فصلنامه اقتصاد کاربردی
سال اول/ شماره سوم / زمستان ۱۳۸۹

بررسی تاثیر شاخص ثبات اقتصادی بر تقاضای پول در ایران در دوره ۱۳۸۷-۱۳۵۲

رویا آل عمران[۱] ـ فهیمه نصراله[۲] ـ سیدعلی آل عمران[۳]

تاریخ دریافت: ۹۰/۲/۱۴ تاریخ پذیرش: ۹۰/۳/۱۷

چکیده

در این پژوهش تاثیر شاخص ثبات اقتصادی را بر تقاضای پول در ایران در بازه زمانی (۱۳۸۷-۱۳۵۲) مورد بررسی قرار می‌دهیم. لذا با استفاده از مدل‌های مختلف ARCH-GARCH و تکنیک‌های گوناگون اقتصاد سنجی شاخصی را تحت عنوان شاخص ثبات اقتصادی که ترکیب وزنی بی‌ثباتی‌های متغیرهای اثرگذار بر تقاضای پول که شامل تولید ناخالص داخلی (میزان فعالیت‌های اقتصادی). تغییرات نرخ ارز واقعی،تغییرات نرخ تورم، نرخ سود بانکی بلند مدت و شاخص کل بورس است ایجاد و استانداردسازی می‌کنیم.

در ادامه مقاله بعد از محاسبه شاخص ثبات اقتصادی با بهره‌گیری از روش هم‌جمعی خود توضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL) به تخمین تابع تقاضای پول برای اقتصاد ایران می‌پردازیم. نتایج حاصل از تخمین مدل‌ها بیانگر اثر مثبت شاخص ثبات اقتصادی بر تقاضای پول در ایران است، این بدین معناست که افزایش بی‌ثباتی‌های اقتصادی تقاضا برای پول را افزایش می دهد.

طبقه‌بندی JEL: E42، E51 ، E41 ، E63

واژه‌های کلیدی: تابع تقاضای پول، بی‌ثباتی اقتصادی، شاخص ثبات اقتصادی، مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی (ARCH-GARCH)، روش هم‌جمعی خود توضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL).

[۱] استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاداسلامی واحد تبریز (مسئول مکاتبات) alomran@iaut.ac.ir

[۲] کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه آزاداسلامی واحد تبریز fahimeh.nasrollah@gmail.com

[۳] کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه آزاداسلامی واحد تبریز و عضو باشگاه پژوهشگران جوان واحد تبریز، s.a_aleemran@hotmail.com

۱- مقدمه

تابع تقاضای پول معمولاً تابعی است که توسط در آمد و هزینه فرصت نگه داری پول تخمین زده می شود. اما امروزه با وجود ابتکارات و نوآوری‌های مالی و پیشرفت سریع علم و علاوه بر آن وجود بی‌ثباتی‌ها و نااطمینانی‌های اقتصادی نمی توان توسط رابطه ساده فوق تغییرات مجموعه پولی (شامل پول و شبه پول) را توضیح داد، لذا نوعی کمبود در ارائه عوامل تاثیر گذار بر تقاضای پول وجود دارد.

محیط ناآرام و بی‌ثبات اقتصادی بر میزان پولی که عاملان اقتصادی مایل به نگهداری آن هستند تاثیر می‌گذارد. به عنوان مثال افزایش در بی‌ثباتی‌ها و نااطمینانی‌های نرخ بهره تمایل آنان را برای نگه داری پول کاهش داده و آنان را به سمت سرمایه‌گذاری‌های دیگر سوق می‌دهد. با توجه به مطالب فوق و اهمیت محیط با ثبات اقتصادی در نحوه تصمیم‌گیری کارگزاران اقتصادی در نگهداری یا عدم نگهداری پول این مقاله به بررسی شاخص ثبات اقتصادی و تاثیر آن بر تقاضای پول در اقتصاد ایران می پردازد.

در این تحقیق از مدل تقاضای پول برگرفته از مطالعات (Atta-Mensah2004)، (Dib2003) و (Kim2000) استفاده شده است. در ادامه به کمک مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی (ARCH-GARCH) به محاسبه بی‌ثباتی‌های عوامل موثر بر ثبات اقتصادی در اقتصاد ایران پرداخته می شود. از عوامل تاثیر گذار بر تقاضای پول می‌توان به تولید ناخالص داخلی GDP ، شاخص کل سهام ، تغییرات در نرخ تورم ، تغییرات در نرخ ارز و نرخ سود بانکی اشاره نمود. در مراحل بعدی تحقیق با استفاده از ترکیب وزنی این بی ثباتی ها اقدام به ایجاد یک شاخص ثبات اقتصادی می‌نماییم و در نهایت این شاخص را در تابع تقاضای پول قرار می دهیم. برای بررسی تاثیر شاخص ثبات اقتصادی بر تقاضای پول واقعی از روش هم جمعی خود توضیحی با وقفه های گسترده ARDL استفاده می‌کنیم. علت انتخاب این روش به این دلیل است که روش فوق بدون توجه به ناپایایی متغیرها می‌تواند الگوی مناسبی را برآورد کند. به عبارت دیگر، می‌توان متغیرهای جمع بسته از مرتبه صفر و یک را بدون نگرانی در یک الگو قرار داده و تخمین‌های سازگاری از ضرایب بلند مدت به دست آورد. مهم‌تر از همه اینکه این روش در مدل‌های با حجم نمونه کم معمولاً کارایی بیشتری دارد.

۲- مبانی نظری

عاملان اقتصادی معمولاً پول را به دو منظور نگه‌داری می کنند، یکی ذخیره ارزش و دیگری انجام معاملات. عموما بی‌ثباتی‌های اقتصادی بر میزان پولی که این کارگزاران مایل به نگهداری آن هستند تاثیر می‌گذارد. به عنوان مثال افزایش در بی‌ثباتی نرخ بهره و افزایش در ریسک نرخ تورم سبب می شود که همه دارایی‌های اسمی خطرپذیر گردد. علت این است که ارزش این نوع کالاها و خدمات کمتر پیش بینی می گردد. بنابراین در یک محیط بی ثبات تورمی، عاملان اقتصادی می توانند دارایی‌های اسمی خود را که پول را نیز شامل می گردد به دارایی‌های دیگری مانند طلا تبدیل کنند. (Atta-Mensah, 2004)

بلجر (Blejer, 1977) و کلین (Klein, 1977) استدلال نمودند که بی‌ثباتی‌های اقتصادی می‌توانند تقاضا برای پول را افزایش دهند. در مقابل توبین،(۱۹۵۷) در نتیجه تحقیقاتش به این نتیجه رسید که حجم پول به علت اینکه دارایی سالم است و در محیط بی ثبات تورمی سلامت خود را از دست می دهد در شرایط افزایش نااطمینانی کاهش می‌یابد. بعلاوه در زمان افزایش بی‌ثباتی در بازار سهام قیمت اوراق قرضه تمایل به افزایش دارد و این افزایش نسبت به افزایش در بازده سهام بیشتر است. لذا همبستگی بین سهام و اوراق قرضه کمتر مثبت میگردد و حتی در برخی موارد این همبستگی منفی است.

توبین، (۱۹۵۸) در تحقیقات خود به این نتیجه رسیده است که بی‌ثباتی‌های تورمی قدرت پول را به عنوان یک ذخیره ارزش به اندازه واحد محاسبه تضعیف می کند.در مقابل (Klein, 1977) استدلال نمود که افزایش در بی‌ثباتی‌ها و نااطمینانی تورمی تقاضا برای پول را افزایش می دهد .

در این تحقیق از تابع تقاضایی که از مطالعات صورت گرفته توسط آتامنساه (Atta-Mensah و **دیب** (2004 و (Dib, 2003) و... بدست آمده است استفاده می شود. این تابع برخلاف مدل های سنتی که تنها تابعی از در آمد واقعی و هزینه فرصتی نگه داری پول بود در برگیرنده عوامل موثر دیگری بر تقاضای پول است که نشان دهنده نااطمینانی و بی‌ثباتی در تقاضای پول می‌باشد که همبسته و پیوسته است. در تحقیقات مذکور به وضوح آمده است که بی‌ثباتی‌ها و نااطمینانی‌ها در اقتصاد بر مقدار پولی که عاملان اقتصادی نگه‌داری می‌کنند تاثیر می‌گذارد. این شوک های تقاضای پول از منابع مختلفی در اقتصاد ایجاد

می‌گردند که می‌توان به سیاست های پولی و مالی ،بازارهای مالی و تغییرات تکنولوژی در این زمینه اشاره نمود. در تحقیق فوق تمام بی ثباتی ها و نااطمینانی ها در یک شاخص تجمیع شده‌اند که به عنوان شاخص ثبات اقتصادی معرفی می گردد.

