

## اثر تغییر ساختار سنی جمعیت بر اجزای تقاضای پول در اقتصاد ایران

محمد نوفرستی\*، سمانه جواهردهی\*\*، مسعود عبدالهی\*\*\*

تاریخ پذیرش  
۱۳۹۶/۰۴/۰۶

تاریخ دریافت  
۱۳۹۶/۰۲/۱۶

### چکیده

در ادبیات اقتصادی، تقاضای پول معمولاً به چند متغیر کلیدی درآمد، نرخ بهره، نرخ ارز و نرخ تورم ارتباط داده می‌شود. اما در جوامعی که توزیع سنی جمعیت آن به گونه فاحشی تغییر کرده است، ساختار سنی جمعیت نیز متغیر توضیح دهنده مهمی است که باید در یک تابع تقاضای پول به خوبی تصریح شده، مورد توجه قرار گیرد. فقدان وجود متغیری در تابع تقاضای پول که تغییر ساختار سنی جمعیت را لحاظ کند، ممکن است به یک رابطه همجمعی نیانجامد. در نتیجه پارامترهای برآورده شده قابل اتکا نخواهند بود. در این مقاله، به کمک نظریه مصرف دوران زندگی اندو و مادگیلانی، سه تابع تقاضا برای اجزاء نقدینگی تصریح شده است که در بردارنده متغیری برای نشان دادن تغییرات ساختار سنی جمعیت در جامعه است. معادلات تصریح شده با استفاده از داده های سری زمانی سال های ۱۳۴۸ تا ۱۳۹۳ به روش *ARDL* برآورد شده اند. نتایج نشان می‌دهد که با افزایش نسبت جمعیت میان سال، به دلیل پایین بودن میل توسط به مصرف این گروه، تقاضا برای اسکناس و مسکوک و همچنین تقاضا برای سپرده های دیداری کاهش می‌یابد، اما در عوض تقاضا برای سپرده های مدت دار بانکی گرایش به افزایش دارد.

کلید واژه‌ها: تقاضای پول، ساختار سنی جمعیت، روش *ARDL*.

طبقه بندی *JEL*: *E52*, *E41*, *C22*.

\* دانشیار گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی دانشگاه شهید بهشتی، [m-noforesti@sbu.ac.ir](mailto:m-noforesti@sbu.ac.ir)

\*\* کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی دانشگاه شهید بهشتی،

[Samaneh\\_Javaherdehi@yahoo.com](mailto:Samaneh_Javaherdehi@yahoo.com)

\*\*\* کارشناس ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی دانشگاه شهید بهشتی (نویسنده مسئول)،

[Masoud.Abdollahi1989@gmail.com](mailto:Masoud.Abdollahi1989@gmail.com)

## ۱. مقدمه

شناخت ماهیت بازار پول در اقتصاد ایران و تعیین چگونگی اثرگذاری تحولات به وجود آمده در بازار پول بر بخش واقعی اقتصاد، از نظر تشخیص کارایی و میزان اثرگذاری احتمالی سیاست‌های پولی بر متغیرهای واقعی اقتصاد، بسیار حائز اهمیت است. در ارتباط با اثرگذاری سیاست‌های پولی، اتفاق نظر کاملی بین مکاتب و اقتصاددانان وجود ندارد. پساکینزی‌ها نقش پول را در تعیین سطح فعالیت‌های اقتصادی بسیار موثر می‌دانند. پول‌گرایان با رهبری میلتون فریدمن بر این باور هستند که سیاست‌های پولی تنها در کوتاه‌مدت بر درآمد حقیقی موثر است و هم‌چنین حجم درآمد اسمی بلندمدت فقط به حجم پول وابسته است. اما کلاسیک‌های جدید با استناد به فرضیه انتظارات عقلایی چنین استدلال می‌کنند که سیاست‌های پولی مورد انتظار، حتی در کوتاه‌مدت نیز فاقد هر نوع اثرگذاری بر متغیرهای حقیقی است. با این حال، تنظیم نمودن مقدار عرضه پول به گونه‌ای که متناسب با حجم فعالیت‌های اقتصادی باشد و هم‌چنین تعیین میزان اثرگذاری تغییرات عرضه پول بر متغیرهای واقعی اقتصاد منوط بر پیش‌بینی و تشخیص صحیح تقاضای پول و اجزای آن است. عدم تشخیص درست از متغیرهای تاثیرگذار بر تقاضای پول و میزان تاثیر هر یک، باعث می‌شود تا سیاست‌گذاران اقتصادی نتوانند نیاز پولی جامعه را به‌درستی تشخیص دهند و اثر سیاست‌گذاری‌های پولی بر متغیرهای هدف را به‌گونه مناسبی برآورد نمایند. لذا لازم است با اتکاء به مبانی نظری و ویژگی‌های اقتصاد ایران، آنچنان توابع تقاضایی برای اجزای پول تصریح و برآورد شوند که بتوانند به خوبی تغییرات تقاضای پول و عوامل موثر بر آنها را تبیین کنند.

