تحلیل و ارزیابی الگوی پولی سیدراسکی در اقتصاد ایران[1]

مصطفی کریم‌زاده[2]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۰۱/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۰۵/۲۷

چکیده

تصریح تابع تقاضای پول و شناسایی عوامل تاثیرگذار بر آن یکی از مهم‌ترین و مناقشه‌آمیزترین مباحث اقتصاد است. همین موضوع سبب شده است اقتصاددانان نظریه‌های متفاوتی را در خصوص تقاضای پول ارائه کنند. الگوی پولی سیدراسکی یکی از جالب‌ترین نظریات درباره تقاضای پول است. سیدراسکی الگوی پایه‌ای رمزی را با در نظر گرفتن مانده‌های حقیقی پول بسط داد؛ به طوری که بر اساس الگوی وی، پول نیز وارد تابع مطلوبیت می‌شود. کاربرد این الگو و بررسی انطباق آن با واقعیات اقتصاد ایران می‌تواند زمینه‌های جدیدی را برای محققان فراهم آورد و چارچوب تحلیلی مناسبی را برای تبیین عوامل موثر بر تابع تقاضای پول ایجاد کند. هم‌چنین این تحقیق به توسعه و گسترش مباحث نظری موضوع کمک خواهد کرد.

---

۱. این مقاله برگرفته از طرحی پژوهشی با عنوان «تحلیل و ارزیابی الگوی پولی سیدراسکی در اقتصاد ایران» است که با کد۲۶۴۳۴ به تصویب معاونت پژوهشی دانشکدهٔ علوم اداری و اقتصادی دانشگاه فردوسی مشهد رسیده و در حال انجام است.

۲. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد، نویسنده مسئول)، Email: m.karimzadeh@um.ac.ir

هدف اصلی این پژوهش، بررسی و برآورد الگوی پولی سیدراسکی در اقتصاد ایران با استفاده از تکنیک هم‌جمعی در دورهٔ زمانی ۱۳۸۹-۱۳۵۷ است. مطالعهٔ حاضر ضمن بررسی ادبیات موضوع مربوط، به تصریح تابع تقاضای پول بر اساس الگوی سیدراسکی که یکی از مهم‌ترین الگوهای اقتصاد کلان با پایه‌های خرد است، می‌پردازد. برای برآورد رابطهٔ بلندمدت تقاضای پول و به دست آوردن بردار هم‌جمعی، از سه رویکرد انگل ـ گرنجر، ARDL و یوهانسن- جوسلیوس استفاده می‌شود.

بردارهای هم‌جمعی برآوردشده براساس سه روش مزبور حاکی از وجود یک رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین تقاضای پول سرانه، مخارج مصرفی سرانه، نرخ تورم، نرخ سود بانکی، نرخ ارز، درآمد سرانه و شاخص قیمت سهام است. به طوری که مصرف سرانه و درآمد سرانه تاثیر مثبت معنی‌دار و نرخ تورم، نرخ سود بانکی، نرخ ارز و شاخص قیمت سهام تاثیر منفی معنی‌دار بر مانده‌های حقیقی پول سرانه دارد.

واژگان کلیدی: تقاضای پول، الگوی سیدراسکی، مصرف سرانه، مانده‌های حقیقی پول سرانه، انگل ـ گرنجر.

JEL: E41.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. مقدمه

مبحث پول یکی از مفیدترین و شاید بتوان گفت یکی از مناقشه‌آمیزترین مباحث اقتصادی است. به طوری که فهم صحیح مفاهیم پایه‌ای پول، شرط اساسی درک مناسب نحوهٔ کارکرد اقتصاد و تعامل اجزای آن محسوب می‌شود.

اگرچه ممکن است پول به عنوان یک کالا محسوب شود، خدماتی که به وسیلهٔ پول حاصل می‌شود منحصر به فرد بوده، ناشی از نقش و عملکرد انحصاری آن است. در هر اقتصادی پول نقش و جایگاه اساسی دارد و به همین دلیل اقتصاددانان تلاش ویژه‌ای برای تجزیه و تحلیل و شناسایی عوامل موثر بر تقاضای پول صرف کرده‌اند.

به طور کلی هنگامی که پیرامون نظریه‌های پولی بحث می‌شود، هدف بررسی ارتباطات منظم بین پول و سایر متغیرهای اقتصادی است، به عبارت دیگر، مجموعه این نظریه‌ها به دنبال شناخت و تبیین رفتارهای جامعه پیرامون تقاضای پول و نحوهٔ تاثیرپذیری آن از متغیرهای اقتصادی یا تاثیرگذاری آن بر رفتار این متغیرها هستند.

تقاضای پول و فرم تابعی آن یکی از موضوعات اساسی اقتصاد است. به همین دلیل است که در تحلیل‌های اقتصاد کلان، برای تقاضای پول نظریه‌های متفاوتی ارائه شده است؛ به گونه‌ای که هر نظریه‌ای با طرح نکات جدید سعی کرده است از زوایای مختلفی به این موضوع بپردازد.

