براورد تابع تقاضای پول ایران با استفاده از شاخص دیویژیا

علیرضا عرفانی[1] خیام صادقی[2] محمدمهدی پویا[3]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۰۷/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۰۲/۱۶

چکیده

روش تجمیع پولی بر اساس جمع ساده که بر فرض جانشینی کامل مؤلفه‌های پولی مبتنی است، با نظریه‌های اقتصاد خرد ناسازگار است. در پژوهش حاضر، ابتدا تجمیع پولی بر اساس شاخص دیویژیا برای هر دو تعریف پول(M1 و M2) با استفاده از داده‌های فصلی دورهٔ زمانی۱:۱۳۷۰ تا ۴:۱۳۸۸ محاسبه شده و با شاخص جمع ساده مقایسه می‌گردد و سپس توابع تقاضای پول بر اساس شاخص‌های دیویژیا و جمع ساده براورد می‌شود. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که سرعت تعدیل تجمیع‌های پولی دیویژیا از تجمیع‌های پولی جمع ساده بیشتر بوده و توابع تقاضای پول که تجمیع‌های پولی دیویژیا ساخته می‌شوند، با ثبات‌ترند.

واژگان کلیدی: تجمیع پولی، شاخص دیویژیا، شاخص جمع ساده، تقاضای پول، الگوی تصحیح خطا.

JEL: E41, E19.

۱. مقدمه

از دهه ۱۹۷۰ میلادی، اصلاحات و ابداعات مالی قابل توجهی در سیستم‌های مالی دنیا ایجاد شد. این ابداعات شامل اسناد و سپرده‌هایی بودند که علاوه بر اینکه قابلیت تبدیل به پول نقد را داشتند، به عنوان منابعی بودندکه با ایجاد تسهیلات تجاری، باعث تحرک چرخه اقتصاد می‌شدند. همچنین در این دهه با برداشته شدن سقف‌های اعتباری، اصلاحات مالی نیز ایجاد شد. از آنجا که در اندازه‌گیری حجم پول به روش جمع ساده که روش مرسوم تجمیع پولی بود، دارایی‌های پولی وزن یکسانی دارند، لذا این ابداعات مالی لحاظ نمی‌شدند و به همین دلیل در آن دهه با ایجاد این نوآوری‌های مالی، بی‌ثباتی در تابع تقاضای پول اقتصاد بوجود آمد.

---

۱. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه سمنان(نویسنده مسئول)، Email: Erfani88@gmail.com.

۲. دانش‌آموخته کارشناسی‌ارشد اقتصاد دانشگاه سمنان، Email: Sadeghi.Eco1384@gmail.com.

۳. دانش‌آموخته کارشناسی‌ارشد اقتصاد دانشگاه سمنان، Email: Mehdi.pooya1981@gmail.com.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.6.5]

فرانسیوس دیویژیا[1](۱۹۲۵) و چتی[2](۱۹۶۹) از پیشگامانی بودند که وزن یکسان دارایی‌ها در تعریف پول را رد کردند و تعریف جدیدی از پول ارائه دادندکه در آن، اهمیت(وزن) هر دارایی متناسب با درجهٔ نقدشوندگی آن در نظر گرفته می‌شود، همچنین فریدمن و شوارتز[3](۱۹۷۰) بیان کردند که با توجه به اینکه مؤلفه‌های پولی خصوصیات یکسانی ندارند، بنابراین روش جمع سادهٔ پولی که خصوصیات مؤلفه‌ها را در تجمیع پولی، یکسان در نظر می‌گیرد ساختار مناسبی برای تجمیع پولی نمی‌باشد، همچنین بر اساس یافته‌های بارنت(۱۹۸۰)[4] مشاهده می‌شود که تجمیع جمع ساده پولی در اندازه‌گیری جریان خدمات پولی ناتوان است. او بیان کرد که این ساختار تجمیع، فرض می‌کند که مؤلفه‌های پولی، وزن یکسانی دارند و بنابراین آنها را جانشین کامل یکدیگر در نظر می‌گیرد، به این معنی که کشش بین هر جفت از مؤلفه‌ها بی‌نهایت می‌باشد، همچنین بارنت از مطالعاتش نتیجه گرفت که زمانی که مؤلفه‌ها جانشین کامل یکدیگر نمی‌باشند لازم است که تجمیع، به صورت غیر خطی و با بیان تفاوت در وزن‌های هر یک از مؤلفه‌های دارایی‌ها ارائه شود. بنابراین، تجمیع باید به صورتی باشد که وزن‌ها و سهم هر یک از دارایی‌ها را در نظر بگیرد که این وزن‌ها از صفر تا یک متنوع می‌باشند.

این مقاله در پنج بخش تنظیم شده است: در بخش اول مقدمه بیان شده است؛ بخش دوم به بیان پیشینه نظری و تجربی تحقیق اختصاص یافته است؛ در بخش سوم روش تحقیق و خصوصیات تقاضای پول بیان شده است. بخش چهارم به براورد مدل اختصاص یافته است و در بخش پنجم نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه شده است.

۲. پیشینه نظری تحقیق

۱.۲. نقدی بر تجمیع جمع ساده

بارنت(۱۹۸۰) بیان می‌کند که جمع ساده مؤلفه‌ها تنها زمانی توجیه‌پذیر است که جانشین کامل یکدیگر باشند. این شرایط به وضوح در تعریف گسترده پول که مؤلفه‌های آن جانشین ناقص یکدیگرند، نقض می‌شود. با ارائه هزینه استفاده از پول، به وسیله بارنت، امکان استفاده از شاخص دیویژیا به منظور محاسبه حجم پول در اقتصاد فراهم شد. بارنت بیان می‌کند که یک روش معقول برای تجمیع پولی بایستی تابع

1. Divisia, Francois
2. Chetty, V. Karuppan
3. Friedman, Milton and Anna J. Schwartz
4. Barnett, A, William

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-25]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.6.5]

مطلوبیت تقاضا برای دارایی‌های پولی را در نظر بگیرد، در غیر این صورت پیش‌بینی نتایج عرضه و تقاضای پول با بی‌ثباتی همراه خواهد بود و در نتایج ابهاماتی ایجاد می‌گردد.[1] از منظر اقتصاد خرد، شاخص جمع ساده، مطلوبیت افراد را خطی در نظر می‌گیرد و لذا دارایی‌های پولی را جانشین کامل یکدیگر می‌داند و اگر این دارایی‌ها قیمت‌های متفاوتی داشته باشند، راه‌حل گوشه‌ای خواهد بود و در تعادل تنها آن دارایی‌ای نگه داشته می‌شود که قیمت آن کمتر است، در حالی که در واقعیت این طور نیست و افراد تنوعی از دارایی‌های پولی را در سبد پرتفلیوی خود نگهداری می‌کنند.

اندرسون[2] (۱۹۹۷) و بلونجیا[3] (۱۹۹۶) معتقدند که به علت گستردگی در تعریف پول و اقلام وسیعی که در آن قرار گرفته‌اند، استفاده از جمع ساده برای تعریف پول، با نظریه‌های اقتصاد خرد ناسازگار است و بی‌ثباتی در تابع تقاضای پول ناشی از نحوه تجمیع پول است.

۲.۲. نظریه تجمیع پولی

اگر قیمت نسبی ترکیبات پولی در طول زمان نوسان داشته باشند، تجمیع به دست‌آمده با روش جمع ساده و روش هیکس از لحاظ نظری شرایط تعاریف پول را برآورده نمی‌نماید. ایراد نخست شاخص جمع ساده آن است که، در نظریه تجمیع، یک شاخص مقداری باید اثرات درآمدی تغییر قیمت نسبی را اندازه‌گیری نماید و در شرایط مطلوبیت ثابت، به اثرات جانشینی خالص واکنش نشان ندهد. این در حالی است که شاخص جمع ساده اگر مؤلفه‌های استفاده شده در آن جانشین کامل هم نباشند، نمی‌تواند اثرات درآمدی را از اثرات جانشینی تفکیک نماید.[4] با این استدلال انتظار می‌رود که در تعاریف پولی مرتبه بالاتر از M1 مانند M2، M3 و L که مؤلفه‌های پولی جانشین کامل یکدیگر نیستند، مشکل استفاده از شاخص جمع ساده در ساخت تجمیع‌های پولی، افزایش یابد.

روش مناسب به دست آوردن تجمیع‌های پولی که می‌تواند جایگزین روش جمع ساده باشد، استفاده از نظریه تجمیع بر پایه اقتصاد خرداست. این نظریه به دو شاخه تقسیم می‌شود که یکی بر پایه اعداد شاخص است، که از نظریه اقتصادی استفاده می‌نماید، و دیگری بر پایه توابع تقاضای پول در متن سیستمی از

1. Barnett, William A.
2. Anderson, Jones and Nesmith.
3. Belongia, Michael.
4. Barnett, Fisher and Serletis(1992).

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-25]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.6.5]

معادلات است، که توزیع دارایی صاحب ثروت را بین پول و دارایی‌های غیر پولی مدل‌سازی می‌نماید. هر دو روش مبتنی بر حداکثرسازی مقید تجمیع تابع مطلوبیت بین دوره‌ای مصرف‌کننده است.

اگر در یک اقتصاد تابع مطلوبیت افراد بر اساس سه متغیر کالاهای مصرفی، اوقات فراغت و خدمات دارایی‌های پولی در نظر گرفته شود، تابع مطلوبیت را می‌توان به شکل زیر نوشت.

$$u = U(c, L, x) \quad (۱)$$

که در آن c بردار خدمات کالاهای مصرفی است، L اوقات فراغت، و x بردار دارایی‌های پولی است. این تابع مطلوبیت با قید زیر حداکثر می‌شود:

$$\acute{q}c + \acute{\pi}x + wL = y \quad (۲)$$

که y کل درامد، q بردار قیمت c، π بردار هزینه‌های مصرف دارایی و w قیمت سایه اوقات فراغت است. i امین ترکیب π برابر است با:

$$\pi_i = p^*(\frac{R-r_i}{1+R}) \quad (۳)$$

که در آن r_i بازده اسمی انتظاری یک دوره نگهداری دارایی i، R بازده انتظاری یک دوره نگهداری دارایی جانشین[۱](دارایی محک[۲])، و p^* شاخص واقعی هزینه‌های زندگی است. به منظور تمرکز بر جزئیات خدمات پولی، می‌توان از نظریه بهینه‌سازی دومرحله‌ای[۳] استفاده نمود. این نظریه تخصیص متوالی مخارج را توصیف می‌نماید. در مرحله اول مصرف‌کننده مخارج را میان گروه‌های وسیع کالایی(کالاهای مصرفی، اوقات فراغت و خدمات پولی) تخصیص می‌دهد و در مرحله دوم مخارج را در داخل هر گروه کالایی توزیع می‌کند. تفکیک مسأله انتخاب مصرف‌کننده در طول این مسیر تنها در صورت جداپذیری ضعیف[۴] توابع مطلوبیت انفرادی در خدمات پولی امکان‌پذیر است. در نتیجه تابع مطلوبیت به شکل زیر تبدیل می‌شود:

$$u = U[c, L, f(x)] \quad (۴)$$

---

۱. دارایی محک یا جانشین دارایی است، که فرض می‌شود، نقدپذیری و دیگر خدمات پولی را ندارد و تنها به دلیل انتقال ثروت بین دوره‌ای نگهداری می‌شود.

