \log GDP_{t-1} + \sum_{i=0}^{n} b_{3i}\Delta\ INF_{t-1} + \sum_{i=0}^{n} b_{4i}\Delta \log EX_{t-1} + \sum_{i=0}^{n} b_{5i}\Delta SD_{t-1} + \gamma_1 \log m_{t-1} + \gamma_2 \log GDP_{t-1} + \gamma_3 \log EX_{t-1} + \gamma_4 INF_{T-1} + \gamma_5 SD_{T-1} + u_t$$

مزیت اصلی رویکرد *ARDL* عدم نیاز به پیش شرط درجه هم‌جمعی متغیرهاست و دیگر نیازی به آزمون ریشه واحد نیست. از آن جایی که در تابع تقاضای پول ممکن است هم متغیر پایا مانند تورم وجود داشته باشد و هم متغیر ناپایا، مانند درآمد و یا حجم پول، بنابراین، رویکرد *ARDL* در تخمین تابع تقاضای پول بسیار مناسب است.

برای اثبات هم‌جمعی بایستی مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد ($\sum_{i=1}^{n} b_i \leq 1$)، سپس آزمون دومرحله‌ای استفاده می‌شود.

پس از تصریح مدل به صورت فوق، نوبت به تخمین مدل پویای کوتاه‌مدت می‌رسد. برای تخمین مدل با استفاده از نرم افزار مایکروفیت، پس از انتخاب حداکثر سه وقفه از طریق معیار شوارتز - بیزین نتایج زیر برای دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۵۰ حاصل می‌شود:

جدول(٤) : نتایج حاصل از تخمین کوتاه مدت مدل لگاریتمی به روش ARDL

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
ln M1(-1)	۰/۴۹	۰/۰۹	۵/۶۸
SD	۰/۳۴	۰/۰۲	-۲/۸۶
ln GDP	۰/۳۸	۰/۰۶	۵/۲۲
INF	-۰/۱۸	۰/۰۳	-۶/۰۶
ln EX	-۰/۱۵	۰/۰۹	-۲/۳۵
C	۲/۱۶	۰/۰۶	۳/۱۰
R^2 = 0.96	$\bar{R}^2$= 0.95	DW = 1.91	F = 155.7

منبع: نتایج به دست آمده از تحقیق

با توجه به نتایج، مشاهده می شود که تمام ضرایب از لحاظ آماری معنادار و علامت آنها

منطبق بر تئوری است. تفسیر نتایج به صورت زیر است که ضریب SD، ۰/۳۴- می باشد و نشان می‌دهد اگر سود سپرده بلندمدت یک درصد افزایش یابد تقاضای مانده نقدی به میزان ۰/۳۴- کاهش می‌یابد. ضریب LGDP، ۰/۳۸ می باشد که نشان می‌دهد اگر درآمد افراد یک درصد افزایش یابد تقاضا برای مانده نقدی به میزان ۰/۳۸ افزایش می‌یابد. ضریبINF، ۰/۱۸- می‌باشد و بیانگر این بوده که با افزایش یک درصدی در نرخ تورم و میزان تقاضا برای پول به دلیل کاهش قدرت خرید به میزان ۰/۱۸- کاهش می‌یابد و ضریب متغیر لگاریتم نرخ ارز حقیقی نشان دهنده این است که در صورت افزایش یک درصدی در نرخ ارز به دلیل جانشینی بین پول داخلی و خارجی تقاضا برای مانده نقدی به میزان ۰/۱۵- کاهش می‌یابد.

