فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) ـ سال بیست و دوم ـ شماره اول ـ بهار ۱۴۰۱ ـ صفحات ۱۱۴-۸۳

بررسی پویایی غیرخطی و تغییرات ناگهانی در پارامترهای تابع تقاضای پول در ایران[۱]

محمد صباغچی فیروزآباد[۲]
زهره طباطبایی نسب [۳]
عباس علوی راد[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۶/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۷/۲۴

چکیده

از زمان وقوع بحران مالی جهانی ۲۰۰۹-۲۰۰۷، نقش پول در طراحی و اجرای سیاست‌های پولی با هدف تثبیت قیمت‌ها، به‌عنوان یک موضوع مهم سیاستی در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه، دوباره مطرح شده است. در این راستا، تابع تقاضای پول، یکی از اجزای مهم هر نظام پولی بوده و نقش تعیین کننده‌ای در مکانیسم انتقال سیاست پولی به بخش واقعی اقتصاد ایفاء می‌کند. بنابراین، برای تجزیه و تحلیل مسائل پولی و ارائه راهکارهای مناسب برای رفع مشکلات اقتصادی، لازم است که سیاست‌گذار اقتصادی، شناخت درستی از ماهیت تقاضای پول داشته باشد. در مطالعه حاضر، سعی بر پاسخ به این سؤال بوده است که آیا تغییرات ناگهانی حجم پول، بی‌ثباتی تابع تقاضای پول را به همراه دارد؟ از این رو پژوهش حاضر، با رویکرد مارکوف سوئیچینگ و با استفاده از جمع ساده و دیویزیا، تابع تقاضای پول را برای اقتصاد ایران در دوره ۱q ۱۳۹۹- ۱q ۱۳۶۷، برآورد و ثبات آن را بررسی می‌نماید. نتایج حاکی از آن است که در رژیم یک، تابع تقاضای پول باثبات است اما قرار گرفتن در رژیم دو و سه، یعنی رشد متوسط حجم پول و رشد شدید حجم پول، به بی‌ثباتی تابع تقاضای پول منجر شده و اهداف سیاست پولی را منحرف می‌کند.

واژگان کلیدی: حجم پول، ثبات تابع تقاضای پول، مارکوف سوئیچینگ، شاخص دیویزیا
طبقه‌بندی JEL: C24, E49, E43, E41

---

۱. این مقاله مستخرج از رساله دکترای نویسنده اول در دانشگاه آزاد یزد واحد ابرکوه است.

۲. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، واحد ابرکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، ابرکوه، ایران
sabbaghchy_msf@yahoo.com
۳. استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران (نویسنده مسؤول)
tabatabaienasab@iauyazd.ac.ir
٤. دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران alavirad@ iauyazd.ac.ir

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.1.7.2]

۱. مقدمه

در تئوری‌های اقتصادی، تأکید زیادی بر تابع تقاضای پول می‌رود و این باور رایج است که اقتصاد، از سیاست‌های پولی نابهنگام آسیب می‌بیند. درواقع، ثبات تابع تقاضای پول، یک مفهوم اساسی در اقتصاد کلان بوده، و طراحی سیاست پولی مناسب، منوط به وجود تابع تقاضای پول با ثبات است. تابع تقاضای پول با ثبات و مدیریت شده، برای تحلیل‌های سیاستی و پیش‌بینی صحیح مورد نیاز می‌باشد و بنابراین، برای تحقق نتیجه موفقیت‌آمیز سیاست‌های پولی و انتخاب ابزار مناسب، اطلاع از عوامل مؤثر بر تابع تقاضای پول بسیار مهم است. از این رو، اقتصاددانان، از جنبه‌های مختلف، تابع تقاضای پول را مورد مطالعه قرار داده‌اند.

کینز معتقد بود که رابطه میان تقاضای پول و نرخ بهره، ممکن است که در بلند مدت، بی‌ثبات باشد و تغییر در نرخ بهره انتظاری، سبب انتقال تابع تقاضای پول می‌شود. از طرفی پیروان مکتب پول‌گرایی، بر این باورند که تابع تقاضای پول از لحاظ آماری، بهتر از تابع مصرف یا سرمایه‌گذاری برآورد می‌شود و از ثبات بیشتری برخوردار بوده و این موضوع، باعث اهمیت بیشتر سیاست پولی نسبت به سیاست مالی شده است. البته با توجه به مطالعات اخیر که ثبات تابع تقاضای پول را زیر سؤال برده، این برتری سیاست پولی بر سیاست مالی، دچار تردید گردیده است.

بر این اساس، ثبات تابع تقاضای پول، لازمهٔ اثرگذاری پول در اقتصاد و پیش‌بینی و کنترل عرضه پول توسط مقامات بانک مرکزی و ابزاری سودمند در جهت اجرای سیاست فعال پولی است. چنانچه تابع تقاضای پول با ثبات نباشد، این بی‌ثباتی، تغییرات غیرقابل پیش‌بینی را رقم خواهد زد؛ به‌گونه‌ای که مقامات پولی، توانایی خود را در پیش‌بینی اثر تغییر مقدار پول بر متغیرهای دیگر از دست خواهند داد و این حالت، یعنی انتقال منحنی تابع تقاضای پول، به این معنی می‌شود که عاملی غیر از نرخ بهره، بر تابع تقاضای پول اثر گذاشته است که به‌جای تغییر روی منحنی، منحنی تابع تقاضای پول جابه‌جا شده است. چنانچه این عامل را بتوان شناسایی کرد، شاید بتوان تابع تقاضای پول را به صورت تابع جدید معرفی کرد و اگر شناسایی نشود، به صورت جزء اخلال در تابع باقی خواهد ماند.

بنابراین در هنگام افزایش حجم پول، زمانی که انتظار سیاست‌گذار را برآورده ننماید، یعنی زمانی که باعث انتقال منحنی تابع تقاضای پول شود و عامل انتقال را نتوان مشخص کرد و درنتیجه، تورم افزایش یابد، می‌توان این‌گونه برداشت کرد که، این افزایش حجم پول و تورم حاصل از آن، می‌تواند منبع مستقل اختلال در تابع تقاضای پول در اقتصاد باشد. پس تابع تقاضای پول، باید به‌گونه‌ای باشد که پول بتواند اثر قابل پیش‌بینی بر اقتصاد بگذارد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.1.7.2]

در این مقاله تلاش می‌شود تا ثبات تابع تقاضای پول در ایران با بهره‌گیری از شاخص دیویزیا و ساده و روش مارکف سوییچینگ در سه رژیم در بازه زمانی ۱۳۹۹-۱۳۶۷ برآورد شود و به این سؤال پاسخ دهد که آیا تغییرات ناگهانی حجم پول، بی‌ثباتی تابع تقاضای پول را به همراه دارد؟

آنچه که این تحقیق را نسبت به سایر مطالعات انجام شده، برتری می‌بخشد و به عنوان نوآوری در این مطالعه مطرح است، آزمون غیرخطی بودن تابع تقاضای پول و علاوه‌بر آن، تفکیک تابع تقاضای پول به سه رژیم، که مشخص می‌کند افزایش حجم پول تا چه وضعیتی سبب ثبات تقاضای پول بوده و از چه وضعیتی به بعد، ناپایداری تقاضای پول آشکار می‌گردد. نکته مهم دیگر آنکه، این ثبات و عدم ثبات با توجه به جمع ساده پول و جمع دیویزیا صورت می‌گیرد. مشخصات لگاریتمی و نیمه لگاریتمی برای جمع ساده و جمع دیویزیا، یکی دیگر از مزایای این تحقیق است.

با توجه به مراتب فوق، این مقاله در پنج بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه و در بخش دوم، مبانی نظری و پیشینه تحقیق ارائه می‌گردد. بخش سوم، به بیان روش تحقیق و تصریح مدل اختصاص دارد. در بخش چهارم، تحلیل نتایج و در بخش پنجم، نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

۲-۱. اهمیت پایداری تابع تقاضای پول

نقش پول در طراحی سیاست پولی برای رسیدن به ثبات قیمت‌ها، از زمان بروز بحران مالی در سال ۲۰۰۷، مجدداً در کشورهای مختلف مطرح شده است؛ چراکه بی‌توجهی به پول در تدوین سیاست های پولی، باعث افزایش نوسانات در رشد پول می‌شود. این امر به نوبه خود، نوسانات تورم را به همراه دارد. اثرات نامطلوب نوسان تورم، در مبانی نظری سیاست‌های پولی نشان داده شده است. نوسان در افزایش سطح عمومی قیمت‌ها، بی‌ثباتی نرخ بهره واقعی و نرخ ارز را در پی دارد که به‌دنبال آن، پس‌انداز، سرمایه گذاری، تجارت و جریان سرمایه نیز تحت تأثیر قرار می‌گیرد. بی‌ثباتی تورم که نشان‌دهنده نااطمینانی تورم بوده، با تأثیر بر تقاضای پول، بر تورم نیز تأثیر می‌گذارد و این واکنش بین تورم و نوسانات تورم، در بسیاری از کشورها مشاهده شده است (Hossain & Arwatchanakarn, 2020).

در واقع روابط بلند مدت میان پول، تولید، قیمت‌ها، نرخ بهره و نرخ ارز، از نظریه پولی کلاسیک تعیین قیمت پیروی می‌کند، و تعاملات پویای آنها، به ایجاد رابطه علی پایدار بین رشد پول و تورم منجر می‌شود. رابطه کوتاه مدت بین رشد پول و تورم، ممکن است در کشورها و در طول زمان، بسته به آرایش نهادی، شرایط تورمی، و سیاست، جریان سرمایه متفاوت باشد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.1.7.2]

مک کالم (McCallum, 2000) معتقد است که تعامل متغیرهای پولی و واقعی در تعیین و تحلیل رفتار پویای تورم، مستلزم بررسی مجدد نقش پول در تدوین سیاست پولی است.

در نظریه پولی کلاسیک، در مورد تعیین قیمت، تابع تقاضای پول باثبات، نقش کلیدی در ایجاد یک رابطه تعادلی بلندمدت بین پول، تولید، سطح عمومی قیمت‌ها، نرخ بهره، و نرخ ارز دارد؛ به شرطی که تابع تقاضای پول باثبات، زمینه‌ساز رابطه علّی بلندمدت بین رشد پول و تورم باشد و طبیعی است که یک تجمیع پولی، به‌عنوان ابزار سیاست پولی برای ثبات قیمت‌ها عمل کند. حتی در کوتاه مدت، هنگامی که تابع تقاضای پول ناپایدار و بی‌ثبات می‌شود، این ارتباط مورد انتظار بین رشد پول و تورم برقرار نمی‌شود. این امر، نقش پول را در تدوین سیاست پولی برای ثبات قیمت‌ها بدون در نظر گرفتن اینکه آیا استراتژی سیاست پولی، هدف‌گذاری پولی یا هدف‌گذاری تورم، یا مشتقی از اینها است را تقویت می‌کند.

بنابراین، از آنجا که نقش پول در اجرای سیاست پولی مبتنی بر هدف‌گذاری تورم کاهش یافته بود، بحران مالی جهانی که در سال ۲۰۰۷ در ایالات متحده آغاز شد، نقش نقدینگی مازاد را به‌عنوان پیش‌بینی کننده تورم یا افزایش دهنده آن تحت هر استراتژی سیاست پولی که هدف آن، دستیابی به ثبات قیمت است را دوباره مطرح کرد (Taylor, 2008). از این رو، در جستجوی یک استراتژی مناسب پولی برای حفظ ثبات قیمت، مسله ثبات تابع تقاضای پول بسیار حائز اهمیت است.

رائو و کومار (Rao and Kumar, 2008) معتقدند، در صورتی که تقاضای پول با ثبات باشد، مقامات پولی، می‌توانند عرضه پول را برای از بین بردن رکود اقتصادی یا مبارزه با تورم تغییر دهند. این امر، در صورت دستیابی به یک تابع تقاضای پایدار پول میسر است و می‌تواند توسط متغیرهایی مانند درآمد، نرخ بهره و انتظارات تورمی، توضیح داده شود. در وضعیت باثبات تابع تقاضای پول، افزایش عرضه پول بر متغیرها، به‌نحوی که مورد انتظار است، تأثیر می‌گذارد. در این شرایط، تقاضای پول، می‌تواند به سطح جدید عرضه پول برسد و بازار پول، دوباره تعادل یابد.

ویلیامز (Williams, 1970)، عرضه پول را به عنوان مناسب‌ترین ابزار سیاست پولی برای بانک مرکزی، زمانی که تقاضا برای پول پایدار است، مطرح می‌نماید. بر این اساس، فرض می‌شود که استفاده از عرضه پول، زمانی به‌عنوان یک ابزار پولی، به ایجاد ثبات اقتصادی منجر خواهد شد، که تقاضا برای پول پایدار است (در مقایسه با نرخ بهره)؛ و برعکس، زمانی که تقاضای پول ناپایدار است، عرضه پول ناکارآمد می‌شود. در این شرایط، استفاده از نرخ بهره، می‌تواند به‌عنوان مناسب‌ترین ابزار سیاست پولی عمل نماید.

تومتورک (Tumturk, 2017)، استدلال می‌کند که عوامل تعیین کننده ثبات تقاضای پول، نقش مهمی در اجرای سیاست‌های پولی مؤثر ایفا می‌کنند. در واقع، سیاست‌های پولی مؤثر را می‌توان با

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.1.7.2]

کمک تقاضای پولی پایدار و قابل پیش بینی اجرا نمود. با انتظار از عملکرد تقاضای پایدار پول، سیاست‌گذاران می‌توانند سیاست پولی را به عنوان یک استراتژی موفق برای دستیابی به ثبات قیمت، مدنظر قرار دهند. با این حال، تجارب کشورهای توسعه یافته که سیاست هدف‌گذاری پولی را دنبال می‌کنند، نشان می‌دهد که آن طور که انتظار می‌رفت، تابع تقاضای پول باثبات نبوده است.

در حقیقت، با تنوع بخشیدن به ابزارهای مالی، افزایش آزاد سازی مالی، تغییرات قانونی در بخش بانکی و نوآوری‌های تکنولوژیکی مربوط به پرداخت‌های الکترونیکی، لازم است تا ثبات تقاضای پول پس از پایان دهه ۱۹۸۰، مورد بازنگری قرار گیرد. لازم به ذکر است که در برخی از کشورها تغییرات اساسی در بازارهای مالی، بر وجود رابطه باثبات بین متغیرهای تابع تقاضای پول تأثیر گذاشته است. از این رو، مقامات پولی، تابع تقاضای پول را در این کشورها ،ناپایدار و بی‌ثبات ارزیابی کرده‌اند.