2. Benchmark Asset
3. Theory of Two-Stage Optimization.
4. Weakly separable.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-25]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.6.5]

در این حالت f تابع کمکی مطلوبیت[1] نامیده می‌شود. بر اساس لئونتیف (۱۹۵۳) شرط جداپذیری ضعیف توصیف شده در رابطه بالا برابر است با:

$$\frac{(\partial U/\partial x_i)/(\partial U/\partial x_j)}{\partial \phi} = 0 \qquad (۵)$$

برای $i \neq j$، که ϕ هر ترکیب از $\{c, L\}$ است. بر اساس شرط جداپذیری ضعیف، میزان نهایی جانشینی میان دو دارایی پولی از ارزش c, L مستقل است. اگر یک مجموعه از دارایی‌های جداپذیر یا به‌وسیله آزمون جداپذیری یا بر طبق فرض براورد شود، آنگاه شکل نئوکلاسیکی مسأله مصرف‌کننده برابر است با:

$$Max\ f(x) \qquad (۶)$$

$$s.t. \quad \acute{\pi} x = m$$

که در آن m مخارج نهایی خدمات پولی است، که در مرحله اول مشخص می‌شود. بر طبق نتایج بالا تابع تجمیع مقداری را می‌توان به تابع کمکی انفرادی برای هر یک از ترکیبات پولی تبدیل نمود. با به کارگیری یک تابع معین و مشتق‌پذیر برای خدمات پولی که شرایط تابع $f(x)$ در رابطه(۶) را محقق نماید، سیستم تابع تقاضا را می‌توان به صورت مستقیم یا غیر مستقیم به دست آورد. با این توابع و داده‌های پولی مشخص، می‌توان شاخص‌های تابع $f(x)$ را براورد نمود. تابع براورد شده، شاخص پولی اقتصادی نامیده می‌شود. تنها مشکل، فروض ضمنی ساختار ترجیحات مصرف‌کننده، در مسیر انتخاب یک تابع مشخص است. این فروض ممکن است فراگیر و مطابق با واقعیت نباشند.[2]

۳.۲. نظریه اعداد شاخص

با توجه به اینکه در براورد تابع تجمیع پولی از مجموعه داده‌های مشخص استفاده می‌شود و امکان انتخاب مدلهای غیر خطی گوناگون، استفاده از این توابع در براوردهای کاربردی توسط دولتها را با مشکل مواجه می‌نماید، نهادهای دولتی از روش مستقیم‌تر شکلول‌های اعداد شاخص[3] که محصول نظریه اعداد شاخص آماری است، در بیشتر محاسبات استفاده می‌نمایند. نظریه اعداد شاخص آماری، با مستقل در نظر گرفتن متغیرهای مقداری و قیمتی، مقادیر و شاخص‌های قیمتی متنوعی را ایجاد می‌کند. نمونه‌های فراگیر آن، شاخص قیمت مصرف‌کننده[4](یک شاخص قیمتی لاسپیرز[1])، ضریب ضمنی تعدیلGNP[2](یک

1. Subutility function.
2. Barnett, Fisher and Serletis (1992).
3. Index numbers
4. Consumer price index

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-25]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.6.5]

شاخص قیمتی پاشه[3])، است، همچنین از اعداد شاخص دیگری که دارای ویژگی آماری اعداد بزرگ هستند، می‌توان از شاخص ایده‌آل فیشر[4]، و براورد گسسته در زمان تورنکویست[5] از شاخص دیویژیا[6] نام برد.[7] می‌توان گفت که اعداد شاخص کاربرد زیادی در به دست آوردن تجمیع اقلامی که همگن نیستند فراهم می‌نماید.

اعداد شاخص سه مشخصه زیر را دارند:

الف) اعداد شاخص وابسته به هیچ شاخص نامعلومی نیستند.

ب) نظریه اعداد شاخص متضمن تصریح هیچ شکل خاصی از تابع مطلوبیت نیستند؛

ج) اعداد شاخص هم تابعی از قیمت و هم تابعی از مقدار هستند(داوودی و زارع‌پور،۱۳۸۵).

این اعداد شاخص، هم به قیمت و هم به مقدار مواردی که شاخص، شامل آنها می‌شوند بستگی دارد زیرا ارزش کالاها با مقادیر فیزیکی و قیمت‌های متناظرشان تخمین زده می‌شوند. همچنین نظریه اعداد شاخص آماری، بدون براورد شاخص‌های ناشناخته، تخمین درستی از مقدار و قیمت داده‌ها به دست می‌آورد. نظریه عدد شاخص آماری امروزه بسیار توسعه داده شده و به وفور در تحقیقات به کار می‌رود و میانگین‌های قابل اطمینانی از ساختار مقدار و قیمت تجمیع روی مؤلفه‌ها را هنگامی که قیمت‌ها و مقادیر مؤلفه‌ها معلوم هستند، ایجاد می‌کند. از طرفی نتایج بارنت بر روی هزینه استفاده از خدمات دارایی‌های پولی، زمینه را برای نظریه اعداد شاخص در اقتصاد پولی فراهم کرد.

٤.٢. ارتباط میان نظریه تجمیع، نظریه اعداد شاخص و نظریه پولی

تا مدت‌ها، نظریه تجمیع و نظریه اعداد شاخص به طور مستقل از هم، پیش می‌رفتند؛ اما دایورت[8] در سال ۱۹۷۸، با برقراری رابطه میان ویژگی‌های اقتصادی و شاخص‌های آماری، ارتباط منطقی مناسبی بین دو نظریه یاد شده ایجاد کرد. این ویژگی‌ها، به ویژه در ارتباط با موضوع تحقیق حاضر، عبارت است از توانایی

1. Laspeyresprice index
2. Implicit GNP deflator
3. Paasche price index
4. Fisher ideal index
5. Tornqvist discrete time approximatin
6. Divisia index
7. Barnett, Fisher and Serletis (1992).
8. Diewert

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.6.5]

و قابلیت شاخص‌های آماری به تقریب و ردیابی یک شکل تابعی به خصوص برای یک تابع تجمیع نامعلوم مانند f دایورت نشان داده است که در مورد شماری از شاخص‌های آماری شناخته شده، استفاده از این شاخص‌ها معادل با استفاده از شکل‌های تابعی مشخصی است که تابع تجمیع نامعلوم اقتصادی را توصیف می‌نماید. این دسته از شاخص‌های آماری، شاخص دقیق[1] خوانده می‌شوند. با این وجود، تنها دقیق بودن به تنهایی، برای قابل قبول بودن یک شاخص آماری خاص، هنگامی که شکل تابعی تابع تجمیع‌کننده نامعلوم است، کفایت نمی‌کند. در این شرایط باید آن شاخصی را برگزید که برای یک تابع انعطاف‌پذیر، که براورد مرتبه دوم از تابع ناشناخته و اختیاری تجمیع است، شاخص دقیق باشد. استفاده از این روش مسأله ساختار تابعی ناشناخته را حل می‌نماید. دایورت این شاخصهای آماری را درجه عالی[2] نامید. وی همچنین نشان داده است که شاخص دیویژیا برای تابع ترانسلوگ همگن خطی[3]، دقیق است، همچنین بارنت، فیشر و و سرلتیس(۱۹۹۲) نشان دادند که شاخص ایده‌آل فیشر و دیویژیا برای خدمات پولی درجه عالی هستند.[4] به دنبال نظریاتی که دایورت مطرح کرده است، می‌توان نشان داد که چگونه می‌شود یک شاخص دقیق برای شکل تابعی همگن از ترانسلوگ را به دست آورد و نیز می‌توان نشان داد که چنین شاخصی همان شاخص دیویژیا می‌باشد.

۵.۲. پیشینه تجربی تحقیق

۱.۵.۲. برخی مطالعات انجام گرفته در خارج

بارنت، آفن باخر و اسپینت (۱۹۸۴)[5] نشان دادند که تجمیع پولی دیویژیا در مرتبه بالای تجمیع یعنی M3 M3 و L، ثبات بیشتری را برای شاخص‌هایی که تخمین زده می‌شود فراهم می‌نماید، بهترین پیش‌بینی‌ها در ایالات متحده بر مبنای دیویژیای M1 و L بدست آمد، همچنین در آزمون‌های علیت نیزتجمیع‌های دیویژیا عموماً کارکرد بهتری در مقایسه با تجمیع‌های جمع ساده داشتند. سرانجام این که در پایین‌ترین سطح تجمیع(M1)، مقایسه میان جمع ساده و دیویژیا نتایج متناقضی را به همراه نداشت؛ اما با بالا رفتن سطح تجمیع، شاخص دیویژیا در مقایسه با جمع ساده عملکرد بهتری داشت. بلونجیا و چالفنت(۱۹۸۹)[6] در

1. Exact indices
2. Superlative
3. Linearly homogeneoustranslog function
4. Barnett, Fisher and Serletis (1992).
5. Barnett, W. A, Offenbacher, E, &Spindt, P.
6. Belongia, T, M and Chalfant, A, J.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-25]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.6.5]

