

## برآورد تابع تقاضای پول در ایران با رویکرد مدل‌های تصحیح خطا و هم‌جمعی

منصور خلیلی عراقی<sup>۱</sup>

استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران

حسین عباسی نژاد<sup>۲</sup>

استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران

یزدان گودرزی فراهانی<sup>۳</sup>

کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد،

دانشگاه تهران

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۱۲/۲۷

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۷/۱۷

### 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

yazdan.gudarzi@ut.ac.ir

۳- نویسنده مسئول:

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  $1/82$  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  $(-0/34)$  بیانگر جانشینی پول داخلی و خارجی می‌باشد. ضریب نرخ بهره بلندمدت (نرخ سود سپرده بانکی)  $(-0/82)$  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 subject in Examination of the effects of monetary policies on economy in order that the monetary policy can help monetary authorities to achieve 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. Finally 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 مولفه‌های 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 نرخ‌های بهره رضایت آنها را تامین نمی‌کند، چرا که در این حالت هزینه فرصت نگهداری پول کاهش یافته است. معمولاً در نرخ‌های 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 نرخ‌های 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 می‌کنند که سپرده‌های پس انداز بانکی خود را حفظ نمایند.

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. 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 یور تفوی 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<sup>۱</sup>، بامول<sup>۲</sup>، توبین<sup>۳</sup> و فریدمن<sup>۴</sup> 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 جاننشینی 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 نرخ های بهره به اقتصاد، نقش مهمی دارد. از دهه ۱۹۳۰، اقتصاددانان تئوری هایی را به منظور تعیین عوامل نگهداری پول مطرح کرده اند.

فیشر<sup>۱</sup> (۱۹۱۱) و پیگو<sup>۲</sup> (۱۹۱۷) نشان دادند که رابطه مستقیم و متناسبی بین مقدار پول و سطح قیمت در قالب تعادل کلاسیکی وجود دارد. این دو بر نقش پول به عنوان وسیله مبادله در معاملات تأکید دارند. در تئوری مقداری پول<sup>۳</sup> به طور دقیق تقاضای پول مورد بحث واقع نمی شود بلکه سرعت معاملاتی گردش پول است که مورد تأکید قرار می گیرد (Samadi, 2011).

در رابطه مبادله فیشر، مقدار پول در گردش  $M_t$  را برای دوره ی 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 می شود. از سویی، در چارچوب تعادل مبتنی بر اشتغال کامل کلاسیکی، فرض می شود که نرخ ثابتی بین سطح معاملات و تولید وجود دارد. بنابراین داریم:

$$M_t \cdot V_t = P_t \cdot \bar{Y} \quad (1)$$

در رویکرد کمبریج، پیگو (۱۹۱۷) و مارشال<sup>۴</sup> (۱۹۲۳) بیان کردند که سطح نگهداری پول با مقدار معاملات ارتباط دارد. وقتی ثروت افراد افزایش می یابد، دارایی های مالی بیشتری را نگهداری می کنند که یکی از این دارایی ها، پول است.

$$M_d = k \cdot P \cdot Y \quad (2)$$

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 منتظره‌شان 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 سفته‌بازی 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 سفته‌بازی پول خواهد شد و بالعکس، تابع رجحان نقدینگی کینز عبارت است از:

$$\frac{M^e}{P} = f(y, r) \quad (3)$$

در این تابع، تقاضای واقعی پول تابعی از درآمد و نرخ بهره است. بامول (۱۹۵۲) و توین (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:

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

بهره هستند.  $a$ ،  $y$  و  $r$  به ترتیب نشان دهنده تقاضای بهینه پول، هزینه معاملاتی، درآمد واقعی و نرخ

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

به طور خلاصه، فریدمن بر دو مطلب تأکید دارد؛ اولاً نرخ انتظاری بازده پول را ثابت در نظر نمی گیرد و با فرض اینکه تقاضای پول به انگیزه نگهداری دیگر دارایی ها نیز بستگی دارد، بیان می دارد که تقاضای پول نسبت به تغییرات نرخ بهره، حساسیتی از خود نشان نمی دهد. به طوری که اگر نرخ بهره افزایش یابد، چون نرخ بازده انتظاری پول نگهداری شده در قالب سپرده های بانکی نیز افزایش می یابد، اثر چندانی بر کاهش انگیزه نگهداری پول نخواهد گذاشت. بنابراین تغییرات نرخ بهره اثر قابل ملاحظه ای بر تقاضای پول ندارد و تنها درآمد دائمی افراد است که بر تقاضای پول شان تأثیر دارد:

