

تخمین تابع تقاضای پول و بررسی ثبات آن در ایران

حمید شهرستانی

عضو هیأت علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه اوهایو و دانشکاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران

حسین شریفی رنانی

عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد خوراسگان اصفهان و دانشجوی دکتری دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران

تحقیقات تهران h.sharifi@khuisf.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۳۸۶/۱۱/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۷/۷/۱۷

چکیده

Q ! Q
ARDL
(M₁)
CUSUMSQ CUSUM (M₁)
(M₂)
M
E4· E44· E41 :JEL
ARDL
CUSUMSQ CUSUM

۱- مقدمه

تقاضای پول مهم‌ترین تابع در بررسی اثرات سیاست پولی بر اقتصاد است به‌ترتیبی که سیاست پولی با تحت تأثیر قرار دادن تقاضای پول، می‌تواند مقامات پولی را در

رسیدن به اهداف شان کمک کند. از آنجایی که تابع تقاضای پول با متغیرهای متفاوتی مورد تخمین قرار می‌گیرد، انتخاب تعریف درستی از پول، متغیر مقیاس و متغیر هزینه فرصت داخلی و خارجی پول می‌تواند در تعیین درست تابع تقاضای پول نقش مهمی ایفاء کند. دیدگاه‌های مختلفی درباره مفهوم پول در قالب تئوری مقداری پول، دیدگاه کینز، رویکرد بامول-توبین و دیدگاه فریدمن مطرح شده‌اند، که در کل می‌توان آن‌ها را در دو دیدگاه معاملاتی تقاضای پول و دیدگاه پرتفوی تقاضای پول تقسیم بندی کرد. مطالعات نظری و تجربی متعددی در مورد تخمین تابع تقاضای پول انجام شده است که اکثر آن‌ها درباره ایالات متحده و کشورهای اروپایی است. اخیراً نیز مطالعاتی در کشورهای در حال توسعه انجام شده است. بیش‌تر این مطالعات از تکنیک‌های مدل‌سازی هم‌گرایی یکسان انگل-گرنجر (۱۹۸۷) و یا هم‌گرایی یکسان چند متغیره یوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۰)، استفاده کرده‌اند. تعدادی از این مطالعات نیز از روش وقفه توزیعی خودرگرسیون (ARDL)⁴ معرفی شده توسط پسران و شین (۱۹۹۵) استفاده کرده‌اند. در جدول پیوست خلاصه مطالعات مختلف در این زمینه ارائه شده است.

تابع تقاضای پول مبنای مهمی در مکانیزم انتقال سیاست پولی به بخش واقعی اقتصاد به‌شمار می‌آید بنابراین، باید از ثبات لازم برخوردار باشد. تورنتن (۱۹۸۳)، بیان می‌دارد که تقاضای پول نشان دهنده ارتباط سیاست پولی با بقیه اقتصاد است و وقتی می‌توان پیش‌بینی مناسب و دقیقی از اثرات تغییرات عرضه پول بر دیگر متغیرهای

- مطالعاتی چون فریدمن (۱۹۵۹)، چاو (۱۹۶۶)، گلدفلد (۱۹۷۳)، لیدلر (۱۹۸۵)، هافمن و راشه (۱۹۹۱)، مک‌نون و والاس (۱۹۹۲) و هافر و جانسون (۱۹۹۱) برای ایالات متحده؛ یوهانسن (۱۹۹۲) برای انگلستان؛ بهمنی اسکویی و شابسیق (۱۹۹۶) برای ژاپن؛ هاگن و کیم (۱۹۹۵) برای آلمان؛ بهمنی اسکویی و دیگران (۱۹۹۸) برای اسپانیا و بهمنی اسکویی و باری (۲۰۰۰) برای روسیه را می‌توان نام برد.

- مطالعاتی چون بهمنی اسکویی و رهی (۱۹۹۴) و لی و چانگ (۱۹۹۵) برای کره جنوبی؛ اریز (۱۹۹۴) برای پاکستان، سنگاپور و کره جنوبی؛ چاودهوری (۱۹۹۷) برای تایلند و رآو و شلب (۱۹۹۵) برای هند را می‌توان برشمرد.

3 - Cointegration Modeling Techniques.

4 - Autoregressive Distributive Lags Approach.

۵ - برای مطالعه بیشتر به- بهمنی اسکویی و رحمان (۲۰۰۵) و بهمنی اسکویی و تانکو (۲۰۰۶) مراجعه کنید.

کلان اقتصادی مانند قیمت‌ها و نرخ‌های بهره ارائه کرد، که تابع تقاضای پول باثبات باشد.

ساختار مقاله به صورتی است که پس از مقدمه در بخش دوم، مرور اجمالی بر دیدگاه‌های مختلف دربارهٔ تابع تقاضای پول و متغیرهای مؤثر بر آن خواهیم داشت. بخش سوم به معرفی رویکرد وقفهٔ توزیعی خودرگرسیون (ARDL) و استفاده از آن در تصریح تابع تقاضای پول اختصاص دارد. بخش چهارم، نتایج تجربی تخمین تابع تقاضای پول و بررسی ثبات آن در ایران را بیان می‌دارد. در بخش پایانی نیز به جمع بندی و نتیجه‌گیری می‌پردازیم.

۲- مروری بر ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

تابع تقاضای پول در فهم انتقال تغییرات عرضهٔ پول و متغیرهای دیگر مانند نرخ‌های بهره به اقتصاد، نقش مهمی دارد. از دههٔ ۱۹۳۰، اقتصاددانان تئوری‌هایی را به منظور تعیین عوامل مؤثر بر نگهداری پول مطرح کرده‌اند، که در زیر مهم‌ترین آن‌ها را براساس مطالعهٔ سریرام (۱۹۹۹)، به اختصار بیان می‌کنیم:

تئوری مقداری پول: اقتصاددانان کلاسیکی چون فیشر (۱۹۱۱) و پیگو (۱۹۱۷)، دیدگاهی ارائه کردند که در آن رابطهٔ مستقیم و متناسبی بین مقدار پول و سطح قیمت در قالب تعادل کلاسیکی وجود دارد. هر دو اقتصاددان بر نقش پول به‌عنوان وسیلهٔ مبادله در معاملات تأکید دارند. در تئوری مقداری پول به‌طور دقیق تقاضای پول مورد بحث واقع نمی‌شود بلکه سرعت معاملاتی گردش پول است که مورد تأکید قرار می‌گیرد. به این ترتیب که در دورهٔ معین، تعداد دفعاتی که یک واحد پول به‌طور متوسط در معامله مورد استفاده قرار می‌گیرد معیار سنجش قرار می‌گیرد. تحلیل فیشر دربارهٔ تئوری مقداری پول به رابطهٔ مبادلهٔ فیشر و تحلیل پیگو نیز به رویکرد کمبریج یا رویکرد تراز نقدی معروف است.

در رابطهٔ مبادله فیشر، مقدار پول در گردش M_s را برای دورهٔ معینی از طریق سرعت گردش معاملاتی VT به حجم معاملات T و قیمت مبادلاتی PT مورد نظر

1 - Fisher's Equation of Exchange.

2 - Cash Balance Approach.

مرتبط می‌کنند. فیشر فرض می‌کند که در کوتاه‌مدت سرعت گردش معاملاتی پول ثابت است و مقدار پول مستقل از حجم معاملات تعیین می‌شود. از سویی، در چارچوب تعادل مبتنی بر اشتغال کامل کلاسیکی، فرض می‌شود که نرخ ثابتی بین سطح معاملات و تولید وجود دارد. بنابراین داریم:

$$\bar{M}_s \cdot \bar{V}_T = P_T \cdot \bar{T} \quad (1)$$

در رویکرد کمبریج، پیگو (۱۹۱۷) و مارشال (۱۹۲۳)، بیان کردند که سطح نگهداری پول با مقدار معاملات ارتباط دارد به این ترتیب که براساس نقش پول به‌عنوان ذخیره ارزش، ثروت (درآمد) افراد نیز مقدار پول را تحت تأثیر قرار می‌دهد. وقتی ثروت (درآمد) افراد افزایش می‌یابد، دارایی بیش‌تری را نگهداری می‌کنند که یکی از آن دارایی‌ها، پول است.

$$M_d = k \cdot P \cdot y \quad (2)$$

در این رابطه، k میل افراد در نگهداری بخشی از درآمدشان به‌صورت پول را نشان می‌دهد که عکس سرعت گردش پول است، با این تفاوت که در این‌جا منظور سرعتی است که افراد پول‌شان را به کالا تبدیل می‌کنند. برخلاف فیشر، اقتصاددانان کمبریج معتقدند افراد براساس قانون نزولی بودن مطلوبیت نهایی، می‌دانند که نگهداری پول اضافی مطلوبیت کم‌تری را برایشان به‌همراه دارد. بنابراین ثروتشان (درآمد) را بین نگهداری پول و دیگر دارایی‌ها تقسیم می‌کنند.