مطالعه خود ثبات اجزایی را که شامل تعریف پول می‌شوند، تخمین زدند. همچنین در هر دو نوع تجمیع پولی جمع ساده و تجمیع دیویژیاآزمون جدایی‌پذیری ضعیف در مدل تقاضای پول را بررسی کرده‌اند. آنها دریافتند که در تجمیع پولی، چندین گروه از دارایی‌های مالی با یکدیگر سازگاری دارند، همچنین در آزمون انجام‌یافته بر اساس معادله لوئیس به این نتیجه رسیدند که عملکرد تجمیع پولی دیویژیا در مقایسه با جمع ساده قابل قبول‌تر است. بلونجیا و چیریستال(۱۹۹۱)[1] در مطالعه‌ای که برای اوکراین انجام دادند، به این نتیجه رسیدند که تجمیع پولی دیویژیا بیشتر به رشد GDP اسمی و ثبات تابع تقاضای پول وابسته است. سرلتیس و کینگ(۱۹۹۳)[2] با استفاده از روش هم‌جمعی به تحلیل رابطه بین پول، قیمت‌ها و درآمد در بلندمدت برای کانادا می‌پردازند. آنها در این مطالعه به این نتیجه رسیدند که شاخص تجمیع دیویژیا به‌طور بالقوه سودمندتر از تجمیع جمع ساده برای پیش‌بینی درامد اسمی است، ساراداکیس(۱۹۹۳)[3] تقاضا برای تعریف محدود پول را در یونان در نظر گرفت و از یک بردار بدون شرط الگوی خودهمبسته[4] استفاده کرد. کرد. آزمون‌های رسمی بر مبنای درجات انباشتگی متغیرهای استفاده شده در مطالعه(پول واقعی، درآمد واقعی، نرخ‌های بهره و تورم) گزارش شده است. نتایج برای تمامی متغیرها قطع نظر از تورم با به‌کارگیری آزمون‌های وسیع‌تر تایید شده است. وشه(۱۹۹۶)[5] تجمیع دیویژیا را برای سالهای ۱۹۹۵ – ۱۹۷۳ در کشورهای اتحادیه اروپا انجام داده و سپس با استفاده از روش همگرایی و روش جوهانسون – جوسیلیوس سه مدل تخمین زده است که در تمامی آنها جمله تصحیح خطا (که مقدار این جمله، سرعت حرکت به تعادل را نشان می‌دهد) در سطح بالایی معنی‌دار بوده است. اریکسون(۱۹۹۸)[6] در مطالعه تقاضای پول برای انگلستان در طول دوره ۱۹۶۳:۱ تا ۱۹۸۹:۲ و با در نظر گرفتن هزینه نهایی، نرخ بهره سه ماهه، نرخ بهره سپرده و نرخ تورم در قالب متغیرهای مورد مطالعه، به یک بردار هم‌جمعی دست یافت. نتایج نشان می-دهدکه کشش درامدی واحدی در بلندمدت وجود دارد و ضریب نرخ بهره و تورم حساسی تایید شده است. اما در کوتاه‌مدت، کشش پول با توجه به قیمت و درامد، هر دو نزدیک به صفر به‌دست آمده بود. نتایج مطالعه آیونیوت (۲۰۰۲)[7] که به تخمین تابع تقاضای پول برای رومانی انجام گرفته است، رابطه تجربی

1. Blongia, M and chiristal.
2. Serletis, A, & King, M
3. Psaradakis
4. VAR
5. Wesche, Katrin
6. Ericsson
7. Ionut, Dumitru

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-25]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.6.5]

تجربی را بین تعریف وسیع پول و تولید، نرخ بهره، تورم و نرخ ارز در رومانی تایید می‌کند و یک رابطه باثبات را به خصوص در اصلاحات مالی انجام گرفته در بازارهای مالی به اثبات می‌رساند. چوی و اوکسلی (۲۰۰۴)[1] با استفاده از داده‌های کشور نیوزلند در دوره ۲۰۰۰-۱۹۹۰ به براورد تابع تقاضای پول این کشور با استفاده از روش هم‌جمعی جوهانسون–جوسیلیوس و مدل تصحیح خطا پرداخته‌اند. آنها در پژوهش خود نشان دادند که تقاضا برای M3 در طول دوره مورد بررسی با ثبات بوده و تقاضا برای پول تابعی از درآمد، سطح قیمت و نرخ بهره اسمی می‌باشد. داهالان، شرما و سیلوستر(۲۰۰۵)[2] در مطالعه تقاضای پول برای مالزی به تفاوت معنی‌داری در M2 برخلاف M1 با استفاده از شاخص دیویژیا دست یافتند. آنها با تخمین تجمیع پولی و عوامل تقاضای پول از قبیل تورم، نرخ‌های بهره داخلی و خارجی، ثروت مالی و درامد، به این نتیجه رسیدند که از دیویژیای M2 در زمان تنظیم سیاست پولی باید استفاده شود.

۲.۵.۲. برخی از مطالعات انجام‌گرفته در ایران

در ایران نیز مطالعات فراوانی در زمینه تقاضای پول صورت گرفته است، اما در آنها توجه چندانی به تعریف پول نشده و صرفاً بر اساس شاخص جمع ساده به براورد مدل اهتمام ورزیده شده است و تنها در مطالعه داوودی و زارع‌پور(۱۳۸۵) تقاضای بهینه پول با استفاده از شاخص دیویژیا برای داده‌های فصلی سالهای ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۳ ساخته شده و سپس بر مبنای آن تابع تقاضای پول براورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که بین تعریف پول بر اساس شاخص دیویژیا با متغیر تولید ناخالص ملی یک رابطه مثبت، و با متغیر شاخص قیمتی دیویژیا یک رابطه منفی وجود دارد. همچنین بین تعریف پول بر اساس جمع ساده با متغیر تولید ناخالص داخلی یک رابطه مثبت و با متغیر تورم سود سپرده‌های بلندمدت یک رابطه منفی وجود دارد. آزمون‌های انجام‌شده بر اساس CUSUM و CUSUMSQ دلالت بر آن دارند که فرض ثبات ضرایب در هر دو تعریف پول به صورت‌های دیویژیا و جمع ساده را نمی توان رد کرد.

کمیجانی و بوستانی(۱۳۸۳) به بررسی ثبات تقاضای پول در سال ۱۳۷۹ و پس از آن می‌پردازند. برای این منظور از روش همگرایی جوهانسون- جوسیلیوس(۱۹۹۰) و با استفاده از داده‌های سالانه ۱۳۳۹ تا ۱۳۸۱ تقاضای پول را مورد آزمون قرار می‌دهند. نتایج حاکی از آن است که حجم نقدینگی(M2) با تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم و نرخ ارز در بازار موازی ارز همگراست، همچنین مقدار ضریب جمله تصحیح

1. Choi and Oxle
2. Dahalan, Jauhari and Sharma, Subhash and Sylwester, Kevin

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-25]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.6.5]

خطا(۰/۱۶) نشان می‌دهد که به رغم وجود تعادل بلندمدت در بازار پول حرکت به سمت تعادل در این بازار به‌کندی صورت می‌گیرد. نتایج آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ حاکی از آن است که فرضیه صفر مبنی بر باثبات بودن ضرایب را در سطح معنی‌داری پنج درصد، نمی‌توان رد کرد. به عبارت دیگر تقاضای پول در ایران باثبات است.

۳. روش تحقیق

۱.۳. تجمیع پولی دیویژیا

در ایران، حجم پول M1 شامل اسکناس و مسکوک در جریان و سپرده‌های دیداری می‌باشد، همچنین M2(نقدینگی) شامل M1 به‌علاوه سپرده‌های پس‌انداز(SVD) و سپرده‌های ثابت مدت‌دار(FXD) است. به پیروی از بارنت(۱۹۸۰) و (۱۹۸۴)، تخمین تورنکوئیست–تایل[۱] در زمان گسسته بر اساس شاخص مقداری دیویژیا، برای تجمیع پولی دیویژیا به صورت زیر می‌باشد:

$$DM_t = DM_{t-1} \prod_{i=1}^{N} \left(\frac{M_{it}}{M_{i,t-1}}\right)^{S_{it}^*} \qquad (۷)$$

که S_{it}^* میانگین $S_{i,t}$ و S_{it-1} است و S_{it} سهم مخارج کل از دارایی پولی i در دوره t و M_{it} مانده دارایی i در دوره t است و n تعداد مؤلفه‌های پولی موجود در تجمیع است، همچنین سهم مخارج به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$S_{it} = \frac{\pi_{it} M_{it}}{\sum_{j=1}^{N} \pi_{it} M_{it}} \qquad (۸)$$

که در آن π_{it} هزینه فرصت استفاده از دارایی پولی است. به پیروی از بارنت(۱۹۷۸)، هزینه فرصت استفاده، قیمتی از خدمات دارایی پولی در معاملات است که به صورت زیر تعیین می‌گردد:

---

[۱] شاخص ترنکوئیست-تایل(Tornqvist-theil index)، یک تقریب غیر پیوسته از شاخص دیویژیا می‌باشد. شکل ریاضی شاخص ترنکوئیست–تایل به صورت زیر است:

$$\left[\frac{TFP_t}{TFP_0}\right] = \frac{\prod\left[\frac{Q_{it}}{Q_{i0}}\right]^{1/2(R_{i0}+R_{it})}}{\prod\left[\frac{X_{it}}{X_{i0}}\right]^{1/2(S_{i0}+S_{it})}}$$

که در این رابطه صورت کسر شاخص مقداری ترنکوئیست–تایل و مخرج کسر شاخص مقداری نهاده‌هاست. در رابطه فوق TFP شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید است. S_{i0} و S_{it} به ترتیب سهم نهاده iام از هزینه کل تولید در سال مرجع و سال t. R_{i0} و R_{it} به ترتیب سهم محصول iام از کل درامد واحد تولیدی در سال مرجع و سال t. Q_{i0} و Q_{it} به ترتیب مقدار محصول iام در سال مرجع و سال t. X_{i0} و X_{it} به ترتیب مقدار نهاده iام در سال مرجع و سال t. به منظور کسب اطلاعات بیشتر در مورد این شاخص رجوع شود به:

Barnett, W, A(1980), "Economic Monetary Aggregates : An Application of Aggregation and Index Number Theory", *Journal of Econometrics* 14, pp. 11-48.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.6.5]

$$\pi = \frac{P_t(R_t - r_{it})}{(1+R_t)} \quad (۹)$$

که R_t نرخ دارایی محک[۱] در زمان t، r_{it} نرخ بازده دارایی پولی در زمان t و P_t به عنوان شاخص صحیح هزینه‌های زندگی[۲] می‌باشد.[۳] بر اساس نظریه شاخص دیویژیا، دارایی محک باید یک سرمایه مطمئن و دارایی غیر قابل تبدیل به پول نقد باشد. در عمل چنین دارایی‌ای وجود ندارد و حتی اوراق قرضه بلندمدت هم در بازارهای ثانویه خرید و فروش می‌شود و نمی‌تواند کاملاً غیر نقدینه باشد. به‌علاوه از نظر داشتن قابلیت مقایسه با دارایی‌های پولی، دارایی محک باید یک سرمایه مطمئن باشد و عایدی آن نباید با ریسک همراه باشد.[۴] در عمل نرخ محک برای دوره t بر اساس رابطه (۱۰) تعیین می‌شود که برابر است با:

$$\boldsymbol{R_t} = Max\ \{ RSVD_t, RFXD_t, RNCD_t, RREPOS_t, YGS_{it} \} \quad (۱۰)$$

که RSVD، نرخ بازده سپرده‌های پس‌انداز، RFXD، نرخ بازده سپرده‌های ثابت، RNCD، نرخ بازده سپرده‌های اسناد قابل تبدیل به پول نقد، RREPOS، نرخ بازده توافق نامه‌های قابل بازخرید و YGS، نرخ بازده اوراق قرضه خزانه‌داری است.

