

اثر فراریت بازار سهام بر تقاضا و سرعت گردش پول در ایران

خدیجه نصراله‌ی^۱

سعید صمدی^۲

محمدعلی نجیبی اشکذری^۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۸۷/۴/۲۳

تاریخ دریافت: ۱۳۸۶/۶/۲۱

چکیده

دولت با اجرای سیاست‌های تعدیل اقتصادی و برنامه خصوصی سازی در ایران گامی در جهت گسترش بورس اوراق بهادار برداشته و با راه اندازی مجدد این بازار در سال ۱۳۶۸ به تلاش برای گسترش آن پرداخته است. از آنجا که بازار بورس اوراق بهادار، اصلی ترین نهاد بازار سرمایه به حساب می آید، گسترش این بازار می تواند به افزایش کارایی بازارهای مالی و از جمله بازار پول منجر شود. بنابراین، بررسی جنبه های مختلف اثرات گسترش آن، ضرورتی اجتناب ناپذیر به نظر می رسد.

بازدهی اوراق سهام می تواند به عنوان هزینه فرصت نگهداری پول در نظر گرفته شود اما از طرف دیگر فراریت این بازدهی می تواند بر تصمیم‌گیری‌های عوامل بازار، نقش تعیین کننده داشته باشد. بنابراین، یکی از عواملی که در ایران می تواند منجر به بی ثباتی تقاضا پول شود، وضعیت کنونی بازار سهام است. از این رو، اهداف اصلی انجام این تحقیق، تعیین میزان اثر فراریت بازار سهام بر تقاضا برای پول در ایران است. بر مبنای آزمون‌های به عمل آمده در این تحقیق، معادلات تقاضا و سرعت گردش پول بر اساس تعریف محدود پول در ایران، دارای روابط هم‌جمعی و تعادلی بلند مدت می باشند. و بر اساس روابط تجربی برآورد شده، تقاضای پول در ایران تحت تأثیر درآمد ملی، نرخ ارز، نرخ تورم و شاخص ریسک بازار سهام است. با توجه به ملاحظات مربوط به ریسک، علی‌رغم اینکه ضرایب مذکور برای ایران با مبنای نظری همخوانی دارد اما دارای آماره‌های معنی داری نیستند که می‌تواند نشان از عدم توسعه یافتگی بازارهای مالی در ایران باشد، لذا اقدامات مربوط به گسترش این نوع نهاد ها باید تسریع گردد. همچنین تنها تعریف محدود پول به عنوان هدف میانی برای سیاست‌های اقتصادی قابل کاربرد و دارای روابط تعادلی می باشد.

واژگان کلیدی: فراریت، تقاضای پول، بازار سهام، بازار پول.

طبقه بندی JEL: C51, E41, G11

E-mail : msamkzsm@yahoo.com

۱. عضو هیأت علمی دانشگاه اصفهان

E-mail : samadi-sa@yahoo.com

۲. عضو هیأت علمی دانشگاه اصفهان

E-mail : ma-najibi@yahoo.com

۳. دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه اصفهان

۱- مقدمه

معنی حقیقی و ذات اصلی پول را نظام پول اعتباری نشان می دهد. در این نظام، پول برای اینکه پول است نه برای اینکه کالا است، مورد تقاضا می باشد. به بیان دیگر، اسکناس نه به خاطر خود بلکه به علت آنکه می توان توسط آن کالاها و خدمات را خریداری نمود از طرف عموم پذیرفته می شود. از این رو، می توان آن را به عنوان ذخیره ارزش قلمداد نمود (زمانی فراهانی، ۱۳۷۷).

با توجه به ذخیره ارزش بودن، پول تنها یکی از صور مختلف دارایی است که افراد، بخشی از ثروت خود را به آن اختصاص می دهند. به عبارتی دیگر، پول، اوراق قرضه، سهام، کالاهای مادی و سرمایه انسانی، اشکال مختلف دارایی می باشند، که هر یک از آنها موجب درآمد و در عین حال موجد مطلوبیت هستند. بنابراین، به دست آوردن تابع تقاضای پول به معنای یافتن چنان ترکیبی از پول و دارایی های دیگر است که حداکثر مطلوبیت را نصیب فرد می سازد. به طور مشخص، نگهداری ثروت به صورت پول موجب تسهیل مبادلات روزمره و همچنین امنیت خاطر دارنده آن می شود که خود مطلوبیتی برای فرد مذکور ایجاد می کند. حال با فرض اینکه دارایی ها و ثروت سرمایه گذاران با پول نقد و اوراق بهادار (دارایی های مالی) طبقه بندی می شود، هر سرمایه گذار به منظور حداکثر نمودن سود موجودی ثروت خود، سعی در انتخاب ترکیب بهینه ای از انواع دارایی ها (به طور مشخص دارایی های مالی) دارد. از این رو، یک سرمایه گذار موجودی ثروت خود را می تواند با ترکیب های متفاوتی بین پول نقد و اوراق بهادار تخصیص دهد.

در حقیقت در بازارهای مالی وجوه با وجوه مبادله می شوند و علت را باید در ضرورت زمانی دستیابی به بازدهی و نقدینگی جستجو کرد و از این رو، هر چقدر فراریت بازدهی اوراق بهادار (و در این تحقیق سهام) بیشتر باشد، تمایل به نگهداری پول نقد افزایش می یابد. به عبارت دیگر، در یک نرخ بازده معین، سرمایه گذاران ریسک کمتر را بر ریسک بیشتر ترجیح می دهند. بنابراین، اولاً، در اینجا هدف بررسی این مسأله است که اگر بازدهی اوراق بهادار با نوسان مواجه باشد یا به عبارت دیگر، اگر بازار بورس در شرایط فراریت قرار داشته باشد، نحوه تصمیم گیری سرمایه گذاران مبنی بر اینکه چه نسبتی از سبد مالی خود را به صورت اوراق بهادار و چه نسبتی را به صورت پول نقد نگهداری کنند، چگونه تحت تأثیر قرار می گیرد

از سوی دیگر، تزلزل روابط قبلاً پایدار متغیرهای تقاضای پول موجب تجدید نظر در شناسایی مدل های مربوط به تقاضای پول - بویژه پس از جنگ - شده است. در ایران نیز تحولات مربوط به گسترش بازار سهام در سالهای اخیر می تواند بر تابع تقاضای پول تأثیر گذار باشد. لذا دستیابی به

یک تابع با ثبات^۱ تقاضای پول در تصمیم‌گیری‌های مربوطه بسیار مؤثر و قابل کاربرد است. بنابراین، یکی دیگر از اهدافی که در این تحقیق دنبال می‌شود، بررسی میزان ثبات تابع تقاضای پول در این شرایط است و اهداف تحقیق، عبارتند از:

الف - ارزیابی اثر ناپایداری بازار سهام بر تقاضا و سرعت گردش پول.

ب - بررسی نقش ورود متغیرهای مربوط به بازار سرمایه در ایجاد ثبات در تابع تقاضای پول. البته لازم به ذکر است که این موضوع تاکنون با توجه به تغییر و تحولات اقتصادی در چارچوب مدل‌های گوناگون نیز مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. از جمله هامبرگر (۱۹۷۷) دریافت که با وارد کردن نسبت سود سهام به متوسط قیمت آن، تابع تقاضای پول با ثبات می‌شود.