$$\frac{M_d^d}{P} = f(y_p) \quad (۵)$$

ثانیاً فریدمن برخلاف کینز معتقد است که تابع تقاضای پول با ثبات است، بدین معنا که مقدار پول تقاضا شده را می توان به وسیله ی 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 دوره ی کوتاه مدت و بلندمدت مورد بررسی قرار می دهند. بدیهی است افزایش در میزان تقاضای پول در بلندمدت تنها می تواند 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 می کند که نتیجه آن تثبیت قیمت ها 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 بررسی های بلندمدت تقاضای پول، افزایش میزان تولیدات داخلی را که بعضی مواقع به پویایی اقتصادی تعبیر می شود، با استفاده از شاخص تولیدات صنعتی یا تولید ناخالص داخلی اندازه گیری می کنند (Samadi, 2011).

همان طور که گفته شد هزینه فرصت نگهداری پول هم نقش ویژه ای 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 می شود، چون هدف این مقاله برآورد تابع تقاضای پول ایران است به جای نرخ بهره از نرخ سود سپرده های بانکی بلندمدت و شاخص قیمت مصرف کننده استفاده می شود.

در این زمینه، سعی شده است که با استفاده از تحلیل سری های زمانی و به کارگیری روش هم جمی یوهانسن - جوسلیوس، و مدل تصحیح خطا، مناسب ترین 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 آزمون های  $CUSUM^1$  و  $CUSUMSQ^2$  بررسی می شود و در نهایت به بررسی و محاسبه کشش بهره ای و درآمدی تقاضای پول در ایران پرداخته می شود.

## ۲. پیشینه تحقیق

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

### ۲-۱. مطالعات خارجی

کان پین و جونز<sup>۳</sup> (۲۰۱۲) به بررسی ثبات تابع تقاضای کوتاه مدت پول در آمریکا 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 تأیید کند و نتایج حاکی از ثبات تابع تقاضای پول برای دوره مورد نظر بود.

مارک لانگو و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۱۲) به بررسی تابع تقاضای پول در مالایو 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 اقتصادسنجی 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 خزانة و ابداعات مالی بود. این در حالی بود که تمامی متغیرها به طور معنی‌داری در تقاضای پول در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر می‌گذارند. بنابراین سیاست‌گذاری بایستی در جهت افزایش نوآوری مالی و بهبود فعالیت‌های اقتصادی و بازدهی‌های بالاتر صورت گیرد.

لی و چانگ<sup>۲</sup> (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 بین‌سال‌های 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 ۰/۰۰۲ - برای اقتصاد چین بود.

پراکاش و مانوج<sup>۳</sup> (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 گنورگ - 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.

بهااتا<sup>۱</sup> (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<sup>۲</sup> (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 سال‌های ۱۳۵۴ تا ۱۳۸۵ پرداختند. در این مقاله آنها از روش میانگین گیری مدل بیزی به دلیل ویژگی‌های 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 به دست 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 اقتصادسنجی 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 موزای، قیمت ها و نرخ سود وام های بلندمدت پرداختی به بخش خصوصی هم جمعی هستند. نتایج حاصل از تخمین مدل تصحیح خطا نشان دهنده این بود که سرعت تعدیل خطا میزان ۵۳ درصد می باشد بیانگر این بود که بر خلاف وجود تعادل بلندمدت در بازار پول، حرکت به سمت تعادل در این بازار به کندی صورت می گیرد.

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 به کارگیری 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 رانی (۱۳۸۷) به تخمین تابع تقاضای پول در ایران با استفاده از داده های فصلی در دوره ۱۳۸۴-۱۳۶۴، با استفاده از الگوی خود توضیحی با وقفه های 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 می کردند. 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. هم چنین، 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 یآوری (۱۳۸۶) در تحقیقی به ارائه تخمین تابع تقاضای پول و تخمین این تابع در بلندمدت و کوتاه مدت پرداختند. به این منظور ابتدا عوامل اصلی موثر بر تقاضای پول از دیدگاه پول گرایان توضیح داده شده و هم چنین 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 وقفه های 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. هم چنین 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 درآمدهای بلندمدت برای تابع تقاضای پول، برابر با  $2/62$  می باشد. کشش تورمی تقاضای پول، کوچک و برابر با  $0/038$  بود و بیانگر این 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  $0/19$  می باشد که به معنای کندی ساز و کار تعدیل در اقتصاد ایران بود؛ به گونه‌ای که فرایند تعدیل تابع تقاضای پول در کشور تقریباً 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 هم جمعی 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 جانیشینی را در اقتصاد کشور تأیید کردند.

