فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ـ سال نهم ـ شماره دوم ـ تابستان ۱۳۸۸ ـ صفحات ۱۴۴-۱۲۳

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

خدیجه نصرالهی[۱]
سعید صمدی[۲]
محمدعلی نجیبی اشکذری[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۸۶/۶/۲۱ **تاریخ پذیرش:** ۱۳۸۷/۴/۲۳

چکیده

دولت با اجرای سیاست های 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 کارآیی 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 آزمون های 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 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. 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، بازارسهام، بازار پول.

طبقه بندی JEL: C51, E41, G11

---

۱. عضو هیأت علمی دانشگاه اصفهان E-mail : msamkzsm@yahoo.com
۲. عضو هیأت علمی دانشگاه اصفهان E-mail : samadi-sa @yahoo.com
۳. دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه اصفهان E-mail : ma-najibi @yahoo.com

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.4.0]

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 کالاست، 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 ازآنها 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 دارندهٔ 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 جستجوکرد 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، نحوهٔ 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 تأثیرقرارمی 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 گسترس بازار سهام در سالهای اخیر می تواند بر تابع تقاضای پول تأثیر گذار باشد. لذا دستیابی به

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.4.0]

یک تابع با ثبات[1] تقاضای پول در تصمیم‌گیری‌های مربوطه بسیار مؤثر و قابل کاربرد است. بنابراین، یکی دیگر از اهدافی که در این تحقیق دنبال می شود، 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 مدل های 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 می شود.

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

۱- آیا در ایران تقاضای پول متاثر از تقاضا برای سایر دارایی ها 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 معنی دار دارد؟ به عبارت دیگر، آیا ورود متغیر های مربوط به بازار سهام(بازده و ریسک) خطاهای مدل تقاضای پول در ایران را کاهش می دهد؟

در باب اهمیت و ارزش تحقیق باید گفته شود که: در مقایسه با کشورهای پیشرفته صنعتی، تقریباً در تمام کشورهای در حال توسعه، هدایت پس اندازهای مردم به منظور سرمایه گذاری در بخشهای مختلف اقتصاد به نحو احسن و بهینه انجام نمی‌گیرد. و یکی از دلایل آن می تواند 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 متاثر از سیستم بانکی است، به گونه ای که در سال ۱۳۷۱کل ارزش مبالغ اختصاص یافته به بورس تنها ۳ درصد منابع مالی جریان یافته به سوی بانک ها بوده است. اما پیش بینی می شد که دولت با اجرای سیاست های تعدیل اقتصادی و برنامه خصوصی سازی، 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. منهای عوامل مؤثر در این ناکامی، سؤالی که بحران اخیر بازار بورس در اذهان مطرح نموده، این است که آیا فراریت بازار بورس می تواند 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 (۱۳۸۳).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.4.0]

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 استکه 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

اگرسری $Q_{t-2}, Q_{t-1}, Q_t, Q_{t+1}, \ldots$ یک فرایند تصادفی از قیمتها، مقادیرتجمعی، نرخ ارز، نرخ بهره وغیره باشد، فراریت فرایند در زمان t-1به 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:

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

در حقیقت، فراریت شاخصی است ازنوسان 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 مارکویتز در مقاله ای که در سال ۱۹۵۲ به چاپ رسید، معرفی شد. قبل از مارکویتز، 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. ازاین‌رو 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. مارکویتز 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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.4.0]

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 دارایی ها می باشد. متنوع سازی به سادگی به این مفهوم است که یک سرمایه گذار می تواند ریسک بازار را از طریق سرمایه گذاری در تعداد گوناگون و غیر مرتبطی از دارایی ها کاهش دهد. تقلیل ریسک، بدون هزینه است زیرا بازدهی مورد انتظار تحت تأثیر قرار نمی گیرد. در یک جمله، سرمایه گذاران باید به دنبال انتخاب سبد بهینه دارایی ها 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، می توان برای آنها مقادیر مورد انتظار، انحراف معیار و ضریب همبستگی تعیین نمود. بر این مبنا، بازده مورد انتظار و فراریت هر سبد دارایی تشکیل شده ازآنها نیزقابل 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 برخور دارند ، این ترکیبات دارایی تشکیل دهنده کرانه کارای سبد دارایی می باشند و از این رو یک سرمایه گذار باید آن سبدی را انتخاب نماید که بر کرانه های کارا قرار داشته باشد.