بنا به مطالعات تجربی، تابع تقاضای پول به اطلاعات و دانش فراوانی در مورد بی‌ثباتی‌های مربوط به متغیرهای اقتصادی که سبب ایجاد نااطمینانی در تقاضای پول می‌گردد نیاز دارد. در مقاله حاضر، متغیرهای تولید ناخالص داخلی (میزان فعالیت‌های اقتصادی)، شاخص کل بازار سهام، نرخ تورم، نرخ واقعی ارز و نرخ سود بانکی بلند مدت به عنوان منابع نااطمینانی و بی ثباتی در اقتصاد ایران در نظر گرفته شده اند.

۳- داده های آماری و روش تجزیه و تحلیل

داده های مورد استفاده در این تحقیق عبارت اند از :تولید ناخالص داخلی(GDP) ،نرخ تورم ،نرخ سود بانکی بلند مدت، شاخص کل بازار سهام، نرخ ارز واقعی ، شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) ، حجم پول اسمی و شاخص قیمت مصرف کننده آمریکا. دامنه سری زمانی داده‌ها بین سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۵۲ است. محدوده زمانی متغیر شاخص کل بازار سهام بین سال های ۱۳۸۷-۱۳۷۰ می‌باشد این بدین دلیل است که بازار سهام قبل از این دوره عملاً هیچ نوع فعالیتی نداشت و هیچ نوع اطلاعاتی در این زمینه وجود ندارد. منبع آماری بانک مرکزی، مرکز آمار ایران و بانک جهانی است.در این تحقیق برای انجام محاسبات و برآوردهای اقتصادسنجی از نرم افزارهای Eviews7 و Microfit4 استفاده شده است.

استفاده از روش های متداول اقتصاد سنجی در برآورد ضرایب الگو با استفاد ه از داده های سری زمانی بر این فرض استوار است که متغیرهای الگو پایا هستند. در غیر این صورت ممکن است با اینکه هیچ رابطه‌ای بین متغیرها وجود ندارد R^2 بالا و سایر آماره‌های آزمون سبب گردد که محقق به استنباط های غلطی در مورد میزان ارتباط بین متغیرها دست یابد، به عبارت دیگر با پدیده رگرسیون کاذب مواجه شود. لذا در آغاز به بررسی پایایی متغیرها می پردازیم. برای این کار از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) و آزمون ریشه واحد در زمان شکست ساختاری پرون (Perron) استفاده می‌نماییم. سپس

با کمک گرفتن از مدل‌های ناهمسانی واریانس (ARCH-GARCH) به محاسبه و استخراج بی ثباتی های موجود در متغیرهای موثر بر تقاضای پول می‌پردازیم. در ادامه با استفاده از ترکیب وزنی بی‌ثباتی‌های بدست آمده درصدد ایجاد یک شاخص ثبات اقتصادی برآمده و با قرار دادن این شاخص به عنوان یک متغیر توضیحی در تابع تقاضای پول با استفاده از روش هم‌جمعی[۲] ARDL تاثیر این شاخص را بر تقاضای واقعی پول بررسی می‌کنیم. علت استفاده از روش هم‌جمعی ARDL این است که روش فوق بدون در نظر گرفتن I(0)یا I(1) بودن متغیرهای موجود از اعتبار لازم برخوردار است، از همه مهم‌تر اینکه این روش در مدل‌های با داده‌های سالانه و حجم نمونه کم معمولاً کارایی بیشتری دارد (منبع شماره ۱۰ ص ۱۹). به علاوه روش ARDL توانایی این را دارد که برآورد نسبتا بدون تورشی از ضرایب بلند مدت الگو ارائه دهد.

۴- مروری بر ادبیات تحقیق

کارلوتا گروز و فابریزیو زامپولی (۲۰۱۰) در تحقیقی با عنوان "ثبات اقتصاد کلان و نرخ بهره واقعی" که در بانک انگلستان انجام داده‌اند با استفاده از تکنیک پانل دیتا و تحلیل‌های اجزای اصلی، مبادرت به ایجاد نرخ بهره جهانی نموده اند. این تحقیق برای کشورهای عضو OECD صورت گرفته است. با مقایسه نرخ بهره واقعی و نرخ بهره جهانی به این نتیجه رسیده اند که در بلند مدت در بسیاری از کشورها، نرخ های بهره واقعی از نرخ بهره جهانی منحرف شده اند.این انحراف ها از تعادل نرخ بهره جهانی به این دلیل است که سهم کالاهای غیر تجاری در مخارج مصرفی بالاست. نتایج عمده ای که از این پژوهش گرفته شده است بصورت زیر خلاصه شده است.

رابطه منفی معنی دار بین تفاضل نرخ بهره واقعی و بی ثباتی های تولید و رشد مصرف خصوصی وجود دارد، به طوری که یک درصد افزایش در بی ثباتی رشد تولید، نرخ بهره واقعی کوتاه مدت را نسبت به نرخ بهره جهانی به اندازه ۰/۰۰۴٪ کاهش می‌دهد. هرچند در نتیجه تحقیقات مشاهده شده است که پارامتر کشش کوچک است، اما تغییر عمده در بی ثباتی اقتصادی به این معنی است که اثر آن بر روی نرخ بهره واقعی می تواند معنی دار باشد.

تراز خارجی پایدار یک کشور بیشتر از قدرت انگیزه احتیاطی آن نسبت به انگیزه معاملاتی تاثیر می پذیرد. این انگیزه احتیاطی ارتباط مثبت با بی‌ثباتی‌های اقتصادی دارد و همانطور که در تئوری‌های قیمت–دارایی آمده است این امر نشان دهنده رابطه منفی بین نرخ‌های بهره واقعی و میزان خالص دارایی خارجی است.

مرادی (۲۰۱۰)، در تحقیقی اقدام به ارزیابی روابط بین تورم و نااطمینانی تورمی با استفاده از داده‌های دوره ۱۹۵۹:۰۳ تا ۲۰۰۸:۰۲ کرده است. برای نیل به این هدف از مدل‌های GARCH استفاده شده است.علاوه بر آن از روش های گرانجری برای فراهم نمودن شواهد آماری برای ارتباط بین میانگین تورم و نااطمینانی تورمی بهره گرفته شده است. نتایج تحقیق نشان دهنده رابطه مثبت و قوی بین نرخ تورم و بی ثباتی های آن است. همان طور که بررسی شده، این نتایج همسو با یافته های فریدمن در این زمینه است. از آنجا که نرخ تورم در دوره ۱۹۷۲–۱۹۵۹ روند کاهشی نسبی و ثابتی داشته اما در دوره ۲۰۰۸–۱۹۷۳ این نرخ بالا و کاملا متغیر است، لذا نتایج برای دو دوره بدست آمده اند.

صمیمی و موتمنی (۲۰۰۹) در تحقیقی به بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی نرخ تورم پرداخته‌اند. در این تحقیق از داده‌های CPI ماهانه در دوره ۱۹۹۰ تا۲۰۰۸ استفاده شده است. نتایج بدست آمده از مدل GARCH نشان می‌دهد که در ایران اثر پذیری نااطمینانی تورمی از شوک‌های مثبت برتورم بزرگتر از شوک‌های منفی است. به همین دلیل از مدل EGARCH برای استخراج نااطمینانی تورم استفاده شده است. محققین با بهره‌گیری از آزمون علی گرانجر نتیجه گرفته‌اند که تورم می‌تواند دلیل علی برای نااطمینانی تورم باشد ولی عکس مسئله صحیح نمی‌باشد. مهم تر از همه اینکه این روابط مثبت است. این بدین معنی است که تورم فزاینده نااطمینانی تورمی را افزایش می‌دهد.

جوزف–اتا–منساح(۲۰۰۴) در تحقیقی تحت عنوان "تقاضای پول و نااطمینانی های اقتصادی " اثر بی‌ثباتی‌های اقتصادی را بر تقاضای پول بررسی نموده است.