از این رو سؤالاتی که در این ارتباط قابل طرح است، به ترتیب زیر می‌باشد:

۱- آیا در ایران تقاضای پول متأثر از تقاضا برای سایر دارایی‌ها است؟ یا به عبارت دیگر آیا نظریه سبد دارایی در ایران نیز برقرار است؟

۲- آیا ناپایداری بازار سهام بر تابع تقاضای پول در ایران اثر معنی‌دار دارد؟ به عبارت دیگر، آیا ورود متغیرهای مربوط به بازار سهام (بازده و ریسک) خطاهای مدل تقاضای پول در ایران را کاهش می‌دهد؟

در باب اهمیت و ارزش تحقیق باید گفته شود که: در مقایسه با کشورهای پیشرفته صنعتی، تقریباً در تمام کشورهای در حال توسعه، هدایت پس‌اندازهای مردم به منظور سرمایه‌گذاری در بخشهای مختلف اقتصاد به نحو احسن و بهینه انجام نمی‌گیرد. و یکی از دلایل آن می‌تواند عدم توسعه مناسب بازارهای مالی متشکل، و دلیل دیگر حاکمیت شرایط عدم اطمینان یا فراریت بر این بازارها باشد. به عنوان مثال بازار سرمایه در ایران بسیار محدود و متأثر از سیستم بانکی است، به گونه‌ای که در سال ۱۳۷۱ کل ارزش مبالغ اختصاص یافته به بورس تنها ۳ درصد منابع مالی جریان یافته به سوی بانک‌ها بوده است. اما پیش‌بینی می‌شد که دولت با اجرای سیاست‌های تعدیل اقتصادی و برنامه خصوصی‌سازی، گامی در جهت گسترش بورس اوراق بهادار بر دارد. اقداماتی نیز در این رابطه انجام گرفت که موجب رونق موقتی این بازار شد اما این رونق تداوم پیدا نکرد. منتهای عوامل مؤثر در این ناکامی، سؤالی که بحران اخیر بازار بورس در اذهان مطرح نموده، این است که آیا فراریت بازار بورس می‌تواند به‌طور نهادی، این وضعیت ساختاری اقتصاد ایران - یعنی اتکا بیش از اندازه بر سیستم بانکی یا به عبارت دیگر بر بازار پول - را تشدید کند.

۱. مراجعه شود به مقاله کمیجانی و بوستانی (۱۳۸۲).

بنابراین، اهمیت تحقیق در آن است که مشخص می کند تا چه اندازه فراریت بازار بورس بر تقاضای پول و از این رو بر کارکرد های بازار پول تأثیر گذار است که این شناسایی، می تواند مقامات پولی را در سیاستگذاری های مناسب مربوط رهنمون باشد.

به منظور پاسخ گویی به سؤالات مطروحه، در بخش بعدی مقاله، چارچوب تحلیلی و پیشینه پژوهش بررسی می شود. در بخش دوم، روش تحقیق ارائه می شود و پس از آن در بخش سوم، رابطه تعادلی بلند مدت تقاضای پول در ایران شناسایی شده و پویایی های کوتاه مدت نیز با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری مورد شناسایی قرار می گیرد. سرانجام در بخش نتیجه گیری و پیشنهادها، ضمن جمع بندی مطالب، راهکارهای قابل استنباط مبتنی بر نتایج کسب شده ارائه می شود.

۲ - چارچوب تحلیلی و پیشینه پژوهش

اگر سری $Q_{t-2}, Q_{t-1}, Q_t, Q_{t+1}, \dots$ یک فرایند تصادفی از قیمتها، مقادیر تجمعی، نرخ ارز، نرخ بهره و غیره باشد، فراریت فرایند در زمان $t-1$ به عنوان انحراف معیار بازده دوره ای آن تعریف می شود. معمولاً لگاریتم بازدهی مورد استفاده قرار می گیرد. براساس این تعریف، فراریت عبارت است از:

$$\text{Volatility} = \text{std} \left(\log \left(\frac{Q_t}{Q_{t-1}} \right) \right)$$

در حقیقت، فراریت شاخصی است از نوسان بازدهی یک دارایی که معمولاً به وسیله انحراف معیار دوره ای تغییرات بازدهی آن اندازه گیری می شود، درمباحث مالی فراریت بازده یک دارایی به عنوان ریسک آن دارایی شناخته می شود.

نظریه سبد دارایی، در ابتدا توسط مارکوویتز در مقاله ای که در سال ۱۹۵۲ به چاپ رسید، معرفی شد. قبل از مارکوویتز، اعتقاد بر این بود که سرمایه گذاران در جریان تنظیم سبد دارایی خود بر دستیابی به ریسک و پاداش مناسب هر یک از اوراق بهادار به تنهایی تأکید دارند. از این رو توصیه معمول در سرمایه گذاری، شناسایی اوراق بهادار فراهم کننده بالاترین فرصت بازدهی و حداقل ریسک و سپس تشکیل سبد بهینه دارایی از آنها بود. بر مبنای این توصیه، ممکن بود نتیجه گیری شود که افراد، کل دارایی خود را فقط در یک نوع سهام متمرکز کنند که مشخصه اش برخورداری از ریسک و بازدهی مناسب است. اما این به لحاظ شهودی ساده لوحانه به نظر می رسید. مارکوویتز این موضوع شهودی را فرمول بندی نمود. او ثابت نمود که با توجه به اینکه بازده مورد انتظار منابع دارایی برابر میانگین موزون بازدهی هر یک از آنها به تنهایی است، در صورتی ریسک بازده مورد

انتظار کمتر از میانگین موزون ریسک هر یک از اوراق سهام به تنهایی خواهد بود که انتخاب سبد دارایی از بین چند منبع که دارای عدم همبستگی بازدهی هستند، انجام گیرد. این به مفهوم متنوع سازی دارایی‌ها می‌باشد. متنوع سازی به سادگی به این مفهوم است که یک سرمایه گذار می‌تواند ریسک بازار را از طریق سرمایه گذاری در تعداد گوناگون و غیر مرتبطی از دارایی‌ها کاهش دهد. تقلیل ریسک، بدون هزینه است زیرا بازدهی مورد انتظار تحت تأثیر قرار نمی‌گیرد. در یک جمله، سرمایه گذاران باید به دنبال انتخاب سبد بهینه دارایی‌ها و نه انتخاب هر یک از اوراق بهادار مناسب به تنهایی باشند.

اگر بازده دوره ای اوراق بهادار مختلف به عنوان یک متغیر تصادفی در نظر گرفته شود، می‌توان برای آنها مقادیر مورد انتظار، انحراف معیار و ضریب همبستگی تعیین نمود. بر این مبنای بازده مورد انتظار و فراریت هر سبد دارایی تشکیل شده از آنها نیز قابل محاسبه است. اگر ناپایداری و بازده مورد انتظار به عنوان متغیرهای جایگزین ریسک و پاداش در نظر گرفته شود، در فضای کلیه سبدهای ممکن دارایی، فقط بعضی از این سبدها از تراز ریسک و پاداش بهینه برخوردارند، این ترکیبات دارایی تشکیل دهنده کرانه کارایی سبد دارایی می‌باشند و از این رو یک سرمایه گذار باید آن سبدهای را انتخاب نماید که بر کرانه‌های کارا قرار داشته باشد.

جیمز توبین در سال ۱۹۵۸ کار مارکوویتز را با اضافه کردن یک دارایی بدون ریسک (پول) گسترش داد. این طریق، امکان استفاده یا عدم استفاده از وام برای تامین مالی سرمایه گذاری مستقر بر کرانه کارایی سبد دارایی را فراهم می‌کند و به معرفی سبد دارایی‌های "فوق کارا" منجر می‌شود که عملکرد برتری نسبت به سبد دارایی‌های صرفاً مستقر بر کرانه‌های کارا دارند. بنابراین، روشن است که تصمیم در مورد نگهداری پول با بازده انواع دیگر دارایی‌ها ارتباط نزدیک دارد، که از مشخصات هر یک از این دارایی‌ها متاثر است.