درباره علامت ضریب لگاریتم نرخ ارز حقیقی، باید گفت که علامت آن یک مسأله تجربی است و مطابق با نتایج بررسی‌های قبلی صورت گرفته در این زمینه همانند مطالعه سامتی و یزدانی (۱۳۸۷) بوده و با تئوری‌های سنتی و جانشینی پول نمی‌توان علامت آن را از قبل تعیین کرد. زیرا وقتی نرخ ارز شروع به افزایش می‌کند، تقاضا برای پول داخلی کاهش و برای پول خارجی افزایش می‌یابد. اما وقتی نرخ ارز زیاد افزایش یابد، تقاضا برای ارز همانند هر کالای اقتصادی رو به کاهش می‌گراید. برآیند این افزایش و کاهش‌ها است که علامت آن را تعیین می‌کند. همین که تقاضای پول داخلی نسبت به نرخ ارز حساسیت داشته باشد و ضریب نرخ ارز در تابع تقاضای پول داخلی معنادار باشد، پدیده‌ی جانشینی پول اتفاق افتاده است (Sameti and Yazdani, 2007).

با توجه به اینکه در الگوی برآورد شده متغیر وابسته با وقفه در سمت راست معادله ظاهر شده آماره دوربین واتسون نمی‌تواند برای آزمون مشکل خود همبستگی بین پسماندها استفاده شود. در این حالت از آماره h دوربین استفاده می‌شود. طبق آماره این آزمون فرض صفر مبنی بر عدم وجود خود همبستگی بین پسمانده پذیرفته می‌شود. از دیگر مزیت‌های برآورد الگوی پویا این است که می‌توان به وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها پی برد. برای این منظور برای اینکه رابطه پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد باید مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کمتر از یک باشد. برای انجام این آزمون باید عدد یک از مجموع ضرایب متغیر با وقفه وابسته کم شود و بر انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود. در صورتی که قدر مطلق t محاسباتی از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شود توسط بنرجی و دولادو بزرگتر باشد فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته

می‌شود. نتایج حاصل از آزمون وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها در جدول زیر آمده است.

درمدل‌های ARDL تخمین زده شده وجود رابطه بلندمدت وقتی قابل تأیید است که قدر مطلق کمیت آماره t آن‌ها که در ذیل محاسبه شده است از قدر مطلق مقدار بحرانی آن بیشتر شود.

$$t = \frac{0.49 - 1}{0/09} = -5.66$$

با مقایسه tهای، به‌دست آمده با مقادیر بحرانی بالا به این نتیجه می‌رسیم که وجود رابطه بلندمدت در سطح معناداری پنج درصد تأیید می‌شود.

برآورد رابطه بلندمدت تابع تقاضای پول با استفاده از روش ARDL به صورت زیر می‌باشد که از طریق نرم افزار Eviews و Microfit استفاده شده است. بنابراین رابطه بلندمدت در این روش به صورت زیر برآورد شده است:

جدول (۵): نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
C	۱۲.۴۷	۲.۰۸	۵.۹۹
INF	−۰.۳۰	۰.۱۲	−۲.۵۰
Ln GDP	۱.۸۲	۰.۲۸	۶.۵۲
Ln EX	−۰.۳۴	۰.۱۴	−۲.۴۲
SD	−۰.۸۲	۰.۳۰	−۲.۷۳

منبع: نتایج به دست آمده از تحقیق

با توجه به نتایج به دست آمده، معادله تابع تقاضای بلندمدت پول به صورت رابطه زیر است:

$$lm1_t = 12.47 + 1.82\ L\ GDP - 0.34\ L\ EX - 0.30\ INF - 0.82\ SD \quad (۱۰)$$

بر اساس رابطه فوق و ضریب کشش درآمدی تقاضا برای پول، یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی، تقاضا برای مانده نقدی به میزان ۱/۸۲ درصد افزایش می‌یابد، مثبت بودن کشش درآمدی تقاضا برای پول سازگار با نظریه های اقتصادی در این زمینه است. ضریب برآورد شده برای نرخ ارز (۰/۳۴−) بیانگر این بوده که با یک درصد افزایش در نرخ ارز تقاضای پول به میزان