دنبال کردن جریان پول در اقتصاد و مشخص کردن ماهیت محدودیت کلاور[1] برای هر نوع مبادله‌ای می‌تواند پیچیده و نیز از نظر تحلیلی غیر قابل بررسی شود؛ این امر موجب قرار گرفتن پول، به طور مستقیم، در تابع تولید یا تابع مطلوبیت شده است. الگوی پولی سیدراسکی از مسیر دوم پیروی می‌کند و الگو پایه‌ای رمزی را گسترش می‌دهد که ورود هم‌مصرف و هم مانده‌های حقیقی پول به تابع مطلوبیت را مجاز می‌کند (بلانچارد و فیشر، ۱۳۷۶: ۳۳۰).

در این تحقیق تابع تقاضای پول براساس الگوی پولی سیدراسکی و مطالعات انجام شده، تصریح می‌شود. تحلیل و برآورد این الگو در اقتصاد ایران می‌تواند یک پل ارتباطی بین تئوری‌های علم اقتصاد و واقعیات اقتصادی کشور باشد. برای برآورد اقتصادسنجی الگو سه

1. Clawer

روش انگل ـ گرنجر، ARDL و یوهانسن- جوسلیوس به کار برده شده است.

مقالهٔ حاضر از پنج قسمت تشکیل شده است. در قسمت دوم مطالعات تجربی ملاحظه می‌شود. مبانی نظری تحقیق در قسمت سوم ارائه شده است. قسمت چهارم تابع تقاضای پول را تصریح و آن را برای اقتصاد ایران با استفاده از روش هم‌جمعی برآورد کرده است. نتیجه‌گیری و پیشنهادات نیز قسمت پنجم را تشکیل می‌دهد.

۲. پیشینهٔ تحقیق

پژوهش‌های متعددی در خصوص تابع تقاضای پول صورت گرفته است اما تاکنون در هیچ‌کدام از مطالعات داخلی و خارجی الگوی پولی سیدراسکی بررسی و برآورد نشده است. در این قسمت به برخی از تحقیقات انجام شدهٔ خارجی و داخلی اشاره می‌شود.

۲-۱. مطالعات خارجی

تورنتان[1] (۱۹۹۶) به برآورد بردار هم‌جمعی تقاضای پول در اقتصاد مکزیک در دورهٔ زمانی (۱۹۹۴:۱-۱۹۸۰:۱) پرداخت. برای این منظور، تعاریف محدود و گستردهٔ پول را مورد استفاده قرار داد. نتایج تحقیق وی حاکی از آن بود که یک رابطهٔ هم‌جمعی بین مانده‌های حقیقی پول، تولید ناخالص داخلی، مصرف و نرخ بهرهٔ اسناد خزانهٔ سه‌ماهه وجود دارد. هم‌چنین نتایج معادلهٔ تصحیح خطا نشان داد که نقدینگی (M2) متغیر مناسبی برای تقاضای پول است و تولید ناخالص داخلی در مقایسه با مصرف، تاثیر بیشتری بر تقاضای پول دارد.

باینو[2] (۲۰۰۲) ثبات تقاضای پول و آزادسازی اقتصادی را در جامایکا بررسی کرد. برای تجزیه و تحلیل تقاضای پول، روش هم‌جمعی را به کار برد. یافته‌های مطالعهٔ مذکور حاکی از وجود شکست ساختاری در مدل نقدینگی (M2) بود که این شکست ساختاری نتیجهٔ آزادسازی اقتصادی است. هم‌چنین براساس نتایج وی، نرخ تورم و آزادسازی اقتصادی از عوامل مهم و تاثیرگذار بر تقاضای پول هستند.

ریمرس و رات[3] (۲۰۰۷) تابع تقاضای پول را در استونی و در دورهٔ زمانی (۲۰۰۶-

1. Thornton
2. Bynoe
3. Reimers and Roht

۱۹۹۵) بررسی کردند. آن‌ها روش هم‌جمعی انگل-گرنجر و روش یوهانسن را برای برآورد رابطهٔ بلندمدت تقاضای پول، تولید ناخالص داخلی و نرخ بهره به کار گرفتند. لیکن نتایج برآورد آن‌ها نشان داد که بردار هم‌جمعی بین نقدینگی (M2) و متغیرهای مزبور وجود ندارد.

بون و وان دن نورد[1] (۲۰۰۸) به بررسی عوامل تعیین‌کنندهٔ تقاضای پول در ناحیهٔ یورو پرداختند. برای این منظور از تعریف M3 پول به عنوان متغیر وابسته و تولید ناخالص داخلی حقیقی، نرخ بهره و ثروت (مسکن و سهام) به عنوان متغیرهای مستقل استفاده کردند. نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا حاکی از تاثیر مثبت ثروت بر تقاضای پول بود.