با فرض اینکه دارایی‌ها و ثروت سرمایه گذاران در ترکیب دو گزینه پول نقد و اوراق بهادار طبقه بندی می‌شود، سرمایه گذاران به هیچ وجه نسبت به نرخ بهره آینده مطمئن نمی‌باشند و این عدم اطمینان می‌تواند برآورد سود و یا ضرر ناشی از سرمایه گذاری را تحت تأثیر قرار دهد و در این صورت، افزایش سهم اوراق بهادار در سبد دارایی فرد الزاماً باعث افزایش میزان ریسک ناشی از سرمایه گذاری‌های وی می‌شود. حال با فرض اینکه سرمایه گذار ریسک‌گریز است، سطوح بالاتر مخاطره اقتصادی با سطوح پایین مطلوبیت و سطوح بالای ثروت با سطوح بالای مطلوبیت منطبق می‌باشد و در این صورت، منحنی‌های بی تفاوتی تحت شرایط اجتناب از مخاطره اقتصادی قابل استخراج است. شیب هر یک از این منحنی‌ها مثبت است زیرا به ازای یک سطح موجود از ثروت در پایان هر دوره معین زمان، ازدیاد مخاطره اقتصادی مطلوب نیست و برای هر سطح معلوم از

مخاطره اقتصادی سبد مالی، رشد بیشتر ثروت مورد دلخواه است. لذا با عطف نظر به اینکه سرمایه گذاران سعی در حداکثر سازی ثروت خود با توجه به محدودیت های موجود دارند، می توان به تعیین سبد بهینه دارایی از جمله موجودی پول نقد در این سبد پرداخت.

تاکنون تابع تقاضای فردی پول و سایر دارایی ها بررسی شد، بدیهی است که می توان از تابع تقاضای دارایی ها مالی در اقتصاد نیز سخن گفت که به لحاظ منطقی، حاصل جمع اینگونه توابع فردی است هر چند که در عمل به طور مستقیم برآورد می شود مجتهد، ۱۳۸۰.

توبین ۱۹۵۸، دیدگاه کینز در مورد رابطه معکوس نرخ بهره و رجحان نقدینگی که فقط نگه داری یک نوع دارایی را در نظر می گیرد مورد انتقاد قرار داد. او با تجزیه و تحلیل رفتار سرمایه گذاران مختلف بر مبنای رجحان های آنها، مطرح می کند که در مورد طیف گسترده ای از دارایی ها یک بده بستان بین بازده انتظاری بالاتر و مخاطره بیشتر وجود دارد. همچنین در مدل انتخاب سبد بهینه دارایی مارکوویتز توبین نتیجه گیری می شود که توزیع دارایی به نرخ بازده انتظاری و پیش بینی درجه مخاطره آمیزی دارایی های مختلف بستگی دارد.

از مطالعات داخلی که می تواند ارتباط نزدیکی با موضوع مورد تحقیق داشته باشد، می توان به موارد زیر اشاره نمود:

امیرشرفی (۱۳۷۰)، موضوع "برآورد تابع تقاضای پول در ایران با توجه به مشکلات نرخ بهره"، به بررسی تابع تقاضای پول و شناسایی عوامل مؤثر بر آن در ایران طی دوره ۶۵-۱۳۴۶ پرداخته است. وی مطرح می کند در بحثهای تئوریک که امروزه خصوصاً در کشورهای توسعه یافته در مورد تقاضای پول مطرح است، عمدتاً آن را تابعی از انواع نرخ بهره به شمار می آورند. کاربرد این نظریات در کشورهای در حال توسعه از جمله ایران، با مشکلاتی همراه است، چرا که در کشورهای در حال توسعه، عمده اطلاعات ثبت شده بازار پولی مربوط به بازار سازمان یافته پولی - خصوصاً بانکها - است. زیرا بازار اوراق بهادار در اینگونه کشورها رشد کافی نکرده و از طرف دیگر، اطلاعات مربوط به بازار سازمان نیافته پولی که حجم وسیعی از مبادلات در این کشورها را تشکیل می دهد نیز به صورت مدون وجود ندارد. در نتیجه، نرخ بهره در بازار پول کشورهای در حال توسعه، از جمله ایران، که در بیشتر موارد با عدم تعادل مواجه بوده، به دلیل تعیین آن به وسیله مسئولان پولی کشور، در طول سالها تقریباً ثابت است. مشکل ثبات متغیر نرخ بهره و شرایط عدم تعادل بازار، بررسی تابع تقاضا را پیچیده تر می سازد. هدف از ارائه رساله مذکور بر طرف نمودن مشکلات فوق و نهایتاً کشف یک مدل تقاضای پول مناسب برای کشور می داند.

کمیجانی و بوستانی (۱۳۸۳) به بررسی آزمون ثبات رفتار تابع تقاضای پول با استفاده از تکنیک همگرایی جوهانسن - جوسیلیوس طی سالهای ۱۳۳۹ تا ۱۳۸۱ در ایران پرداخته اند، که

نتایج حاصله حاکی از آن است که حجم نقدینگی با تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم و نرخ ارز در بازار موازی ارز، همگراست. همچنین ضریب جمله تصحیح خطا نشان می دهد که علی رغم وجود تعادل بلند مدت در بازار پول، حرکت به سمت تعادل در این بازار به کندی صورت می گیرد.

سیمین حسادی (۱۳۷۷)، در رساله "بررسی نقش نسبت قیمت بازار بر درآمد هر سهم (P/E) در ارتباط با بازده سهام عادی شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران" اشاره می کند که با توجه به اینکه هر سرمایه گذار در انتخاب پروژه سرمایه گذاری خود به دو عامل بسیار مهم، یعنی میزان بازده و ریسک سهام توجه می نماید و از طرفی، یکی از شاخصهای مقایسه ریسک سهام شرکتهای مختلف عبارت است از نسبت قیمت بر درآمد، لذا موضوع تحقیق روی دو عامل بازده و نسبت قیمت بر درآمد (P/E) متمرکز بوده و موضوعی تحت عنوان بررسی نقش نسبت قیمت بازار بر درآمد هر سهم (P/E) در ارتباط با بازده سهام عادی شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، انتخاب گردیده است. در این تحقیق، دو فرضیه مورد مطالعه قرار گرفته است. که عبارتند از: ۱- نسبت P/E بر پیش بینی بازده سهام عادی شرکتهای پذیرفته شده در بورس تهران تأثیر دارد؛ ۲- بین نسبت P/E و بازده سهام عادی شرکتهای پذیرفته شده در بورس تهران، رابطه معنادار وجود دارد. با انجام آزمون های مربوطه، این فروض را از لحاظ آماری قابل قبول دانسته است.

۳- روش تحقیق:

قبل از اواسط ۱۹۷۰ تصریح های متعارف تقاضای پول، رفتارهای تقاضای پول را به خوبی پیش بینی کرده و پایدار بود. روابط رایج، تنها تعداد کمی از متغیرهای کلان اقتصادی عموماً شامل درآمد و نرخ بهره را برای درج در تابع تقاضای پول پیشنهاد می کرد. چنین وضعیتی از اواسط همان دهه دگرگون شد، به نحوی که دو شکست اصلی را در تئوری های متعارف تقاضای پول شاهد هستیم که تحت نامهای "مورد پول گم شده" در خلال دهه ۱۹۷۰ و "کاهش بزرگ سرعت گردش پول" در خلال دهه ۱۹۸۰ شناخته می شوند. بسیاری از صاحب نظران این وضعیت را به گسترش ها و نوآوری های مالی نسبت می دهند (Carpenter and Lange, 2002).