جیمز توبین در سال ۱۹۵۸ کار مارکویتز 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 کارای سبد دارایی را فراهم می کند و به معرفی سبد دارایی های "فوق کارا" منجر می شود که عملکرد برتری نسبت به سبد دارایی های صرفاً مستقر بر کرانه های کارا دارند. بنابراین، روشن است که تصمیم در مورد نگهداری پول با بازده انواع دیگر دارایی ها ارتباط نزدیک دارد، که از مشخصات هر یک از این دارایی ها متاثر است.

با فرض اینکه دارایی ها و ثروت سرمایه گذاران در ترکیب دو گزینه پول نقد و اوراق بهادار طبقه بندی می شود، سرمایه گذاران به هیچ وجه نسبت به نرخ بهره آینده مطمئن نمی باشند و این عدم اطمینان می تواند 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 الزاما باعث افزایش میزان ریسک ناشی از سرمایه گذاری‌های وی می شود. حال با فرض اینکه سرمایه گذار ریسک گریز است، سطوح بالاتر مخاطره اقتصادی با سطوح پایین مطلوبیت و سطوح بالای ثروت با سطوح بالای مطلوبیت منطبق می باشد و در این صورت، منحنی های بی تفاوتی تحت شرایط اجتناب از مخاطره اقتصادی قابل استخراج است. شیب هر یک از این منحنی ها 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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.4.0]

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 مارکویتز 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)، ا 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 تئوریکی که امروزه خصوصاً در کشورهای توسعه یافته در مورد تقاضای پول مطرح است، عمدتاً آن را تابعی از انواع نرخ بهره به شمار می‌آورند. 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- خصوصا 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 مسؤلان پولی کشور، در طول سالها تقریباً ثابت است. مشکل ثبات متغیر نرخ بهره و شرایط عدم تعادل بازار، بررسی تابع تقاضا را پیچیده تر می‌سازد. هدف از ارائه رساله مذکور را 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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.4.0]

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 دراین بازار به کندی صورت می گیرد.

سیمین حصادی (۱۳۷۷)، در رساله "بررسی نقش نسبت قیمت بازار بر درآمد هرسهم (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 سرمایه‌گذار در انتخاب پروژه سرمایه‌گذاری خود به دو عامل بسیار مهم، یعنی میزان بازده و ریسک سهام توجه می‌نماید 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 به درآمد هر سهم (P/E) در ارتباط با بازده سهام عادی شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادارتهران، انتخاب گردیده است. در این تحقیق، دو فرضیه مورد مطالعه قرار گرفته است. که عبارتند از :۱- نسبت P/Eبر پیش‌بینی بازده سهام عادی شرکتهای پذیرفته شده در بورس تهران تأثیر دارد؛ ۲- بین نسبت P/Eو 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 تعدادکمی 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 دهه۱۹۷۰ و "کاهش بزرگ سرعت گردش پول "در خلال دهه ۱۹۸۰ شناخته می شوند. بسیاری از صاحب نظران این وضعیت را به گسترش ها و نوآوری‌های 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]. به‌علاوه در

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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.4.0]

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 می دهند و با دفعات بیشتری آن را به جریان می اندازندکه به افزایش سرعت گردش پول منجر می شود.