در این مطالعه با استفاده از تئوری تعادل عمومی، تقاضا برای پول به عنوان تابعی از در آمد واقعی، نرخ بهره کوتاه مدت و یک شاخص نا اطمینانی استخراج گردیده است و سپس با استفاده از فرآیند هم‌انباشتگی–یوهانسون، جوسلیوس–روابط پایای بلندمدت بین مجموعه پولی کانادا[5] و متغیر های توضیحی برآورد شده است و نتایج زیر بدست آمده اند:

- در کوتاه مدت بطور معمول افزایش نا اطمینانی اقتصادی سبب افزایش در M_1 می‌گردد.
- اثر نااطمینانی اقتصادی بر M_2 منفی است.
- عموما بی‌ثباتی‌های اقتصادی اشتیاق کارگزاران را به دارایی‌های ریسکی کاهش می دهد.
- در مجموع بی ثباتی هایی که تولید و عرضه کالاها و خدمات را در دوره های افزایش نا اطمینانی احاطه نموده است کارگزاران اقتصادی را برای افزایش سطح پول نگه‌داری شده برای دلایل احتیاطی تحریک می کند.

شیرین بخش (۱۳۸۴)، در مقاله‌ای تحت عنوان "بررسی ارتباط تقاضای پول با عوامل موثر برآن "به بررسی رابطه بلند مدت بین تقاضای پول و عوامل موثر برآن با استفاده از روش آزمون کرانه ها پرداخته است. براساس نتایج حاصل از این پژوهش بین تقاضای پول و عوامل موثر بر آن رابطه بلندمدت وجود دارد. همچنین بر اساس الگوی مورد استفاده در این روش و به کمک یکی از روش‌های متداول اقتصاد سنجی یعنی عام به خاص[۱] کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت تقاضای پول مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل به این صورت می باشد:

- بین متغیرهای تقاضای پول با سه متغیر تولید نا خالص داخلی ، شاخص قیمت عمده فروشی نرخ متوسط بهره سپرده ها رابطه بلند مدت برقرار است.
- عوامل موثر بر تقاضای پول در این الگو اثرات متفاوتی بر تقاضای پول دارند بطوری که اثر GDP از دو متغیر دیگر بیشتر است. به این ترتیب اصلی ترین انگیزه نگه داری پول هموار کردن فاصله بین جریان درآمدی و مخارجی است. عامل دیگر PPI که نماینده نرخ تورم در ایران است نشان می دهد که با افزایش تورم مردم اقدام به خرید کالاهای بادوام می کنند تا بتوانند قدرت خرید خود را حفظ کنند.متغیر دیگر نرخ متوسط بهره سپرده ها است و نتیجه اینکه با گذشت زمان تاثیر آن بر تقاضای پول افزوده می گردد.
- نرخ بهره سپرده‌ها تاثیر بیشتری بر تقاضای پول در مقایسه با نرخ تورم دارد.

صمیمی، علمی و صادق زاده (۱۳۸۵) در تحقیقی با عنوان "بررسی ثبات تابع تقاضای پول در ایران –کاربرد روش یوهانسون–جوسیلیوس" از روش یوهانسوس –جوسیلیوس در مورد تابع تقاضای پول استفاده نموده اند و ثبات تقاضای پول چه برای تعریف محدود و چه برای تعریف وسیع آن در ایران تایید شده است. نتایج عمده‌ای که از این تحقیق بدست آمده است بدین شرح می باشد:

- متغیرهای تراز واقعی پول (تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نرخ ارز و کسری بودجه دولت) با هم هم‌جمع بوده و رابطه تعادلی بلند مدت ایجاد می کنند.
- ضریبGDP سرانه مثبت و بطور معنی داری از یک بزرگتر است.
- نرخ تورم مطابق انتظار دارای علامت منفی است .
- نرخ ارز بازار سیاه با تقاضای پول رابطه معکوس دارد و این بیانگر اثر جانشینی در ادبیات اقتصادی است.
- ضریب کسری بودجه دولت در تابع تقاضای پول منفی است.

برای تحلیل پویایی کوتاه مدت رابطه تعادلی در تحقیق فوق از رابطه حداکثر درست نمایی یوهانسون–جوسیلیوس و ابزارهای تجزیه واریانس و توابع عکس العمل لحظه ای استفاده شده است که بیانگر سرعت نسبتا کند تعدیل بوده است.

نصرالهی، صمدی و نجیبی اشکذری(۱۳۸۸) در پژوهشی تحت عنوان"اثر فراریت بازار سهام در تقاضای پول و سرعت گردش پول در ایران" با اشاره به اینکه ، بازار اوراق بهادار اصلی ترین نهاد بازار سرمایه به حساب می آید وگسترش این بازار می‌تواند به افزایش کارایی بازار مالی و از جمله بازار پول منجر شود لذا وضعیت بازار سهام به عنوان یکی از عوامل ایجاد کننده بی ثباتی تقاضای پول محسوب می شود. به این دلیل محققان هدف از انجام این تحقیق را تعیین میزان تاثیر فراریت بازار سهام بر تقاضای پول در ایران بیان نموده‌اند.

روش‌های اقتصاد سنجی مورد استفاده در این تحقیق الگوی تصحیح خطا با استفاده از الگوی خود توضیحی با وقفه های توزیعی ARDL می باشد. نتایجی که از این تحقیق گرفته شده عبارتند از:

- تقاضای پول با درآمد رابطه مثبت دارد. براساس نتایج حاصل از این تحقیق، کشش درآمدی تقاضای پول در ایران ۰/۵۹۷ می‌باشد. براساس این نتایج پول برای ایرانی‌ها یک کالای ضروری است.
- رابطه تقاضای پول با نرخ تورم منفی است .براساس نتایج ضریب این متغیر برابر با ۰/۰۱۳- است.
- 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 برابر۰/۰۳۴- است.
- تقاضای پول با ریسک بازار سهام رابطه مثبت دارد.به عبارت دیگر در شرایط افزایش ریسک بازار سهام سرمایه‌گذاران به سمت نگه داری دارایی های با ریسک کمتر از قبیل پول ،هدایت میشوند یعنی در شرایط فراریت بازار سهام، تقاضای پول افزایش می یابد.بر اساس نتایج ضریب آن متغیر برابر ۰/۳۶۸ است که مقدار قابل توجهی به نظر می رسد.
- سرعت تعدیل تقاضای پول نسبتاً بالا می باشد.براساس نتایج ضریب متغیر ECM برابر ۰/۶۴ است که نشان دهنده این است که در هر فصل ۶۴٪ از عدم تعادل فصل قبل در تقاضای پول تعدیل می شود.
- سرعت گردش پول با در آمد رابطه مثبت دارد. سرعت گردش پول با نرخ تورم نیز رابطه مثبت دارد. این بدین معنی است که در شرایط تورمی به جای اینکه تقاضای دارایی‌های مالی افزایش پیدا کند این دارایی های واقعی هستند که عمدتا با افزایش تقاضا مواجه می شوند.
- سرعت گردش پول با نرخ ارز رابطه منفی دارد.به این مفهوم که افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) موجب کاهش سرعت گردش پول می شود.شاید این نتیجه دال بر وجود کشش قیمتی مناسب واردات در ایران باشد.
- سرعت گردش پول با ریسک بازار سهام رابطه منفی دارد. به عبارتی در شرایط افزایش ریسک در بازار سهام، سرمایه گذاران به سمت نگهداری دارایی‌ها با ریسک کمتر از قبیل پول هدایت می شوند. لذا سرعت گردش پول کاهش می یابد.

- سرعت گردش پول در شرایط عدم تعادل نسبتا بالا است.براساس نتایج ضریب متغیر ECM برابر(۰/۶۷۶-) است که نشان دهنده این است که در هر فصل ۶۷/۶٪ از عدم تعادل فصل قبل سرعت گردش پول در فصل بعد تعدیل می شود.

۵- شناسایی مدل تقاضای پول

همانطور که قبلا اشاره شد مدل تقاضای پول سنتی با توجه به وجود بی ثباتی ها و نااطمینانی های اقتصادی کارایی چندانی ندارد. تابع تقاضای پول مورد استفاد در این تحقیق به فرم زیر است:

$$\text{Log}(\frac{Mt}{Pt}) \approx \text{logCt} - \gamma \log(r_t) + \log(b_t) \qquad (۱)$$

که در آن γ کشش بهره ای تقاضای حقیقی پول، b_t نشان دهنده بی ثباتی در تقاضای پول می باشد که شامل شوک هایی است که دارای همبستگی سریالی هستند.در این تحقیق شاخص ثبات اقتصادی در عبارت ($\log(b_t$ جایگزین شده است. Ct میتواند توسط درامد واقعی جایگزین گردد. rt نرخ بهره است که نرخ سود بانکی در نظر گرفته می شود.