لی[2] (۲۰۰۸) کشش تقاضای پول و مشکلات نقدینگی چین را مورد بررسی قرار داد. وی در تحقیق خود از الگوی نامتعادلی بازار پول در شرایط مازاد نقدینگی استفاده کرد. نتیجهٔ مطالعه مذکور نشان داد که نامتعادلی در عرضه و تقاضای پول، عامل اصلی مشکلات مازاد نقدینگی چین است.

نارایان و همکاران[3] (۲۰۰۹) تابع تقاضای پول را برای پنج کشور جنوب آسیا با استفاده از داده‌های تابلویی برآورد کردند. نتایج آنها نشان داد درآمد ملی واقعی، نرخ ارز حقیقی و نرخ بهرهٔ کوتاه‌مدت داخلی و خارجی به صورت معنی‌داری بر تقاضای پول کشورهای مزبور تاثیر-گذارند. هم‌چنین آزمون علیت گرنجری، رابطهٔ عِلّی تمام متغیرها را به استثنای نرخ بهرهٔ خارجی با تقاضای پول را تایید کرد.

درگر و والترز[4] (۲۰۱۰) به بررسی تابع تقاضای پول در ناحیهٔ یورو پرداختند. آن‌ها تعریف M3 پول را در دورهٔ زمانی (۲۰۰۶-۱۹۸۳) به کار بردند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان داد که در این منطقه رابطهٔ باثباتی بین تقاضای پول و متغیرهای کلان پولی وجود دارد. هم‌چنین بررسی مازاد نقدینگی، فشار تورمی معنی‌داری را نشان نمی‌دهد.

ناتز و راندورف[5] (۲۰۱۱) با استفاده از روش داده‌های تابلویی ثبات تقاضای پول را در ناحیهٔ یورو مورد بررسی قرار دادند. نتیجهٔ مطالعهٔ یاد شده حاکی از بی‌ثباتی تقاضای پول در این منطقه بود که دلیل اصلی آن حذف پیشرفت تکنولوژی در کشورهای مذکور است.

---

1. Boone and Van Den Noord
2. Li
3. Narayan et al.
4. Dreger and Wolters
5. Nautz and Rondorf

دابنیک[1] (۲۰۱۲) تابع تقاضای پول بلندمدت را برای ۱۱ کشور OECD در دورهٔ زمانی (۲۰۰۶:۴-۱۹۸۳:۱) با استفاده از روش داده‌های تابلویی بررسی کرد. نتایج تحقیق وی نشان داد که تولید ناخالص داخلی تاثیر مثبت، نرخ بهره، نرخ ارز و قیمت سهام تاثیر منفی بر تقاضای پول دارد. علاوه بر آن نتایج برآورد، بیانگر تاثیر معنی‌دار نرخ ارز و تاثیر بی‌معنی قیمت سهام بر تقاضای پول بود.

ستزر و ولف[2] (۲۰۱۲) تقاضای پول را در ناحیه یورو بررسی کردند. نتایج بررسی آن‌ها بیانگر این مطلب بود که کشش درآمدی و کشش بهره‌ای پول باثبات هستند.

۲-۲. مطالعات داخلی

هژبر کیانی و رحمانی (۱۳۷۹) برای بررسی رابطهٔ بین حجم پول، تورم‌های بالا و مالیات تورمی در اقتصاد ایران، از الگوی کاگان استفاده کردند. این محققان روشOLS و دورهٔ زمانی (۱۳۷۶-۱۳۵۷) را انتخاب کردند. نتیجه تحقیق آنها نشان داد که الگوی کاگان قادر است تجربیات پولی و تورمی دورهٔ یادشده را حداقل در مقاطعی هم بر حسب حجم پول و هم برحسب نقدینگی به نحو مطلوبی توضیح دهد.

کمیجانی و بوستانی (۱۳۸۳) به بررسی ثبات تابع تقاضای پول در ایران پرداختند. برای نیل به این هدف از روش هم‌جمعی یوهانسن - جوسلیوس استفاده کردند. نتایج برآورد آنها نشان‌دهندهٔ وجود رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین نقدینگی، نرخ تورم و نرخ ارز است. بنابراین محققان مزبور به این نتیجه رسیدند که تابع تقاضای پول در ایران باثبات است.

جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۸۵) با استفاده از روش هم‌جمعی یوهانسن ـ جوسلیوس، ثبات تابع تقاضای پول را در ایران بررسی کردند. نتایج تحقیق آنها بیانگر وجود رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین تراز واقعی پول، تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نرخ ارز و کسری بودجهٔ دولت است؛ به طوری که تولید ناخالص داخلی تاثیر مثبت معنی‌دار و نرخ تورم، نرخ ارز و کسری بودجه تاثیر منفی معنی‌دار بر تقاضای پول دارند.