در واقع هزینه استفاده از یک دارایی پولی، بستگی به بازده آن دارایی دارد؛ برای مثال اسکناس و مسکوک در جریان، نرخ بازده صفر دارد. حال برای محاسبه هزینه فرصت نگهداری آن کافی است، به جای r_{it}، عدد صفر را در رابطه(۳) جایگذاری نماییم. در این تحقیق از مقادیر M1 و M2 در دوره زمانی فصل اول ۷۰ تا انتهای فصل چهارم سال ۸۸ استفاده شده است. اطلاعات مقادیر پولی و نرخ‌های سود دارایی‌ها که در محاسبه هزینه فرصت دارایی‌ها استفاده شده است، و شاخص‌های اقتصادی نظیر تولید ناخالص داخلی به قیمت جاری(GDP) و شاخص قیمت فصلی از نشریات بانک مرکزی جمهوری اسلامی

---

۱. که همان Benchmark است. تحت نظریه مربوط به مصرف‌کننده، فرض می‌شود دارایی محک، قابلیت تبدیل به پول یا دیگر خدمات پولی را ایجاد نمی‌کند، زیرا آن تنها برای ذخیره و انتقال ثروت در تمامی دوره‌ها نگهداری می‌شود.

2. True cost of living index

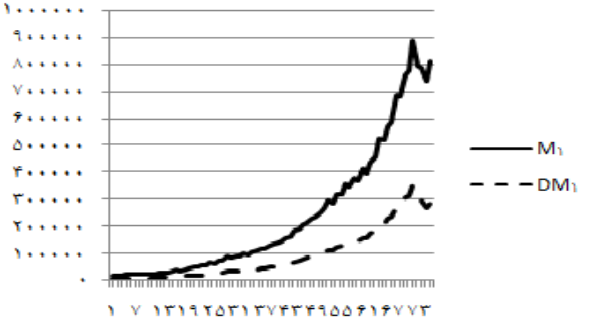
۳. در مطالعات کاربردی می‌توان از شاخص قیمت مصرف‌کننده به جای شاخص صحیح هزینه‌های زندگی استفاده نمود. شاخص هزینه‌های زندگی یک مفهوم است و به طور دقیق قابل محاسبه نیست. در نتیجه استفاده از شاخص قیمت مصرف‌کننده دارای اریب جانشینی است. اریب جانشینی ناشی از این واقعیت است که شاخص‌های سبد ثابت مانند پاشه، لاسپیرز و ... در واکنش به تغییر قیمت‌های نسبی امکان جانشینی محصولات را ایجاد نمی‌نمایند.

۴. با توجه به اینکه نرخ ساختمان مسکونی تا حدود زیادی خصوصیات دارایی محک را دارد، استفاده از این نرخ توصیه می‌شود، اما بدلیل نداشتن داده‌های این نرخ در ایران، از اوراق قرضه ۵ ساله به‌عنوان دارایی محک استفاده شده است.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-25]

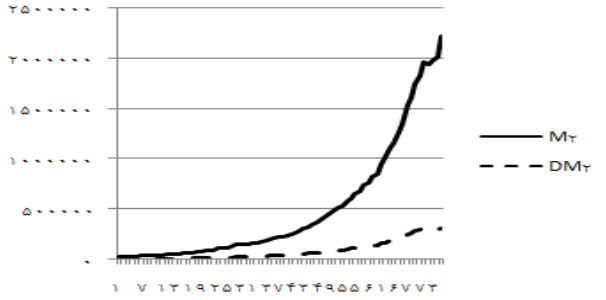
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.6.5]

ایران به دست آمده‌اند. در شکل‌های زیر نمودارهای تجمیع پولی در حالت‌های جمع ساده و جمع دیویژیا برای تعاریف محدود و گسترده پول برای ایران در دوره مورد بررسی ترسیم شده است.



نمودار۱. جمع ساده و جمع دیویژیای M1

منبع: یافته‌های محقق.



نمودار ۲. جمع ساده و جمع دیویژیای M2

منبع: یافته‌های محقق.

همان‌طور که مشخص است نمودارهای جمع ساده از نمودارهای دیویژیای آنها فاصله گرفته و در تعریف گسترده پول این فاصله بیشتر هم شده‌است و دلیل این تفاوت در نوسان زیاد نرخ‌های سود بانکی در دوره مورد بررسی می‌باشد.

٤. خصوصیات تابع تقاضای پول و تخمین آن

وجود تابع تقاضای باثبات پول، شرط ضروری در انجام پیش‌بینی‌های قابل قبول در اقتصاد می‌باشد. بر اساس هالدراپ(۱۹۹۴) و اندرس(۱۳۹۰) از تابع تقاضای پول به شکل زیر استفاده شد، که از مبانی نظریه‌های نئوکلاسیکی و کینزی پیروی می‌نماید:

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.6.5]

$$\mathrm{Log}(M_t^d) = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{Log}(GDP_t) + \beta_2 \mathrm{Log}(P_t) + \beta_3 \mathrm{Log}(EX_t) + \beta_4 (OC_t) + \varepsilon_t \quad (۱۱)$$

در معادله(۱۱)، t زمان مورد بررسی می‌باشد و M^d تجمیع پولی می‌باشد که به صورت جمع ساده و جمع دیویژیا مطرح می‌شود: SM1, DM1, SM2, DM2[۱]

GDP، تولید ناخالص داخلی واقعی، Linf نرخ تورم است و به روش کیرچگسنر و ولترز[۲] یعنی تفاضل لگاریتم شاخص قیمت دو دوره متوالی محاسبه شده است. EX، نرخ بهره خارجی،[۳]. OC هزینه فرصت نگهداری پول و P شاخص قیمت مصرف‌کننده می‌باشد. به جز هزینه فرصت که نرخ بازده است، تمامی متغیرها به صورت لگاریتمی وارد مدل شده‌اند. استفاده از لگاریتم متغیرها به هموارسازی سری و به دست آوردن نتایج قابل قبول‌تر کمک می‌کند. در ابتدا مانایی متغیرها را بررسی کرده‌ایم. در زیر نتایج آزمون دیکی–فولر آورده شده است.

جدول۱. نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته در سطح متغیرها

متغیر	مقدار آماره t سطح متغیرها	مقدار آماره t تفاضل مرتبه اول	مقدار بحرانی	
			٪۵	٪۱۰
LOG(SM1)	-۰.۴۰	-۳.۶۹	-۳.۴۸	-۳.۱۷
LOG(DM1)	-۰.۷۰	-۶.۹۸	-۳.۴۷	-۳.۱۶
LOG(SM2)	-۲.۸۸	-۳.۸۲	-۳.۴۷	-۳.۱۶
LOG(DM2)	-۲.۳۶	-۳.۵۳	-۳.۴۷	-۳.۱۶
LOG(GDP)	۰.۱۷	-۳.۹۳	-۳.۴۷	-۳.۱۶
LOG(EX)	-۲.۶۲	-۸.۷۷	-۳.۴۷	-۳.۱۶
LOG(P)	-۲.۰۱	-۵.۳۴	-۳.۴۸	-۳.۱۷
	-۱.۸۳	-۸.۶۹	-۳.۴۷	-۳.۱۶

منبع: یافته‌های محقق

همان‌گونه که در جدول ۱ ملاحظه می‌شود کلیه متغیرها I(1) هستند.

۱. SM1 وSM2 به ترتیب حجم پول M1 و M2 بر اساس شاخص جمع ساده و DM1 و DM2 به ترتیب حجم پول M1 و M2 بر اساس شاخص دیویژیا می‌باشد.

2. Kirchgassner, Gebhard and Wolters, Jurgen, (2007)

۳. با توجه به مطالعه بهمنی اسکویی(۱۹۹۱) که عوامل خارجی، اثرات معناداری بر روی تقاضای پول دارد و همانند نتایج یک اقتصاد باز عمل می‌کند و همچنین اسریرام (۱۹۹۹) در مطالعاتش دریافت که در یک اقتصاد باز باید برای تراز پرتفلیوی از یک عامل که شامل دارایی خارجی باشد استفاده کرد که نرخ بهره آن باید شامل هزینه فرصت نگهداری پول باشد، به همین دلیل از این متغیر در تابع تقاضای پول مورد نظر خود استفاده نموده‌ایم.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.6.5]

۱.٤. تحلیل هم‌جمعی جوهانسن- جوسیلیوس

این روش، برای یافتن روابط تعادلی بلندمدت میان متغیرهای معرفی شده در بخش قبلی و براورد تابع تقاضای بلندمدت پول انجام می‌گیرد. در این روش ابتدا از دو آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر برای تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی استفاده می‌شود، سپس در صورت اثبات وجود رابطه هم‌جمعی، بر اساس یکی از متغیرهای دلخواه عمل نرمال کردن روی بردارهای مذکور انجام می‌شود و با تکیه بر نظریه اقتصادی، بردارهای هم‌جمعی که دارای تفسیر اقتصادی هستند، انتخاب می‌شوند. قبل از تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی، باید وضعیت متغیرهایی مانند عرض از مبدا و روند در بردارها مشخص شود. بر اساس روش هریس(۱۹۹۵)[1] و با توجه به نمودار داده‌ها و نتایج روندزدایی، الگویی که داده‌ها دارای روند خطی تصادفی هستند، به عنوان الگوی مناسب انتخاب شد. در نهایت برای براورد تابع تقاضای پول لازم است بردارهای هم‌جمعی بر اساس متغیر لگاریتم حجم پول در حالت‌های جمع ساده و جمع دیویژیا نرمال شوند.