عمده‌ترین متغیرهای تاثیرگذار بر تقاضای پول شامل درآمد، هزینه فرصت پول، نرخ ارز و تورم است؛ لیکن در جوامعی که با تغییر قابل توجه ساختار سنی جمعیت مواجه شده‌اند، این تغییر ساختار خود عامل مهمی در اثرگذاری بر تقاضای پول است. در نظر نگرفتن این عامل در تقاضای پول سبب خواهد شد تا معادله برآورد شده از تصریح

مناسبتی برخوردار نبوده و ضرایب برآورد شده به دلیل عدم وجود همجمعی بین متغیرها از اعتبار لازم برخوردار نباشد. برآورد غیرواقعی ضرایب معادله تقاضای پول امکان اجرای نسبتاً دقیق یک سیاست پولی را از سیاست‌گذاران اقتصادی سلب خواهد کرد. تاثیر تغییرات ساختار سنی جمعیت بر تقاضای پول در ایران توسط نوفرستی (۱۳۹۰) نیز مورد مطالعه قرار گرفته که در آن سعی شده است خلاء موجود در مورد تاثیر تحولات جمعیتی بر تقاضای پول را پر کرده و یک تابع با ثبات از تقاضای پول را ارائه دهد. بر اساس نتایج به دست آمده افزایش نسبی جمعیت در گروه میان سال جامعه، تقاضای پول را افزایش می‌دهد. حال آن که افزایش نسبی در جمعیت جوان و پیر جامعه سبب کاهش تقاضای پول می‌شود. در مطالعه مذکور، تابع تقاضای پول بر اساس تعریف نقدینگی ( $M2$ ) برآورد شده است. چنین به نظر می‌رسد که ساختار سنی جمعیت، اجزای نقدینگی را که اسکناس و مسکوک در دست اشخاص، سپرده‌های دیداری و سپرده‌های مدت‌دار است، به گونه‌ای متفاوت تحت تاثیر قرار می‌دهد. لذا مطالعه دقیق‌تری در این زمینه ضروری به نظر می‌رسد. سایر مطالعات داخلی و خارجی مانند شیرین بخش (۱۳۸۴)، نوفرستی و مدنی تنکابنی (۱۳۸۵)، نوفرستی و احمدی (۱۳۸۷)، خلیلی عراقی (۱۳۹۱)، مظهری (۱۳۹۴)، تین<sup>۱</sup> (۲۰۰۰)، کومار و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۱۰)، پراکش و مانوچ<sup>۳</sup> (۲۰۱۲)، آلبان<sup>۴</sup> (۲۰۱۳) و باروس و همکاران<sup>۵</sup> (۲۰۱۶)، به بررسی تاثیرگذاری متغیرهای شناخته شده در تابع تقاضای پول پرداخته‌اند.

در این مقاله سعی می‌شود توابع تقاضای جداگانه‌ای برای اجزای تقاضای پول یعنی تقاضای اسکناس و مسکوک در دست اشخاص، تقاضای سپرده‌های دیداری و تقاضای

<sup>۱</sup> Tin

<sup>۲</sup> Kumar et al.

<sup>۳</sup> Prakash and Manoj

<sup>۴</sup> Alban

<sup>۵</sup> Barros et al.

سپرده‌های مدت‌دار یا شبه پول، تصریح و برآورد شود که متغیر ساختار سنی جمعیت به عنوان یک عامل مهم همراه با سایر عوامل موثر، تغییرات تقاضای پول را تبیین کند. بدین منظور در بخش دوم مقاله، مبانی نظری مربوطه مورد بررسی قرار خواهد گرفت. در بخش سوم نتایج حاصل از برآورد الگو مورد تحلیل قرار می‌گیرد و در نهایت جمع‌بندی و نتیجه‌گیری مطالعه بیان می‌شود.

## ۲. مبانی نظری تقاضای پول

اقتصاددانان کلاسیک، در چارچوب نظریه مقداری پول، معتقدند که به خاطر انعطاف کامل قیمت‌های اسمی، اشتغال کامل و عدم تغییر سرعت گردش پول، هر میزان رشد حجم پول به همان اندازه موجب رشد سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود. لذا از دید کلاسیک‌ها نظریه پولی و تقاضای پول، نظریه تعیین سطح قیمت‌ها است. اقتصاددانان مکتب کمبریج با تکیه بر رابطه مقداری پولی کلاسیکی، تقاضای معاملاتی پول را نسبتی ثابت از درآمد می‌دانند. این نسبت معادل عکس سرعت گردش پول است.

کینز (۱۹۳۰، ۱۹۳۶) با مطرح کردن سه انگیزه معاملاتی، احتیاطی و سوداگری یا سفته بازی برای پول، تقاضای پول را به صورت تابعی از درآمد واقعی و نرخ بهره بیان می‌کند. از دید کینز اثر نرخ بهره مربوط به تقاضای سفته بازی پول است که به پول ماهیت کالایی می‌دهد. در این نظریه، افراد ترکیبی از پول و اوراق قرضه را نگهداری می‌کنند؛ به طوری که افزایش نرخ بهره فعلی یا کاهش نرخ بهره مورد انتظار افراد، سبب کاهش تقاضای سفته بازی پول می‌شود. لذا تابع تقاضای پول یا تابع رجحان نقدینگی کینز را می‌توان به صورت رابطه (۱) نشان داد.

$$\frac{MD}{P} = f(y, r) \quad f'(y) > 0 \quad f'(r) < 0 \quad \text{رابطه (۱)}$$

اقتصاددانان پساکینزی نظریات تقاضای پول خود را با نگرش انبارداری پول توسط بامول و توبین (۱۹۵۲) آغاز کردند که بر هزینه انجام مبادلات تاکید می‌ورزد. طبق نظریه بامول و توبین، هرچه هزینه هربار مراجعه به بانک بیشتر و درآمد بیشتر باشد،

پول بیشتری نگهداری می‌شود. اما هرچه نرخ بهره بیشتر باشد، پول کمتری نگهداری خواهد شد (شاکری، ۱۳۸۹). سپس توبین (۱۹۵۶) در قالب نظریه پرتفوی، بیان می‌کند پول به عنوان یک دارایی بدون ریسک و طبیعتاً بدون بازدهی، در کنار سایر دارایی‌ها قرار می‌گیرد و افراد بر اساس بهینه‌یابی و حداکثرسازی مطلوبیت، بخشی از دارایی خود را به صورت پول نگهداری می‌کنند. با این حال بعضی از مطالعات نظیر گجراتی<sup>۱</sup> (۱۹۶۸)، ویلفورد و ویلفورد<sup>۲</sup> (۱۹۷۸) و جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۸۴) ادعا می‌کنند که در کشورهای در حال توسعه به دلیل عدم کارایی بازارهای پولی و مالی، تقاضای پول نسبت به نرخ بهره حساسیت نشان نمی‌دهد.