دیدگاه کینز: کینز مطرح می‌کند که افراد به‌دلیل سه انگیزه معاملاتی، احتیاطی و سفته‌بازی اقدام به نگهداری پول می‌کنند. به دنبال فیشر و اقتصاددانان کمبریج، کینز (۱۹۳۰، ۱۹۳۶) براساس نقش پول به‌عنوان وسیله مبادله، بیان می‌دارد که تقاضای معاملاتی پول تابع ثابتی از سطح درآمد است. از سویی، افراد علاوه بر نگهداری پول برای معاملات جاری خود، مقداری پول نیز به‌منظور پاسخ به نیازها و پرداخت‌های غیره منتظره‌شان در آینده نگهداری می‌کنند که به انگیزه احتیاطی معروف است. این مقدار از پول براساس معاملات انتظاری که افراد در آینده پیش‌بینی می‌کنند، تعیین می‌شود و متناسب با درآمدشان تغییر خواهد کرد.

تفاوت دیدگاه کینز نسبت به پول با دیگر دیدگاه‌ها در مورد تقاضای سفته‌بازی پول است، که نشان‌دهنده رابطه بین تقاضای پول و نرخ بهره است. وی بیان می‌دارد که

افراد، ترکیبی از پول و اوراق قرضه را که دارای بازده است نگهداری می‌کنند. به‌ترتیبی که انتظار افزایش نرخ بهره در آینده، موجب افزایش تقاضای سفته‌بازی پول خواهد شد و بالعکس. تابع رجحان نقدینگی کینز عبارتست از:

$$\frac{M_d}{p} = F(y, r) \quad (۳)$$

در این تابع، تقاضای واقعی پول تابعی از درآمد و نرخ بهره است. رویکرد بامول-توبین: بامول (۱۹۵۲) و توبین (۱۹۵۶) به دنبال معرفی تئوری‌ای بودند که در آن پول اساساً موجودی است که برای هدف معاملاتی نگهداری می‌شود. اگرچه دارایی‌های مالی غیر از پول بازده بالاتری نسبت به پول دارند، ولی هزینه معاملاتی تبدیل دارایی‌های مالی به پول در هنگام نیاز، نگهداری پول را توجیه می‌کند. سبد دارایی خانوار شامل دو گروه دارایی است؛ یکی دارایی‌هایی که دارای بازده هستند و ایجاد درآمد می‌کنند و دیگری پول که شکاف بین پرداخت‌ها و دریافت‌ها را پوشش می‌دهد. هزینه معاملاتی وقتی ایجاد می‌شود که دارایی‌های غیر از پول برای تأمین مالی معامله فروخته شوند. در این حالت نگهداری پول بیش‌تر، موجب حداقل شدن هزینه معاملاتی می‌شود و از سوی دیگر، موجب از دست دادن درآمد حاصل از بهره می‌شود. نقطه بهینه که حداقل هزینه معاملاتی و حداکثر بهره را می‌تواند برای افراد به همراه داشته باشد، براساس رابطه زیر تعیین می‌شود:

$$m^* = \sqrt{a \cdot y / 2r} \quad (۴)$$

درآمد a ، m^* و r ، به‌ترتیب نشان‌دهنده تقاضای بهینه پول، هزینه معاملاتی، درآمد واقعی و نرخ بهره هستند.

دیدگاه فریدمن: فریدمن (۱۹۵۶) معتقد است که افراد پول را به‌منظور استفاده در خرید کالاها و خدمات مورد نیازشان نگهداری می‌کنند. فریدمن بین تئوری پرتفوی و تئوری معاملاتی تقاضای پول جمع می‌کند. وی بیان می‌دارد پول هم‌چون کالای بادوامی با خدمات غیرقابل مشاهده است، که وارد تابع مطلوبیت و تولید می‌شود. از سویی، پول با دیگر دارایی‌ها مانند اوراق قرضه، اوراق سهام و کالاهای بادوام مقایسه

1 - Transaction Cost.

- این رابطه توسط بارو و فیشر (۱۹۷۶) و کودبرتسن و بارلو (۱۹۹۱) بسط یافته است. مطالعات دیگری چون؛ رولی (۱۹۸۵) و اسمیت (۱۹۸۶) نیز جنبه‌های دیگری از این مدل را مورد بررسی قرار داده‌اند.

می‌شود. به‌ترتیبی که اگر مقدار پول نگهداری شده افزایش یابد مطلوبیت نهایی خدمات پولی کاهش می‌یابد.

به‌طور خلاصه، فریدمن بر دو مطلب تأکید دارد؛ اولاً نرخ انتظاری بازده پول را ثابت در نظر نمی‌گیرد و با فرض این‌که تقاضای پول به انگیزه نگهداری دیگر دارایی‌ها نیز بستگی دارد، بیان می‌دارد که تقاضای پول نسبت به تغییرات نرخ بهره حساسیتی از خود نشان نمی‌دهد. به‌ترتیبی که اگر نرخ بهره افزایش یابد، چون نرخ بازده انتظاری پول نگهداری شده در قالب سپرده‌های بانکی نیز افزایش می‌یابد، اثر چندانی بر کاهش انگیزه نگهداری پول نخواهد گذاشت. بنابراین تغییرات نرخ بهره اثر قابل ملاحظه‌ای بر تقاضای پول ندارد و تنها درآمد دائمی افراد است که بر تقاضای پول شان مؤثر است:

$$\frac{m^d}{p} = F(y_p) \quad (5)$$

ثانیاً، فریدمن برخلاف کینز معتقد است که تابع تقاضای پول با ثبات است، بدین معنا که مقدار پول تقاضا شده را می‌توان به‌درستی به‌وسیله تابع تقاضای پول پیش‌بینی کرد و از سوی دیگر، سرعت گردش پول نیز به‌دلیل عدم حساسیت تقاضای پول نسبت به نرخ بهره کاملاً قابل پیش‌بینی است.

۲-۲- انتخاب متغیرها

هدف اصلی مطالعات نظری و تجربی، یافتن تابع تقاضای باثباتی است که پیش‌نیاز سیاست پولی مؤثر است. ثبات تقاضای پول ارزیابی مسائل مربوط به اثرگذاری سیاست پولی بر اقتصاد را تسهیل می‌کند. بدین منظور، توابع تقاضای پول با متغیرهای متفاوتی مورد تخمین قرار گرفته‌اند. بیش‌تر این مطالعات درباره اهمیت تعریف پول، متغیر مقیاس و متغیر هزینه فرصت نگهداری پول، اتفاق نظر دارند. تعدادی از این مطالعات هزینه فرصت خارجی نگهداری پول مانند نرخ ارز و نرخ بهره خارجی را نیز مورد توجه قرار داده‌اند.

انتخاب متغیرهای مؤثر در تابع تقاضای پول یکی از مهم‌ترین وظایف محقق در شروع مطالعه است. مبانی نظری که در تحقیق مورد استفاده قرار می‌گیرند،

۱ - به عنوان مثال می‌توان مطالعات خان (۱۹۹۴)، جیمز اوبن (۱۹۹۸)، بهمنی اسکویی و بوهل (۲۰۰۰) و بهمنی اسکویی (۲۰۰۱) را برشمرد.

۲- مطالعات بهمنی اسکویی (۱۹۹۶)، تان (۱۹۹۷)، چاودهوری (۱۹۹۷) و خلید (۱۹۹۹) را نگاه کنید.

تعیین کننده مفهوم پول، متغیر مقیاس و هزینه فرصت نگهداری پول اند. مفهوم پول در تحقیقات تجربی مطالعه به مطالعه متفاوت است. به عنوان مثال، در تئوری های معاملاتی، تقاضای پول وظیفه پول را در حد وسیله مبادله می داند که برای هدف معاملاتی نگهداری می شود. در حالی که در تئوری های پرتفوی، تقاضای پول تأکید بر نقش پول به عنوان ذخیره ارزش است، که افراد آن را به عنوان بخشی از سبد دارایی شان نگهداری می کنند و میزان تقاضای پول براساس بازده و ریسک دارایی ها در برابر پول تعیین می شود. همچنین در دیدگاه معاملاتی تقاضای پول، درآمد را به عنوان متغیر مقیاس و نرخ بهره کوتاه مدت را به عنوان هزینه فرصت نگهداری پول در نظر می گیرند در حالی که در دیدگاه پرتفوی تقاضای پول، ثروت و نرخ بهره بلندمدت است که میزان تقاضای پول را تعیین می کند.

تعریف پول: اولین موضوع در تخمین تابع تقاضای پول، انتخاب متغیر پول است. پول را می توان در دو تعریف پول محدود و پول وسیع مورد توجه قرار داد. پول محدود M_1 شامل دارایی هایی اند که در هر معامله در دسترس و انتقال پذیرند و نقش پول به عنوان وسیله مبادله را ایفاء می کنند. تقاضای پول مبتنی بر تئوری معاملاتی، تعریف محدود پول را که شامل اسکناس و سپرده های دیداری است، شامل می شود. پول وسیع M_2 ، شامل M_1 ، سپرده های مدت دار در بانک های تجاری، حساب های پس انداز، حساب های سپرده بازار پول، حساب سپرده صندوق های مشترک سرمایه گذاری فعال در بازار پول و قراردادهای باز خرید یک روزه است.