شهرستانی و شریفی رنانی (۱۳۸۷) تابع تقاضای پول را در ایران با استفاده از روش خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برآورد کردند. نتایج تجربی آنها نشان می‌دهد بین

1. Dobnik
2. Setzer and Wolff

تقاضای پول، درآمد ملی و نرخ تورم رابطهٔ تعادلی بلندمدتی وجود دارد. در خصوص حجم پول (M1) آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ تاییدکنندهٔ ثبات تابع تقاضای پول است، اما در مورد تابع تقاضای پول با در نظر گرفتن نقدینگی (M2) چنین نتیجه‌ای به دست نیامد.

اسلاملوییان و ذاکری (۱۳۸۸) تاثیر قانون بانکداری بدون ربا را بر تابع تقاضای پول ایران بررسی کردند. برای این منظور، تعاریف محدود و گستردهٔ پول و روش خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) را به کار بردند. نتایج برآورد آنها نشان داد اِعمال قانون مذکور، ضریب نرخ بهره را تغییر داده، اما تاثیری بر ضرایب نرخ تورم و تولید ناخالص داخلی نداشته است. هم‌چنین اجرای این قانون عرض از مبدا مدل برآوردی را نیز متاثر ساخته است.

منجذب (۱۳۸۹) به آزمون نظریهٔ انتظارات در خصوص تابع تقاضای پول در اقتصاد ایران پرداخت. براساس نتایج مطالعه وی تورم یکی از عوامل موثر بر تقاضای پول است؛ به طوری که با افزایش تورم تقاضای پول کاهش می‌یابد. هم‌چنین مطالعه وی حاکی از آن بود که انتظارات تطبیقی، تقاضای پول ایران را بهتر از انتظارات عقلایی توضیح می‌دهد.

سامتی و یزدانی (۱۳۸۹) به تخمین تابع تقاضای پول در ایران در دورهٔ زمانی ۱۳۸۶-۱۳۳۸پرداختند. برای نیل به این هدف، روش هم‌جمعی یوهانسن ـ جوسلیوس را مورد استفاده قرار دادند. نتایج برآورد آنها نشان‌دهندهٔ وجود رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین حجم پول، تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نرخ ارز در بازار موازی، قیمت‌ها و نرخ سود بانکی است.

بافندهٔ ایماندوست و قاسمی (۱۳۹۰) به بررسی عوامل موثر بر تقاضای پول ایران با استفاده از رویکرد میانگین‌گیری بیزی در دورهٔ زمانی ۱۳۸۵-۱۳۵۴پرداختند. بر اساس نتایج مطالعه، عوامل موثر بر تقاضای پول عبارت بودند از: تولید ناخالص ملی، شاخص قیمت کالاها و خدمات، نرخ ارز رسمی و نسبت کسری بودجهٔ دولت به تولید ناخالص ملی.

نوفرستی (۱۳۹۰) تاثیرگذاری تحولات جمعیتی بر تقاضای پول را در اقتصاد ایران در دورهٔ زمانی ۱۳۸۶-۱۳۳۸ مورد تجزیه و تحلیل قرار داد. برای این منظور روش خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) را به کار برد. نتایج تحقیق وی حاکی از وجود یک رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین متغیرهای جمعیتی و سایر متغیرهای معمول تابع تقاضای پول بود. براساس نتایج به‌دست‌آمده، افزایش نسبی جمعیت در گروه میان‌سال جامعه که تامین‌کنندهٔ اصلی درآمد و پس‌انداز جامعه هستند، تقاضا برای پول را افزایش می‌دهند.

ایزدی و دهمرده (۱۳۹۱) به بررسی رابطهٔ عملکرد سیاست‌های پولی و مالی و ثبات تابع تقاضای پول و پیش‌بینی آن در اقتصاد ایران با استفاده از روش (ARDL) و در دورهٔ زمانی ۱۳۸۸-۱۳۵۰ پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو وجود دارد؛ به طوری که تولید ناخالص داخلی تاثیر مستقیم و نرخ ارز و نرخ تورم تاثیر منفی بر تقاضای پول دارند.

۳. مبانی نظری تحقیق

در سال ۱۹۷۶ میگوئل سیدراسکی[1] الگوی پایه‌ای فرانک رمزی[2] را با در نظر گرفتن مانده‌های حقیقی پول بسط داد، به طوری که بر اساس الگوی سیدراسکی، پول وارد تابع مطلوبیت می‌شود؛ بنابراین تابع رفاه اجتماعی شامل مصرف و مانده‌های حقیقی پول است.