۶- برآورد مدل و ارائه نتایج

۶-۱- آزمون پایایی متغیرها

بکارگیری روش های متداول اقتصاد سنجی در برآورد ضرایب الگو بااستفاده از داده های سری زمانی براین فرض استوار است که متغیر های الگو "پایا" هستند.در غیر این صورت ممکن است در صورت عدم وجود رابطه بین متغیرها میزان ضریب تعیین بالا منجر به استنباط های اشتباه در مورد ارتباط بین متغیرها توسط محقق گردد.لذا قبل از هر اقدامی نخست باید پایا بودن متغیر ها را بررسی کنیم .در این تحقیق از روش دیکی–فولر تعمیم شده (ADF) و آزمون ریشه واحد در زمان وجود شکست ساختاری استفاده گردیده است. همانطور که نمودارهای ۱و۲ نشان میدهد در روند متغیرهای نرخ ارزو شاخص کل بازار سهام شکست ساختاری وجود دارد. این شکست به ترتیب در سال‌های ۱۳۵۶ و ۱۳۷۲ رخ داده است. لذا برای بررسی پایایی متغیرهای فوق از آزمون ریشه واحد پرون

استفاده میکنیم.جدول(۱) نتایج آزمون ریشه واحدرا برای متغیر نرخ ارز واقعی نشان میدهد.

جدول(۱):نتایج آزمون ریشه واحد پرون-نرخ ارز واقعی

variable	coefficient	T-statistic(prob)
C	2.1913	4.66 (0.0001)
LRER(-1)	0.726	12.0009(0.0000)
DU	-0.149	-1.249(0.0222)
DT	0.598	5.852(0.0000)
DTB	0.0636	1.607 (0.119)
@TREND	-0.073	-1.858 (0.074)

ماخذ: یافته های تحقیق

نتایج آزمون همراه با تغییر شیب و عرض از مبدا نشان می‌دهد که متغیر نرخ ارز واقعی با یک بار تفاضل گیری براساس نتایج و مقادیر بحرانی مک کنین و مقدار محاسبه شده ($\lambda = 0.1$) در همه سطوح پایا است (مقدار آماره محاسبه شده $\hat{t}_p$=-4.66 است که *قدر* مطلق آن از همه مقادیر بحرانی بزرگتر است.).

نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیر شاخص بازار سهام نیز در جدول(۲) نمایش داده شده است. نتایج آزمون همراه با تغییر شیب و عرض از مبدا حاکی از وجود ریشه واحد برای این متغیر است. متغیر شاخص کل سهام با یک بار تفاضل گیری براساس مقدار محاسبه شده ($\lambda = 0.1$)و مقادیر بحرانی مک کنین و در سطح ۹۵ درصد پایاست (مقدارآماره $\hat{t}_p$=-1.36 است).

جدول(۲): نتایج آزمون ریشه واحد پرون شاخص بازار سهام

variable	coefficient	T-ratio(prob)
C	2.700	0.31 (0.76)
Du	-0.102	1.271(0.079)
Dtb	-0.0106	-1.88(0.085)
DT	0.588	2.075 (0.06)
LBURS(-1)	0.623	2.218 (0.048)
@TREND	0.101	1.294(0.21)

به علت عدم وجود شکست ساختاری در روند متغیر های تولید ناخالص داخلی ، نرخ تورم و نرخ سود بانکی کوتاه مدت برای آزمون پایایی متغیرهای مذکور از آزمون ریشه واحد دیکی–فولر تعمیم یافته استفاده می‌نماییم. نتایج حاصل از آزمون در جدول(۳) آمده است. ملاحظه می‌گردد که متغیر های تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم با یک بار تفاضل گیری پایا هستند بقیه متغیرها نیز در سطح و بدون هیچ تفاضل گیری پایا می‌باشند .

جدول(۳): نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر- تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم و نرخ سود بانکی

	باعرض از مبدا و روند				با عرض از مبدا			
متغیر	آماره آزمون	مقدار بحرانی ٪۹۹	مقدار بحرانی ٪۹۵	مقدار بحرانی ٪۹۰	آماره آزمون	مقدار بحرانی ٪۹۹	مقدار بحرانی ٪۹۵	مقدار بحرانی ٪۹۰
DLGDP	-6/07	-4/26	-3/55	-3/21	-11/2	-3/65	-2/95	-2/61
DLINF	-6/99	-4/27	-3/55	-3/21	-7/11	-3/65	-2/95	-2/61
LINTEREST	-3/37	-4/31	-3/57	-3/22	-1/95	-3/63	-2/95	-2/61

ماخذ: یافته های تحقیق

۶-۲- معرفی الگوهای بی ثباتی و نااطمینانی

در مدل های اقتصاد سنجی مرسوم فرض بر این است که واریانس جزء اختلال در کل دوره زمانی نمونه ثابت است. در حالی که بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی در دوره‌هایی با نوسانات زیادی همراه هستند و متعاقب آن دوره هایی از تغییرات اندک را پشت سر می‌گذارند .تحت این شرایط فرض وجود واریانس ثابت یا واریانس همسانی چندان معقول نخواهد بود. بعلاوه در بسیاری از موارد به دنبال پیش بینی واریانس شرطی یک سری از داده‌ها هستیم.

چندین روش برای اندازه گیری بی ثباتی یا نا اطمینانی شرطی پیشنهاد شده است، ساده‌ترین شکل مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی حاصل‌ضربی که انگل (۱۹۸۲) آن را ارائه کرده است عبارت است از:

$$\varepsilon t = \vartheta t\sqrt{\alpha 0 + \alpha 1\varepsilon t - 1^2}$$

که در آن εt عبارت است از فرآیند نوفه سفید با فرض εt . $\sigma^2=1,\varepsilon_{t-1}$ که مستقل از یکدیگر بوده و $\alpha 0$ و$\alpha 1$ مقادیر ثابت هستند با فرض اینکه $0 < \alpha 1 < 1$و$\alpha 0 > 1$ و در معادله فوق واریانس شرطی εt وابسته به مقادیر تحقق یافته ε_{t-1}^2 می باشد .در این معادله واریانس شرطی دارای یک الگوی اتورگرسیو درجه اول است که آن را با ARCH(1) نشان می دهیم .

در مدل فوق برای اطمینان از اینکه واریانس شرطی هیچ گاه منفی نخواهد بود لازم است فرض کنیم مقادیر و $\alpha 0$ و$\alpha 1$ مثبت هستند .بعلاوه برای اطمینان از ثبات فرایند فوق ،لازم است قید $0 < \alpha 1 < 1$ را اعمال کنیم.

بالرسلو (Bollerslev-1986) توانست الگوی اولیه ارائه شده توسط انگل را توسعه دهد. وی روشی را ابداع کرد که براساس آن واریانس شرطی می تواند یک فرآیند ARMA باشد ،فرض می کنیم فرآیند خطا دارای الگوی زیر باشد

$\varepsilon_t=\vartheta t\sqrt{ht}$

$y_t=\mu_t+\varepsilon_t$ **که در آن** $\sigma_\vartheta^2=1$ **و**

$$Ht=\alpha 0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha i\varepsilon_{t-i}^2+\sum_{i=1}^{p} \beta ih_{t-i}$$

در این مدل ARCH(p,q) تعمیم یافته که اصطلاحا GARCH(p,q) نامیده می شود، هم اجزای خود همبسته و هم اجزای میانگین متحرک در معادله واریانس ظاهر می شوند. یکی از مزایای مدل GARCH در این است که واریانس شرطی اجزای اختلال دنباله {Yt} دارای الگوی ARMA می باشد. به عبارت دیگر می توان از الگوی پسماند های حاصل از تخمین یک مدل ARMA وجود الگوی GARCH را تشخیص داد.اگر مدل ARMA تخمینی مدل مناسبی باشد لازم است مقادیر ACF و PACF نوفه سفید بودن پسماندها را

تایید کنند.از طرف دیگر با استفاده از ACF مربوط به توان دوم پسماند های مدل ARMA می توان مرتبه فرایند GARCH را تشخیص داد.