۲-۲. شاخص جمع ساده و جمع دیویزیا برای محاسبه حجم پول

در روش سنتی جمع ساده پول، آنچه بتواند منشأ خدمات پولی در نظر گرفته شود، با هم جمع می گردد؛ اما این موضوع، مشکلاتی را در تحلیل‌های اقتصادی پدید آورد. در دهه ۱۹۷۰ میلادی، با بیش‌برآوردی تابع تقاضای پول در آمریکا برای آینده، گلدفلد (Goldfeld, 1976) عنوان کرد که تعریف M1 باثبات نبوده و نمی‌توان تابع تقاضای پول را تخمین زد. وی این تغییر را پدیده پول گمشده نامید. از طرفی، پیش‌بینی وقوع تورم رکودی سال ۱۹۸۲ آمریکا، پس از اجرای سیاست انبساطی پول و افزایش نرخ تورم و نرخ بهره که از سوی پولیون به رهبری میلتون فریدمن محقق نشد، آنان را بر آن داشت که یا خطا در تصریح وجود دارد و یا روش تجمیع ساده حجم پول نادرست است (Friedman, 1983).

فدرال رزرو سال‌ها بعد در مطالعه‌ای، خطای احتمالی تصریح را رد کرد. ویت سل و کولینز (WhitSol & Collins, 1996) با اصلاح مؤلفه‌های شکل‌دهنده پول، زمینه‌ساز بازاندیشی در خصوص روش مناسب تجمیع پولی گردیدند (شاهمرادی و ناصری، ۱۳۸۹).

در شاخص جمع ساده برای محاسبه حجم پول، به تمام مؤلفه‌های پولی، یک وزن ثابت اختصاص داده می‌شود. همچنین نرخ رشد شاخص جمع ساده، یک ترکیب خطی از نرخ‌های رشد مؤلفه‌هایش بوده، که در آن، وزن‌ها برابر سهم‌های مؤلفه‌ها است. بارنت (Barnett, 1980) جمع ساده مؤلفه‌ها را زمانی‌که جانشین کامل یکدیگر باشند را توجیه‌پذیر می‌داند. و چون این شرط در تعریف گسترده پول که مؤلفه‌های آن، جانشین ناقص یکدیگرند، نقض می‌شود، امکان استفاده از شاخص دیویزیا به منظور محاسبه حجم پول را مطرح می‌کند. وی معتقد است که روش معقول برای تجمیع پولی، روشی است

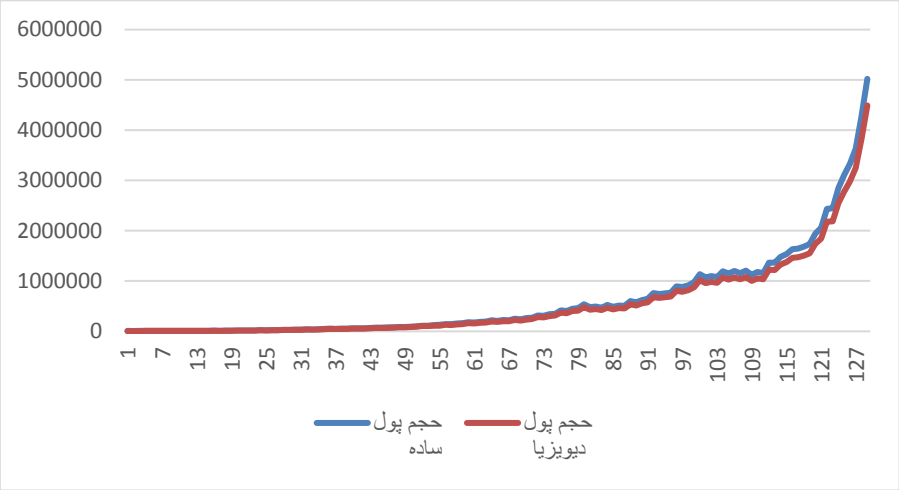
[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.1.7.2]

که تابع مطلوبیت تقاضا برای دارایی‌های پولی در نظر بگیرد، در غیر این صورت، پیش‌بینی نتایج عرضه و تقاضای پول، با بی‌ثباتی و ابهاماتی همراه خواهد بود (عرفانی و همکاران، ۱۳۹۱) .

در شاخص جمع دیویزیا برای محاسبه حجم پول، یک تابع غیرخطی از مقادیر مؤلفه‌های پولی و قیمت‌های متناظر آنها حاصل می‌شود. در این خصوص، نرخ رشد شاخص دیویزیا نیز ترکیب خطی از نرخ‌های رشد مؤلفه‌های آن است که در مورد هر یک از مؤلفه‌ها، وزن‌های مربوطه، میانگین سهم مخارج می‌باشند (شاهمرادی و ناصری، ۱۳۸۹). در نمودار ۱، مقایسهٔ جمع حجم پول ساده و دیویزیا آمده است.

نمودار ۱. حجم ساده پول و حجم دیویزیای پول (میلیارد ریال)



مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به واحد جمع حجم پول به میلیارد ریال، مشاهده می‌گردد که وزن مؤلفه‌های حجم پول دیویزیا، تقاضا برای دارایی‌های پولی را به چه میزان کاهش داده است. و اختلاف زیادی بین این دو شاخص در دوره‌های مورد بررسی این تحقیق، به‌وجود آورده است. برای نمونه براساس محاسبات این تحقیق، اختلاف مقادیر حجم پول ساده و دیویزیا در فصل اول سال ۱۳۶۷، برابر ۷۴۴/۷ میلیارد ریال و در فصل اول سال ۱۳۹۹، برابر ۵۲۸۱۹۳ میلیارد ریال بوده است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.1.7.2]

۳-۲. روش محاسبه جمع دیویزیا

در روش محاسبه دیویزیا، اگر $\{q_1(t), q_2(t),\ldots, q_n(t)\}$ مجموعه‌ای از مانده‌های دارایی پولی در زمان t باشد و $\{p_1(t), p_2(t),\ldots, p_n(t)\}$ بردار هزینه فرصت دارایی‌ها و D_i تابع تقاضا باشد، در آن صورت: $q_i(t) = D_i(p_i(t), Y)$

حال اگر از $p_i(t)$ و $q_i(t)$، تفاضل‌گیری شود، خواهیم داشت:

$$\frac{d\ Ln\ p_i(t)}{d\ Ln\ q_i(t)} = \frac{dp_i(t)/p_i(t)}{dq_i(t)/q_i(t)} \quad (۱)$$

شاخص مقداری دیویزیا Q_t^D و شاخص قیمتی دیویزیا p_t^D با توجه به مؤلفه‌های $p_i(t)$ و $q_i(t)$، به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Q_t^D = Q_0^D \exp\int_0^t d\ \ln Q_t^D = Q_0^D\ \exp\int_0^t \sum\nolimits_i s_i\,(t) d \ln q_i(t) \quad (۲)$$

$$p_t^D = p_0^D \exp\int_0^t d\ \ln p_t^D = p_0^D\ \exp\int_0^t \sum\nolimits_i s_i\,(t) d \ln p_i(t) \quad (۳)$$

که $s_i(t)$، سهم مؤلفه i از کل مخارج، و برابر است با:

$$s_i(t) = \frac{p_i\,(t) q_i(t)}{\sum_j p_j(t) q_j(t)} \quad (۴)$$

$$d \ln Q_t^D = \sum_i s_i(t) d\ ln\ q_i(t) = \frac{\sum_i p_i(t) dq_i(t)}{\sum_j p_j(t) q_j(t)} \quad (۵)$$

$$d \ln p_t^D = \sum_i s_i(t) d\ ln\ p_i(t) = \frac{\sum_i q_i(t) dp_i(t)}{\sum_j p_j(t) q_j(t)} \quad (۶)$$

حال در نظر بگیرید که: $X(t) = \sum_i p_i(t) q_i(t)$، کل مخارج بر روی خدمات پولی باشد، پس:

$$d \ln X(t) = \frac{dX(t)}{X(t)} = \frac{\sum_i p_i(t) dq_i(t) + \sum_i q_i(t) dp_i(t)}{X(t)}$$

$$= \sum_i s_i(t) d \ln q_i(t) + \sum_i s_i(t) d \ln p_i(t) \quad (۷)$$

$$= d \ln Q_t^D + d \ln p_t^D \quad (۸)$$

$$\Rightarrow \ln X(t) = \ln Q_t^D + p_t^D + constan \quad (۹)$$

$$\Rightarrow X(t) = Q_t^D * p_t^D * constant \quad (۱۰)$$

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.1.7.2]

۴-۲. پیشینه تحقیق

نقیبی (۱۳۹۸) در مطالعه خود، به برآورد تابع تقاضای پول در سیستم بانکی کشورهای مسلمان با رهیافت پانل فضایی پرداخته است. وی به منظور تخمین تابع تقاضای پول در سیستم بانکداری بدون ربا در کشورهای اسلامی، به کمک اقتصادسنجی فضایی، از داده‌های پانلی استفاده کرده و برای استخراج تابع تقاضای پول، از الگوی حداکثر سازی تابع مطلوبیت انتظاری مصرف کننده با توجه به محدودیت بودجه‌ای بهره برده است. نتایج مطالعه او، نشان می‌دهد که رابطه معنی داری بین نرخ تورم (نرخ بهره) و تقاضای پول، زمانی که از تعریف محدود پول استفاده می‌شود، وجود دارد؛ یعنی با افزایش تورم، بازدهی کالاهای با دوام بالا می‌رود و بنابراین، افراد ترجیح می‌دهند که پول خود را به کالاهای بادوام، تبدیل کنند که درنتیجه، تقاضای پول کاهش می‌یابد. به نظر وی، نظریه تقاضای پول کینزی (سفته بازی پول)، زمانی که از تعریف محدود پول استفاده می‌شود، سندیت بیشتری می‌یابد؛ ولی بین درآمد ملی و تقاضای پول، زمانی که از تعریف گسترده پول استفاده می‌شود، رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. یعنی به دلیل افزایش سطح درآمد، از آنجا که مخارج افزایش می‌یابد، تقاضای معاملاتی پول اشخاص نیز افزایش یافته و در کل، تقاضای پول را افزایش می‌دهد. همچنین به نظر می‌رسد که نظریه تقاضای پول کلاسیک (معاملاتی پول) زمانی که از تعریف گسترده پول استفاده می‌شود، سندیت بیشتری دارد.

گوگردچیان و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای، به موضوع رهیافتی از تقاضای پول سیدراسکی در اقتصاد ایران پرداختند. بدین منظور در بخش تجربی، از الگوی تعدیل یافته سیدراسکی و داده‌های سالانه بهره برده‌اند. همچنین به منظور برآورد اثر بلند مدت متغیرهای مدل بر تقاضای پول، از الگوی خود توضیح دهنده با وقفه‌های توزیعی ARDL[1] و برآورد اثر کوتاه مدت متغیرها از الگوی تصحیح خطا ECM[2] استفاده نموده‌اند. نتایج تحقیق آنها، حاکی از آن است که مصرف، دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر تقاضای پول در دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت است. بنابراین، رابطه تعادلی و بلندمدت بین تقاضای پول و مصرف بخش عمومی وجود دارد. مالیات تورمی نیز در دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر مثبت و معنی‌داری بر تقاضای پول داشته، اما مالیات مصرفی، اثر معنی‌داری بر تقاضای پول در دوره مورد بررسی نداشته است.

ادیب‌پور و الهامی (۱۳۹۴) در مطالعه خود، به تأثیر نااطمینانی نرخ ارز بر تقاضای پول در ایران پرداختند. آنها در ابتدا، نااطمینانی نرخ ارز حقیقی را با استفاده از الگوی ناهمسانی واریانس شرطی

1. Autoregressive Distributed Lag
2. Erorr Correction Model

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.1.7.2]

تعمیم یافته GARCH،[1] محاسبه و سپس متغیر مذکور به همراه متغیرهای تولید ناخالص داخلی، تورم (به‌عنوان متغیری برای در نظر گرفتن هزینه فرصت نگهداری پول) و نرخ ارز حقیقی را وارد تابع تقاضای پول نمودند. از نظر آنها، برآورد تابع تقاضای پول با روش تصحیح خطای برداری VEC،[2] نشان دهنده آن بود که نااطمینانی نرخ ارز بر تقاضای پول، اثر منفی بر جای گذاشته، و به عبارت دیگر، با نوسان بیشتر نرخ ارز حقیقی، از میزان تقاضا برای پول داخلی کاسته شده است که وجود رابطه منفی و معنی‌داری میان تقاضای پول و نرخ ارز حقیقی در اقتصاد ایران، تأییدی بر اثر جانشینی میان این دو متغیر می‌باشد. افزون بر این، کشش درآمدی تقاضای پول (M2) نیز مثبت و معنی‌دار و رابطه میان تقاضای پول با نرخ ارز حقیقی و تورم نیز به شکل معکوس و معنی‌دار است.

عرفانی و همکاران (۱۳۹۱)، به موضوع برآورد تابع تقاضای پول ایران با استفاده از شاخص پول دیویزیا پرداختند و دریافتند که روش تجمیع پولی براساس جمع ساده که بر فرض جانشینی کامل مؤلفه‌های پولی مبتنی بوده، با نظریه‌های اقتصاد خرد ناسازگار است. آنها ابتدا تجمیع پولی براساس شاخص دیویزیا برای هر دو تعریف پول M1 و M2 با استفاده از داده‌های فصلی را با شاخص جمع ساده مقایسه کردند و سپس توابع تقاضای پول براساس شاخص‌های دیویزیا و جمع ساده را برآورد کرده، و به این نتیجه رسیده‌اند که سرعت تعدیل تجمیع پولی دیویزیا، از تجمیع پولی ساده بیشتر بوده و توابع تقاضای پول که در تجمیع دیویزیا ساخته می‌شود، باثبات‌ترند. همچنین بر اساس آزمون ریشه واحد، هم‌جمع بودن تمامی متغیرها تأیید می‌شود و با انجام آزمون هم‌جمعی جوهانسون به یک بردار هم‌جمعی برای هر یک از تجمیع‌های پولی، دست یافتند و تابع تقاضای پول را برآورد نمودند. آنها دریافتند که نبود شکست ساختاری در ضرایب M1، با هر دو روش تجمیع، نشان داده ولی در M2، فرض نبود شکست ساختاری با هر دو روش تجمیع رد شده، درحالی که فرض نبود شکست ساختاری در واریانس پسماند، در تمام حالات تجمیع، برای M1 و M2 رد شده است.