وی همانند رمزی فرض می‌کند اقتصاد شامل افراد با عمر جاودانه است و جمعیت با نرخ n رشد میکند. هر خانوار در صدد حل مسئله حداکثرسازی ذیل است:

$$\max U = \int_0^{\infty} U(c,m)e^{-\theta t}\,dt \qquad (۱)$$

$$U_c \rangle 0, U_m \rangle 0, U_{cc} \langle 0, U_{mm} \langle 0$$

به طوری که c: مصرف سرانه، m: مانده‌های حقیقی پول سرانه، θ: نرخ رجحان زمانی است.

خانوار می‌تواند ثروت خود را به شکل پول یا سرمایه نگهداری کند. بنابراین قید بودجه‌ای که خانوار با آن مواجه است، به صورت ذیل است:

$$C + \frac{dK}{dt} + \frac{dM/dt}{P} = wN + rK + X \qquad (۱)$$

که در آن K: موجودی سرمایه، M: پول اسمی، P: سطح عمومی قیمت، w: نرخ دستمزد، N: جمعیت، r: نرخ بهره ، X: پرداخت‌های انتقالی دولت است.

1 . Miguel Sidrauski
2 . Frank Ramsey

برای بیان قید بودجهٔ خانوار به صورت سرانه، دو طرف معادلهٔ فوق بر N تقسیم می‌شود[۱]:

$$\frac{C}{N}+\frac{dK/dt}{N}+\frac{dM/dt}{P}=w+\frac{r\,K}{N}+\frac{X}{N}$$

ذکر این نکته ضروری است که برای نشان دادن متغیر سرانه از حروف کوچک استفاده می‌شود.

$$\frac{dK/dt}{N}=\frac{d[k\,N]/dt}{N}=\frac{N\,dk/dt}{N}+\frac{k\,dN/dt}{N}$$

با توجه به این‌که $n=\frac{dN/dt}{N}$ نرخ رشد جمعیت است، رابطهٔ ذیل حاصل می‌شود:

$$\frac{dK/dt}{N}=\frac{dk}{dt}+n\,k$$

اگر از $\frac{M}{N\,P}$ دیفرانسیل کل گرفته شود:

$$\frac{d\left[\frac{M}{N\,P}\right]}{dt}=\frac{\frac{dM}{dt}NP-\left[\frac{dN}{dt}P+\frac{dP}{dt}N\right]M}{[NP]^2}$$

با ملاحظهٔ این‌که $m=\frac{M}{NP}$ است، خواهیم داشت:

$$\frac{dm}{dt}=\frac{\frac{dM}{dt}}{N\,P}-\frac{\frac{dN}{dt}}{N}\frac{M}{NP}-\frac{\frac{dP}{dt}}{N\,P^2}M$$

با توجه به این‌که $\pi=\frac{dP/dt}{P}$ نرخ تورم است، رابطهٔ ذیل حاصل می‌شود:

---

۱. اثبات ریاضی برخی از روابط و به ویژه در نظر گرفتن تابع مطلوبیت ریسک‌گریزی نسبی ثابت و استخراج تابع تقاضای پول براساس شرایط مرتبهٔ اول، نوآوری محقق است.

$$\frac{dm}{dt}=\frac{\frac{dM}{dt}}{NP}-nm-\pi m$$

$$\frac{\frac{dM}{dt}}{NP}=\frac{dm}{dt}+nm+\pi m$$

با جایگذاری روابط فوق در قید بودجهٔ سرانه خانوار، به رابطهٔ ذیل می‌رسیم:

$$c+\frac{dk}{dt}+nk+\frac{dm}{dt}+\pi m+nm=w+rk+x \qquad (۳)$$

ثروت خانوار شامل موجودی سرمایه و مانده‌های حقیقی پول است:

$$A=K+\frac{M}{P}$$

اگر ثروت خانوار به صورت سرانه در نظر گرفته شود، خواهیم داشت:

$$a=k+m$$

با گرفتن دیفرانسیل، رابطهٔ زیر حاصل می‌شود:

$$\frac{da}{dt}=\frac{dk}{dt}+\frac{dm}{dt}$$

اگر عبارت فوق در قید بودجهٔ سرانهٔ خانوار جایگذاری شود:

$$c+\frac{da}{dt}+nk+\pi m+nm=w+rk+x$$

با تنظیم رابطهٔ بر حسب $\frac{da}{dt}$، خواهیم داشت:

$$\frac{da}{dt}=w+rk+x-c-nk-\pi m-nm$$

با فاکتورگیری از k و عملیات سادهٔ جبری عبارت زیر به دست می‌آید:

$$\frac{da}{dt}=(r-n)k+w+x-[c+\pi m+nm]$$

اگر عبارت $k=a-m$ در معادلهٔ فوق جایگذاری شود:

$$\frac{da}{dt}=(r-n)(a-m)+w+x-[c+\pi m+nm]$$

در نهایت معادلهٔ فوق را می‌توان به صورت زیر تنظیم کرد:

$$\frac{da}{dt}=[(r-n)a+w+x]-[c+(\pi+r)m] \quad (۴)$$

این معادلهٔ نشان‌دهندهٔ نرخ تغییر ثروت سرانهٔ خانوار است که برابر با تفاضل درآمد کل و مخارج کل وی است. درآمد کل شامل درآمد بهره‌ای، درآمد حاصل از کار و پرداخت‌های انتقالی دولت به خانوار است. مخارج کل خانوار نیز حاصل جمع مصرف و مصرف ضمنی خدمات پولی است. درواقع عبارت $(\pi+r)m$ بیانگر نرخ بهرهٔ چشم‌پوشی‌شده به‌وسیلهٔ نگهداری پول به جای سرمایه (معادل نرخ بهرهٔ اسمی ضرب در مانده‌های حقیقی پولی) است.