بررسی نظریات فوق و سایر نظریات مرتبط با تقاضای پول نشان می‌دهد که درآمد و هزینه فرصت پول دو متغیر عمده در تابع تقاضای پول است مانند<sup>۳</sup> (۱۹۶۳) برای نخستین بار سعی نمود تغییرات تقاضای پول را با تغییرات نرخ ارز تبیین کند، اما اشاره می‌کند جهت اثرگذاری نرخ ارز بر تقاضای پول چندان روشن نیست. از طرفی بیان می‌شود با کاهش ارزش پول، ارزش دارایی‌های خارجی افراد افزایش می‌یابد و سبب افزایش تقاضای پول می‌شود که به اثر ثروت معروف است. از سوی دیگر با کاهش ارزش پولی و شکل‌گیری انتظارات مبنی بر کاهش بیش‌تر آن، تقاضای پول داخلی کاهش می‌یابد که به اثر جانشینی موسوم است (جعفری صمیمی، ۱۳۸۴). آرنگو و ندیری<sup>۴</sup> (۱۹۸۱) با بررسی عوامل موثر بر تقاضای پول، نشان داده‌اند با افزایش نرخ ارز به عنوان قیمت اوراق بهادار خارجی، ثروت عوامل اقتصادی افزایش می‌یابد که منجر به افزایش تقاضای پول داخلی می‌شود. البته آرنگو و ندیری این مساله را هم قبول می‌کنند که ممکن است افزایش نرخ ارز سبب کاهش تقاضای پول شود. آنها این چنین استدلال

---

<sup>۱</sup> Gujarati

<sup>۲</sup> Wilford and Wilford

<sup>۳</sup> Mundell

<sup>۴</sup> Arango and Nadiri

می‌کنند که اگر عوامل اقتصادی انتظار تضعیف بیشتر پول داخلی را داشته باشند، ممکن است در سبد دارایی خود، ارزش بیشتری را جایگزین پول داخلی کنند. همچنین بهمنی اسکویی و مالیکسی<sup>۱</sup> (۱۹۹۱) و اپرگیس<sup>۲</sup> (۲۰۱۵) با بررسی اثرگذاری نرخ ارز بر تقاضای پول به رابطه معکوس بین این دو رسیده‌اند. در اقتصاد ایران نیز نوفرستی (۱۳۷۴)، هژبر کیانی (۱۳۷۸) و فطرس و حسینی‌دوست (۱۳۹۴) به نتایج متفاوتی در ارتباط با تاثیرگذاری نرخ ارز بر تقاضای پول دست یافته‌اند.

متغیر مهم دیگری که تقاضای پول را متأثر می‌سازد، نرخ تورم است لیکن همانند نرخ ارز جهت اثرگذاری آن آشکار نیست؛ زیرا هم از بعد مبانی نظری و هم از بعد یافته‌های تجربی، بین اقتصاددانان اختلاف نظر وجود دارد. به عنوان مثال، خان و ساجد<sup>۳</sup> (۲۰۰۵)، هانگ و همکاران (۲۰۱۱) به رابطه منفی و عظیم و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۱۰) به رابطه مثبت بین نرخ تورم و تقاضای پول رسیده‌اند. همچنین در مطالعاتی برای اقتصاد ایران، کیانی (۱۳۷۶)، رابطه مثبت، صمیمی و همکاران (۱۳۸۵)، ادیب‌پور و الهامی (۱۳۹۴) رابطه منفی بین این دو را نشان داده‌اند.

بنابراین در یک جمع‌بندی کلی تقاضای پول را می‌توان تابعی از درآمد، هزینه فرصت پول، نرخ ارز و نرخ تورم در نظر گرفت. اما یکی از متغیرهایی که در شرایط کنونی جامعه، اثر محسوسی بر تقاضای پول دارد و نادیده گرفتن آن، ارزیابی تقاضای پول را با خطای جدی مواجه می‌سازد، تغییر ساختار سنی جمعیت است. بررسی این عامل در جوامعی که ساختار سنی آن‌ها در طول زمان تغییر چندانی نکرده و هرم سنی به شکل استوانه است، اهمیت چندانی ندارد، لیکن بررسی این امر که یک انفجار جمعیتی (نظیر انفجار جمعیتی سال ۱۳۶۰ برای ایران) تمایلات جامعه را به چه سمت و سویی خواهد برد و این امر چه

<sup>۱</sup> Bahmani-Oskooee and Malixi

<sup>۲</sup> Apergis

<sup>۳</sup> Khan and Sajjid

<sup>۴</sup> Azim et al.

تاثیری بر متغیرهای کلان اقتصادی همچون تقاضای پول خواهد داشت، ضروری است تا از این طریق سیاستگذاران نیازهای جامعه را بشناسند و نحوه حرکت آن را برای سالیان آتی پیش‌بینی و سیاست‌های مناسب را اتخاذ کنند.

کینز در کتاب نظریه عمومی اشتغال، بهره و پول (۱۹۳۶) به ارتباط بین متغیرهای جمعیتی با میل نهایی به پس انداز و تقاضای دارایی‌ها اشاره دارد. همچنین نظریه مصرف دوران زندگی آندومادگلیانی نیز رفتار مصرفی یک فرد را متأثر از ویژگی‌های جمعیتی که افراد در دوران مختلف زندگی دارند، بیان کرده است. بر اساس این دو نظریه تعادل دارایی‌های مالی و از جمله پول، نه تنها تابعی از درآمد یا ثروت است، بلکه متأثر از متغیرهای جمعیتی مانند تغییرات ساختار سنی نیز است.

بر اساس نظریه مصرف اندو و مودیگلیانی، افراد در دوره جوانی به دلیل تجربه کم و عدم برخورداری از یک شغل مستمر درآمد پایین کسب می‌کنند اما با گذشت زمان و ورود به دوره میان سالی از درآمد بیش تری برخوردار می‌شوند و در نهایت در دوران پیری درآمد کمتری به دست می‌آورند (نوفرستی، ۱۳۹۰).

بدین ترتیب با در نظر گرفتن ملاحظات فوق و وارد کردن متغیر ساختار سنی جمعیت، می‌توان معادله کلی زیر را برای تقاضای پول، به‌گونه‌ای تصریح کرد که در بردارنده متغیرهای عمده تاثیرگذار بر تقاضای پول باشد.

$$m^d = f(y, r, e, p, age) \quad \text{رابطه (۲)}$$

که در آن،  $m^d$  تقاضای حقیقی پول (نقدینگی)،  $y$  درآمد حقیقی،  $r$  نرخ بهره سپرده‌های بلندمدت،  $e$  نرخ ارز،  $p$  نرخ تورم و  $age$  متغیر ساختار سنی جمعیت است. در این مقاله سعی شده است برای بررسی دقیق اثر تغییر ساختار سنی جمعیت بر تقاضای پول، اجزای آن به طور جداگانه و در چارچوب کلی معادله فوق، تصریح شوند.

## ۲-۱. تابع تقاضای اسکناس و مسکوک در دست اشخاص

تقاضای اسکناس و مسکوک، علاوه بر این‌که تابعی از متغیرهای معمول تقاضای پول

است، تابعی از متغیرهایی است که به طور ویژه بر تقاضای اسکناس و مسکوک تاثیرگذار هستند. قدرت خرید درشت‌ترین اسکناس در گردش از جمله مهم‌ترین متغیرها در این رابطه است. همچنین این تابع به منظور در نظر گرفتن اثر افزایش جمعیت، به صورت سرانه تصریح شده است.

$$CC/N = f(GDPNO/N, NOTE/CPI, R, AGE4569) \quad \text{رابطه (۳)}$$

که در آن  $CC$  اسکناس و مسکوک در دست اشخاص به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳،  $N$  جمعیت کل،  $GDPNO$  تولید ناخالص داخلی بدون نفت،  $NOTE$  بزرگترین اسکناس در گردش،  $CPI$  شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی،  $R$  نرخ بهره اسمی سپرده‌های بلندمدت و  $AGE4569$  جمعیت نسبی افراد ۴۵ تا ۶۹ سال به عنوان گروه سنی میانسال است.

#### ۲-۲. تابع تقاضای سپرده‌های دیداری

در راستای متغیرهای معمول توضیح دهنده تقاضای پول، تقاضای سپرده‌های دیداری تابعی از تولید ناخالص داخلی غیرنفتی به عنوان عنصر درآمدی، نرخ سود سپرده‌های بلندمدت به عنوان هزینه فرصت نگهداری سپرده‌های دیداری و متغیر تغییر ساختار سنی جمعیت به صورت سرانه تصریح شده است.

$$DD/N = f(GDPNO/N, R, AGE4569) \quad \text{رابطه (۴)}$$

که در آن،  $DD$  سپرده‌های دیداری به قیمت ثابت است.

#### ۲-۳. تابع تقاضای سپرده‌های بلندمدت (شبه پول)

از آنجا که انتظار می‌رود در رابطه با تقاضای پول، چنانچه جانشینی ارزی وجود داشته باشد، بیشتر در ارتباط با تقاضای سپرده‌های مدت‌دار بانکی باشد، چنین فرض شده است که انتظارات افزایش در نرخ ارز، اثر خود را بر تقاضای سپرده‌های بلندمدت بانکی منعکس می‌سازد. از این رو در کنار متغیرهای توضیح دهنده تولید ناخالص داخلی غیر



نفی، ساختار سنی جمعیت و نسبت جمعیت شهری و نرخ بهره سپرده‌های بلندمدت، متغیر نرخ ارز نیز در تابع لحاظ شده است. تصریح تابع تقاضا برای سپرده‌های بلندمدت، به صورت سرانه به قرار زیر است.

$$MQ/N = f(GDPNO/N, R, NU/N, AGE4569, EF) \quad \text{رابطه (۵)}$$

که در آن،  $MQ$  شبه پول به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳،  $NU$  جمعیت شهری و  $EF$  نرخ ارز در بازار موازی ارز است.

لازم به ذکر است تمام اطلاعات سری زمانی متغیرهای مورد استفاده در روابط فوق به جز متغیر ساختار سنی جمعیت از گزارشات بانک مرکزی جمع آوری شده است. برای به دست آوردن نسبت جمعیتی لازم است ابتدا جمعیت گروه سنی مربوطه در اختیار باشد، لیکن داده‌های این متغیر تنها در مقاطع سرشماری‌ها وجود دارد و برای سال‌های بین سرشماری‌ها آمار رسمی وجود ندارد. لذا برای تولید اطلاعات کامل و به نسبت دقیق از نرم‌افزار اسپکترم<sup>۱</sup> استفاده شده است. در این نرم‌افزار، وابستگی متقابل طبقات جمعیتی و تمام عناصر مهم تغییرات جمعیت لحاظ شده است. سپس با در اختیار داشتن سری زمانی آمارهای جمعیتی گروه سنی، نسبت جمعیتی مورد نیاز، بر اساس فرم کلی زیر ساخته شده است:

$$AGEab = \frac{\text{جمعیت در سنین بین } a \text{ تا } b}{\text{جمعیت بالای } 20 \text{ سال منهای جمعیت بین سنین } a \text{ تا } b} \quad \text{رابطه (۶)}$$

### ۳. برآورد روابط تقاضای پول در ایران

قبل از این که معادلات الگوی تنظیم شده برآورد شوند لازم است ابتدا پایایی متغیرهای مورد استفاده در معادلات، مورد بررسی قرار بگیرند. بدین منظور از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته استفاده شده است. نتایج مربوط به این آزمون در جدول (۱) گزارش شده است. اطلاعات مربوط به حالت تابع، توسط حروف  $(C, T, P)$  ارائه شده که در آن  $C$

<sup>۱</sup> Spectrum

عرض از مبدا،  $T$  روند و  $P$  تعداد وقفه‌های آزمون است. بر اساس نتایج آزمون دیکی فولر، به جز متغیرهای لگاریتم درآمدسرانه بدون نفت و ساختار سنی جمعیت که جمعی از مرتبه صفر هستند، سایر متغیرها جمعی از مرتبه یک هستند.

جدول (۱). بررسی پایایی متغیرهای الگو

نام متغیر	حالت تابع	آماره آزمون	کمیت بحرانی	نتیجه آزمون
LOG(CC/N) DLOG(CC/N)	(C, -, 2) (-, -, 1)	-۲/۱۵۴ -۳/۲۰۰	-۲/۹۱۷ -۱/۹۴۷	I(۱)
LOG(GDPNO/N)	(C, T, 7)	-۳/۸۶۸	-۳/۵۰۶	I(۰)
LOG(R) DLOG(R)	(C, T, 0) (-, -, 0)	-۲/۷۶۷ -۷/۶۲۶	-۳/۴۹۳ -۱/۹۴۶	I(۱)
AGE4569	(C, -, 6)	-۴/۷۳۲	-۲/۹۳۳	I(۰)
LOG(NOTE/CPI) DLOG(NOTE/CPI)	(C, T, 3) (-, -, 2)	-۲/۸۶۵ -۲/۰۹۶	-۳/۴۹۸ -۱/۹۴۷	I(۱)
LOG(DD/N) DLOG(DD/N)	(C, -, 0) (C, T, 0)	-۱/۷۸۴ -۷/۱۷۷	-۲/۹۱۵ -۳/۴۹۵	I(۱)
LOG(MQ/N) DLOG(MQ/N)	(-, -, 3) (-, -, 2)	۱/۱۸۴ -۲/۴۵۳	-۱/۹۴۷ -۱/۹۴۷	I(۱)
LOG(NU/N) DLOG(NU/N)	(C, T, 3) (C, T, 2)	-۲/۶۶۴ -۴/۸۲۷	-۳/۵۱۳ -۳/۵۱۳	I(۱)
LOG(EF) DLOG(EF)	(C, T, 1) (C, -, 0)	-۲/۵۱۳ -۳/۹۸۲	-۳/۴۹۵ -۲/۹۱۶	I(۱)

منبع: یافته‌های پژوهش

حال که مرتبه جمعی متغیرهای الگو مشخص شد، می‌توان به برآورد الگوی تصریح شده برای تقاضای پول پرداخت. در این مطالعه معادلات الگو با استفاده از روش *ARDL* و بر پایه همجمعی طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۳۸ و به کمک نرم‌افزار ایویوز ۹ تخمین زده

شده‌اند. برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه از معیار شوارتز-بیزین استفاده شده است که در تعداد وقفه‌ها صرفه جویی می‌کند و در نتیجه برای نمونه‌هایی با مشاهدات کم‌تر مناسب است. پیش از استخراج رابطه بلندمدت هر یک از توابع الگو، لازم است نسبت به وجود رابطه تعادلی بلندمدت اطمینان حاصل شود. یکی از آزمون‌هایی که برای بررسی این مساله مورد استفاده قرار می‌گیرد، آزمون بنرجی-دولادو و مستر است که آماره‌ای از نوع  $t$  دارد. برای وجود رابطه بلندمدت اولاً لازم است این آماره منفی باشد، ثانیاً مقدار قدر مطلق آن از قدر مطلق کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی-دولادو و مستر بزرگتر باشد. نتایج این آزمون برای هر سه تابع الگو، حاکی از وجود همجمعی و رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها است. هم‌چنین نتیجه آزمون‌های تشخیص نشان می‌دهد تمام فروض کلاسیک مربوط به جملات خطا تایید می‌شوند (نکته: در تمامی روابط ۱-۳ تا ۹-۳، ارقام داخل پرانتز بیانگر انحراف معیار هستند).

### ۳-۱. رابطه پویای تابع تقاضای اسکناس و مسکوک $ARDL(1,0,0,0)$

$$\begin{aligned} LOG(CC/N) = & -4.81 + 0.668*LOG(CC(-1)/N(-1)) + 0.825*LOG(GDPNO/N) \\ & (0.891) \quad (0.044) \quad (0.130) \\ + & 0.089*LOG(NOTE/CPI) - 0.286*LOG(R) - 3.161*AGE5649 - 0.316*D5556 \\ & (0.021) \quad (0.103) \quad (0.733) \quad (0.100) \\ + & 0.132*D576 \\ & (0.062) \\ R^2 = & 0.968 \quad F = 182.3 (0.00) \quad Serial\ Correlation = 0.538 (0.588) \end{aligned}$$

متغیر  $D5556$  یک متغیر مجازی است که کمیت آن برای سال‌های ۵۵ و ۵۶ برابر یک و برای سایر سال‌ها صفر است. به همین ترتیب سایر متغیرهای مجازی تعریف شده‌اند که برای خوش رفتار کردن جملات خطای عدم تعادل، وارد معادلات می‌شوند. همان‌طور که ملاحظه می‌شود تمامی ضرایب متغیرهای موجود در الگو در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار هستند. قدرت توضیح دهندگی الگو نیز با توجه به آماره  $R^2$

تقریباً برابر با ۹۷ درصد است که نشان از توضیح دهندگی بسیار خوب الگوی تصریح شده است. از آنجا که در تابع برآورد شده برای تقاضای اسکناس و مسکوک، متغیر وابسته تنها با یک وقفه در سمت راست معادله ظاهر شده است، آماره  $t$  به دست آمده بر اساس این آزمون برابر با  $-۷/۵۴$  است. با توجه به کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی-دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۵ درصد که برابر با  $-۴/۴۳$  است، ملاحظه می‌شود که قدر مطلق آماره آزمون محاسبه شده از قدر مطلق کمیت بحرانی ارائه شده بزرگ‌تر است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که فرضیه صفر مبنی بر نبود همجمعی بین متغیرهای الگو، رد شده و در نتیجه یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها وجود دارد.

### ۳-۲. رابطه تعادلی بلندمدت تقاضای اسکناس و مسکوک

$$\begin{aligned} \text{LOG}(CC/N) = & -14.5 + 2.49 * \text{LOG}(GDPNO/N) + 0.27 * \text{LOG}(NOTE/CPI) - 0.86 * \text{LOG}(R) \\ & (2.713) \quad (0.324) \quad (0.067) \quad (0.296) \\ -9.53 * \text{AGE}4569 & - 0.953 * D5556 + 0.399 * D5763 \\ & (1.912) \quad (0.303) \quad (0.172) \end{aligned}$$

تمامی ضرایب متغیرهای توضیحی، معنادار و موافق مبانی نظری هستند. همچنین بر اساس آزمون دیکی فولر برای جمله خطای این رابطه، مقدار آماره آزمون و کمیت بحرانی در سطح خطای ۵ درصد به ترتیب برابر با  $-۲/۳۵$  و  $-۱/۹۴$  است که نشان می‌دهد جمله خطای رابطه تعادلی بلندمدت، پایا است. متغیر مهم در این مقاله، نسبت جمعیتی افراد میان سال است. همان‌طور که گفته شد با ورود افراد به سن میان‌سالی، بر اساس نظریه مصرف اندو و مودیگلیانی، میل متوسط به مصرف کاهش و میل متوسط به پس‌انداز افزایش می‌یابد. از طرفی با توجه به این که انگیزه افراد برای تقاضای اسکناس و مسکوک، انجام مبادلات روزمره است، افزایش جمعیت نسبی افراد میان‌سال سبب کاهش تقاضا برای اسکناس و مسکوک خواهد شد.

### ۳-۳. الگوی تصحیح خطای تابع تقاضای اسکناس و مسکوک

$$dLOG(CC/N) = 0.825 * dLOG(GDPNO/N) + 0.09 * dLOG(NOTE/CPI) - 0.286 * dLOG(R) \\ (0.130) \quad (0.021) \quad (0.103) \\ - 3.161 * dAGE4569 - 0.316 * dD5556 + 0.132 * dD5763 - 0.331 * ECMCC(-1) \\ (0.733) \quad (0.100) \quad (0.062) \quad (0.044)$$

الگوی تصحیح خطا نشان می‌دهد که عوامل اقتصادی در کوتاه‌مدت، تحت تاثیر خطای عدم تعادل دوره قبل و تغییر متغیرهای تاثیرگذار، چگونه تقاضای خود برای پول را تعدیل می‌کنند و به سمت مقدار تعادلی بلندمدت آن حرکت می‌نمایند. ضریب جمله تصحیح خطا ( $ECMCC$ ) برابر  $0/33$  - برآورد شده است و نشان می‌دهد حدود  $33$  درصد از خطای عدم تعادل هر دوره در دوره بعد تعدیل می‌شود. چنین ضریبی در عین حال مبین آن است که یک رابطه تعادلی با ثبات بلندمدت بین متغیرهای الگو وجود دارد.

### ۳-۴. رابطه پویای تابع تقاضای سپرده‌های دیداری $ARDL(1,0,0,0)$

$$LOG(DD/N) = -4.8 + 0.40 * LOG(DD(-1)/N(-1)) + 1.3 * LOG(GDPNO/N) - 0.39 * LOG(R) \\ (0.845) \quad (0.078) \quad (0.182) \quad (0.077) \\ -5.904 * AGE4569 - 0.407 * D5557 \\ (0.88) \quad (0.077) \\ R^2 = 0.975 \quad F = 338.3 (0.00) \quad Serial Correlation = 0.193 (0.824)$$

در تابع پویای برآورد شده برای تقاضای سپرده‌های دیداری، مقدار آماره بنرجی و کمیت بحرانی، به ترتیب برابر با  $7/66$  - و  $4/05$  - است که نشان از وجود رابطه تعادلی بلندمدت دارد.

### ۳-۵. رابطه تعادلی بلندمدت تابع تقاضای سپرده‌های دیداری

$$LOG(DD/N) = -7.9 + 2.17 * LOG(GDPNO/N) - 0.65 * LOG(R) - 9.9 * AGE4569 + 0.7 * D5557 \\ (0.92) \quad (0.136) \quad (0.123) \quad (0.86) \quad (0.11)$$

با توجه به آزمون دیکی فولر برای جمله خطای این رابطه، مقدار آماره آزمون برابر ۵/۵۳- و مقدار کمیت بحرانی برابر ۲/۹۳- است. بدین ترتیب جمله خطای عدم تعادل پایا است. همانند تقاضا برای اسکناس و مسکوک، انگیزه افراد برای تقاضا برای سپرده‌های دیداری نیز جنبه معاملاتی دارد. از این رو با افزایش میل متوسط به پس‌انداز ناشی از افزایش جمعیت نسبی افراد میان‌سال، تقاضا برای سپرده‌های دیداری نیز کاهش می‌یابد.

### ۳-۶. الگوی تصحیح خطای تابع تقاضای سپرده‌های دیداری

$$dLOG(DD/N) = 1.297*dLOG(GDPNO/N) - 0.39*dLOG(R) - 5.904*dAGE4569 - \\ (0.182) \quad (0.077) \quad (0.88) \\ 0.40*dD5557 - 0.597*ECMDD(-1) \\ (0.077) \quad (0.078)$$

سرعت تعدیل خطای عدم تعادل برابر ۶۰ درصد است که نسبت به سرعت تعدیل در تقاضای اسکناس و مسکوک بیشتر است.

### ۳-۷. رابطه پویای تابع تقاضای سپرده‌های مدت‌دار (ARDL (1, 0, 0, 0, 0)

$$LOG(MQ/N) = 3.5 + 0.17*LOG(MQ(-1)/N(-1)) + 0.6*LOG(GDPNO/N) - 0.2*LOG(EF) \\ (1.18) \quad (0.08) \quad (0.106) \quad (0.039) \\ + 4.47*LOG(NU/N) + 0.115*LOG(R) + 4.4*AGE4569 - 0.2*D5657 + 0.16*D8486 \\ (0.662) \quad (0.057) \quad (0.555) \quad (0.049) \quad (0.037) \\ R^2 = 0.995 \quad F = 1031 (0.00) \quad Serial Correlation = 0.324 (0.725)$$

در تابع پویای برآورد شده برای تقاضای سپرده‌های مدت‌دار، مقدار آماره بنرجی و کمیت بحرانی، به ترتیب برابر با ۹/۷۶- و ۴/۷- است که نشان از وجود رابطه تعادلی بلندمدت دارد.

۳-۸. رابطه تعادلی بلندمدت تابع تقاضای سپرده‌های مدت‌دار

$$\begin{aligned} \text{LOG}(MQ/N) = & 4.3 + 0.715 * \text{LOG}(GDPNO/N) - 0.28 * \text{LOG}(EF) + 5.38 * \text{LOG}(NU/N) + \\ & (1.2) \quad (0.110) \quad (0.034) \quad (0.453) \\ & 0.138 * \text{LOG}(R) + 5.29 * \text{AGE}4569 - 0.24 * \text{D}5657 + 0.198 * \text{D}8488 \\ & (0.072) \quad (0.483) \quad (0.063) \quad (0.049) \end{aligned}$$

آماره آزمون دیکی فولر برای جمله خطا برابر با ۵/۰۷- و کمیت بحرانی آن در سطح خطای ۵ درصد برابر با ۱/۹۴- است که در این تابع هم نشان می‌دهد جمله خطای بلندمدت پایا است. در ارتباط با تقاضا برای سپرده‌های بلندمدت می‌توان گفت این بخش از تقاضا برای پول که سهم بالایی نیز در نقدینگی کل دارد، از انگیزه احتیاطی و بورس بازی افراد نشأت می‌شود. به همین دلیل علامت ضریب جمعیت نسبی افراد میان سال با توجه به نظریه مصرف اندو و مودیگلیانی مثبت شده است. در این تابع ضرایب دو متغیر نرخ ارز و درجه شهرنشینی نیز حائز اهمیت هستند. علامت ضریب نرخ ارز منفی شده است که نشان می‌دهد ارز خارجی و سپرده‌های مدت‌دار جانشین یکدیگر هستند. همچنین با افزایش نسبت جمعیت شهری به جمعیت کل، تقاضا برای سپرده‌های مدت‌دار افزایش خواهد یافت.

۳-۹. الگوی تصحیح خطای تابع تقاضای سپرده‌های مدت‌دار

$$\begin{aligned} d\text{LOG}(MQ/N) = & 0.59 * d\text{LOG}(GDPNO/N) - 0.24 * d\text{LOG}(EF) + 4.46 * d\text{LOG}(NU/N) + \\ & (0.106) \quad (0.039) \quad (0.662) \\ & 0.11 * d\text{LOG}(R) + 4.4 * \text{AGE}4569 - 0.2 * \text{D}5657 + 0.16 * \text{D}8486 - 0.829 * \text{ECMMQ}(-1) \\ & (0.057) \quad (0.555) \quad (0.049) \quad (0.037) \quad (0.085) \end{aligned}$$

سرعت تعدیل خطای عدم تعادل بلندمدت در این تابع، برابر ۸۳ درصد است که نسبت به دو جز دیگر تقاضا برای پول، بیشتر است.

۴. نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی

در پژوهش‌های مختلف برای تبیین تقاضای پول عمده‌ترین متغیرهای مورد استفاده

درآمد، هزینه فرصت پول، نرخ ارز و تورم است؛ لیکن یکی از متغیرهای حائز اهمیت و مورد توجه این مطالعه با توجه به دیدگاه نظری مصرف و پس انداز دوران زندگی اندو و مادیگلیانی و تقاضای پول بامول و توبین، تغییر ساختار سنی جمعیت است که نادیده گرفتن آن ارزیابی تقاضای پول را با خطای جدی مواجه می‌سازد. عدم توجه به تغییر ساختار سنی جمعیت در توابع تقاضای اجزای پول، برآورد ضرایب متغیرهای تاثیرگذار را تورش‌دار نموده و اثر آنها را غیر واقعی جلوه می‌دهد.

برآوردهای صورت گرفته مبین این واقعیت است که افزایش نسبی در تعداد افراد گروه سنی ۴۵ تا ۶۹ سال بر اجزای تقاضای پول، اثری متفاوت دارند. بدین ترتیب که با انتقال افراد گروه‌های جوان تر به گروه‌های سنی بالاتر و با توجه به نظریه مصرف اندو و مودیگلیانی و نظریه پول بامول و توبین، تقاضا برای اسکناس و مسکوک و سپرده‌های دیداری کاهش می‌یابد لیکن تقاضا برای سپرده‌های مدت‌دار به دلیل بیش‌تر شدن میل متوسط به پس‌اندار، افزایش می‌یابد. بدین‌روی لازم است مقامات پولی در تنظیم عرضه پول مورد نیاز و اجرای سیاست پولی به منظور دستیابی به اهداف مورد نظر، میزان اثرگذاری متغیر ساختار سنی جمعیت را در کنار سایر عوامل معمول تاثیرگذار بر تقاضای پول، مورد توجه قرار دهند.

#### منابع:

- Adibpour, M, & Elhami, M. (2014). Exchange Rate Volatility and the Demand for Money in Iran. *Journal of Economic Reaserch*, 22(10) , 104-122 (In Persian).
- Alban, A. (2013). Estimating Money Demand Function Using Cointegration Analysis: The Case of Canada. *European Scientific Journal*, (9) 16, 304-315.
- Ando, A., & Modigliani, F.(1963). The Life Cycle Hypothesis of Saving. *American Economic Review*, 53(1), 55- 84.
- Apergis, N. (2015). Long-run Estimate of Money Demand: New Evidence



- from East Asian Countries and the Presence of Structural Breaks. *Applied Economics*, 47(31), 3276-3291.
- Arango, S., & Nadiri MI. (1981). Demand for Money in Open Economies. *Journal of Monetary Economics*, 7(1), 69-83.
  - Arshad Khan, M., & Sajjid, M. Z. (2005). The Exchange Rates and Monetary Dynamics in Pakistan: An Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Approach. *The Lahore Journal of Economics*, 10(2), 87-99.
  - Azim, P., Ahmed, N., Sami U.B.Z. & Zakaria, M. (2010). Demand for Money in Pakistan: an ARDL Approach. *Global Journal of Management and Business Research*, 10(9),76-80.
  - Bahmani-Oskooee, M., & Malixi, M. (1991). *Exchange Rate Sensitivity of the Demand for Money in Developing Countries*, *Applied Economics*, 8(23), 1377-1384.
  - Barros C. P., Richardo, F., & Gil-Alana L. (2016). The Demand for Money in Angola. *Journal of Economics and Finance* , (41)2, 408-420.
  - Baumol, W.J. (1952). The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretical Approach. *Quarterly Journal of Economics*, 66, 545-56.
  - Fetros M., & Hoseini Doust, E. (2013). Estimation of Money Demand Function and To Determine the Threshold Level of Inflation in Iran, *Journal of Economic Research* , 23(73), 153-178 (In Persian).
  - Gujarati, D. (1968). The Demand for Money in India: Further Evidence. *Journal of Development Studies*, 6(1), 66-159.
  - Hozhabr Kiani, K. (1997). Investigation of Stability of Money Demand and the Dynamic Aspects of It in Iran. *Monetary and Banking Research Institute*, 1(1), 71-73 (In Persian).
  - Hozhabr Kiani, K. (1999), Investigation of Stability of Money Demand and the Dynamic Aspects of it in Iran. *Journal of Economic and Money*, 1(1), 71-73 (In Persian).
  - Huang, C., Lin, C. J. & Cheng, J. (2011). Evidence on Nonlinear Error Correction in Money Demand: The Case of Taiwan. *Applied Econometrics*, (33), 1727-1736.
  - Keynes, J. M. (1930). *A Treatise on Money*, 2<sup>th</sup> Edition, London: Macmillan.
  - Keynes, J.M. (1936), *The General Theory of Employment, Interest and Money*, New York: Harcourt, Brace.

- 
- Khalili Araghi, M., Abasinezhad, H., & Gudarzi Farahani, Y., (2012). Transaction Demand for Money in Iran: Johansen and Juselius Approach. *Journal of Economic Research*, (20)5. 1-26. (In Persian).
  - Kumar, S., Webber, D., & Fargher, S. (2010). Money demand stability : A case study of Nigeria , MPRA Paper 26074, University Library of Munich, Germany.
  - Mazhari, R. (2015), Uncertainty in Money Demand in Iran, *Journal of Macroeconomics*, 20(10), 101-131 (In Persian).
  - Mundell, A.R. (1963). Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rate, *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29(4), 112-119.
  - Noferesti, M. (2011). Population Development and Demand for Money in Iran. *Trend of Economic Research*, 19(58), 15-31 (In Persian).
  - Noferesti, M., & Ahmadi, M. (2008). The Investigation of the Effect of Population Age Structure on Society Savings. *Economic Research Quarterly*, 8(1), 43-56 (In Persian).
  - Noferesti, M., & Madani Tonekaboni, S. (2006). The Investigation of the Effect of Population Age Structure on Expenditure of Private Sector, Peike-Noor, Economy (2). *Journal of Payam Noor University*, 4(2), 106-116 (In Persian).
  - Prakash, S., & Manoj, K. (2012). Is Long-Run Demand for Money Stable in India? An Application of the Gregory-Hansen Model, *the IUP Journal of Applied Economics*, 11(2), 1-15.
  - Jafari Samimi, A., Elmi, Z., & Sadeghzade Yazdi, A. (2005). Estimation of Short Run and Long run Demand for Money in Iran with using ARDL Approach. *Iranian Journal of Economic Research*, 8, 1-15 (In Persian).
  - Jafari Samimi, A., Elmi, Z., & Sadeghzadeh Yazdi, A. (2006). Survey of Stabilization Demand of Money in Iran: Johansen and Juselius Approach. *Journal of economics Research*, 72, 191- 225 (In Persian).
  - Shakeri, A. (2010). *Macroeconomics Theory and Policies*. Tehran, Rafe Publications (In Persian).
  - Shirin Bakhsh, Sh. (2006). Relationship Between Demand of Money and Important Factors, *Economics Research Letters*, 5(1), 133-152 (In Persian).
  - Tin, J. (2000). Transaction Demand for Money: The Micro Evidence.

*Quarterly Journal of Business and Economics*, (24) 2, 110-121.

- Tobin, J. (1956). The Interest-Elasticity of Transactions Demand for Cash. *Review of Economics and Statistics*, 38(3), 241-247.
- Wilford, D. S., & Wilford, W. T. (1978). On the monetary Approach to the Balance of Payments: the Small, Open Economy. *The Journal of Finance*, 33(1), 319-323.