دهمرده و ایزدی (۱۳۸۸) در تحقیقی، به بررسی تابع تقاضای پول در ایران پرداختند. آنها با استفاده از روش وقفه توزیعی خودرگرسیونی ARDL به بررسی روابط بین متغیرهای مستقل و وابسته اقدام نموده و دریافتند که، رابطه بلندمدت تعادلی بین متغیرهای تخمین آنها وجود دارد. ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی، حاکی از اثر مثبت و معنی‌دار این متغیر بر روی تابع تقاضای پول است. از طرفی، رابطه متغیرهای نرخ ارز بازار آزاد و تورم، روی تابع تقاضای پول، منفی و بیانگر اثر معکوس و معنی‌داری بین این متغیرها و متغیر وابسته می‌باشد. و نیز آزمون‌های ثبات، ECM و تعدیل جزئی روی متغیرهای این تابع صورت گرفته است. این آزمون‌ها نشان می‌دهد که در هر سال،

1. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity
2.Vector Error Correction Model

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.1.7.2]

حدود نیمی از عدم تعادل یک دوره تعدیل می‌شود. اندازه این ضریب، نشان‌دهنده آن است که اگر از یک دوره به دوره بعد حرکت کنیم، به‌میزان ۴۸ درصد انحراف در حجم پول از مسیر بلندمدت آن توسط متغیرهای الگو تصحیح می‌شود.

فلاحی و نگهداری (۱۳۸۴) در مطالعه خود، به برآورد تقاضای پول در ایران پرداختند و با روش ARDL در افق زمانی بلندمدت و کوتاه‌مدت با استفاده از داده سالانه و فصلی، به این نتیجه رسیدند که در اقتصاد ایران، برای داده‌های سالانه بین تقاضای پول و نرخ ارز، رابطه معکوس وجود دارد که تأیید کننده اثر جانشینی نرخ ارز در ایران است. همچنین برای داده‌های فصلی، رابطه تعادلی بلندمدتی میان متغیرهای الگو (حجم نقدینگی متغیر وابسته و تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز بازار سیاه و نرخ تورم) وجود دارد.

کمیجانی و بوستانی (۱۳۸۳)، ثبات تابع تقاضای پول در ایران را بررسی نمودند و معتقدند که طی سال‌های اجرای برنامه سوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی، رابطه رشد نقدینگی و تورم دچار تحول شد و رابطه قوی و مستقیمی که تا قبل از برنامه سوم بین این دو متغیر وجود داشت، در طول برنامه سوم مشاهده نگردید. آنها برای آزمون ثبات رفتار تابع تقاضای پول در سال ۱۳۷۹ و پس از آن، از تکنیک همگرایی جوهانسون- جوسیلیوس (Johansen-Juselius, 1990) و داده‌های سالانه استفاده کرده، به این نتیجه رسیدند که حجم نقدینگی (M2) با تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم و نرخ ارز در بازار موازی ارز، همگرا، و همچنین تابع تقاضای پول در ایران باثبات است.

حسین و آرواناکارن (Hossain & Arwatchanakarn, 2020) در مقاله‌ای، تأثیر عدم ثبات اقتصادی بر تقاضای پول در نیوزیلند را بررسی نمودند. و با استفاده از رویکرد ARDL نشان دادند که رابطهٔ هم‌جمعی بین متغیرها وجود دارد. همچنین نااطمینانی اقتصادی، تأثیر منفی بر تقاضای پول در نیوزیلند دارد. علاوه بر این، عدم اطمینان اقتصادی بر تقاضای پول، به‌طور نامتقارن تأثیر می‌گذارد.

براسوتول (Berasso Tule, 2020) در مقاله‌ای تحت عنوان «ثبات تابع تقاضای پول در کشورهای در حال ظهور با استفاده از روش رویکرد پانل پویا»، بیان می‌کند که درآمد واقعی بر تقاضای پول تأثیر می‌گذارد، در حالی که نرخ ارز و نرخ بهره واقعی بر تقاضای پول، اثر منفی دارد. نتایج رویکرد پانل پویا، نشان می‌دهد که درآمد واقعی، تأثیر مثبتی بر تقاضای پول دارد، در حالی که نرخ ارز، نرخ بهره واقعی و تورم، تأثیر منفی بر تقاضای پول در بلندمدت دارند. رویکرد پانل پویا، تأیید می‌کند که تورم، تأثیر قابل توجهی بر تقاضای پول دارد.

فئولورین و آسونگو (Folarin & Asongu, 2019) در مقاله‌ای با عنوان «آزاد سازی مالی و ثبات تقاضای پول در نیجریه»، دریافتند که نیاز به بررسی ثبات تابع تقاضای پول در نیجریه، پس از رفع محدودیت بخش مالی وجود دارد. آنها نشان دادند که، یک رابطه طولانی مدت برای تقاضای پول

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.1.7.2]

وجود دارد و تقاضای پول در نیجریه پایدار است. نتیجه اصلی این مطالعه، آن است که نرخ بهره به‌عنوان یک ابزار سیاست پولی، در نیجریه، بی اثر است.

عظیم و همکاران (Azim *et al.*, 2010) در مطالعات خود، به برآورد تابع تقاضای پول برای پاکستان پرداختند و به این نتیجه رسیدند که تورم و درآمد، اثر مثبت بر تقاضای پول داشته و نرخ ارز بر تقاضای پول، اثر منفی می‌گذارد؛ به این معنی که کاهش ارزش پول ملی بر تقاضای پول، اثر منفی بر جای می‌گذارد و تقاضای پول کاهش می‌یابد.

لوکاس (Lucas, 2000) در مقاله‌ای تحت عنوان «شواهد بین‌المللی در مورد تقاضای پول در بلندمدت، رفتار تقاضای پول را در ۳۸ کشور مورد بررسی قرار می دهد. برای اکثر کشورها، در یک مدل لگاریتمی، وجود رابطه بلندمدت پایدار بین نسبت M1 به GDP و نرخ بهره کوتاه‌مدت، تأیید می‌شود.

آریز(Arize, 1998) در مقاله‌ای تحت عنوان «نرخ ارز بازار سیاه و تقاضای پول در شانزده کشور در حال توسعه»، بیان می‌کند که نرخ ارز در تابع تقاضای پول نرخ ارز بازار آزاد است، نه نرخ رسمی. وی نشان داده است که این فرضیه، برای اکثر کشورهای مورد مطالعه، به‌شدت پشتیبانی می‌شود. آریز همچنان نشان داد که بین پول، تولید ناخالص داخلی واقعی، تورم و نرخ ارز بازار سیاه، رابطه تعادلی طولانی مدت وجود دارد. این نتایج، فرضیه بهمنی‌اسکویی را در این زمینه تأیید می‌کند.

۳. تصریح مدل

به‌منظور بررسی پویای غیرخطی و تغییرات ناگهانی در تابع تقاضای پول، از رویکرد مارکوف سوئیچینگ استفاده می‌شود. در این مطالعه، با الهام از مبانی نظری و مطالعه حسین و آرواناکارن (Hossain & Arwatchanakarn, 2020) و ویژگی‌های اقتصاد ایران، تابع تقاضای پول لگاریتمی و نیمه‌لگاریتمی، به شرح زیر در نظر گرفته می‌شود.

۱-۳. تابع تقاضای پول لگاریتم کامل

تابع تقاضای پول لگاریتم کامل عبارتند از:

$$\begin{aligned} LDm_1 = A_0(S_t) &+ (S_t)LCu_t + (S_t)LCu_{t-1} + (S_t)LCu_{t-2} \\ &+ (S_t)LCu_{t-3} + (S_t)LCu_{t-4} + (S_t)LGDP_t \\ &+ (S_t)LGDP_{t-1} + (S_t)LGDP_{t-2} + (S_t)LGDP_{t-3} \\ &+ (S_t)LGDP_{t-4} + (S_t)LIn_t + (S_t)LIn_{t-1} \\ &+ (S_t)LIn_{t-2} + (S_t)LIn_{t-3} + (S_t)LIn_{t-4} + ut \end{aligned} \qquad (۱۱)$$

که در معادله فوق، m_1 مانده واقعی پول و Cu نرخ ارز بازار آزاد و GDP تولید ناخالص داخلی واقعی و In نرخ بهره بین بانکی بوده، لازم به ذکر است که متغیر درونزای LDm1 در این مطالعه، همان

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.1.7.2]

لگاریتم تقاضای پول و با توجه به وقفه‌های به‌دست آمده در مدل MSIAH است. و همچنین، A_0 به عنوان عرض از مبدأ مدل، وابسته به رژیم بوده و تابعی از رژیم یا $S_t = 1,2,3$ به صورت زیر است:

$$\Delta y_t = c(s_t) + \sum_{i=1}^{p} a_i\left(\Delta y_{t-i}\right) + \varepsilon_t \qquad (۱۲)$$

به‌لحاظ تئوریک، تفاوت حالت میانگین و عرض از مبدأ، در این است که در حالت میانگین تغییر در رژیم، آهسته صورت می‌گیرد اما در حالت عرض از مبدأ، این تغییرات، به سرعت صورت می‌گیرد. با توجه به اینکه در مدل‌های MSM، متغیر constant، نشان‌دهنده میانگین است و در مدل‌های MSI، متغیر constant، نشان‌دهنده عرض از مبدأ است.

در این تحقیق، در مدل MSIAH، متغیر constant، به‌عنوان عرض از مبدأ بوده و نشان‌دهنده آن است که تغییر در مدل، به‌سرعت صورت می‌گیرد. در این حالت، وقفه‌ها و ضرایب جملات خود توضیح نیز تابعی از رژیم بوده و در هر سه رژیم، متفاوت هستند و به صورت زیر است:

$$\Delta y_t = c + \sum_{i=1}^{p} a_i(s_t)\left(\Delta y_{t-i}\right) + \varepsilon_t \qquad (۱۳)$$

جمله خطای ut به صورت $\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2(S_t))$ دارای میانگین صفر و واریانس تابعی از رژیم خواهد بود.

۲-۳. تابع تقاضای پول نیمه‌لگاریتمی

تابع تقاضای پول برای مدل نیمه‌لگاریتمی نیز به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$\begin{aligned} LDm_1 = {} & A_0(S_t) + (S_t)LCu_t + (S_t)LCu_{t-1} + (S_t)LCu_{t-2} \\ & + (S_t)LCu_{t-3} + (S_t)LCu_{t-4} + (S_t)LGDP_t \\ & + (S_t)LGDP_{t-1} + (S_t)LGDP_{t-2} + (S_t)LGDP_{t-3} \\ & + (S_t)LGDP_{t-4} + (S_t)In_t + (S_t)In_{t-1} \\ & + (S_t)In_{t-2} + (S_t)In_{t-3} + (S_t)In_{t-4} + ut \end{aligned} \qquad (۱۴)$$

۴. روش تجزیه و تحلیل اطلاعات

۴-۱. برآورد مدل

در این مطالعه برای تخمین تابع تقاضای پول، به صورت لگاریتمی و نیمه‌لگاریتمی، از داده‌های فصلی از فصل اول ۱۳۶۷ تا فصل اول ۱۳۹۹ استفاده می‌شود. با توجه به اینکه در اقتصاد ایران، تفاوت بین نرخ بهره اسمی و نرخ تورم بالا است و نیز مطابق ادبیات تحقیق، از عرضه و تقاضای منابع پولی در

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.1.7.2]

بازار آزاد تعیین می‌شود، لذا به دست آوردن داده‌های مناسب برای نرخ بهره اسمی در ایران، با مشکلی دو چندان مواجه است. از یک سو، نرخ سود بانکی توسط مقامات پولی به صورت دستوری و بدون ارتباط با عرضه و تقاضای پول تعیین می‌شود و از سوی دیگر، اطلاعات و آمار کامل و موثق درباره نرخ سود بازار غیررسمی که تابع عرضه و تقاضا در این بازار است، در دسترس نیست.

در مواردی برای حداقل کردن مشکلات ناشی از داده‌های مربوط به این متغیر، از تغییرات نرخ اجاره بهای مسکن در شهر تهران و یا نرخ بهره بین بانکی استفاده می‌شود. در این مقاله، از نرخ بهره بین بانکی به جای نرخ بهره اسمی استفاده شده است. آزمون‌های فروض کلاسیک برای برترین ترکیب حالت، رژیم و وقفه مدل مارکوف سوئیچینگ، پیگیری و به لحاظ کمترین مقدار آکاییک، به‌شرح جداول زیر گزارش شده است.

جدول ۱. حالت، رژیم و وقفه مدل مارکوف سوئیچینگ

مشخصات	حالت	رژیم	وقفه	جمع دیویزیا				
				آکاییک	آزمون‌های فروض کلاسیک			
					آماره	خود همبستگی	نرمال بودن	ناهمسانی واریانس
لگاریتم کامل	MSIAH LDm1	۳	۴	-۲/۸۸۵۱۲۵۵۹	chi۸۲ prob	۱۴/۳۵۶[۰/۲۷۸۶]	۰/۴۶۹۱[۰/۷۹۰۹]	۰/۱۷۵۷۱[۰/۶۷۶۴]
نیمه لگاریتمی	MSIAH LDm1	۳	۴	-۳/۲۵۵۰۷۸۲۱		۲۳/۳۶۵[۰/۰۲۴۸]	۰/۷۴۹۱[۰/۶۸۷۶]	۰/۰۷۴۲[۰/۷۸۶۱]

مأخذ: محاسبات تحقیق

برای اجتناب از نتایج نادرست برآمده از رگرسیون‌های کاذب، انگل و گرنجر (Engle and Granger, 1987) نظریه هم‌انباشتگی را مطرح کرده‌اند. یک گروه از متغیرهای نامانا، در صورتی رابطه هم‌انباشتگی خواهند داشت که حداقل یک ترکیب خطی مانا میان آنها وجود داشته باشد. وجود یا عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرهای الگو، پیش‌بینی‌هایی که توسط آن صورت می‌گیرد را به‌شدت تحت تأثیر قرار می‌دهد، به‌طوری‌که اگر در یک معادله رگرسیونی، رابطه هم‌انباشتگی وجود نداشته باشد، پیش‌بینی‌های ضعیفی توسط الگو صورت خواهد گرفت. لذا با توجه به اینکه تمام متغیرهای استفاده شده در سطح، نامانا بوده، با یک بار تفاضل‌گیری، مانا می‌شوند.

از طرفی، با توجه به استفاده از لگاریتم متغیرها و نیز تعیین حالت بهینه تعداد وقفه‌های مدل، درج شده در جداول بالا، این مشکل مرتفع شده است. با توجه به معیار، کمترین مقدار معیار اطلاعاتی آکاییک، در بین حالت‌های مختلف (MSM میانگین تابعی از رژیم، MSI عرض از مبدأ تابعی از رژیم، MSH واریانس جملات اخلال تابعی از رژیم، MSA ضرایب جملات خود رگرسیون تابعی از رژیم و حالت‌های ترکیبی آن مانندMSIA، هم، عرض از مبدأ و هم، جملات خود رگرسیون تابعی از رژیم، MSIAH، هم، عرض از مبدأ و هم، ضرایب جملات خود رگرسیون و هم واریانس جملات

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.1.7.2]

اخلال تابعی از رژیم، MSMA، هم، میانگین و هم، ضریب جملات خود رگرسیون تابعی از رژیم و MSMAH، هم، میانگین، هم، ضرایب جملات خود رگرسیون و هم، واریانس جملات اخلال تابعی از رژیم است.