مطالعات درباره کشورهای در حال توسعه، نشان می دهد که تابع تقاضای پول با M_1 رفتار بهتری نسبت به M_2 از خود نشان می دهد. آن ها معتقدند که اولاً M_2 در معرض اثرات کامل نرخ بهره قرار دارد و ثانیاً معمولاً این کشورها دارای سیستم بانکی ضعیف و بخش مالی توسعه نیافته هستند که به مرور زمان هرچه سیستم بانکی و بازارهای مالی این کشورها پیشرفت کند، استفاده از پول محدود به سمت پول وسیع سوق داده می شود. مطالعات دیگر، هر دو مفهوم پول را برای کشورهای در حال توسعه مناسب می دانند.

1 - Narrow Money.

2 - Broad Money.

- برای مطالعه بیشتر موسی (۱۹۹۲) و سریرام (۱۹۹۹) را نگاه کنید.

- مطالعه هافر و جانسن (۱۹۹۱) را نگاه کنید.

متغیر مقیاس: متغیر مقیاس در تابع تقاضای پول، به عنوان معیار سنجش معاملات مربوط به فعالیت‌های اقتصادی مورد استفاده قرار می‌گیرد. تئوری‌های معاملاتی تقاضای پول سطح درآمد را به عنوان متغیر مقیاس مناسب مورد تأکید قرار می‌دهند، در حالی که تئوری‌های پرتفوی تقاضای پول بیش تر ثروت افراد را مورد توجه قرار می‌دهند. البته متغیر ثروت فقط در کشورهایی مانند ایالات متحده و انگلستان قابل استفاده است. لیدلر (۱۹۹۳)، بیان می‌دارد که استفاده از درآمد جاری به عنوان متغیر مقیاس، نسبت به دیگر متغیرها از مشکلات کم‌تری برخوردار است.

هزینه فرصت نگهداری پول: هزینه فرصت نگهداری پول تفاوت بین نرخ بازده پول و دارایی‌های جایگزین پول را نشان می‌دهد. درباره نرخ بازده، مطالعاتی که دیدگاه معاملاتی تقاضای پول را مورد تأکید قرار داده‌اند و از مفهوم پول محدود استفاده کرده‌اند، از یک یا چند نرخ بهره کوتاه‌مدت استفاده کرده‌اند. از سوی دیگر، مطالعاتی که دیدگاه پرتفوی تقاضای پول را پذیرفته‌اند و از مفهوم پول وسیع استفاده کرده‌اند، نرخ بهره‌های بلندمدت‌تری را مدنظر قرار داده‌اند. در مورد پول، بیش تر محققان بازده آن را صفر در نظر گرفته‌اند، چراکه معمولاً بهره‌ای به اسکناس و سپرده‌های دیداری تعلق نمی‌گیرد.

شواهد قابل توجهی درباره کشورهای توسعه یافته وجود دارد که نرخ بهره، اثر منفی و معناداری بر تقاضای پول دارد. در مورد کشورهای در حال توسعه، به دلیل محدودیت‌های قانونی نرخ‌های بهره و عدم دسترسی درست به سیستم بانکی و دیگر مؤسسات مالی، چنین رابطه معناداری مشاهده نشده است. در این موارد، بیش تر اوقات نرخ تورم جایگزین خوبی برای نرخ‌های بهره بوده است. چراکه در شرایط وجود محدودیت بر نرخ‌های بهره دیگر نرخ تورم انتظاری به خوبی منعکس نمی‌شود. بنابراین زمین، مستغلات و دیگر دارایی‌های واقعی که قیمت شان نرخ تورم را به خوبی نشان می‌دهد، جذابیت بیش تری برای نگهداری نسبت به اوراق قرضه خواهند داشت. افزون بر این، افراد در انتخاب سبد دارایی شان بین نگهداری پول و دارایی‌های واقعی تصمیم‌گیری می‌کنند و دارایی‌های مالی به دلیل ناکارآمدی بازارهای مالی جذابیتی برای نگهداری ندارند. وگن (۱۹۷۷)، بیان می‌دارد که در کشورهای در حال توسعه به دلیل

- مطالعه بابا، هندری و استار (۱۹۹۲) را نگاه کنید.

- برای مطالعه بیشتر به بهمنی - اسکویی و رحمان (۲۰۰۵) مراجعه کنید.

کمیبود دارایی‌های مالی جایگزین پول، افراد در سپرده‌ها و اوراق بهادار بانکی سرمایه‌گذاری می‌کنند، که نرخ بهره آن‌ها توسط مقامات پولی تعیین می‌شود. بنابراین، نرخ تورم است که هزینه فرصت نگهداری پول در کشورهای در حال توسعه را نشان می‌دهد، به‌ترتیبی که در نرخ تورم بالا دارایی‌های واقعی بیش‌تر از دارایی‌های مالی مورد توجه قرار می‌گیرند. در چنین کشورهایی، به‌دلیل ماهیت در حال توسعه بودن بازار سرمایه و محدودیت دسترسی به دارایی‌های مالی برای سرمایه‌گذاران، احتمالاً دارایی‌های واقعی سهم عمده‌ای از سبد دارایی افراد را تشکیل می‌دهند. در چنین حالتی، افزایش نرخ تورم سبب افزایش سهم دارایی‌های واقعی نسبت به پول در سبد دارایی افراد خواهد شد. بنابراین تغییرات سطح قیمت‌ها نقش مهمی در تعیین تقاضای پول ایفاء می‌کند. در نتیجه این به‌نظر می‌رسد در بیش‌تر کشورهای در حال توسعه که سیستم مالی سرکوب شده‌ای دارند، نرخ تورم هزینه فرصت نگهداری پول را بهتر از نرخ بهره نشان می‌دهد.

در شرایط اقتصاد باز هزینه فرصت خارجی نگهداری پول از طریق نرخ ارز و نرخ بهره خارجی نیز مورد توجه عده‌ای قرار گرفته است. در بازار ارز خارجی، پول‌های مختلف به‌طور آزادانه بین افراد، بنگاه‌های تجاری و دولت‌ها خرید و فروش می‌شوند. این شرایط در بیش‌تر کشورهای توسعه یافته وجود دارد، ولی در کشورهای در حال توسعه اجازه داده نمی‌شود که بازار ارز خارجی به‌طور آزادانه عمل کند، چراکه دولت‌ها محدودیت‌هایی را به‌منظور اعمال سیاست‌های پولی و ارزی خود بر معاملات ارز خارجی برقرار می‌کنند. به‌دلیل این محدودیت‌ها، بازارهای غیرقانونی ارز خارجی (بازارسیاه) به‌منظور پاسخ به تقاضای تجاری افراد، به‌طور غیررسمی شکل می‌گیرند. در بسیاری از کشورهای در حال توسعه این بازارها وجود دارند و معمولاً از سوی دولت‌ها به‌طور کامل تحت کنترل قانونی قرار نمی‌گیرند. هرچه قوانین حاکم بر معاملات ارز خارجی سخت‌تر و محکم‌تر اجرا شود و با قانون شکنان برخورد شدیدتر شود، تفاوت بین نرخ ارز رسمی و بازارسیاه بیش‌تر می‌شود. در این شرایط دیگر نرخ ارز رسمی نشان دهنده هزینه

-
- نرخ سود سپرده‌های بانکی و نرخ سود اوراق مشارکت از این نوع نرخ‌های بهره است که به‌صورت دستوری توسط مقامات پولی تعیین می‌شود و به‌ندرت آن را تغییر می‌دهند.
 - بهمنی اسکویی (۱۹۹۱)، برای انگلستان؛ بهمنی اسکویی و پورحیدریان (۱۹۹۰) برای ایالات متحده و کانادا؛ چاودهوری (۱۹۹۷)، برای تایلند و پز و ویلر (۲۰۰۰)، برای سنگاپور نرخ ارز را نیز مورد بررسی قرار داده‌اند.

فرصت خارجی نگهداری پول داخلی نیست و این نرخ ارز بازاریا است که واقعیت را بهتر نشان می‌دهد.