با توجه به اینکه در تحقیق حاضر، قصد بر آن است که اثر فراریت بازار سهام بر تقاضای پول بررسی شود، در این صورت، فرض می شود با ثابت بودن سایر شرایط، فراریت بازار سهام می تواند خود را در سرعت گردش پول از طریق تأثیر بر هزینه مبادله دارایی ها نمایان سازد^۱. به علاوه در

۱. در وضعیت فراریت بازار سهام، دیگر هزینه مبادله سهام ثابت نیست.

حالی که سیستم پرداخت‌ها در یک جامعه به طور قابل ملاحظه ای به سازمان‌های پولی و مالی موجود در آن بستگی دارد، عادات خرج کردن تحت تأثیر درآمد واقعی، نرخ تورم یا نرخ بهره قرار دارد. وقتی هزینه فرصت نگهداری پول نقد با افزایش بازدهی سایر دارایی‌ها زیاد می‌شود، نگهدارندگان پول، کار بیشتری با پول خود انجام می‌دهند و با دفعات بیشتری آن را به جریان می‌اندازند که به افزایش سرعت گردش پول منجر می‌شود.

از سوی دیگر، پول در وضعیت تورم فزاینده، ارزش خود را از دست می‌دهد و مردم پول نقد کمتری نگهداری می‌کنند، که باعث افزایش سرعت گردش پول می‌شود. این تصور وجود دارد که نیاز به داد و ستد با افزایش درآمد واقعی زیاد می‌شود، به طوری که مردم تقاضای بیشتری برای موازنه نقدی دارند. بنابراین، مسیری که از طریق آن، تغییر درآمد واقعی بر سرعت گردش پول اثر می‌گذارد، به کشش درآمدی تقاضای پول بستگی دارد.

از سوی دیگر، در بیشتر نظریه‌های سبد دارایی، ترکیب دارایی‌ها برحسب ریسک در مقابل بازدهی حاصل، تراز می‌گردد. به دلیل اینکه پول نوعی دارایی (صرف نظر از ریسک تورم) اساساً فاقد ریسک می‌باشد، با فرض ریسک‌گریز بودن افراد، ریسک دارایی‌های جایگزین، می‌تواند اثر قابل توجه روی سهم نسبی سبد دارایی تخصیص داده شده بر پول می‌تواند داشته باشد. لذا در این تحقیق، سرعت گردش پول به عنوان تابعی از هزینه فرصت نگهداری پول و مخاطره نگهداری سایر دارایی‌ها در نظر گرفته می‌شود در این صورت با توجه به رابطه زیر، نتایجی حاصل می‌شود که در پی می‌آید.

$$V = \frac{NGDP}{M_2}$$

در رابطه فوق، V سرعت گردش پول، PDGN تولید ناخالص داخلی اسمی و M_2 نقدینگی می‌باشد. می‌توان رابطه بین سرعت گردش پول، هزینه فرصت نگهداری پول و همچنین ریسک مستتر در بازار سهام را به صورت زیر تصریح نمود (Carpenter and Lange, 2002)

$$\ln y_t - \ln m_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln OC_t + \alpha_2 Vol_t + e_t$$

در رابطه فوق، y_t درآمد واقعی، m_t تراز واقعی نقدینگی، OC_t هزینه‌های فرصتی نگهداری پول و Vol_t شاخص فراریت بازدهی بازار سهام می‌باشد.

در حقیقت، هدف این تحقیق بررسی اثر فراریت بازار سهام بر بازار پول می‌باشد نه بررسی و تصریح مجدد مدل تقاضای پول، لذا این مدل به منظور تعیین میزان حساسیت بازار پول نسبت به نوسانات بازار سهام با توجه به بازده و ریسک بازار سهام، مورد آزمون قرار می‌گیرد.

معادله فوق، بیانگر تابع تقاضای بلند مدت تعادلی پول می باشد. رابطه کوتاه مدت یا پویا در قالب یک مدل تصحیح خطا برآورد می شود. در این صورت، تغییرات لگاریتم تراز واقعی نقدینگی تابعی خواهد بود از انحراف نقدینگی دوره قبل از مقدار تعادلی بلند مدت آن (عبارت تصحیح خطا)، همچنین متغیر وابسته با یک تأخیر و به طور همزمان تغییرات لگاریتم هزینه فرصت، لگاریتم مخارج مصرفی بخش خصوصی (pce) با دو دوره تأخیر که می توان مدل تصحیح خطا را به صورت زیر تصریح کرد (Carpenter and Lange, J, 2002):

$$\Delta Lnm_t = \beta_1 e_{t-1} + \beta_2 \Delta LnOC_t + \beta_3 \Delta Lnm_{t-1} + \beta_4 \Delta Lnpce_t + \beta_5 \Delta Lnpce_{t-1} + (1 - \beta_3 - \beta_4 - \beta_5) \Delta Lnpce_{t-2} + \varepsilon_t$$

در تحلیل فوق به منظور بررسی نقش متغیرهای بازار سهام بر تقاضای پول، فرض بر آن است که کشش درآمدی تقاضای پول برابر یک می باشد. از این رو بر ضریب کشش مخارج مصرفی دو تأخیری این محدودیت $\beta_6 + \beta_5 + \beta_4 + \beta_3 = 1$ اعمال می شود. در بخش بعدی، روابط فوق با استفاده از روشهای مرسوم اقتصادسنجی بویژه در زمینه سری های زمانی مورد آزمون قرار خواهد گرفت و نتایج حاصل تجزیه و تحلیل می شود.

۴- تخمین الگو و نتایج آن

تئوری مدرن مقداری پول که به تئوری تقاضای پول معروف است، توسط فریدمن (۱۹۵۶) ارائه شد، در روش فریدمن، فرد پول را با طیف وسیعی از دارایی ها مقایسه کرده و آنگاه به تصمیم گیری برای نگهداری پول می پردازد. همچنین روش پرتفوی که ریشه در کار مارکویتز (۱۹۵۲) دارد و توسط توبین (۱۹۵۸) در اقتصاد به کار گرفته شده، در تابع تقاضای پول ریشه دوانده است و به طور صریح، عدم اطمینان و ریسک را وارد مدل می سازد.

از این رو، در این تحقیق، مدل تعادلی متعارف زیر را که در آن عدم اطمینان هم لحاظ شده است، بنا بر کارهای تجربی انجام شده بر اساس نظریه های مختلف تقاضای پول (و به طور متناظر، سرعت گردش پول)، مورد بررسی قرار می گیرد^۱:

$$DV = \alpha_0 + \alpha_1 \ln GDP + \alpha_2 IN + \alpha_3 \ln EX + \alpha_4 RISK + e_t \quad (1)$$

در مدل فوق، DV متغیر وابسته است و می تواند بیانگر متغیرهای تقاضای پول و همچنین سرعت گردش پول باشد؛ در جریان کار، دو سنجش از تقاضای واقعی پول در قالب تعریف محدود و گسترده (M1/P, M2/P) و متناظر با آن (دوسنجش از سرعت گردش پول V1 و V2) مورد

۱. آزمون های همجمعی، این متغیرها را در هر دو مورد تأیید می کند.

