Economic Research
Online ISSN: 2588-6118
University of Tehran Press
Homepage: https://jte.ut.ac.ir

Money Demand Determinants and Stability Analysis in the Economy of Iran: Micro foundations Approach

Zeinab Orooji[1] , Hassan Dargahi[2] ✉

1. Department of Economics, Faculty of Economics and Political Sciences, Shaid Beheshti University, Tehran, Iran, zeinab.orooji100@yahoo.com
2. Department of Economics, Faculty of Economics and Political Sciences, Shaid Beheshti University, Tehran, Iran, h-dargahi@sbu.ac.ir

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
2022-07-01
Received in revised:
2023-03-07
Accepted:
2023-04-03
Published online:
2023-05-20

Keywords:
Economy of Iran,
Micro foundations,
Monetary Policy,
Money Demand
Stability

JEL Classification:
E41, E00, E52, D04

ABSTRACT

Investigating the mechanism of monetary tansmision, considering the microfoundations in money demand, may propose contradictory policy versus macroeconomic theories since households do not hold money equally. Such pattern of behavior can be explained by the new Keynesian literature, which presents micro-based models with the behavior of heterogeneous economic agents. Evaluating the stability of money demand plays a critical role in economies dependent on natural resources due to nature and effects of shocks, role of money substitute assets, and developments in tradable and non-tradable sectors. Here, the demand functions of real M1 and M2 balances were extracted using microfoundations and then estimated by three methods of ARDL, DOLS, and GMM based on quarterly data of the Iranian economy during 1988-Q12022-Q1. For this purpose, the composition of the common monetary aggregate money and quasi-money was revised due to the liquid nature of some quasi-money components in the economy of Iran. The present study aims to examine the variables affecting money and broad money demand in the short and long term, especially alternative assets such as foreign currency, housing, and other durable consumer commodities and expected inflation. The results indicate that the structural stability of the demand for M1 and M2 during 2010s is considered as doubtful and warning. Based on the error correction coefficients in the ECM models, eliminating the effects of a shock and returning to the long-term trend for M2 and M1 demand lasts about 9 and 5 seasons, respectively, meaning that the effects of shocks on broad money demand are relatively long-lasting compared to narrow money j demand. Overall, selecting monetary aggregates as the intermediate target of monetary policy can challenge the economy of Iran.

Orooji, Z., & Dargahi, H. (2023). Money Demand Determinants and Stability Analysis in the Economy of Iran: Microfoundations Approach. *Journal Economic Research*, 57 (4), 561-582.

© The Author(s).
Publisher: University of Tehran Press.
DOI: 10.22059/jte.2023.92429

تحقیقات اقتصادی
شاپا الکترونیکی: ۲۵۸۸-۶۱۱۸
Homepage: https://jte.ut.ac.ir
انتشارات دانشگاه تهران

بررسی ثبات و عوامل مؤثر بر تقاضای پول در اقتصاد ایران: تحلیلی بر پایه‌های خرد

زینب اروجی[۱]، حسن درگاهی[۲] ✉

۱. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران،
zeinab.orooji100@yahoo.com

۲. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران،
h-dargahi@sbu.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:
علمی پژوهشی

تاریخ دریافت : ۱۴۰۱/۰۴/۱۰
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۱/۱۲/۱۶
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۱/۱۴
تاریخ انتشار : ۱۴۰۲/۰۲/۳۰

کلیدواژه‌ها:
اقتصاد ایران، پایه‌های خرد، ثبات تقاضای پول، سیاست پولی

طبقه‌بندی JEL :
D04 ،E52 ،E00 ،E41

چکیده

در ادبیات کینزی‌های جدید، تقاضای پول خانوارهای ناهمگن می‌تواند سازوکار انتقال سیاست پولی را تحت تأثیر قرار دهد. همچنین در اقتصادهایی که وابستگی منابع طبیعی دارند، بررسی ثبات تقاضای پول، به دلیل ماهیت و آثار تکانه‌ها، نقش دارایی‌های جایگزین پول و تحولات بخش‌های تجارت و غیرقابل تجارت، دارای اهمیت است.

در پژوهش حاضر با به‌کارگیری پایه‌های خرد، توابع تقاضای مانده‌های حقیقی پول و نقدینگی استخراج و سپس با سه روش ARDL، DOLS و GMM بر اساس داده‌های فصلی اقتصاد ایران در دوره Q1-1367 تا Q1-1401 مورد برآورد قرار گرفته و به دلیل ماهیت نقدپذیری برخی از اجزای شبه پول در اقتصاد ایران، محاسبه متغیرهای حجم پول و شبه پول بازنگری شده است.

نتایج مطالعه، ضمن تبیین عوامل مؤثر بر تقاضای مانده‌های حقیقی پول و نقدینگی، به‌ویژه دارایی‌های جایگزین مانند پول خارجی و مسکن، نشان از اهمیت توجه به تورم مورد انتظار و همچنین ترکیب پول و شبه پول در اجرای سیاست پولی دارد. همچنین ثبات ساختاری تقاضای پول و نقدینگی برای سال‌های تشدید تحریم دهه ۹۰ مورد تردید و هشدارآمیز می‌باشد. ضرایب تصحیح خطا در الگوهای ECM نشان می‌دهد که حذف آثار یک تکانه و برگشت به روند بلندمدت برای تقاضای نقدینگی و پول به ترتیب حدود ۹ و ۵ فصل است، که حاکی از ماندگاری نسبتاً طولانی آثار تکانه‌ها بر تقاضای نقدینگی نسبت به تقاضای پول می‌باشد. نتیجه کلی آنکه انتخاب کل‌های پولی به‌عنوان هدف میانی سیاست پولی می‌تواند در اقتصاد ایران با چالش همراه باشد.

اروجی، زینب و درگاهی، حسن (۱۴۰۱). بررسی ثبات و عوامل مؤثر بر تقاضای پول در اقتصاد ایران: تحلیلی بر پایه‌های خرد. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۷(۴)، ۵۶۱-۵۸۲.
ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

© نویسندگان.

DOI: 10.22059/jte.2023.92429

۱- مقدمه

بررسی تصمیمات عاملان اقتصادی، از جمله خانوارها، در مورد تقاضای پول برای بانک مرکزی در اجرای سیاست پولی ضروری است. تابع تقاضای پول اطلاعاتی در مورد توزیع پرتفوی مصرف‌کنندگان ارائه می‌دهد (دوکا و ونهوس[1]، ۲۰۰۴) و نقش کلیدی در ایجاد یک استراتژی سیاست پولی کارآمد و مؤثر دارد (فریدمن، ۱۹۵۹؛ فریدمن و شوارتز، ۱۹۸۲). توانایی نسبی سیاست‌های پولی و مالی در اثرگذاری بر بخش حقیقی اقتصاد به کشش‌های تقاضای پول بستگی دارد که در تعیین سطح عمومی قیمت‌ها و نرخ تورم با توجه به نرخ رشد پول دارای اهمیت است. همچنین ثبات تابع تقاضای پول تأثیر مهمی بر انتخاب چارچوب سیاست‌گذاری پولی بانک مرکزی دارد. اگر تقاضای پول به‌طور غیرقابل پیش‌بینی نوسان کند، مکانیسم انتقال سیاست پولی، پیچیده شده و توانایی بانک مرکزی در کنترل پول و در نتیجه تورم کاهش می‌یابد.

از دهه نود اقتصاددانان به استفاده از متغیر نرخ بهره در سیاست بهینه پولی تأکید داشته و معتقد بوده‌اند که استفاده از نرخ بهره کوتاه‌مدت اسمی، بخش حقیقی اقتصاد را از شوک‌های تقاضای پول مصون می‌دارد (گالی[2]، ۲۰۰۸). وقوع بحران مالی ۲۰۰۸، نرخ بهره حقیقی را تا حد تله نقدینگی کاهش داده و بدین جهت لزوم بازنگری کارایی سیاست پولی مطرح شده است. بعد از این بحران، فرض ثبات سرعت گردش پول یا حداقل قابل پیش‌بینی بودن آن مورد شک قرار گرفته است. با توجه به اینکه انتظارات تورمی و همچنین نوسانات آن بر تقاضای دارایی‌های جایگزین پول تأثیر می‌گذارد، بنابراین در صورت پایدار نبودن رابطه بین پول و قیمت‌ها، انتخاب کل‌های پولی به‌عنوان هدف میانی می‌تواند استراتژی پولی مناسب نباشد. توجه به این نکته ضروری است که رشد بیش از حد پول و اعتبار ممکن است در مرحله اول به‌طور مستقیم در پویایی قیمت‌ها ظاهر نشود بلکه به افزایش قیمت دارایی‌ها منجر شود (پاپادموس و استارک، ۲۰۱۰). در سال‌های اخیر نیز گسترش بیشتر نوآوری‌های مالی موجب تزریق نااطمینانی بیشتر در اقتصاد کشورها شده است (لو[3] و همکاران، ۲۰۲۱). همه این استدلال‌ها نشان می‌دهد که باید تحقیقات نظری و تجربی در مورد عوامل تعیین‌کننده تقاضای پول از سر گرفته شود. نکته مهم این است که ثبات تقاضای پول در بلندمدت به‌ویژه در اقتصادهای وابسته به درآمدهای نفتی با بازارهای مالی ناکامل، به دلیل مواجهه با شوک‌های خارجی و همچنین چسبندگی مخارج دولت

1. Duca and VanHoose
2. Gali
3. Luo

و کسری بودجه، اهمیت بسیاری می‌یابد. در این اقتصادها به‌منظور ایجاد ثبات اقتصادی، سیاست‌های پولی نقش مهم‌تری نسبت به سیاست‌های مالی دارند و به‌کارگیری قواعد پولی نیازمند دقت نظر بیشتر است، زیرا عوامل اقتصادی، نرخ سود بانکی را کمتر به‌عنوان هزینه فرصت تقاضای پول تلقی می‌کنند (بوکینه[1] و همکاران، ۲۰۲۱).