۰/۳۴- کاهش می‌یابد و بیانگر جانشینی پول داخلی و خارجی می‌باشد. ضریب نرخ بهره بلندمدت (نرخ سود سپرده بانکی (۰/۸۲-) معنی دار بوده و بیانگر این می‌باشد که با یک درصد افزایش در نرخ بهره بلندمدت تقاضای پول به میزان ۰/۸۲- کاهش می‌یابد، که بیانگر منفی بودن کشش بهره‌ای تقاضای پول در ایران می‌باشد. نهایتاً ضریب نرخ تورم (۰/۳۰-) بوده که نشان دهنده تأیید نظریات اقتصادی مبتنی بر وجود ارتباط بین تقاضا برای پول و هزینه فرصت نگهداری پول است و با یک درصد افزایش در نرخ تورم تقاضای پول به میزان ۰/۳۰- کاهش می‌یابد.

وجود هم جمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌کند. به باور انگل و گرنجر هر رابطه‌ی بلندمدت یک ECM کوتاه مدت دارد که دستیابی به آن تعادل را تضمین می‌کند و برعکس. این مدل‌ها در واقع نوعی از مدل‌های تعدیل جزیی‌اند که در آن‌ها با وارد کردن پسماند پایا از یک رابطه‌ی بلندمدت، نیروهای موثر در کوتاه مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلندمدت اندازه‌گیری می‌شوند. برآورد این مدل شامل دو مرحله است:

مرحله اول: این مرحله شامل برآورد یک رابطه بلند مدت و حصول اطمینان از کاذب نبودن آن است.

مرحله دوم: در این مرحله، وقفه پسماند رابطه بلندمدت را به عنوان ضریب تصحیح خطا استفاده کرده که در این صورت رابطه (۶) برآورد می‌شود:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta \Delta x_t + \gamma U_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱۱)$$

ضریب تصحیح خطا یعنی برآورد ضریب ecm(-1) در صورتی که با علامت منفی ظاهر شود انتظار می رود نشانگر سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلندمدت باشد. این ضریب نشان می‌دهد در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود.

نتایج جدول ۶ نشان می‌دهد که ضریب تعدیل خطا به میزان ۵۲ درصد بوده و در صورت وارد شدن شوک و خارج شده مدل از تعادل بلندمدت پس از دو دوره مدل به تعادل می‌رسد.

٤,٤. آزمون ثبات

آزمون ثبات تابع تقاضای پول معمولاً به آزمون سازگاری تقریبی ضرایب رگرسیون در طول

زمان مربوط می‌شود. روش‌های متعددی برای آزمون ثبات ضرایب تخمینی تابع تقاضای پول وجود دارد که در این تحقیق از آزمون ثبات معرفی شده توسط براون و همکاران[1] (۱۹۷۵) استفاده می‌شود که مبتنی بر اجزاء باقیمانده عطفی است. در مدل‌های عطفی هم بستگی اجزاء اخلال در یک دوره صفر است و آزمون ثبات، مبتنی بر خلاصه انباشته اجزاء باقیمانده عطفی، CUSUM و خلاصه انباشته مربع اجزاء باقیمانده عطفی، CUSUMSQ می‌باشد. ویژگی مهم این آزمون این است که می‌توان از آن حتی در شرایطی که نسبت به وقوع تغییرهای ساختاری نااطمینانی وجود دارد استفاده کرد. از سوی دیگر برای داده‌های سری زمانی نیز کاملاً مناسب است. فرض صفر در این آزمون، بیان می‌کند که بردار ضرایب در هر دوره یکسان است و فرض مقابل حالات دیگر را بیان می‌کند (Tashkini, 2005).