آماره آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\lambda_{trace} = -T\sum_{i=r+1}^{n} Log\left(1-\hat{\lambda}_i\right) \quad (۱۲)$$

$$\lambda_{max} = -TLog\left(1-\hat{\lambda}_{r+1}\right) \quad (۱۳)$$

که λ_i، بزرگترین مقدار مشخصه ماتریس هم‌جمعی می‌باشد، T تعداد مشاهدات و معادله ماتریس هم-جمعی بصورت زیر می‌باشد:

$$\Delta X_t = \phi_1 \Delta X_{t-1} + \cdots \phi_k \Delta X_{t-k} + \Pi X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t \quad (۱۴)$$

$$\phi = -(1-\Pi_1-\cdots-\Pi_i), \Pi = -(1-\Pi_1-\cdots-\Pi_k) \quad (۱۵)$$

X_t یک ماتریس $P \times 1$ می‌باشد. μ بردار جزء ثابت ماتریس، ϕ_i شاخص‌های معادله و $\Pi = \alpha\beta$ می‌باشد. اگر X_t در سطح نامانا و ΔX_t مانا باشد، در نتیجه X_t هم‌جمع از مرتبه ۱ خوانده می‌شود، همچنین ΠX_{t-k} شامل اطلاعات بلندمدت بین متغیرهای ارائه شده در بردار هم‌جمعی(X) می‌باشد.

نتایج آزمون‌های هم‌جمعی برای هریک از تجمیع‌های پولی در زیر ارائه شده است:

1. Harris, R. I. D.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.6.5]

جدول ۲. آزمون هم‌جمعی تابع تقاضا با تجمیع ساده M1

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آماره اثر		آماره حداکثر	
		آماره λ_{trace}	مقدار بحرانی ۹۵ درصد	آماره λ_{max}	مقدار بحرانی ۹۵ درصد
r = 0	r = 1	۱۰۶.۷۴۳۹	۶۹.۸۱۸۸۹	۴۱.۸۳۲۱۶	۳۳.۸۷۶۸۷
r ≤ 1	r = 2	۶۴.۹۱۱۷۷	۴۷.۸۵۶۱۳	۲۹.۱۷۵۱۳	۲۷.۵۸۴۳۴
r ≤ 2	r = 3	۳۵.۷۳۶۶۴	۲۹.۷۹۷۰۷	۱۹.۸۶۰۷۷	۲۱.۱۳۱۶۲
r ≤ 3	r = 4	۱۵.۸۷۵۸۷	۱۵.۴۹۴۷۱	۱۳.۹۰۷۹۴	۱۴.۲۶۴۶۰
r ≤4	r = 5	۱.۹۶۷۹۳۳	۳.۸۴۱۴۶۶	۱.۹۶۷۹۳۳	۳.۸۴۱۴۶۶

منبع: یافته‌های محقق

در جدول ۲ مشاهده می‌شود، با آماره اثر، وجود ۴ بردار هم‌جمعی و با آماره حداکثر مقدار ویژه، وجود دو بردار هم‌جمعی تایید می‌شود.

با توجه به جدول ۳ برای تجمیع دیویژیای M1، با آماره اثر، وجود ۵ بردار هم‌جمعی و با آماره حداکثر مقدار ویژه، وجود دو بردار هم‌جمعی تایید می‌شود.

جدول ۳. آزمون هم‌جمعی تابع تقاضا با تجمیع دیویژیای M1

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آماره اثر		آماره حداکثر	
		آماره λ_{trace}	مقدار بحرانی ۹۵ درصد	آماره λ_{max}	مقدار بحرانی ۹۵ درصد
r = 0	r = 1	۱۱۲.۱۱۲۹	۶۹.۸۱۸۸۹	۴۴.۲۷۵۲۷	۳۳.۸۷۶۸۷
r ≤ 1	r = 2	۶۷.۸۳۷۵۹	۴۷.۸۵۶۱۳	۳۱.۵۷۲۶۳	۲۷.۵۸۴۳۴
r ≤ 2	r = 3	۳۶.۲۶۴۹۶	۲۹.۷۹۷۰۷	۱۸.۵۳۱۶۸	۲۱.۱۳۱۶۲
r ≤ 3	r = 4	۱۷.۷۳۳۲۹	۱۵.۴۹۴۷۱	۱۳.۶۳۱۶۳	۱۴.۲۶۴۶۰
r ≤4	r = 5	۴.۱۰۱۶۵۹	۳.۸۴۱۴۶۶	۴.۱۰۱۶۵۹	۳.۸۴۱۴۶۶

منبع: یافته‌های محقق

در جدول ۴ مشاهده می‌شود که برای تجمیع جمع ساده M2، با آماره اثر، وجود ۴ بردار هم‌جمعی و با آماره حداکثر مقدار ویژه، وجود یک بردار هم‌جمعی تایید می‌شود.

جدول ٤. آزمون هم‌جمعی تابع تقاضا با تجمیع ساده M2

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آماره اثر		آماره حداکثر	
		آماره λ_{trace}	مقدار بحرانی ۹۵ درصد	آماره λ_{max}	مقدار بحرانی ۹۵ درصد
r = 0	r = 1	۱۰۴.۴۶۱۷	۶۹.۸۱۸۸۹	۴۴.۵۱۲۹۸	۳۳.۸۷۶۸۷
r ≤ 1	r = 2	۵۹.۹۴۸۶۸	۴۷.۸۵۶۱۳	۲۴.۳۷۳۰۹	۲۷.۵۸۴۳۴
r ≤ 2	r = 3	۳۵.۵۷۵۵۹	۲۹.۷۹۷۰۷	۱۸.۷۵۷۸۱	۲۱.۱۳۱۶۲
r ≤ 3	r = 4	۱۶.۸۱۷۷۷	۱۵.۴۹۴۷۱	۱۶.۸۱۴۷۸	۱۴.۲۶۴۶۰
r ≤4	r = 5	۰.۰۰۲۹۹۷	۳.۸۴۱۴۶۶	۰.۰۰۲۹۹۷	۳.۸۴۱۴۶۶

منبع: یافته‌های محقق.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.6.5]

بر اساس جدول ۵ برای تجمیع دیویژیای M2، با آماره اثر، وجود ۵ بردار هم‌جمعی و با آماره حداکثر مقدار ویژه، وجود یک بردار هم‌جمعی تایید می‌شود.

جدول ۵. آزمون هم جمعی تابع تقاضای پول با تجمیع دیویژیای M2

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آماره اثر		آماره حداکثر	
		آماره λ_{trace}	مقدار بحرانی ۹۵ درصد	آماره λ_{max}	مقدار بحرانی ۹۵ درصد
r = 0	r = 1	۱۰۴.۶۰۳۷	۶۹.۸۱۸۸۹	۳۹.۹۶۶۴۸	۳۳.۸۷۶۸۷
r ≤ 1	r = 2	۶۴.۶۳۷۲۱	۴۷.۸۵۶۱۳	۲۷.۳۵۶۰۸	۲۷.۵۸۴۳۴
r ≤ 2	r = 3	۳۷.۲۸۱۱۳	۲۹.۷۹۷۰۷	۲۰.۷۶۵۸۴	۲۱.۱۳۱۶۲
r ≤ 3	r = 4	۱۶.۵۱۵۲۹	۱۵.۴۹۴۷۱	۱۰.۷۱۴۰۵	۱۴.۲۶۴۶۰
r ≤4	r = 5	۵.۸۰۱۲۴۲	۳.۸۴۱۴۶۶	۵.۸۰۱۲۴۲	۳.۸۴۱۴۶۶

منبع: یافته‌های محقق.

بردارهای نرمال‌شده مربوط به هر یک از تجمیع‌های پولی جمع ساده و جمع دیویژیا در جداول زیر آمده‌اند. این بردارها، تابع تقاضای پول را در حالت ایستا نشان می‌دهند. با توجه به اینکه در بردار نرمال هم‌جمعی تمام متغیرها در یک سمت رابطه قرار دارند، به‌منظور مشخص شدن رابطه سایر متغیرها با تقاضای پول، علامت سایر متغیرها، به جز تقاضای پول، در جدول زیر، به صورت قرینه مقادیر بردار نرمال ارائه شده است. همچنین با توجه به وجود حداقل یک بردار هم‌جمعی در تمام حالات تجمیع پول، در این جدول فقط بردار نرمال اول که در آنها ضریب متغیر تقاضای پول ۱ است، گزارش شده است.

همان‌طور که در جدول ۶ قابل مشاهده است، اثر شاخص قیمت و تولید ناخالص داخلی بر تقاضای پول در تمام حالات تجمیع پول، مطابق با انتظار و مثبت است. اثر تولید ناخالص داخلی بر M2 در هر دو حالت جمع ساده و دیویژیا بیشتر از اثر تولید ناخالص داخلی بر M1 است. کمترین معناداری اثر تولید ناخالص داخلی نیز مربوط به دیویژیای M1 است و در سایر موارد اثر ضریب GDP معنادار است؛ اما در مقابل اثر درصد تغییرات شاخص قیمت در هر دو حالت تجمیع M1 بیش از M2 است. در عین حال، اثر آن بر تقاضای پول در تجمیع دیویژیای M1 و M2 بیش از تجمیع ساده است.

هزینه فرصت پول نیز در تمامی تجمیع‌های پولی، علامت مورد انتظار منفی را دارد. اثر هزینه فرصت پول برای M1 در هر دو حالت تجمیع بیش از M2 است. درصد کاهش تقاضای پول در اثر افزایش هزینه فرصت، در روش تجمیع دیویژیا در هر دوی M1 و M2 بیش از تجمیع ساده است.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.6.5]

اثر نرخ بازده دارایی خارجی بر تقاضای پول در M1 بر خلاف انتظار، مثبت و معنادار است. اثر بازده دارایی خارجی بر تقاضای M2 در هر دو تجمیع ساده و دیویژیا معنادار نیست، اما در تجمیع M2 علامت آن مطابق با نظریه و منفی است.