یکی از اهداف سیاست پولی بانک مرکزی ایران نیز کنترل تورم می‌باشد. بررسی داده‌های تورم، رشد نقدینگی و رشد GDP اسمی در اقتصاد ایران نشان می‌دهد که در دورانی چون سال‌های رونق نفتی در نیمه دوم دهه ۸۰ و سال‌های رکود بعد از تشدید تحریم‌ها در نیمه اول دهه ۹۰، تورم و رشد نقدینگی با یکدیگر همسو نبوده‌اند که حاکی از تغییر سرعت گردش درآمدی پول می‌باشد. فریدمن نشان می‌دهد اگرچه عامل تعادل بازار پول در بلندمدت، قیمت‌ها می‌باشد، ولی سرعت گردش پول می‌تواند در کوتاه‌مدت با تورم مورد انتظار تغییر کند و این نکته بسیار مهم است، زیرا در این شرایط رابطه بین قیمت‌ها و حجم پول می‌تواند گسسته شود. همچنین بررسی رشد قیمت مسکن، پول، شبه پول و شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران نشان می‌دهد که دوره‌های رشد شدید پولی با رشد کل‌های مالی همراه است؛ بنابراین بررسی رابطه بین کل‌های پولی و قیمت دارایی‌ها نیز می‌تواند پیامدهای سیاستی مهمی در پی داشته باشد.

پژوهش حاضر تلاش دارد تا عوامل مؤثر بر تقاضای پول در ایران را بر پایه‌های خرد تحلیل کرده و ثبات آن را مورد آزمون قرار دهد. ویژگی مهم این مطالعه استخراج تقاضای پول با تأکید بر سایر دارایی‌های جایگزین بر اساس مسئله بهینه‌سازی خانوار است؛ بنابراین، بخش دوم با مروری بر مبانی نظری و تجربی، به ضرورت مطالعه تقاضای پول بر پایه‌های خرد می‌پردازد. در بخش سوم، الگوی نظری پژوهش بررسی و تقاضای پول استخراج می‌شود. در بخش چهارم تابع تقاضای پول مورد برآورد قرار گرفته و ثبات آن مورد آزمون قرار می‌گیرد. بخش پایانی نیز ملاحظات سیاستی را بر اساس نتایج پژوهش ارائه می‌کند.

۲- پیشینه پژوهش

ضرورت مطالعه تقاضای پول بر پایه‌های خرد

باوجود اینکه ادبیات تجربی موجود در مورد تقاضای پول غنی است، اما تقریباً همه این مطالعات مدل‌های کلانی هستند که روش‌های موردی را بدون بررسی رفتار عوامل اقتصادی بر پایه بهینه‌یابی، با توجه به محدودیت‌های پیش‌روی آنها برای تقاضای پول، ارائه می‌دهند. با توجه به انتقاد لوکاس در مورد ضرایب تخمین زده‌شده در مدل‌های کلان‌سنجی، درواقع مدل‌هایی مفید

1. Boucekkine

خواهند بود که تقاضای پول خانوارها را از رفتار خرد و با بهینه‌یابی بین دوره‌ای به دست آورند (کاپونک[1]، ۲۰۱۱). مدل‌های کلان پولی اثر تغییر ترجیحات بر سیاست پولی را در نظر نمی‌گیرند. از علل بررسی پایه‌های خرد به سبب ناکامل بودن بازارها است که می‌تواند نتایج متفاوتی از نظر سیاست‌گذاری به بار آورد. از سوی دیگر، بانک مرکزی به‌منظور جلوگیری از مازاد عرضه پول تورم‌زا، باید در سیاست پولی جنبه‌های خرد اقتصادی تقاضای پول را در نظر بگیرد (مبارک[2] و همکاران، ۲۰۱۷). همچنین مطالعه تقاضای پول بر پایه‌های خرد امکان می‌دهد تا تغییر در ترکیب سبد دارایی خانوارها بین اجزای مختلف پول (کاپلن[3] و همکاران، ۲۰۱۸) و یا تغییر در ترکیب پول داخلی و پول خارجی بررسی شود (آلبولسکو[4] و همکاران، ۲۰۱۹). به این دلیل گنجاندن متغیر ریسک به‌عنوان یکی از اجزای تابع تقاضای پول مهم می‌باشد و نیاز به پایه‌های خرد دارد.گرایش عوامل اقتصادی به نگهداری دارایی‌های پولی به انتظارات آنها از آینده بستگی دارد. وقتی انتظارات منفی شیوع می‌یابد، عوامل به‌طور فزاینده‌ای از پول به‌عنوان ذخیره ارزش و کمتر به‌عنوان وسیله پرداخت استفاده می‌کنند. خانوارها در نگهداری میزان دارایی‌های پولی یکسان عمل نمی‌کنند. داده‌های نظرسنجی مطالعه دیاز-گیمنز[5] و همکاران (۲۰۱۱) نشان‌دهنده نابرابری گسترده در ترکیب سبد دارایی‌های در بین خانوارها می‌باشد. مطالعه کاپلن و همکاران (۲۰۱۸)، بر روی سبد خانوارها نیز نشان می‌دهد که نسبت بزرگی از خانوارها ثروت نقدی نزدیک صفر نگهداری می‌کنند و برخی از خانوارها ممکن است در واکنش به تغییر نرخ بهره، ترکیب سبد دارایی خود را تعدیل کنند و نسبت مصرف و پس‌انداز خود را تغییر ندهند. در الگوهای مبتنی بر رفتار ناهمگن افراد فرض می‌شود که نحوه شکل‌گیری انتظارات متفاوت باشد. انتظارات از مباحث بسیار مهم در شکل‌گیری قواعد سیاست پولی است. نحوه شکل‌گیری متفاوت انتظارات و ناهمگنی افراد در تصمیم‌گیری، منجر به اثرگذاری متفاوت سیاست پولی بر بخش اسمی و حقیقی می‌شود.

مطالعات تقاضای پول بر پایه‌های خرد

مندلیباز[6] (۲۰۰۶)، به بررسی نظریه مقداری در کشورهای با تورم زیاد و کم با ارائه یک مدل تعادل عمومی تقاضای پول نشان می‌دهد که سرعت گردش پول در پاسخ به نوسانات درون‌زای

1. Kapounek
2. Mubarak
3. Kaplan
4. Albulescu
5. Diaz- Gimenez
6. Mendizábal

نرخ بهره تغییر می‌کند. بناتی[1] (۲۰۰۹)، در یک مدل DSGE نشان می‌دهد که شوک سرعت گردش پول تبادل بین رشد پول و تورم را کندتر می‌کند. والش[2] (۲۰۱۰)، در مثال‌هایی با پایه‌های خرد نشان داده که پول نه‌تنها خنثی، بلکه ابرخنثی است. امسی‌آدام و ریکاردو[3] (۲۰۱۲)، با استفاده از مدل‌های پول در تابع مطلوبیت[4] نشان داده است که چون به تعویق انداختن مصرف می‌تواند مطلوبیت ایجاد کند، بنابراین سقفی برای تقاضای پول مؤثر وجود دارد که از عرضه پول به حدی که مطلوبیت نهایی آن صفر شود، جلوگیری می‌کند. به اعتقاد سارجنت و ساریکو[5] (۲۰۱۲)، بانک مرکزی برای اجرای سیاست پولی حتماً باید به تقاضای پول توجه داشته باشد. لوکاس و نیکولونی (۲۰۱۵)، با بهینه‌یابی بین دوره‌ای و روش خرد نشان می‌دهند که تغییر در تنظیمات بانکی اوایل دهه هشتاد منجر به تغییر کارکرد برخی از سپرده‌های بانکی به‌عنوان M1 شده، که در نهایت بی‌ثباتی تقاضای پول را به همراه داشته است. آلبولسکو و پپین[6] (۲۰۱۸) و همچنین آلبالسکو و همکاران (۲۰۱۹)، پول خارجی را نیز وارد تابع مطلوبیت می‌کنند. بنچیمول و گریشی[7] (۲۰۲۰)، با فرض تفکیک‌ناپذیری ترازهای حقیقی پول و ترجیحات مصرف نشان داده‌اند که کشش بهره‌ای تقاضای پول تابعی از ترجیح خانوارها برای نگهداری موجودی واقعی پول می‌باشد. در مورد اقتصاد ایران نیز مطالعات چندی انجام شده است. جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۸۵) در مطالعه تقاضای پول برای دوره ۱۳۳۸-۱۳۸۳ در اقتصاد ایران با به‌کارگیری روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی نشان دادهند که تعدیل به سمت تعادل بلندمدت دارای سرعت نسبتاً کند می‌باشد. عزیزی و مراد خانی (۱۳۸۶) به بررسی اثر شاخص قیمت سهام بر تقاضای پول برای دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۰ پرداخته و با بهینه‌یابی تابع مطلوبیت خانوار نشان دادند که تابع تقاضای پول برای هر دو کل پول و نقدینگی باثبات است. بر اساس نتایج مطالعه شهرستانی و رنانی (۱۳۸۷)، تقاضا برای پول طی دوره ۱۳۶۴-۲ تا ۱۳۸۴-۴ با روش کیوسام و مجذور کیوسام باثبات بوده اما تقاضای نقدینگی بی‌ثبات می‌باشد. عرفانی و همکاران (۱۳۹۲)، با استفاده از روش جوهانسون جوسیلیوس و داده‌های فصلی ۱۳۷۰-۱ تا ۱۳۸۸-۴ به این نتیجه رسیده‌اند که برآورد تقاضای پول با استفاده از شاخص دیویژیا باثبات‌تر است. نتایج مطالعه ابوالحسنی و همکاران (۱۳۹۳) در مدل مارکوف و داده‌های فصلی با دامنه زمانی ۱۳۸۱-۱۳۹۰