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

از سوی دیگر، در بیشتر نظریه های سبد دارایی، ترکیب دارایی ها برحسب ریسک در مقابل بازدهی حاصل، تراز می گردد. به دلیل اینکه پول نوعی دارایی (صرف نظر از ریسک تورم) اساساً فاقد ریسک می باشد، با فرض ریسک گریز بودن افراد، ریسک دارایی های جایگزین، می تواند اثر قابل توجه روی سهم نسبی سبد دارایی تخصیص داده شده بر پول می تواند داشته باشد. لذا در این تحقیق، سرعت گردش پول به عنوان تابعی از هزینه فرصت نگهداری پول و مخاطره نگهداری سایر دارایی ها در نظرگرفته می شود در این صورت با توجه به رابطه زیر، نتایجی حاصل می شود که در پی می آید.

$$V = \frac{NGDP}{M2}$$

در رابطه فوق، V سرعت گردش پول، PDGN تولید ناخالص داخلی اسمی و M۲ نقدینگی می باشد. می توان 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)

$$Lny_t - Lnm_t = \alpha_0 + \alpha_1 LnOC_t + \alpha_2 Vol_t + e_t$$

در رابطه فوق، y_t درآمد واقعی، m_t تراز واقعی نقدینگی، OC_t هزینه های فرصتی نگهداری پول و Vol_t شاخص فراریت بازدهی بازارسهام می باشد.

در حقیقت، هدف این تحقیق بررسی اثر فراریت بازار سهام بر بازار پول می باشد 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 می گیرد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.4.0]

معادله فوق، بیانگرتابع 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 ازمقدار 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 می‌پردازد. 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 برکارهای تجربی انجام شده بر اساس نظریه های مختلف تقاضای پول (و به طور متناظر، سرعت گردش پول)، مورد بررسی قرار می گیرد[۱]:

$$DV = \alpha_0 + \alpha_1 \ln GDP + \alpha_2 IN + \alpha_3 \ln EX + \alpha_4 RISK + e_t \qquad (۱)$$

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 وV2) مورد

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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.4.0]

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[1](۱۹۸۲) و کراک[2] (۱۹۸۲) ، در مطالعات خود به شواهدی دست یافتند مبتنی بر اینکه واریانس جملات اخلال 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[3] 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 سری‌های 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 سبد دارایی های مالی تابعی از میانگین و واریانس انتظاری نرخهای بازده می‌باشد، هر انتقالی در تقاضای دارایی ها باید به همراه تغییر در میانگین و واریانس انتظاری نرخهای بازدهی اتفاق بیفتد. اگر فرض شود که میانگین از یک مدل استاندارد و یا سری زمانی پایا پیروی می‌کند، 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 شده‌اند. پیش‌بینی کننده‌هایی که از روشهای اقتصادسنجی برای پیش‌بینی استفاده می‌کنند به این نتیجه رسیده‌اند که، قدرت پیش‌بینی آنها برای آینده از دوره‌ای به دورهٔ دیگر تغییر می‌کند. 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 می‌رسد که نااطمینانی و تصادفی ذاتی همراه با دوره‌های مختلف پیش‌بینی در طول زمان متغیر، استفاده از مدل های $ARCH$ که اجازه می‌دهد واریانس شرطی در طول زمان تغییر نماید را توجیه پذیر نماید. فایده‌مندی و قابل استفاده بودن مدل‌های $ARCH$ در این است که اشتباهات پیش‌بینی‌های دوره قبل، پیش‌بینی خواهد شد و مدل آنها را در نظر گرفته و گوشزد می

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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.4.0]

نماید. مدل‌های[۱] $ARCH$ با افزایش دقت اندازه گیری و مدل سازی ریسک ، انتخاب پرتفلیو مناسب و مدیریت ریسک سرمایه گذاری را بهبود بخشیده اند Degiannakis Xekalaki, 2001.

مدل های رگرسیونی ARCH تقریبی برای مدل رگرسیونی پیچیده تر که دارای باقیمانده هایی به صورت ARCH نمی باشد، نیز هست. وجود یک اثر ARCH می تواند به عنوان اثری از خطای تصریح باشد ، حال این خطای تصریح می تواند ناشی از حذف متغیرها و یا به دلیل تغییر ساختار باشد. در این گونه حالت ها ، هر چند مدلARCH تقریب بهتری از واقعیت نسبت به حالتی که پیش شرط های استاندارد برای باقیمانده ها در نظر گرفته می شود، به دست می دهد. از این رو، در این مطالعه برای محاسبه متغیر ریسک، از واریانس شرطی محاسبه شده توسط مدل های خانوادۀ ARCHاستفاده شده است. داده ها به صورت فصلی در طول دورۀ 1371-1تا -4 1384میباشد.