۶-۳- نتایج حاصل از تخمین مدلهای ARCH-GARCH

برای استخراج مدل تصریح شده مذکور باید نخست فرآیند ARMA مربوط به هر متغیر تخمین زده شود. در ادامه برای بررسی وجود یا عدم وجود ناهمسانی واریانس در رگرسیون از آزمون های مختلفی چون Arch-Harvey و Glechser و... استفاده می‌شود. در نهایت بعد از انتخاب بهترین مدل از خانواده ARCH-GARCH واریانس ناهمسانی شرطی هر متغیر را استخراج کرده و به کمک ترکیب وزنی این ناهمسانی‌ها شاخص ثبات اقتصادی را محاسبه می‌نماییم.

۶-۴- شاخص ثبات اقتصادی(ESI)

این شاخص به صورت متوسط وزنی از بی ثباتی های تخمین زده شده است که بوسیله تقسیم انحراف از میانگین هر بی ثباتی بر انحراف معیار آن به دست آمده است.(رجوع به منبع ۱۰ ص ۶).

$$\mathrm{ESI} = \sum_{T=1}^{N} \gamma i \left(\frac{soli - \overline{soli}}{\sigma sol}\right)$$

که sol_i عبارت است از واریانس ناهمسانی شرطی مربوط به متغیر بی ثباتی $\overline{sol_i}$ میانگین بی ثباتی ، $\delta soli$ انحراف معیار بی ثباتی ،γi وزن مربوط به هر عامل و N تعداد منابع بی ثباتی و نا اطمینانی است.

۶-۵- استخراج شاخص ثبات اقتصادی به کمک بی‌ثباتی‌های متغیرهای موثر بر تقاضای پول

۶-۵-۱- مدل تصریح شده مربوط به بی ثباتی متغیر نرخ ارز واقعی

$$\begin{array}{l} LRER=0.6211+0.9240LRER(t-1)+0.07536\ MA(3)+\varepsilon_t \\ \quad\quad (0.55) \quad\quad (0.06649) \quad\quad (0.2573) \\ ht=0.0052+0.7184\varepsilon_{t-1}^2 \\ (0.307) \end{array}$$

نکته:اعداد داخل پرانتز بیانگر خطای معیار[1] هستند.

همانطور که ملاحظه میگردد مدل تصریح شده فوق از نوع ARCH(1) میباشد نمودار ۳ بی ثباتی های مربوط به متغیر نرخ واقعی ارز را نشان میدهد.

۶-۵-۲- مدل تصریح شده مربوط به بی ثباتی متغیر شاخص کل بازار سهام:

$$LBURS = ۸/۹۴۶ + ۰/۹۵۴\ MA(2) + \varepsilon_t$$

(۴/۵۵) (۰/۲۳)

$$Ht = ۰/۰۰۹۴ + ۰/۷۳۱۳\ h_{t-1}$$

(۰/۰۱۶) (۰/۱۱)

همانطور که نتایج آزمون نشان می دهد مدل فوق از نوع GARCH(1,0) می‌باشد.بی-ثباتی مربوط به این متغیردر نمودار۴ منعکس گردیده است.

۶-۵-۳- مدل تصریح شده مربوط به بی ثباتی متغیرنرخ تورم

$$DLINFt = ۰/۰۰۶۶ - ۰/۹۱۱۸\ MA(2) + \varepsilon_t$$

(0/029) (0/063)

$$Ht = 0/151 + 0/39\varepsilon_{t-1}^2$$

(0/061) (0/291)

همانطور که ملاحظه می‌شود واریانس ناهمسانی شرطی فقط تابعی از مجذور باقیمانده ها و یک ضریب ثابت است لذا مدل فوق از نوع ARCH مرتبه اول است. در نمودار شماره ۵ بی ثباتی های مربوط به متغیر نرخ تورم به نمایش در آمده است.

۶-۵-۴- مدل تصریح شده مربوط به بی ثباتی های متغیر نرخ سود بانکی

$$LINTERESTt = 2 + 0/81\ MA(2) + \varepsilon_t$$

[1] Standard Error

(0/025) (0/047)

$$Ht=0/0027 +0/35\varepsilon_{t-1}^{2}$$

(۰/۰۰۱) (۰/۲۷۶)

نتایج فوق بیانگر این است که مدل مزبور از نوع ARCH مرتبه یک است. نمودار ۶ بی ثباتی های مربوط به متغیر فوق را نشان می دهد.

۶-۵-۵- مدل تصریح شده مربوط به متغیر تولید ناخالص داخلی (سطح فعالیت‌های اقتصادی)

در استخراج بی ثباتی های متغیر تولید ناخالص داخلی باید به این مسئله توجه کرد که از آنجا که روند حرکت این متغیر صعودی است، لذا هیچ نوع رفتار بی ثباتی در آن دیده نمی شود ، علاوه بر آن آزمون های ARCH مربوط به تشخیص ناهمسانی واریانس، عدم وجود ناهمسانی واریانس را در مربع جملات پسماند نشان می‌دهد لذا استخراج بی-ثباتی‌های این متغیر چندان معقول به نظر نمی رسد در نتیجه از استفاده از رفتار بی ثبات این متغیر در ایجاد شاخص ثبات اقتصادی خودداری می‌کنیم. در ادامه نتایج آزمون ARCH نشان داده شده است.

جدول(۳): نتایج آزمون ARCH مربوط به متغیر تولید ناخالص داخلی

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.264686	Prob. F(1,31)	0.6106
Obs*R-squared	0.279377	Prob. Chi-Square(1)	0.5971

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 07/07/10 Time: 12:12
Sample (adjusted): 1354 1386
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficien	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.012149	0.003372	3.603226	0.0011

RESID^2(-1)	-0.063277	0.122994	-0.514476	0.6106
R-squared	0.008466	Mean dependent var		0.011228
Adjusted R-squared	-0.023519	S.D. dependent var		0.016224
S.E. of regression	0.016414	Akaike info criterion		-5.322689
Sum squared resid	0.008352	Schwarz criterion		-5.231992
Log likelihood	89.82438	Hannan-Quinn criter.		-5.292173
F-statistic	0.264686	Durbin-Watson stat		2.175049
Prob(F-statistic)	0.610568			

ماخذ: یافته های تحقیق

حال با استفاده از واریانس ناهمسانی شرطی مربوط به هر متغیر اقدام به محاسبه و استاندارد سازی شاخص ثبات اقتصادی نموده و این شاخص را به عنوان متغیر توضیحی در تابع تقاضای پول قرار میدهیم.نمودار۷ مربوط به شاخص ثبات اقتصادی می باشد.

۷- تخمین تابع تقاضای پول با استفاده از روش ARDL

همانطور که قبلا توضیح داده شد از رابطه(۱) به عنوان تابع تقاضای پول حقیقی استفاده می کنیم که بفرم زیر مفروض است:

$$\frac{Mt}{Pt} = \alpha 0 + \alpha 1 yt + \alpha 2\, rt + \alpha 3 ESI + \varepsilon t \qquad (1)$$

در این رابطهMt حجم پول اسمی، Pt قیمت، Yt درآمد واقعی، rt نرخ سود بانکی کوتاه مدت و ESI شاخص ثبات اقتصادی می باشد.متغیرهای مربوط به حجم پول واقعی و درآمد واقعی بصورت لگاریتمی وارد مدل شده اند.

۷-۱- آزمون ARDL کوتاه مدت و نتایج حاصل از تخمین

در این تحقیق برای بررسی تاثیر شاخص ثبات اقتصادی بر تقاضای پول از الگوی خود بازگشتی با وقفه های توزیع شده ARDL استفاده میشود تا بکمک آن بتوان به برآوردهای نسبتا بدون تورشی از ضرایب بلند مدت الگو دست یافت.همچنین با استفاده از الگوی پویای ARDL ارائه شده علاوه بر آزمون وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیر وابسته و متغیر های مستقل الگوی تصحیح خطای کوتاه مدت نیز بررسی می گردد. از

عمده مزایای الگوی ARDL این است که می توان بدون نگرانی از I(0) یا I(1) بودن متغیر ها تخمین های سازگاری از ضرایب بلند مدت به دست آورد .الگوی ARDL ارائه شده با ملاک قرار دادن ضابطه شوارز –بینزین (SBC) ارزیابی می شود. با استفاده از الگوی ارائه شده آزمون بنرجی، دولادو و مستر برای آزمون همجمعی الگوی ARDL به کار گرفته می شود. چنانچه مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه مربوط به متغیر وابسته از یک کوچک تر باشند ($\sum_{i=1}^{q} \alpha i < 1$). الگوی پویا به سمت تعادل بلند مدت گرایش خواهد داشت.جدول (۴) نتایج آزمون ARDL کوتاه مدت را نشان می‌دهد.