1. Benati
2. Walsh
3. McAdam & Ricardo
4. Money in utility
5. Sargent & Surico
6. Albulescu & Pepin
7. Benchimol & Qureshi

نشان می‌دهد تابع تقاضای پول که شامل متغیرهای بانکداری الکترونیکی است، بی‌ثبات می‌باشد. گوگردچیان و همکاران (۱۳۹۴)، تابع تقاضای پول را با استفاده از الگوی سیدراسکی تخمین زده‌اند. این مطالعه با استفاده از بهینه‌یابی بین‌دوره‌ای خانوارها نشان می‌دهد که نرخ بهره و تورم اثر منفی و معناداری بر تقاضای پول دارد. عرب‌یار محمدی و عرفانی (۱۳۹۵)، نشان می‌دهند که اصلاحات مالی اثر معناداری بر تقاضای پول نداشته و تابع تقاضای پول در ایران باثبات مانده است. بر اساس مطالعه بوستانی و کمیجانی (۱۴۰۱)، تقاضای پول، باثبات، ولی تابع تقاضای نقدینگی بی‌ثبات است و علت بی‌ثباتی به تحولات نظام بانکی نیمه دهه ۷۰ در مورد افزایش نرخ‌های سود و نوآوری در ابزار سپرده‌های سرمایه‌گذاری مدت‌دار با ماهیت شبه پول مرتبط می‌باشد.

الگوی پژوهش حاضر در مقایسه با مطالعات تجربی از جنبه ساختار، روش‌های برآورد و داده‌های اصلاح شده برای پول و شبه پول، دارای جامعیت است. منظور کردن پول خارجی و نرخ ارز، قیمت نسبی اجاره و تورم مورد انتظار، امکان ارزیابی دقیق‌تر تکانه‌های مختلف را بر جانشین‌های کل‌های پولی فراهم می‌کند. از جمله هشدارهای مهم در سال‌های بعد از تشدید تحریم سال ۹۷، روند افزایشی نسبت پول به نقدینگی که در این مطالعه مورد توجه قرار گرفته است. همچنین استفاده از روش‌های مختلف در برآورد توابع تقاضای پول در کوتاه‌مدت و بلندمدت، اعتبار نتایج پژوهش را می‌افزاید.

۳- روش‌شناسی پژوهش

فرض می‌شود که عمده تقاضای پول توسط خانوارها انجام می‌گیرد. در این مطالعه یک تابع مطلوبیت MIU تفکیک‌ناپذیر برای خانوار، مطابق با مطالعه بنچیمول و فورکنز[1] (۲۰۱۲) به‌صورت زیر تعریف می‌شود. در توابع مطلوبیت تفکیک‌ناپذیر، تابع به‌طور مستقیم به تغییرات موجودی پول واقعی بستگی دارد و این امکان را می‌دهد که اثرات تغییرات پول واقعی بر اقتصاد بررسی شود. در مقابل، با فرض مطلوبیت تفکیک‌پذیر، مقادیر تعادلی متغیرها مستقل از مانده پول واقعی و هرگونه سیاست پولی تعیین می‌شود.

$$U_t = \frac{1}{1-\sigma}\left((1-b){c_t}^{1-\upsilon} + b e^{\varepsilon_t^h}{h_t}^{1-\nu}\right)^{\frac{1-\sigma}{1-\nu}} - \frac{{N_t}^{1+\phi}}{1+\phi}$$

σ ریسک‌گریزی نسبی خانوارها است که می‌تواند به‌عنوان عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای نیز در نظر گرفته شود. ϕ عکس کشش تلاش در کار نسبت به دستمزد واقعی یا کشش

1. Benchimol & Fourcans

فریش است. ν عکس کشش بهره‌ای تقاضای پول یا اثر غیرمستقیم یا مشتق جزئی پول را نسبت به مصرف نشان می‌دهد. $e^{\varepsilon_t^h}$ شوک‌های تقاضای پول است. b نشان‌دهنده وزن نسبی ترازهای حقیقی پول در تابع مطلوبیت خانوار را نشان می‌دهد. تغییرات در b و ν می‌تواند به ترتیب نشان‌دهنده شوک تکنولوژی پرداخت و تغییرات ترجیحات خانوارها نسبت به جانشینی بین مصرف و پول باشد. پول شامل پول داخلی و خارجی است و در نتیجه پدیده جانشینی ارز منظور می‌شود. بنابراین ترازهای حقیقی پول به‌صورت ترکیبی از ترازهای داخلی و خارجی در سبد دارایی‌های خانوارها به‌صورت زیر می‌باشد:

$$h_t = \left[\vartheta m_t^{\gamma} + (1-\vartheta) s_t m_t^{f\,\gamma}\right]^{\frac{1}{\gamma}}$$

قید بودجه اسمی خانوار به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$C_t + M_t^c + D_t + S_t M_t^f = W_t N_t + (1-\varphi)\left(1 + i_{t-1}^d\right) D_{t-1} + S_t M_{t-1}^f + (1-\varphi) M_{t-1}^c$$

که در آن حروف بزرگ نشان‌دهنده اسمی بودن متغیر است. C_t مخارج مصرفی، M_t^c نگهداری پول به‌صورت اسکناس و مسکوک و سپرده‌های دیداری $(M1)$، D_t سپرده‌های پس‌انداز مدت‌دار، $S_t M_t^f$ نگهداری پول خارجی، S_t نرخ ارز اسمی، $W_t N_t$ درآمد ناشی از عرضه نیروی کار، D_{t-1} سپرده‌های پس‌انداز مدت‌دار دوره قبل (که بدان نرخ سود i_{t-1}^d تعلق می‌گیرد)، M_{t-1}^f میزان پول خارجی دوره قبل و M_{t-1}^c اسکناس و مسکوک و سپرده‌های دیداری مانده از دوره قبل است. از آنجا که نگهداری پول به تصمیم تخصیص پرتفوی خانوارها مربوط می‌شود، بنابراین مصرف خانوار شامل مصرف کالاهای وارداتی و کالاهای داخلی می‌باشد که کالاهای داخلی خود به کالاهای قابل تجارت و غیرقابل تجارت تفکیک می‌شود. این نکته از آن جهت اهمیت دارد که حتی اگر خانوارها پول خارجی نگهداری نکنند، مصرف حقیقی آنها تحت تأثیر نرخ ارز خواهد بود، زیرا بخشی از کالاهای مصرفی، وارداتی است. همچنین مصرف خانوار، که خود جانشین نگهداری پول حقیقی است، تابعی از کالاهای غیرقابل تجارت مانند خدمات و مسکن می‌باشد که در نتیجه تقاضای پول خانوار نیز تابعی از نرخ ارز و قیمت مسکن به دست می‌آید. ضریب φ که برای پول داخلی در قید بودجه استفاده شده است شامل هزینه‌هایی است که خانوار برای نگهداری پول با آنها مواجه می‌باشد. نکته مهم آنکه می‌توان خانوارها را از بابت نگهداری دارایی، ناهمگن در نظر گرفت. با توجه به قید بودجه خانوار در الگوی پژوهش، خانوار از نوع غیرمحدود فرض شده است که می‌تواند پول و هر نوع دارایی را به دوره بعد منتقل کرده و نگهداری کند. خانوار محدود پول نگهداری نمی‌کند یا حتی اگر تقاضای پول دارد مدت زمان این نگهداری پول آنقدر کوچک است که قابل چشم‌پوشی می‌باشد. ویژگی آنها این است که موقع نیاز به وجوه نقد عکس‌العملی به نرخ بهره نخواهند داشت و این امر

مکانیسم اثرگذاری نرخ بهره و سیاست پولی را در مدل‌های تعادل عمومی تحت تأثیر قرار خواهد داد. اگر خانوار محدود هم اضافه شود، قید بودجه او به‌صورت $C_t = W_t N_t + T_t$ بوده و تغییری در معادله تقاضای پول حاصل نخواهد شد. اگر دو طرف قید بودجه اسمی به سطح عمومی قیمت‌ها تقسیم شود، به قید بودجه حقیقی شده به‌صورت زیر خواهیم رسید:

$$c_t + m_t^c + d_t + s_t m_t^f = w_t N_t + (1-\varphi)\frac{(1+i_{t-1}^d)}{(1+\pi_t)} d_{t-1} + \frac{s_t}{(1+\pi_t^f)} m_{t-1}^f + \frac{(1-\varphi)}{(1+\pi_t)} M_{t-1}^c$$

برای بهینه‌سازی مسئله خانوار، تابع لاگرانژ نوشته می‌شود. مطابق فروض الگو، تابع مصرف خانوار نیز به‌صورت یک تابع CES و ترکیبی از مصرف کالاهای تولید داخلی (c_t^d) و خارجی (c_t^m) می‌باشد. همچنین مصرف کالاهای تولید داخلی نیز به‌صورت ترکیب وزنی از کالاهای قابل تجارت (c_t^{dT}) و غیرقابل تجارت (c_t^{dNT}) تعریف می‌شود:

$$L = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ u(c_t\ N_t\ h_t) + \lambda_t \left(\begin{array}{l} w_t N_t + (1-\varphi)\frac{(1+i_{t-1}^d)}{(1+\pi_t)} d_{t-1} + \frac{s_t}{(1+\pi_t^f)} m_{t-1}^f \\ + \frac{(1-\varphi)}{(1+\pi_t)} M_{t-1}^c - c_t - m_t^c - (1-\varphi) d_t - s_t m_t^f \end{array} \right) \right\}$$

$$c_t = \left[\alpha_c^{\frac{1}{\eta_c}} (c_t^d)^{\frac{\eta_c - 1}{\eta_c}} + (1-\alpha_c)^{\frac{1}{\eta_c}} (c_t^m)^{\frac{\eta_c - 1}{\eta_c}} \right]^{\frac{\eta_c}{\eta_c - 1}}$$

$$c_t^d = \left[\omega^{\frac{1}{\eta}} {c_t^{dT}}^{1-\frac{1}{\eta}} + (1+\omega)^{\frac{1}{\eta}} {c_t^{dNT}}^{1-\frac{1}{\eta}} \right]^{\frac{1}{1-\frac{1}{\eta}}}$$