به نظر لایدلر (Laidle, 1993)تنها استناد به تابع بلند مدت تقاضای پول(معادله (۱)) کافی نیست، به نحوی که بعضی مسائل ناپایداری در تابع تقاضای پول می تواند ناشی از مدل سازی ناکافی از دینامیسم کوتاه مدت آن باشد. بنابراین، دینامیسم کوتاه مدت وارد معادله تعادلی(1) شده و به فرم تصحیح خطا بیان می شود. برای دستیابی به این مهم، پسران و دیگران (1996)معادله تعادلی (1)را به فرم تصحیح خطا با استفاده ازالگوهای خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی، ARDLبه صورت زیر بیان کرده اند :

$$\Delta DV_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \mu_i \Delta DV_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \gamma_i \Delta LnGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \pi_i \Delta IN_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \varepsilon_i \Delta LnEX_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \sigma_i \Delta RISK_{t-i}$$
$$+ \lambda_1 LnM1P_{t-1} + \lambda_2 LnGDP_{t-1} + \lambda_3 IN_{t-1} + \lambda_4 LnEX_{t-1} + \lambda_5 RISK_{t-1} + u_t \qquad (2)$$

با جایگذاری متغیر DV، که عبارتند از دو تعریف از تقاضای پول که با متغیرهای M1Pو M2P، و دو تعریف متناظر از سرعت گردش پول که با متغیرهای V1و V2نشان داده می شوند، چهار معادله تحت نامهای معادلات (a-1)،(a-2)،(b-1)و (b-2)خواهیم داشت. به منظور جلوگیری از وقوع رگرسیون های کاذب در برآورد این معادلات از روش ARDL استفاده می شود.

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 می کنند 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 مدل های ARCH به ضمیمه الف مراجعه کنید.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.4.0]

بین متغیرهای تحت بررسی به وسیله محاسبه آماره Fبـرای آزمـون معنـی داری سـطوح بـا وقفـه متغیرها در فرم تصحیح خطا مورد آزمایش قرار می‌گیرد، چنانچه مقدار آمـاره F ، بزرگتـر از مقـدار بحرانی باشد و در این صورت فرضیه H0 ، یعنی عـدم وجـود همجمعـی، رد شـده و وجـود رابطـه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو تأیید می‌گردد. بنابراین با رد فرضیه H0 ، می‌تـوان بـه بـرآورد رابطه تعادلی بلندمدت در بین متغیرهای الگـو پرداخـت، کـه ایـن خـود زمینـه اسـتفاده از الگـوی تصحیح خطا، که در آن نوسانات کوتاه مدت متغیرها به مقادیر تعادلی بلندمدت ارتباط داد می‌شـود را فراهم می‌نماید. همچنین تستهای USUM وCUSUMSQ روی باقیمانده های معادله (۲) برای تست پایداری کشش های بلندمدت با توجه به دینامیسم کوتاه مدت انجام می شود. نتایج مربـوط به آماره آزمون F برای توابع مذکور در معادله(۲) با حـداکثر وقفـه ه در جـدول (۱) مـنعکس شـده است.

جدول (۱). آماره آزمون F برای توابع مذکور در معادله(۲) با حداکثر وقفه ۵

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

مقادیر بحرانی برای ۴ متغیر توضیحی با لحاظ عرض از مبدأ برای حد بـالا و پـایین بـه ترتیـب ۴/۰۴۹ و۲/۸۵ است.