لازم به ذکر می‌باشد که تعداد رژیم‌ها، تعداد وضعیت‌هایی را نشان می‌دهد که در آن، رفتار متغیر مورد بررسی در هر یک از این وضعیت‌ها، متفاوت است. در مورد حجم پول در مدل مارکوف سوئیچینگ، اگر تعداد رژیم‌ها برابر ۲ باشد، به لحاظ اقتصادی، می‌توان آن را به عنوان افزایش حجم پول و کاهش حجم پول، تعریف و تفسیر نمود و اگر تعداد رژیم‌ها برابر ۳ در نظر گرفته شود، می‌توان وضعیت‌ها را به عنوان افزایش شدید حجم پول و افزایش متوسط حجم پول و افزایش اندک حجم پول و یا بعضاً کاهش حجم پول در نظر گرفت.

البته باید در نظر داشت که ممکن است، همواره تقسیم‌بندی‌های تئوریک و ذهنی ما منطبق بر خروجی‌های مدل مارکوف سوئیچینگ نباشد. دلیل آن نیز واضح است، چرا که مدل مارکوف سوئیچینگ، صرفاً بر اساس رفتار داده، تقسیم‌بندی رژیم‌ها را انجام می‌دهد. البته در اغلب موارد، در صورتی که از یک تئوری قابل اتکا استفاده شود، تقسیم‌بندی‌های رژیم مارکوف به احتمال زیاد مطابق با تئوری خواهد بود. بنابراین، برای تعیین حالت، وقفه، رژیم دو رویکرد اصلی پیش رو خواهد بود.

رویکرد اول، رویکرد تئوریک است. در این رویکرد بر اساس تئوری، تعداد رژیم تعیین می‌شود؛ به عبارت دیگر، تئوری می‌گوید که متغیر مورد بررسی، چند رفتار متفاوت از خود نشان می‌دهد. رویکرد دوم، رویکرد آماری است. در این رویکرد تعیین حالت، وقفه، رژیم بر اساس آزمون‌ها یا آماره‌های اطلاعاتی، صورت می‌گیرد. داشتن بهترین برازش یا توضیح‌دهندگی روی داده‌های مورد بررسی، با توجه به مقدار تابع راست‌نمایی، مشخص می‌شود که هر چه مقدار تابع راست‌نمایی بیشتر باشد، به این معنی است که قدرت توضیح‌دهندگی مدل بیشتر است؛ اما از آنجا که مقدار تابع راست‌نمایی مانند R^2 در مدل‌های خطی، با افزایش تعداد متغیرهای توضیحی افزایش می‌یابد، بنابراین از معیار کمترین مقدار آکاییک AIC برای مقایسه قدرت توضیح‌دهندگی حالت‌های مختلف مارکوف سوئیچینگ استفاده می‌شود. با انتخاب کمترین مقدار آکاییک، پس از بررسی فروض کلاسیک (آزمون خود همبستگی، آزمون نرمال بودن و آزمون ناهمسانی واریانس) مدل بهینه است که می‌توان به صحت نتایج آن اطمینان حاصل نمود.

در این تحقیق، با توجه به رویکرد آماری حالت MSIAH یعنی حالتی که هم، عرض از مبدأ، هم، ضرایب جملات خود توضیح و هم، واریانس جملات اخلال، تابعی از رژیم است با ۴ وقفه و ۳ رژیم برای جمع دیویزیا که با مشخصات لگاریتمی و نیمه‌لگاریتمی انتخاب شده است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.1.7.2]

۴-۲. آزمون ریشه واحد

برای آزمون ریشه واحد، از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته، استفاده، و نتایج آن، در جدول شماره ۲ ارائه شده است. نتایج، نشان می‌دهد که تمام متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند.

جدول ۲. آزمون ریشه واحد دیکی فولر

متغیر	سطح		تفاضل مرتبه اول	
	آماره t	ارزش احتمال	آماره t	ارزش احتمال
لگاریتم حجم پول دیویزیا	-۱/۱۶۶۳۱۹	۰/۶۸۷۳	-۴/۹۰۶۳۲۱	۰/۰۰۰۱
لگاریتم حجم پول ساده	-۱/۱۶۶۳۱۹	۰/۶۸۷۳	-۴/۹۰۶۳۲۱	۰/۰۰۰۱
لگاریتم تولید ناخالص داخلی	-۲/۶۵۳۱۴۵	۰/۰۸۵۴	-۳/۸۴۵۷۲۷	۰/۰۰۳۳
نرخ ارز	-۰/۱۶۲۵۰۹	۰/۹۳۹	-۱۲/۵۶۰۵۳	۰/۰۰۰۰
نرخ بهره	-۰/۸۳۹۹۳۶	۰/۸۰۳۸	-۴/۸۴۹۵۴۳	۰/۰۰۰۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

۴-۳. بررسی غیرخطی بودن الگو

برای نشان دادن خطی بودن یا غیرخطی بودن الگوی داده‌ها، از آزمون نسبت درست‌نمایی LR[1] استفاده می‌شود. شاید بتوان گفت، مهمترین قسمت برای نتایج گزارش شده، مربوط به آزمون مناسب بودن مدل غیرخطی تخمین زده شده، در مقابل مدل خطی است. در واقع، با استفاده از این آزمون، بررسی می‌شود که مدل تخمین زده شده، توانسته است در مقابل مدل خطی به‌قدرت توضیح‌دهندگی مدل بیافزاید یا خیر. تفاوت میان مدلی که تخمین زده‌ایم و مدل خطی، در این است که در مدل خطی، فقط یک میانگین وجود دارد، اما در مدل غیرخطی برای هر رژیم، یک میانگین برآورد شده است. عبارت دیگر، دو میانگین داریم. در مدل غیر خطی، فرض می‌شود که میانگین معادله در وضعیت یا رژیم‌های مختلف، ممکن است متفاوت باشد و از این رو، برای هر رژیم، میانگین مربوط به خود برآورد می‌شود. اگر میانگین محاسبه شده در هر رژیم با هم برابر باشد، به این معنی است که میانگین در وضعیت‌های مختلف هیچ تفاوتی با هم نداشته، و به عبارت دیگر، فلسفه غیرخطی بودن مدل زیر سؤال رفته است.

زمانی که میانگین‌ها در وضعیت‌های مختلف با هم برابرند، یعنی مدل، خطی است. حال اگر آزمونی انجام شود که برابر بودن میانگین‌ها را در دو رژیم بررسی کند، در واقع، خطی بودن مدل در

1. Likelihood Ratio

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.1.7.2]

مقابل غیرخطی بودن آن، آزمون شده است. در آزمون LR فرضیه صفرریال برابر بودن میانگین‌ها و به عبارت دیگر، خطی بودن مدل، و فرضیه مخالف، عدم برابری میانگین‌ها و غیرخطی بودن مدل است.

متأسفانه به دلیل وجود پارامترهای مزاحم، نمی‌توان از مقادیر بحرانی توزیع کای‌دو در حالت عادی استفاده نمود. منظور از پارامترهای مزاحم، این است که در فرضیه مخالف، آزمون پارامترهای مربوط به احتمالات انتقال یعنی P11، P22 و P33 که در فرضیه صفر آزمون، به دلیل خطی بودن وجود ندارد و این باعث می‌شود که توزیع آزمون از توزیع کای‌دو معمولی که تعداد درجه آزادی آن برابر تعداد محدودیت‌ها است، پیروی نکند.

برای رفع این مشکل، دو رویکرد وجود دارد. رویکرد اول، استفاده از روش دیویس (Davis, 1962) است. دیویس، توزیع تقریبی را استخراج نموده است. رویکرد دوم، استفاده از روش انگ و بکاِرت (Ang and Bekaert, 2002) است. انگ و بکاارت برای رفع این مشکل، به‌جای استفاده از مقادیر بحرانی توزیع کای‌دو با درجه آزادی برابر با تعداد محدودیت‌ها، از توزیع کای‌دوای استفاده می‌کنند که درجه آزادی آن، برابر تعداد محدودیت‌ها به‌اضافه تعداد پارامترهای مزاحم است. در این آزمون، تعداد محدودیت‌ها برابر یک بوده و آن هم قید مربوط به برابری میانگین‌ها است؛ اما به‌جای استفاده از توزیع کای‌دو با یک درجه آزادی، از توزیع کای‌دو با چهار درجه آزادی استفاده شده است. درجه آزادی چهار، از مجموع یک محدودیت و سه پارامتر مزاحم P11، P22 و P33 به‌دست آمده است. نتایج آنچه برای حالت‌های بالا گفته شد، در جدول ۳ آمده است. در جدول شماره ۳، به‌جای توزیع کای‌دو با یک درجه آزادی، از توزیع کای‌دو با چهار درجه آزادی استفاده شده است.

جدول ۳. مشخصات لگاریتمی و نیمه‌لگاریتمی دیویس و آنگ و بکاِرت

مشخصات	حالت	جمع	میانگین متغیر وابسته	انحراف معیار میانگین	دیویس	آنگ و بکاِرت
لگاریتم کامل	MSIAH	دیویزیا	۱۲/۰۷۶	۱/۷۷۶۴۴	[۰/۰۰۰۰]**	۲۷۴/۴۳ [۰/۰۰۰۰]**
نیمه‌لگاریتمی	MSIAH	دیویزیا	۱۲/۰۷۶	۱/۷۷۶۴۴	[۰/۰۰۰۰]**	۳۱۷/۹۰ [۰/۰۰۰۰]**

مأخذ: محاسبات تحقیق

بنابراین، بر اساس ارزش احتمال به‌دست آمده در هر دو روش دیویس و انگ و بکاِرت، فرضیه صفر در سطح ۰۵ درصد رد می‌شود و می‌توان نتیجه گرفت که مدل غیرخطی تخمین زده شده نسبت به مدل خطی، دارای برتری بوده، و با توجه به آنچه گفته شد، در جدول ۴، ۵ و ۶، نتایج برآورد

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.1.7.2]

تابع تقاضای پول با مشخصات لگاریتم کامل برای سه رژیم به تفکیک با چهار وقفه، گزارش شده است.

جدول ۴. برآورد تابع تقاضای پول با مشخصات لگاریتم کامل در رژیم یک

متغیر	لگاریتم کامل با رژیم یک و ۴ وقفه							
	جمع ساده				جمع دیویزیا			
	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	ارزش احتمال	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	ارزش احتمال
عرض از مبدأ (۱)	۷/۰۰۷۷۵	۰/۹۲۵۲	۷/۵۷	۰/۰۰۰	۶/۸۹۷۰۸	۰/۹۲۶۲	۷/۴۵	۰/۰۰۰
LCu(۱)	-۰/۵۶۱۵۲	۰/۳۱۵۸	-۱/۷۸	۰/۰۸۰	-۰/۵۶۱۵۶۱	۰/۳۱۵۹	-۱/۷۸	۰/۰۸۰
LCu_۱(۱)	۲/۳۳۸۹۱	۰/۴۰۷۵	۵/۷۴	۰/۰۰۰	۲/۳۳۸۹۶	۰/۴۰۷۶	۵/۷۴	۰/۰۰۰
LCu_۲(۱)	-۱/۰۹۲۰۷	۰/۴۰۰۷	-۲/۷۳	۰/۰۰۸	-۱/۰۹۲۱۲	۰/۴۰۰۸	-۲/۷۲	۰/۰۰۸
LCu_۳(۱)	-۰/۵۸۵۹۶۲	۰/۲۴۸	-۲/۳۶	۰/۰۲۱	-۰/۵۸۵۹۵۸	۰/۲۴۸۱	-۲/۳۶	۰/۰۲۱
LCu_۴(۱)	-۰/۹۰۴۲۴۹	۰/۲۱۰۷	-۴/۲۹	۰/۰۰۰	-۰/۹۰۴۲۷۷	۰/۲۱۰۷	-۴/۲۹	۰/۰۰۰
LGDP(۱)	۰/۴۹۸۵۳۴	۰/۰۴۲۱۶	۱۱/۸	۰/۰۰۰	۰/۴۹۸۵۳۴	۰/۰۴۲۱۶	۱۱/۸	۰/۰۰۰
LGDP_۱(۱)	۰/۰۷۱۴۸۱۷	۰/۰۲۲۰۴	۳/۲۴	۰/۰۰۲	۰/۰۷۱۴۸۱۴	۰/۰۲۲۰۴	۳/۲۴	۰/۰۰۲
LGDP_۲(۱)	۰/۴۶۷۸۰۵	۰/۰۲۲۶۵	۲۰/۷	۰/۰۰۰	۰/۴۶۷۸۰۷	۰/۰۲۲۶۵	۲۰/۷	۰/۰۰۰
LGDP_۳(۱)	۰/۰۴۴۱۵۶۱	۰/۰۲۴۳۲	۱/۸۲	۰/۰۷۴	۰/۰۴۴۱۶۰۶	۰/۰۲۴۳۲	۱/۸۲	۰/۰۷۴
LGDP_۴(۱)	-۰/۰۵۹۹۱۸	۰/۰۴۲۴۹	-۱/۴۱	۰/۱۶۳	-۰/۰۵۹۹۱۴۵	۰/۰۴۲۴۹	-۱/۴۱	۰/۱۶۳
LIn(۱)	-۳/۳۹۸۵۲	۰/۳۴۸۱	-۹/۷۶	۰/۰۰۰	-۳/۳۹۸۵۶	۰/۳۴۸۱	-۹/۷۶	۰/۰۰۰
LIn_۱(۱)	۵/۶۰۴۴۷	۱/۰۱۴	۵/۵۲	۰/۰۰۰	۵/۶۰۴۵۹	۱/۰۱۵	۵/۵۲	۰/۰۰۰
LIn_۲(۱)	-۵/۲۷۴۷۵	۱/۳۱۸	-۴	۰/۰۰۰	-۵/۲۷۴۹۲	۱/۳۱۸	-۴	۰/۰۰۰
LIn_۳(۱)	۳/۸۸۷۴۷	۱/۱۱۷	۳/۴۸	۰/۰۰۱	۳/۸۸۷۵۸	۱/۱۱۷	۳/۴۸	۰/۰۰۱
LIn_۴(۱)	-۰/۹۹۱۶۷۹	۰/۴۹۶۴	-۲	۰/۰۵۰	-۰/۹۹۱۶۸۶	۰/۴۹۶۵	-۲	۰/۰۵۰
sigma(۱)	۰/۰۰۹۳۰۱۶۲	۰/۰۰۱۴۶۴			۰/۰۰۹۳۰۱۵۱	۰/۰۰۱۴۶۴		
p_{۱|۱}	۰/۹۰۹۶۱	۰/۰۶۱۳۴			۰/۹۰۹۶۰۱	۰/۰۶۱۳۵		

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج حاصل از برآورد تابع تقاضای پول، در جدول ۴ برای جمع ساده و دیویزیا، بیانگر آن است که نرخ ارز، ارتباط منفی و معنی‌داری با تقاضای پول دارد. در واقع، منفی بودن کشش تقاضای پول نسبت به نرخ ارز را می‌توان با توجه به اثر جانشینی و اثر درآمدی تحلیل نمود. در اثر جانشینی،

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.1.7.2]

هنگام کاهش ارزش پول ملی، قدرت خرید صاحبان ثروت نسبت به پول داخلی کاهش می‌یابد. از این رو، تمایل نگهداری دارایی و سرمایه خارجی افزایش، و تفاضای پول داخلی کاهش می‌یابد. اما در اثر ثروت، هنگام کاهش ارزش پول داخلی، ارزش صادرات و دارایی خارجی صاحبان ثروت نسبت به پول داخلی افزایش می‌یابد و جهت دستیابی به سهم ثابت از ثروت سرمایه‌گذاری شده، اقدام به تبدیل آن به پول ملی می‌نمایند و در نتیجه، تقاضای پول برای پول داخلی افزایش می‌یابد. بر اساس نتایج این پژوهش، در اقتصاد ایران، اثر جانشینی بر اثر درآمدی غلبه کرده و بنابراین، با افزایش نرخ ارز، تقاضای پول کاهش می‌یابد.