جدول (٦): نتایج تخمین الگوی ECM

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
d SD	-۰/۱۵	۰/۰۷	-۲/۱۴
d Ln GDP	۰/۸۵	۰/۱۲	۷/۰۸
d Ln EX	-۰/۱۹	۰/۰۹	-۲/۱۱
d INF	-۰/۲۶	۰/۱۲	-۲/۱۶
C	۱/۸۹	۰/۲۸	۶/۷۵
ecm(-1)	-۰/۵۲	۰/۰۹	-۵/۷۷

منبع: نتایج به دست آمده از تحقیق

ضرایب مدل تصحیح خطای تخمین زده شده از طریق معیار آکائیک AIC به شکل زیر است:

$$ECM = Log\ m1_t - b_0 - b_1 \log GDP_t - b_2 \log EX_t - b_3 INF - b_4 SD \quad (۱۲)$$

که در آن $e_t = \Delta \log m1_t - \Delta \log \widehat{m1}_t$ خطای پیش بینی یک مرحله‌ای را بیان می‌کند. حال می‌توان اجزای باقیمانده عطفی قابل سنجش را به شکل زیر معرفی کرد (Tashkini, 2005).

1- Brown et al

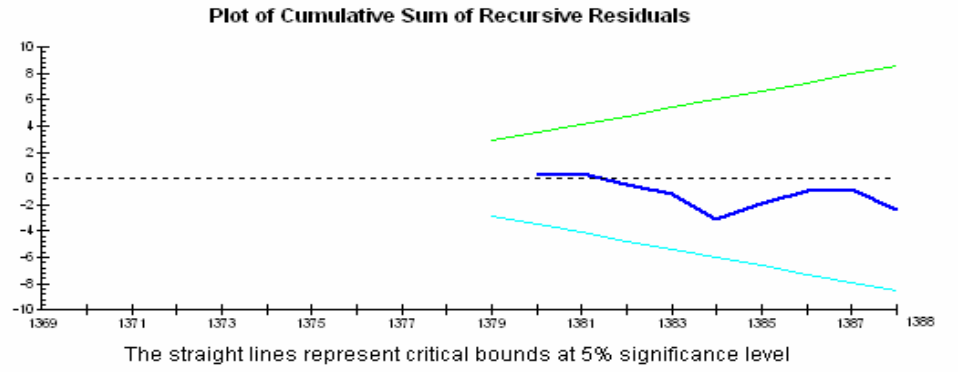
$$W_r = \frac{e_t}{s.e\,(e_t)} \qquad (۱۳)$$

براون و همکاران (۱۹۷۵) بر اساس رابطه (۱۸) دو آزمون CUSUMو CUSUMQ را به ترتیب به صورت زیر پیشنهاد می‌کنند:

$$w_r = \frac{1}{\hat{\sigma}} \sum_{k+1}^{r} w_j \qquad (۱۴)$$

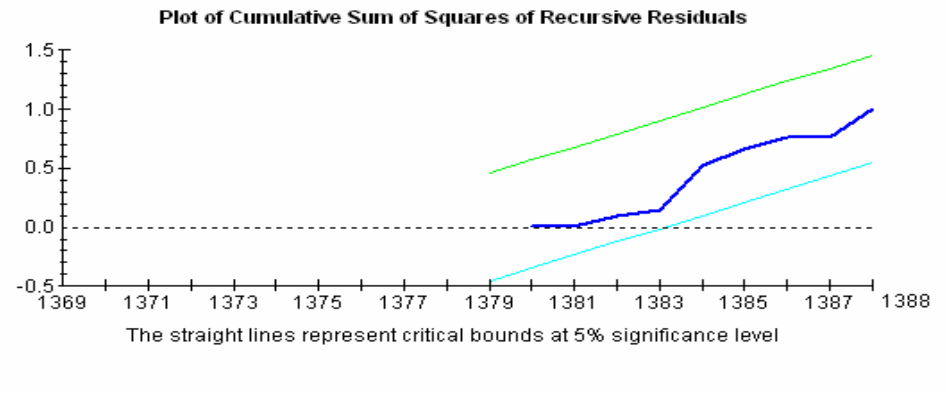
$$S_r = \frac{\sum_{j=k+1}^{r} w_j^2}{\sum_{j=k+1}^{r} w_j^2} \qquad (۱۵)$$