#### ۴. تصریح مدل، انتخاب متغیرها و آزمون‌های تجربی

در این تحقیق از روشی که توسط پسران و شین<sup>۱</sup> (۱۹۹۹) و پسران و دیگران<sup>۲</sup> (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 وقفه‌های 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 می شود و مشکل درون‌زایی را حل می کند. دوم اینکه، اجزاء بلندمدت و کوتاه‌مدت را به طور همزمان تخمین می زند 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، می‌توان مدل مناسب را انتخاب کرد. به عبارت دیگر، مزیت بسیار مهم این روش در بین روش‌های هم‌جمعی 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).

$$\ln M1_t = b_0 + b_1 \ln GDP_t + b_2 \ln EX_t + b_3 INF_t + b_4 SD_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

به طوری که در معادله فوق  $\varepsilon_t$  بیانگر جمله اخلال<sup>۱</sup> با ویژگی‌های نوفه سفید<sup>۲</sup> 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<sup>۳</sup> استخراج و تهیه گردیده شده است.

#### ۴-۱- آزمون ریشه واحد و هم‌جمعی بین متغیرها

قبل از تحلیل‌های هم‌جمعی، ابتدا پایا<sup>۴</sup> یا ناپایا بودن کلیه متغیرهای مدل به وسیله‌ی روش‌های دیکی- فولر تصمیم یافته<sup>۵</sup> (ADF) و ریشه واحد پرون<sup>۶</sup> آزمون می‌شود. همان‌طور که در جدول (۱) ملاحظه می‌گردد، 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<sup>۱</sup> از درجه واحد می باشند و سطح این متغیرها تحت تاثیر شوک های 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 قیمت ها (INF) در سطح پایا می باشند.

جدول (۱): آزمون های ریشه واحد فیلیبس - پرون و دیکی - فولر تعمیم یافته

متغیر	آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته			آزمون فیلیبس - 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 MI	-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

#### ۴-۲. آزمون رابطه بلندمدت و تحلیل هم انباشتگی

با توجه به ناپایا بودن سطوح متغیرهای تحت بررسی در مرحله بعد بایستی هم جمعی میان سطوح متغیرها را با الهام از تئوری اقتصادی مورد آزمون قرار داد. بر اساس تئوری تقاضای پول انتظار می رود 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 می توانند تقاضا برای پول را بصورت متقارن و یا نامتقارن تحت تأثیر قرار دهند. لذا در این مرحله، هم جمعی بین متغیرهای مذکور با استفاده از روش یوهانس - جوسیلیوس آزمون می شود. نتایج آزمون در جدول (۲) ارائه شده است.

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

$\lambda_{max}$							
مقدار بحرانی ۹۵٪	آماره آزمون	فرضیه مخالف	فرضیه صفر	مقدار بحرانی ۹۵٪	آماره آزمون	فرضیه مخالف	فرضیه صفر
۳۳,۸۷	۳۴,۹۱	$r=1$	$r=0$	۳۳,۸۷	۳۴,۹۱	$r \geq 1$	$r=0$
۲۷,۵۸	۲۸,۸۸	$r=2$	$r \leq 1$	۲۷,۵۸	۲۸,۸۸	$r \geq 2$	$r \leq 1$
۲۱,۵۹	۲۰,۴۴	$r=3$	$r \leq 2$	۲۱,۵۹	۲۰,۴۴	$r \geq 3$	$r \leq 2$
۱۴,۲۶	۸,۲۹	$r=4$	$r \leq 3$	۱۴,۲۶	۸,۲۹	$r \geq 4$	$r \leq 3$
۳,۸۴	۰,۰۰	$r=5$	$r \leq 4$	۳,۸۴	۰,۰۰	$r \geq 5$	$r \leq 4$

منبع: نتایج به دست آمده از تحقیق

همان‌طور که در جدول مذکور ملاحظه می‌گردد 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 مکانیسم‌های تصحیح خطا حصول به رابطه بلندمدت را تضمین می‌کنند.

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:

$$\ln M1 = -0.90 \ln GDP + 3.13 \ln EX - 0.17 \text{INF} - 0.35 \text{SD} \quad (7)$$

$$\ln M1 = 0.10 \ln GDP + 1.45 \ln EX - 0.12 \text{INF} - 0.11 \text{SD} \quad (8)$$

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)

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

مزیت اصلی رویکرد *ARDL* عدم نیاز به پیش شرط درجه هم جمعی 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 هم جمعی بایستی مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد (۱)  $(\sum_{i=1}^n b_i \leq 1)$ ، سپس آزمون دو مرحله‌ای استفاده می‌شود.