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

الف -تقاضای پول

به منظور برآورد تابع تقاضای پول، مدل ARDL با حـداکثر وقفـه 5، بـا توجـه بـه معادلـه(M-1) برآورد می شود. نتایج حاصل در جدول (2) منعکس شده است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.4.0]

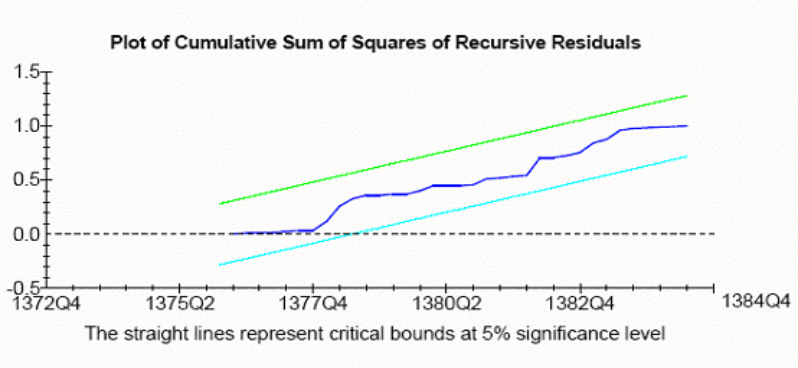
جدول :(۲). آزمون پایایی مدل ARDL(۵،۱،۲،۰،۰) **بر اساس معیار شوارتز- بیزین**

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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.4.0]

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(۵،۱،۲،۰،۰) 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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.4.0]

با توجه به نتایج به دست آمده، مشاهده می‌شود که علامت ضرایب برآوردی با مبانی نظری همخوانی داشته و کلیهٔ 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 (جدول3)؛ اما آماره مرتبط با متغیر مذکور در تابع تقاضای پول برای ایران از نظر آماری معنی دار نیست، که می تواند 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 مدلARDL(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		

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.4.0]

ضریب تعیین R^2 برابر ۰/۸۶ است که نشان دهنده قدرت توضیح دهندگی بالای الگو است. منفی بودن ضریب متغیر ecm(-۱) 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 می‌گیرد.

ب- سرعت گردش پول

به منظور بررسی رفتار سرعت گردش پول، مدل ARDLبا حداکثر وقفه 5 با توجه به معادله (V-2) برآورد شد.

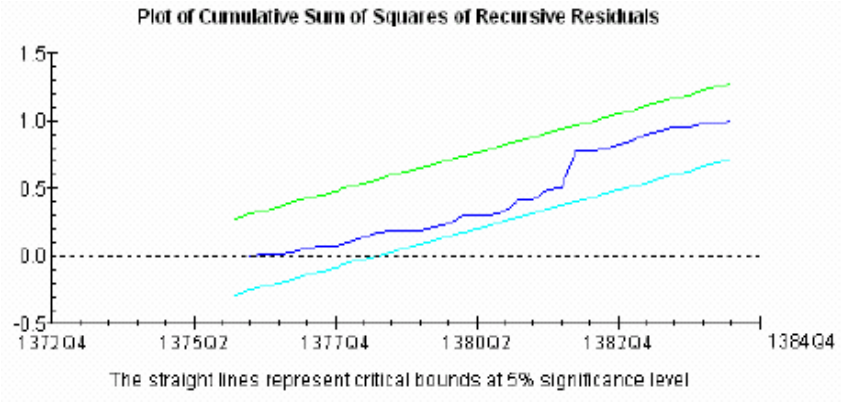
جدول ۵. آزمون پایایی مدل ARDL(۵،۱،۲،۰،۰) بر اساس معیار شوارتز- بیزین

متغیر	ضریب	سطح معنی داری
LV1(-۱)	۰/۲۳۲	۰/۲۸۰
LV1(-۲)	۰/۳۶۸	۰/۴۰۰
LV1 (-۳)	-۰/۱۳۴	۰/۲۵۸
LV1(-۴)	۰/۲۲۹	۰/۳۵۰
LV1(-۵)	-۰/۳۷۱	۰/۰۰۰
LGDP	-۰/۸۸۳	۰/۰۰۰
LGDP(-۱)	-۰/۵۲۹	۰/۰۱۲
IN	-۰/۲۰۰	۰/۳۰۵
IN(-۱)	۰/۵۰۰	۰/۰۵۳
IN(-۲)	۰/۸۰۰	۰/۴۰۰
LEX	-۰/۰۱۲	۰/۷۸۷
RISK	-۰/۳۹۰	۰/۰۹۰
C	-۲/۷۰۰	۰/۲۰۰
F-stat	-	۰/۰۰۰
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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.4.0]

ترسیم معیارهای CUSUMو CUSUMSQ



آماره کلیدی R^2 که قدرت توضیح دهندگی 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 ARDLدر 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(۵،۱،۲،۰،۰) 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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.4.0]

با توجه به نتایج به دست آمده، مشاهده می‌شود که علامت ضرایب برآوردی با مبانی نظری همخوانی داشته و کلیهٔ 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 ARDL(۵،۱،۲،۰،۰) 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 0/857است و نشان دهنده قدرت توضیح دهندگی بالای الگو است. منفی بودن متغیر (ecm(-1 با ضریب ۶۷۶/ ۰- 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 ۶۷۶/ ۰- است، نشان دهنده این است که در هر فصل ۶۷۶/ ۰ از عدم تعادل یک فصل در سرعت گردش پول، در فصل بعد، تعدیل می شود. بنابراین، تعدیل به سمت تعادل نسبتاً با سرعت انجام می گیرد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.4.0]

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 ازاین تحقیق، کشش درآمدی تقاضای پول در ایران ۰/۵۹۷ 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 ۰/۰۱۳- 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 ازاین تحقیق برابر ۰/۰۳۴- 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 ۰/۳۶۸است که مقدار قابل توجهی به نظر می‌رسد.

۵- سرعت تعدیل تقاضای پول در ایران نسبتاً بالا می باشد. بر اساس نتایج حاصل از این تحقیق، ضریب متغیر ecmبرابر ۰/۶۴- 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 ازاین تحقیق، کشش درآمدی سرعت گردش پول ۰/۵۲۳ می باشد.

۷- در ایران رابطه سرعت گردش و نرخ تورم مثبت است. بر اساس نتایج حاصل از این تحقیق ضریب آن برابر ۰/۰۱۵ 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 ازاین تحقیق با ضریبی برابر با ۰/۰۱۸ موجب کاهش سرعت گردش پول می شود و بر عکس. شاید این نتیجه دال بر وجود کشش قیمتی مناسب واردات در ایران باشد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.4.0]

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 ۰/۵۷۱- 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 ۰/۶۷۶- است که نشان دهنده این است که در هر فصل ۶۷/۶ 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 نیستد 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.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.4.0]

منابع و مآخذ

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 کارشناسی‌ارشد ، به راهنمایی دکترهوشنگ شجری، دانشگاه اصفهان.

سین ، اختر و چودری،انیس (۱۳۸۲)سیاست های پولی ومالی در کشورهای در حال توسعه؛ تهران : پژوهشکده امور اقتصادی.

ختایی،محمود (۱۳۷۸) گسترش بازارهای مالی و رشداقتصادی؛ تهران: موسسه تحقیقات پولی وبانکی.

زمانی فراهانی،مجتبی (۱۳۷۷)پول و ارز و بانکداری تهران: انتشارات ترمه.

سیمین حصادی، 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، بهاروتابستان.

گلریز،حسن (۱۳۷۴)بورس اوراق بهادار، تهران: انتشارات امیر کبیر.

مجتهد، احمد (۱۳۸۰) پول وبانکداری؛ موسسه تحقیقات پولی وبانکی.

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.uu/journals.

Bahmani-oskooee,M. and Rehman, H.(2005) Stability of The Money Demand Function in Asian Developing Countries.from http://www.tandf.co.uu/journals.

Carpenter,S.B.and Lange, J. (2002) Money Demand and Equity Markets; From www.federalreserve.gov/ pubs/FEDS/2003/200303/200303pap.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.4.0]

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".

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-03]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.4.0]