که در آن $r = k+1,...,T$ و $\hat{\sigma}$ انحراف معیار تخمینی را نشان می‌دهد. حال اگر S_r و w_r بین حدود مرزی باشند (سطح معنا داری ۵٪) فرضیه ثبات پذیرفته می‌شود و گفته می‌شود که این ضرایب تخمینی با ثبات است. ولی اگر S_r و w_r بین حدود مرزی نباشند، فرضیه ثبات رد می‌شود و نتیجه گرفته شود که ضرایب تخمینی بی ثبات‌اند. اگر نمودار ارائه شده داخل فاصله اطمینان باشد فرض صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود و اگر نمودار از فاصله اطمینان بیرون زده باشد (به عبارتی فاصله اطمینان را قطع کرده باشد.) فرض صفر مبنی بر وجود شکست ساختاری رد و وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود (Tashkini, 2005).



نمودار(۱): آزمونCUSUM تابع تقاضای پول

مأخذ: محاسبات تحقیق



نمودار(۲) : آزمونCUSUMSQ تابع تقاضای پول

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به شکل‌های بالا از آنجایی که نمودار پسماند تجمعی رسم شده، فاصله اطمینان ۹۵ را قطع نکرده‌اند، فرضیه صفر مبنی بر ثبات ساختاری پذیرفته و عدم وجود آن رد می‌شود و وجود ثبات ساختاری پذیرفته می‌شود.

۵. جمع بندی و نتیجه گیری

هدف این مقاله برآورد تابع تقاضا پول ایران با رویکرد مدل‌های خود همبسته با وقفه‌های توزیعی برای دوره زمانی ۱۳۹۰ – ۱۳۵۰ و با استفاده از مدل تصحیح خطا بود. تقاضای پول مهم ترین تابع در بررسی اثرات سیاست پولی بر اقتصاد است به ترتیبی که سیاست پولی با تحت تأثیر قرار دادن تقاضای پول، می‌تواند مقامات پولی را در رسیدن به اهدافشان کمک کند. انتخاب تعریف درستی از پول، متغیر مقیاس و متغیر هزینه‌ی فرصت داخلی و خارجی پول می‌تواند در تعیین درست تابع تقاضای پول نقش مهمی ایفاء کند. بر اساس نتایج به دست آمده پایین بودن مقادیر ضرایب نشان دهنده بی کشش بودن تابع تقاضا برای پول نسبت به تغییرات سطح قیمت‌ها و عکس العمل ناچیز آن است. از دلایل این مساله عدم وجود جایگزین های مالی مناسب برای پول در ایران و ضعف سیستم پولی است. ضریب متغیر تورم در تابع تقاضا برای پول معنی دار است؛ یعنی در ایران به دلیل فقدان بازارهای مالی و پولی توسعه یافته و ثابت بودن نرخ بهره (نرخ سود) رسمی برای مدت زمان طولانی، نرخ تورم را می‌توان به عنوان جانشین مناسب برای هزینه فرصت

نگهداری پول در نظر گرفت. از این رو، در شرایط تورمی، انتظار کاهش تقاضا برای پول و نگهداری ثروت به صورت سایر اشکال دارایی (که ارزش خود را در مقابل تورم حفظ می‌کنند) وجود دارد. در حقیقت کاهش تورم یا کاهش هزینه فرصت نگهداری پول، تغییر رجحان برای نگهداری پول و تمایل برای نگهداری پول نقد را در پی دارد. کشش درآمدی تقاضای پول (۱/۸۲) است که مقدار آن بیش از واحد و لوکس بودن پول، نزد مردم است. برآورد این الگوها برای ترازهای پولی حاکی از آن است که کشش درآمدی تقاضا برای پول در بلندمدت و کوتاه مدت مثبت و مطابق با تئوری های اقتصادی به ویژه نظریه مقداری جدید پول است. از طرفی انگیزه مبادلاتی در تقاضا برای پول نقش اساسی دارد و مردم پول را به منظور تسریع فعالیت های مبادلاتی نگهداری می‌کنند.