همچنین نتایج برآورد تابع تقاضای پول در جمع ساده و دیویزیا در رژیم یک، نشان می‌دهد که نرخ بهره، ارتباط منفی و معنی‌داری با تقاضای پول دارد. در واقع، نکته مهم و قابل توجه، دلالت بر یکی از معروف‌ترین قاعده بهینه سیاست پولی فریدمن (Friedman, 1969) دارد؛ یعنی نگهداری نرخ بهره اسمی در سطح صفر، برای دارایی‌های بدون ریسک. بر طبق این قاعده، بهینه اجتماعی، جایی است که فایده نهایی اجتماعی از نگهداری آخرین واحد پول، با هزینه نهایی پول از دید اجتماع برابر باشد. چون هزینه تولید آخرین واحد پول برای اجتماع صفر است، بنابراین، فایده نهایی اجتماعی از نگهداری پول یا نرخ بهره اسمی باید صفر باشد. در چنین نظام سیاسی، نرخ تورم با منفی نرخ بهره واقعی برابر خواهد شد؛ چون نرخ بهره اسمی برابر با مجموع نرخ بهره واقعی و نرخ تورم است. در واقع، نرخ تورم بهینه از دیدگاه قاعده فریدمن، منفی بوده تا بتواند انعکاس دهنده افزایش بهره‌وری اقتصاد باشد. عدم افزایش بهره‌وری اقتصاد همانند کاهش GDP می‌باشد که افزایش هزینه رفاهی را بیان می‌کند. بنابراین با افزایش تورم، نرخ بهره اسمی افزایش یافته و با توجه به علامت منفی ضریب نرخ بهره اسمی، تقاضای پول کاهش می‌یابد. ضریب کشش تقاضای پول نسبت به In یا نرخ بهره، با علامت مثبت نرخ بهره با مفاهیم اقتصادی مطابقت ندارد. نرخ بهره نیز در وقفه صفر و ۴ وقفه آن، دارای ارزش احتمال کمتر از ۰/۰۵ و معنی‌دار است.

علاوه بر این، نتایج برآورد در رژیم اول، حاکی از آن است که ضریب کشش تقاضای پول نسبت به GDP یا تولید ناخالص داخلی، مثبت و معنی‌دار است. این ضریب برای وقفه صفر و سه وقفه اول، مثبت و برای وقفه چهارم، منفی می‌باشد. برای حالت کلی و دو وقفه اول و دوم، دارای ارزش احتمال کمتر از ۰/۰۵ و معنی‌دار بوده و برای وقفه‌های سوم و چهارم، معنی‌دار نیست. مثبت بودن کشش درآمدی برای پول، مطابق با نظریه‌های اقتصادی در این زمینه است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.1.7.2]

جدول ۵. برآورد تابع تقاضای پول با مشخصات لگاریتم کامل در رژیم دو

متغیر	لگاریتم کامل با رژیم دو و ۴ وقفه							
	جمع ساده				جمع دیویزیا			
	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	ارزش احتمال	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	ارزش احتمال
عرض از مبدأ (۲)	۲/۶۹۷۵۱	۰/۰۹۱۰۳	۲۹/۶	۰/۰۰۰	۲/۵۸۶۲۸	۰/۰۹۱۰۳	۲۸/۴	۰/۰۰۰
LCu(۲)	۰/۱۸۷۸۹۹	۰/۰۵۳۴۶	۳/۵۲	۰/۰۰۱	۰/۱۸۷۹۰۲	۰/۰۵۳۴۶	۳/۵۲	۰/۰۰۱
LCu_۱(۲)	۰/۰۹۶۸۹۱۹	۰/۰۶۸۷۵	۱/۴۱	۰/۱۶۳	۰/۰۹۶۸۹۰۴	۰/۰۶۸۷۶	۱/۴۱	۰/۱۶۳
LCu_۲(۲)	-۰/۰۸۲۶۰۰۲	۰/۰۶۲۶۳	-۱/۳۲	۰/۱۹۱	-۰/۰۸۲۶۴۲	۰/۰۶۲۶۳	-۱/۳۲	۰/۱۹۱
LCu_۳(۲)	۰/۰۵۰۷۲۷۴	۰/۰۵۶	۰/۹۰۶	۰/۳۶۸	۰/۰۵۰۷۱۹۸	۰/۰۵۶۰۱	۰/۹۰۶	۰/۳۶۸
LCu_۴(۲)	-۰/۰۰۴۹۳۷۹	۰/۰۴۵۱	-۰/۱۰	۰/۹۱۳	-۰/۰۰۴۹۱۴۵۸	۰/۰۴۵۱	-۰/۱۰۹	۰/۹۱۴
LGDP(۲)	۰/۰۳۳۰۴۹۲	۰/۰۷۵۷۳	۰/۴۳۶	۰/۶۶۴	۰/۰۳۳۱۰۶۷	۰/۰۷۵۷۷	۰/۴۳۷	۰/۶۶۳
LGDP_۱(۲)	۰/۰۰۹۷۷۴۲	۰/۰۳۶۵	۰/۲۶۸	۰/۷۹۰	۰/۰۰۹۷۸۹۲۵	۰/۰۳۶۵	۰/۲۶۸	۰/۷۸۹
LGDP_۲(۲)	۰/۴۶۰۲۶۲	۰/۰۳۶۱۳	۱۲/۷	۰/۰۰۰	۰/۴۶۰۲۵۳	۰/۰۳۶۱۳	۱۲/۷	۰/۰۰۰
LGDP_۳(۲)	-۰/۰۳۳۵۶۲۲	۰/۰۳۵۸۶	-۰/۹۳	۰/۳۵۲	-۰/۰۳۳۵۵۲۳	۰/۰۳۵۸۶	-۰/۹۳۶	۰/۳۵۳
LGDP_۴(۲)	۰/۲۶۹۱	۰/۰۷۲۱۲	۳/۷۳	۰/۰۰۰	۰/۲۶۹۰۳۷	۰/۰۷۲۱۵	۳/۷۳	۰/۰۰۰
LIn(۲)	-۲/۴۳۱۵۸	۰/۹۸۶۸	-۲/۴۶	۰/۰۱۶	-۲/۴۲۷۰۶	۰/۹۸۶۷	-۲/۴۶	۰/۰۱۶
LIn_۱(۲)	۲/۳۲۳۴۱	۲/۵۴۸	۰/۹۱۲	۰/۳۶۵	۲/۳۰۷۰۸	۲/۵۴۸	۰/۹۰۶	۰/۳۶۸
LIn_۲(۲)	-۰/۲۲۴۱۷۷	۳/۳۷۸	-۰/۰۶۶	۰/۹۴۷	-۰/۱۹۹۵	۳/۳۷۸	-۰/۰۵۹۱	۰/۹۵۳
LIn_۳(۲)	-۰/۴۹۱۴۵۷	۳/۰۶۵	-۰/۱۶	۰/۸۷۳	-۰/۵۱۰۸۱	۳/۰۶۶	-۰/۱۶۷	۰/۸۶۸
LIn_۴(۲)	-۰/۱۷۰۷۱۴	۱/۳۹۸	-۰/۱۲	۰/۹۰۳	-۰/۱۶۴۱۶۵	۱/۳۹۹	-۰/۱۱۷	۰/۹۰۷
sigma(۲)	۰/۰۲۹۶۰۲۹	۰/۰۰۲۶۲			۰/۰۲۹۶۰۳۳	۰/۰۰۲۶۲۵		
p_{۲|۱}	۰/۰۴۶۳۹۹۸	۰/۰۴۵۴۵			۰/۰۴۶۴۰۱۱	۰/۰۴۵۴۵		

مأخذ: محاسبات تحقیق

همچنین Sigma یا انحراف معیار جملات اخلال ۰/۰۰۹۳۰۱۶۲ که عدد مثبت و بسیار کوچکی است، نشان می‌دهد که در هر دوره، به میزان ۰/۰۰۹۳۰۱۶۲ خطا در سیستم وجود دارد. و نسبت به دو رژیم دیگر، کمتر و مناسب‌تر است. لازم به ذکر می‌باشد، داودی (۱۳۸۵)، استدلال می‌کند که انحراف معیار جملات اخلال از نظر آماری با علامت منفی، نشان می‌دهد که در هر دوره، به میزان مقدار عددی آن، خطا تصحیح می‌گردد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.1.7.2]

بنابراین، هرچه مقدار قدر مطلق این عدد بزرگتر باشد، سرعت حرکت به سمت تعادل در بازار پول، نسبتاً سریع است و با واقعیت تطابق دارد. {۱|۱} p مؤلفه‌ای می‌باشد که به همراه مدل، تخمین زده شده، و ضریب و انحراف معیار آن، به‌ترتیب، ۰/۹۰۹۶۱ و ۰/۰۶۱۳۴ است. همچنین از این مؤلفه برای احتمال باقی ماندن در رژیم یک-اگر در دوره قبل هم در رژیم یک بوده باشیم- استفاده می‌شود.

نتایج برآورد تابع تقاضای پول در رژیم دوم جدول ۵، نشان می‌دهد که کشش تقاضای پول نسبت به نرخ ارز، مثبت و معنی‌دار، و بنابراین در رژیم دوم، اثر درآمدی بر جانشینی غلبه کرده است. لازم به ذکر می‌باشد که این ضریب در سایر وقفه‌ها، معنی‌دار نیست. علاوه‌براین، نتایج برآورد جدول ۵، نشان می‌دهد که کشش تقاضای پول نسبت به نرخ بهره در رژیم ۲ همانند رژیم یک منفی و معنی‌دار است. بنابراین، در رژیم دو نیز قاعده فریدمن مورد تأیید قرار می‌گیرد.

همچنین Sigma یا انحراف معیار جملات اخلال، عدد بسیار کوچک ۰/۰۲۹۶۰۲۹ بوده و نشان می‌دهد که در هر دوره، به میزان ۰/۰۲۹۶۰۲۹ خطا در سیستم وجود دارد و نسبت به رژیم یک بزرگ‌تر است. {۲|۱} p مؤلفه‌ای که به همراه مدل تخمین زده شده است و ضریب و انحراف معیار آن، به‌ترتیب، ۰/۰۴۶۳۹۹۸ و ۰/۰۴۵۴۵ می‌باشد. همچنین از این مؤلفه برای احتمال باقی ماندن در رژیم دو-اگر در دوره قبل هم در رژیم یک بوده باشیم- استفاده می‌شود.

نتایج برآورد تابع تقاضای پول به صورت لگاریتمی در رژیم سوم در جدول ۶ در شرایط رشد شدید حجم پول، نشان می‌دهد که ضریب کشش تقاضای پول نسبت به نرخ ارز برای وقفه صفر، مثبت و معنی‌دار است. بنابراین مشابه رژیم دوم، اثر ثروت بر اثر جانشینی غلبه می‌نماید. اما در رژیم سوم، کشش تقاضای پول نسبت به سایر وقفه‌ها معنی‌دار نیست. همچنین ضریب کشش تقاضای پول نسبت به GDP برای وقفه صفر و وقفه‌های دوم و سوم، مثبت و معنی‌دار است. علاوه‌براین، در شرایط رشد شدید حجم پول، کشش تقاضای پول نسبت به نرخ بهره معنی‌دار نیست و تنها در وقفه چهارم معنی‌دار است.