در باره بررسی تابع تقاضای پول اعم از مفهوم پول، متغیر مقیاس، هزینه فرصت داخلی و خارجی پول و ارزیابی ثبات آن مطالعات تجربی فراوانی چه برای کشورهای توسعه یافته و چه کشورهای در حال توسعه انجام شده است که هر کدام با استفاده از داده‌های آماری و روش اقتصادسنجی مناسب سعی در تخمین تابع تقاضای مورد نظرشان و ارزیابی ثبات آن داشته‌اند. (به جدول ضمیمه مراجعه کنید)

۳- تقاضای پول و رویکرد *ARDL*

بیشتر مطالعات چارچوب هم‌گرایی یکسان و تصحیح خطا را به‌عنوان یک ابزار مؤفق در تشخیص و تخمین تابع تقاضای پول قلمداد می‌کنند. این چارچوب به‌طور هم‌زمان رابطه تعادلی بلندمدت پول و متغیرهای مؤثر بر آن و نوسانات کوتاه‌مدت آن‌ها را مورد بررسی قرار می‌دهد. در همین راستا، مطالعات تجربی متعددی با استفاده از روش‌های هم‌گرایی یکسان و تصحیح خطا، تابع تقاضای پول را مورد بررسی قرار داده‌اند.

در زمینه هم‌گرایی یکسان، دو روش هم‌گرایی یکسان انگل- گرنجر و هم‌گرایی یکسان چند متغیره یوهانسن و جوسیلیوس وجود دارد. در بیشتر تحقیقات، تشخیص و تخمین تابع تقاضای پول در چارچوب چند متغیره را با استفاده از روش هم‌گرایی یکسان چند متغیره یوهانسن و جوسیلیوس پیشنهاد می‌کنند. ولی در این تحقیق از روش دیگری که پسران و شین (۱۹۹۵) و پسران و دیگران (۲۰۰۱) با عنوان رویکرد *وقفه‌های توزیعی خودرگرسیون (ARDL)* معرفی کرده‌اند، استفاده شده است. این رویکرد از محاسن ویژه‌ای نسبت به روش‌های قبلی برخوردار است، اول این‌که این رویکرد بین متغیرهای وابسته و توضیحی تفاوت قائل می‌شود و مشکل درون زایی را

- برای مطالعه بیشتر بهمنی اسکویی (۱۹۹۶)، اریز و شوپف (a & b ۱۹۹۸) و تابش (۲۰۰۰) را نگاه کنید.

- در بیشتر مطالعات از آمار فصلی استفاده شده است.

- همان‌طور در جدول بخش ضمیمه قابل مشاهده است بیشتر این مطالعات از روش هم‌گرایی یکسان (آزمون انگل- گرنجر (۱۹۸۷) و یا یوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۰)) استفاده کرده‌اند.

حل می‌کند. دوم این که اجزاء بلندمدت و کوتاه‌مدت را به‌طور هم‌زمان تخمین می‌زند و مشکلات مربوط به متغیرهای از قلم افتاده و خودهم‌بستگی را برطرف می‌کند. سوم این که صرف‌نظر از درجه هم‌گرایی تخمین زن‌ها، سعی در تشخیص و تخمین مدل دارد و نگرانی قبل از تحلیل استاندارد هم‌گرایی یکسان درباره یکسان بودن درجه هم‌گرایی متغیرها را برطرف می‌کند و دیگر نیازی به آزمون ریشه واحد نیست.

در مدل $ARDL$ تخمین زن‌ها شامل وقفه‌های متغیر وابسته، متغیرهای توضیحی و وقفه‌های متغیرهای توضیحی هستند، که می‌توان آن را به‌صورت کلی زیر نشان داد:

$$\phi(L, p)y_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)x_{it} + u_t \quad (6)$$

که در آن:

$$\beta_i(L, q_i) = \beta_i + \beta_{i1}L + \dots + \beta_{iq_i}L^{q_i} \quad \text{و} \quad \phi(L, p)y_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)x_{it} + u_t$$

است. معادله بالا مدل $ARDL(p, q_1, \dots, q_k)$ با متغیر وابسته y_t ، متغیر توضیحی x_{it} عملگر وقفه L و جزء اخلاص u_t است. x_{it} نامین متغیر توضیحی است که در آن $i=1, 2, \dots, k$ است. از آن جایی که در بلندمدت ارزش جاری و وقفه‌های هر یک از متغیرهای وابسته و توضیحی برابرند، می‌توان معادله تعادلی بلندمدت را به شکل زیر بیان کرد:

$$y_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i x_{it} + \mu_t \quad (7)$$

که در آن $\mu_t = \frac{u_t}{\phi(L, p)}$ ، $\beta_i = \frac{\beta_i(L, q_i)}{\phi(L, p)}$ و $\phi = \frac{\phi_0}{\phi(L, p)}$ است. به‌علاوه می‌توان

معادله تصحیح خطا مدل $ARDL$ را به شکل زیر نیز نشان داد:

$$\Delta y_t = \Delta \phi_0 - \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta y_{t-j} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta x_{it} - \sum_{i=1}^k \sum_{j=2}^q \beta_{i,t-j} \Delta x_{i,t-j} - \phi(L, p)ECM_{t-1} + u_t \quad (8)$$

که در آن $ECM_t = y_t - \hat{\phi} - \sum_{i=1}^k \beta_i x_{it}$ ، Δ عملگر تفاضلی مرتبه اول است و $\phi(L, p)$

سرعت تعدیل را نشان می‌دهد.

- یکی از پیش فرض‌های تحلیل استاندارد هم‌گرایی یکسان، این است که درجه هم‌گرایی متغیرها مورد توجه قرار گیرد. به ترتیبی که آیا متغیرها در سطح قرار دارند، $I(0)$ و یا از تفاضل مرتبه اول برخوردارند، $I(1)$.

۳-۱- تصریح تابع تقاضای پول

همان‌طور که در بخش ۲،۲ بیان شد، در بیش‌تر مطالعات تجربی برسر وجود متغیر مقیاس نسبت به سطح معاملات و متغیر هزینه فرصت نگهداری پول، اتفاق نظر وجود دارد. در شرایط اقتصاد باز نیز متغیری که بازده نسبی پول خارجی را در برابر پول داخلی منعکس کند، می‌تواند وارد تابع تقاضای پول شود تا تغییرات ارزش پول را در تقاضای داخلی پول نشان دهد. بنابراین، انتخاب متغیرها و چارچوب مناسب در مدل‌سازی و تخمین تابع تقاضای پول از اهمیت زیادی برخوردار است. همان‌طور که بیان شده در بیش‌تر مطالعات تجربی درباره کشورهای در حال توسعه این اتفاق نظر وجود دارد که نرخ بهره، متغیر مناسبی برای هزینه فرصت نگهداری پول نیست و بهتر است از نرخ تورم به‌جای آن استفاده شود.

براساس مطالعه بهمنی اسکویی (۲۰۰۵) درباره مورد کشورهای در حال توسعه، مدل (۹) $ARDL(p, q_1, q_2, q_3)$ تقاضای پول را به شکل زیر معرفی می‌کند:

$$\log m_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \log m_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \lambda_i \log y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \mu_i \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \eta_i E_{t-i} + u_t \quad (9)$$

که در آن m_t ، y_t ، π_t و E_t به ترتیب نشان دهنده مانده واقعی پول، درآمد واقعی، نرخ تورم، نرخ ارز و جزء اخلاص هستند.

اگرچه هدف ما تخمین کشش بلندمدت بین متغیرهای رابطه (۹) و بررسی ثبات آن‌ها است، ولی تکیه بر این رابطه به تنهایی نادرست است. لیدلر (۱۹۹۳)، بیان می‌دارد که برای اجتناب از مشکلات مربوط به بی‌ثباتی تابع تقاضای پول، لازم است در کنار تخمین رابطه بلندمدت، تحرکات کوتاه‌مدت مدل نیز مورد توجه واقع شود.

مدل تصحیح خطا رویکرد $ARDL$ متناسب با معادله (۹) به شکل زیر است:

$$\Delta \log m_t = \alpha + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta \log m_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta \log y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} \Delta \pi_{t-i} \quad (10)$$

$$+ \sum_{i=0}^n \alpha_{4i} \Delta \log E_{t-i} + \gamma_1 \log m_{t-1} + \gamma_2 \log y_{t-1} + \gamma_3 \pi_{t-1} + \gamma_4 \log E_{t-1} + u_t$$

همان‌طور که بیان شد، مزیت اصلی رویکرد $ARDL$ عدم نیاز به پیش شرط درجه هم‌گرایی متغیرهاست و دیگر نیازی به آزمون ریشه واحد نیست. از آنجایی که در تابع

- نرخ تورم براساس شاخص بهای مصرفی کالا و خدمات به صورت $\pi = [CPI - CPI(-1)] / CPI(-1)$ قابل محاسبه است.

تقاضای پول ممکن است هم متغیر مانا مانند نرخ تورم وجود داشته باشد و هم متغیر نامانا، مانند درآمد و یا حجم پول، بنابراین، این رویکرد در تخمین تابع تقاضای پول بسیار مناسب است.