متغیر پولی گسترده (نقدینگی) ترکیب پول و سپرده‌های پس‌انداز مدت‌دار می‌باشد:

$$m_t = m_t^c + d_t$$

در نتیجه متغیرهای کنترل شامل c_t^m، c_t^{dT}، N_t، c_t^{dNT}، m_t^c، d_t، m_t^f می‌باشد. شرایط مرتبه اول به‌ترتیب کالاهای مصرفی وارداتی، کالاهای مصرفی داخلی قابل تجارت و کالاهای مصرفی داخلی غیرقابل تجارت به شرح زیر است:

$$\frac{dL}{dc_t^m} = \beta^t \frac{dU}{dc_t}\frac{dc_t}{dc_t^m} - \beta^t \lambda_t \frac{dc_t}{dc_t^m} = 0$$

$$\frac{dL}{dc_t^{dT}} = \beta^t \frac{dU}{dc_t}\frac{dc_t}{dc_t^d}\frac{dc_t^d}{dc_t^{dT}} - \beta^t \lambda_t \frac{dc_t}{dc_t^d}\frac{dc_t^d}{dc_t^{dT}} = 0$$

$$\frac{dL}{dc_t^{dNT}} = \beta^t \frac{dU}{dc_t}\frac{dc_t}{dc_t^d}\frac{dc_t^d}{dc_t^{dNT}} - \beta^t \lambda_t \frac{dc_t}{dc_t^d}\frac{dc_t^d}{dc_t^{dNT}} = 0$$

$$\frac{dU}{dc_t} = \lambda_t \to (1-b){c_t}^{-\upsilon}\left((1-b){c_t}^{1-\upsilon} + be^{\varepsilon_t^h}{h_t}^{1-\nu}\right)^{\frac{\nu-\sigma}{1-\nu}}\lambda_t \quad (۱)$$

عرضه نیروی کار:

$$\frac{dL}{dN_t} = \beta^t\frac{dU}{dN_t} + \beta^t\lambda_t(1-\tau)(w_t) = 0$$

با جاگذاری از معادله ۱ خواهیم داشت:

$${N_t}^{\phi} = (1-b){c_t}^{-\upsilon}\left((1-b){c_t}^{1-\upsilon} + be^{\varepsilon_t^h}{h_t}^{1-\nu}\right)^{\frac{\nu-\sigma}{1-\nu}}(1-\tau)(w_t) \quad (۲)$$

تقاضای پول m1:

$$\frac{dL}{dm_t^c} = \beta^t\frac{dU}{dh_t}\frac{dh_t}{dm_t}\frac{dm_t}{dm_t^c} - \beta^t\lambda_t + \frac{1}{(1+\pi_{t+1})}\beta^{t+1}\lambda_{t+1} = 0$$
$$\vartheta be^{\varepsilon_t^h}{h_t}^{-\nu}{m_t}^{\gamma-1}\left((1-b){c_t^R}^{1-\upsilon} + be^{\varepsilon_t^h}{h_t}^{1-\nu}\right)^{\frac{\nu-\sigma}{1-\nu}}\left[\vartheta{m_t}^{\gamma} + (1\right.$$
$$\left. - \vartheta){s_t}{m_t^f}^{\gamma}\right]^{\frac{1-\gamma}{\gamma}} + \frac{(1-\varphi)}{(1+\pi_{t+1})}\beta\lambda_{t+1} = \lambda_t \quad (۳)$$

تقاضای سپرده‌های پس‌انداز و مدت‌دار:

$$\frac{dL}{dd_t} = \beta^t\frac{dU}{dh_t}\frac{dh_t}{dm_t}\frac{dm_t}{dd_t} - \beta^t\lambda_t + (1-\varphi)\frac{\left(1+i_t^d\right)}{(1+\pi_{t+1})}\beta^{t+1}\lambda_{t+1} = 0$$
$$\vartheta be^{\varepsilon_t^h}{h_t}^{-\nu}{m_t}^{\gamma-1}\left((1-b){c_t}^{1-\upsilon} + be^{\varepsilon_t^h}{h_t}^{1-\nu}\right)^{\frac{\nu-\sigma}{1-\nu}}\left[\vartheta{m_t}^{\gamma}\right.$$
$$\left. + (1-\vartheta){s_t}{m_t^f}^{\gamma}\right]^{\frac{1-\gamma}{\gamma}} + (1-\varphi)\frac{\left(1+i_t^{d_1}\right)}{(1+\pi_{t+1})}\beta\lambda_{t+1} = \lambda_t \quad (۴)$$

تقاضای پول خارجی:

$$\frac{dL}{dm_t^f} = \beta^t\frac{dU}{dh_t}\frac{dh_t}{dm_t^f} - s_t\beta^t\lambda_t + \frac{(1-\varphi)}{\left(1+\pi_{t+1}^f\right)}s_{t+1}\beta^{t+1}\lambda_{t+1} = 0$$
$$(1-\vartheta)s_t be^{\varepsilon_t^h}{h_t}^{-\nu}{m_t^f}^{\gamma-1} \quad (۵)$$
$$\left((1-b){c_t}^{1-\upsilon} + be^{\varepsilon_t^h}{h_t}^{1-\nu}\right)^{\frac{\nu-\sigma}{1-\nu}}\left[\vartheta{m_t}^{\gamma} + (1-\vartheta){s_t}{m_t^f}^{\gamma}\right]^{\frac{1}{\gamma}}$$
$$+\frac{1}{\left(1+\pi_{t+1}^f\right)}s_{t+1}\beta\lambda_{t+1} = s_t\lambda_t$$

استخراج تابع تقاضای پول خانوار

اگر $X_t = (1-b){c_t}^{1-\upsilon} + be^{\varepsilon_t^h}{h_t}^{1-\nu}$ باشد، از معادلات ۳ و ۴ خواهیم داشت:

$$\eta_{mc}\vartheta be^{\varepsilon_t^h}{h_t}^{-\nu}\frac{m_t^{\gamma}}{m_t^{c}}(X_t)^{\frac{\nu-\sigma}{1-\nu}}{h_t}^{1-\gamma}+\frac{(1-\varphi)}{(1+\pi_{t+1})}\beta\lambda_{t+1}=\lambda_t$$

از معادله ۱ به‌جای ضریب لاگرانژ در دو زمان t و t+1 جاگذاری کرده و از تابع به دست آمده لگاریتم می‌گیریم:

$$\mathrm{A}+\varepsilon_t^h-\nu(1-\gamma)\log h_t+\gamma log m_t-\log m_t^c+\frac{\nu-\sigma}{1-\nu}\log X_t$$
$$-(1-\varphi)\log(1+\pi_{t+1})-\beta(1-\mathrm{b})\upsilon\log c_{t+1}+\frac{\nu-\sigma}{1-\nu}\log X_{t+1}$$
$$=-\upsilon(1-\mathrm{b})\log c_t+\frac{\nu-\sigma}{1-\nu}\log X_t$$

پارامتر A در واقع شامل برخی کشش‌ها می‌باشد که به این اسم نام‌گذاری شده است. با اندکی ساده‌سازی خواهیم داشت:

$$c_t+\varepsilon_t^h-\nu(1-\gamma)\log h_t+\gamma log m_t-\log m_t^c-(1-\varphi)\log(1+\pi_{t+1})$$
$$-\beta(1-\mathrm{b})\upsilon\log c_{t+1}+\frac{\nu-\sigma}{1-\nu}\log X_{t+1}=-\upsilon(1-\mathrm{b})\log c_t$$

با توجه به رابطه فوق عوامل تعیین‌کننده تقاضای پول به‌صورت زیر است:

$$m_t^c=f(\varepsilon_t^h,h_t\left(m_t\left(m_t^c,d_t\left(i_t^d\right)\right),m_t^f(s_t)\right),\pi_{t+1},c_{t+1},$$
$$h_{t+1}\left(m_{t+1}\left(m_{t+1}^c,d_{t+1}\left(i_{t+1}^d\right)\right),m_{t+1}^f(s_{t+1})\right),c_t)$$

که در آن مصرف شامل مصرف کالاهای تولید داخلی و خارجی و مصرف تولید داخلی شامل کالاهای قابل تجارت و غیرقابل تجارت است:

$$c_t=f(c_t^m(s_t),c_t^{dT},c_t^{dNT}(hr))$$

مصرف کالاهای وارداتی تابعی از نرخ ارز می‌باشد. در مورد کالاهای داخلی غیرقابل تجارت نیز اگر متغیر نماینده این کالاها را مسکن در نظر بگیریم مصرف این نوع از کالاها تابعی از قیمت نسبی مسکن (hr) فرض می‌شود. متغیر نماینده مصرف کالاهای قابل تجارت داخلی نیز درآمد خانوار یا همان متغیر مقیاس GDP می‌باشد. در حالت کلی تابع تقاضای پول (m1) به قرار زیر خواهد بود:

$$m_t^c=f(\varepsilon_t^h,i_t^d,s_t,\pi_{t+1},gdp_{t+1},m_{t+1}^c,i_{t+1}^d,s_{t+1},gdp_t,hr)$$