بررسی قرار می گیرد. متغیرهای توضیحی عبارتند از تولید ناخالص داخلی حقیقی (GDP)، نرخ تورم (IN)، لگاریتم نرخ بازار آزاد ارز (LEX) و ریسک بازار سهام (RISK). افرادی مثل انگل^۱ (۱۹۸۲) و کراک^۲ (۱۹۸۲)، در مطالعات خود به شواهدی دست یافتند مبتنی بر اینکه واریانس جملات اخلاص در مدل های سری زمانی از آنچه که غالباً فرض می شوند، بی ثبات ترند. از سوی دیگر، اثبات شده است که مدل های ARCH^۳ در مطالعات مربوط به تغییر پذیری تورم (انگل، هندری و ترومبل، ۱۹۸۵)، فراریت بازده بازار سهام (انگل، لیلین و رابینز) و رفتار بازار ارز (دومویتز و هاکی یو) بسیار مفید است. این نوع سری های مالی معمولاً دارای سه نوع مشخصه هستند که سری های زمانی معمولی فاقد آن می باشند (ابراهیمی، ۱۳۸۵).

۱- توزیع غیر شرطی سری زمانی مالی مانند بازدهی حاصل از تغییرات قیمت سهام (y_t) ، دارای دم های پهن تر از توزیع نرمال می باشد.

۲- y_t همبستگی چندانی ندارند در حالی که y_t^2 ها دارای همبستگی بالایی می باشند.

۳- تغییرات y_t به خوشه ای بودن گرایش دارند. یعنی شوک های بزرگ (کوچک) تمایل به پیروی از شوک های بزرگ (کوچک) در همان مسیر را دارند.

با توجه به اینکه سید دارایی های مالی تابعی از میانگین و واریانس انتظاری بازده می باشد، هر انتقالی در تقاضای دارایی ها باید به همراه تغییر در میانگین و واریانس انتظاری بازدهی اتفاق بیفتد. اگر فرض شود که میانگین از یک مدل استاندارد یا سری زمانی پایا پیروی می کند، در این صورت بالاجبار واریانس باید در طول زمان ثابت باشد. از این رو، تحلیل مدل های سری زمانی عموماً بر پایه فرض همسانی واریانس ها بنا نهاده شده اند. پیش بینی کننده هایی که از روشهای اقتصادسنجی برای پیش بینی استفاده می کنند به این نتیجه رسیده اند که، قدرت پیش بینی آنها برای آینده از دوره ای به دوره دیگر تغییر می کند. آنها به این استنباط رسیده اند که در بسیاری از سری های زمانی اقتصادی، دوره هایی از نوسان های غیر معمول و زیاد بعد از یک آرامش نسبی دیده می شود. در چنین شرایطی، فرض ثابت بودن واریانس دیگر مناسب نمی باشد. بنابراین به نظر می رسد که نااطمینانی و تصادفی ذاتی همراه با دوره های مختلف پیش بینی در طول زمان متغیر، استفاده از مدل های ARCH که اجازه می دهد واریانس شرطی در طول زمان تغییر نماید را توجیه پذیر نماید. فایده مندی و قابل استفاده بودن مدل های ARCH در این است که اشتباهات پیش بینی های دوره قبل، پیش بینی خواهد شد و مدل آنها را در نظر گرفته و گوشزد می

1. Engle
2. Cragg
3. Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity

نماید. مدل‌های $ARCH^1$ با افزایش دقت اندازه‌گیری و مدل‌سازی ریسک، انتخاب پرتفلیو مناسب و مدیریت ریسک سرمایه‌گذاری را بهبود بخشیده‌اند (Degiannakis Xekalaki, 2001). مدل‌های رگرسیونی ARCH تقریبی برای مدل رگرسیونی پیچیده‌تر که دارای باقیمانده‌هایی به صورت ARCH نمی‌باشد، نیز هست. وجود یک اثر ARCH می‌تواند به عنوان اثری از خطای تصریح باشد، حال این خطای تصریح می‌تواند ناشی از حذف متغیرها و یا به دلیل تغییر ساختار باشد. در این گونه حالت‌ها، هر چند مدل ARCH تقریب بهتری از واقعیت نسبت به حالتی که پیش شرط‌های استاندارد برای باقیمانده‌ها در نظر گرفته می‌شود، به دست می‌دهد. از این رو، در این مطالعه برای محاسبه متغیر ریسک، از واریانس شرطی محاسبه شده توسط مدل‌های خانواده ARCH استفاده شده است. داده‌ها به صورت فصلی در طول دوره 1371 تا 1384 می‌باشد.

به نظر لایدلر (Laidler, 1993) تنها استناد به تابع بلند مدت تقاضای پول (معادله (۱)) کافی نیست، به نحوی که بعضی مسائل ناپایداری در تابع تقاضای پول می‌تواند ناشی از مدل‌سازی ناکافی از دینامیسم کوتاه مدت آن باشد. بنابراین، دینامیسم کوتاه مدت وارد معادله تعادلی (1) شده و به فرم تصحیح خطا بیان می‌شود. برای دستیابی به این مهم، پسران و دیگران (1996) معادله تعادلی (1) را به فرم تصحیح خطا با استفاده از الگوهای خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی، ARDL به صورت زیر بیان کرده‌اند:

$$\Delta DV_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \mu_i \Delta DV_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \gamma_i \Delta \ln GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \pi_i \Delta \ln IN_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \varepsilon_i \Delta \ln EX_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \sigma_i \Delta RISK_{t-i} + \lambda_1 \ln M1P_{t-1} + \lambda_2 \ln GDP_{t-1} + \lambda_3 \ln IN_{t-1} + \lambda_4 \ln EX_{t-1} + \lambda_5 RISK_{t-1} + u_t \quad (2)$$

با جایگذاری متغیر DV، که عبارتند از دو تعریف از تقاضای پول که با متغیرهای M1P و M2P، و دو تعریف متناظر از سرعت گردش پول که با متغیرهای V1 و V2 نشان داده می‌شوند، چهار معادله تحت نامهای معادلات (a-1)، (a-2)، (b-1) و (b-2) خواهیم داشت. به منظور جلوگیری از وقوع رگرسیون‌های کاذب در برآورد این معادلات از روش ARDL استفاده می‌شود. در برآورد به روش ARDL ضروری است که آزمون همجمعی انجام شود تا وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل به اثبات رسد. پسران و شین (۱۹۹۹) رویکرد ARDL را به دو مرحله تقسیم می‌کنند که مرحله اول، آزمون همجمعی و مرحله دوم، تخمین پارامترهای الگو است. برای بررسی اینکه رابطه بلندمدت حاصل از این روش، کاذب نیست، وجود رابطه بلندمدت

۱. برای آشنایی بیشتر با مدل‌های ARCH به ضمیمه الف مراجعه کنید.

بین متغیرهای تحت بررسی به وسیله محاسبه آماره F برای آزمون معنی داری سطوح با وقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا مورد آزمایش قرار می‌گیرد، چنانچه مقدار آماره F ، بزرگتر از مقدار بحرانی باشد و در این صورت فرضیه H_0 ، یعنی عدم وجود همجمعی، رد شده و وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو تأیید می‌گردد. بنابراین با رد فرضیه H_0 ، می‌توان به برآورد رابطه تعادلی بلندمدت در بین متغیرهای الگو پرداخت، که این خود زمینه استفاده از الگوی تصحیح خطا، که در آن نوسانات کوتاه مدت متغیرها به مقادیر تعادلی بلندمدت ارتباط داد می‌شود را فراهم می‌نماید. همچنین تستهای $USUM$ و $CUSUMSQ$ روی باقیمانده های معادله (۲) برای تست پایداری کشش های بلندمدت با توجه به دینامیسم کوتاه مدت انجام می‌شود. نتایج مربوط به آماره آزمون F برای توابع مذکور در معادله (۲) با حداکثر وقفه h در جدول (۱) منعکس شده است.