براساس معادله (۱۰)، فرضیه عدم وجود هم‌گرایی یکسان $H_1: \gamma_1 \neq 0, \gamma_2 \neq 0, \gamma_3 \neq 0, \gamma_4 \neq 0$ در مقابل فرضیه $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \gamma_4 = 0$ از طریق آزمون F مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. پسران و دیگران (۲۰۰۱)، باندی را معرفی می‌کنند که تمام مجموعه متغیرهای $I(0)$ و $I(1)$ را دربر می‌گیرد. حال اگر آماره F بالاتر از این باند واقع شود، فرضیه صفر رد می‌شود، که دلالت بر وجود هم‌گرایی یکسان دارد. وقتی وجود هم‌گرایی یکسان اثبات شد، به معادله (۱۰) باز می‌گردیم و سعی می‌کنیم با انتخاب وقفه مناسب از طریق معیارهای AIC و SBC، آن را تخمین بزنیم، چراکه فقط با انتخاب صحیح وقفه قادر خواهیم بود تحرکات مدل را به‌درستی تشخیص دهیم.

۲-۳- آزمون ثبات

آزمون ثبات تابع تقاضای پول معمولاً به آزمون سازگاری تقریبی ضرایب رگرسیون در طول زمان مربوط می‌شود. روش‌های متعددی برای آزمون ثبات ضرایب تخمینی تابع تقاضای پول وجود دارد که عبارتند از: روش گلدفلد (۱۹۷۳)، آزمون چاو (۱۹۶۰)، آزمون گوپتا (۱۹۷۸)، روش فارلی و هینچ (۱۹۷۰) و آزمون‌های خلاصه انباشته اجزاء باقیمانده عطفی، CUSUM و خلاصه انباشته مربع اجزاء باقیمانده عطفی، CUSUMSQ.

اگر چه روش گلدفلد توسط محققانی چون بوگتون (۱۹۷۹) و لیدلر (۱۹۸۰) مورد استفاده قرار گرفته است، ولی از مشکلات جدی برخوردار است. از آنجایی که این آزمون متکی به بررسی خلاصه آمار قابل پیش‌بینی از طریق آزمون اتفافی مسیرهای

- آن‌ها دو مجموعه از مقادیر بحرانی را به‌صورت جدول درآورند که در مجموعه اول فرض می‌شود تمام متغیرها هم‌گرایی درجه یک باشند، $I(1)$ و در مجموعه دوم در سطح قرار دارند، $I(0)$ این مقادیر بحرانی باندی را ایجاد می‌کند که تمام مجموعه متغیرهای $I(0)$ و $I(1)$ را تحت پوشش خود قرار می‌دهد.

- 2 - Akaike Information Criterion.
- 3 - Schwarz Bayesian Criterion.
- 4 - Cumulative Sum of Recursive Residuals.
- 5 - Cumulative Sum of square of Recursive Residuals.

مختلف است، قاعده خاصی ندارد و به طور ذاتی در کشف درجه ثبات دارای ابهام است. آزمون چاو نیز دارای ضعفهایی است. مادالا (۱۹۷۷)، بیان می‌کند که این آزمون نسبت به وجود هم‌بستگی سریالی و هم خطی بین تخمین زن‌ها کاملاً حساس است. توپودا (۱۹۷۴)، اشمیت و سکلس (۱۹۷۷) و گوپتا (۱۹۷۸) نیز بیان می‌دارند که این آزمون در شرایطی که واریانس ناهمسانی وجود دارد، کارایی خود را از دست می‌دهد. آزمون گوپتا به واریانس همسانی اجزاء خطا نیازی نداشته و قوی‌تر و مطمئن‌تر از دو آزمون دیگر عمل می‌کند.

در این تحقیق از آزمون ثبات معرفی شده توسط براون، دوربین و ایوانز (۱۹۷۵) استفاده می‌کنیم، که مبتنی بر اجزاء باقیمانده عطفی است. در مدل‌های عطفی هم بستگی اجزاء اخلاص در یک دوره صفر است و آزمون ثبات، مبتنی بر خلاصه انباشته اجزاء باقیمانده عطفی، CUSUM و خلاصه انباشته مربع اجزاء باقیمانده عطفی، CUSUMSQ می‌باشد. ویژگی مهم این آزمون این است که می‌توان از آن حتی در شرایطی که نسبت به وقوع تغییر ساختاری نااطمینانی داریم استفاده کنیم. از سوی دیگر، برای داده‌های سری زمانی نیز کاملاً مناسب است. فرضیه صفر در این آزمون، بیان می‌کند که بردار ضرایب در هر دوره یکسان است و فرضیه دیگر حالات دیگر را بیان می‌کند.

ضرایب مدل تصحیح خطای تخمین زده شده از طریق معیار اطلاعات آکائیک AIC به شکل زیر است:

$$ECM = \log M_t - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_1 \log Y_t - \hat{\alpha}_2 \pi_t - \hat{\alpha}_3 E_t \quad (11)$$

که در آن $e_t = \Delta \log M_t - \Delta \log \hat{M}_t$ خطای پیش‌بینی یک مرحله‌ای را بیان می‌کند. حال می‌توان اجزاء باقیمانده عطفی قابل سنجش را به شکل زیر معرفی کرد:

$$w_r = \frac{e_t}{s.e(e_t)} \quad (12)$$

براون و دیگران (۱۹۷۵)، براساس رابطه (۱۲) دو آزمون CUSUM و CUSUMSQ را به ترتیب به صورت زیر پیشنهاد می‌کنند:

$$w_r = \frac{1}{\hat{\sigma}_{k+1}} \sum_{j=1}^r w_j \quad (13)$$

$$s_r = \frac{\sum_{j=k+1}^T w_j^2}{\sum_{j=k+1}^T w_j^2} \quad (14)$$

که در آن $r=k+1, \dots, T$ و $\hat{\sigma}$ انحراف معیار تخمینی را نشان می‌دهد. حال اگر s_r و w_r بین حدود مرزی باشند (سطح معناداری ۵٪)، فرضیه ثبات پذیرفته می‌شود و گفته می‌شود که ضرایب تخمینی باثبات است. ولی اگر s_r و w_r بین حدود مرزی نباشند، فرضیه ثبات رد می‌شود و نتیجه می‌گیریم که ضرایب تخمینی بی‌ثبات‌اند.

۴- تحلیل نتایج تجربی

در این بخش نتایج به‌دست آمده را براساس متغیرهای تقاضای پول (M_1 و M_2)، درآمد واقعی، نرخ تورم و نرخ ارز برای دوره Q_2-1364 تا Q_4-1384 بیان و مورد تحلیل قرار می‌دهیم. ابتدا به‌منظور بررسی وجود رابطه هم‌گرایی یکسان بین M_1 و M_2 با دیگر متغیرها، آزمون F وقفه‌های دو، چهار، شش، هشت و ده هریک از متغیرهای تفاضلی رابطه (۱۰) را مورد ارزیابی قرار می‌دهیم. جدول (۱)، نتایج این آزمون را نشان می‌دهد. آماره F، وقفه‌های M_1 بزرگ‌تر از ۵,۰۶ (سطح معناداری ۱٪) است، که بر وجود هم‌گرایی یکسان بین M_1 ، درآمد، تورم و نرخ ارز دلالت دارد ولی درباره M_2 صدق نمی‌کند.

جدول ۱- نتایج آزمون F برای بررسی وجود هم‌گرایی یکسان

وقفه‌ها کل‌های پولی	۲	۴	۶	۸	۱۰
M_1	۱۷,۵۸	۲۱,۲۴	۳۲,۵۵	۲۳,۴۸	۲۱,۲۷
M_2	۴,۵۰	۵,۰۴	۴,۹۵	۴,۸۳	۴,۷۵

- در سطح معناداری ۱٪ کوانتیل بالایی توزیع F ۵,۰۶ است. براساس مطالعه پسران و دیگران (۲۰۰۱)، جدول CI مورد III صفحه ۳۰۰

۱ - داده‌های آماری از بانک اطلاعات سری زمانی اقتصادی اداره بررسی‌های بانک مرکزی ج.ا. دریافت شده است.