پس از تصریح مدل به صورت فوق، نوبت به تخمین مدل پویای کوتاه مدت 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 (۴): 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 می‌شود که تمام ضرایب از لحاظ آماری معنادار و علامت آنها

منطبق بر تئوری است. تفسیر نتایج به صورت زیر است که ضریب SD،  $-0/34$  - می باشد و نشان می دهد اگر سود سپرده بلندمدت یک درصد افزایش یابد تقاضای مانده نقدی به میزان  $-0/34$  - کاهش می یابد. ضریب LGDP،  $0/38$  می باشد که نشان می دهد اگر درآمد افراد یک درصد افزایش یابد تقاضا برای مانده نقدی به میزان  $0/38$  افزایش می یابد. ضریب INF،  $-0/18$  - می باشد و بیانگر این بوده که با افزایش یک درصدی در نرخ تورم و میزان تقاضا برای پول به دلیل کاهش قدرت خرید به میزان  $-0/18$  - کاهش می یابد و ضریب متغیر لگاریتم نرخ ارز حقیقی نشان دهنده این است که در صورت افزایش یک درصدی در نرخ ارز به دلیل جاننشینی بین پول داخلی و خارجی تقاضا برای مانده نقدی به میزان  $-0/15$  - کاهش می یابد.

درباره علامت ضریب لگاریتم نرخ ارز حقیقی، باید گفت که علامت آن یک مسأله تجربی است و مطابق با نتایج بررسی های قبلی صورت گرفته در این زمینه همانند مطالعه سامتی و یزدانی (۱۳۸۷) بوده و با تئوری های سنتی و جاننشینی پول نمی توان علامت آن را از قبل تعیین کرد. زیرا وقتی نرخ ارز شروع به افزایش می کند، تقاضا برای پول داخلی کاهش و برای پول خارجی افزایش می یابد. اما وقتی نرخ ارز زیاد افزایش یابد، تقاضا برای ارز همانند هر کالای اقتصادی رو به کاهش می گراید. برآیند این افزایش و کاهش ها است که علامت آن را تعیین می کند. همین که تقاضای پول داخلی نسبت به نرخ ارز حساسیت داشته باشد و ضریب نرخ ارز در تابع تقاضای پول داخلی معنادار باشد، پدیده جاننشینی 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 دورین واتسون نمی تواند برای آزمون مشکل خود همبستگی بین پسماندها استفاده شود. در این حالت از آماره h دورین استفاده می شود. طبق آماره این آزمون فرض صفر مبنی بر عدم وجود خود همبستگی بین پسمانده پذیرفته می شود. از دیگر مزیت های برآورد الگوی پویا این است که می توان 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

می شود. نتایج حاصل از آزمون وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها در جدول زیر آمده است. در مدل های ARDL تخمین زده شده وجود رابطه بلندمدت وقتی قابل تأیید است که قدر مطلق کمیت آماره  $t$  آن ها 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  $t$  های، به دست آمده با مقادیر بحرانی بالا به این نتیجه می رسیم که وجود رابطه بلندمدت در سطح معناداری پنج درصد تأیید می شود. برآورد رابطه بلندمدت تابع تقاضای پول با استفاده از روش ARDL به صورت زیر می باشد 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 درآمندی تقاضا برای پول، یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی، تقاضا برای مانده نقدی به میزان ۱/۸۲ درصد افزایش می یابد، مثبت بودن کشش درآمندی 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 هم‌جمعیتی 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 جزئی‌اند 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:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta \Delta x_t + \gamma U_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

ضریب تصحیح خطا یعنی برآورد ضریب  $(1-ecm)$  در صورتی که با علامت منفی ظاهر شود انتظار می‌رود 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.

#### ۴.۴. آزمون ثبات

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

زمان مربوط می شود. روش های متعددی برای آزمون ثبات ضرایب تخمینی تابع تقاضای پول وجود دارد که در این تحقیق از آزمون ثبات معرفی شده توسط براون و همکاران<sup>۱</sup> (۱۹۷۵) استفاده می شود که مبتنی بر اجزاء باقیمانده عطفی است. در مدل های عطفی هم بستگی اجزاء اخلاص در یک دوره صفر است و آزمون ثبات، مبتنی بر خلاصه انباشته اجزاء باقیمانده عطفی، CUSUM و خلاصه انباشته مربع اجزاء باقیمانده عطفی، CUSUMSQ می باشد. ویژگی مهم این آزمون این است که می توان از آن حتی در شرایطی که نسبت به وقوع تغییرهای ساختاری نااطمینانی وجود دارد استفاده کرد. از سوی دیگر برای داده های سری زمانی نیز کاملاً مناسب است. فرض صفر در این آزمون، بیان می کند که بردار ضرایب در هر دوره یکسان است و فرض مقابل حالات دیگر را بیان می کند (Tashkini, 2005).