برآورد صورت گرفته نشان می‌دهد که ضریب نرخ ارز (۰/۳۴-) بیانگر این می‌باشد که متغیر نرخ ارز از طریق کانال جانشینی پول داخلی و خارجی می‌تواند بر تقاضای پول داخلی و یا تقاضای پول خارجی تاثیر داشته باشد ضریب نرخ بهره بلندمدت (نرخ سود سپرده بلندمدت بانکی (۰/۸۲-) به گونه‌ای بوده است که این ضریب بر اثر آماره گزارش شده معنی دار بوده و بیانگر منفی بودن کشش بهره‌ای تقاضای پول در ایران می‌باشد متغیر مستقل دیگر در مدل برازش شده نرخ تورم می‌باشد که ضریب آن (۰/۳۰-) بوده که نشان دهنده تأئید نظریات اقتصادی مبتنی بر وجود ارتباط بین تقاضا برای پول و هزینه فرصت نگهداری پول است، به عبارتی به این پول، پول داغ (Hot Money) می‌گویند که فرد سعی در انتقال سریع پول به بازارهای دیگر دارد.

با ملاحظه نتایج تحقیق در مورد ضریب نرخ سود سپرده بلندمدت بانکی می‌توان چنین گفت که با توجه به پایین بودن کارایی بازارهای مالی غیر رسمی، گسترش پول و تقویت مؤسسات مالی رسمی (از جمله بانک ها) برای جذب هر چه بیشتر پول های اضافی افراد و تمرکز جریان سرمایه سپرده گذاران و هدایت آن به سمت سرمایه گذاری اقتصادی در بخش های سودآور تسریع رشد اقتصای در ایران را در پی خواهد داشت. یکی از راه های رسیدن به چنین هدفی بالا بردن نرخ بهره رسمی در جهت افزایش انگیزه افراد برای سپرده گذاری در بانک‌ها است. این سیاست (افزایش نرخ بهره رسمی) تقویت بازارهای مالی رسمی و تضعیف بازارهای مالی غیر رسمی را در پی دارد. ولی با افزایش نرخ بهره رسمی و افزایش تبلیغات در این زمینه، می‌توان حجم سپرده های بانکی را افزایش داد و به دنبال آن قدرت وام دهی بانک‌ها و حجم اعتبارات بانکی، برای سرمایه

گذاری بخش خصوصی را افزایش داد.

Reference

[1] Abbasinejad, Hossein (2001), "Advance Econometrics", Tehran University Publication, Edition 1, pp. 90-112 (In Persian).

[2] Bafandeh Imandoust, Sadegh and Ghasemi Hesamaddin (2011), "Examonation of affecting factor on Iran's demand of money with utilizing Bayesian model averaging approach, JOournal of Monetary, Vol. 1(1), pp. 36-56 (In Persian).

[3] 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.

[4] Brown, R.L., Durbin, J., Evans, J.M. (1975), "Techniques for testing the constancy of regression relationships over time", Journal of the Royal Statistical Society, Vol. 37, pp. 149- 163.

[5] Dadgar, Yadollah and Rohallah, Nazari (2007), "Analysis of Demand for Money in Iran Economy", Journal of Name Mofid, Vol. 4(66), pp. 21-48 (In Persian).

[6] Dehmarse Nazar and Izadi, Hamid Reza (2009), "Consideration of demand for Money in Iran", Journal of Economic Research, Vol. 9, pp. 153-169 (In Persian).

[7] Fridman, M. (1959), "The Demand for Money," Some Theoretical and Empirical Result, Journal of Political Economy, University of Chicago Press, vol. 67, pp 185-191.