جدول (۱). آماره آزمون F برای توابع مذکور در معادله (۲) با حداکثر وقفه h

آماره F	معادله
۴/۴۴۸	M1/p
۱/۶۹۸	M2/p
۵/۷۵۲	V-1
۲/۷۳۷	V-2

مقادیر بحرانی برای ۴ متغیر توضیحی با لحاظ عرض از مبدأ برای حد بالا و پایین به ترتیب ۴/۰۴۹ و ۲/۸۵ است.

با توجه به جدول بالا، تنها معادلات $a-1$ و $b-1$ دارای روابط همجمعی و تعادلی بلند مدت می‌باشند. معادلات $a-1$ و $b-1$ معادلات تقاضا و سرعت گردش پول بر اساس تعریف محدود پول می‌باشند. بنابراین در ایران تعریف محدود پول، برای سیاست های پولی می‌تواند مناسب باشد.

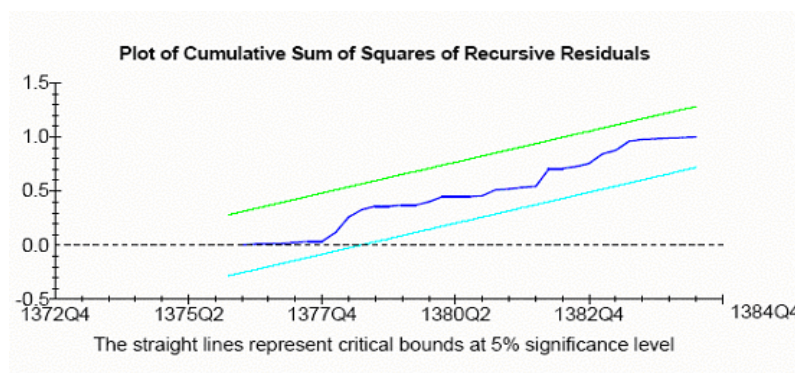
الف - تقاضای پول

به منظور برآورد تابع تقاضای پول، مدل $ARDL$ با حداکثر وقفه 5، با توجه به معادله (M-1) برآورد می‌شود. نتایج حاصل در جدول (2) منعکس شده است.

جدول (۲): آزمون پایایی مدل $ARDL(5,1,2,0,0)$ بر اساس معیار شوارتز-بیزین

متغیر	ضریب	سطح معنی داری
LM1P(-۱)	۰/۲۸۹	۰/۰۴۲
LM1P(-۲)	۰/۳۸۴	۰/۰۱۱
LM1P(-۳)	۰/۱۴۲	۰/۳۱۶
LM1P(-۴)	۰/۳۵۴	۰/۰۰۷
LM1P(-۵)	-۰/۴۸۷	۰/۰۰۰
LGDP	۰/۶۵	۰/۶۹۵
LGDP(-۱)	۰/۳۱۵	۰/۰۷۰
IN	۰/۰۰۳	۰/۱۶۷
IN(-۱)	-۰/۰۰۶	۰/۰۱۵
IN(-۲)	-۰/۰۰۵	۰/۰۳۶
LEX	-۰/۲۲	۰/۶۰۰
RISK	۰/۲۴۳	۰/۲۲۸
C	۲/۹۰۱	۰/۰۰۷
F-stat	-	۵۰/۶۳۶
Serial Correlation	-	۰/۰۳۰
Functional Form	-	۰/۹۵۹
Normality	-	۰/۴۴۹
Heteroscedasticity	-	۰/۵۱۷
R-Squared = ۰/۹۹۴	R-Bar-Squared = ۰/۹۲۵	DW-statistic = ۱/۸۲۴

آماره کلیدی R^2 که قدرت توضیح دهندگی مدل را در حالت کلی بیان می کند، حاکی از رضایت بخش بودن و خوبی برازش مدل است. همچنین آماره های تشخیصی برای بررسی عدم وجود خود همبستگی، تصریح صحیح مدل و همسانی واریانس نیز بیانگر آن است که مدل شرایط لازم را برآورده می سازد. ترسیم نتایج آزمون پایداری مدل (ARDL CUSUM و CUSUMSQ) در برابر مرزهای بحرانی با سطح معنی داری ۵ درصد بیانگر این است که مدل مذکور در طول زمان پایدار است.



روابط همجمعی و تعادلی بلند مدت تابع تقاضای پول با تعریف محدود M-1 برای مدل $ARDL(5,1,2,0,0)$ در جدول (3) ارائه شده است.

جدول ۳. روابط همجمعی و تعادلی بلند مدت مدل $ARDL(5,1,2,0,0)$ تقاضای پول با تعریف محدود

متغیر	ضریب	سطح معنی داری
LGDP	۰/۵۹۷	۰/۰۰۰
IN	-۰/۰۱۳	۰/۰۱۳
LEX	-۰/۰۳۴	۰/۶۱۵
RISK	۰/۳۶۸	۰/۲۹۴
C	۴/۵۶۰	۰/۰۰۱

با توجه به نتایج به دست آمده، مشاهده می‌شود که علامت ضرایب برآوردی با مبانی نظری همخوانی داشته و کلیه ضرایب بجز ضریب نرخ ارز و فراریت بازار سهام معنی دار هستند. چون متغیرها در الگو به صورت لگاریتمی به کار رفته اند، ضرایب برآوردی بیانگر مفهوم کشش نیز هستند، به عبارت دیگر، درصد تغییرات متغیر وابسته در قبال یک درصد تغییر متغیر مستقل را نشان می‌دهند.

از لحاظ نظری، متغیر ریسک، نقش مثبتی در تابع تقاضای پول دارد. نتایج برآوردی الگوی تقاضای پول در اینجا نیز دارای علامت مثبت بوده و مطابق انتظار است (جدول 3)، اما آماره مرتبط با متغیر مذکور در تابع تقاضای پول برای ایران از نظر آماری معنی دار نیست، که می‌تواند بیانگر جایگاه ضعیف بازار سهام در سیستم مالی ایران باشد.

روابط کوتاه‌مدت مربوط به متغیرهای الگو با استفاده از نتایج حاصل از مدل تصحیح خطا ارائه می‌گردد. در نرم افزار Microfit این امکان وجود دارد که وقتی الگوی تعادلی بلند مدت مرتبط با مدل ARDL استخراج شد، الگوی تصحیح خطای مرتبط با آن را نیز کسب نمود.

جدول ۴. مدل تصحیح خطای مرتبط با مدل ARDL(۵,۱,۲,۰,۰) تقاضای پول در ایران

متغیر	ضریب	سطح معنی داری
dLM1P1	-۰/۰۷۴۲	۰/۶۰۵
dLM1P2	۰/۲۷۴	۰/۰۳۵
dLM1P3	۰/۱۳۳	۰/۲۹۸
dLM1P4	۰/۴۸۷	۰/۰۰۰
dLGDP	۰/۰۶۵	۰/۶۹۵
dIN	۰/۰۰۳	۰/۱۶۶
dIN1	۰/۰۰۵	۰/۰۳۶
dLEX	۰/۰۲۲	۰/۵۹۹
dRISK	۰/۲۳۴	۰/۲۲۸
dC	۲/۹۰۱	۰/۰۰۷
ecm(-1)	-۰/۶۳۶	۰/۰۰۰
Squared = ۰/۸۶۵		
DW-statistic = ۱/۸۲۴		

ضریب تعیین R^2 برابر ۰/۸۶ است که نشان دهنده قدرت توضیح دهنده بالایی الگو است. منفی بودن ضریب متغیر $(-1)ecm$ به مقدار ۰/۶۴ که دارای سطح معنی داری نسبتاً بالایی نیز هست، دال بر وجود ساز و کارهای تعدیل در حرکت تقاضای واقعی پول به سمت تعادل است. این ضریب، نشان دهنده این است که در هر فصل، ۰/۶۴ (شصت و چهار درصد) از عدم تعادل تقاضای پول در یک فصل، در فصل بعد تعدیل می شود. بنابراین تعدیل به سمت تعادل، نسبتاً با سرعت انجام می گیرد.