جدول(۴): نتایج مربوط به آزمون ARDL(1,3,3,2)

Variable	Coefficient	T-ratio [prob]
LREALM(-1)	0.47551	4.2231[0.001]
Ly	0.84858	5.7676 [0.000]
Ly(-1)	-0.10698	-0.46861 [0.646]
Ly(-2)	-0.54560	-2.3498 [0.032]
Ly(-3)	0.50287	3.3226 [0.004]
INTEREST RATE	0.017681	1.4469 [0.167
INTEREST RATE(-1)	-0.011556	-0.80869 [0.431]
INTEREST RATE(-2)	-0.020303	-1.4023 [0.180]
INTEREST RATE(-3)	0.051702	3.5862 [0.002]
ESI	0.030803	0.95740 [0.353]
ESI(-1)	0.093544	2.9725 [0.009]
ESI(-2)	-0.047752	-1.7089 [0.107]
C	-5.9735	-4.4969 [0.000]
T	0.12035	6.3364 [0.000]
DUM	0.28310	5.0113 [0.000]

ماخذ: یافته های تحقیق

با توجه به نتایج حاصل از آزمون ARDL کوتاه‌مدت ملاحظه می‌گردد که در مدل برآورد شده تقاضای پول بر اساس معیارSBC یک وقفه بهینه برای متغیر حجم پول واقعی (LREALM) در نظر گرفته است. بهترین وقفه برای متغیر نرخ سود بانکی (INTEREST RATE) وقفه سه و برای متغیر شاخص شاخص ثبات اقتصادی ESI وقفه ۱ در نظر گرفته است. بقیه متغیر ها بدون وقفه در نظر گرفته شده اند. متغیر مجازی DUM برای سال‌های انقلاب و جنگ (برای سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۶۷ برابر یک و بقیه سال‌ها صفر) تعریف شده است. T متغیر روند می‌باشد.

بعد از تخمین معادله پویای فوق به منظور آزمون وجود یا عدم رابطه بلند مدت میان متغیر های مدل، مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته را از یک کسر کرده و بر انحراف معیارش تقسیم می‌کنیم.

مقدار آماره محاسبه آزمون برابر (۵/۳-) است. از آنجا که متغیر فوق از نظر قدر مطلق از مقدار بحرانی جدول بنرجی ،دولادو ومستر (۴/۳۹-) بزرگتر است لذا فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلند مدت رد شده و نتیجه گرفته می شود که بین متغیر های مدل رابطه بلند مدت وجود دارد.

در ادامه بعد از تایید وجود رابطه بلند مدت بین تخمین روابط بلند مدت میپردازیم .نتایج تخمین روابط بلند مدت در جدول(۵)نمایش داده شده است.

جدول (۵) برآورد ضرایب بلند مدت باروش ARDL(1,3,3,2)

Variable	Coefficient	T-ratio [prob]
Ly	1.3325	4.562 [0.000]
INTEREST RATE	0.07154	2.965 [0.009]
ESI	0.14604	2.485 [0.024]
C	-11.389	-3.001 [0.008]
T	0.2294	5.633 [0.000]
DUM	0.5397	6.429 [0.000]

ماخذ: یافته های تحقیق

نتایج نشان می‌دهد که در بلند مدت سطح درآمد ملی دارای اثر مثبت بر تقاضای پول است (همسو با تئوری های اقتصادی)، بعلاوه نرخ سود بانکی اثر مثبت بر تقاضای پول واقعی دارد. شاخص بی ثباتی اقتصادی نیز با تقاضای پول حقیقی رابطه مثبت دارد یعنی هر چه بی ثبات اقتصادی افزایش یابد تقاضا برای پول نیز افزایش می یابد.با استناد بر نتایج آزمون، رابطه بلند مدت بین متغیر ها را می توان به فرم زیر نوشت:

$$LREALM_t=-11.38 +1.332\ Ly_t +0.0715\ INTEREST\ RATE_t +0.146\ ESSI_t +0.22\ T +0.539\ DUM$$

با توجه به معادله بالا می توان نتیجه گرفت که هرگاه سطح درآمد واقعی در بلندمدت یک واحد افزایش یابد تقاضا برای پول واقعی ۱/۳۳٪ افزایش می یابد. در ضمن افزایش یک واحد نرخ سود بانکی باعث افزایش ۰/۰۷۱٪ تقاضای پول حقیقی میگردد. علاوه بر

این نتیجه گرفته می شود زمانی که بی ثبات اقتصادی به اندازه یک درصد در بلند مدت افزایش یابد تقاضای پول به اندازه ۰/۱۴٪ افزایش می یابد.اثر متغیر مجازی نیز مثبت است.

۷-۲- برآورد الگوی تصحیح خطا (ECM)

الگوی تصحیح خطا نوسانات کوتاه مدت متغیر ها را به مقادیر تعادلی بلند مدت آنها ارتباط می دهد. برای تنظیم الگوی تصحیح خطا ، جملات خطای مربوط به رگرسیون همجمعی با یک وقفه زمانی به عنوان یک متغیر توضیح دهنده در کنار تفاضل مرتبه اول سایر متغیر های الگو قرار داده می شود. سپس به کمک روش OLS ضرایب الگو برآورده می‌شود.الگوی تصحیح خطا در جدول(۶) به نمایش در آمده است.

بنابر نتایج آزمون، ضریب جمله تصحیح خطا (ECM) معنی دار و مقدار آن (۰/۵۲۴-) است. این ضریب نشان می‌دهد که در هر دوره (یک ساله)۵۲٪ انحراف در تقاضای پول از مسیر بلند مدتش توسط متغیر های الگو تصحیح می‌شود. ضریب تعیین تعدیل شده الگوی تصحیح خطا (ECM) در این الگو۰/۸۷ است که قابل قبول می‌باشد، همچنین بر اساس آمارهF ([۰/۰۰۰]۹/۹۹۷=(۱۹و۱۱)f) متغیرهای موجود در این الگو به صورت همزمان معنی دار هستند.

جدول (۶): نتایج آزمون تصحیح خطا (ECM)

Regressor	Coefficient	T-ratio [prob]
Dly	0.84858	5.7676 [0.000]
Dly1	0.042731	0.2646 [0.794]
Dly2	-0.5028	-3.3226 [0.004]
D interest rate	0.01768	1.4469 [0.164]
D interest rate1	-0.03139	-2.0343 [0.056]
D interest rate2	-0.05170	-3.5862 [0.002]
D esi	0.03080	0.9574 [0.35]
D esi1	0.04775	1.7089 [0.104]
Dc	-5.973	-4.4969 [0.000]
Dt	0.1203	6.3364 [0.000]
D dum	0.2831	5.0113 [0.000]
E cm(-1)	-0.5244	-4.6582 [0.000]

ماخذ: یافته های تحقیق

۷-۳- آزمون های تشخیص و ثبات

وجود همبستگی سریالی، عدم وجود توزیع نرمال و فرم تبعی مناسب و بعلاوه وجود ناهمسانی واریانس از مشکلات عمده ای می باشند که اعتبار نتایج حاصل از الگو ها را تهدید می‌کند. با ملاحظه نتایج حاصل از آزمون کوتاه مدت هیچ نوع مشکل ناهمسانی واریانس، خود همبستگی،عدم وجود توزیع نرمال و فرم تبعی مناسب دیده نمی‌شود. در جدول (۷) نتایج آزمون تشخیص آمده است.

برای بررسی ثبات مدل از آمارها و نمودارهای مربوط به مجموع پسماندهای برگشتی (عطفی) استاندارد شده و مجموع تجمعی مربع پسماندهای برگشتی استاندارد شده (CUSUM,CUSUMQ) استفاده میشود. بر اساس مطالعه اسکویی (۲۰۰۴)، اگر نمودارهای CUSUM,CUSUMQ یکی از باندهای طرفین را در سطح۵٪ قطع کند مدل از ثبات لازم برخوردار نخواهد بود. با توجه به نمودارهای فوق، چون نمودارهای مربوط مجموع پسماندهای عطفی (برگشتی) استاندارد شده (CUSUM) و نمودار مجموع تجمعی مربع پسماندهای عطفی استاندارد شده (CUSUMQ) در محدوده اطمینان قرار دارند و باندهای طرفین را قطع نکرده‌اند پس نتیجه می‌گیریم که پارامترهای برآورد شده برای تابع تقاضای پول حقیقی از ثبات لازم برخوردارند و مدل به درستی تبیین شده است. نمودارهای ۸ و۹ مربوط به آزمون ثبات می‌باشند.