خانوار تابع هدف معادلهٔ (۱) را با توجه به قید بودجهٔ معادلهٔ (۴) و هم چنین شرط عدم وجود بازی پونزی[1] حداکثر می‌نماید:

$$\lim_{t\to\infty} a_t e^{-\int_0^t (r_v-n)dv}=0 \quad (۵)$$

تابع هامیلتون متناظر با این مسئله حداکثرسازی، عبارت است از:

$$H=\{U(c,m)+\lambda[(r-n)a+w+x]-[c+(\pi+r)m]\}e^{-\theta t} \quad (۶)$$

در این مسئله بهینه‌یابی c و m متغیرهای کنترل، a متغیر وضعیت و λ متغیر هم وضعیت است.

شرایط مرتبهٔ اول برای مسئلهٔ حداکثرسازی به صورت ذیل است:

$$H_c=0 \quad (۷)$$

$$H_m=0 \quad (۸)$$

$$\frac{d\lambda}{dt}=-H_a \quad (۹)$$

$$\lim_{t\to\infty} a_t\,\lambda_t e^{-\theta t}=0 \quad (۱۰)$$

با برقراری شرایط مرتبهٔ اول فوق، نتایج ذیل حاصل می‌شود:

$$U_c=\lambda \quad (۱۱)$$

1. No Ponzi Game

$$U_m = \lambda(\pi + r) \quad (۱۲)$$

$$\frac{d\lambda}{dt} - \theta\lambda = -(r - n)\lambda \quad (۱۳)$$

$$\lim_{t\to\infty} a_t\, \lambda_t e^{-\theta t} = 0 \quad (۱۴)$$

در بررسی این شرایط باید توجه شود که همانند الگوی رمزی λ مطلوبیت نهایی مصرف است. لیکن مطلوبیت نهایی دیگر به طور منحصر به فردی مرتبط با c نیست و در حالت کلی به m نیز بستگی دارد. بر اساس دو رابطهٔ (۱۱) و (۱۲)، عبارت $U_m = U_c(\pi + r)$ حاصل می‌شود؛ به طوری که نرخ نهایی جانشینی بین مصرف و مانده‌های حقیقی پول مساوی نرخ بهرهٔ اسمی (یعنی نرخ بهرهٔ واقعی به اضافهٔ نرخ تورم) است و بنابراین دارای تفسیر قیمت خدمات پولی است (Sidrauski, 1976) .

اکنون اگر در مسئلهٔ فوق، تابع مطلوبیت به صورت ریسک‌گریزی نسبی ثابت $U = \frac{\left(c^{\rho}\, m^{1-\rho}\right)^{1-\beta}}{1-\beta}$ در نظر گرفته شود (به طوری که در این تابع مطلوبیت کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف برابر با $1/\beta$ و هم‌چنین ضریب ریسک‌گریزی نسبی برابر با β است) و تابع هامیلتون مجدداً تنظیم شود، خواهیم داشت:

$$H = \left\{ \frac{\left(c^{\rho}\, m^{1-\rho}\right)^{1-\beta}}{1-\beta} + \lambda\left[(r-n)a + w + x\right] - \left[c + (\pi + r)m\right] \right\} e^{-\theta t} \quad (۱۵)$$

شرایط مرتبهٔ اول برای مسئلهٔ حداکثرسازی اخیر به صورت زیر است:

$$H_c = 0 \Rightarrow \rho c^{\rho-1} m^{1-\rho} \left(c^{\rho} m^{1-\rho}\right)^{-\beta} = \lambda \quad (۱۶)$$

$$H_m = 0 \Rightarrow (1-\rho)\, m^{-\rho} c^{\rho} \left(c^{\rho} m^{1-\rho}\right)^{-\beta} = \lambda(\pi + r) \quad (۱۷)$$

$$\frac{d\lambda}{dt} - \theta\lambda = -(r-n)\lambda \quad (۱۸)$$

$$\lim_{t\to\infty} a_t\, \lambda_t e^{-\theta t} = 0 \quad (۱۹)$$

با انجام عملیات سادهٔ جبری بر روی روابط (۱۶) و (۱۷) عبارت زیر حاصل می‌شود:

$$m = \frac{1-\rho}{\rho}\left(\frac{c}{\pi + r}\right) \quad (۲۰)$$

بر اساس رابطهٔ استخراج شدهٔ فوق ملاحظه می‌شود که مانده‌های حقیقی پول سرانهٔ تابعی از مصرف سرانه، نرخ تورم و نرخ بهره است. همان‌گونه که از فرم تابعی استخراج‌شده مشخص است، مصرف تاثیر مثبت بر مانده‌های حقیقی پول دارد، در حالی که نرخ تورم و نرخ بهره به صورت معکوس بر تقاضای پول تاثیرگذارند.