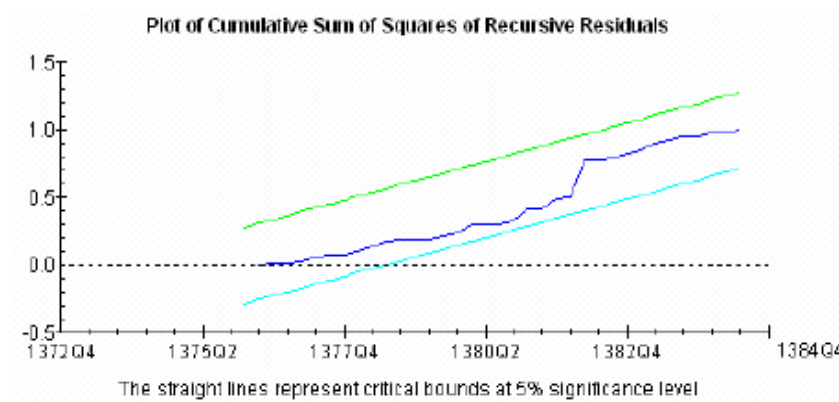
ب- سرعت گردش پول

به منظور بررسی رفتار سرعت گردش پول، مدل $ARDL$ با حداکثر وقفه ۵، با توجه به معادله $(V-2)$ برآورد شد.

جدول ۵. آزمون پایایی مدل $ARDL(5,1,2,0,0)$ بر اساس معیار شوارتز-بیزین

متغیر	ضریب	سطح معنی داری
$LV1(-1)$	۰/۲۳۲	۰/۲۸۰
$LV1(-2)$	۰/۳۶۸	۰/۴۰۰
$LV1(-3)$	-۰/۱۳۴	۰/۲۵۸
$LV1(-4)$	۰/۲۲۹	۰/۳۵۰
$LV1(-5)$	-۰/۳۷۱	۰/۰۰۰
LGDP	-۰/۸۸۳	۰/۰۰۰
$LGDP(-1)$	-۰/۵۲۹	۰/۰۱۲
IN	-۰/۲۰۰	۰/۳۰۵
$IN(-1)$	۰/۵۰۰	۰/۰۵۳
$IN(-2)$	۰/۸۰۰	۰/۴۰۰
LEX	-۰/۰۱۲	۰/۷۸۷
RISK	-۰/۳۹۰	۰/۰۹۰
C	-۲/۷۰۰	۰/۲۰۰
F-stat	-	*** / ۰
Serial Correlation	-	۰/۱۰۲
Functional Form	-	۰/۱۲۵
Normality	-	۰/۳۳۹
Heteroscedasticity	-	۰/۱۸۹
R-Squared = ۰/۸۴۴	R-Bar-Squared = ۰/۷۹۲	DW-statistic = ۰/۷۷۸

ترسیم معیارهای CUSUM و CUSUMSQ



آماره کلیدی R^2 که قدرت توضیح دهنده مدل را در حالت کلی بیان می کند، حاکی از رضایت بخش بودن خوبی برازش مدل است. همچنین آماره های تشخیصی برای بررسی عدم وجود خود همبستگی، تصریح صحیح مدل و عدم همسانی واریانس نیز بیانگر آن است که مدل، شرایط مذکور را برآورده می سازد. ترسیم نتایج آزمون پایداری (CUSUM و CUSUMSQ) برای مدل ARDL در برابر مرزهای بحرانی با سطح معنی داری ۵ درصد بیانگر این است که مدل مذکور در طول زمان پایدار است.

جدول (۶). روابط همجمعی و تعادلی بلند مدت مدل $ARDL(5,1,2,0,0)$ برای معادله V-1 (سرعت گردش پول بر اساس تعریف محدود آن)

متغیر	ضریب	سطح معنی داری
LGDP	۰/۵۲۳	۰/۰۰۲
IN	۰/۰۱۵	۰/۰۱۴
LEX	-۰/۰۱۸	۰/۷۸۲
RISK	-۰/۵۷۱	۰/۱۳۵
C	-۵/۴۶۹	۰/۰۰۰

با توجه به نتایج به دست آمده، مشاهده می‌شود که علامت ضرایب برآوردی با مبانی نظری همخوانی داشته و کلیه ضرایب (بجز ضریب نرخ ارز و فراریت بازار سهام) معنی دار هستند. چون متغیرها در الگو به صورت لگاریتمی به کار رفته اند، ضرایب برآوردی بیانگر مفهوم کشش هستند. به عبارت دیگر، درصد تغییرات متغیر وابسته در قبال یک واحد تغییر متغیر مستقل را نشان می‌دهد.

جدول ۷. الگوی تصحیح خطای مرتبط با مدل (۵،۱،۲،۰،۰) ARDL سرعت گردش پول در ایران

متغیر	ضریب	سطح معنی داری
dLM1P1	-۰/۰۹۲	۰/۵۷۷
dLM1P2	۰/۲۷۶	۰/۰۵۲
dLM1P3	۰/۱۴۲	۰/۲۴۱
dLM1P4	۰/۳۷۱	۰/۰۰۰
dLGDP	۰/۸۸۳	۰/۰۰۰
dIN	-۰/۲۰۰	۰/۳۰۴
dIN1	-۰/۸۰۰	۰/۰۰۳
dLEX	-۰/۰۱۲	۰/۷۸۷
dRISK	-۰/۳۸۶	۰/۰۹۰
dC	-۳/۷۰۰	۰/۰۲۲
ecm(-۱)	-۰/۶۷۶	۰/۰۰۰
R-Squared = ۰/۸۵۷		
DW-statistic = ۱/۷۷۸		

ضریب تعیین R^2 برابر ۰/۸۵۷ است و نشان دهنده قدرت توضیح دهندگی بالای الگو است. منفی بودن متغیر $ecm(-1)$ با ضریب ۰/۶۷۶ - با سطح معنی داری بالا، دال بر نقش فعال ساز و کارهای تعدیل در حرکت سرعت گردش پول به سمت تعادل است. ضریب جمله تصحیح خطا (ECM) که برابر با ۰/۶۷۶ - است، نشان دهنده این است که در هر فصل ۰/۶۷۶ از عدم تعادل یک فصل در سرعت گردش پول، در فصل بعد، تعدیل می‌شود. بنابراین، تعدیل به سمت تعادل نسبتاً با سرعت انجام می‌گیرد.