در مرحله بعدی با استفاده از معیار اطلاعات آکائیک (AIC)، وقفه بهینه برای هر یک از متغیرهای تفاضلی مرتبه اول را به دست می آوریم. در این قسمت، با توجه به این که متغیرهای پول (M_1 و M_2)، درآمد، تورم و نرخ ارز دارای رابطه بلندمدت هستند، معادله مدل تصحیح خطای (۱۰) را تخمین می زنیم، تا بتوانیم رابطه کوتاه مدت بین

جدول ۲- تخمین کامل معادله (۱۰) مشتمل بر M_1

بخش الف) تخمین ضرایب کوتاه مدت (۱۳۶۴/۲ - ۱۳۸۴/۴)							
وقفه ها	$\Delta Ln m$	$\Delta Ln y$	$\Delta \pi$	$\Delta Ln E$			
۰		-۰,۰۴۳ (-۰,۴۴)	-۰,۰۰۱ (-۰,۶۸)	۰,۱۳۵ (۴,۴۴)			
۱	-۰,۲۵ (-۲,۰۱)	-۰,۱۴۶ (-۱,۰۵)	۰,۰۰۴ (۲,۲۲)	-۰,۰۲۵ (-۰,۸۳)			
۲	۰,۲۶۳ (۲,۰۵)	۰,۰۳۰ (۰,۲۴)		-۰,۰۴۴ (-۱,۴۳)			
۳	۰,۱۵۷ (۱,۲۳)	-۰,۱۱۳ (-۰,۳۱)		-۰,۰۶۸ (-۲,۱۴)			
۴	۰,۵۴۷ (۴,۶۶)	-۰,۶۱۹ (-۱,۱۵)					
۵	۰,۰۰۴ (۰,۰۳)	-۰,۴۲۰ (-۱,۰۳)					
۶	۰,۰۲۵ (۰,۲۰)	-۰,۰۱۴ (-۰,۰۴)					
۷	۰,۱۲۷ (۱,۰۰)	۰,۸۲۳ (۱,۷۷)					
۸	۰,۳۷۶ (۳,۳۲)	-۰,۸۰۰ (-۲,۴۴)					
۹	۰,۲۲۰ (۱,۹۵)						
بخش ب) تخمین ضرایب بلندمدت							
C	$Ln y$	π	$Ln E$	R^*	EC_{t-1}	LM	$REST$
-۲۴,۲۷ (-۱۰,۸۴)	۲,۶۵ (۱۰,۸۳)	-۰,۰۵۵ (-۳,۵۲)	۰,۶۷ (۱۰,۲۲)	۰,۹۹	-۰,۱۶ (-۴,۸۷)	۶,۸۳	۱,۳۰

- اعداد داخل پرانتز نشان دهنده آماره t است.

- LM ضریب لاگرانژ آزمون همبستگی سریالی است. این آزمون دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی ۴ است که در سطح معناداری ۵٪، ۹,۴۸ است.

- $REST$ آزمون معناداری رمزی است. این آزمون دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی ۱ است که در سطح معناداری ۵٪، ۳,۸۴ است.

متغیرها را به دست آوریم. نتایج به دست آمده در جداول (۲) و (۳)، ابتدا ضرایب تخمینی کوتاه مدت و سپس ضرایب تخمینی بلندمدت را بیان می کنند. در بخش الف جدول (۲)، ضرایب تخمینی کوتاه مدت به طور واضح به همراه آماره t آن ها بیان شده اند در بخش ب نیز ضرایب تخمینی، رابطه بلندمدت تابع تقاضای پول (M_1) را نشان می دهند:

$$\log m_t = -24.27 + 2.65 \log y_t - 0.55\pi_t + 0.67 \log E_t \quad (15)$$

(۱۰.۲۲) (-۳.۵۲) (۱۰.۸۳) (-۱۰.۸۴)

به ترتیب ضرایب تخمینی نشان دهنده γ_4/γ_1 ، γ_2/γ_1 ، γ_3/γ_1 و γ_4/γ_1 هستند. کشش درآمدی ۲٫۶۵ است، که براساس آماره t معناداری آن کاملاً تأیید می شود. کشش نرخ تورم $-۰٫۵۵$ است، که کاملاً معنادار است. منفی بودن این ضریب مباحث تئوریک را تأیید می کند. بدین ترتیب که افزایش تورم، سبب کاهش تقاضای پول و جایگزینی پول با دارایی های واقعی می شود. از سوی دیگر، ضریب نرخ ارز ۰٫۶۷ است که آن نیز کاملاً معنادار است. بدین معنی که کاهش ارزش ریال، تقاضای پول را افزایش می دهد. این نتایج تئوری پرتفوی تقاضای پول را مورد تأیید قرار می دهند.

جدول ۳- تخمین کامل معادله (۱۰) مشتمل بر M_2

بخش الف) تخمین ضرایب کوتاه مدت (۱۳۶۴/۳ - ۱۳۸۴/۴)							
وقفه ها	$\Delta \ln m$	$\Delta \ln y$	$\Delta \pi$	$\Delta \ln E$			
۰		۰٫۰۶۵ (۰٫۶۵)	۰٫۰۰۱ (۰٫۵۱)	۰٫۰۰۴ (۰٫۱۱)			
۱	-۰٫۶۸۷ (-۵٫۶۰)						
۲	-۰٫۴۳۹ (-۳٫۲۶)						
۳	-۰٫۱۹۷ (-۱٫۶۳)						
بخش ب) تخمین ضرایب بلندمدت							
C	$\ln y$	π	$\ln E$	R^1	EC_{t-1}	LM	$REST$
-۱۲۹٫۰۲ (-۰٫۱۷)	۱۴٫۵۰ (۰٫۱۷)	۰٫۲۸ (۰٫۱۳)	۰٫۸۱ (۰٫۱۹)	۰٫۹ ۹	-۰٫۰۰۴ (-۰٫۱۴)	۱٫۹۳	۱٫۶۳

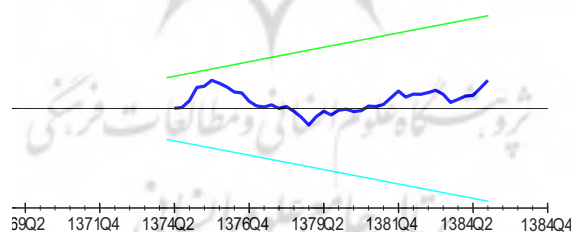
- اعداد داخل پرانتز نشان دهنده آماره t است.
 - LM ضریب لاگرانژ آزمون همبستگی سریالی است. آیین آزمون دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی ۴ است که در سطح معناداری ۵٪، ۹٫۴۸ است.
 - $REST$ آزمون معناداری رمزی است. آیین آزمون دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی ۱ است که در سطح معناداری ۵٪، ۳٫۸۴ است.

به منظور بررسی وجود هم‌گرایی یکسان بین متغیرها، منفی و معنادار بودن EC_{t-1} در تخمین ضرایب کوتاه مدت، نشان دهنده وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها خواهد بود. از آنجایی که $EC_{t-1} = -0,16$ و کاملاً معنادار است، وجود هم‌گرایی یکسان تأیید می‌شود.

آماره ضریب لاگرانژ (LM) عدد ۶,۸۳ را نشان می‌دهد که در سطح معناداری قرار دارد و بیان می‌کند که اجزاء باقیمانده تخمین ARDL دارای هم‌بستگی سریالی نیستند. آماره REST نیز ۱,۳۰ است که نشان دهنده درستی تصریح مدل ARDL است.

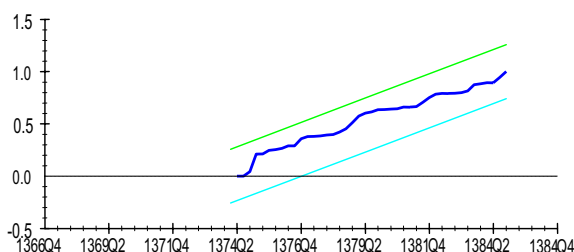
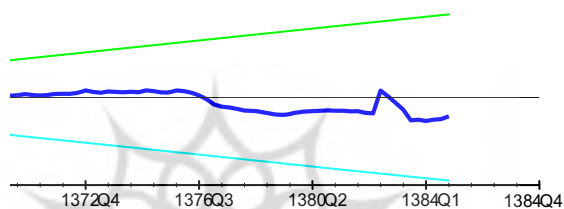
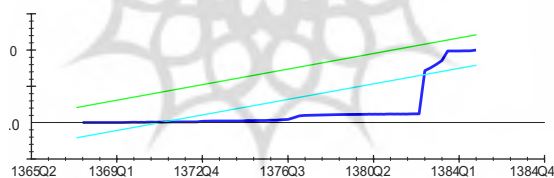
ثبات تابع تقاضای پول را می‌توان از طریق آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ بر روی اجزاء باقیمانده مدل تخمینی، بررسی کرد. اگر مسیر حرکت آماره‌های آزمون بین خطوط مستقیم واقع شود، می‌توان نتیجه گرفت که تابع تقاضای پول (M_1) باثبات است. براساس نمودار (۱) و (۲)، می‌توان به خوبی دید که تابع تقاضای پول (M_1) باثبات است.

در جدول (۲) نیز روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت تابع تقاضای پول (M_1) نشان داده شده است. در هیچ یک از ضرایب تخمینی بلندمدت رابطه معناداری وجود ندارد. از سویی EC_{t-1} نیز منفی است، ولی معنادار نیست. بنابراین، دلالتی بر هم‌گرایی یکسان بین متغیرهای تابع تقاضای پول (M_1) وجود ندارد.



نمودار ۱- آزمون CUSUM تابع تقاضای پول (M_1)

- آزمون REST رمزی، برای بررسی درستی تصریح تبعی مدل‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد.
- معادلات این خطوط مستقیم توسط براون و دیگران (۱۹۷۵) برای سطح معناداری ۵٪ ارائه شده است.