جدول (۶): 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  $e_t = \Delta \log m1_t - \Delta \log \bar{m1}_t$  خطای پیش بینی یک مرحله ای را بیان می کند. حال می توان اجزای باقیمانده عطفی قابل سنجش را به شکل زیر معرفی کرد (Tashkini, 2005).

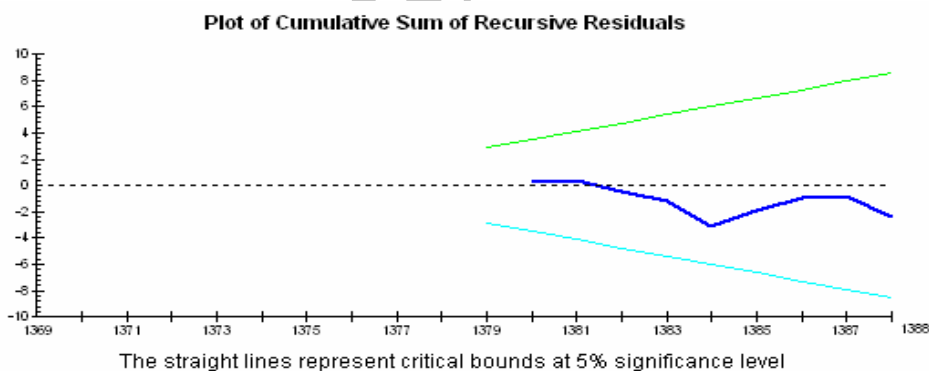
$$W_r = \frac{e_t}{s.e(e_t)} \quad (13)$$

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

$$w_r = \frac{1}{\hat{\sigma}} \sum_{j=k+1}^r w_j \quad (14)$$

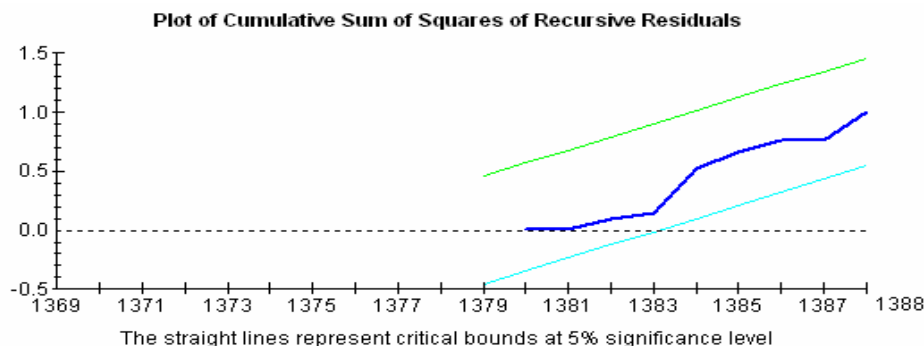
$$s_r = \frac{\sum_{j=k+1}^r w_j^2}{\sum_{j=k+1}^r w_j^2} \quad (15)$$

که در آن  $r = k+1, \dots, T$  و  $\hat{\sigma}$  انحراف معیار تخمینی را نشان می دهد. حال اگر  $w_r$  و  $s_r$  بین حدود مرزی باشند (سطح معناداری ۰.۰۵) فرضیه ثبات پذیرفته می شود و گفته می شود که این ضرایب تخمینی با ثبات است. ولی اگر  $w_r$  و  $s_r$  بین حدود مرزی نباشند، فرضیه ثبات رد می شود و نتیجه گرفته شود که ضرایب تخمینی بی ثبات اند. اگر نمودار ارائه شده داخل فاصله اطمینان باشد فرض صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری پذیرفته می شود 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 می شود (Tashkini, 2005).



نمودار (۱): آزمون CUSUM تابع تقاضای پول

مأخذ: محاسبات تحقیق



### نمودار (۲): آزمون CUSUMSQ تابع تقاضای پول

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به شکل های 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 تقاضای پول ایران با رویکرد مدل های خود همبسته با وقفه های 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 قیمت ها 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 در آمدی 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 در آمدی 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 برآزش شده نرخ تورم می‌باشد که ضریب آن (۰/۳۰-) بوده که نشان دهنده تأیید 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 اقتصادی 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



گذارى بخش خصوصى را افزايش 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), "Examination 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, Cambridge 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.