جدول ٦. بردار نرمال تابع تقاضای پول

جمع ساده M1					
	LOG(SM1)	LOG(GDP)	LOG(P)	OC	LOG(EX)
ضریب	۱.۰۰۰۰۰۰	۰.۴۰۴۸۴۱	۱.۰۹۰۷۹۹	−۰.۳۱۴۹۳۳	۰.۰۳۰۵۰۴
انحراف معیار		(۰.۳۰۷۴۹)	(۰.۰۹۰۹۸)	(۰.۰۶۸۰۹)	(۰.۰۲۱۲۳)
جمع دیویژیای M1					
	LOG(DM1)	LOG(GDP)	LOG(P)	OC	LOG(EX)
ضریب	۱.۰۰۰۰۰۰	۰.۳۴۵۵۶۸	۱.۱۹۱۶۲۴	−۰.۳۵۶۶۳۸	۰.۰۳۲۴۷۸
انحراف معیار		(۰.۳۱۰۴۸)	(۰.۰۹۲۰۸)	(۰.۰۶۹۳۸)	(۰.۰۲۲۴۰)
جمع ساده M2					
	LOG(SM2)	LOG(GDP)	LOG(P)	OC	LOG(EX)
ضریب	۱.۰۰۰۰۰۰	۲.۲۹۲۶۸۸	۰.۷۲۱۱۲۹	−۰.۱۳۶۰۰۴	۰.۰۰۱۷۳۹
انحراف معیار		(۰.۳۲۳۹۰)	(۰.۰۹۶۰۷)	(۰.۰۷۱۹۰)	(۰.۰۲۲۹۴)
جمع دیویژیای M2					
	LOG(DM2)	LOG(GDP)	LOG(P)	OC	LOG(EX)
ضریب	۱.۰۰۰۰۰۰	۱.۸۱۱۸۷۲	۰.۸۳۷۳۲۹	−۰.۱۸۸۰۱۸	−۰.۰۱۷۶۶۱
انحراف معیار		(۰.۳۵۵۵۰)	(۰.۱۰۵۷۵)	(۰.۰۸۰۴۶)	(۰.۰۲۵۹۰)

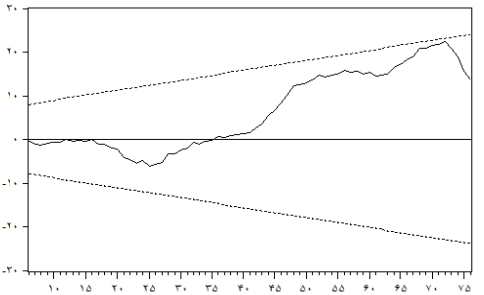
منبع: یافته‌های محقق.

۲.٤.آزمون ثبات ساختاری

آزمون‌هایی در زمینه ثبات مدل‌های رگرسیون مطرح شده است؛ یکی از این آزمون‌ها آزمون چاو است(آزمون F). در این آزمون باید یک نقطه شکست از پیش انتخاب شود؛ اما در بیشتر مطالعات کاربردی چنین اطلاعاتی از قبل در دسترس نیست، لذا توصیه می‌کنند که از آزمون‌های تشخیصی برمبنای روش رگرسیون بازگشتی استفاده شود. بر ایت اساس برای انجام آزمون برای بررسی ثبات ضرایب از آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ استفاده شده است که مبتنی بر انجام رگرسیون بازگشتی به روش OLS می‌باشند. در رگرسیون بازگشتی، کمترین تعداد مشاهدات(K) مبنا قرار می‌گیرد و با آنها مدل تخمین زده می‌شود. پس از آن مدل بر اساس K,K+1,K+2,... تا n مشاهده تخمین زده می‌شود. این

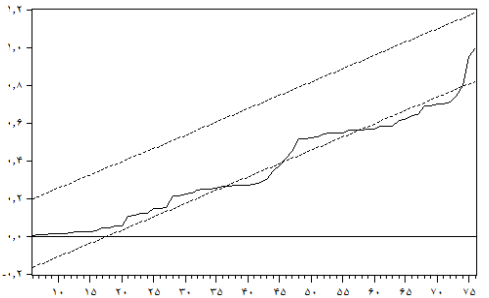
[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-25]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.6.5]

روش، یک سری زمانی از تخمین‌های حداقل مربعات معمولی را به دست خواهد داد. نتایج حاصل از این آزمون در مطالعه ما به صورت زیر می‌باشد:



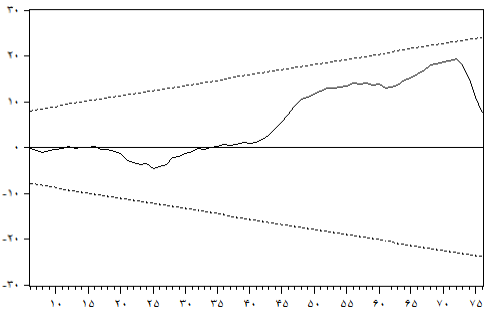
نمودار۳. آزمون SM1 :CSM

منبع: یافته‌های محقق.



نمودار٤. آزمون SM1 : CSMSQ

منبع: یافته‌های محقق.

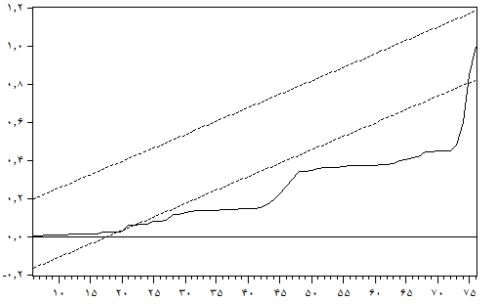


نمودار٥. آزمون DM1 : CSM

منبع: یافته‌های محقق.

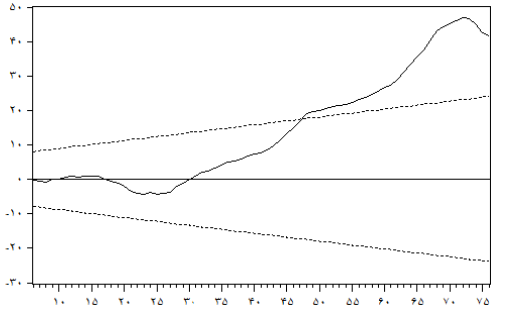
[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.6.5]



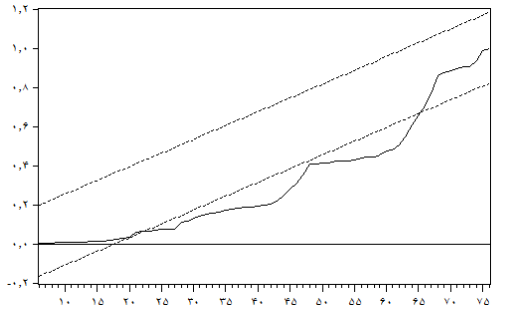
نمودار٦. آزمون DM1 : CSMSQ

منبع: یافته‌های محقق.



نمودار۷.آزمون SM2 :CSM

منبع: یافته‌های محقق.

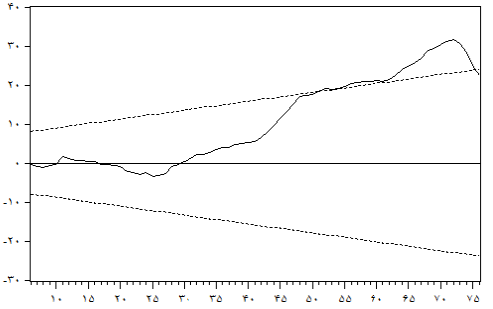


نمودار۸.آزمون SM2 : CSMSQ

منبع: یافته‌های محقق.

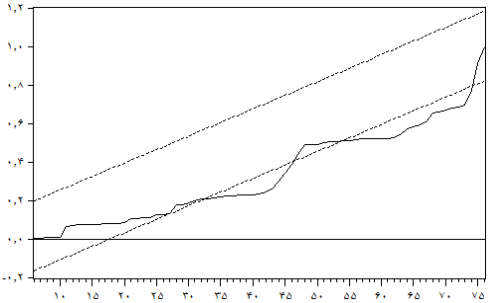
[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.6.5]



نمودار۹.آزمون DM2 : CSM

منبع: یافته‌های محقق.



نمودار۱۰.آزمون DM2 : CSMSQ

منبع: یافته‌های محقق.

با توجه به نتایج آزمون ثبات ساختاری، مشاهده می‌شود که در M1 در هر دو حالت تجمیع ساده و دوبویژیا، ضرایب مدل بر اساس آزمون CUSUM با ثبات هستند، اما بر اساس آزمون CUSUMSQ و عبور از خطوط معنای ۵٪ ، فرض پایداری واریانس پسماندها رد می‌شود. در M2 با آنکه با توجه به شکل‌های ۷ تا۱۰، تجمیع دیویژیا عملکرد بهتری نسبت به تجمیع ساده دارد، به دلیل عبور از خطوط معنای ۵٪ در هر دو آزمون CUSUM و CUSUMSQ، فرض پایداری ضرایب و واریانس پسماندها در سطح معنای ۵٪ در هر دو نوع تجمیع رد می‌شود. مشاهده این شکست‌های ساختاری می‌تواند، به دلیل تغییرات سیاستی در بازارهای مالی، مانند کاهش سود سپرده‌های بانکی در فصل اول سال ۸۴(مشاهده ۴۹)، و یا تغییرات ناگهانی نرخ ارز در فصل اول سال ۷۱ یا فصل اول سال ۸۱ باشد، با وجود استفاده از متغیرهای مجازی برای نشان دادن تغییرات ساختاری در دوره‌های مذکور، شکست ساختاری موجود رفع نگردید. همان‌گونه که آزمون CUSUM نشان می‌دهد، شکست ساختاری M2 در همان محدوده زمانی فصل ۴۹،

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.6.5]

که دو سیاست پولی به طور ناگهانی تغییر کرده‌اند، رخ می‌دهد. نتایج به دلیل صرفه‌جویی ارائه نشده است. با این نتایج، تغییرات سیاستی را هم می‌توان عامل بی‌ثباتی تابع تقاضای پول دانست.

۳.٤. ساز و کار الگوی تصحیح خطا(ECM)

از ساز و کار تصحیح خطا(ECM) برای اولین بار فیلیپس(۱۹۵۷) استفاده کرد و سپس به وسیله انگل و گرنجر برای تصحیح نبود تعادل به کار گرفته شد. به تعبیر فیلیپس مدل‌های تصحیح خطا یک شیوه تعدیل ابزار سیاستی به منظور نزدیک کردن متغیر هدف به مقدار مطلوب آن می‌باشد. دلیل اصلی استفاده از الگوهای تصحیح خطا، وجود هم‌جمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی است. این الگوها، نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آنها ارتباط می‌دهند. در الگوی ECM زیر، ضریب تصحیح خطا در حقیقت سرعت حرکت به تعادل را نشان می‌دهد:

$$\Delta Y_t = \alpha + b\Delta X_t + cECM_{t-1} + e_t$$

که در آن Y_t، متغیر وابسته و X_t همه رگرسورهای موجود در رابطه بلندمدت است، همچنین Δ عملگر تفاضل مرتبه اول می‌باشد و ضریب ECM_{t-1} تعدیل در جهت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد. به عبارت دیگر این ضریب نشان می‌دهد که در هر دوره، چند درصد از نبود تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطه بلندمدت می‌رود(تشکینی و مسعودی قوام، ۱۳۸۴).