نمودار ۲- آزمون CUSUMSQ تابع تقاضای پول (M_1)نمودار ۳- آزمون CUSUM تابع تقاضای پول (M_2)نمودار ۴- آزمون CUSUMSQ تابع تقاضای پول (M_2)

در مورد ثبات تابع تقاضای پول با استفاده از آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ بر روی اجزاء باقیمانده مدل تخمینی، می‌توان نمودار (۳) و (۴) را ملاحظه کرد. درست است که در نمودار (۳) مسیر حرکت بین خطوط مستقیم قرار دارد، ولی از آنجایی که در نمودار (۴) مسیر حرکت با خطوط مستقیم برخورد کرده است، نمی‌توان نتیجه گرفت که تابع تقاضای پول (M_2) باثبات باشد. بنابراین، بانک مرکزی به‌منظور اهداف سیاست پولی بهتر است M_1 را مورد توجه و کنترل خود قرار دهد.

۵- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

این تحقیق به بررسی تجربی رابطه بین پول و دیگر متغیرهای کلان اقتصادی (درآمد واقعی، تورم و نرخ ارز) برای اقتصاد ایران در دوره Q_1-1364 تا Q_4-1384 با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی وقفه توزیعی خودرگرسیون (ARDL) معرفی شده توسط پسران و شین (۱۹۹۵) و پسران و دیگران (۲۰۰۱)، می‌پردازد. به‌منظور انتخاب متغیرهای مؤثر در تابع تقاضای پول، مفهوم پول، متغیر مقیاس و متغیر هزینه فرصت نگهداری پول براساس مبانی نظری مطروحه مورد بررسی قرار گرفت و در نهایت براساس مطالعه بهمنی اسکویی (۲۰۰۵) درباره کشورهای درحال توسعه، مدل ARDL مناسب مبنای مطالعه قرار گرفت. در این رویکرد که در کنار تخمین رابطه بلندمدت، تحرکات کوتاه‌مدت نیز مورد توجه قرار می‌گیرند، رابطه بین پول محدود (M_1) و وسیع (M_2) را به‌طور جداگانه با درآمد واقعی، نرخ تورم و نرخ ارز مورد آزمون قرار دادیم. براساس آزمون F و آزمون‌های ثبات دریافتیم که حجم پول (M_1) رفتار بهتر و معناداری را در رابطه بلندمدت با دیگر متغیرها از خود نشان می‌دهد. بنابراین، توصیه می‌شود که مقامات پولی برای کنترل و اعمال سیاست پولی M_1 را مورد توجه قرار دهند. پس از تعیین طول وقفه بهینه براساس معیار اطلاعات آکائیک (AIC)، معادله تصحیح خطا (۱۰) را برای حجم پول (M_1) مورد تخمین قرار دادیم. از آنجایی که EC_{t-1} منفی و کاملاً معنادار بود، وجود هم‌گرایی یکسان تأیید شد. هم‌چنین نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که کشش درآمدی، مثبت و معنادار، کشش نرخ تورم، منفی و معنادار و ضریب نرخ ارز، مثبت و معنادار می‌باشند. بدین معنا که مطابق مبانی نظری، افزایش تورم سبب کاهش تقاضای پول (M_1) می‌شود و کاهش ارزش پول داخلی تقاضای پول را افزایش می‌دهد. براساس آزمون‌های ثبات CUSUM و CUSUMSQ نیز دریافتیم که تابع تقاضای پول (M_1) باثبات است و می‌تواند مبنای پیش‌بینی مناسب و دقیقی از اثرات تغییرات عرضه پول بر دیگر متغیرهای کلان اقتصادی واقع شود.

۶- فهرست منابع

- ۱- اسلاملوپیان، کریم و حیدری، مرتضی (۱۳۸۲)، *انتقاد لوکاس و بررسی ثبات تقاضای پول در ایران*، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۲.

- ۲- بانک مرکزی ج.ا.ا. (۱۳۸۲)، تورم؛ مطالعات نظری و تجربی در زمینه اقتصاد ایران، معاونت اقتصادی بانک مرکزی ج.ا.ا.
- ۳- درخشان، مسعود (۱۳۷۵)، بررسی سیاست‌های پولی و اعتباری و تحلیل آثار اقتصادی آن پس از انقلاب اسلامی (با تأکید بر پس‌انداز)، معاونت اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی.
- ۴- کمیجانی، اکبر (۱۳۷۴)، سیاست‌های پولی مناسب جهت تثبیت فعالیت‌های اقتصادی، معاونت امور اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی.
- ۵- کمیجانی، اکبر (۱۳۷۷)، بررسی تأثیر شوک‌های عرضه پول در تابع تقاضای پول کوتاه‌مدت، مورد ایران، روند ۱۳۷۷.
- ۶- کمیجانی، اکبر و بوستانی، رضا (۱۳۸۳)، ثبات تابع تقاضای پول در ایران، مجله تحقیقات اقتصادی شماره ۶۷.
- ۷- نوفروستی، محمد و عرب مازار، عباس (۱۳۷۵)، شناخت ساختار الگوی اقتصادسنجی کلان ایران، بخش خارجی و بازار پول، معاونت امور اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی.
- ۸- هژبر کیانی، کامبیز (۱۳۷۶)، بررسی ثبات تقاضای پول و جنبه‌های پویای آن در ایران، موسسه تحقیقات پولی و بانکی، پژوهشکده بانک مرکزی ج.ا.ا. شماره ۴۵.
- 9- Arize, A. C. and Steven S. Shwiff, (1998:a), "The Black Market Exchange Rate and Demand for Money in Sixteen Developing Countries," International Advances in Economic Research, Vol. 4, No. 2, pp. 128-143.
- 10- Arize, Augustine C., (1994), "A Re-Examination of the Demand for Money in Small Developing Economies," Applied Economics, Vol. 26, No. 3, pp. 217-228.
- 11- Baba, Yoshihisa, David F. Hendry, and Ross M. Starr, (1992), "The Demand for M1 in U.S.A., 1960-1988," The Review of Economic Studies, Vol. 59, No. 1, pp. 25-61.
- 12- Bahmani-Oskooee, M. and Farhang Niroomand and Miguel Martin, (1998), "Exchange Rate Sensitivity of the Demand for Money in Spain," Applied Economics, Vol. 30, pp. 607-612.
- 13- Bahmani-Oskooee, M. and Ghiath Shabsigh, (1996), "The Demand for Money in Japan: Evidence from Cointegration Analysis," Japan and the World Economy, Vol. 8, No. 1, pp. 1-10.

- 14- Bahmani-Oskooee, M. and H. J. Rhee, (1994), "Long-Run Elasticities of the Demand for Money in Korea: Evidence from Cointegration Analysis," *International Economic Journal*, Vol. 8, pp. 83-94.
- 15- Bahmani-Oskooee, M. and Martian T. Bohl, (2000), "German Monetary Unification and the Stability of the German M3 Money Demand Function," *Economic Letters*, Vol.66, pp. 203-208.
- 16- Bahmani-Oskooee, M. and Mohammad Pourheydarian, (1990), "Exchange Rate Sensitivity of Demand for Money and Effectiveness of Fiscal and Monetary Policies," *Applied Economics*, Vol. 22, No. 7, pp. 917-925.
- 17- Bahmani-Oskooee, Mohsen and Rehman, Hafez, (2005), "Stability of the money demand function in Asian developing countries" *Applied Economics*, Vol. 37, No. 7, pp. 773-792.
- 18- Bahmani-Oskooee, Mohsen, (1991), "The Demand for Money in an Open Economy: The United Kingdom," *Applied Economics*, Vol. 23, No. 6, pp. 1037-1042.
- 19- Bahmani-Oskooee, Mohsen, (2001), "How Stable is M2 Money Demand Function in Japan?" *Japan and the World Economy*, Vol. 13, pp. 455-461.
- 20- Bahmani-Oskooee, Mohsen, (1996), "The Black Market Exchange Rate and Demand for Money in Iran," *Journal of Macroeconomics*, Vol.18, pp. 171-176.
- 21- Bahmani-Oskooee, Mohsen, Tanku, Altin (2006), "Black market exchange rate, currency substitution and the demand for money in LDCs," *Economic Systems* Vol. 30 pp. 249-263.
- 22- Chowdhury, Abdur R., (1997), "The Financial Structure and the Demand for Money in Thailand," *Applied Economics*, Vol. 29, pp. 401-409.
- 23- Hafer, R. W. and Dennis W. Jansen, (1991), "The Demand for Money in the United States: Evidence from Cointegration Tests," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 23, No. 2, pp. 155-168.
- 24- Hoffman, D. L. and R. H. Rasche, (1991), "Long-Run Income and Interest Elasticities of Money Demand in the United States," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 73, pp. 665-674.
- 25- Ibrahim, Mansor H., (2001), "Financial Factors and the Empirical Behavior of Money Demand: A Case Study of Malaysia," *International Economic Journal*, Vol. 15, No. 3.
- 26- Johansen, and Katarina Juselius, (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, No. 2, pp. 169-210.