۴. تجزیه و تحلیل و برآورد مدل

در بخش مبانی نظری الگوی سیدراسکی و بر اساس شرایط مرتبهٔ اول استخراج شده ملاحظه شد که مانده‌های حقیقی پول تابعی از مصرف، نرخ تورم و نرخ بهره است:

$$m=\frac{1-\rho}{\rho}\left(\frac{c}{\pi+r}\right)$$

با توجه به رابطهٔ فوق می‌توان به صورت ضمنی تابع تقاضای پول سیدراسکی را به شکل ذیل نوشت:

$$m= f\left(c,\pi,r\right) \quad (۲۱)$$

برای بررسی و برآورد این الگو در اقتصاد ایران بر اساس نظریهٔ سیدراسکی و هم‌چنین مطالعات انجام‌شدهٔ قبلی، معادلهٔ زیر تصریح و برآورد می‌شود:

$$\ell n m_t = \beta_0 + \beta_1 \ell n c_t + \beta_2 \pi_t + \beta_3 r_t + \beta_4 \ell n ER_t + \beta_5 \ell n y + \beta_6 \ell n TEPIX + \beta_7 t + \beta_8 D + U_t \quad (۲۲)$$

که در آن $\ell n m_t$: لگاریتم مصرف سرانه، $\ell n c_t$: لگاریتم نقدینگی حقیقی سرانه، π_t : نرخ تورم، r_t : نرخ سود بانکی، $\ell n ER_t$: لگاریتم نرخ ارز، $\ell n y$: لگاریتم درآمد سرانه، $\ell n TEPIX$: لگاریتم شاخص قیمت سهام بورس تهران، t : متغیر روند ، D: بردار متغیر مجازی(متغیر مجازی برای شروع جنگ۱۳۵۹، متغیر مجازی برای تصویب قانون بانکداری بدون ربا ۱۳۶۲، متغیر مجازی برای تاسیس بانک‌های خصوصی ۱۳۷۸) است.

داده‌ها و آمارهٔای مربوط به متغیرهای تحقیق از منابع آماری بانک مرکزی (بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی، نماگرهای اقتصادی، حساب‌های ملی و . . .) و سازمان بورس اوراق بهادار تهران گردآوری شده است. متغیرها به قیمت ثابت ۱۳۸۳ به صورت سالانه هستند. دورهٔ زمانی تحقیق، سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۵۷ را دربرمی‌گیرد.

علامت انتظاری ضرایب به شرح ذیل است:

$$\beta_1 = \frac{\partial \ell n m}{\partial \ell n c} \rangle 0$$

براساس نظریهٔ تقاضای مقداری پول مارشال (نظریهٔ مقداری پول مکتب کمبریج) و هم‌چنین انگیزهٔ معاملاتی[1] پول کینز[2] (۱۹۳۶)، افزایش درآمد ملی سبب افزایش تقاضای پول است. زیرا در نتیجهٔ افزایش درآمد ملی و ایجاد رشد اقتصادی، حجم مبادلات افزایش یافته، افراد برای انجام داد و ستدها نیاز به نگهداری پول بیشتری دادند. بنابراین با افزایش مخارج مصرفی در جامعه، هم درآمد ملی زیاد می‌شود و هم سطح مبادلات افزایش می‌یابد که نتیجهٔ آن افزایش تقاضا برای پول است.

$$\beta_2 = \frac{\partial \ell n m}{\partial \pi} \langle 0$$

رابطهٔ منفی بین تقاضای پول و نرخ تورم براساس نظریهٔ مقداری پول نوین فریدمن[3] (۱۹۶۵) قابل توضیح است. بر طبق نظریهٔ فریدمن، افزایش نرخ تورم سبب کاهش قدرت خرید پول شده، برای همین افراد سعی می‌کنند با تبدیل پول به سایر دارایی‌ها و به‌ویژه کالاهای مصرفی با دوام خود را در مقابل تورم مصون نگهدارند.

$$\beta_3 = \frac{\partial \ell n m}{\partial r} \langle 0$$

نرخ بهره به عنوان هزینهٔ فرصت پول مطرح است، از همین‌رو با افزایش نرخ بهره، بازدهی سایر دارایی‌های مالی از قبیل اوراق قرضه، سهام، سپرده‌های بانکی و غیره بیشتر شده، و درنتیجه موجب افزایش هزینه فرصت نگهداری پول نقد می‌شود. بنابراین افراد ترجیح می‌دهند ثروت مالی بیشتری را صرف خرید دارایی‌های مالی دیگر کنند. نظریهٔ انتظارات بازگشت‌کنندهٔ کینز (انگیزهٔ سفته بازی[4] پول)، نظریهٔ انبارداری پول بامول و توبین[5] (۱۹۵۶ و ۱۹۵۲) و نظریهٔ سبد دارایی توبین (۱۹۵۸) ارتباط منفی تقاضای پول را با نرخ بهره توضیح می‌دهند.