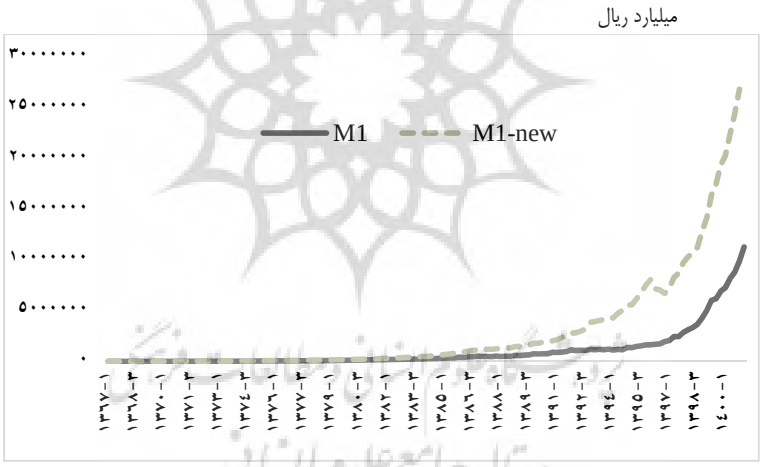
با انجام عملیات مشابه برای تقاضای سپرده‌های پس‌انداز و مدت‌دار خواهیم داشت:

$$d_t=f(\varepsilon_t^h,i_t^d,s_t,\pi_{t+1},gdp_{t+1},m_{t+1}^c,i_{t+1}^d,s_{t+1},gdp_t,hr)$$

بنابراین تابع تقاضای پول و شبه پول در نهایت تابعی از درآمد حقیقی (gdp)، نرخ سود حقیقی (i_t^d)، نرخ ارز حقیقی (s_t)، نرخ تورم مورد انتظار (π_{t+1})، قیمت نسبی مسکن (hr)، ترکیب پول و شبه پول (m_t^c/d_t) و همچنین شاخص نااطمینانی (ε_t^h) به‌دست می‌آید.

۴- داده‌ها و آزمون پایایی

داده‌های الگو به‌صورت فصلی برای دوره ۱۳۶۷Q1 تا ۱۴۰۱Q1 از سایت بانک مرکزی ایران و شاخص قیمت خارجی، برای محاسبه نرخ ارز حقیقی، از سایت OECD استفاده شده است. به دلیل ماهیت نقدپذیری برخی از اجزای شبه پول در اقتصاد ایران، محاسبه کل‌های پولی متداول پول و شبه پول مورد بازنگری قرار گرفته است. بدین منظور سپرده‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت و سپرده‌های قرض‌الحسنه پس‌انداز، از اجزای شبه پول، با اسکناس و مسکوک در دست اشخاص و سپرده‌های دیداری جمع شده و متغیر جدید حجم پول را تشکیل داده است (M1-new). در نمودار ۱ متغیرهای M1 و M1-new مقایسه شده است. همچنان‌که مشاهده می‌شود از ابتدای دهه ۱۳۹۰ این دو متغیر از هم فاصله گرفته‌اند؛ به عبارت دیگر در این دوران اجزای نقدپذیر شبه پول گسترش زیادی داشته، به‌طوری‌که در فصل اول ۱۴۰۱ مقدار حجم پول در تعریف جدید بیش از دو برابر حجم پول در تعریف متداول بانک مرکزی است. همچنین نسبت پول به نقدینگی در تعریف متداول بانک مرکزی در فصل اول ۱۴۰۱ معادل ۲۲ درصد است، درحالی‌که مقدار نسبت اصلاح شده در این مطالعه حدود ۵۵ درصد محاسبه می‌شود.



شکل ۱. مقایسه داده‌های M1 با M1-new

در الگوهای پژوهش نماد GDPR تولید ناخالص داخلی حقیقی بعد از تعدیل فصلی است. (R-inf) نرخ سود حقیقی بلندمدت بانکی می‌باشد. PH/CPI قیمت اجاره مسکن به شاخص قیمت مصرف‌کننده است. (M1new/M2) نسبت پول به نقدینگی می‌باشد. Einf نماد نرخ تورم مورد انتظار است که با فرض انتظارات تطبیقی، مبتنی بر یک فرایند تصحیح خطا می‌باشد و

تابعی از مقادیر مشاهده شده جاری و گذشته خود متغیر تعریف می‌شود؛ بنابراین از مقادیر برازش شده تورم توسط یک فرایند اتورگرسیو، به‌عنوان تورم مورد انتظار استفاده شده است. ER نرخ ارز حقیقی است که به‌صورت نرخ ارز اسمی بازار آزاد ضربدر شاخص قیمت خارجی (شاخص مصرف‌کننده کشورهای عضو OECD) تقسیم بر شاخص قیمت مصرف‌کننده داخلی ساخته شده است. متغیر UN نشان‌دهنده شاخص ترکیبی نااطمینانی از نوسانات نرخ ارز اسمی و قیمت اجاره مسکن با استفاده از روش آرچ و گارچ است. در جدول ۱ نتایج بررسی آزمون ریشه واحد متغیرهای پژوهش بر اساس آزمون پرون گزارش شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس- پرون

نام متغیر	نماد متغیر	آماره آزمون	تفاضل مرتبه اول	آماره آزمون	درجه جمعی
مانده‌های حقیقی پول	$LOG(M1_{new} / P)$	-۰/۴۳	DLOG(M1new / P)	-۱۱/۸۹	I(1)
مانده‌های حقیقی نقدینگی	LOG(M2 /P)	-۰/۲۳	DLOG(M2 /P)	-۱۰/۷۸	I(1)
تولید ناخالص داخلی حقیقی	LOG(GDPR)	-۳/۰۱	DLOG(GDPR)	-	I(0)
نرخ سود حقیقی بانکی	R-inf	-۲/۲۶	D(R-inf)	-۵/۰۲	I(1)
اجاره مسکن به شاخص CPI	LOG(PH/CPI)	-۰/۸۰	DLOG(PH/CPI)	-۷/۴۱	I(1)
نرخ ارز حقیقی	LOG(ER)	-۰/۹۲	DLOG(ER)	-۹/۷۵	I(1)
نرخ تورم مورد انتظار	Einf	-۲/۴۱	DEinf	-۸/۳۵	I(1)
نسبت پول به نقدینگی	$LOG(M1_{new} / M2)$	-۱/۲۸	DLOG(M1new / M2)	-۱۰/۴۸	I(1)
شاخص نااطمینانی	UN	-۸/۱۳	DUN	-	I(0)

منبع: یافته‌های پژوهش - کمیت بحرانی در سطح ۵ درصد معادل ۲/۸۸- است

نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای منظور شده در الگوهای پژوهش، پایا از درجه صفر و یک هستند. در برآورد تابع تقاضای پول توجه به پویایی متغیرها دارای اهمیت است، بنابراین باید روشی انتخاب شود که اولاً شامل وقفه متغیرها بوده و ثانیاً دارای مشکلات اقتصادسنجی رایج از جمله درون‌زایی نباشد. در این مطالعه با استفاده از سه روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL). روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) به برآورد تابع تقاضای پول و نقدینگی پرداخته می‌شود.

۵- یافته‌های پژوهش

برآورد توابع تقاضا برای مانده‌های حقیقی نقدینگی و پول

در روش GMM متغیرهای ابزاری شامل وقفه متغیر وابسته، وقفه‌های متغیر قیمت نسبی اجاره، وقفه‌های متغیر نسبت پول به نقدینگی، وقفه‌های متغیر تورم، نرخ ارز و نرخ سود حقیقی است. آزمون سارگان و هانسن و آماره j فرض صفر مبنی بر همبسته بودن پسماندها با متغیرهای ابزاری را در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد می‌کند و از این رو حاکی از معتبر بودن متغیرهای ابزاری مورد استفاده و در نتیجه، تأیید اعتبار نتایج برای تفسیر است. در روش DOLS نیز همه متغیرهای مورد استفاده معنادار و علامت آنها مشابه روش قبل است. آزمون بررسی ثبات هانسن که یک روش وجود رابطه همجمعی نیز می‌باشد، حاکی از باثبات بودن ضرایب معادله برآورد شده در کل دوره نمونه مورد بررسی است. در روش ARDL، وقفه متغیر وابسته برابر یک و وقفه متغیرهای توضیح‌دهنده مطابق معیارهای آکائیک، هنان کوین و شوارتز بیزین چهار است. رابطه بلندمدت مانده‌های حقیقی نقدینگی نشان می‌دهد که ضرایب برآورد شده با استفاده از سه روش در سطح ۵ درصد معنادار است.