- 27- Johansen, S., (1992), "Testing Weak Exogeneity and the Order of Cointegration in U.K. Money Demand Data," *Journal of Policy Modeling*, Vol. 14, pp. 313-334.
- 28- Khalid, Ahmed M., (1999), "Modelling Money Demand in Open Economies: The Case of Selected Asian Countries," *Applied Economics*, Vol. 31, pp. 1129-1135.
- 29- Khan, A. H., (1994), "Financial Liberalization and the Demand for Money in Pakistan," *Pakistan Development Review*, Vol. 33, No. 4, pp. 997-1006.
- 30- Laidler, David E. W., (1993) "The Demand for Money: Theories and Evidence" New York: Dunn-Donnelley, 4th edition.
- 31- Lee, Tong-Hun, and KeunJon Chung, (1995), "Further Results on the Long-Run Demand for Money in Korea: A Cointegration Analysis," *International Economic Journal*, Vol. 9, pp. 103-113.
- 32- McNown, Robert, and Myles S. Wallace, (1992), "Cointegration Tests of a Long-Run Relation Between Money Demand and the Effective Exchange Rate," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 11, No. 1, pp.107-114.
- 33- Moosa, Imad A., (1992), "The Demand for Money in India: A Cointegration Approach," *The Indian Economic Journal*, Vol. 40, No. 1, pp. 101-115.
- 34- Obben, James, (1998), "The Demand for Money in Brunei," *Asian Economic Journal*, Vol. 12, No. 2, pp. 109-121.
- 35- Pesaran, M. H., and Y. Shin, (1995), "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis," In: Strom, S., Holly, A., Diamond, P. (Eds.), *Centennial Volume of Rangar Frisch*, Cambridge University Press, Cambridge.
- 36- 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.
- 37- Pozo, Susan and Mark Wheeler, (2000), "Exchange-Rate Uncertainty and Dollarization: A Structural Vector Error Correction Approach to Estimating Money Demand," *Applied Financial Economics*, Vol. 10, pp. 685-692.
- 38- Pradhan, B. K. and A. Subramanian, (1998), "On the Stability of the Demand for Money in India," *The Indian Economic Journal*, Vol.45, No. 1, pp. 106-117.
- 39- Rao, B. B. and Shalabh, (1995), "Unit Roots Cointegration and the Demand for Money in India," *Applied Economics Letters*, Vol. 2, No. 10, pp. 379-399.

- 40- Sriram, Subramanian S., (1999), "Survey of Literature in Demand for Money: Theoretical and Empirical Work with Special Reference to Error-Correction Models," IMF Working Paper WP/99/64.
- 41- Tabesh, Hamid, (2000), "Demand for Money and the Black Market Exchange Rate Expectations: Further Empirical Evidence," Journal of Economics, Vol.26, No. 2 pp. 1-9.
- 42- Tan, E. C., (1997), "Money Demand Amid Financial Sector Developments in Malaysia," Applied Economics, pp. 1201-1215.



جدول پیوست

متغیرها	تکنیک اقتصادسنجی	دوره موردنظر	کشور	محقق
M_1 درآمد و نرخ بهره	هم‌گرایی یکسان، مدل ECM	۱۹۶۰-۱۹۸۸ آمارسالپانه	ایالات متحده	بابا، هندری و استار (۱۹۹۲)
M_2 درآمد واقعی و نرخ بهره	$ARDL$ و آزمون‌های ثبات $Cusum$ و $Cusumsq$	۱۹۶۶-۱۹۹۶ آمار فصلی	ژاپن	بهمنی اسکویی (۲۰۰۱)
M_1 درآمد واقعی، نرخ بهره اسمی، قیمت داخلی و نرخ ارز مؤثر	OLS ، معیار خطای پیش‌بینی نهایی آکائیک FPE	۱۹۷۳-۱۹۸۷ آمار فصلی	انگلستان	بهمنی اسکویی (۱۹۹۱)
M_1 ، M_2 درآمد واقعی و نرخ بهره کوتاه‌مدت	هم‌گرایی یکسان یوهانسن و جوسیلیوس	۱۹۱۵-۱۹۸۸ آمار فصلی	ایالات متحده	هافر و جانسن (۱۹۹۱)
M_1 ، M_2 درآمد واقعی، نرخ بهره داخلی، نرخ ارز و قیمت واقعی سهام	هم‌گرایی یکسان انگل- گرنجر	۱۹۷۶-۱۹۹۵ آمار فصلی	مالزی	ابراهیم (۱۹۹۸)
مانده واقعی پول، درآمد واقعی، نرخ بهره داخلی و خارجی، نرخ ارز و نرخ تورم انتظاری	هم‌گرایی یکسان یوهانسن و جوسیلیوس	۱۹۷۳-۱۹۹۰ آمار فصلی	کره جنوبی، پاکستان و سنگاپور	اریز (۱۹۹۴)
M_1 ، M_2 ، GDP واقعی، نرخ تورم و نرخ ارز بازارسیاه	هم‌گرایی یکسان یوهانسن و جوسیلیوس و انگل- گرنجر	۱۹۵۱-۱۹۸۸ آمار سالپانه	۲۵ و ۱۶ کشور در حال توسعه	اریز و شوپف (۱۹۸۰: a&b)
M_1 ، M_2 درآمد واقعی، سطح قیمت انتظاری و نرخ بهره	هم‌گرایی یکسان یوهانسن و جوسیلیوس	۱۹۷۴-۱۹۹۵ آمارسالپانه	برونی	اوبن (۱۹۹۸)
M_1 ، M_2 درآمد واقعی، نرخ تورم و نرخ ارز بازارسیاه و بازار رسمی	هم‌گرایی یکسان و $ARDL$ آزمون‌های ثبات $Cusumsq$ و $Cusum$	۱۹۷۳-۲۰۰۰ آمار فصلی	۷ کشور جنوب شرقی آسیا	بهمنی اسکویی و رحمان (۲۰۰۵)
M_2 درآمد واقعی، نرخ	هم‌گرایی یکسان	آمار فصلی	۲۵ کشور	بهمنی اسکویی

تورم و نرخ ارز بازارسیاه و رسمی	<i>ARDL</i> و آزمون‌های ثبات <i>Cusumsq</i> و <i>Cusum</i>	۱۹۵۷-۱۹۹۸	در حال توسعه	و تانکو (۲۰۰۶)
M_1 ، M_2 ، درآمد واقعی، نرخ تورم و نرخ ارز بازارسیاه	هم‌گرایی یکسان یوهانسن	۱۹۵۹-۱۹۹۰ آمار سالیانه	ایران	بهمنی اسکویی (۱۹۹۶)
M_1 ، M_2 ، درآمد واقعی، نرخ بهره	هم‌گرایی یکسان انگل- گرنجر	۱۹۶۰-۱۹۹۴ آمار فصلی	هند	پرادهام و سابرامانیا (۱۹۹۷)
M_1 ، تولیدات صنعتی، نرخ تورم، نرخ بهره داخلی و خارجی و نرخ ارز واقعی	مدل <i>VAR</i> ، تکنیک تجزیه واریانس <i>VDC</i>	۱۹۷۳-۱۹۹۶ آمار فصلی	سنگاپور	پز و ویلر (۲۰۰۰)
M_2 ، درآمد واقعی، نرخ تورم و نرخ ارز بازارسیاه	هم‌گرایی یکسان یوهانسن	۱۹۵۹-۱۹۹۴ آمار سالیانه	ایران	تابش (۲۰۰۰)
GDP ، M_0 ، M_1 ، M_2 واقعی، نرخ بازده دیگر دارایی‌ها و نرخ ارز	هم‌گرایی یکسان یوهانسن و جوسیلیوس	۱۹۷۳-۱۹۹۱ آمار فصلی	مالزی	تان (۱۹۹۷)
GDP ، M_1 ، M_2 واقعی، نرخ تورم، نرخ ارز و نرخ بهره خارجی	هم‌گرایی یکسان یوهانسن و جوسیلیوس	۱۹۷۴-۱۹۹۳ آمار فصلی	تایلند	چاودهوری (۱۹۹۷)
M_1 ، M_2 ، درآمد واقعی، نرخ تورم و نرخ بهره واقعی (میان مدت و کوتاه‌مدت)	هم‌گرایی یکسان، مدل <i>ECM</i>	۱۹۷۱-۱۹۹۳ آمار فصلی	پاکستان	خان (۱۹۹۴)
مانده واقعی پول، درآمد واقعی، نرخ بهره داخلی و خارجی و نرخ ارز	هم‌گرایی یکسان، مدل <i>ECM</i>	۱۹۷۷-۱۹۹۳ آمار فصلی	فیلیپین، سنگاپور و کره جنوبی	خلید (۱۹۹۹)
M_1 ، درآمد واقعی و نرخ بهره	هم‌گرایی یکسان، مدل <i>ECM</i>	۱۹۵۱-۱۹۹۲ آمار سالیانه	هند	رآو و شلبه (۱۹۹۵)