[8] Hosseini Seyyed Safdar and Bakhshi Mohammad Reza (2005), "Analysis of Demand for Money in Iran; An Auto Regressive Distributed Lag (ARDL) Model", Iranian Journal of Economic Research, Vol. 8(28), pp.1-13 (In Persian).

[9] Johanson, Soren and Juselius, Katarina (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-Whit Applications to the Demand for Money", Oxford Bulletin of Economics and Statistic, Vol.52, pp.169-210.

[10] Komijani, Akbar and Bostani, Reza (2002), "Stability of Demand For money in Iran", Journal of Tahghighat-E-Eghtesadi, Vol.67, pp. 235-258 (In Persian).

[11] Kuan-Pin Lin and Johns S. Oh (2012), "Stability of the U.S. Short-Run Money Demand Function, 1959–81", The Journal of Finance, Volume 39, Issue 5, pages 1383–1396.

[12] Kumar, Saten & Webber, Don J. and Fargher, Scott (2010), "Money demand stability: A case study of Nigeria", MPRA Paper 26074, University Library of Munich, Germany, pp 1-28.

[13] Lee, Chien-Chiang and Chang, Chun Ping (2102), "The Demand for Money

in China: A Reassessment Using the Bounds Testing Approach", Journal for Economic Forecasting, pp 74-94.
[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] Mostafavi, Mehdi and Yavari kazem (2007), "Estiamtion of Demand for Money In Iran with using Time series and Cointegeration approach", Journal of development and Knowledge, Vol. 20, pp. 125-145 (In Persian).
[16] Nofersti Mohannad (2007), "Unit root and cointegeration in econometrics", Rasa Publication, Tehran, Edition 1, pp. 25-39 (In Persian).
[17] Prakash Singh and Manoj K Pandey (2012), "Is Long-Run Demand for Money Stable in India? An Application of the Gregory-Hansen Model", the IUP Journal of Applied Economics, vol. 6, pp 59-69.
[18] Pesaran, M., Shin, Y (1999), "An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis" in S. Strom, (ed) Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch centennial Symposium, Cambidge University Press, Cambridge, pp 120-212.
[19] Pesaran, M., Shin, Y., Smith, R (2001), "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships", Journal of Applied Econometrics, Vol. 16, pp. 289-326.
[20] Sadeghzade Yazdi, Ali, Jafari Samimi, Ahmad and Elmi, Zahra (2005), "Esimation of Shory run and long run Demand for Money in Iran with using ARDL Approach, Iranian Journal of Economic Research, Vol. 8, pp.1-15 (In Persian).
[21] Samadi Borojeni, Reza (2011), "Estimation of Welfare cost of Inflation in Iran", M.A thesis, Faculty of Economics, University of Tehrann, pp 17-25 (In Persian).
[22] Sameti, Morteza and Yazdani, Mehdi (2007), "Econometrics Analysis of Demand for Money in Iran", Journal of Economics Research, Vol. 2, pp. 99-122 (In Persian).
[23] Shahrestani, Hamid and Sharifi ranani, Hossein (2007), "Estimation of Demand for Money and It's Stability in Iran, Journal of Tahghighat-E-Eghtesadi, Vol. 43, pp. 89-114 (In Persian).
[24] Snowdon, Brian and Howard R. Vane, (2005), "Modern Macroeconomics", translated by: Mansour Khalili Araghi and Ali sori, Baradarn Publication, Edition 1, pp 50-89 (In Persian).
[25] Tashkini, Ahmad (2005), "Econometrics using with Microfit", Dibagaran Publication, Edition 1, Tehran, pp. 32-53.
[26] The Central Bank of Islamic Republic of Iran (2011), Economic report and balance sheet of the bank (In Persian).
[27] World Bank, (2012), "World Development Indicators 2012", CD ROM version. Washington, DC.