جدول ۸. نتایج الگوی تصحیح خطا

متغیرها	Log(SM1)	Log(DM1)	Log(SM2)	Log(DM2)
ضریب ECM	-۰.۱۲۲۵۶۷	-۰.۱۳۱۱۴۸	-۰.۰۱۳۷۷۷	۰.۰۸۷۵۱۶
انحراف معیار	(۰.۰۴۷۵۴)	(۰.۰۵۸۰۷)	(۰.۰۲۸۳۸)	(۰.۰۴۸۸۸)

منبع: یافته‌های محقق.

با توجه به نتایج الگوی تصحیح خطا که در جدول ۸ آمده است، ضریب ECM برای تقاضای پول SM1 برابر با ۰/۱۲۲- و برای DM1 برابر با ۰/۱۳۱- به‌دست آمد. همچنین مقدار این ضریب برای SM2، ۰/۰۱۳۸- و برای DM2، ۰/۰۸۷ به‌دست آمده است. نتایج آزمون تصحیح خطا نشان می‌دهد که در هر دو تعریف حجم پول، در صورت خارج شدن از تعادل، با روش دیویژیا نسبت به روش جمع ساده، سریعتر به تعادل مجدد برمی‌گردیم و مدل‌هایی بر اساس شاخص دیویژیا هستند، باثبات‌تر می‌باشند. گفتنی است که آماره t مربوط به این آزمون، برای هر یک از تجمیع‌های پولی معنی‌دار به‌دست آمد.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.6.5]

٤.٤. آزمون علیت گرنجر

در اینجا همانند بارنت، آفن باخر و اسپینت(۱۹۸۴)[1] رابطه علیت گرنجر میان لگاریتم درآمد ناخالص داخلی(GDP) و لگاریتم تقاضای پول محاسبه شده به دو روش جمع ساده و دیویژیا برای M1 و M2 بررسی گردید. نتایج با ۴، ۸ و ۱۶ وقفه در جدول ۹ ارائه شده است.

همان‌گونه که در جدول ۹ قابل مشاهده است، با ۴ وقفه فرض نبود رابطه علیت گرنجری میان تمام متغیرها، در سطح معنای ۱٪ نیز رد می‌شود. هر چند آماره F در تجمیع ساده بزرگتر از تجمیع دیویژیاست. با افزایش وقفه‌ها و با ۱۶ وقفه برای جمع ساده تنها، اینکه LGDP علت LM1 نباشد، در سطح معنای ۱۰٪، و LGDP علت LM2 نباشد، در سطح معنای ۵٪ رد می‌شود؛ اما در تجمیع دیویژیا با آنکه در سطح DM1 تنها نبود رابطه علیت میان LDM1 و LGDP در سطح معنای ۱۰٪ رد می‌شود؛ اما نبود هر دو سوی رابطه علیت میان LDM2 و LGDP در سطح معنای ۵٪ رد می‌شود. در نتیجه در رابطه علیت با تولید ناخالص داخلی، تجمیع دیویژیای M2 از سایر تجمیع‌ها عملکرد بهتری دارد.

جدول۹. آزمون علیت گرنجر

رابطه علیت		٤ وقفه		۸ وقفه		۱٦ وقفه	
علت	معلول	سطح معنا	آماره F	سطح معنا	آماره F	سطح معنا	آماره F
LM1	LGDP	۰.۰۰۲۰۰	۴.۷۶۹۸۳	۰.۰۸۸۰۶	۱.۸۵۵۴۶	۰.۱۴۳۱۶	۱.۵۷۹۴۵
LGDP	LM1	۷.۴E-۱۰	۱۷.۸۹۲۹	۰.۰۷۱۰۷	۱.۹۵۸۵۷	۰.۰۷۷۶۲	۱.۸۴۵۸۱
LDM1	LGDP	۰.۰۰۲۲۵	۴.۶۸۵۵۵	۰.۰۷۲۰۰	۱.۹۵۲۳۱	۰.۰۵۶۴۱	۱.۹۸۳۶۵
LGDP	LDM1	۰.۰۰۱۲۰	۵.۱۳۹۸۰	۰.۵۱۲۹۶	۰.۹۱۳۵۸	۰.۱۶۵۷۸	۱.۵۱۴۶۲
LM2	LGDP	۰.۰۰۴۳۴	۴.۲۱۷۶۶	۰.۲۹۷۰۴	۱.۲۳۷۳۸	۰.۲۲۳۷۷	۱.۳۷۹۷۲
LGDP	LM2	۱.۸E-۰۶	۱۰.۲۷۱۵	۰.۲۲۶۰۸	۱.۳۸۳۷۹	۰.۰۴۹۵۱	۲.۰۴۰۰۶
LDM2	LGDP	۰.۰۰۱۵۶	۴.۹۵۰۵۰	۰.۱۰۶۶۶	۱.۷۶۲۳۲	۰.۰۱۳۶۸	۲.۶۰۴۵۸
LGDP	LDM2	۰.۰۰۱۴۹	۴.۹۸۳۲۷	۰.۰۰۲۹۶	۳.۴۵۷۸۸	۰.۰۱۰۴۹	۲.۷۲۴۰۳

منبع: یافته‌های محقق.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

یکی از اهداف اصلی در اقتصاد پولی برای اجرای سیاست‌پولی، دستیابی به تابع تقاضای پول باثبات می‌باشد. با ثبات‌بودن تابع تقاضای پول زمینه اثرگذاری صحیح و کارای سیاست پولی را فراهم می‌نماید.

1. Barnett, W. A., Offenbacher, E., & Spindt, P.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.6.5]

بی‌ثباتی تابع تقاضای پول به دو موضوع برمی‌گردد: الف) بی‌ثباتی ناشی از متغیرهای مورد استفاده در تابع تقاضای پول؛ ب) تعریف نادرست حجم پول.

در مطالعه حاضر، متغیرهای مورد استفاده در تابع تقاضای پول بر اساس آن دسته از مبانی نظری کاربردی می‌باشد که مورد قبول اکثر اقتصاددانان می‌باشد؛ اما در تعریف حجم پول علاوه بر روش جمع ساده بر اساس شاخص دیویژیا نیز حجم پول را تعریف و محاسبه کرده‌ایم. شاخص دیویژیا، شاخصی است که در رده‌بندی فیشر، در رتبه عالی شاخص‌های عددی قرار دارد. شاخص دیویژیا بر خلاف شاخص جمع ساده که مؤلفه‌ها را به صورت ساده جمع می‌نماید، مؤلفه‌های پولی را به صورت وزنی و بر اساس سهم هر یک از قدرت نقدشوندگی مؤلفه‌ها و در قالب یک الگوی ضربی جمع می‌نماید.

در این مطالعه با استفاده از داده‌های فصلی اقتصاد ایران و برای دوره ۱۳۷۰:۱ تا ۱۳۸۸:۴ شاخص دیویژیا برای M1 و M2 ساخته شده است. همچنین M1 و M2 در حالت‌های تجمیع جمع ساده و جمع دیویژیا، به عنوان متغیرهای وابسته در نظر گرفته شده است. متغیرهای مستقل این مطالعه تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر مقیاس، نرخ تورم به‌عنوان هزینه فرصت استفاده از دارایی‌ها و نرخ ارز می‌باشد. در محاسبه حجم پول، از اسکناس و مسکوک در دست اشخاص و سپرده‌های دیداری و در محاسبه M2، از جمع M1 با حجم سپردهای بانکی شامل سپرده‌های شش‌ماهه تا پنج‌ساله استفاده شده است.

نتایج بر اساس آزمون‌های ریشه واحد، هم‌جمع بودن تمامی متغیرها را تایید می‌نماید و با انجام آزمون هم‌جمعی جوهانس و جوهانسن–جوسیلیوس به یک بردار هم‌جمعی برای هریک از تجمیع‌های پولی دست یافتیم و بر اساس آن تابع تقاضای پول را برآورد نمودیم. آزمون انجام‌شده در بررسی شکست ساختاری، نبود شکست ساختاری ضرایب را در M1 با هر دو روش تجمیع نشان داد، اما در M2 فرض نبود شکست ساختاری در ضرایب با هر دو روش تجمیع رد شد. هرچند تجمیع دیویژیا عملکرد بهتری داشت. فرض نبود شکست ساختاری در واریانس پسماندها در تمام حالات تجمیع برای M1 و M2 رد شد.

ضریب ECM برای تقاضای پول SM1 برابر با ۰/۱۲۲- و برای DM1 برابر با ۰/۱۳۱- به‌دست آمد، همچنین مقدار این ضریب برای SM2، ۰/۰۱۳۸- و برای DM2، ۰/۰۸۷ به‌دست آمده است. نتایج آزمون تصحیح خطا نشان می‌دهد که در هر دو تعریف حجم پول، در صورت خارج شدن از تعادل، با روش

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.6.5]

دیویژیا نسبت به روش جمع ساده، سریعتر به تعادل مجدد برمی‌گردیم و در نتیجه مدل‌های بر اساس شاخص دیویژیا باثبات‌تر می‌باشند و نتایج قابل قبول‌تری هم دارند.

با توجه به نبود ابزارهای مالی از مرتبه بالاتر از M2 در بازار پول ایران، و نبود امکان تعریف مرتبه‌های بالاتر تجمیع مانند M3 و L، که در آنها جانشینی ترکیبات پولی به‌شدت کاهش می‌یابد، نتایج به دست آمده در بازار پول ایران در مقایسه دو روش تجمیع ساده و دیویژیا تفاوت چندانی را نشان نمی دهد، که این نتیجه با یافته‌های بارنت، آفن باخر و اسپینت[1] (۱۹۸۴) سازگاراست.

در نهایت پیشنهاد می‌گردد که با توجه به ابداعات مالی که در سیستم پولی و بانکی ایجاد می‌شود، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، با تغییر تعریف حجم پول از حالت جمع ساده به جمع دیویژیا، امکان قرار دادن این نوآوری‌های مالی را در حجم پول ایجاد نماید. همچنین با توجه به اینکه داشتن تابع تقاضای پول باثبات شرط ضروری برای اجرای سیاست پولی کاراست، توصیه می‌گردد که از تابع تقاضای پول که بر اساس شاخص دیویژیا به‌دست آمده است، استفاده گردد. دو دلیل مهم برای این پیشنهاد وجود دارد: اول اینکه شاخص دیویژیا نسبت به شاخص جمع ساده با نظریه‌های اقتصاد خرد سازگاری بیشتری دارد و دوم اینکه به‌دلیل آن دسته ابداعات مالی که هر روزه ایجاد می‌شود تابع تقاضای پول دیویژیا عینی‌تر و کاربردی‌تر می‌باشد و توانایی گنجاندن این نوآوری‌ها را دارد.