جدول ۶. برآورد تابع تقاضای پول با مشخصات لگاریتم کامل در رژیم سه

متغیر	لگاریتم کامل با رژیم سه و ۴ وقفه							
	جمع ساده				جمع دیویزیا			
	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	ارزش احتمال	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	ارزش احتمال
عرض از مبدأ (۳)	-۰/۸۹۶۳۳۵	۰/۸۳۷۹	-۱/۰۷	۰/۲۸۸	-۱/۰۰۷۳۶	۰/۸۳۷۹	-۱/۲	۰/۲۳۳
LCu(۳)	۰/۰۷۹۵۸۴۳	۰/۰۳۴۳۸	۲/۳۱	۰/۰۲۴	۰/۰۷۹۵۸۵۹	۰/۰۳۴۳۸	۲/۳۱	۰/۰۲۴
LCu_۱(۳)	۰/۰۱۲۹۹۷۴	۰/۰۴۰۲۱	۰/۳۲۳	۰/۷۴۷	۰/۰۱۲۹۹۶۱	۰/۰۴۰۲۱	۰/۳۲۳	۰/۷۴۸

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.1.7.2]

متغیر	لگاریتم کامل با رژیم سه و ۴ وقفه							
	جمع ساده				جمع دیویزیا			
	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	ارزش احتمال	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	ارزش احتمال
LCu_۲(۳)	۰/۰۰۸۸۷۴۳۸	۰/۰۴۴۳۵	۰/۲	۰/۸۴۲	۰/۰۰۸۸۷۳۸۶	۰/۰۴۴۳۵	۰/۲	۰/۸۴۲
LCu_۳(۳)	۰/۰۳۰۰۷۱۹	۰/۰۴۱۷۶	۰/۷۲	۰/۴۷۴	۰/۰۳۰۰۷۵	۰/۰۴۱۷۶	۰/۷۲	۰/۴۷۴
LCu_۴(۳)	۰/۰۴۹۱۸۶۵	۰/۰۳۸۱۳	۱/۲۹	۰/۲۰۱	۰/۰۴۹۱۹۱۹	۰/۰۳۸۱۳	۱/۲۹	۰/۲۰۱
LGDP(۳)	۱/۴۸۰۳۱	۰/۲۱۶۴	۶/۸۴	۰/۰۰۰	۱/۴۸۰۳۶	۰/۲۱۶۴	۶/۸۴	۰/۰۰۰
LGDP_۱(۳)	-۰/۲۷۷۰۳۱	۰/۱۷۰۹	-۱/۶۲	۰/۱۰۹	-۰/۲۷۷۰۴۸	۰/۱۷۰۹	-۱/۶۲	۰/۱۰۹
LGDP_۲(۳)	۰/۴۳۳۳۰۶	۰/۱۶۷۳	۲/۵۹	۰/۰۱۲	۰/۴۳۳۲۹۲	۰/۱۶۷۳	۲/۵۹	۰/۰۱۲
LGDP_۳(۳)	۰/۳۸۲۹۵۲	۰/۱۵۲۶	۲/۵۱	۰/۰۱۴	۰/۳۸۲۹۴۵	۰/۱۵۲۶	۲/۵۱	۰/۰۱۴
LGDP_۴(۳)	-۱/۲۱۴۰۹	۰/۲۱۴۳	-۵/۶۷	۰/۰۰۰	-۱/۲۱۴۱۲	۰/۲۱۴۳	-۵/۶۷	۰/۰۰۰
LIn(۳)	۱/۲۷۱۱۴	۱/۰۱۴	۱/۲۵	۰/۲۱۴	۱/۲۷۱۹۴	۱/۰۱۴	۱/۲۵	۰/۲۱۴
LIn_۱(۳)	-۲/۰۹۹۸۳	۱/۹۹۹	-۱/۰۵	۰/۲۹۷	-۲/۱۰۲۱۷	۱/۹۹۹	-۱/۰۵	۰/۲۹۷
LIn_۲(۳)	۲/۱۱۹۰۸	۲/۱۷۸	۰/۹۷۳	۰/۳۳۴	۲/۱۲۲۱۵	۲/۱۷۸	۰/۹۷۴	۰/۳۳۳
LIn_۳(۳)	-۳/۱۱۴۲۱	۱/۷۷۲	-۱/۷۶	۰/۰۸۳	-۳/۱۱۶۳۶	۱/۷۷۲	-۱/۷۶	۰/۰۸۳
LIn_۴(۳)	۲/۳۲۳۷۹	۰/۷۵۴۲	۳/۰۸	۰/۰۰۳	۲/۳۲۴۴۸	۰/۷۵۴۲	۳/۰۸	۰/۰۰۳
sigma(۳)	۰/۰۸۳۲۶۴	۰/۰۰۹۶۶۹			۰/۰۸۳۲۶۳۹	۰/۰۰۹۶۶۹		
p_{۱|۲}	۰/۰۳۰۳۵۷۲	۰/۰۲۱۲			۰/۰۳۰۳۵۶	۰/۰۲۱۲		

مأخذ: محاسبات تحقیق

بنابراین، در شرایط رشد شدید حجم پول، به دلیل بی‌ثباتی تقاضای پول، سیاست‌گذار قادر نیست به اهداف اجرای سیاست پولی دست یابد.

همچنین Sigma یا انحراف معیار جملات اخلال، عدد بسیار کوچک ۰۸۳۲۶۴ /۰ بوده، و نشان می‌دهد که در هر دوره، به میزان ۰/۰۸۳۲۶۴ خطا در سیستم وجود دارد و نسبت به رژیم یک، بزرگ‌تر است. p {۱|۲} مؤلفه‌ای است که به همراه مدل تخمین زده شده است و ضریب و انحراف معیار آن، به‌ترتیب، ۰/۰۳۰۳۵۷۲ و ۰/۰۲۱۲ می‌باشد. همچنین از این مؤلفه برای احتمال باقی ماندن در رژیم یک-اگر در دوره قبل هم در رژیم دو بوده باشیم-استفاده می‌شود. حالت کلی ماتریس ۳×۳ برای این مدل، در جدول شماره ۷ آورده شده است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.1.7.2]

بنابراین درمجموع، رژیم یک، ثبات تقاضای پول و رژیم دو و سه، بی‌ثباتی تقاضای پول را نشان می‌دهند. به عبارت دیگر، با قرار گرفتن در رژیم دو یعنی رشد متوسط حجم پول و رژیم سه یعنی رشد شدید حجم پول، وضعیت تابع تقاضای پول، بی‌ثبات است. و در چنین حالتی، هدف سیاست‌گذار محقق نخواهد شد.

جدول ۷. ماتریس انتقال تقاضای پول با مشخصات لگاریتم کامل

	جمع ساده			جمع دیویزیا		
ماتریس انتقال	رژیم ۱	رژیم ۲	رژیم ۳	رژیم ۱	رژیم ۲	رژیم ۳
رژیم ۱	۹۰۹۶۱/۰	۰۳۰۳۶/۰	۰	۹۰۹۶۰۱/۰	۰۳۰۳۶/۰	۰
رژیم ۲	۰۴۶۴۰/۰	۹۶۹۶۴/۰	۰	۰۴۶۴۰۱/۰	۹۶۹۶۴/۰	۰
رژیم ۳	۰۴۳۹۹/۰	۰	۱	۰۴۳۹۹۸/۰	۰	۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

مقادیر ماتریس انتقال، این مهم را نشان می‌دهد که اگر در دوره t در رژیم یک باشیم، با چه احتمالی در دوره $t+1$ در رژیم یک باقی خواهیم ماند یا با چه احتمالی، به رژیم دو یا سه خواهیم رفت. لازم به توضیح است که جمع احتمال باقی مانده در رژیم اول، با رفتن به رژیم دوم و سوم، برابر یک می‌باشد.

همچنین نتایج گرافیکی از سه قسمت اصلی تشکیل شده است. نمودار بالا سمت راست، جملات اخلال مدل برآورد شده را نشان می‌دهد. در این نمودار، جملات اخلال نرمال سازی شده‌اند. نرمال سازی از طریق تقسیم کردن مقدار واقعی جملات خطا بر مقدار انحراف معیار جملات خطا در رژیم مورد نظر صورت می‌گیرد. این نرمال سازی به این منظور صورت می‌گیرد، زمانی که انحراف معیار یا واریانس جملات خطا، تابعی از رژیم نیست، میان جملات خطای اصلی رگرسیون و جملات خطای نرمال سازی شده، هیچ‌گونه تفاوتی وجود ندارد و صرفاً همه مقادیر جملات خطا بر یک عدد ثابت انحراف معیار جملات خطا تقسیم شده‌اند. و تفاوت، زمانی به‌وجود می‌آید که انحراف معیار را تابعی از رژیم در نظر بگیریم. در این حالت، چون هر مقدار از جملات خطا به انحراف معیار رژیم متناظری که در آن قرار دارد، تقسیم می‌شود، میان جملات خطای اصلی رگرسیون و جملات خطای نرمال سازی شده، تفاوت ایجاد می‌شود. درواقع، نرمال سازی، به این علت انجام می‌شود که خطاها در رژیم‌های مختلف قابل مقایسه شوند.

در نمودار ۲، بالا سمت چپ نیز مقادیر واقعی، مقادیر برازش شده، پیش‌بینی یک دوره بعد و همچنین مشاهدات قرار گرفته شده در رژیم یک را نشان می‌دهد. خط قرمز رنگ در این نمودار، نشان‌دهنده مقادیر واقعی متغیر وابسته و خط آبی رنگ، مقادیر توضیح داده شده یا برازش شده مدل را نشان می‌دهد. خط مربوط به مقادیر برازش شده هرچه بیشتر منطبق بر مقادیر واقعی باشد، به این

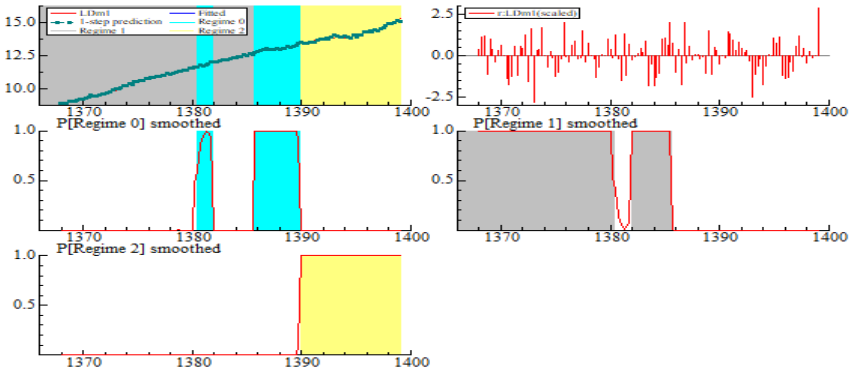
[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.1.7.2]

معنی است که مدل، از قدرت توضیح دهندگی مناسبی برخوردار است. تفاوت مقادیر واقعی و مقادیر برازش شده نیز همان خطاها یا جملات اخلال هستند.

مقادیر پیش‌بینی شده برای یک دوره بعد، در این نمودار، با رنگ آبی نقطه چین نشان داده شده است. مقدار پیش‌بینی شده برای دوره t، با استفاده از کلیه اطلاعات تا دوره t-۱ به‌دست می‌آید. تفاوت میان مقادیر برازش شده با مقادیر پیش‌بینی شده یک دوره بعد، در این است که برای محاسبه مقادیر برازش شده، از کلیه اطلاعات موجود در نمونه استفاده می‌شود، در حالی که برای محاسبه مقادیر پیش‌بینی شده یک دوره بعد، از مشاهدات t تا t-۱ استفاده می‌شود.

نمودار ۲. نتایج گرافیکی تابع تقاضای پول برای جمع دیویزیا با مشخصات لگاریتم کامل



مأخذ: محاسبات تحقیق

نمودارهای پایین نیز تقسیم بندی مشاهدات در رژیم‌ها و همچنین احتمالات هموار شده را نشان می‌دهد. در مدل مارکوف سوئیچینگ، تفکیک مشاهدات به صورت درونزا صورت می‌گیرد. تقسیم بندی مشاهدات در رژیم‌ها در سه مرحله فیلتریگ و هموارسازی صورت می‌گیرد. از آنجا که مشاهدات یا باید در رژیم یک باشند یا در رژیم دو یا در رژیم سه، پس احتمال قرار گرفتن در این سه رژیم در مجموع باید برابر یک باشد. با توجه به اینکه احتمالات محاسبه شده برای هر رژیم بیشتر باشد، آن مشاهده به آن رژیم اختصاص داده خواهد شد. لازم به ذکر می‌باشد که نرم‌افزار شماره‌گذاری رژیم‌ها را از صفر شروع کرده، اما برای فهم بهتر در این تحقیق، شماره‌گذاری از عدد یک شروع شده است. بنابراین، شماره رژیم ۰، ۱ و ۲ در نمودار، به‌ترتیب، همان شماره رژیم‌های ۱، ۲ و ۳ مطابق جداول است. نمودار وسط سمت چپ، مشاهداتی را نشان می‌دهد که در رژیم یک، نمودار وسط سمت راست، مشاهداتی را نشان می‌دهد که در رژیم دو، و نمودار پایین، مشاهداتی را نشان می‌دهد که در رژیم سه قرار گرفته‌اند. خطوط قرمز، همان احتمالات هموار شده را نشان می‌دهد. رنگ خاکستری در رژیم

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.1.7.2]

دو، برای مشاهداتی است که در این رژیم قرار گرفته‌اند، و رنگ آبی مربوط به رژیم یک نیز مشاهداتی را نشان می‌دهد که در رژیم یک، و رنگ زرد مربوط به رژیم سه نیز مشاهداتی را نشان می‌دهد که در رژیم سه قرار گرفته‌اند.

لازم به ذکر می‌باشد که نتایج برآورد تابع تقاضای پول با مشخصات نیمه لگاریتمی نیز مشابه حالت لگاریتمی بوده، و این نتایج در جداول ۸، ۹ و ۱۰ آمده است.

جدول ۸. برآورد تابع تقاضای پول با مشخصات نیمه لگاریتمی رژیم یک

متغیر	نیمه لگاریتمی با رژیم یک و ۴ وقفه							
	جمع ساده				جمع دیویزیا			
	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	ارزش احتمال	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	ارزش احتمال
(۱) عرض از مبدأ	۳/۴۹۵۷۳	۰/۲۳۲	۱۵/۱	۰/۰۰۰	۳/۳۸۴۵۹	۰/۲۳۲	۱۴/۶	۰/۰۰۰
LCu(۱)	-۱/۳۹۳۷	۰/۴۷۵۲	-۲/۹۳	۰/۰۰۵	-۱/۳۹۳۷۱	۰/۴۷۵۲	-۲/۹۳	۰/۰۰۵
LCu_۱(۱)	۱/۹۴۵۴۱	۰/۴۵۰۲	۴/۳۲	۰/۰۰۰	۱/۹۴۵۴۳	۰/۴۵۰۲	۴/۳۲	۰/۰۰۰
LCu_۲(۱)	-۰/۲۲۲۲۱۹	۰/۵۳۴۷	-۰/۴۱۶	۰/۶۷۹	-۰/۲۲۲۲۴۶	۰/۵۳۴۷	-۰/۴۱۶	۰/۶۷۹
LCu_۳(۱)	-۰/۵۰۶۷۸۷	۰/۲۵۹۴	-۱/۹۵	۰/۰۵۵	-۰/۵۰۶۷۷۳	۰/۲۵۹۴	-۱/۹۵	۰/۰۵۵
LCu_۴(۱)	-۰/۲۱۴۵۰۵	۰/۳۱۹۶	-۰/۶۷۱	۰/۵۰۴	-۰/۲۱۴۵۰۲	۰/۳۱۹۶	-۰/۶۷۱	۰/۵۰۴
LGDP(۱)	۰/۴۷۳۱۶۹	۰/۰۶۳۵۶	۷/۴۴	۰/۰۰۰	۰/۴۷۳۱۷۴	۰/۰۶۳۵۶	۷/۴۴	۰/۰۰۰
LGDP_۱(۱)	۰/۰۷۶۹۹۲۱	۰/۰۲۷۰۳	۲/۸۵	۰/۰۰۶	۰/۰۷۶۹۸۸۸	۰/۰۲۷۰۳	۲/۸۵	۰/۰۰۶
LGDP_۲(۱)	۰/۴۹۰۲۹۳	۰/۰۳۰۱	۱۶/۳	۰/۰۰۰	۰/۴۹۰۲۹۲	۰/۰۳۰۱	۱۶/۳	۰/۰۰۰
LGDP_۳(۱)	-۰/۰۰۶۸۳۷۶۷	۰/۰۴۳۴۸	-۰/۱۵۷	۰/۸۷۵	-۰/۰۰۶۸۳۹۱۸	۰/۰۴۳۴۸	-۰/۱۵۷	۰/۸۷۵
LGDP_۴(۱)	-۰/۰۵۰۵۴۵۹	۰/۰۷۱۳۸	-۰/۷۰۸	۰/۴۸۱	-۰/۰۵۰۵۵	۰/۰۷۱۳۸	-۰/۷۰۸	۰/۴۸۱
In(۱)	-۰/۴۸۴۱۳۳	۰/۰۵۰۹	-۹/۵۱	۰/۰۰۰	-۰/۴۸۴۱۳۲	۰/۰۵۰۹	-۹/۵۱	۰/۰۰۰
In_۱(۱)	۰/۸۵۹۷۵	۰/۱۳۴۵	۶/۳۹	۰/۰۰۰	۰/۸۵۹۷۵۴	۰/۱۳۴۵	۶/۳۹	۰/۰۰۰
In_۲(۱)	-۰/۵۹۷۳۷۷	۰/۱۸۶۷	-۳/۲	۰/۰۰۲	-۰/۵۹۷۳۸۳	۰/۱۸۶۷	-۳/۲	۰/۰۰۲
In_۳(۱)	۰/۱۳۰۹۹۴	۰/۲۲۸	۰/۵۷۵	۰/۵۶۷	۰/۱۳۰۹۹۷	۰/۲۲۸	۰/۵۷۵	۰/۵۶۷
In_۴(۱)	۰/۰۸۱۲۷۴۹	۰/۱۱۳	۰/۷۱۹	۰/۴۷۴	۰/۰۸۱۲۷۴۲	۰/۱۱۳	۰/۷۱۹	۰/۴۷۴
sigma(۱)	۰/۰۰۷۵۶۵۷۵	۰/۰۰۱۲۶			۰/۰۰۷۵۶۵۷۵	۰/۰۰۱۲۶		
p_{۱|۱}	۰/۸۸۸۸۸۱	۰/۰۷۴۰۸			۰/۸۸۸۹۲۳	۰/۰۷۴۰۵		