جدول (۷): آزمون تشخیص مربوط به آزمون ARDL(1,3,3,2) کوتاه مدت

فرضیه صفر	نوع آزمون	مقدار آماره	سطح احتمال
عدم وجود خود همبستگی سریالی	LM	$x^2(1) = 0.17081$ [0.679]	0.679
	F	$F(1,15) = 0.08311$ [0.777]	0.777
وجود فرم تبعی مناسب	LM	$x^2(1) = 6.6843$ [0.01]	0.01
	F	F(1,15)=4/1234 [0/06]	0.06
وجود توزیع نرمال	LM	$x^2(20 = 0.98597$ [0.611]	0.611
	F	Not applicated	-
همسانی واریانس	LM	$x^2(1) = 2.7699$ [0.096]	0.096
	F	F(1,29)=2/8454 [0/102]	0.102

ماخذ: یافته های تحقیق

۸- جمع بندی و نتیجه گیری

در این تحقیق تاثیر شاخص ثبات اقتصادی بر تقاضای پول حقیقی در ایران در دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۵۲ مورد بررسی قرار گرفته است .برای این منظور نخست با استفاده از بی‌ثباتی‌های مربوط به منابع بی ثباتی و نااطمینانی (تولید ناخالص داخلی GDP، نرخ تورم، نرخ ارز واقعی، نرخ سود بانکی بلند مدت و شاخص کل بازارسهام)که توسط خانواده ARCH-GARCH استخراج شده اند به ایجاد شاخص ثبات اقتصادی پرداخته‌ایم . سپس برای تخمین پایداری بلند مدت بین تقاضای حقیقی پول و متغیر های توضیحی(درآمد واقعی، نرخ سود بانکی و شاخص ثبات اقتصادی) از الگوی همجمعی ARDL استفاده نموده ایم. نتایج حاصل از برآورد الگوهای (ARDL,ECM) نشان میدهند که:

۱) براساس روابط کوتاه مدت و آماره آزمون t نتیجه گرفته می‌شود که بین متغیرهای مدل رابطه بلند مدت وجود دارد.

۲) در بلندمدت سطح درآمد واقعی دارای اثر مثبت بر تقاضای پول است. این نتیجه‌گیری همسو با تئوری‌های اقتصادی است.ضریب این متغیر ۱/۳۳ است، یعنی هرگاه سطح درآمد واقعی در بلند مدت یک واحد افزایش یابد تقاضا برای پول وافعی به اندازه ۱/۳۳٪ افزایش می یابد.

۳) ضریب متغیر نرخ سود بانکی ۰/۰۱۷ است ،یعنی افزایش یک درصدی در نرخ سود بانکی سبب افزایش ۰/۰۱۷٪ در تقاضای پول حقیقی میشود.

۴) با توجه به مثبت بودن ضریب شاخص ثبات اقتصادی نتیجه می‌گیریم که افزایش بی ثباتی های اقتصادی سبب افزایش تقاضای پول حقیقی می‌گردد.

۵) ضریب مربوط به متغیر مجازی انقلاب و جنگ حاکی از مثبت بودن اثر آن بر تقاضای پول است. به عبارت دیگر بروز انقلاب و جنگ سبب افزایش تقاضا برای پول گردیده است.

۶) نتایج آزمون همجمعی حاکی از وجود رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیر ها می باشد.

۷) همچنین ضریب جمله تصحیح خطا نشان میدهد که تعدیل به سمت تعادل در مدت زمان کمتری (تقریبا دو سال) صورت می گیرد.

۸) آزمون های تشخیص و ثبات حاکی از عدم وجود مشکل ناهمسانی واریانس، خود همبستگی، عدم وجود توزیع نرمال و فرم تبعی مناسب است. به علاوه نمودارهای مربوط به مجموع تجمعی پسماندهای عطفی (برگشتی) استاندارد شده (CUSUM) و نمودار مجموع تجمعی پسماندهای عطفی استاندارد شده (CUSUMQ) نشان می‌دهند که پارامترهای برآورد شده برای تابع تقاضای پول حقیقی از ثبات لازم برخوردارند و مدل به درستی تبیین شده است.

۹- پیشنهادات

۹-۱- پیشنهادات سیاستی

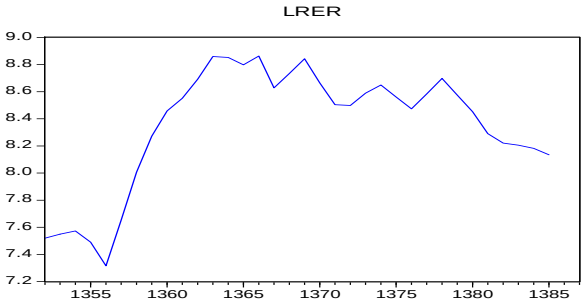
نا اطمینانی منشا کنز پول است و این کنز به نرخ بهره حساس می باشد ، لذا در این حالت تقاضای پول به شدت به نرخ بهره حساس می شود و علت آن وجود فراوان پول کنز شده سوداگرانه است.چون این فضای نااطمینانی باعث ایجاد ماهیت کالایی پول می شود و ماهیت کالایی پول خود را در تقاضای سفته بازی نشان می دهد.کلا در فضای بی-ثباتی و نااطمینانی دو ویژگی ظاهر می شود:

۱) کاهش تقاضای خدمات پول و در نتیجه به حداقل رسیدن نرخ بهره وچنانچه در شرایط رکود باشیم این نرخ بهره همچنان ثابت است.

۲) ایجاد ماهیت کالایی برای پول که باعث شکل گیری تقاضای شکل گیری تقاضای سوداگرانه پول شده و این ماهیت کالایی پول در دوران رکود باعث کنز بیشتر پول می‌گردد.

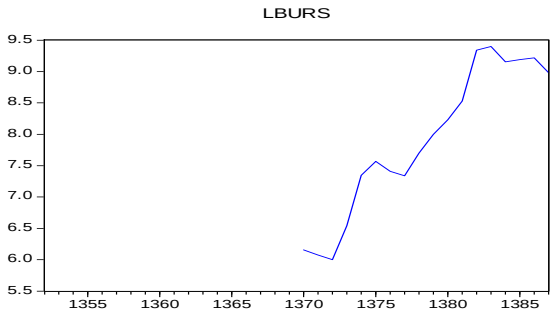
این ویژگی‌ها باعث می شود که پول خنثی شده و لذا سیاست پولی در این حالت خنثی است.چون هرچه پول تزریق میشود کنز شده و در جریان فعالیت اقتصادی قرار نمی گیرد لذا نرخ بهره ثابت باعث می شود که سیاست مالی در آن حالت بهترین کارایی را داشته باشد. چرا که بدون نیاز به افزایش نرخ بهره وجوه سوداگری برای پوشش دادن تعامدگر مربوط به تولید ناخالص ملی آزاد می شود. پس در شرایطی که نااطمینانی داریم بهتر است سیاستگزاران بیشتر از سیاست های مالی جهت تهییج GNP استفاده کنند نه سیاست های پولی.