جدول ۲، نتایج برآورد بلندمدت تابع تقاضا برای مانده‌های حقیقی نقدینگی را با استفاده از سه روش نشان می‌دهد. مطابق نتایج، کشش درآمدی تقاضای حقیقی نقدینگی معادل ۱/۲۲ تا ۱/۹۳ است. همچنین بر اساس روش GMM، با افزایش یک واحد درصد در نرخ سود حقیقی، تقاضای حقیقی نقدینگی معادل ۲ درصد کاهش می‌یابد. با این حال متغیر نرخ سود حقیقی بانکی در دو روش دیگر معنادار نیست. با توجه به اینکه در اقتصاد ایران نرخ سود حقیقی بانکی شاخص جامعی از هزینه فرصت پول تلقی نمی‌شود و از سوی دیگر در بسیاری از سال‌ها نیز منفی است، این نتیجه دور از انتظار نیست. کشش قیمت نسبی اجاره منفی و معادل ۰/۴۵- تا ۰/۷۱- و کشش نرخ ارز حقیقی نیز منفی و معادل ۰/۱۱- تا ۰/۳۶- است که بیانگر جانشینی پول داخلی و خارجی می‌باشد. همچنین افزایش نرخ تورم مورد انتظار، به‌عنوان نرخ بازدهی کالاهای مصرفی بادوام، دارای اثر منفی است، به‌طوری‌که افزایش یک واحد درصد در تورم مورد انتظار، تقاضای نقدینگی حقیقی را معادل ۰/۶۸ تا ۱/۸۳ درصد کاهش می‌دهد. از متغیرهای توضیحی مهم الگوی پژوهش نسبت پول به نقدینگی است. مطابق نتایج، افزایش یک درصد در نسبت مذکور، تقاضای نقدینگی حقیقی را بیش از یک درصد یعنی حدود ۱/۴۶ تا ۲/۴۶ درصد کاهش می‌دهد.

جدول ۳، نتایج برآورد بلندمدت تابع تقاضا برای مانده‌های حقیقی پول را با استفاده از سه روش نشان می‌دهد. مطابق نتایج، کشش درآمدی ۱/۷۰ تا ۲/۲۵، کشش قیمت نسبی اجاره ۱/۰۹- تا ۱/۷۵-، کشش نرخ ارز حقیقی ۰/۱- تا ۰/۳۹- برآورد می‌شود. همچنین بر اساس نتایج الگوهای GMM و DOLS، افزایش یک واحد درصد در نرخ سود حقیقی بانکی منجر به

کاهش ۲ درصد تقاضای حقیقی پول می‌شود. این متغیر در روش ARDL معنادار نیست. افزایش یک واحد درصد نرخ تورم مورد انتظار منجر به کاهش ۳/۵ تا ۴/۲ درصد در تقاضای حقیقی پول می‌شود.

جدول ۲. نتایج برآورد بلندمدت تابع تقاضا برای مانده‌های حقیقی نقدینگی متغیر وابسته: لگاریتم نقدینگی حقیقی، LOG(M2/ P)

روش برآورد	گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)			حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS)			خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL)		
متغیر توضیحی	ضریب	آماره t	prob	ضریب	آماره t	prob	ضریب	آماره t	prob
C	−۱۴/۳	−۲/۵۵	۰/۰۱۲	−۸/۳۶	−۵/۰۲	۰/۰۰۰	−۵/۴۷	−۱/۷۸	۰/۰۷۸
LOG(GDPR)	۱/۹۳	۴/۱۳	۰/۰۰۰	۱/۳۴	۹/۷۲	۰/۰۰۰	۱/۲۲	۴/۹۶	۰/۰۰۰
R-inf	−۰/۰۲	−۲/۴۰	۰/۰۱۸	−۰/۰۰۱	−۰/۶۶	۰/۵۱۱	۰/۰۰۰۸	۰/۲۷	۰/۷۹
LOG(PH/CPI)	−۰/۷۱	−۲/۰۰	۰/۰۴۸	−۰/۶۴	−۳/۶۴	۰/۰۰۰	−۰/۴۵	−۱/۶۹	۰/۰۹۵
LOG(ER)	−۰/۳۶	−۲/۵۸	۰/۰۱۱	−۰/۱۱	−۲/۵۶	۰/۰۱۲	−۰/۲۵	−۳/۵۷	۰/۰۰۰۶
Einf	−۱/۸۳	−۲/۴۷	۰/۰۱۵	−۰/۶۸	−۳/۶۷	۰/۰۰۰	−۰/۷۳	−۳/۵۵	۰/۰۰۰۶
$LOG(M1_{new} / M2)$	−۱/۴۶	−۱/۷۶	۰/۰۸۱	−۱/۶۱	−۵/۵۷	۰/۰۰۰	−۲/۴۶	−۴/۵۳	۰/۰۰۰
UN							۰/۰۳	۱/۷۵	۰/۰۸۴

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۳. نتایج برآورد بلندمدت تابع تقاضای مانده‌های حقیقی پول متغیر وابسته: لگاریتم پول حقیقی، $LOG(M1_{new} / P)$

روش برآورد	گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)			حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS)			خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL)		
متغیر توضیحی	ضریب	آماره t	prob	ضریب	آماره t	prob	ضریب	آماره t	prob
C	−۱۶/۰۹	−۵/۹۸	۰/۰۰۰	−۱۳/۰۱	−۱۱/۰	۰/۰۰	−۱۷/۷۸	−۴/۸۳	۰/۰۰۰
LOG(GDPR)	۲/۰۷	۹/۰۹	۰/۰۰۰	۱/۷۰	۱۵/۴	۰/۰۰	۲/۲۵	۵/۸۷	۰/۰۰۰
LOG(PH/CPI)	−۱/۵۰	−۵/۳۸	۰/۰۰۰	−۱/۰۹	−۶/۱۲	۰/۰۰	−۱/۷۵	−۳/۰۱	۰/۰۰۳
LOG(ER)	−۰/۳۴	−۳/۷۶	۰/۰۰۰	−۰/۱	−۱/۷۸	۰/۰۸	−۰/۳۹	−۱/۹۶	۰/۰۵۳
Einf	−۳/۵	−۳/۲۸	۰/۰۰۱	−۳/۵۶	−۳/۷۳	۰/۰۰	−۴/۲۱	−۲/۰۳	۰/۰۴۵
R-inf	−۰/۰۲۴	−۳/۷۵	۰/۰۰۰	−۰/۰۲	−۳/۰۱	۰/۰۰	−۰/۰۰۷	−۰/۴۴	۰/۶۶۲
UN							−۰/۴۰	−۲/۰۳	۰/۰۵

منبع: یافته‌های پژوهش

آزمون ثبات تقاضای نقدینگی و پول

بررسی ثبات تقاضای پول بستگی به عواملی مانند دوره زمانی، تواتر داده‌ها، نوع نرخ بهره و معیارهای فعالیت اقتصادی، شکل تابع و نوع کل‌های پولی دارد (پاپادموس و استارک، ۲۰۱۰). زمانی که ضرایب در هر دوره تغییر کنند آزمون‌های چاو و درستنمایی کواندت[1] برای انجام آزمون ثبات ضرایب تابع تقاضای پول کاربرد ندارد. برای آزمون ثبات ضرایب در هر دوره که نقاط شکستگی بیش از یکی باشد، از آزمون‌های مجموع تجمعی[2] و مجموع مجذور تجمعی[3] استفاده می‌شود (براون، دوربین و ایوانز[4]، ۱۹۷۵). این آزمون‌ها ثبات پارامترها را در سطح معناداری ۵ درصد با استفاده از روش حداقل مربعات بازگشتی بررسی می‌کند. در روش‌های بازگشتی برای بررسی شکست ساختاری و تغییر ضرایب، یک روش پیش‌بینی یک قدمی وجود دارد که در آن یک رگرسیون برای یک نمونه از داده‌ها برآورد شده و سپس متغیر وابسته برای دوره بعد پیش‌بینی می‌شود. در هر سالی که خطای پیش‌بینی از مرز به اضافه و منهای دو برابر انحراف معیار خارج شود، بیانگر عدم ثبات ضرایب است. آماره مجموع تجمعی بر اساس نسخه نرمال شده مجموع انباشته پسماندها ایجاد می‌شود که تحت فرضیه صفر مبنی بر ثبات کامل پارامترها، برابر صفر می‌باشد. مجموع مجذور تجمعی نیز مجموع توان دوم خطاها است. همچنین می‌توان ثبات تقاضای پول را به‌وسیله برآورد تابع تقاضای پول و بررسی درجه جمعی پسماند معادله ارزیابی کرد. چنانچه درجه جمعی پسماند معادله صفر باشد، تابع برآورد شده باثبات خواهد بود (پاپادموس و استارک، ۲۰۱۰). مطابق نتایج جداول ۴ و ۵، جملات پسماند معادلات برآورد شده برای تقاضای نقدینگی و پول از درجه جمعی صفر بوده و نشان‌دهنده ثبات توابع برای کل دوره مورد مطالعه می‌باشد. با این حال برای ارزیابی ثبات ساختاری تقاضای نقدینگی و پول در دوره‌های مختلف، آزمون‌های Cusum و Cusum2 در الگوی ARDL، مورد استفاده قرار گرفته که در آن خطاهای بازگشتی غیرهمبسته با میانگین صفر و واریانس ثابت تعریف می‌شود (نمودارهای ۲ و ۳). نمودار آزمون Cusum برای تقاضای نقدینگی از ابتدای سال‌های دهه ۹۰ (دوره تشدید تحریم‌ها) تا انتهای دوره زمانی مورد مطالعه اگرچه داخل فاصله اطمینان ۹۵ درصد است، ولی جمع تجمعی خطاها به‌طور مستمر از میانگین صفر منحرف شده که نشان‌دهنده تغییرات سیستماتیک در ضرایب رگرسیون و تأیید نسبی شکست ساختاری در این دوره است. با

1. Quandt
2. Cusum
3. Cusum-sq
4. Brown, Durbin, Evans

این حال آزمون Cusum2 نشان می‌دهد که تغییرات در ثبات ضرایب شدید نیست. مطابق با تفسیر هانسن (۱۹۹۲) می‌توان گفت که آزمون Cusum بی‌ثباتی مقدار عرض از مبدأ را تأیید و نتایج Cusum2 بی‌ثباتی واریانس خطای تابع را رد می‌کند. مطابق با آزمون Cusum و Cusum2 برای تقاضای پول، ثبات ساختاری معادله برای دوره شروع تشدید تحریم‌ها در سال ۹۷ تأیید نمی‌شود. نکته مهم آنکه تداوم روند نمودارها می‌تواند هشدارآمیز باشد. از سوی دیگر با استفاده از نتایج برآورد معادلات کوتاه‌مدت روش ARDL و بررسی نحوه تعدیل تقاضای نقدینگی و پول به روند بلندمدت خود می‌توان ثبات ساختاری توابع برآورد شده را ارزیابی کرد (جداول ۶ و ۷). ضریب تصحیح خطا در الگوی ECM تقاضای نقدینگی نشان می‌دهد که خطای هر دوره فقط ۱۱/۶ درصد تعدیل می‌شود؛ به عبارت دیگر حذف آثار یک تکانه در تقاضای نقدینگی و برگشت به روند بلندمدت حدود ۹ فصل زمان نیاز دارد. رقم مشابه برای تقاضای پول معادل ۱۹/۴ درصد و مدت زمان برگشت به روند بلندمدت بیش از ۵ فصل است. این نتایج نشان از ماندگاری نسبتاً طولانی آثار تکانه‌ها بر تقاضای نقدینگی نسبت به تقاضای پول دارد.