مأخذ: محاسبات تحقیق

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.1.7.2]

جدول ۹. برآورد تابع تقاضای پول با مشخصات نیمه لگاریتمی رژیم دو

متغیر	نیمه لگاریتمی با رژیم دو و ۴ وقفه							
	جمع ساده				جمع دیویزیا			
	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	ارزش احتمال	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	ارزش احتمال
از مبدأ عرض (۲)	۱/۷۰۶۱۴	۰/۰۵۹۵	۲۸/۷	۰/۰۰۰	۱/۵۹۴۹۷	۰/۰۵۹۵	۲۶/۸	۰/۰۰۰
LCu(۲)	۰/۱۹۰۵۵۶	۰/۰۴۷۳	۴/۰۲	۰/۰۰۰	۰/۱۹۰۵۵۵	۰/۰۴۷۳۴	۴/۰۲	۰/۰۰۰
LCu_۱(۲)	۰/۱۱۱۱۱۴	۰/۰۶۳۹	۱/۷۴	۰/۰۸۶	۰/۱۱۱۱۱۶	۰/۰۶۳۹	۱/۷۴	۰/۰۸۶
LCu_۲(۲)	-۰/۰۶۰۸۶۳۷	۰/۰۵۸۱	-۱/۰۵	۰/۲۹۹	-۰/۰۶۰۸۶۵	۰/۰۵۸۱۴	-۱/۰۵	۰/۲۹۹
LCu_۳(۲)	۰/۰۱۴۲۱۳۶	۰/۰۵۰۲	۰/۲۸۳	۰/۷۷۸	۰/۰۱۴۲۱۲	۰/۰۵۰۲۶	۰/۲۸۳	۰/۷۷۸
LCu_۴(۲)	۰/۰۰۹۹۸۲۰۹	۰/۰۳۶۴	۰/۲۷۴	۰/۷۸۵	۰/۰۰۹۹۸۳	۰/۰۳۶۴۳	۰/۲۷۴	۰/۷۸۵
LGDP(۲)	۰/۰۷۱۴۳۸۶	۰/۰۵۲۴	۱/۳۶	۰/۱۷۸	۰/۰۷۱۴۳۷	۰/۰۵۲۴۸	۱/۳۶	۰/۱۷۸
LGDP_۱(۲)	-۰/۰۰۴۵۱۸۶	۰/۰۳۳۵	-۰/۱۳۵	۰/۸۹۳	-۰/۰۰۴۵۲	۰/۰۳۳۵	-۰/۱۳۵	۰/۸۹۳
LGDP_۲(۲)	۰/۴۷۲۲۹۵	۰/۰۳۲۶	۱۴/۵	۰/۰۰۰	۰/۴۷۲۲۹۷	۰/۰۳۲۶۷	۱۴/۵	۰/۰۰۰
LGDP_۳(۲)	-۰/۰۴۸۱۴	۰/۰۳۲۸	-۱/۴۶	۰/۱۴۷	-۰/۰۴۸۱۴	۰/۰۳۲۸۷	-۱/۴۶	۰/۱۴۷
LGDP_۴(۲)	۰/۲۳۸۰۳۴	۰/۰۵۱۸	۴/۵۹	۰/۰۰۰	۰/۲۳۸۰۳۵	۰/۰۵۱۸۳	۴/۵۹	۰/۰۰۰
In(۲)	-۰/۲۳۳۴۹	۰/۰۵۱۱	-۴/۵۶	۰/۰۰۰	-۰/۲۳۳۴۸	۰/۰۵۱۱۸	-۴/۵۶	۰/۰۰۰
In_۱(۲)	۰/۱۸۵۷۴۷	۰/۱۱۹۴	۱/۵۶	۰/۱۲۴	۰/۱۸۵۷۴۹	۰/۱۱۹۴	۱/۵۶	۰/۱۲۴
In_۲(۲)	-۰/۰۰۹۳۳۳	۰/۱۴۲۶	-۰/۰۶۵۴	۰/۹۴۸	-۰/۰۰۹۳۴	۰/۱۴۲۶	-۰/۰۶۵۵	۰/۹۴۸
In_۳(۲)	-۰/۱۳۸۶۶۷	۰/۱۱۵۹	-۱/۲	۰/۲۳۶	-۰/۱۳۸۶۵۵	۰/۱۱۵۹	-۱/۲	۰/۲۳۶
In_۴(۲)	۰/۰۵۵۳۳۹۵	۰/۰۴۷۹	۱/۱۵	۰/۲۵۳	۰/۰۵۵۳۳۵	۰/۰۴۷۹۸	۱/۱۵	۰/۲۵۳
sigma(۲)	۰/۰۳۰۳۷۸۴	۰/۰۰۲۳			۰/۰۳۰۳۷۸	۰/۰۰۲۳۸۹		
p_{۲|۱}	۰/۰۲۴۴۰۲۵	۰/۰۱۷۰			۰/۰۲۴۴۰۰	۰/۰۱۷۰۴		

مأخذ: محاسبات تحقیق

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.1.7.2]

جدول ۱۰. برآورد تابع تقاضای پول با مشخصات نیمه لگاریتمی رژیم سه

متغیر	نیمه لگاریتمی با رژیم سه و ۴ وقفه							
	جمع ساده				جمع دیویزیا			
	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	ارزش احتمال	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	ارزش احتمال
از مبدأ عرض (۳)	-۳/۸۶۶۵۴	۰/۷۲۸۳	-۵/۳۱	۰/۰۰۰	-۳/۹۷۷۷۷	۰/۷۲۸۳	-۵/۴۶	۰/۰۰۰
LCu(۳)	۰/۰۳۰۷۲۰۱	۰/۰۱۷۸۸	۱/۷۲	۰/۰۹۰	۰/۰۳۰۷۱۹۶	۰/۰۱۷۸۸	۱/۷۲	۰/۰۹۰
LCu_۱(۳)	۰/۰۲۳۷۹۱۸	۰/۰۲۰۱۸	۱/۱۸	۰/۲۴۲	۰/۰۲۳۷۹۳۶	۰/۰۲۰۱۸	۱/۱۸	۰/۲۴۲
LCu_۲(۳)	-۰/۰۰۶۲۵۲۹۵	۰/۰۲۲۶۴	-۰/۲۷۶	۰/۷۸۳	-۰/۰۰۶۲۵۴۹	۰/۰۲۲۶۴	-۰/۲۷۶	۰/۷۸۳
LCu_۳(۳)	۰/۰۱۹۵۸۸۶	۰/۰۲۱۳	۰/۹۲	۰/۳۶۱	۰/۰۱۹۵۸۹۹	۰/۰۲۱۳	۰/۹۲	۰/۳۶۱
LCu_۴(۳)	۰/۰۲۶۱۱۶۵	۰/۰۲۲۶۹	۱/۱۵	۰/۲۵۴	۰/۰۲۶۱۱۶۷	۰/۰۲۲۶۹	۱/۱۵	۰/۲۵۴
LGDP(۳)	۱/۸۴۱۹۵	۰/۱۷۸۶	۱۰/۳	۰/۰۰۰	۱/۸۴۱۹۷	۰/۱۷۸۶	۱۰/۳	۰/۰۰۰
LGDP_۱(۳)	-۰/۰۳۷۰۲۷۵	۰/۰۹۸۸۲	-۰/۳۷۵	۰/۷۰۹	-۰/۰۳۷۰۳۴۱	۰/۰۹۸۸۲	-۰/۳۷۵	۰/۷۰۹
LGDP_۲(۳)	۰/۳۸۳۶۰۲	۰/۰۹۸۶۸	۳/۸۹	۰/۰۰۰	۰/۳۸۳۵۹۹	۰/۰۹۸۶۸	۳/۸۹	۰/۰۰۰
LGDP_۳(۳)	۰/۴۵۳۰۱۳	۰/۰۸۶۸۴	۵/۲۲	۰/۰۰۰	۰/۴۵۳۰۱۵	۰/۰۸۶۸۴	۵/۲۲	۰/۰۰۰
LGDP_۴(۳)	-۱/۴۹۴۰۱	۰/۱۵۹۵	-۹/۳۷	۰/۰۰۰	-۱/۴۹۴۰۲	۰/۱۵۹۵	-۹/۳۷	۰/۰۰۰
In(۳)	-۰/۲۰۷۴۷۴	۰/۱۰۷۷	-۱/۹۳	۰/۰۵۸	-۰/۲۰۷۴۸	۰/۱۰۷۷	-۱/۹۳	۰/۰۵۸
In_۱(۳)	۰/۵۱۱۲۳۶	۰/۲۳۳۹	۲/۱۹	۰/۰۳۲	۰/۵۱۱۲۴۵	۰/۲۳۳۹	۲/۱۹	۰/۰۳۲
In_۲(۳)	-۰/۳۴۷۳۰۲	۰/۲۷۲۴	-۱/۲۸	۰/۲۰۶	-۰/۳۴۷۳۰۵	۰/۲۷۲۴	-۱/۲۸	۰/۲۰۶
In_۳(۳)	۰/۱۲۹۳۰۴	۰/۲۲۵۳	۰/۵۷۴	۰/۵۶۸	۰/۱۲۹۳	۰/۲۲۵۳	۰/۵۷۴	۰/۵۶۸
In_۴(۳)	-۰/۱۰۹۶۶۶	۰/۰۹۸۴۱	-۱/۱۱	۰/۲۶۹	-۰/۱۰۹۶۶۵	۰/۰۹۸۴۱	-۱/۱۱	۰/۲۶۹
sigma(۳)	۰/۰۴۰۱۰۷۸	۰/۰۰۵۵۶۲			۰/۰۴۰۱۰۸۳	۰/۰۰۵۵۶۲		
p_{۱|۲}	۰/۹۵۸۴۳	۰/۰۴۰۶۳			۰/۹۵۸۴۳	۰/۰۴۰۶۳		

مأخذ: محاسبات تحقیق

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.1.7.2]

جدول ۱۱. ماتریس انتقال تقاضای پول با مشخصات نیمه لگاریتمی

	جمع ساده			جمع دیویزیا		
ماتریس انتقال	رژیم ۱	رژیم ۲	رژیم ۳	رژیم ۱	رژیم ۲	رژیم ۳
رژیم ۱	۸۸۸۸۸/۰	۰۲۴۴/۰	۰	۸۸۸۹۲/۰	۰۲۴۴/۰	۰
رژیم ۲	۰	۹۷۵۶/۰	۰۴۱۵۷/۰	۰	۹۷۵۶/۰	۰۴۱۵۷/۰
رژیم ۳	۱۱۱۱۲/۰	۰	۹۵۸۴۳/۰	۱۱۱۰۸/۰	۰	۹۵۸۴۳/۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

نکته مهم دیگر، مدت زمان باقی ماندن هر فصل با توجه به مشخصات لگاریتمی کامل و نیمه-لگاریتمی و حالت‌ها و وقفه در هر رژیم است که در جدول شماره ۱۲ ملاحظه می‌شود.

با توجه به وجود سه رژیم با مشخصات لگاریتمی، رژیم یک، رشد حجم پول کم و یا بعضاً کاهشی در نظر گرفته می‌شود و رژیم دو، رشد متوسط حجم پول و نهایتاً رژیم سه، رشد شدید حجم پول، ارزش احتمال متوسط با توجه به آنچه بیان شد، در جدول شماره ۱۲، با سه رژیم با مشخصات لگاریتمی و نیمه‌لگاریتمی و تعداد وقفه، مدت زمان باقی ماندن در هر روش برای همه مدل‌ها، نشان داده شده است.

ارزش احتمال متوسط یک، به منزله قطعیت وجود آن فصل در آن رژیم و هرچه از یک کمتر باشد، بیانگر احتمال وجود آن فصل در رژیم مورد نظر است و ارزش احتمال ۰/۵، بیان می‌کند که آن فصل، با احتمال ضعیف بین رژیم‌های یک و دو، به یکی از این دو رژیم تعلق گرفته است.

با توجه به وجود سه رژیم، چنانچه رژیم یک را رشد اندک حجم پول و یا بعضاً کاهشی، رژیم دو را رشد متوسط حجم پول، و نهایتاً رژیم سه را رشد شدید حجم پول در نظر بگیریم، با توجه به آنچه جدول فوق نشان می‌دهد، مشاهده می‌شود که به‌طور تقریبی، احتمالات روش را برای هر یک از مدل‌های تقاضای پول با تغییر روش مارکوف با مشخصات لگاریتم کامل و نیمه‌لگاریتمی و جمع ساده و جمع دیویزیا و رژیم و وقفه، مدت زمان باقی ماندن در هر روش برای همه مدل‌ها، نشان داده شده است.