نمودار۱: روند متغیر نرخ ارز واقعی



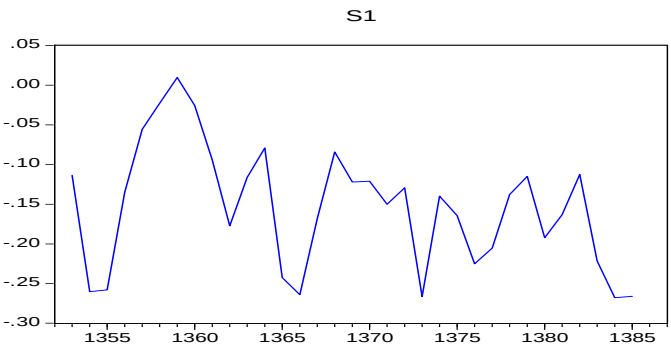
منبع: بانک مرکزی و محاسبات محقق

نمودار۲: روند متغیر شاخص کل بازار سهام



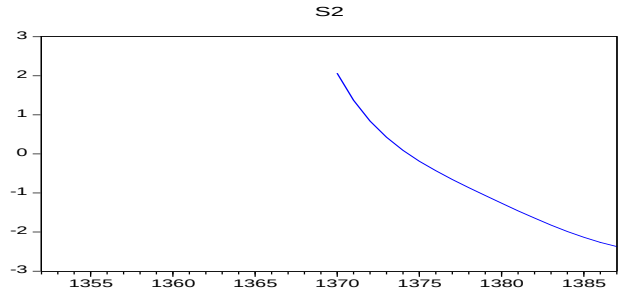
منبع: بانک مرکزی

نمودار۳: بی ثباتی های مربوط به متغیر نرخ واقعی ارز



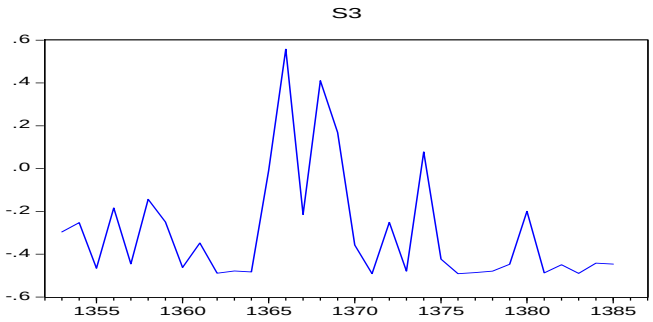
منبع: محاسبات محقق

نمودار۴: بی ثباتی های مربوط به متغیر شاخص کل بازارسهام



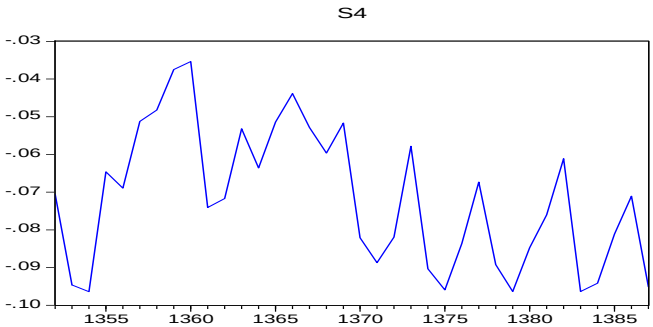
منبع: محاسبات محقق

نمودار۵: بی ثباتی های مربوط به متغیر نرخ تورم



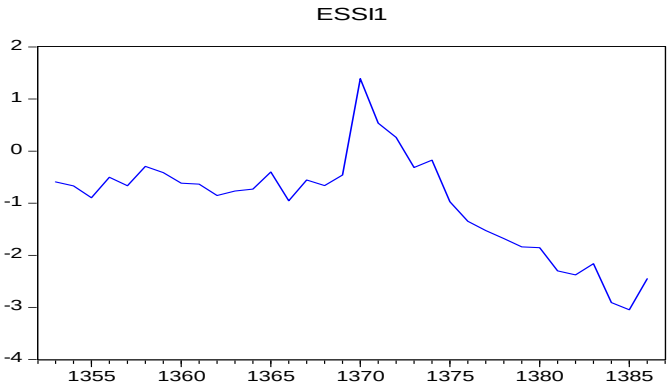
منبع: محاسبات محقق

نمودار۶: بی ثباتی های مربوط به متغیر نرخ سود بانکی کوتاه مدت



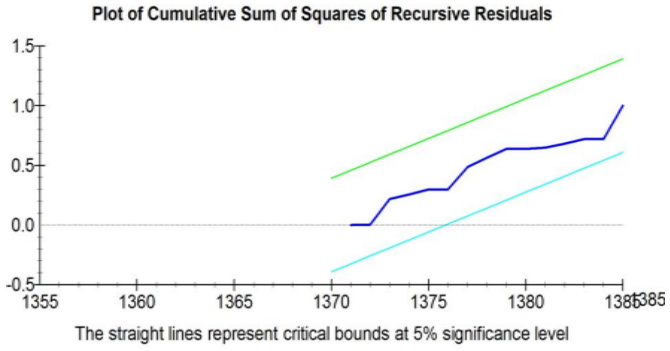
منبع: محاسبات محقق

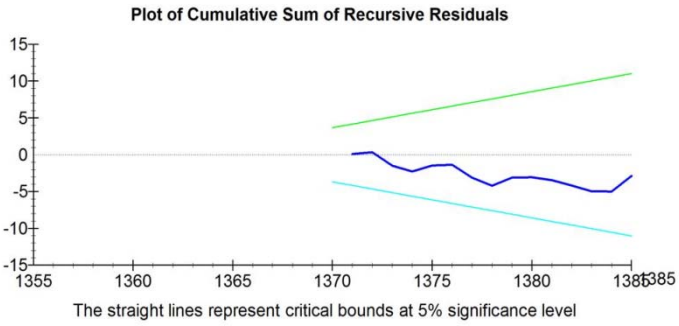
نمودار ۷: شاخص ثبات اقتصادی



منبع: محاسبات محقق

نمودار ۸: آزمونهای **Cusum** و **Cusum-Q** مربوط به آزمون های ثبات و تشخیص





منبع: محاسبات محقق

فهرست منابع و ماخذ

۱) ابریشمی حمید، مهرآرا، محسن،(۱۳۸۱) –اقتصاد سنجی کاربردی–انتشارات دانشگاه تهران.

۲) اندرس والتر(۱۳۸۶)–اقتصاد سنجی سریهای زمانی با رویکرد کاربردی. ترجمه مهدی صادقی،سعید شوالپور–انتشارات دانشگاه امام صادق.

۳) جعفری صمیمی، احمد، علمی، زهرا، صادق زاده یزدی، علی، (۱۳۸۴) بررسی ثبات تقاضای پول در ایران: کاربرد روش یوهانسون–جوسیلیوس/ مجله تحقیقات اقتصادی/ شماره۷۲/ فروردین و اردیبهشت ۱۳۸۵.

۴) خلیلی عراقی، منصور، رمضانپور، اسماعیل، (۱۳۸۰) اهمیت محیط با ثبات اقتصاد کلان/ مجله تحقیقات اقتصادی/ شماره ۵۸/ بهار و تابستان۸۰.

۵) رمضان پور،ا. ۱۳۷۹، علل وآثار ثبات اقتصاد کلان ، پایان نامه دکتری ،دانشگاه تهران.

۶) شیرین بخش، شمس اله، (۱۳۸۴) بررسی ارتباط تقاضای پول با عوامل موثر بر آن : رهیافت آزمون کرانه ها–پژوهشنامه اقتصادی.

۷) کازرونی، علیرضا، دولتی، مهناز، (۱۳۸۶) اثر نااطمینانی نرخ واقعی ارز بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی (مطالعه موردی ایران)، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره۴۵، زمستان۱۳۸۶.

۸) نصراللهی، خدیجه، صمدی، سعید، نجیبی اشکذری، محمد علی، (۱۳۸۸) اثر فراریت بازار سهام بر تقاضا و سرعت گردش پول در ایران– فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، سال نهم، شماره دوم، تابستان ۱۳۸۸.

9) Atta-Mensah,j. (2004). "The demand for money in a stochastic Environment" Bank of Canada Working Paper no 2004.7

10) Atta-Mensah,j.(2004). "Money Demand and Economic Uncertainty" Monetary and Financialanalysis department Bank of Canada K1 AOG9

11) Ali.Dib.(2003). "An estimated CanadianDSGE model with nominal and real rigidities" Canafian jurnalof Economics 36(4):942-72

12) Apergis Nicholas.(1999). "Inflation uncertainty and Money Demand:Evidence from a monetary regime change and the case of Greece" /international Economic Jurnal/Volume13/Number 2/Summer 1999.

13) Bealny. (1996)." Macro Economics Stability, Investment and Growth in developing country". Journal of developing country Vol 148 , pp 461 -477.

14) Brodsky, D.(1980). " The composible measure of economic instability". Oxford- bullten of Economics and Statistics , Vol 142 , pp370-375.

15) Chris Stivers and Lichengsun.(2002) "Stock market Uncertainty and the relation bet ween stock and bond returns" -Federal Reserve Bank of Atlanta/Working Paper 2002-3/March 2002
16) Christopher F. Baum ,(2009). "The Volatility of International trade flows and Exchange Rate Uncertainty" Department of Economics University of Sheffield, UK
17) Jafari Samimi Ahmad ,Motameni Mani .(2009). " Inflation and Inflation Uncertainty in Iran". Australian Jurnal of Basic and Applied Sciences, 3(3):2935-2938, 2009.
18) Lensink Robert, Hong Bo and Sterken Elmer .(1999)."Does Uncertainty affect Economic Growth?" An Empirical Analysis ,Faculty of Economics University of Grouingen.
19) Kim,J.2000. "Constructing and Estimating a Realistic Optimizing Model of Monetary Policy"