جدول ٤. بررسی پایایی جملات پسماند معادله تقاضای نقدینگی

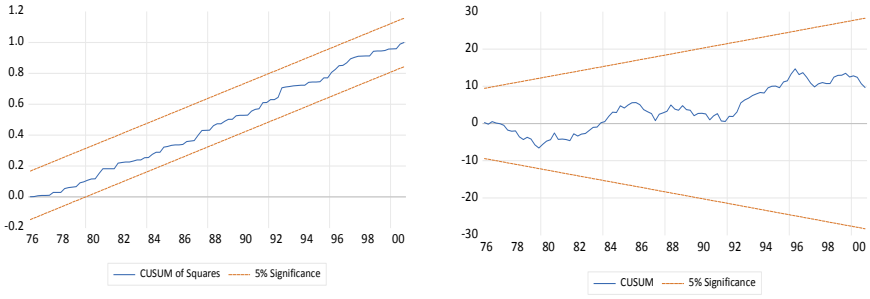
جمله پسماند	آماره فیلیپس پرون	prob	درجه جمعی
معادله ARDL	−۱۲/۵۷	۰/۰۰۰	I(0)
معادله DLOS	−۴/۱۹	۰/۰۰۱	I(0)
معادله GMM	−۴/۰۳۲	۰/۰۰۲	I(0)

منبع: یافته‌های پژوهش

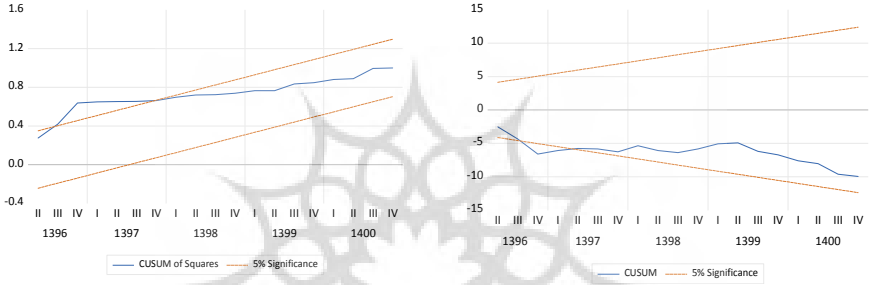
جدول ۵. بررسی پایایی جملات پسماند معادله تقاضای پول

جمله پسماند	آماره فیلیپس پرون	prob	درجه جمعی
معادله ARDL	−۱۰/۹۹	۰/۰۰۰	I(0)
معادله DLOS	−۴/۵۴	۰/۰۰۱	I(0)
معادله GMM	−۷/۳۹	۰/۰۰۰	I(0)

پرتال جامع علوم انسانی



نمودار ۲. آزمون ثبات ساختاری تابع تقاضای نقدینگی به روش Cusum و Cusum2



نمودار ۳. آزمون ثبات ساختاری تابع تقاضای پول به روش Cusum و Cusum2

جدول ٦. نتایج برآورد معادله ECM تقاضای نقدینگی

متغیر	ضریب	آماره t	prob
DLOG(GDPR)	۰/۴۷۷	۵/۶۶۷	۰/۰۰۰
DLOG(PH/CPI)	۰/۲۶۵	۱/۶۶۱	۰/۰۹۹۸
DLOG(PH(-1)/CPI(-1))	۰/۲۹۴	۱/۹۳۵	۰/۰۵۸۸
DLOG(ER)	۰/۱۵۱	۳/۷۶۸	۰/۰۰۰۳
DLOG(ER(-1))	۰/۱۰۱	۲/۶۱۹	۰/۰۱۰۳
DLOG(ER(-2))	−۰/۰۷۵	−۲/۱۴۵	۰/۰۳۴۴
D(R-inf)	۰/۰۰۲	۲/۴۶۸	۰/۰۱۵۳
D(R(-1)-inf (-1))	−۰/۰۰۳	−۲/۹۵	۰/۰۰۴۰
DLOG($M1_{new}$ / M2)	−۰/۱۷۷	−۱/۴۳	۰/۱۵۶۰
DLOG($M1_{new}$ (-1)/M2(-1))	۰/۱۸۲	۱/۳۳۴	۰/۱۸۵۳
DLOG($M1_{new}$ (-2)/M2(-2))	۰/۷۲۷	۵/۳۰۸	۰/۰۰۰۰
D(UN)	۰/۰۰۱	۰/۵۸۱	۰/۵۶۲۷
CointEq(-1)*	−۰/۱۹۴	−۷/۴۱۷	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۷. نتایج برآورد معادله ECM تقاضای پول

متغیر	ضریب	آماره t	prob
DLOG(M1new (-1)/P(-1))	−۰/۲۴۳	−۲/۸۶۶	۰/۰۰۵
DLOG(PH/CPI)	۰/۰۵۳	۰/۲۴۹	۰/۸۰۴
DLOG(PH(-1)/CPI(-1))	۰/۴۸۱	۲/۵۰۳	۰/۰۱۴
DLOG(ER)	۰/۱۹۲	۴/۱۱۶	۰/۰۰۰۱
DLOG(ER(-1))	۰/۱۸۶	۳/۵۱۲	۰/۰۰۰۷
D(Einf)	−۰/۱۳	−۱/۱۲	۰/۲۶۵۷
D(Einf(-1))	۰/۱۷۳	۲/۰۵	۰/۰۴۳۴
D(Einf(-2))	۰/۳۲۴	۳/۹۷۵	۰/۰۰۰۱
D(R-inf)	۰/۰۰۵	۳/۱۶	۰/۰۰۲۱
D(UN)	۰/۰۱	۲/۲۴۲	۰/۰۲۷۳
D(UN(-1))	−۰/۰۱۱	−۲/۴۹۶	۰/۰۱۴۳
CointEq(-1)*	−۰/۱۱۶	−۶/۹۱۵	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

۶- بحث، نتیجه‌گیری و پیشنهادها

سیاست‌گذار پولی برای تعیین سهم عوامل مختلف در گسترش نقدینگی و همچنین دستیابی به هدف کنترل تورم باید تقاضای پول را مورد توجه قرار دهد. بدین جهت در درجه اول شکل تابع تقاضای پول و در درجه دوم ثبات این تابع مهم است. اگر تقاضای پول به‌صورت غیرقابل پیش‌بینی تغییر کند سازوکار انتقال سیاست پولی پیچیده شده و توانایی بانک مرکزی در کنترل پول، به‌عنوان هدف میانی و در نتیجه تورم کاهش می‌یابد. در بررسی سازوکار انتقال سیاست پولی رفتار عوامل اقتصادی در تقاضای پول بر پایه‌های خرد ضروری می‌باشد، زیرا خانوارها در نگهداری پول یکسان عمل نمی‌کنند.

در پژوهش حاضر با به‌کارگیری مبانی نظری پایه‌های خرد، توابع تقاضای مانده‌های حقیقی پول و نقدینگی، استخراج و سپس با به‌کارگیری سه روش ARDL، DOLS و GMM براساس داده‌های فصلی اقتصاد ایران برای دوره ۱۳۶۷-Q1 تا ۱۴۰۱-Q1 مورد برآورد قرار گرفته است. به‌دلیل ماهیت نقدپذیری برخی از اجزای شبه پول در اقتصاد ایران، محاسبه کل پولی متداول M1 بازنگری شده است. بدین منظور سپرده‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت و سپرده‌های قرض‌الحسنه پس‌انداز، از اجزای شبه پول، با اسکناس و مسکوک در دست اشخاص و سپرده‌های جاری جمع شده است و متغیر جدید حجم پول را تشکیل می‌دهد.