ارزش احتمال انتقال در حالت سه رژیم برای همه مدل‌ها پایدار است (P11>۰/۸۸۵، P22 و P33)، بنابراین، به‌طور کلی مدل‌ها، با استفاده از مشخصات لگاریتمی کامل، و جمع ساده و دیویزیا ۴، شکست ساختاری را نشان می‌دهند.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.1.7.2]

جدول ۱۲. فصول مرتبط به رژیم با مشخصات لگاریتمی و نیمه‌لگاریتمی

مشخصات	حالت	رژیم	وقفه	جمع	فصول	تعداد فصل	ارزش احتمال متوسط
لگاریتم کامل	MSIAH	۲	۴	ساده و دیویزیا	۱۳۶۸(۱)-۱۳۸۰(۲)	۵۰	۰/۹۹۱
		۱			۱۳۸۰(۳)-۱۳۸۱(۴)	۶	۰/۸۸۵
		۲			۱۳۸۲(۱)-۱۳۸۵(۳)	۱۵	۱/۰۰۰
		۱			۱۳۸۵(۴)-۱۳۸۹(۴)	۱۷	۰/۹۹۵
		۳			۱۳۹۰(۱)-۱۳۹۹(۱)	۳۷	۱/۰۰۰
نیمه‌لگاریتمی	MSIAH	۲	۴	ساده و دیویزیا	۱۳۶۸(۱)-۱۳۸۵(۳)	۷۱	۱/۰۰۰
		۱			۱۳۸۵(۴)-۱۳۸۹(۴)	۱۷	۱/۰۰۰
		۳			۱۳۹۰(۱)-۱۳۹۰(۳)	۳	۱/۰۰۰
		۲			۱۳۹۰(۴)-۱۳۹۳(۱)	۱۰	۱/۰۰۰
		۱			۱۳۹۳(۲)-۱۳۹۳(۲)	۱	۱/۰۰۰
		۳			۱۳۹۳(۳)-۱۳۹۹(۱)	۲۳	۱/۰۰۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

اولین شکست ساختاری پس از ۵۰ فصل که در رژیم ۲ (رشد متوسط حجم پول) قرار دارد، در فصل دوم سال ۱۳۸۰، به رژیم ۱ (رشد حجم پول کم و یا بعضاً کاهشی) می‌رسد؛ اما این وضعیت، تداوم زیادی ندارد و پس از ۶ دوره شکست ساختاری دوم که در فصل چهار سال ۱۳۸۱ مجدداً به رژیم ۲ تغییر کرده است، نزدیک به ۴ سال ۱۵ فصل تداوم پیدا می‌کند. شکست ساختاری سوم در فصل سوم سال ۱۳۸۵ از رژیم ۲ به رژیم ۱ صورت می‌گیرد و به‌مدت ۱۷ دوره، بیش از چهار سال ادامه می‌یابد و در نهایت، شکست ساختاری چهارم در فصل چهارم سال ۱۳۸۹ از رژیم ۱ به رژیم ۳ (رشد شدید حجم پول) انتقال پیدا می‌کند و به مدت ۳۷ دوره یعنی بیش از ۹ سال (انتهای سال این تحقیق) ادامه می‌یابد.

با استفاده از مشخصات نیمه‌لگاریتمی، و جمع ساده و دیویزیا، ۵ شکست ساختاری مشاهده می شود. اولین شکست ساختاری پس از ۷۱ فصل که در رژیم ۲ قرار دارد، در فصل سوم سال ۱۳۸۵ به رژیم ۱ می‌رسد. این وضعیت، ۱۷ دوره تداوم می‌یابد و شکست ساختاری دوم را که در فصل چهار سال ۱۳۸۹ از رژیم ۱ به رژیم ۳ تغییر کرده و نزدیک به یک سال ۳ فصل تداوم پیدا می‌کند. شکست ساختاری سوم در فصل سوم سال ۱۳۹۰ از رژیم ۳ به رژیم ۲ صورت می‌گیرد و به مدت ۱۰ دوره، ۲/۵ سال ادامه می‌یابد و شکست ساختاری چهارم در فصل اول سال ۱۳۹۳ از رژیم ۲ به رژیم ۱، به مدت ۱ دوره، یک مشاهده و در نهایت، شکست ساختاری پنجم در فصل دوم سال ۱۳۹۳ از رژیم ۱

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.1.7.2]

به رژیم ۳ انتقال پیدا می‌کند و به مدت ۲۳ دوره یعنی نزدیک به چهار سال (انتهای سال این تحقیق)، ادامه می‌یابد.

بنابراین، تابع تقاضای پول با مشخصات لگاریتمی، دارای ۵ شکست ساختاری نسبت به مشخصات نیمه‌لگاریتمی دارای ۶ شکست ساختاری تا حدودی با بحران‌های اقتصاد ایران همخوانی بیشتر دارد و مناسب‌تر است.

۵. نتیجه گیری

دستیابی به تابع تقاضای پول با ثبات جهت اجرای سیاست پولی، از اهداف اقتصاددانان بوده است. با ثبات بودن تابع تقاضای پول، زمینه اثرگذاری درست و کارآیی سیاست پولی را فراهم می‌آورد. در این پژوهش، تلاش گردید تا ارتباط غیرخطی بین رشد حجم پول و ثبات تابع تقاضای پول، مورد بررسی قرار گیرد. برای این منظور، تابع تقاضای پول برای اقتصاد ایران در بازه زمانی ۱q ۱۳۶۷-۱q ۱۳۹۹، با جمع دیویزیا و جمع ساده با بهره‌گیری از رویکرد مارکوف سوئیچینگ، مورد برآورد قرار گرفت. اهمیت این مطالعه در سیاست‌گذاری پولی، در دهه‌های گذشته و تکرار آن در همه دولت‌ها، با توجه به عدم نتیجه‌گیری صحیح، بوده، و ظهور بحران در سال‌های ۱۳۷۴، ۱۳۷۷، ۱۳۹۱ و ۱۳۹۷، بیانگر این مطلب است.

نتایج این مطالعه، نشان داد که تابع تقاضای پول در رژیم یک با مشخصات لگاریتمی و نیمه-لگاریتمی و جمع ساده و جمع دیویزیا، ثبات تقاضای پول را تضمین می‌کند. این نتایج، با یافته‌های مطالعات کمیجانی (۱۳۸۳)، نقیبی (۱۳۸۹)، دهمرده (۱۳۸۸)، داوودی (۱۳۸۵)، عرفانی (۱۳۹۲)، فئولورین و آسونگو (Folarin & Asongu (2019) و لوکاس (Lucas, 2000) همخوانی دارد.

لازم به توضیح است که در این مدل، برآورد تابع تقاضای پول برای جمع ساده و جمع دیویزیا، مشابه بوده، اما آنچه جمع دیویزیا را نسبت به جمع ساده، برتری می‌بخشد، مقادیر کوچکتر انحراف معیار جملات اخلال است. همچنین به لحاظ آماری، در تابع با مشخصات لگاریتمی، برآوردها از دقت بالاتری برخوردارند. به‌علاوه، بررسی‌های شکست ساختاری نیز مؤید این مطلب است که تابع تقاضای پول با مشخصات لگاریتمی، با اقتصاد ایران همخوانی بیشتری دارد. از این رو، تابع تقاضای پول در رژیم یک با مشخصات لگاریتمی و جمع دیویزیا نسبت به سایر حالات، ارجح است.

علاوه بر این، نتایج حاکی از آن است که تابع تقاضای پول در رژیم دو و سه، با توجه به عدم معنی‌داری متغیرها و یا علامت نامناسب متغیرها، بی‌ثباتی در تقاضای پول را نشان می‌دهد. بنابراین، با قرار گرفتن در رژیم دو یعنی رشد متوسط حجم پول و یا رژیم سه یعنی رشد شدید حجم پول، تابع تقاضای پول، باثبات نخواهد بود. این بی‌ثباتی، تغییرات غیرقابل پیش‌بینی را رقم خواهد زد؛ به

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.1.7.2]

گونه‌ای که مقامات پولی، توانایی خود را در پیش‌بینی اثر تغییر مقدار پول بر متغیرهای دیگر، از دست خواهند داد و سیاست‌گذار را از هدف سیاست پولی در تثبیت قیمت‌ها منحرف می‌کند. از این رو، بینش صحیح سیاست‌گذار در خصوص ماهیت تابع تقاضای پول و به‌دنبال آن، اتخاذ سیاست پولی مناسب، می‌تواند در کاهش بحران‌ها و شدت آنها اثرگذار باشد.

در نهایت، با توجه به عوامل مؤثر بر بی‌ثباتی تابع تقاضای پول، هدف‌گذاری بر روی تورم، می‌تواند راهگشای تصمیمات سیاست‌گذاران در حوزه‌های گوناگون باشد. بنابراین، لازم است با کاهش در میزان تسلط مالی دولت، از طریق انضباط پولی در سیاست‌گذاری‌ها، و افزایش استقلال بانک مرکزی، بخشی از تورم ناشی از افزایش پایه پولی و رشد حجم پول را کاهش داد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.1.7.2]

منابع و مآخذ

ادیب پور، مهدی و الهامی، مریم (۱۳۹۴). تأثیر نااطمینانی نرخ ارز بر تقاضای پول در ایران. *دو فصلنامه اقتصاد پولی و مالی*، ۱۰(۲): ۱۲۲-۱۰۴.

فلاحی، محمد علی و نگهداری، ابراهیم (۱۳۸۴). بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای پول در اقتصاد ایران با تأکید بر نرخ ارز. *مجله دانش و توسعه، ۱۷* (۳): ۱۶۶-۱۴۷.

داودی، پرویز و زارع پور، زهرا (۱۳۸۵). نقش تعریف پول در ثبات تقاضای پول با تأکید بر شاخص دیویزیا. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۹ (۴): ۷۴-۴۷.

دهمرده، نظر و ایزدی، حمید رضا (۱۳۸۸). بررسی تابع تقاضای پول در ایران. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۳۳(۹): ۱۶۹-۱۵۳.

شاهمرادی، اصغر و ناصری، سید مهدی (۱۳۸۹). محاسبه حجم پول به روش دیویسیا و مقایسه آن با حجم پول جمع ساده در ایران. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۵۴(۲): ۳۴-۵.

عرفانی، علیرضا؛ صادقی، خیام و پویا، محمد مهدی (۱۳۹۲). برآورد تابع تقاضای پول ایران با استفاده از شاخص دیویزیا. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۳(۳): ۱۱۸-۹۱.

کمیجانی، اکبر و بوستانی، رضا (۱۳۸۳). ثبات تابع تقاضای پول در ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۶۷(۳): ۲۵۸-۲۳۵.

گوگردچیان، احمد؛ بخشی دستجردی، رسول و هاشمی فرد، عاطفه (۱۳۹۴). رهیافتی از تقاضای پول سیدراسکی در اقتصاد ایران. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۳(۷۵): ۲۱۱-۲۳۰.

نقیبی، محمد (۱۳۸۹). برآورد تابع تقاضای پول در سیستم بانکی کشورهای مسلمان به رهیافت پانل فضایی. *فصلنامه علمی اقتصادی و بانکداری اسلامی*، ۲۷(۲): ۲۱۹-۱۹۹.

Ang, A., & Bekaert, G. (2002). Regime switches in interest rates. *Journal of Business and Economic Statistics*, v20(2,Apr), 163-182.

Arize, A., & Shwiff, S. (1998) The black market exchange rate and demand. *International Advances in Economic* 4(2): 128-143.

Azim, P.; Ahmed, N.; Sami, U.B.Z., & Zakaria, M. (2010). Demand for money in Pakistan: An ARDL approach. *Global Journal of Management and Business Research*, Vol. 10, Issue 9.

Barnett, W.A. (1980). Economic monetary aggregates: An application of index number and aggregation theory. *Journal of Econometrics*, 14(1):11-48.

Benati, L.; Lucas, Jr. R.E., Nicolini, J.P., & Weber, W. (2016). International evidence on long run money demand. NBER Working Paper 22475. National Bureau of Economic Research. Available at: SSRN: https://ssrn.com/abstract=2816749.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.1.7.2]

Berasso Tule, T. (2020). Stability of money demand function in emerging Countries: Static and dynamic panel approaches. Department of Agribusiness and Value Chain Management (2)2: 196-222.

Davis, H.T. (1962) *Introduction to Nonlinear Differential and Integral Equations*. Dover Publications, New York.

Engle, R.F., & Granger, C.W.J. (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica* 55 Vol.55, No. 2: 251-276.

Folarin, O., & Asongu, S. (2019). Financial liberalization and long-run stability of money demand in Nigeria. *Journal of Policy Modeling* 41(5): 963-980.

Friedman, M. (1969). *The Optimum Quantity of Money and Other Essays*. Aldine Publishing Company, Hawthorne. New York.

Friedman, M (1983). *A Case of Bad Good News*. Newsweek. Hoover Institution Library & Archives, https://miltonfriedman.hoover.org/objects/56812/.

Goldfeld, Stephen M. (1976). The Case of the Missing Money. Brookings Paper Economic Activity, No. 3: 683-730.

Hausman, J. (1978). Specification tests in ecinimetrics. Econometrica, 46: 1251-72.

Kurlat, P. (2019). Deposit spreads and the welfare cost of inflation. *Journal of Monetary Economics* (2)19: 1-31.

Hossain, A.A., & Arwatchanakarn, P. (2020). The effect of economic uncertainty on narrow money demand and its stability in New Zealand: An empirical investigation. *Economic Analysis and Policy* 68(2): 88-100.

Johansen, S., Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Applications to the Demand for Money. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52: 169-210.

Lucas Jr., R.E. (2000). Inflation and welfare. *Econometrica* 68: 247-274 .

McCallum, B.T. (2000). Theoretical analysis regarding a zero-lower bound on nominal interest rates. *J. Money Credit Bank* 32 (4): 870-904.

Poole, Williams (1970). Optimal choice of monetary policy instruments in a simple stochastic macro model. *The Quarterly Journal of Economics*, 84 (2): 192-216.

Rao, B.B., & Kumar, S. (2008). A Panel Data Approach to the Demand for Money and the Effects of Financial Reforms in the Asian Countries. Munich Personal RePEc Archive, MPRA Paper No. 6565. Available at: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/6565

Taylor, J.B. (2008). The financial crisis and the policy responses: The empirical analysis of what went wrong. Available at: http://www.stanford.edu/ ~johntayl/FCPR.pdf

Tumturk, O. (2017). Stability of money demand function in Turkey. *Business and Economics Research Journal* 8(1): 35-48.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.1.7.2]