نتیجه گیری

بر اساس تجزیه و تحلیل فوق، نتایج زیر در ارتباط با تقاضا و سرعت گردش پول قابل طرح است:

- ۱- در ایران تقاضای پول با درآمد رابطه مثبت دارد. بر اساس نتایج حاصل از این تحقیق، کشش درآمدی تقاضای پول در ایران $0/597$ می باشد. بر اساس این نتایج، پول برای ایرانی ها یک کالای ضروری است.
- ۲- در ایران رابطه تقاضای پول و نرخ تورم منفی است. بر اساس نتایج حاصل از این تحقیق، ضریب این متغیر برابر $0/013$ - است.
- ۳- در ایران نرخ ارز با تقاضای پول - به مفهوم غلبه اثر جانشینی بر اثر ثروتی - در تابع تقاضای پول رابطه منفی دارد. کشش نرخ ارزی تقاضای پول بر اساس نتایج حاصل از این تحقیق برابر $0/034$ - است.
- ۴- در ایران تقاضای پول با ریسک بازار سهام رابطه مثبت دارد. به عبارت دیگر، در شرایط افزایش ریسک در بازار سهام سرمایه گذاران به سمت نگهداری دارایی های با ریسک کمتر از قبیل پول، هدایت می شوند؛ یعنی در شرایط فراریت بازار سهام، تقاضای پول افزایش می یابد. بر اساس نتایج حاصل از این تحقیق، ضریب آن متغیر برابر $0/368$ است که مقدار قابل توجهی به نظر می رسد.
- ۵- سرعت تعدیل تقاضای پول در ایران نسبتاً بالا می باشد. بر اساس نتایج حاصل از این تحقیق، ضریب متغیر ecm برابر $0/64$ - است که نشان دهنده این است که در هر فصل 64 درصد از عدم تعادل فصل قبل در تقاضای پول تعدیل می شود.
- ۶- در ایران سرعت گردش پول با درآمد رابطه مثبت دارد. بر اساس نتایج حاصل از این تحقیق، کشش درآمدی سرعت گردش پول $0/523$ می باشد.
- ۷- در ایران رابطه سرعت گردش و نرخ تورم مثبت است. بر اساس نتایج حاصل از این تحقیق ضریب آن برابر $0/015$ است. بر مبنای این نتیجه در شرایط تورمی به جای اینکه تقاضای دارایی های مالی افزایش پیدا کند، این دارایی های واقعی هستند که عمدتاً با افزایش تقاضا مواجه می شوند.
- ۸- در ایران سرعت گردش پول با نرخ ارز رابطه منفی دارد. به این مفهوم که افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) بر اساس نتایج حاصل از این تحقیق با ضریبی برابر با $0/018$ موجب کاهش سرعت گردش پول می شود و بر عکس. شاید این نتیجه دال بر وجود کشش قیمتی مناسب واردات در ایران باشد.

۹- در ایران سرعت گردش پول با ریسک بازار سهام رابطه منفی دارد. به عبارت دیگر در شرایط افزایش ریسک در بازار سهام، سرمایه گذاران به سمت نگهداری دارایی های با ریسک کمتر از قبیل پول هدایت می شوند؛ لذا سرعت گردش پول کاهش می یابد. بر اساس نتایج حاصل از این تحقیق، ضریب آن متغیر برابر $0/571$ - است که مقدار قابل توجهی به نظر می رسد.

۱۰- سرعت تعدیل سرعت گردش پول در شرایط عدم تعادل در ایران نسبتاً بالا می باشد. بر اساس نتایج حاصل از این تحقیق، ضریب متغیر ecm برابر $0/676$ - است که نشان دهنده این است که در هر فصل $6/67$ درصد از عدم تعادل فصل قبل سرعت گردش پول، در فصل بعد تعدیل می شود.

پیشنهادات

- ۱- با توجه به ملاحظات مربوط به ریسک، علی‌رغم اینکه ضرایب مذکور برای ایران با مبانی نظری همخوانی دارد اما دارای آماره های معنی داری نیستند که می‌تواند نشان از عدم توسعه یافتگی بازارهای مالی در ایران باشد، لذا اقدامات مربوط به گسترش این نوع نهاد ها باید تسریع گردد.
- ۲- برآورد توابع با توجه به تعاریف مختلف پول بیانگر این است که تنها تعریف محدود پول به عنوان هدف میانی برای سیاستهای اقتصادی قابل کاربرد و دارای روابط تعادلی می باشد.
- ۳- با توجه به پایداری توابع مذکور در ایران، اجرای سیاستهای اقتصادی در قالب سیاستهای پولی به منظور دستیابی به ثبات قیمتها و رشد اقتصادی، قابل توصیه است.

منابع و مأخذ

- امیرشرفی، همایون (۱۳۷۰) برآورد تابع تقاضای پول در ایران با توجه به مشکلات نرخ بهره (۶۵-۱۳۴۶)؛ پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.
- لائی، عبدالمجید (۱۳۷۰) برآورد تابع تقاضای پول و تحلیل الگوی عرضه پول در ایران (۶۷-۱۳۳۸)؛ پایان نامه کارشناسی ارشد، به راهنمایی دکتر هوشنگ شجری، دانشگاه اصفهان.
- سین، اختر و چودری، انیس (۱۳۸۲) سیاست های پولی و مالی در کشورهای در حال توسعه؛ تهران: پژوهشکده امور اقتصادی.
- ختایی، محمود (۱۳۷۸) گسترش بازارهای مالی و رشد اقتصادی؛ تهران: موسسه تحقیقات پولی و بانکی.
- زمانی فراهانی، مجتبی (۱۳۷۷) پول و ارز و بانکداری تهران: انتشارات ترمه.
- سیمین حسادی، سیمین (۱۳۷۷) بررسی نقش نسبت قیمت بازار بر درآمد هر سهم (P/E) در ارتباط با بازده سهام عادی شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران؛ پایان نامه کارشناسی ارشد، به راهنمایی دکتر احمد احمدپور، دانشگاه علوم و فنون مازندران.
- شجری، هوشنگ و کمال زاده، محمد (۱۳۷۶) پول و بانکداری؛ اصفهان: نشر هشت بهشت.
- کاوند، محمدرضا (۱۳۷۷) بررسی ثبات ساختار تقاضای پول در ایران قبل و بعد از اجرای قانون بانکداری بدون ربا، پایان نامه کارشناسی ارشد، به راهنمایی دکتر محمد صدر، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی.
- کمیجانی و بوستانی (۱۳۸۳) آزمون ثبات رفتار تابع تقاضای پول با استفاده از تکنیک های همگرایی جوهانسن - جوسیلیوس، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره 62، بهار و تابستان.
- گلریز، حسن (۱۳۷۴) بورس اوراق بهادار، تهران: انتشارات امیر کبیر.
- مجتهد، احمد (۱۳۸۰) پول و بانکداری؛ موسسه تحقیقات پولی و بانکی.
- نمازی، محمد (۱۳۸۲) بررسی عملکرد اقتصادی بورس اوراق بهادار تهران در ایران؛ تهران: معاونت امور اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی.
- نوفرستی، محمد (۱۳۷۸) ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی؛ تهران: موسسه خدمات فرهنگی رسا.
- Bahmani-oskooee, M. and Chomsisen, G. (2002). Stability of M2 Money Demand Function in Industrial Countries; from <http://www.tandf.co.uk/journals>.
- Bahmani-oskooee, M. and Rehman, H. (2005) Stability of The Money Demand Function in Asian Developing Countries. from <http://www.tandf.co.uk/journals>.
- Carpenter, S.B. and Lange, J. (2002) Money Demand and Equity Markets; From www.federalreserve.gov/pubs/FEDS/2003/200303/200303pap.

- Duca, J.V (2000) Financial Technology Shoks and The Case of The Missing M2; journal of money, creat,and banking,32(4).
- Duca, J.V. (2003) Stoke market shoks and broad money growth.
- Heller,H. and Khan,Mohsin (1979) The Demand for Money and The term Structure of Interest Rates; Journal of Political Economy, vol.87,pp.109-29.
- Laidler, E. W. David (1993) The Demand for Money ; Theories, Evidence and Problems, Fourth Edition, Harper Collins College Publisher.
- Tobin , J.(1969) A General Equilibrium Approach to Monetary Theory; Journal of Money, Credit and Banking, 1(1), 15-29.
- WWW.Contingency Analysis.com/.../Portfolio_theory.htm, “Modern Portfolio Theory”.