مطابق نتایج برآورد توابع تقاضای پول و نقدینگی، کشش درآمدی مثبت است. تأثیر منفی و معنادار نرخ سود حقیقی بانکی در همه روش‌های برآورد تأیید نشده است. با توجه به اینکه در

اقتصاد ایران نرخ سود حقیقی بانکی شاخص جامعی از هزینه فرصت پول تلقی نمی‌شود و از سوی دیگر در بسیاری از سال‌ها نیز منفی بوده است، این نتیجه دور از انتظار نیست. کشش قیمت نسبی اجاره و کشش نرخ ارز حقیقی نیز منفی است. از عوامل مهم تأثیرگذار بر تقاضای پول و نقدینگی، متغیر تورم مورد انتظار است. این نکته نشان می‌دهد که آثار تکانه‌های منفی، که تورم مورد انتظار را می‌افزاید، در نهایت با افزایش سرعت گردش درآمدی پول، تقاضا برای کالاهای مصرفی بادوام و دارایی‌های جایگزین را افزوده که می‌تواند به دلیل محدودیت‌های سمت عرضه، دور تازه‌ای از تورم را ایجاد کند. از عوامل مؤثر دیگر در الگوی پژوهش نسبت M1 به M2 می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که اثر بلندمدت این شاخص در تابع تقاضای نقدینگی، معنادار و منفی است؛ بنابراین در اجرای سیاست پولی توجه به ترکیب پول و شبه پول دارای اهمیت می‌باشد. اگرچه نتایج آزمون هانسن حاکی از ثبات تقاضای نقدینگی و پول در کل دوره مورد مطالعه است ولی نتایج آزمون Cusum و Cusum2 (آزمون براون و همکاران)، که ویژگی آن تشخیص بی‌ثباتی در مقاطع مختلف دوره مورد مطالعه است، دقیق‌تر به نظر می‌رسد. نمودار آزمون Cusum، برای تقاضای نقدینگی از ابتدای سال‌های دهه ۹۰ (دوره تشدید تحریم‌ها) تا انتهای دوره زمانی مورد مطالعه اگرچه داخل فاصله اطمینان ۹۵ درصد است، ولی جمع تجمعی خطاها به‌طور مستمر از میانگین صفر منحرف شده است که نشان‌دهنده تغییرات سیستماتیک در ضرایب رگرسیون و تأیید نسبی شکست ساختاری در این دوره می‌باشد. با این حال آزمون Cusum2 نشان می‌دهد که تغییرات در ثبات ضرایب شدید نیست. برای تقاضای پول، ثبات ساختاری معادله برای دوره شروع تشدید تحریم‌ها در سال ۹۷ تأیید نمی‌شود. نکته مهم آنکه تداوم روند نمودارها می‌تواند هشدارآمیز باشد. از سوی دیگر ضریب تصحیح خطا در الگوی ECM تقاضای نقدینگی نشان می‌دهد که خطای هر دوره فقط ۱۱/۶ درصد تعدیل می‌شود؛ به عبارت دیگر حذف آثار یک تکانه در تقاضای نقدینگی و برگشت، به روند بلندمدت حدود ۹ فصل زمان نیاز دارد. رقم مشابه برای تقاضای پول معادل ۱۹/۴درصد و مدت زمان برگشت به روند بلندمدت بیش از ۵ فصل است. این نتایج نشان از ماندگاری نسبتاً طولانی آثار تکانه‌ها بر تقاضای نقدینگی نسبت به تقاضای پول دارد. نتیجه کلی آنکه انتخاب کل‌های پولی، به‌عنوان هدف میانی سیاست پولی می‌تواند در اقتصاد ایران با چالش همراه باشد.

منابع

۱. ابوالحسنی، اصغر، ندری، کامران، بیابانی، جهانگیر و اخلاقی فیض آثار، هادی (۱۳۹۳). بانکداری الکترونیکی و ثبات تابع تقاضای پول در ایران: مدل راهگزینی مارکف. *تحقیقات مدل سازی اقتصادی*، ۱۵، ۷۳-۹۴.

۲. بوستانی، رضا و کمیجانی، اکبر (۱۴۰۱). درس‌های ثبات تقاضای پول برای سیاست‌گذاری پولی، *تحقیقات اقتصادی*. ۵۷ (۲)، ۲۵۹-۲۸۴.

۳. شهرستانی، حمید و شریفی‌رنانی، حسین (۱۳۸۷). تخمین تابع تقاضای پول و بررسی ثبات آن در ایران: *تحقیقات اقتصادی*، ۴۳(۲)، ۸۹-۱۱۴.

۴. صادق‌زاده‌یزدی، علی، جعفری صمیمی، احمد و علمی، زهرا (۱۳۸۵). برآورد تابع بلندمدت و کوتاه‌مدت تقاضای پول در ایران با استفاده از الگوی خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی. پژوهش‌های *اقتصادی ایران*، ۲۹ (۸)، ۱-۱۵.

۵. عرب یارمحمدی، جواد و عرفانی، علیرضا (۱۳۹۵). آزمون درونزایی پول در اقتصاد ایران. *اقتصاد پولی، مالی*، ۲۳ (۱۱)، ۱۰۰-۱۲۲.

۶. عرفانی، علیرضا، صادقی، خیام و پویا، محمد مهدی (۱۳۹۲). برآورد تابع تقاضای پول در ایران با استفاده از شاخص دیویژیا، *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۳(۴)، ۹۱ -۱۱۸.

۷. عزیزی فیروزه و مرادخانی، نرگس (۱۳۸۶). بررسی شاخص قیمت سهام بر تابع تقاضای پول، *پژوهشنامه اقتصادی*، (۷)۲۶، ۲۱۳-۲۴۱.

۸. گوگردچیان، احمد، بخشی دستجردی، رسول و هاشمی فرد، عاطفه (۱۳۹۴). رهیافتی از تقاضای پول سیدراسکی در اقتصاد ایران. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۳(۷۵)، ۲۱۱-۲۳۰.

9. Abolhasani, A., Nadari, K., Biabani, J., & Akhlaki F. A., H. (2014). Electronic banking and stability of money demand function in Iran: Markov choice model. *Economic Modeling Research*, 15, 73-94. (*in persian*).

10. Albulescu, C.T., & Pepin, D. (2018). Money demand stability, monetary overhang and inflation forecast in the CEE countries, *CRIEF - Centre de Recherche sur l'Intégration Economique et Financière*.

11. Albulescu, C. T., Pepin, D., & Miller, S. M. (2019). The micro-foundations of an open economy money demand: An application to the Central and Eastern European countries. *Journal of Macroeconomics*, 60, 33-45.

12, Arab Yarmohammadi, J., & Erfani, A. (2015). The test of money endogeneity in Iran's economy. *Monetary Economics, Finance*, 23 (11), 122-100. (*in persian*)

13. Azizi, F., & Moradkhani, N. (2007). Examining the stock price index on the money demand function. *Economic Research Journal*, 26, 213-241. (*in persian*)

14. Benati, L. (2009). Long Run Evidence on Money Growth and Inflation, European Central Bank, *Working Paper Series*, NO 1027.
15. Benchimol, J., & Qureshi, I. (2020). Time-Varying Money Demand and Real Balance Effects, *Economic Modelling*, 87, 197-211.
16. Bostani, R., & Komijani, A. (2022). Lessons of money demand stability for monetary policy, *Journal of Economic Research*. 57(2), 259-284. (*in persian*).
17. Boucekkine, M., Laksaci & Touati-Tliba, M. (2021), Long-run stability of money demand and monetary policy: the case of Algeria, *Working Papers, Documents de travail.*
18. Diaz-Giménez, J., Glover, A., & Rios-Rull, J. V. (2011). Facts on the Distributions of Earnings, Income, and Wealth in the United States: 2007 Update. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 34 (1), 2–31.
19. Duca, J., & VanHoose, D. (2004). Recent developments in understanding the demand for money, *Journal of Economics and Business*, 56(4), 247-272.
20. Erfani, A. Sadeghi, Kh., & Puya, M. M. (2013), Estimating the money demand function in Iran using Divizia index, *Economic Modeling Research Quarterly*, 13(4), 118-91. (*in persian*)
21. Gali, J. (2008). Monetary policy, inflation and business cycle: An introduction to the New Keynesian Framework. Oxfordshire: *Princeton University Press*.
22. Gogerdchian, A., Bakhshi D., Rasool & Hashemi F., A. (2015). An approach to Sidraski's money demand in Iran's economy. *Economic research and policies*, 23(75), 211-230. (*in persian*).
23. Hansen, B.E. (1992). Testing for the parameter instability in linear models. *Journal of Policy Modeling*, 14(4), 517-533.
24. Kaplan, G., Moll, B., & Violante, G. L. (2018). Monetary Policy According to HANK. *American Economic Review*, 108(3), 697-743.
25. Kapounek, S. (2011). Monetary Policy Implementation and Money Demand Instability during the Financial Crisis, Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis. *Mendel University Press*, 59(7), 177-186.
26. Lucas, R. E., & Nicolini, J. P. (2015). On the stability of money demand. *Journal of Monetary Economics*, 73(C), 48-65.
27. Luo S., Zhou, G., & Zhou, J. (2021). The Impact of Electronic Money on Monetary Policy: Based on DSGE Model Simulations. *Mathematics*, 9, 2614.

28. McAdam, P., & Ricardo, J. F. (2012). Anticipation of future consumption: a monetary perspective, *Working Paper Series* 1448, European Central Bank.
29. Mendizábal, H. R. (2006). The Behavior of Money Velocity in Low and High Inflation Countries, *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(1), 209-228.
30. Mubarak, M. S., Benyamin, I. M., Fattah, S., & Uppun, P. (2017). Microfoundation of Money Demand: Household Income Factor Analysis. *Sci.Int. (Lahore)*, 29(1), 223-227.
31. Papademos, L., & Stark, J. (2010). Enhancing monetary analysis, Chapter 3, *European Central Bank*, ISBN 978-92-899-0319-6.
32. Sadeghzadeh-Yazdi, A., Jafari Samimi A., & Elmi, Z. (2007). Estimating Demand for Money in Iran Using Autoregressive Distributed Lag Method. *Economic Research*, 8(29), 1-15. (*in persian*).
33. Sargent T.J., & Surico, P. (2012). Two Illustrations of the Quantity Theory of Money: Breakdowns and Revival. *American Economic Review*, 101(1), 28-109.
34. Shahrashtani, H., & Sharifi-Ranani H. (2008). Estimating the Money Demand Function and Investigating Its Stability in Iran. *Economic Research*, 43(2), 89-114. (*in persian*)
35. Walsh, C. E. (2010). Monetary Theory and Policy. Third Edition, *MIT Press Books, ed. 3.*

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی