

# تأثیر شاخص قیمت سهام بر تابع تقاضای پول در ایران

دکتر حسن حیدری<sup>۱</sup>

دکتر حمیدرضا فعالجو<sup>۲</sup>

فرهاد ادیبزاده<sup>۳</sup>

تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۰/۱۰/۲۶

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۰/۳/۲

## چکیده

فریدمن در سال ۱۹۸۸ شاخص قیمت سهام را به عنوان یک متغیر توضیح‌دهنده وارد تابع تقاضای پول نمود و گام مهمی در ارتباط با تأثیرپذیری بازارهای پولی از بازارهای مالی برداشته شد. بر اساس مقاله او شاخص قیمت سهام دو اثر جانشینی (منفی) و اثر درآمدی (مثبت) بر تابع تقاضای پول دارد. بر این اساس، این مقاله با

\* استادیار دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه، نویسنده

مسئول، h.heidari@urmia.ac.ir

\*\* استادیار دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه، h.faaljou@urmia.ac.ir

\*\*\* کارشناس ارشد رشته علوم اقتصادی، zanaadib@gmail.com

استفاده از رهیافت آزمون کرانه‌ها و آزمون علیت گرنجر به بررسی تأثیر بلندمدت شاخص قیمت سهام بر تقاضای پول با به‌کارگیری داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۸۶ ایران می‌پردازد. نتایج حاصل از آزمون کرانه‌ها نشان می‌دهد که در هر دو تابع تقاضای پول  $M_1$  و  $M_2$  رابطه بلندمدت بین متغیرها به صورت قوی وجود دارد.

در تابع تقاضای پول  $M_1$  و  $M_2$  کشش بلندمدت حجم واقعی پول نسبت به تولید ناخالص داخلی، بزرگتر از یک می‌باشد و کشش بلندمدت تقاضای پول نسبت به نرخ ارز مثبت و کوچکتر از یک و کشش بلندمدت تقاضای پول نسبت به تورم و شاخص قیمت سهام منفی و به صورت قدرمطلق کوچکتر از یک می‌باشد. در تابع تقاضای پول  $M_1$  یک درصد افزایش در شاخص قیمت سهام به کاهش حجم پول واقعی در بلندمدت در حدود ۰/۰۱۵ درصد منجر می‌گردد. همچنین در تابع تقاضای پول  $M_2$  یک درصد افزایش در شاخص قیمت سهام به کاهش نقدینگی در بلندمدت در حدود ۰/۱ درصد منجر می‌گردد. تأثیر معکوس شاخص قیمت سهام بر تابع تقاضای پول  $M_1$  و  $M_2$  بیانگر اثر جانشینی شاخص قیمت سهام می‌باشد. بر اساس نتایج آزمون علیت گرنجر رابطه علیت غیرمستقیم از مجموعه متغیرهای مستقل مدل به حجم پول واقعی و رشد نقدینگی به ترتیب در سطح معنی‌داری ۱۰ و ۵ درصد در بلندمدت وجود دارد.

**واژه‌های کلیدی:** قیمت سهام، تابع تقاضای پول، علیت گرنجر، آزمون کرانه‌ها

طبقه‌بندی JEL: E41, G1

## ۱. مقدمه

در تحقیق رفتار عوامل مؤثر بر بازار و به ناچار اقتصاد بازار، جستجوی متغیر یا متغیرهایی که بتوانند ارتباط بخش مالی اقتصاد را با بخش حقیقی اقتصاد توضیح دهند، اهمیت بسیاری دارد. بازارهای پول و سرمایه به عنوان ارکان بخش مالی، وظیفه تأمین منابع را برای بخش حقیقی اقتصاد بر عهده دارند. کارایی بخش مالی موجب تخصیص بهینه منابع کمیاب به فعالیتهای اقتصادی می‌شود (سجادی و همکاران، ۱۳۸۹). بازار پول و به تبع آن تقاضای پول نیز از مباحثی است که به سبب اهمیت آن مورد توجه شمار کثیری از محققان قرار گرفته و در تحقیقات بسیاری به آن پرداخته شده است. بر اساس ادبیات اقتصاد کلان، توجه به ویژگی‌های تابع تقاضای پول در اثربخشی و کارایی سیاست‌های پولی و مالی بسیار مهم و درخور توجه بوده و همواره مدنظر سیاستگذاران اقتصادی است. کشورهای در حال توسعه که دارای مشکلات اقتصادی از قبیل تورم بالا، سطوح پایین درآمد و بازارهای مالی ناکارآمد می‌باشند، نیاز مبرمی به شناخت تابع تقاضای پول به منظور کاهش مشکلات مزبور دارند (مصطفوی و یآوری، ۱۳۸۶). در ایران نیز سهم بازار پول در مقایسه با بازار سرمایه برجسته است. حجم منابع بازار پول حدود ۳۰۰۰ هزار میلیارد تومان و حجم بازار سرمایه حدود ۱۵۰ هزار میلیارد تومان است که این مسأله بیانگر آن است که سهم بازار سرمایه در مقایسه با بازار پول یک به بیست است.<sup>۱</sup> یکی از دلایل این امر می‌تواند کوتاه‌مدت بودن مصارف بانکی باشد که باعث می‌شود گرایش افراد به بازار پول در مقایسه با بازار سرمایه بیشتر گردد.

از سوی دیگر شکل‌گیری بازارهای مالی در کشور، اثرات مستقیم و غیرمستقیم بر بازارهای پولی دارد که در این راستا بورس اوراق بهادار به عنوان مهم‌ترین نماد بازار سرمایه از یک طرف در تأمین مالی واحدهای اقتصادی تأثیر داشته و از طرف دیگر در جذب پس‌انداز و جریان آن به طرف سرمایه‌گذاری‌های مولد در اقتصاد نقش بسزایی دارد. لذا شاخص قیمت سهام به عنوان یکی از مهم‌ترین معیارهای سنجش عملکرد بورس اوراق بهادار در تمام بازارهای مالی دنیا از اهمیت زیادی برخوردار است. در سال‌های مورد تحقیق در این مقاله بازار مالی ایران با

۱- وبسایت بانک مرکزی و بورس اوراق بهادار تهران

افت و خیزهایی همراه بوده است. اولین داده گزارش شده شاخص قیمت سهام (کل) در وبسایت بانک مرکزی مربوط به سال ۱۳۷۰ می باشد که برابر ۴۷۲/۱ بوده است، شاخص مذکور تا سال ۱۳۸۲ از رشد قابل توجهی برخوردار بوده، اما این رشد بعد از سال ۱۳۸۲ دچار کاهش شده است و مقدار شاخص از ۱۱۳۷۹/۳۷ در سال ۱۳۸۲ به ۱۲۱۱۳/۰۱ در سال ۱۳۸۳ رسید. از سال ۱۳۸۳ روند نزولی شاخص مذکور آغاز گردید، به نحوی که در سال ۱۳۸۷ به مقدار ۷۹۶۶/۵ کاهش یافته است، اما بازار پولی کشور دارای شرایط متفاوتی نسبت به بازار مالی بوده است. بازار پولی تا سال ۱۳۸۶ با رشد فزاینده پول و شبه پول همراه بوده است. مقدار پول گزارش شده توسط بانک مرکزی در بهار ۱۳۶۰ برابر ۲۱۴۸/۱۰۰ میلیارد ریال است. این رقم در زمستان ۱۳۸۶ به ۵۳۵۷۰۷/۳ میلیارد ریال رسیده و با اندکی کاهش در زمستان ۱۳۸۷، ۵۲۵۴۸۲/۵ میلیارد ریال گزارش شده است، بر اساس آمارهای مذکور مقدار پول در سال ۱۳۸۷ نسبت به سال ۱۳۶۰ نزدیک به ۲۵۰ برابر افزایش داشته است. مقدار شبه پول نیز که در بهار ۱۳۶۰، ۲۲۳۱/۹ میلیارد ریال بوده است، در زمستان ۱۳۸۷، ۱۳۷۵۸۸۴ میلیارد ریال گزارش شده که این رقم حدود ۶۲۰ برابر سال ۱۳۶۰ می باشد.<sup>۱</sup>

در تنها تحقیقی که در ایران در زمینه بررسی رابطه بین شاخص قیمت سهام و تقاضای پول صورت گرفته است، از تکنیک همجمعی یوهانسن<sup>۲</sup> استفاده شده است. تحقیقات خارجی صورت گرفته در این زمینه نیز به تخمین مدل خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی<sup>۳</sup> و مدل تصحیح خطا<sup>۴</sup> اکتفا نموده و بعضی نیز از آزمون‌های همجمعی استفاده کرده‌اند. آزمون‌های انگل - گرنجر<sup>۵</sup> و یوهانسن آزمون‌های همجمعی استفاده شده در این تحقیقات می باشند. مسأله‌ای که در ارتباط با دو آزمون مذکور وجود دارد، لزوم جمعی<sup>۶</sup> بودن تمام متغیرها از درجه یک می باشد. جهت رفع این نقص، در این تحقیق برای تحلیل تجربی روابط بلندمدت و اثرات متقابل بین متغیرهای تحقیق، آزمون کرانه‌ها<sup>۷</sup> که توسط پسران و

۱- بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

2- Johansen

3- Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

4- Error Correction Model (ECM)

5- Engle-Granger

6- Integrated

7- Bounds Test

همکاران<sup>۱</sup> ارائه گردیده، استفاده شده است. این روش سه مزیت عمده نسبت به سایر روش‌ها دارد، اول اینکه نسبت به سایر روش‌های آزمون همجمعی مانند روش یوهانسن ساده می‌باشد. دوم، روش آزمون کرانه‌ها بر خلاف سایر روش‌ها مانند یوهانسن نیازمند یکسان بودن درجه جمعی متغیرهای مورد استفاده در مدل نمی‌باشد و صرف‌نظر از اینکه همه متغیرها  $I(0)$  یا  $I(1)$  یا جمعی از درجات متفاوت  $I(0)$  و  $I(1)$  باشند، قابل استفاده است. سوم، آزمون مذکور در نمونه‌های محدود و کوچک کارایی نسبتاً بالایی نسبت به روش‌های قبلی دارد.

در بررسی درجه جمعی متغیرها، یکی از مسائل مهم لزوم در نظر گرفتن شکست ساختاری است. نتایج آزمون‌های رایج ریشه واحد دیکی - فولر<sup>۲</sup>، دیکی - فولر تعمیم‌یافته<sup>۳</sup> و فیلیپس - پرون<sup>۴</sup> و غیره در صورتی معتبر می‌باشند که داده‌ها شکست ساختاری نداشته باشند، اما در صورت وجود شکست ساختاری، آزمون‌های مذکور برای بررسی درجه جمعی، نتایج قابل اتکا ارائه نخواهند کرد. غفلت از در نظر گرفتن شکست ساختاری ممکن است به تورش در نتیجه آزمون ریشه واحد در جهت عدم رد فرض صفر ریشه واحد منجر گردد. به عبارت دیگر آزمون‌هایی مانند دیکی - فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس - پرون ممکن است به اشتباه متغیر را جمعی از درجه یک گزارش نمایند، در حالی که در حقیقت ممکن است متغیر با لحاظ شکست ساختاری ایستا<sup>۵</sup> باشد و بنابراین نتایج آزمون‌های همجمعی مانند یوهانسن - یوسلیوس و انگل - گرنجر جهت بررسی روابط بلندمدت ممکن است، کاذب باشند. از این رو با توجه به حجم کم نمونه در دسترس در ایران و نیز عدم وجود قطعیت در نتایج آزمون‌های مختلف ریشه واحد، این مقاله با استفاده از رهیافت آزمون کرانه‌ها و آزمون علیت گرنجر به بررسی تأثیر بلندمدت شاخص قیمت سهام بر تقاضای پول در ایران می‌پردازد.

در ادامه، ساختار مقاله به این صورت تنظیم شده است که در بخش دوم مبانی نظری و نیز نتایج تحقیقات تجربی صورت گرفته در ارتباط با موضوع ارائه شده است. در بخش سوم مدل، روش تحقیق و آزمون‌های مورد استفاده بیان شده است.

1- Pesaran et al (2001)

2- Dickey and Fuller (DF)

3- Augmented Dickey-Fuller (ADF)

4- Phillips and Perron (PP)

5- Stationary

بخش چهارم نیز به تحلیل داده و نتایج تخمین مدل اختصاص یافته است. بخش پنجم اختصاص به بحث و نتیجه‌گیری دارد.

## ۲. مبانی نظری تحقیق و نتایج مطالعات تجربی

از دهه ۱۹۳۰ اقتصاددانان مبانی و پایه‌های نظری تقاضای پول را در چارچوب خطوط فکری متفاوتی ارائه کردند. بر اساس مکتب کمبریج و به عقیده مارشال مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده تقاضای پول، درآمد و دارایی افراد می‌باشد. در نظریه کینز تقاضای پول از سه جزء تقاضای معاملاتی، تقاضای احتیاطی و تقاضای سفته‌بازی تشکیل می‌گردد. در نظریه تقاضای معاملاتی بامول - توبین، تقاضای معاملاتی تابعی از مراجعه افراد به بانک (که تابعی معکوس از نرخ بهره و تابعی مثبت از درآمد است) می‌باشد. در نظریه تقاضای سفته‌بازی توبین فرد با حداکثرسازی مطلوبیت خود ترکیب مطلوب ریسک و درآمد متوسط را تعیین می‌نماید و فرد ریسک‌گریز که اکثر افراد را شامل می‌شود، همواره ترکیبی از اوراق قرضه و پول نگهداری می‌نماید.

فریدمن<sup>۱</sup> به نقش پول به عنوان مانعی در مقابل ریسک ضرر ناشی از نگهداری سایر دارایی‌ها توجه نمی‌کند، او تقاضا برای پول را به صورت قسمتی از تئوری عمومی تقاضا بیان می‌دارد و می‌گوید: «مصرف‌کنندگان، پول نگه می‌دارند چون نگهداری پول به آنها مطلوبیت می‌دهد، زیرا نگهداشتن پول به جای مراجعات مکرر به دلال‌های بازار اوراق قرضه و پذیرفتن ریسک زیان آن اوراق، موجب تسهیل در امر پرداخت آنها می‌شود». همان‌طور که تقاضای مصرف‌کننده در غیاب توهم پولی، تقاضا برای کالاهای حقیقی مصرفی است و به ارزش پولی آنها کاری ندارد، تقاضای پول هم، دقیقاً باید تقاضا برای مانده‌های حقیقی باشد، زیرا پول نیز مانند کالا، به اعتبار مطلوبیتی که ارائه می‌کند، مورد تقاضا واقع می‌شود (عزیزی و مرادخانی، ۱۳۸۶).

فریدمن بر اهمیت فعالیت بازار سهام بر تابع تقاضای پول (با به‌کارگیری داده‌های آمریکا) تأکید نموده است. این امر بر این اساس استوار است که افزایش در قیمت دارایی‌ها و از این‌رو افزایش ثروت افراد بر تابع تقاضای پول از دو کانال تأثیر

1- Friedman (1988)

می‌گذارد: نخست اثر جانشینی (منفی) بدین صورت که افزایش در قیمت دارایی‌ها جذابیت سرمایه‌گذاری در آنها را در مقایسه با نگهداری پول افزایش می‌دهد. دوم، اثر درآمدی (مثبت) که در آن با افزایش قیمت دارایی‌ها و ثروت، قسمتی از پول اضافی ممکن است به صورت نقد ذخیره گردد. علاوه بر این همان گونه که گردش مالی با افزایش قیمت دارایی‌های مالی افزایش می‌یابد، تقاضا به منظور اهداف معاملاتی نیز افزایش خواهد یافت. از این رو تأثیر خالص قیمت سهام بر تقاضای پول نامشخص خواهد بود و همان گونه که کیا<sup>۱</sup> تأکید نموده است، علامت متغیر شاخص قیمت سهام در هر جامعه‌ای می‌بایست توسط مطالعات تجربی مشخص گردد (بهارامشاه و همکاران، ۲۰۰۹).

در این زمینه تحقیقات تجربی زیادی صورت گرفته است، به عنوان مثال در داخل کشور عزیزی و مرادخانی (۱۳۸۶) در تحقیقی تأثیر شاخص قیمت سهام بر تابع تقاضای پول را در دوره ۱۳۷۰-۱۳۸۰ بررسی نمودند. آنها با استفاده از روش یوهانسن و یوسلیوس ابراز نمودند که حجم پول ( $M_1$ ) و نقدینگی ( $M_2$ ) متغیرهای مناسبی در تابع تقاضای پول ایران هستند. به این معنی که رابطه تعادلی بلندمدت باثباتی را ایجاد می‌کنند و همچنین قیمت سهام به عنوان یکی از متغیرهای توضیح‌دهنده تابع تقاضای پول دارای ضریب معنادار بوده و تغییرات شاخص قیمت سهام نیز دارای دو اثر درآمدی مثبت و جانشینی منفی بر تابع تقاضای پول می‌باشد.

بهارامشاه و همکاران<sup>۲</sup> تقاضای پول کشور چین را طی دوره ۱۹۹۰-۲۰۰۷ و با استفاده از روش آزمون کرانه‌ها مورد بررسی قرار دادند. نتایج آنها نشان می‌دهد که رابطه بلندمدت باثباتی بین تقاضای پول  $M_2$  و عوامل تعیین‌کننده آن از جمله درآمد واقعی، تورم، نرخ بهره خارجی و شاخص قیمت سهام وجود دارد. نتیجه مهم دیگر آنکه شاخص قیمت سهام اثر درآمدی معنی‌داری بر تقاضای پول  $M_2$  در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارد. عدنان هی و همکاران<sup>۳</sup> در تحقیقی با استفاده از تکنیک همجمعی در دوره ۱۹۷۱-۲۰۰۶ به تخمین تابع تقاضای پول پاکستان پرداختند و نتیجه گرفتند که شاخص قیمت سهام رابطه مثبت و معنی‌داری با

1- Kia (2006)

2- Baharumshah et al (2009)

3- Adnan hye, et al, (2009)

تقاضای پول در بلندمدت دارد. ابراهیم<sup>۱</sup> در تحقیقی اثر درآمد واقعی، نرخ بهره داخلی، نرخ ارز و قیمت واقعی سهام را برای کشور مالزی با استفاده از تکنیک همگرایی انگل - گرنجر تخمین زد. نتایج تحقیقات وی نشان می‌دهد کشش درآمدی تقاضای پول و کشش نرخ ارز در بلندمدت کاهش می‌یابد و نرخ بهره نیز کاملاً بی‌کشش می‌شود. ضمن آنکه شاخص قیمت سهام اثر معنی‌دار مثبتی روی تقاضای پول دارد که این نشان می‌دهد در بلندمدت اثر ثروت بر اثر جانشینی غلبه پیدا کرده است. چودری<sup>۲</sup> تحقیقی در خصوص کشورهای آمریکا و کانادا در دوره ۱۹۵۵-۱۹۸۹ انجام داد. وی تابع تقاضا را با استفاده از روش همگرایی یکسان یوهانسن - یوسلیوس و مدل تصحیح خطا برآورد کرد. نتایج وی نشان داد که شاخص قیمت سهام نقش مهمی در تعیین ثبات تابع تقاضای بلندمدت  $M_1$  و  $M_2$  حقیقی در هر دو کشور دارد.

### ۳. مدل و روش تحقیق

#### ۳-۱. مدل تحقیق

فریدمن بیان داشت که سهام به عنوان یکی از انواع دارایی‌ها می‌تواند وارد سبد دارایی مصرف‌کننده شود. وی در دوره مورد مطالعه (۱۹۶۱-۱۹۸۶) نشان داد تابع تقاضای پول (که او در آن نقدینگی را به عنوان تعریف پول قرار داده بود) تابعی است از شاخص قیمت سهام با سه وقفه تأخیر که با آن رابطه مثبت و مستقیم داشته و نیز شاخص قیمت سهام بدون وقفه که با آن رابطه منفی و معکوس دارد (عزیزی و مرادخانی، ۱۳۸۶). از آن زمان که ارزش سهام در کل ثروت فیزیکی وارد شد، از نظر تئوری و نیز اقتصادی ثابت گردید شاخص قیمت سهام می‌تواند یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر تابع تقاضای پول باشد. ارتباط مستقیم و غیرمستقیم بین شاخص قیمت سهام و تابع تقاضای پول می‌تواند از چهار کانال مختلف توضیح داده شود:

1- Ibrahim Mansur, (2001)

2- Choudhry, (1996)



- افزایش قیمت سهام سبب افزایش در ثروت اسمی و لذا سبب افزایش تقاضای پول خواهد شد.
- افزایش در شاخص قیمت سهام سبب افزایش در بازده انتظاری از دارایی‌های ریسکی شده، لذا ثروت انتظاری فرد افزایش می‌یابد. ضمناً افزایش ریسک ناشی از نگهداری دارایی‌های ریسکی سبب می‌شود فرد مقادیر بیشتری از دارایی‌های امن نظیر پول را در سبد دارایی‌های خود نگهداری نماید و در نتیجه تقاضای پول افزایش خواهد یافت.
- افزایش در قیمت سهام، دلالت بر افزایش حجم مبادلات دارد، لذا جهت تسهیل در مبادلات، تقاضای پول نیز افزایش می‌یابد.
- افزایش در قیمت سهام سبب می‌شود دارایی‌های ریسکی نسبت به دارایی‌های غیرریسکی جذاب‌تر شده و افراد در سبد دارایی، سهام بیشتری نگهداری کنند که این امر سبب می‌شود تقاضای پول کاهش یابد.

موارد فوق دلایل تأثیر شاخص قیمت سهام بر تابع تقاضای پول است. سه مورد اول اثر درآمدی داشته و دارای علامت مثبت می‌باشند، به عبارت دیگر در هر یک از این موارد تغییرات شاخص قیمت سهام، تأثیر مستقیم بر تابع تقاضای پول خواهد داشت ولی در مورد چهارم، تغییرات شاخص قیمت سهام اثر معکوس بر تقاضای پول دارد که اثر جانشینی نامیده می‌شود. فریدمن در تحقیق خود برای متغیر وابسته از تعریف نقدینگی  $M_2$  و از متغیرهای توضیح‌دهنده درآمد سرانه واقعی، نرخ بهره اسمی، شاخص قیمت سهام با سه وقفه تأخیر، شاخص قیمت سهام بدون وقفه و متغیر مجازی مربوط به جنگ جهانی دوم استفاده نموده است. اگر اثرات درآمدی و جانشینی همزمان اتفاق می‌افتاد، راهی برای تفکیک اثرات آنها وجود نداشت، ولی از آنجا که اثر جانشینی سریع‌تر از اثر درآمدی اتفاق می‌افتد، لذا در تابع تقاضای پول شاخص قیمت سهام بدون وقفه، برای نشان‌دادن اثر جانشینی و شاخص قیمت سهام با سه وقفه، برای نشان‌دادن اثر درآمدی به کار گرفته شده است.

در برآورد معادله فریدمن اثرات جانشینی و درآمدی هر دو وجود داشته و معنادارند، ولی اثر درآمدی از اثر جانشینی قوی‌تر است، لذا اثر خالص شاخص

قیمت سهام بر تابع تقاضای پول مثبت خواهد بود. البته این به مثابه یک قانون نیست، اثر خالص شاخص قیمت سهام بر تابع تقاضای پول بسته به نوع اقتصاد یک کشور و سایر متغیرها می‌تواند مثبت یا منفی باشد.

فریدمن نظریه‌ای در خصوص تقاضا برای پول عرضه می‌کند که بر اساس آن چارچوب مباحث اقتصاد خرد در زمینه رفتار مصرف‌کننده و نظریه رفتار تولیدکننده در تقاضا برای عوامل تولید بررسی می‌شود. فریدمن اعتقاد دارد که پول برای مصرف‌کننده نوعی مطلوبیت روانی به دلیل سهولت انجام معاملات دارد و یک مصرف‌کننده به جهت مطلوبیتی که پول در ایجاد کارایی بیشتر در پرداختها دارد، آن را نگهداری می‌کند، زیرا در غیر این صورت لازم است که او برای تبدیل اوراق قرضه به پول به دفعات به کارگزار اوراق قرضه مراجعه کند و خطر ناشی از کاهش قیمت را نیز بپذیرد. از طرفی چون پول هم مثل کالا به اعتبار مطلوبیتی که ارائه می‌کند، مورد تقاضا واقع می‌شود، لذا مانده‌های اسمی و ظاهری مورد تقاضا نیست بلکه تقاضای پول در واقع برای مانده‌های حقیقی می‌باشد. این تقاضای مانده‌های حقیقی به سطح درآمد حقیقی و میزان بازدهی روش‌های دیگر نگهداری دارایی نظیر اوراق قرضه و کالاهای بادوام بستگی دارد. به نظر فریدمن پول برای تولیدکننده نوعی نهاده تولید محسوب می‌شود و تولیدکنندگان پول را به صورت یک دارایی مولد که جریان پرداختها و هزینه‌ها را تسهیل می‌کند، نگه می‌دارند. یعنی به همان نحو که تقاضای آنها برای خدمات حقیقی سرمایه بستگی به سطح تولید حقیقی و قیمت نسبی سرمایه دارد، تقاضای ایشان برای موازنه حقیقی نیز به محصول (یا درآمد) حقیقی و عایدات نسبی سایر روش‌های نگهداری ثروت (اوراق قرضه و غیره) بستگی دارد. این دیدگاه تابع تقاضای مانده‌های حقیقی را به صورت زیر ارائه می‌دهد:

$$M_d = M / P = m(y, r_j) \quad j=1, \dots, k \quad (1)$$

که در آن  $M$  تقاضای اسمی پول،  $\frac{M}{P} = m$  تقاضای حقیقی برای پول،  $P$  سطح عمومی قیمت‌ها،  $y$  درآمد واقعی و  $r_j$  بازدهی سایر دارایی‌هاست که این موارد می‌توانند جانشین پول شوند.

بر اساس تحلیل فوق فریدمن نتیجه می‌گیرد که تقاضای پول با سطح درآمد واقعی رابطه مستقیم و با نرخ بازدهی سایر راه‌های نگهداری ثروت رابطه معکوس دارد. فریدمن در سال ۱۹۸۸ شاخص قیمت سهام را نیز به عنوان یک متغیر توضیح‌دهنده وارد تابع تقاضای پول نمود که بر اساس این مقاله شاخص قیمت سهام دو اثر جانشینی (منفی) و اثر درآمدی (مثبت) بر تابع تقاضای پول داشته است (توتونچیان، ۱۳۷۵).

در ارتباط با نحوه تأثیرگذاری نرخ ارز بر تابع تقاضای پول نیز تحلیل‌ها بر اثر جانشینی و درآمدی مبتنی می‌باشند. اثر جانشینی به این گونه عمل می‌نماید که با کاهش ارزش پول داخلی افراد به جای نگهداری پول داخلی در مقایسه با گذشته رو به نگهداری مقدار بیشتری از ارزهای خارجی آورده و این امر به کاهش تقاضای پول منجر می‌گردد. اثر درآمدی بیانگر این مطلب است که با کاهش ارزش پول داخلی و افزایش نرخ ارز، ثروت افرادی که ارزهای خارجی نگهداری می‌نمایند، افزایش یافته و این امر به افزایش تقاضای پول داخلی منجر می‌گردد. فریدمن، چودری، بهمنی اسکویی و تچاراتانچی<sup>۱</sup> و بهمنی اسکویی و ان جی<sup>۲</sup> تحلیل‌های مبتنی بر اثرهای جانشینی و درآمدی در خصوص امکان ارتباط منفی و مثبت بین تقاضا برای پول و شاخص قیمت سهام و همچنین تقاضا برای پول و نرخ ارز اسمی را مشخص نموده‌اند (هسینگ، ۲۰۰۷). با توجه به مطالب فوق، در این مقاله به پیروی از فریدمن، چودری و تورنتن<sup>۳</sup> تابع تقاضای پول مورد استفاده به صورت زیر می‌باشد:

$$\ln\left(\frac{M_t}{P_t}\right) = \mathbb{E}_0 + \mathbb{E}_1 \ln(Gdp_t) + \mathbb{E}_2 \ln(sp_t) + \mathbb{E}_3 \ln(Ex_t) + \mathbb{E}_4 \ln(Inf_t) + v_t \quad (2)$$

که در آن  $Gdp_t$  نشان‌دهنده تولید ناخالص داخلی،  $sp_t$  شاخص قیمت سهام،<sup>۴</sup>  $M_t$  تقاضای پول،  $Ex_t$  نرخ ارز و  $Inf_t$  نشان‌دهنده نرخ تورم است. بر اساس تحلیل فریدمن انتظار می‌رود تقاضای پول با سطح درآمد واقعی رابطه مستقیم داشته باشد. همچنین اگر علامت لگاریتم شاخص قیمت سهام یعنی  $\mathbb{E}_2$  مثبت

1- Bahmani-Oskooee and Techaratanachai, (2001)

2- Bahmani-Oskooee and Ng, (2002)

3- Thornton

4- Stock Price

باشد، به این مفهوم است که اثر درآمدی بزرگتر از اثر جانشینی است و برعکس اگر  $E_3$  دارای علامت منفی باشد، این امر مشخص می‌نماید که کاهش ارزش ریال به کاهش تقاضای پول منجر خواهد گردید، از این رو اثر جانشینی بزرگتر از اثر درآمدی خواهد بود.

### ۲-۳. روش تحقیق

برای تحلیل تجربی روابط بلندمدت و اثرات متقابل بین متغیرهای مورد نظر در این مقاله روش آزمون کرانه‌ها که توسط پسران و همکاران ارائه گردیده، استفاده شده است. به تبعیت از پسران و همکاران روش آزمون کرانه‌ها با مدل سازی رابطه بلندمدت به شکل یک مدل خودبازگشتی برداری<sup>۱</sup> از رتبه  $p$  در  $z_t$  به کار گرفته می‌شود:

$$z_t = c_0 + S_t + \sum_{i=1}^p z_{t-i} + V_t, \quad t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (3)$$

که در آن  $c_0$  یک بردار  $(k+1)$  از عرض از مبدأها و  $S$  یک بردار  $(k+1)$  از ضرایب متغیر روند<sup>۲</sup> ماتریس ضرایب می‌باشد. پسران و همکاران (۲۰۰۱) مدل تصحیح خطای برداری<sup>۳</sup> زیر را برای رابطه فوق ارائه نمودند:

$$Az_t = c_0 + S_t + fz_{(t-i)} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta z_{(t-i)} + V_t, \quad t = 1, 2, n, \dots, T \quad (4)$$

که در آن  $f = I_{k+1} \sum_{i=1}^p \Psi_i$ ،  $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p \Psi_j$ ،  $i = 1, 2, \dots, p-1$ ، به ترتیب

حاوی اطلاعات بلندمدت و کوتاه‌مدت می‌باشند.  $z_t$  برداری از متغیرهای  $x_t$  و  $y_t$  است.  $y_t$  بردار متغیرهای وابسته می‌باشد که در این مقاله با  $LnM_t$  تعریف شده است و  $x_t = [LnGdp_t, LnSp_t, LnEx_t, LnInf_t]$  یک ماتریس برداری از متغیرهای توضیحی می‌باشد،  $V_t = (V_{1t}, V'_{2t})'$  بردار خطاهاست که دارای توزیع مستقل یکنواخت با میانگین صفر و واریانس همسان فرض شده است. پسران و همکاران با توجه به وجود یا عدم وجود و نیز مقید یا غیرمقید بودن عرض از مبدأ و متغیر روند، پنج حالت برای مدل تصحیح خطا معرفی نموده‌اند:

1- Vector Autoregressive (VAR)

2- Trend

3- Vector Error Correction Model (VECM)

حالت I: بدون عرض از مبدأ و بدون روند، بنابراین ECM به صورت زیر است:

$$\Delta y_t = u_{yy} y_{t-1} + u_{xx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \gamma_i \Delta x_{t-1} + v_{yt} \quad (5)$$

حالت II: با عرض از مبدأ مقید و بدون روند، بنابراین ECM به صورت زیر است:

$$\Delta y_t = u_{yy} (y_{t-1} - \bar{y}) + u_{xx} (x_{t-1} - \bar{x}) + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \gamma_i \Delta x_{t-1} + v_{yt} \quad (6)$$

حالت III: با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند، بنابراین ECM به صورت زیر است:

$$\Delta y_t = c_0 + u_{yy} y_{t-1} + u_{xx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \gamma_i \Delta x_{t-1} + v_{yt} \quad (7)$$

حالت (IV): با عرض از مبدأ نامقید و روند مقید، بنابراین ECM به صورت زیر است:

$$\Delta y_t = c_0 + u_{yy} (y_{t-1} - x_{y,t}) + u_{xx} (x_{t-1} - x_{x,t}) + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \gamma_i \Delta x_{t-1} + v_{yt} \quad (8)$$

حالت (V): با عرض از مبدأ نامقید و روند نامقید، بنابراین ECM به صورت زیر است:

$$\Delta y_t = c_0 + St + u_{yy} y_{t-1} + u_{xx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \gamma_i \Delta x_{t-1} + v_{yt} \quad (9)$$

به اعتقاد پسران و همکاران حالت‌های سوم، چهارم و پنجم با واقعیت‌های اقتصادی سازگاری داشته و در تحقیقات تجربی مورد بررسی قرار می‌گیرند که این سه حالت معرفی شده با توجه به مدل ارائه شده به صورت زیر می‌باشند:

حالت (III):

(۱۰)

$$\begin{aligned} \Delta \text{Ln}M_t = & c_0 + u_1 \text{Ln}M_{t-1} + u_2 \text{Ln}Gdp_{t-1} + u_3 \text{Ln}Ex_{t-1} + \\ & u_4 \text{Ln}Inf_{t-1} + u_5 \text{Ln}Sp_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Phi_i \text{Ln}M_{t-i} + \sum_{l=1}^q \{ \Delta \text{Ln}Gdp_{t-l} + \\ & \sum_{m=1}^q y_m \Delta \text{Ln}Ex_{t-m} + \sum_{n=1}^q n \text{Ln}Inf_{t-n} + \sum_{s=1}^q s \Delta \text{Ln}Sp_{t-s} + \Psi D_t + v_t \end{aligned}$$

حالت (IV):

(۱۱)

$$\begin{aligned} \Delta \text{Ln}M_t = & c_0 + u_1 (\text{Ln}M_{t-1} - x_M t) + u_2 (\text{Ln}Gdp_{t-1} - x_{Gdp} t) + u_3 (\text{Ln}Ex_{t-1} - x_{Ex} t) + u_4 \\ & (\text{Ln}Inf_{t-1} - x_{Inf} t) + u_5 (\text{Ln}Sp_{t-1} - x_{Sp} t) \\ & + \sum_{i=1}^p \Phi_i \text{Ln}M_{t-i} + \sum_{l=1}^q \Phi_l \Delta \text{Ln}Gdp_{t-l} + \sum_{m=1}^q y_m \Delta \text{Ln}Ex_{t-m} + \sum_{n=1}^q n \text{Ln}Inf_{t-n} + \sum_{s=1}^q s \text{Ln}Sp_{t-s} + \Psi D_t + v_t \end{aligned}$$

حالت (V):

(۱۲)

$$\begin{aligned} \Delta \text{Ln}M_t = & c_0 + st + u_1 \text{Ln}M_{t-1} + u_2 \text{Ln}Gdp_{t-1} + u_3 \text{Ln}Ex_{t-1} + u_4 \text{Ln}Inf_{t-1} + u_5 \text{Ln}Sp_{t-1} \\ & + \sum_{i=1}^p \Phi_i \text{Ln}M_{t-i} + \sum_{l=1}^q \Phi_l \Delta \text{Ln}Gdp_{t-l} + \sum_{m=1}^q y_m \Delta \text{Ln}Ex_{t-m} + \sum_{n=1}^q n \text{Ln}Inf_{t-n} + \sum_{s=1}^q s \text{Ln}Sp_{t-s} + \Psi D_t + v_t \end{aligned}$$

که در روابط فوق  $u_t$ ها ضرایب بلندمدت،  $c_0$  عرض از مبدأ و  $v_t$  جمله خطاهای نوفه سفید<sup>۱</sup> می باشد. در آزمون کرانه‌ها گام نخست، تخمین رابطه مدل تصحیح خطا با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، به منظور آزمون وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحقیق با به کارگیری آزمون F جهت آزمون فرضیه  $H_A: u_1 \neq u_2 \neq u_3 \neq u_4 \neq u_5 \neq 0$  در مقابل  $H_N: u_1 = u_2 = u_3 = u_4 = u_5 = 0$  می باشد. برای متغیرهای مستقل I(d)، دو دسته از مقادیر بحرانی جهت انجام آزمون کرانه‌ها توسط نارایان<sup>۲</sup> برای آزمون F و پسران و همکاران برای آزمون t فراهم گردیده است؛ کرانه پایین برای متغیرهای توضیحی I(0) و کرانه بالا برای

1- White Noise

2- Narayan (2005)

متغیرهای توضیحی  $I(1)$  در نظر گرفته شده‌اند. اگر آماره  $F$  بزرگتر از مقدار بحرانی کرانه بالا باشد، می‌توان بدون توجه به درجه جمعی متغیرها فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را رد نمود. اگر آماره آزمون پایین‌تر از مقدار بحرانی کرانه پایین قرار گیرد، فرض صفر را نمی‌توان رد نمود و در نهایت اگر آماره آزمون بین کرانه‌های بالا و پایین قرار گیرد، نتیجه آزمون نامشخص می‌باشد. در گام دوم بعد از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها، می‌توان مدل بلندمدت  $ARDL(p_1, q_1, q_2, q_3, q_4)$  شرطی را تخمین زد. با توجه به اینکه تقاضای واقعی پول شامل دو تعریف حجم نقدینگی ( $M_2$ ) و حجم پول ( $M_1$ ) است، استفاده از دو تعریف پول برای تقاضای پول به عنوان متغیر وابسته و تأثیر متغیرهای مستقل بر آن مورد تأکید قرار گرفته است. مدل  $ARDL$  بلندمدت شرطی برای دو حالت ذکر شده، به صورت زیر می‌باشد:

مدل  $ARDL$  بلندمدت شرطی با در نظر گرفتن حجم واقعی پول ( $M_1$ ) به عنوان متغیر وابسته تقاضای پول:

(۱۳)

$$\begin{aligned} \ln M_{1t} = c_0 + \alpha t + \sum_{i=1}^p u_1 \ln M_{1t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} u_2 \ln Gdp_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} u_3 \ln Ex_{t-i} + \\ \sum_{i=0}^{q_4} u_4 \ln Inf_{t-1} + \sum_{i=0}^{q_5} u_5 \ln Sp_{t-1} + \Psi D_t + v_t \end{aligned}$$

مدل  $ARDL$  بلندمدت شرطی با در نظر گرفتن حجم واقعی نقدینگی ( $M_2$ ) به عنوان متغیر وابسته تقاضای پول:

(۱۴)

$$\begin{aligned} \ln M_{2t} = c_0 + \alpha t + \sum_{i=1}^p u_1 \ln M_{2t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} u_2 \ln Gdp_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} u_3 \ln Ex_{t-i} + \\ + \sum_{i=0}^{q_4} u_4 \ln Inf_{t-1} + \sum_{i=0}^{q_5} u_5 \ln Sp_{t-1} + \Psi D_t + v_t \end{aligned}$$

اکنون باید تعداد وقفه‌های مدل  $ARDL(p_1, q_1, q_2, q_3, q_4)$  برای پنج متغیر را با استفاده از معیار شوارتز-بیزین<sup>۱</sup> تعیین نمود. در گام آخر پارامترهای پویای کوتاه‌مدت و بلندمدت به وسیله تخمین مدل تصحیح خطای زیر به دست می‌آید:

مدل تصحیح خطا با در نظر گرفتن حجم واقعی پول ( $M_1$ ) به عنوان متغیر وابسته تقاضای پول:

(۱۵)

$$\Delta \ln M_{1t} = c_0 + St + \sum_{i=1}^p \Phi_i \ln M_{1t-i} + \sum_{l=1}^q \Phi_l \Delta \ln Gdp_{t-l} + \sum_{p=1}^q y_p \Delta \ln Ex_{t-p} + \sum_{n=1}^q \alpha_n \ln f_{t-n} + \sum_{s=1}^q \beta_s \ln Sp_{t-s} + [ecm_{t-1} + v_t]$$

مدل تصحیح خطا با در نظر گرفتن حجم واقعی نقدینگی ( $M_2$ ) به عنوان متغیر وابسته تقاضای پول:

(۱۶)

$$\Delta \ln M_{2t} = c_0 + St + \sum_{i=1}^p \Phi_i \ln M_{2t-i} + \sum_{l=1}^q \Phi_l \Delta \ln Gdp_{t-l} + \sum_{p=1}^q y_p \Delta \ln Ex_{t-p} + \sum_{n=1}^q \alpha_n \ln f_{t-n} + \sum_{s=1}^q \beta_s \ln Sp_{t-s} + [ecm_{t-1} + v_t]$$

در روابط فوق  $\alpha, \beta, \Phi, \alpha, \beta$  ضرایب کوتاه‌مدت پویای همجمعی مدل‌ها به سمت تعادل و  $[$  سرعت تعدیل می‌باشد.

#### ۴. آزمون علیّت گرنجر

در صورت به کارگیری آزمون کرانه‌ها جهت بررسی وجود روابط بلندمدت بین متغیرها، آزمون علیّت گرنجر با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری انجام می‌شود. در این صورت انحراف کوتاه‌مدت متغیرها از مسیر تعادل بلندمدت آنها توسط ضریب جمله تصحیح خطا مورد بررسی قرار می‌گیرد. بنابراین مدل تصحیح

1- Schwartz Bay Criterion (SBC)



خطای برداری شرطی جهت انجام آزمون علیت گرنجر در این مقاله به صورت زیر است:

(۱۷)

$$\begin{aligned} \Delta \ln M_t &= \gamma_0 + \{\}_{11}^p(L) \Delta \ln M_t + \{\}_{12}^q(L) \Delta \ln Gdp_t + \{\}_{13}^r(L) \Delta \ln Ex_t + \\ &\{\}_{14}^s(L) \Delta \ln f_t + \{\}_{15}^v(L) \Delta \ln Sp_t + uECT_{t-1} + u_{1t} \\ \Delta \ln Gdp_t &= \gamma_0 + \{\}_{21}^p(L) \Delta \ln Gdp_t + \{\}_{22}^q(L) \Delta \ln M_t + \{\}_{23}^r(L) \Delta \ln Ex_t + \\ &\{\}_{24}^s(L) \Delta \ln f_t + \{\}_{25}^v(L) \Delta \ln Sp_t + uECT_{t-1} + u_{2t} \\ \Delta \ln Ex_t &= \gamma_0 + \{\}_{31}^p(L) \Delta \ln Ex_t + \{\}_{32}^q(L) \Delta \ln M_t + \{\}_{33}^r(L) \Delta \ln Gdp_t + \\ &\{\}_{34}^s(L) \Delta \ln f_t + \{\}_{35}^v(L) \Delta \ln Sp_t + uECT_{t-1} + u_{3t} \\ \Delta \ln f_t &= \gamma_0 + \{\}_{41}^p(L) \Delta \ln M_t + \{\}_{42}^q(L) \Delta \ln M_t + \{\}_{43}^r(L) \Delta \ln Gdp_t + \\ &\{\}_{44}^s(L) \Delta \ln Ex_t + \{\}_{45}^v(L) \Delta \ln Sp_t + uECT_{t-1} + u_{4t} \\ \Delta \ln Sp_t &= \gamma_0 + \{\}_{51}^p(L) \Delta \ln Sp_t + \{\}_{52}^q(L) \Delta \ln M_t + \{\}_{53}^r(L) \Delta \ln Gdp_t + \\ &\{\}_{54}^s(L) \Delta \ln Ex_t + \{\}_{55}^v(L) \Delta \ln f_t + uECT_{t-1} + u_{5t} \end{aligned}$$

که در آن

(۱۸)

$$\{\}_{11}^p(L) = \sum_{i=1}^{p_{11}} \{\}_{11,i}^p L^i \{\}_{12}^p(L) = \sum_{i=0}^{p_{12}} \{\}_{12,i}^p L^i \{\}_{13}^p(L) = \sum_{i=0}^{p_{13}} \{\}_{12,i}^p L^i \{\}_{13,i}^p L^i$$

(۱۹)

$$\{\}_{21}^p(L) = \sum_{i=1}^{p_{21}} \{\}_{21,i}^p L^i \{\}_{22}^p(L) = \sum_{i=0}^{p_{22}} \{\}_{22,i}^p L^i \{\}_{23}^p(L) = \sum_{i=0}^{p_{23}} \{\}_{23,i}^p L^i \{\}_{13,i}^p L^i$$

در معادله ۱۲،  $\Delta$  عملگر تفاضل مرتبه اول و  $L$  عملگر تأخیر<sup>۱</sup> است، همچنین در آن  $(L) \Delta \ln M_{t-1} = \Delta \ln M_{t-1} \cdot ECT_{t-1}$  جمله تصحیح خطای با وقفه است که از مدل همجمعی بلندمدت گرفته شده است و  $u_{1t}$  و  $u_{2t}$  و ... اجزای اخلاص نوفه سفید می‌باشند. نهایتاً بر اساس مدل تصحیح خطای برداری آماره  $t$  معنی‌دار مربوط به ضریب  $ECT_{t-1}$  در معادله ۱۲ نشان‌دهنده علیت بلندمدت است، در حالی که

1- Lag Operator

آماره F معنی دار تصدیق کننده علیت کوتاه مدت می باشد (نارایان و اسمیت، ۲۰۰۴).

## ۵. تحلیل داده‌ها و نتایج تخمین مدل

در این مقاله تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه سال ۱۳۷۶، حجم پول، شبه پول، نرخ ارز در بازار آزاد از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران<sup>۱</sup> و شاخص قیمت سهام از سازمان بورس اوراق بهادار کشور استخراج گردیده است. به منظور معرفی ویژگی داده‌های مورد استفاده در این مقاله در جدول ۱ توصیف داده‌ها به صورت خلاصه و در نمودار ۱ مربوط به لگاریتم شاخص قیمت سهام، لگاریتم حجم واقعی پول و لگاریتم حجم واقعی نقدینگی آورده شده است.

جدول ۱- توصیف داده‌های تحقیق<sup>۲</sup>

	LSP	INF	LEX	LGDP	LMR2	LMR1
Mean	۰/۸۶۳۲۹۴	۲۰/۳۶۳۱۲	۸/۵۵۴۵۶۵	۱۱/۳۰۴۵۲	۷/۳۶۶۲۳۸	۶/۴۹۲۲۷۸
Median	۰/۷۲۵۵۷۳	۱۷/۴۳۰۹۲	۸/۹۸۷۳۲۲	۱۱/۲۷۹۵۳	۷/۱۵۷۸۵۹	۶/۳۸۵۵۷۸
Maximum	۲/۶۰۹۷۷۶	۵۵/۴۷۴۴۵	۹/۱۴۸۰۳۹	۱۱/۸۶۸۹۰	۸/۲۰۲۶۶۵	۷/۰۷۷۳۷۳
Minimum	-۱/۱۹۰۷۲۸	۸/۸۰۳۱۶۵	۷/۲۳۳۴۵۵	۱۰/۸۵۶۱۹	۶/۹۱۷۷۲۰	۶/۱۴۸۷۹۶
Std. Dev.	۱/۱۹۸۲۳۱	۹/۶۸۲۹۷۶	۰/۶۶۰۵۸۸	۰/۲۴۶۹۹۲	۰/۳۸۲۷۴۸	۰/۲۵۷۶۹۴
Skewness	-۰/۱۱۱۴۸۷	۱/۹۱۵۳۰۹	-۰/۹۳۰۶۸۷	۰/۲۱۴۸۵۸	۰/۸۹۰۷۱۲	۰/۶۴۷۶۹۳
Kurtosis	۱/۷۵۸۵۵۱	۶/۶۰۴۳۵۳	۲/۳۷۵۰۴۳	۲/۲۵۸۳۱۵	۲/۴۸۰۰۶۹	۲/۱۸۴۵۲۴
Jarque Bera	۴/۵۰۷۵۸۹	۷۸/۳۸۴۱۶	۱۰/۹۲۳۳۱	۲/۰۸۱۷۹۸	۹/۷۵۷۴۳	۶/۶۳۸۵۷۰
Sum	۵۸/۷۰۳۹۶	۱۳۸۴/۶۹۲	۵۸۱/۷۱۰۴	۷۶۸/۷۰۷۱	۵۰۰/۹۰۴۲	۴۴۱/۴۷۴۹
Sum Sq. Dev.	۹۶/۱۹۵۷۸	۶۲۸۱/۹۲۲	۲۹/۲۳۷۲۲	۴/۰۸۷۳۳۱	۹/۸۱۵۲۴۹	۴/۴۴۹۲۲۰

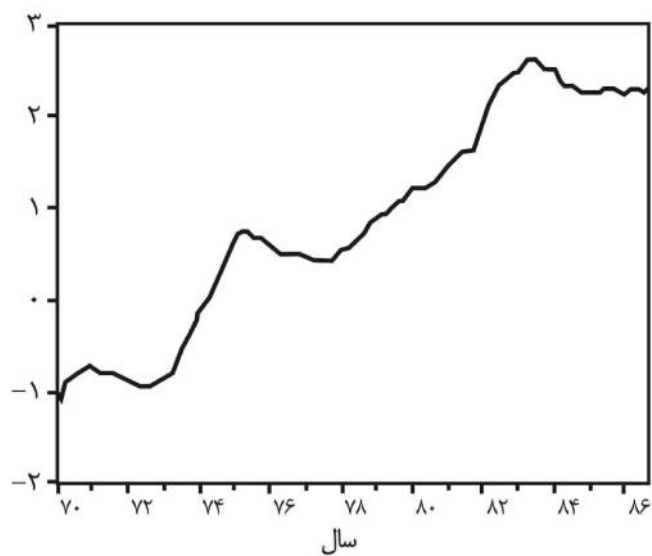
مأخذ: محاسبات محقق

۱- بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

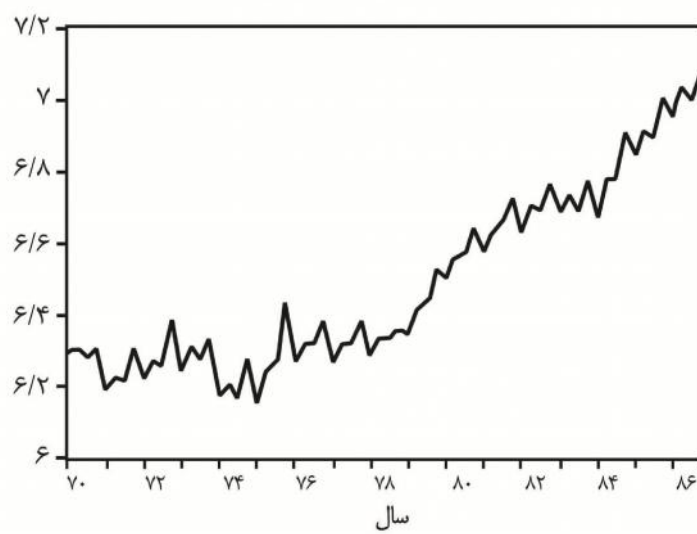
۲- منابع تمام جداول و نمودارها در این مقاله محاسبات محققین می‌باشند.

نمودار ۱- لگاریتم شاخص قیمت سهام، حجم واقعی پول و حجم واقعی نقدینگی

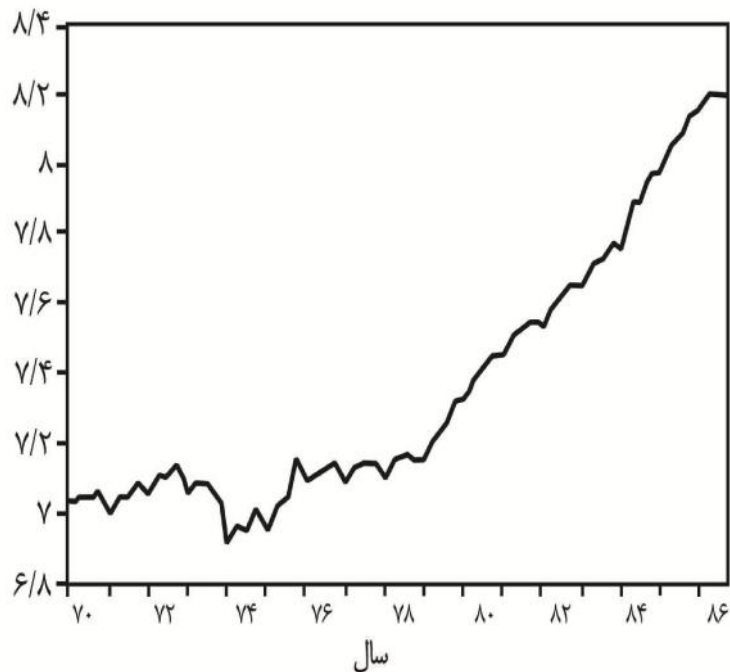
لگاریتم شاخص قیمت سهام



لگاریتم شاخص حجم واقعی پول



## لگاریتم شاخص حجم واقعی نقدینگی



مأخذ: محاسبات محقق

در جدول ۲ نتایج آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته و فیلیپس - پرون برای حجم پول، حجم نقدینگی و تولید ارائه شده است. مشاهده می شود که حجم پول بر اساس آزمون ریشه واحد فیلیپس - پرون در حالت با عرض از مبدأ و روند در سطح معنی داری ۵ درصد جمعی از درجه صفر و در سایر حالتها جمعی از درجه یک می باشد. همچنین بر اساس آزمون فیلیپس - پرون تولید، در حالت با عرض از مبدأ و در حالت با عرض از مبدأ و روند در سطح معنی داری ۱ درصد جمعی از درجه صفر و در سایر حالتها جمعی از درجه یک می باشد.

جدول ۲- آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته و فیلیپس - پرون

آماره	$LnM_{1t}$	$lag$	$LnM_{2t}$	$Lag$	$LnGdp$	$Lag$
$\ddagger_{-}(ADF)$	۱/۳۶	(۶)	۰/۷۲	(۵)	۲/۵۴	(۴)
$\ddagger_T(ADF)$	-۱/۷۹	(۴)	-۱/۳۶	(۵)	-۳/۲۳*	(۴)
$\ddagger(ADF)$	۲/۲۴	(۵)	۱/۶۸	(۵)	۳/۱۴	(۴)
$\ddagger_T(PP)$	۰/۸۳	(۱۵)	۲/۷۴	(۴۱)	-۳/۵۳***	(۶۶)
$\ddagger_{-}(PP)$	-۳/۵۹**	(۲۴)	-۰/۵۳	(۵۴)	-۳/۲۴***	(۳۶)
$\ddagger(PP)$	۲/۴۵	(۱۴)	۳/۰۱	(۸)	۱/۷۲	(۱۲)
	$\Delta LnM_{1t}$	$lag$	$\Delta LnM_{2t}$	$Lag$	$\Delta LnGdp$	$Lag$
$\ddagger_{-}(ADF)$	-۳/۲۹**	(۴)	-۲/۴۳	(۴)	-۵/۲۲***	(۳)
$\ddagger_T(ADF)$	-۴/۲۶***	(۵)	-۴/۴۸***	(۶)	-۳۴/۰۸***	(۲)
$\ddagger(ADF)$	-۱/۹۸***	(۳)	-۱/۷۵*	(۴)	-۲/۸۱***	(۴)
$\ddagger_T(PP)$	-۱۷/۲۰***	(۶)	-۱۰/۴۷***	(۳)	-۲۳/۸۸***	(۱۱)
$\ddagger_{-}(PP)$	-۳۳/۹۴***	(۲۱)	-۱۲/۲۷***	(۳)	-۲۷/۲۵***	(۱۱)
$\ddagger(PP)$	-۱۶/۹۷***	(۵)	-۹/۳۰***	(۴)	-۱۵/۶۱***	(۱۱)

\*\*\*، \*\* و \* به مفهوم رد فرض صفر به ترتیب در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد می باشد.

که  $\ddagger_{-}$  آماره آزمون ریشه واحد برای مدل با عرض از مبدأ و بدون روند،  $\ddagger_T$  آماره آزمون ریشه واحد برای مدل با عرض از مبدأ و روند و  $\ddagger$  آماره آزمون ریشه واحد برای مدل بدون عرض از مبدأ و بدون روند است.  $Ln$  لگاریتم در مبنای عدد نپر و  $\Delta$  تفاضل مرتبه اول است. ADF آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته و PP آزمون ریشه واحد فیلیپس - پرون می باشد. اعداد داخل پرانتز در آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته تعداد وقفه ها می باشد که توسط معیار شوارتز با در نظر گرفتن حداکثر ۱۰ وقفه برای رفع خودهمبستگی سریالی در اجزای

اخلال تعیین شده است. در آزمون فیلیپس - پرون اعداد داخل پرانتز Newey-West Bandwith می‌باشد که توسط بارتلت - کرنل<sup>۱</sup> تعیین شده است. در جدول ۳ نتایج آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته و فیلیپس - پرون برای نرخ ارز، تورم و شاخص قیمت سهام ارائه شده است. در تمامی حالتها متغیرها هم‌انباشته از درجه یک می‌باشند.

جدول ۳- آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته و فیلیپس - پرون

آماره	$LnEx_t$	lag	$Inf_t$	lag	$LnSp_t$	Lag
$\ddagger_{\sim}(ADF)$	-۲/۲۷	(۰)	-۱/۶۸	(۴)	-۰/۶۶	(۱)
$\ddagger_T(ADF)$	-۰/۷۲	(۰)	-۲/۰۸	(۴)	۳/۱۰	(۲)
$\ddagger(ADF)$	۲/۸۹	(۰)	-۰/۷۱	(۴)	۰/۴۸	(۱)
$\ddagger_T(PP)$	-۲/۲۹	(۲)	-۲/۱۳	(۵)	-۱/۲۳	(۵)
$\ddagger_{\sim}(PP)$	-۰/۷۶	(۲)	-۲/۷۵	(۵)	-۲/۰۰	(۵)
$\ddagger(PP)$	۲/۷۶	(۲)	-۰/۷۴	(۴)	۰/۲۰	(۵)
	$\Delta LnEx_t$	Lag	$\Delta Inf_t$	Lag	$\Delta LnSp_t$	Lag
$\ddagger_{\sim}(ADF)$	-۷/۹۸***	(۰)	-۵/۰۹***	(۳)	-۴/۷۹***	(۰)
$\ddagger_T(ADF)$	-۸/۵۵***	(۰)	-۵/۰۴***	(۳)	-۴/۷۱***	(۰)
$\ddagger(ADF)$	-۷/۰۸***	(۰)	-۵/۱۳***	(۳)	-۴/۳۸***	(۰)
$\ddagger_T(PP)$	-۷/۹۸***	(۱)	-۵/۶۶***	(۴)	-۴/۹۰***	(۳)
$\ddagger_{\sim}(PP)$	-۸/۵۵***	(۲)	-۵/۵۵***	(۴)	-۴/۸۳***	(۳)
$\ddagger(PP)$	-۷/۶۸***	(۳)	-۵/۶۶***	(۴)	-۴/۴۳***	(۳)

\*\*\*، \*\* و \* به مفهوم رد فرض صفر به ترتیب در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشد.

که  $\ddagger_{\sim}$  آماره آزمون ریشه واحد برای مدل با عرض از مبدأ و بدون روند،  $\ddagger_T$  آماره آزمون ریشه واحد برای مدل با عرض از مبدأ و روند و  $\ddagger$  آماره آزمون ریشه واحد برای مدل بدون عرض از مبدأ و بدون روند است.  $Ln$  لگاریتم در مبنای عدد نپر و  $\Delta$  تفاضل مرتبه اول است. ADF آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته و PP آزمون ریشه واحد فیلیپس - پرون می‌باشد. اعداد داخل پرانتز در آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته تعداد وقفه‌ها است که توسط معیار شوارتز با در نظر گرفتن

1- Bartlett-Kernel

حداکثر ۱۰ وقفه برای رفع خودهمبستگی سریالی در اجزای اخلال تعیین شده است. در آزمون فیلیپس - پرون اعداد داخل پرانتز Newey-West Bandwith می‌باشد که توسط بارتلت - کرنل تعیین شده است.

در جدول ۴ آزمون ریشه واحد زیوت - اندروز<sup>۱</sup> با توانایی لحاظ یک شکست ساختاری درونزا و آزمون ریشه واحد لامزداین - پاپل<sup>۲</sup> با توانایی در نظر گرفتن دو شکست ساختاری درونزا ارائه شده‌اند. طبق آزمون ریشه واحد زیووت - اندروز، حجم پول در سطح ۵ درصد و شاخص قیمت سهام در سطح ۱ درصد ایستا می‌باشند. طبق آزمون ریشه واحد لامزداین و پاپل، تولید در سطح ۱ درصد ایستا می‌باشد.

جدول ۴- آزمون ریشه واحد زیووت - اندروز و لامزداین - پاپل

	$TB_{ZA}$	$lag$	$\ddagger_{ZA}$	$TB_{1LP}$	$TB_{2LP}$	$Lag$	$\ddagger_{LP}$
$LnM_{1t}$	۱۳۷۹Q1	(۴)	-۵/۴۹**	۱۳۷۴Q1	۱۳۷۷Q1	(۲)	-۵/۰۷
$LnM_{2t}$	۱۳۷۷Q4	(۴)	-۵/۰۱*	۱۳۷۴Q1	۱۳۷۸Q1	(۲)	-۵/۲۰
$LnGdp$	۱۳۸۱Q1	(۴)	-۴/۱۳	۱۳۷۳Q1	۱۳۷۸Q4	(۲)	-۱۶/۴۶***
$LnEx_t$	۱۳۷۷Q3	(۰)	-۴/۰۷	۱۳۷۲Q4	۱۳۷۷Q3	(۲)	-۵/۳۱
$Inf_t$	۱۳۷۴Q4	(۴)	-۴/۴۹	۱۳۷۳Q3	۱۳۷۶Q3	(۲)	-۵/۵۱
$LnSp_t$	۱۳۸۲Q1	(۴)	-۵/۶۹***	۱۳۷۳Q3	۱۳۸۲Q1	(۲)	-۶/۵۱*

\*\*\*، \*\* و \* به مفهوم رد فرض صفر به ترتیب در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشد.

مقادیر بحرانی آزمون زیووت - اندروز در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد توسط زیووت و اندروز (۱۹۹۲) به ترتیب -۵/۵۷، -۵/۰۸ و -۴/۸۲ تعیین شده است. همچنین مقادیر بحرانی آزمون لامزداین - پاپل در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد توسط لامزداین و پاپل (۱۹۹۷) به ترتیب -۷/۳۴، -۶/۸۲ و -۶/۴۹ تعیین شده است.

- 1- Zivot and Andrews, 1992, (ZA)  
2- Lumsdaine and Papell, 1997, (LP)

جدول ۵ خلاصه‌ای از نتایج جداول ۲ تا ۴، شامل نتایج جمعی متغیرهای مورد استفاده در این مقاله را بر اساس آزمون‌های مختلف نشان می‌دهد. با توجه به اینکه درجه جمعی داده‌ها همسان نمی‌باشد، از روش آزمون کرانه‌ها برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها استفاده می‌شود.

جدول ۵- خلاصه نتایج آزمون جمعی متغیرهای مورد استفاده

	ADF	PP	ZA	LP
$LnM_{1t}$	I(1)	I(0), I(1)	I(0)	I(1)
$LnM_{2t}$	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
$LnGdp$	I(1)	I(0), I(1)	I(1)	I(0)
$LnEx_t$	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
$Inf_t$	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
$LnSp_t$	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)

در جدول ۶ مقادیر بحرانی آزمون کرانه‌ها ارائه شده است. به قاعده تحقیقات تجربی برای کمتر از ۸۰ داده، برای آماره F از مقادیر بحرانی نارایان و برای آماره t از مقادیر بحرانی پسران و همکاران استفاده شده است.

جدول ۶- مقادیر بحرانی آماره‌های  $F$  و  $t$

K=5	۰/۱۰		۰/۰۵		۰/۰۱	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
$F_{III}$	۲/۳۶	۳/۵۱	۲/۷۸	۴/۰۷	۳/۷۴	۵/۲۸
$F_{IV}$	۲/۶۳	۳/۵۸	۳/۰۴	۴/۱۰	۳/۹۶	۵/۲۳
$F_V$	۲/۶۳	۳/۵۸	۳/۰۴	۴/۱۰	۴/۴۲	۵/۸۹
$t_{III}$	-۲/۵۷	-۳/۸۶	-۲/۸۶	-۴/۱۹	-۳/۴۳	-۴/۷۹
$t_V$	-۳/۱۳	-۴/۲۱	-۳/۴۱	-۴/۵۲	-۳/۹۶	-۵/۱۳

مقادیر بحرانی آماره F توسط نارایان و مقادیر بحرانی آماره t توسط پسران و همکاران تعیین شده است. K تعداد متغیرها در مدل ARDL است.  $F_{III}$  نمایانگر آماره F مربوط به مدل با عرض از مبدأ غیرمقید و بدون روند می‌باشد،  $F_{VI}$  نمایانگر آماره F مربوط به عرض از مبدأ غیرمقید و روند مقید است و  $F_V$  نمایانگر



آماره  $F$  مربوط به مدل با عرض از مبدأ و روند غیرمقید می‌باشد. به طور کلی در مدلی که بر اساس  $M$  نرمالیزه شده است،  $T_V$  و  $T_{III}$ ، آماره  $t$  جهت آزمون برابری صفر ضریب  $M_{t-1}$  به ترتیب با روند غیرمقید و بدون روند می‌باشد.

در جدول ۷ نتایج آزمون کرانه‌ها ارائه شده است. آماره‌های به دست آمده از این آزمون با مقادیر بحرانی جدول ۶ مقایسه می‌شوند. اگر آماره محاسباتی بزرگتر از مقدار بحرانی کرانه بالا باشد، می‌توان بدون توجه به درجه جمعی متغیرها فرض صفر مبنی بر عدم وجود ارتباط بلندمدت را رد نمود. برعکس اگر آماره آزمون پایین‌تر از مقدار بحرانی کرانه پایین قرار گیرد، فرض صفر را نمی‌توان رد نمود. نهایتاً اگر آماره آزمون بین کرانه‌های بالا و پایین قرار گیرد، نتیجه این آزمون نامشخص می‌باشد.

آماره  $F$  در سطر اول که حجم واقعی پول به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است، در تمام حالت‌ها در سطح ۱ درصد نشان می‌دهد که رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل وجود دارد. مشاهده می‌شود که آماره  $t$  در هیچ کدام از حالت‌ها معنادار نمی‌باشد. در سطر دوم که حجم نقدینگی به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است، آماره  $F$  و  $t$  در تمام حالت‌ها در سطح ۱ درصد معنی‌دار می‌باشند، بنابراین در تمام حالت‌ها رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل به صورت قوی وجود دارد.

جدول ۷- آزمون کرانه‌ها برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها

	Lag	با روند قطعی			بدون روند قطعی	
		$F_V$	$F_V$	$t_V$	$F$	$t$
$F_{M1}(\text{Ln}M1 \text{LnGdp}, \text{LnEx}, \text{Inf}, \text{LnSp})$	۲	۸/۶۷***	۹/۰۱***	-۲/۵	۹/۴۰***	-۲/۸۹
$F_{M2}(\text{Ln}M2 \text{LnGdp}, \text{LnEx}, \text{Inf}, \text{LnSp})$	۲	۱۴/۹۰***	۱۵/۹۳***	۵/۹۴***	۱۵/۳۷***	-۵/۷۶***

\*\*\*، \*\* و \* به مفهوم رد فرض صفر به ترتیب در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشد.

مقادیر بحرانی آماره  $F$  توسط نارایان و مقادیر بحرانی آماره  $t$  توسط پسران و همکاران تعیین شده است.  $K$  تعداد متغیرها در مدل ARDL است.  $F_{III}$  نمایانگر آماره  $F$  مربوط به مدل با عرض از مبدأ غیرمقید و بدون روند می‌باشد،  $F_{VI}$  نمایانگر آماره  $F$  مربوط به عرض از مبدأ غیرمقید و روند مقید است و  $F_V$  نمایانگر آماره  $F$

مربوط به مدل با عرض از مبدأ و روند غیرمقید می‌باشد. به طور کلی در مدلی که بر اساس  $y$  نرمالیزه شده است،  $T_V$  و  $T_{III}$ ، آماره  $t$  جهت آزمون برابری صفر ضریب  $y_{t-1}$  به ترتیب با روند غیرمقید و بدون روند می‌باشد.

جدول ۸ نتایج تخمین ضرایب بلندمدت تابع تقاضای پول  $M_1$  با استفاده از روش ARDL ارائه شده است. در این جدول تأثیر بلندمدت متغیر موهومی  $Dt74q4$  مربوط به نرخ تورم در سطح ۵ درصد معنادار می‌باشد. مشاهده می‌شود که تأثیر بلندمدت متغیرهای مستقل بر حجم واقعی پول در سطح ۵ درصد معنادار هستند. کشش بلندمدت حجم واقعی پول نسبت به تولید بزرگتر از یک می‌باشد، به طوری که ۱ درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی به افزایش حجم واقعی پول در حدود ۲/۳۸ درصد در بلندمدت منجر می‌گردد. همچنین ۱ درصد افزایش در نرخ ارز به افزایش حجم واقعی پول در بلندمدت در حدود ۰/۵۹ درصد منجر می‌شود. ۱ درصد افزایش در تورم به کاهش حجم واقعی پول در بلندمدت در حدود ۰/۱۵ درصد منجر می‌گردد. همچنین ۱ درصد افزایش در قیمت شاخص سهام به کاهش حجم واقعی پول در بلندمدت در حدود ۰/۱۵ درصد منجر می‌شود.<sup>۱</sup>

#### جدول ۸- تخمین ضرایب بلندمدت با استفاده از روش ARDL

ARDL(2,2,0,0) بر اساس معیار شوارتز انتخاب شده است. متغیر وابسته $\ln M_{1t}$ می‌باشد.				
	ضریب	انحراف معیار	آماره $t$	احتمال $t$
$\ln Gdp$	۲/۳۸۵	۱/۱۰۰	۲/۱۶۷	(۰/۰۳۵)
$\ln Ex_t$	۰/۵۹۴	۰/۲۴۵	۲/۴۱۶	(۰/۰۱۹)
$\ln f_t$	-۰/۰۱۵	۰/۰۰۶	-۲/۳۵۰	(۰/۰۲۲)
$\ln Sp_t$	-۰/۲۶۷	۰/۱۰۱	-۲/۶۴۳	(۰/۰۱۱)
$C$	-۲۴/۴۱۲	۱۳/۵۷۷	-۱/۷۹۸	(۰/۰۷۸)
$Dt74q4$	-۰/۰۶۵	۰/۰۳۰	-۲/۱۷۹	(۰/۰۳۴)

مأخذ: محاسبات محققین

در جدول ۹ نیز تخمین ضرایب بلندمدت تابع تقاضای پول  $M_2$  با استفاده از روش ARDL آورده شده است که در آن تأثیر بلندمدت متغیر موهومی  $Dt74q4$

۱- در این تحقیق شکست ساختاری در داده‌ها با استفاده از روش‌های ارائه شده در لامزداین و پاپل (۱۹۹۷) مورد آزمون قرار گرفت که در نهایت برای شکست‌های ساختاری معنی‌دار متغیرهای موهومی در مدل تعریف شد.

مربوط به نرخ تورم در سطح ۱ درصد معنادار است. همچنین مشاهده می‌شود که تأثیر بلندمدت متغیرهای مستقل بر نقدینگی در سطح ۱ درصد معنادار می‌باشند. کشش بلندمدت نقدینگی نسبت به تولید بزرگتر از یک می‌باشد، به طوری که ۱ درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی به افزایش حجم نقدینگی در حدود ۱/۱۳ درصد در بلندمدت منجر می‌گردد. ۱ درصد افزایش در نرخ ارز نیز به افزایش حجم نقدینگی در بلندمدت در حدود ۰/۱۹ درصد منجر می‌گردد. ۱ درصد افزایش در تورم به کاهش حجم نقدینگی در بلندمدت در حدود ۰/۰۰۱ درصد منجر می‌گردد. همچنین ۱ درصد افزایش در قیمت شاخص سهام به کاهش حجم نقدینگی در بلندمدت در حدود ۰/۱ درصد منجر می‌شود.

### جدول ۹- تخمین ضرایب بلندمدت با استفاده از روش ARDL

ARDL(1,2,0,2,0) بر اساس معیار شوارتز انتخاب شده است. متغیر وابسته $\ln M_{2t}$ می‌باشد.				
	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال t
$\ln Gdp$	۱/۱۳۸	۰/۲۰۴	۵/۵۷۷	(۰/۰۰۰)
$\ln Ex_t$	۰/۱۹۸	۰/۰۳۶	۵/۳۸۴	(۰/۰۰۰)
$\ln f_t$	-۰/۰۰۷	۰/۰۰۱	-۵/۸۵۹	(۰/۰۰۰)
$\ln Sp_t$	-۰/۱۰۱	۰/۰۱۴	-۷/۰۵۱	(۰/۰۰۰)
$C$	-۶/۹۰۸	۲/۳۸۰	-۲/۹۰۲	(۰/۰۰۵)
$Dt74q4$	-۰/۰۲۵	۰/۰۰۶	-۳/۷۰۳	(۰/۰۰۱)

مأخذ: محاسبات محققین

در جدول ۱۰ نتایج تخمین مدل تصحیح خطای مربوط به تابع تقاضای پول  $M_1$  با استفاده از روش ARDL آورده شده است. مشاهده می‌شود که تأثیر کوتاه‌مدت نرخ ارز، تورم، شاخص قیمت سهام و تولید با یک وقفه را بر حجم پول در سطح ۱

درصد نمی‌توان رد نمود. ضریب جمله تصحیح خطا  $0/3-$  تخمین زده شده است که کاملاً معنادار و علامت آن مطابق انتظار تئوریک می‌باشد. به عبارت دیگر تقریباً ۳۰ درصد از فاصله رشد حجم پول بالفعل و بالقوه در مدل تابع تقاضای پول  $M_1$  در یک دوره تصحیح می‌شود.

#### جدول ۱۰- مدل تصحیح خطا بر اساس مدل ARDL انتخابی

ARDL(2,2,0,0,0) بر اساس معیار شوارتز انتخاب شده است. متغیر وابسته $dLnM_{1t}$ می‌باشد.				
	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال t
$\Delta LnM_{1t}(-1)$	-۰/۷۱۶	۰/۱۰۸	-۶/۶۳۲	(۰/۰۰۰)
$\Delta LnGdp_t$	۰/۱۰۰	۰/۱۰۱	۰/۹۸۹	(۰/۳۲۷)
$\Delta LnGdp_t(-1)$	-۰/۳۳۷	۰/۸۰۹	-۴/۱۶۶	(۰/۰۰۰)
$\Delta LEx_t$	۰/۱۷۹	۰/۰۳۳	۵/۳۸۸	(۰/۰۰۰)
$\Delta Inf_t$	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۹۵	-۵/۱۷۷	(۰/۰۰۰)
$\Delta LnSp_t$	-۰/۰۸۰	۰/۰۱۶	-۴/۷۵۹	(۰/۰۰۰)
$\Delta C$	-۷/۳۶۲	۲/۲۶۱	-۳/۲۵۵	(۰/۰۰۲)
$Dt74q4 \Delta$	-۰/۰۱۹	۰/۰۰۳	-۵/۴۵۰	(۰/۰۰۰)
$E C T_{t-1}$	-۰/۳۰۱	۰/۱۰۷	-۲/۸۱۰	(۰/۰۰۷)
$R^2 = 0.885$	S.E.R = 0.029	F.St=37.25(0.000)		SBC=118.81
$\bar{R}^2 = 0.859$	RSS=0.046	D.W=1.75		AIC=133.04

در جدول ۱۱ نیز نتایج تخمین مدل تصحیح خطای تابع تقاضای پول  $M_2$  با استفاده از روش ARDL آورده شده است. مشاهده می‌شود که تأثیر کوتاه‌مدت نرخ ارز، تورم، شاخص قیمت سهام و تولید با یک وقفه را بر حجم پول در سطح ۱ درصد نمی‌توان رد نمود. ضریب جمله تصحیح خطا  $0/۶۹-$  تخمین زده شده است که کاملاً معنادار و مطابق انتظار می‌باشد. به عبارت دیگر تقریباً ۶۹ درصد از فاصله رشد حجم پول بالفعل و بالقوه در مدل تابع تقاضای پول  $M_2$  در یک دوره تصحیح می‌شود.

جدول ۱۱- مدل تصحیح خطا بر اساس مدل ARDL انتخابی

ARDL(1,2,0,2,0) بر اساس معیار شوارتز انتخاب شده است. متغیر وابسته $dLnM_{2t}$ می باشد.				
	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال t
$\Delta LnGdp_t$	۰/۳۴۶	۰/۴۳۰	۸/۰۵۱	(۰/۰۰۰)
$\Delta LnGdp_t(-1)$	-۰/۳۱۷	۰/۰۳۹	-۸/۰۳۹	(۰/۰۰۰)
$\Delta LEx_t$	۰/۱۳۷	۰/۰۲۵	۵/۴۹۰	(۰/۰۰۰)
$\Delta Inf_t$	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۱	-۳/۸۹۸	(۰/۰۰۰)
$\Delta Inf_t(-1)$	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۲/۹۰۲	(۰/۰۰۵)
$\Delta LnSp_t$	-۰/۰۷۰	۰/۰۱۳	-۵/۳۷۷	(۰/۰۰۰)
$\Delta C$	-۴/۷۸۸	۱/۲۲۳	-۳/۹۱۳	(۰/۰۰۰)
DDt74q4	-۰/۰۱۷	۰/۰۰۳	-۴/۶۷۵	(۰/۰۰۰)
$ECT_{t-1}$	-۰/۶۹۳	۰/۰۸۸	-۷/۷۹۵	(۰/۰۰۰)
$R^2 = 0.822$	S.E.R=0.021	F.St=22.51(0.000)		SBC=140.14
$\bar{R}^2 = 0.781$	RSS=0.024	D.W=1.95		

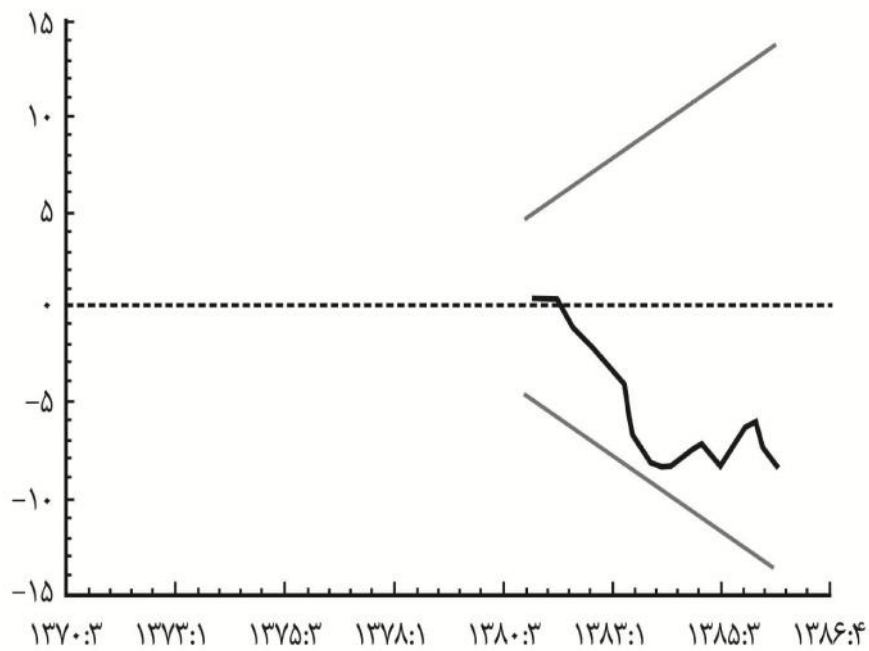
در ادامه و به منظور حصول اطمینان از صحت نتایج و پایدار بودن الگوهای برآوردشده به بررسی آزمون‌های تشخیصی ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی و همچنین آزمون پایداری CUSUM و CUSUMQ پرداخته شده است. نتایج آزمون‌های تشخیصی برای مدل  $ARDL(2,2,0,0,0)$  که در جدول ۱۲ گزارش شده است، بر عدم وجود ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی در مدل برآوردشده، دلالت می‌کند. به علاوه نتایج آزمون‌های پایداری CUSUM و CUSUMQ برای مدل  $ARDL(2,2,0,0,0)$  در نمودار ۲ نشان می‌دهد که مقدار بحرانی ترسیم‌شده در هیچ نقطه‌ای خارج از خطوط مربوط به مقادیر بحرانی نیست. بنابراین ثبات ضرایب برآوردشده در طول زمان و سطح معنی‌داری ۵ درصد قابل اعتماد می‌باشند.

جدول ۱۲- آزمون‌های تشخیصی مدل  $ARDL(2,2,0,0,0)$ 

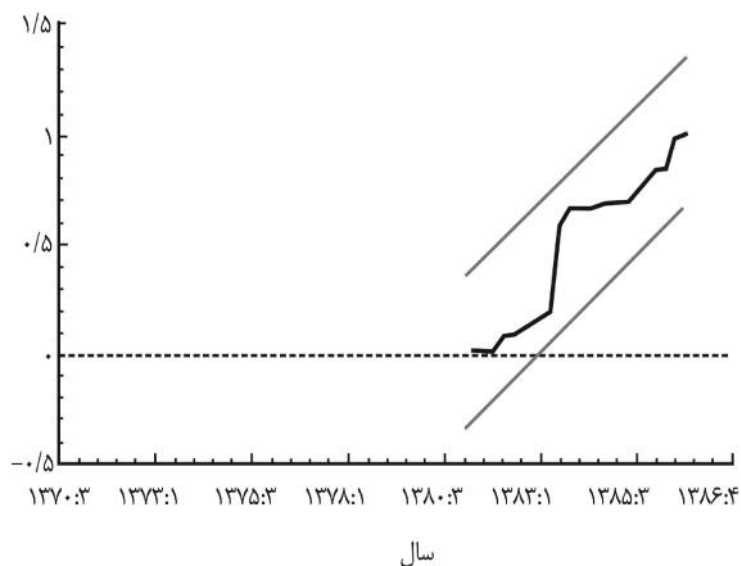
آزمون خودهمبستگی سریالی			آزمون ناهمسانی واریانس		
	آماره	احتمال		آماره	احتمال
CHSQ (1)	۱/۱۱۴	(۰/۲۹۱)	CHSQ (1)	۰/۴۷۲	(۰/۴۹۲)
F (1,52)	۰/۸۹۳	(۰/۳۴۹)	F (1,52)	۰/۳۷۵	(۰/۵۴۳)

نمودار ۲- ترسیم CUSUM و CUSUMQ جهت بررسی ثبات ضرایب در مدل  $ARDL(2,2,0,0,0)$

مجموع تجمعی باقی‌مانده‌های تکراری



## مجموع مربعات تجمعی باقی مانده‌های تکراری



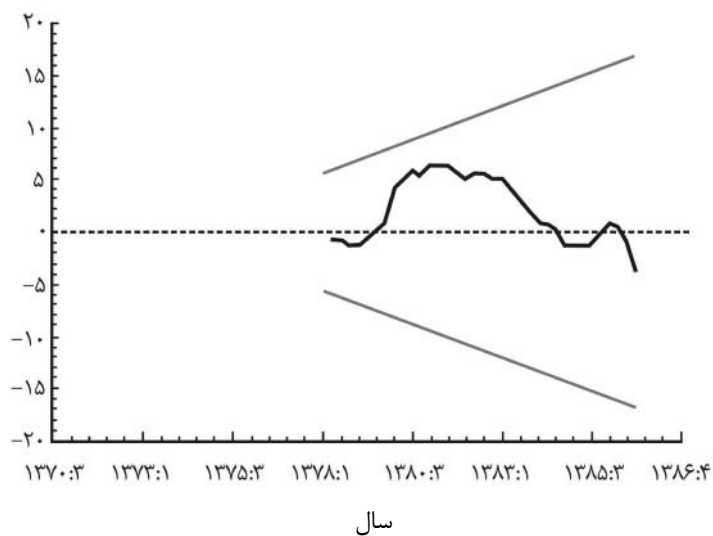
مأخذ: محاسبات محققین

در جدول ۱۳ نتایج آزمون‌های ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی برای مدل  $ARDL(1,2,0,2,0)$  نشان می‌دهند که در مدل فوق مشکلات ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی وجود ندارد. نتایج آزمون‌های پایداری CUSUM و CUSUMQ نیز در نمودار ۳ بر ثبات ضرایب برآوردشده در سطح معنی‌داری ۵ درصد دلالت می‌کنند. بنابراین نتایج مدل برآوردشده فوق نیز قابل اتکا و پایدار می‌باشند.

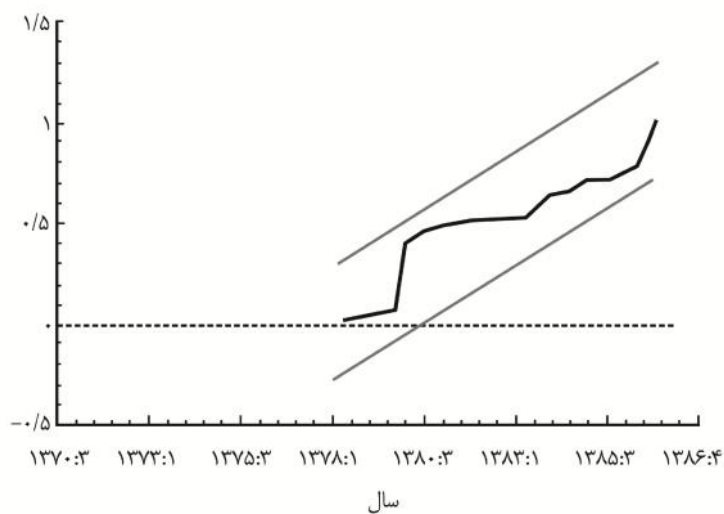
جدول ۱۳- آزمون‌های تشخیصی مدل  $ARDL(1,2,0,2,0)$ 

آزمون خودهمبستگی سریالی			آزمون ناهمسانی واریانس		
	آماره	احتمال		آماره	احتمال
CHSQ (1)	۰/۰۱۵	(۰/۸۹۹)	CHSQ (1)	۰/۳۱۹	(۰/۵۷۲)
F (1,52)	۰/۰۱۲	(۰/۹۱۱)	F (1,52)	۰/۲۵۲	(۰/۶۱۷)

نمودار ۳- ترسیم CUSUM و CUSUMQ جهت بررسی ثبات ضرایب در مدل  
 $ARDL(1,2,0,2,0)$   
 مجموع تجمعی باقی مانده های تکراری



مجموع مربعات تجمعی باقی مانده های تکراری





در جدول ۱۴ نتایج آزمون علیت گرنجر بر اساس مدل تصحیح خطای برداری تابع تقاضای پول ( $M_1$ ) ارائه شده است. مشاهده می‌شود که بر اساس احتمال مربوط به آماره F در ردیف اول در سطح ۱ درصد می‌توان وجود رابطه علیت کوتاه‌مدت از رشد اقتصادی به رشد حجم واقعی پول را پذیرفت. بر اساس احتمال مربوط به آماره t جمله تصحیح خطا در ردیف اول، می‌توان وجود رابطه علیت بلندمدت از مجموعه متغیرهای مستقل به رشد حجم پول واقعی را در سطح ۱۰ درصد پذیرفت. با توجه به اینکه آماره t جمله تصحیح خطا در ردیف‌های دوم تا پنجم مربوط به جدول ۱۱ در هیچ کدام از موارد معنادار نیست، نمی‌توان وجود رابطه علیت بلندمدت دو طرفه بین رشد حجم پول واقعی و سایر متغیرهای تحقیق را پذیرفت.

جدول ۱۴- نتایج آزمون علیت گرنجر مربوط به مدل تابع تقاضای پول ( $M_1$ )

آماره F						آماره t
	$\Delta LnM_{1t}$	$\Delta LnGdp_t$	$\Delta LnEx_t$	$\Delta Inf_t$	$\Delta LnSp_t$	$ECT_{t-1}$
$\Delta LnM_{1t}$	--	۱۴/۲۱۲ [۰/۰۰۰]	۰/۳۱۴ [۰/۷۳۱]	۱/۲۴۷ [۰/۲۹۵]	۰/۳۳۶ [۰/۷۱۶]	-۳/۵۹۸ [۰/۰۰۰]
$\Delta LnGdp_t$	۷۷/۳۵۳ [۰/۰۰۰]	--	۰/۶۷۹ [۰/۵۱۱]	۱/۱۸۰ [۰/۳۱۵]	۰/۱۵۱ [۰/۸۵۹]	۱/۱۷۲ [۰/۲۴۶]
$\Delta LnEx_t$	۵/۳۲۰ [۰/۰۰۷]	۲/۸۶۴ [۰/۰۶۵]	--	۰/۶۰۹ [۰/۵۴۷]	۰/۹۳۴ [۰/۳۹۹]	-۰/۴۲۴ [۰/۶۷۳]
$\Delta Inf_t$	۰/۲۱۸ [۰/۸۰۴]	۰/۹۱۳ [۰/۴۰۷]	۱/۲۶۳ [۰/۲۹۱]	--	۰/۰۳۷ [۰/۹۶۳]	-۱/۵۴۶ [۰/۲۴۶]
$\Delta LnSp_t$	۳/۰۶۲ [۰/۰۵۵]	۰/۲۰۴ [۰/۸۱۵]	۰/۱۳۸ [۰/۸۷۱]	۳/۲۰۱ [۰/۰۴۸]	--	-۰/۰۵۲ [۰/۹۵۸]

مأخذ: محاسبات محققین

در جدول ۱۵ نیز نتایج آزمون علیت گرنجر بر اساس مدل تصحیح خطای برداری مربوط به مدل تابع تقاضای پول  $M_2$  ارائه شده است. با توجه به اینکه در ردیف اول احتمال‌های مربوط به آماره F بزرگ می‌باشد، نمی‌توان وجود رابطه علیت کوتاه‌مدت از متغیرهای مستقل به رشد حجم نقدینگی را پذیرفت. اما با توجه به اینکه آماره t جمله تصحیح خطای مربوط به تابع تقاضای پول  $M_2$ ، از نظر آماری در سطح ۵ درصد معنادار است و دارای علامت مورد انتظار می‌باشد،

می‌توان گفت علیت بلندمدت از مجموعه متغیرهای مستقل مدل به رشد حجم پول در بلندمدت وجود دارد. همچنین با توجه به اینکه آماره  $t$  جمله تصحیح خطای مربوط به تابع تولید در سطر دوم از نظر آماری در سطح ۱ درصد معنادار است و دارای علامت مورد انتظار می‌باشد، می‌توان گفت علیت بلندمدت از مجموعه متغیرهای مستقل مدل به رشد اقتصادی در بلندمدت وجود دارد.

#### جدول ۱۵- نتایج آزمون علیت گرنجر مربوط به مدل تابع تقاضای پول $M_2$

	آماره F					آماره t
	$dLnM_{2t}$	$\Delta LnGdp_t$	$\Delta LnEx_t$	$\Delta Inf_t$	$\Delta LnSp_t$	$ECT_{t-1}$
$dLnM_{2t}$	--	۱/۷۳۴ [۰/۱۸۶]	۰/۹۹۶ [۰/۳۷۵]	۱/۵۱۱ [۰/۲۳۰]	۰/۰۴۰ [۰/۹۶۰]	-۲/۰۴۰ [۰/۰۴۶]
$\Delta LnGdp_t$	۴۵/۲۴۱ [۰/۰۰۰]	--	۰/۶۰۸ [۰/۵۴۷]	۵/۶۶۳ [۰/۰۰۵]	۰/۱۱۸ [۰/۸۸۸]	۳/۳۰۰ [۰/۰۰۱]
$\Delta LnEx_t$	۴/۴۰۲ [۰/۰۱۷]	۳/۳۶۳ [۰/۰۴۲]	--	۱/۳۳۲ [۰/۲۷۲]	۰/۶۶۶ [۰/۵۱۷]	۱/۰۳۲ [۰/۳۰۶]
$\Delta Inf_t$	۰/۸۵۷ [۰/۴۳۰]	۰/۱۵۸ [۰/۸۵۳]	۱/۰۰۱ [۰/۳۷۴]	--	۳۶۴ [۰/۶۹۵]	۰/۴۷۳ [۰/۶۳۸]
$\Delta LnSp_t$	۳/۴۶۳ [۰/۰۳۸]	۰/۰۴۰ [۰/۹۶۰]	۰/۴۴۶ [۰/۶۴۲]	۱/۰۸۸ [۰/۳۴۴]	--	۰/۳۴۲ [۰/۷۳۳]

مأخذ: محاسبات محققین

### ۶. بحث و نتیجه‌گیری

این مقاله با استفاده از روش آزمون کرانه‌ها و آزمون علیت گرنجر به بررسی تأثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت شاخص قیمت سهام بر تقاضای پول  $M_1$  و  $M_2$  با استفاده از داده‌های فصلی ایران در دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۸۶ می‌پردازد. مطابق نتایج آزمون‌های ریشه واحد می‌توان گفت متغیرهای این تحقیق جمعی از درجه‌های صفر و یک می‌باشند و هیچ کدام از متغیرها جمعی از درجه دو نیستند. در ضمن به دلیل جمعی بودن متغیرها از درجات صفر و یک نمی‌توان از آزمون‌هایی مانند یوهانسن جهت بررسی روابط همجمعی استفاده نمود. علاوه بر این با توجه به اینکه داده‌های مربوط به بورس اوراق بهادار ایران از سال ۱۳۷۰ به بعد موجود می‌باشد و

نتایج آزمون کرانه‌ها برای سری‌های زمانی محدود کاراتر از نتایج آزمون یوهانسن است، لذا آزمون کرانه‌ها جهت بررسی وجود روابط بلندمدت بین متغیرها مناسب می‌باشد.

مطابق نتایج آزمون کرانه‌ها در هر دو تابع تقاضای پول  $M_1$  و  $M_2$  رابطه بلندمدت بین متغیرها به صورت قوی تأیید می‌گردد. مطابق نتایج تخمین ضرایب بلندمدت تابع تقاضای پول  $M_1$  با استفاده از روش ARDL، تأثیر بلندمدت متغیرهای مستقل بر حجم واقعی پول در سطح ۵ درصد معنادار می‌باشد. کشش بلندمدت حجم واقعی پول نسبت به تولید ناخالص داخلی یا به عبارت دیگر کشش درآمدی بزرگتر از یک است، به طوری که ۱ درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی به افزایش حجم واقعی پول در حدود ۲/۳۸ درصد در بلندمدت منجر می‌گردد. در تابع تقاضای پول  $M_1$  یک درصد افزایش در نرخ ارز به افزایش حجم واقعی پول در بلندمدت در حدود ۰/۵۹ درصد منجر می‌شود که بیانگر اثر درآمدی نرخ ارز است. بدین معنا که با افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول داخلی) مردم تقاضا برای پول خارجی را کاهش و تقاضا برای پول داخلی را افزایش می‌دهند.

ضریب نرخ ارز نشان می‌دهد که کاهش ارزش پول داخلی یا افزایش ارزش پول خارجی (نرخ ارز) افزایش در ارزش دارایی‌های خارجی نگهداری شده و افزایش تقاضا برای پول داخلی را در بر دارد. در تابع تقاضای پول  $M_1$  یک درصد افزایش در تورم به کاهش حجم واقعی پول در حدود ۰/۰۱۵ درصد در بلندمدت منجر می‌گردد. 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 و تغییر رجحان برای نگهداری پول، افزایش تقاضای پول نقد را در پی دارد. همچنین ۱ درصد افزایش در شاخص قیمت سهام به کاهش حجم واقعی پول در بلندمدت در حدود ۰/۰۱۵ درصد منجر می‌گردد. با توجه به تأثیر معکوس شاخص قیمت سهام بر تابع تقاضای پول می‌توان گفت شاخص قیمت سهام در تابع تقاضای پول  $M_1$  اثر جانشینی دارد.

مطابق نتایج تخمین ضرایب بلندمدت تابع تقاضای پول  $M_2$  با استفاده از روش ARDL تأثیر بلندمدت متغیرهای مستقل بر نقدینگی در سطح ۱ درصد معنادار

می‌باشد. کشش بلندمدت نقدینگی نسبت به تولید ناخالص داخلی بزرگتر از یک است، به طوری که یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی به افزایش نقدینگی در حدود ۱/۱۳ درصد در بلندمدت منجر می‌گردد. بزرگتر از یک بودن کشش درآمدی در تابع تقاضای پول  $M_2$  نیز دال بر لوکس بودن پول نزد مردم است. همچنین این مطلب دال بر آن است که انگیزه مبادلاتی در تقاضا برای پول نقش اساسی دارد و مردم پول را به منظور تسریع فعالیت‌های مبادلاتی نگهداری می‌نمایند.

در تابع تقاضای پول  $M_2$  یک درصد افزایش در نرخ ارز به افزایش نقدینگی در بلندمدت در حدود ۰/۱۹ درصد منجر می‌گردد که بیانگر اثر درآمدی نرخ ارز است. بدین معنا که با افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول داخلی) مردم تقاضا برای پول خارجی را کاهش و تقاضا برای پول داخلی را افزایش می‌دهند. در تابع تقاضای پول  $M_2$  یک درصد افزایش در تورم به کاهش حجم نقدینگی در بلندمدت در حدود ۰/۰۰۱ درصد منجر می‌گردد. 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 تقاضای پول نقد را در پی دارد. همچنین در تابع تقاضای پول  $M_2$  یک درصد افزایش در شاخص قیمت سهام به کاهش نقدینگی در بلندمدت در حدود ۰/۱ درصد منجر می‌گردد. با توجه به تأثیر معکوس شاخص قیمت سهام بر تابع تقاضای پول می‌توان گفت شاخص قیمت سهام در تابع تقاضای پول  $M_2$  اثر جانشینی دارد.

مطابق نتایج تخمین مدل تصحیح خطا تابع تقاضای پول  $M_1$  با استفاده از روش ARDL ضریب جمله تصحیح خطا ۰/۳- تخمین زده شده است که کاملاً معنادار و مطابق انتظارات تئوریک می‌باشد. از این رو تقریباً ۳۰ درصد از فاصله رشد حجم پول بالفعل و بالقوه در مدل تابع تقاضای پول  $M_1$  در یک دوره تصحیح می‌شود. مطابق نتایج تخمین مدل تصحیح خطا، تابع تقاضای پول  $M_2$  با استفاده از روش ARDL ضریب جمله تصحیح خطا ۰/۶۹- تخمین زده شده است که کاملاً معنادار و مطابق انتظار می‌باشد، یعنی تقریباً ۶۹ درصد از فاصله رشد نقدینگی بالفعل و بالقوه در مدل تابع تقاضای پول  $M_2$  در یک دوره تصحیح می‌شود.

بر اساس نتایج آزمون علیّت گرنجر تابع تقاضای پول  $M_1$  می‌توان وجود رابطه علیّت غیرمستقیم از مجموعه متغیرهای مستقل به رشد حجم پول واقعی را در سطح ۱۰ درصد پذیرفت. بر اساس نتایج آزمون علیّت گرنجر تابع تقاضای پول  $M_2$  می‌توان گفت علیّت غیرمستقیم از مجموعه متغیرهای مستقل مدل به رشد نقدینگی در بلندمدت وجود دارد. بر اساس نتایج آزمون علیّت گرنجر تابع تقاضای پول  $M_2$ ، با توجه به اینکه آماره  $t$  جمله تصحیح خطای مربوط به تابع تولید ناخالص داخلی از نظر آماری در سطح ۱ درصد معنادار است و دارای علامت مورد انتظار می‌باشد، می‌توان گفت علیّت غیرمستقیم از مجموعه متغیرهای مستقل مدل به رشد اقتصادی در بلندمدت وجود دارد.

## منابع و مآخذ

### فارسی

- ۱- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی. از سایت <http://tsd.cbi.ir>
- ۲- بورس اوراق بهادار تهران. از سایت <http://irbourse.com>
- ۳- پایگاه نشریات مرکز آمار ایران. از سایت <http://amar.sci.org.ir>
- ۴- حسینی، سید صفدر و بخشی، محمدرضا. (۱۳۸۵). تجزیه و تحلیل تقاضای پول در ایران: کاربرد الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال هشتم، شماره ۲۶، صفحات ۱۳-۱.
- ۵- دهمرده، نظر و ایزدی، حمیدرضا. (۱۳۸۶). تابع تقاضای پول و تعدیل جزئی نرخ تورم. فصلنامه بررسی‌های اقتصادی، بهار، دوره ۴، شماره ۱، صفحات ۷۵-۹۳.
- ۶- سجادی، سید حسین، فرازمنند، حسنعلی و صوفی، هاشم. (۱۳۸۹). بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص بازده نقدی سهام در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهشنامه علوم اقتصادی، شماره ۳۹، صفحات ۱۵۰-۱۲۳.
- ۷- شهرستانی، حمید و شریفی‌رنانی، حسین. (۱۳۸۷). تخمین تابع تقاضای پول و بررسی ثبات آن در ایران. مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۸۳.
- ۸- شیرین بخش، شمس‌الدین. (۱۳۸۴). بررسی ارتباط تقاضای پول با عوامل مؤثر بر آن: رهیافت آزمون کرانه‌ها. پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۱۶، صفحات ۱۳۳-۱۵۲.
- ۹- صامتی، مجید و مرادیان تهرانی، مهناز. (۱۳۸۶). بررسی ارتباط میان ارزش شرکت با نرخ تورم با استفاده از شاخص Q توبین در بورس اوراق بهادار. فصلنامه بررسی‌های اقتصادی، پاییز، دوره ۴، شماره ۳، صفحات ۴۵-۶۰.

- ۱۰- طیبیان، محمد و سوری، داوود. (۱۳۷۶). تقاضای بلندمدت پول. پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۳.
- ۱۱- عزیزی، فیروزه و مرادخانی، نرگس. (۱۳۸۶). بررسی تأثیر شاخص قیمت سهام بر تابع تقاضای پول. پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۲۶، صفحات ۲۴۱-۲۱۳.
- ۱۲- فلاحی، محمدعلی و نگهداری، ابراهیم. (۱۳۸۴). بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای پول در اقتصاد ایران با تأکید بر نرخ ارز (کاربرد الگوی ARDL). مجله دانش و توسعه، شماره ۱۷، صفحات ۱۶۶-۱۴۷.
- ۱۳- کمیجانی، اکبر و بوستانی، رضا. (۱۳۸۳). ثبات تابع تقاضای پول در ایران. مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۲.
- ۱۴- مرادخانی، نرگس. (۱۳۸۲). بررسی اثر شاخص قیمت سهام بر روی تابع تقاضای پول. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.
- ۱۵- مصطفوی، سید مهدی و یآوری، کاظم. (۱۳۸۶). تخمین تابع تقاضای پول با استفاده از سری‌های زمانی و همجمعی در ایران (۱۳۸۳-۱۳۶۷). مجله دانش و توسعه، شماره ۲۰، صفحات ۱۴۵-۱۲۵.

### انگلیسی

- 1- Adnan hye, Q.M. & Arsalan Wasti, S.K., Khatoon. N. & Imran, K. (2009). Relationship Between Stock Prices, Exchange Rate and Demand for Money in Pakistan. *Middle Eastern Finance and Economics*, 3, 89-96.
- 2- Baharumshah, A.Z., Hamizah Mohd, S. & Masih, A.M. (2009). The Stability of Money Demand in China: Evidence from the ARDL Model. *Journal of Economic Systems*, 33, 231-244.
- 3- Baharumshah, A.Z., HamizahMohd, S. & AwouYol,M. (2009). Stock Prices and Demand for Money in China: New Evidence. *International Financial Markets, Institutions and Money*, 19,17-187.

- 4- Bahmani-Oskooee, M. & Ng, R.C.W. (2002). Long-Run Demand for Money in Hong Kong: An Application of the ARDL Model. *International Journal of Business and Economics*, 1,147-155.
- 5- Bahmani-Oskooee, M. & Techaratanachai. A. (2001). Currency Substitution in Thailand. *Journal of Policy Modeling*, 23, 141-145.
- 6- Choudhry, T. (1996). Real Stock Prices and the Long-Run Money Demand Function: Evidence from Canada and the USA. *Journal of International Money and Finance*, 15 (1), 1-17.
- 7- Friedman, M. (1988). Money and the Stock Markets on Money Demand. *Journal of Political Economy*, 96, 221-245.
- 8- Ibrahim, Mansor, H. (2001). Financial Factors and the Empirical Behavior of Money Demand: A Case Study of Malaysia. *Internatonal Economic Journal*, 15(3), 55-72.
- 9- Siddiki, J. (2002). Demand for Money in Bangladesh: A Cointegration Analysis. *Applied Economics*, 32, 1977-1984.
- 10- Dickey D. A. & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- 11- Dickey D. A. & Fuller, W.A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*. 49(4), 1057-1072.
- 12- Hsing, Y. (2007). Role of Stock Price and Exchange Rate in Slovakia's Money Demand Function and Policy Implication. *Transition Studies Review*, 14 (2), 274-282.
- 13- Johansen, S. & Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics*.
- 14- Lumsdaine, R.L. & Papell, D.H. (1997). Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis, *Review of Economics and Statistics*, 79(2), 212-218.



- 15- MacKinnon, J.G. (1996). Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601-618.
- 16- Narayan, P. K. (2005). The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests. *Applied Economics*, 37(17), 1979-1990.
- 17- Narayan, P. K. & Smyth, R. (2004). Temporal Causality and the Dynamics of Exports, Human Capital and Real Income in China. *International Journal of Applied Economics*, 1(1), 24-45.
- 18- Ng, S. and Perron, P. (1995). Unit Root Tests in ARMA Models With Data Dependent methods for the Selection of the Truncation Lag. *Journal of the American Statistical Association*, 90(429), 268-281.
- 19- Pesaran, M.H. & Shin, Y and Smith, R.J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics* 16, 289-326.
- 20- Phillips, P. C. B. & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- 21- Thornton, J. (1998). Real stock price and the long run demand for money in Germany. *Applied Financial Economics*, Taylor and Francis Journals, 8(5), 513-17.
- 22- Wong, C.H. (1977). Demand for Money in Developing Countries: Some Theoretical and Empirical Results. *Journal of Monetary Economics*, 13, 59-80.
- 23- Zivot, E. & Andrews, D.W.K. (1992). Further Evidence on the Great Crash, The Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 251-70.