منابع و مآخذ

بهمنی اسکویی، محسن(۱۳۸۰)، " نرخ ارز بازار سیاه و تقاضا برای پول در ایران"، *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی*، سال نهم، شماره ۳۰، صص ۳-۱۰.

تشکینی، احمد و زهره مسعودی قوام(۱۳۸۴)، "تحلیل تجربی تورم در اقتصاد ایران ۱۳۳۸-۱۳۸۱"، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۳۶، صص ۷۵-۱۰۵.

جعفری صمیمی، احمد، زهرا علمی و علی صادق‌زاده یزدی(۱۳۸۵)، "بررسی ثبات تابع تقاضای پول در ایران: کاربرد روش جوهانسن- جوسیلیوس"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۲، صص ۱۹۱-۲۲۵.

داوودی، پرویز و زهرا زارع‌پور(۱۳۸۵)، "نقش تعریف پول در ثبات تقاضای پول با تاکید بر شاخص دیویژیا"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال هشتم، شماره ۲۹، صص ۴۷-۷۴.

1. Barnett, W. A., Offenbacher, E., &Spindt, P.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.6.5]

کمیجانی، اکبر و رضا بوستانی(۱۳۸۳)، "ثبات تقاضای پول در ایران"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۶۷، صص ۲۳۵-۲۵۸.

ناصری، سیدعلی(۱۳۸۷)، اندازه‌گیری حجم پول به روش دیویسیا و رابطه آن با خنثائی و ابرخنثائی پول، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*.

Adam, C.,(1991), Financial innovation and the demand for £M3 in the UK 1975-86, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 53 (4), pp. 401-424.

Anderson, Jones and Nesmith(1997), Building New Monetary Services Indices: Concepts, Methodology and Data, Federal Reserve Bank of St. Louis Review.

Baba, Y., HENDRY, D. F. and STARR, M. R.,(1992), The demand for M1 in the U.S.A., 1960-1988, *Review of Economic Studies*. 59 (1), pp. 25-61.

Barnett, W. A, (1984), Recent Monetary Policy and the Divisia Monetary Aggregates. *The American Statistician*, vol.38, No. 3, pp. 165-172 .

Barnett, W. A., Fisher, D., & Serletis, A.,(1992), Consumer Theory and the Demand for Money. *Journal of Economic Literature*, Vol. 30, No. 4, pp.2086-2119.

Barnett, W. A., Offenbacher, E., &Spindt, P.(1984), The new Divisia Monetary Aggregates. *Journal of Political Economy*, No. 92, pp.1049–1085.

Barnett, W.A. (1978). The user cost of money. Economic Letters, No. 1(2), pp.145-149.

Barnett, W.A. (1980), Economic monetary aggregates: An application of index number and aggregation theory. *Journal of Econometrics*, No.14(1), pp. 11–48.

Barnett, William A.,(2007), Divisia Indexes entry in International Encyclopedia of the Social Sciences, William A. Darity, Jr.(Ed.), Second Edition, Macmillan Reference USA, November 2007.

Belongia, M.T., Chalfant, J.,(1989), The changing empirical definition of money: some estimates from a model of the demand for money substitutes, *Journal of Political Economy*, 97: 387–398.

Belongia, M. T., Chrystal, A., (1991), The Changing Empirical Definition of Money: Some Estimates from a Model of the Demand for Money Substitutes. *Journal of Political Economy*, vol. 97, No. 2, pp. 387-397.

Belongia, Michael.(1996), Measurement Matters: Some Recent Results. from Monetary Economics Reexamination. *Journal of Political Economy*, vol. 104, No. 5, pp. 1065- 1083.

Chetty, V. Karuppan.(June 1969), On Measuring the Nearness of the Near-Moneys. *The American Economic Review*, No.59, pp. 270-281.

choi, d. oxley, l., (2004), Modelling the demand for money in New Zealand, *Mathematics and Computers in Simulation*, No.64, pp.185–191.

Dahalan, J., Sharma, S., and Sylwester, K., (2005), Divisia Monetary Aggregates and Money Demand for Malaysia, Journal of Asian Economics, Vol. 15, Issue 6, pp 1137-1153.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.6.5]

Diewert, W. Erwin,(july 1978), Superlative Index Numbers and Consistency in Aggregation, *Econometrica,* 46(4), pp. 883-900.

Divisia, F. 1925. L'indice monétaire et la théorie de la monnaie. *Revue d'écon. polit*., XXXIX, Nos. 4, 5, 6: 842-61, 980-1008, pp. 1121-51.

Engle, R, F. and C.W. J. Granger(1987), Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica,* 55, pp. 251-276.

Ericsson, N. R.(1998), Empirical Modeling of Money Demand, *Empirical Economics*, pp.23, 3.

Ericsson, N. R., D. F. Hendry, K. M. Prestwich(1998), Friedman and Schwartz (1982) resisted: Assessing annual and phase-average models of money demand in the United Kingdom, *Empirical Economics* 23: pp.401-415.

Ericsson, N.R.(1999), Empirical modeling of money demand, in H. Lütkepohl and J. Wolters (eds.), *Money Demand in Europe*, (Physica-Verlag) Heidelberg, 29-49.

Friedman, Milton and Anna J. Schwartz(1963), A Monetary History of the United States: 1867–1960, Princeton University Press.

Friedman, Milton, and Schwartz, Anna J.(1970), Monetary Statistics of the United States: 1084. *Journal of Political Economy*, Estimates, Sources, Methods. New York: Columbia Univ. Press (for N.B.E.R.).

Goldfeld, Stephen M, (1976), the Case of the Missing Money, *Brookings Paper Economic Activity*, (3), pp. 683-730.

Harris, R.I.D. ,(1995), **Using Cointegration Analysis in Econometric Modeling**, Prentice Hall.

Ionut, Dumitru., (2002), Money Demand in Romania, *MPRA papers*, published in: 15th june 2002.

Johansen, S., Juselius, K,(1990), Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Applications to Simultaneous Equations and Cointegration, *Journal of Econometrics*, 69.

Johansen, S.,(1988), Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*. 12, pp. 231-254.

Johansen, S., andJuselius, K(1990). Maximum likelihood estimation and inference on Cointegration - with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 52 (2): pp.169- 210.

Judd, J.P., and J.L. Scadding(1982), The Search for a Stable Money Demand Function: A survey of the post-1973 literature, *Journal of Economic Literature*, Vol. 20, No. 3, pp. 993-1023.

Kirchgassner, G., Wolters, J., (2007), **Introduction to Modern Time Series Analysis**, Springer, Berlin Heidelberg.

Klein, B. (1974), Competitive Iinterest Payments on bank deposits and the long-run demand for money. *The American Economic Review*, 64(6), pp. 931–949.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.6.5]

Leontief, W. (1953), Domestic Production and Foreign Trade; The American Capital Position Re-Examined, *Proceedings of the American Philosophical Society*, 97(4), pp. 332-349.

Mishkin, Frederic S., (2000), From Monetary Targeting to Inflation Targeting: Lessons from the Industrialized Countries, in: *Stabilization and Monetary Policy: The International Experience*, Papers Presented at Banco de Mexico's 75th Anniversary Seminar, Mexico City November 14-15, 2000, pp. 99-139. pp. 295-315.

Pesaran. M. H. Yongcheol Shin. and R. J. Smith(2001), Bounds Testing Approaches to the Analysis of level Relationships, *journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, pp.289-326.

Philips, A.W., (1957), Stabilization Policy and the Time Form of Lagged Responses, *Economic Journal*, 67, pp.265-277.

Psaradakis, Zacharias., (1993), The Demand for Money in Greece: an Exercise in Econometric Modeling with Cointegrated Variables, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, No 55, pp. 215–236.

Sriram, Sabramanian S., 1999, Survey of Literature on Demand for Money: Theoretical and Empirical Work with Special Reference to Error-Correction Models, IMF Working Paper 99/64(Washington: International Monetary Fund).

Serletis, A., & King, M.(1993), The role of money in Canada. *Journal of Macroeconomics*, 15(1), pp. 91–107.

Wesche, Katrin(1996), Aggregating Money Demand in Europe with a Divisia Index, University of Bonn Institute fur Projektbereich B, *Discussion Paper*, No. B-, November 1996.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.6.5]

پیوست: دوگان شاخص مقداری دیویژیا و شاخص قیمتی دیویژیا

فرض کنید $\{q_1(t), q_2(t), \dots, q_n(t)\}$ مجموعه‌ای از مانده‌های دارایی پولی در زمان t باشد و $\{P_1(t), P_2(t), \dots, P_n(t)\}$ بردار هزینه فرصت دارایی‌ها و D_i تابع تقاضا باشد درآن صورت:

$$q_i(t) = D_i(p_i(t), Y)$$

حال اگر از $p_i(t)$ و $q_i(t)$ تفاضل‌گیری نماییم، داریم:

$$\frac{\mathrm{d}\ln \mathrm{p_i(t)}}{\mathrm{d}\ln \mathrm{q_i(t)}} = \frac{\mathrm{dP_i(t)/p_i(t)}}{\mathrm{dq_i(t)/q_i(t)}}$$

شاخص مقداری دیویژیا Q_t^D و شاخص قیمتی دیویژیا P_t^D با توجه به مؤلفه‌های $q_i(t)$و $p_i(t)$ به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$Q_t^D = Q_0^D \, exp \int_0^t d\ln Q_t^D = Q_0^D exp \int_0^t \sum_i s_i(t) d\ln q_i(t)$$

$$P_t^D = P_0^D \, exp \int_0^t d\ln P_t^D = P_0^D exp \int_0^t \sum_i s_i(t) d\ln p_i(t)$$

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

$$s_i(t) = \frac{p_i(t)p_i(t)}{\sum_j p_j(t)q_j(t)}$$

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

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

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

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

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

$$= d\ln Q_t^D + d\ln P_t^D$$

$$\Rightarrow \ln X(t) = \ln Q_t^D + \ln P_t^D + constant$$

$$\Rightarrow X(t) = Q_t^D \,.\, P_t^D \,.\, constant$$

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.6.5]