1. Transactions motivate
2. Keyens
3. Fridman
4. Speculative motive
5. Baumol & Tobin

$$\beta_3 = \frac{\partial \ell n m}{\partial ER} \langle 0$$

با توجه به این‌که افراد در سبد دارایی خود ارز را نیز به عنوان یک دارایی مالی نگهداری می‌کنند، برای تصمیم‌گیری در مورد تقاضای پول، به تغییرات نرخ ارز توجه ویژه‌ای دارند؛ به طوری که با افزایش نرخ ارز، بازدهی ارز افزایش یافته، افراد برای کسب سود بیشتر، پول نقد کم‌تری نزد خود نگهداری می‌کنند.

$$\beta_6 = \frac{\partial \ell n m}{\partial \ell n TEPIX}$$

رابطهٔ منفی بین تقاضای پول و شاخص قیمت سهام براساس نظریهٔ پورتفوی قابل توضیح است. با توجه به این‌که افراد در سبد دارایی خود سهام را نیز به عنوان یک دارایی مالی نگهداری می‌کنند، برای تصمیم‌گیری در مورد تقاضای پول، تغییرات شاخص قیمت سهام را نیز مورد ملاحظه قرار می‌دهند. افزایش شاخص قیمت سهام، سبب افزایش بازدهی سهام شده، افراد پول نقد کم‌تر و سهام بیشتری نزد خود نگهداری می‌کنند.

۴-۱. آزمون ریشه واحد

قبل از برآورد الگو، پایایی و ناپایایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم‌یافته[1] بررسی می‌شود. نتایج آزمون ریشه واحد روی سطح و تفاضل مرتبهٔ اول متغیرها در جداول ۱ و ۲ ارائه شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Augmented Dicky - Fuller Unit Root Test

جدول (۱): آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته روی سطح متغیرها

متغیر	عرض از مبدا بدون روند		عرض از مبدا با روند	
	کمیت بحرانی	آمارهٔ آزمون	کمیت بحرانی	آمارهٔ آزمون
ℓnm	-۲/۹۶	۰/۳۶	-۳/۵۶	-۰/۵۱
ℓnc	-۲/۹۶	-۰/۸۰	-۳/۵۶	-۲/۰۹
π	-۲/۹۶	-۳/۸۷	-۳/۵۶	-۳/۸۵
r	-۲/۹۶	-۱/۳۳	-۳/۵۶	-۰/۵
ℓnER_t	-۲/۹۷	-۲/۶۱	-۳/۵۷	-۰/۵۲
ℓny	-۲/۹۶	۰/۳۳	-۳/۵۶	-۰/۴۳
$\ell nTEPIX$	-۲/۹۶	-۱/۲۷	-۳/۵۶	-۱/۸۵

منبع: محاسبات تحقیق

با ملاحظهٔ جدول فوق و براساس نتیجهٔ آزمون ریشه واحد، مشخص می‌شود که تمام متغیرهای الگو به استثنای نرخ تورم، ناپایا هستند. بنابراین، ضروری است آزمون ریشه واحد روی تفاضل مرتبهٔ اول متغیرها انجام شود. جدول (۲) نتایج این آزمون را روی تفاضل مرتبهٔ اول نشان می‌دهد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول (۲): آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم‌یافته روی تفاضل مرتبهٔ اول متغیرها

متغیر	عرض از مبدا بدون روند		عرض از مبدا با روند	
	کمیت بحرانی	آمارهٔ آزمون	کمیت بحرانی	آمارهٔ آزمون
$d\ell nm$	-۲/۹۶	-۳/۲۶	-۳/۵۶	-۴/۶۵
$d\ell nc$	-۲/۹۶	-۳/۳۷	-۳/۵۶	-۳/۲۸
dr	-۲/۹۶	-۴/۴۸	-۳/۵۶	-۴/۶۵
$d\ell nER_t$	-۲/۹۶	-۳/۱۶	-۳/۵۶	-۳/۶۰
$d\ell ny$	-۲/۹۶	-۳/۴۱	-۳/۵۶	-۳/۹۷
$d\ell nTEPIX$	-۲/۹۶	-۴/۰۱	-۳/۵۶	-۴/۵۲

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌گونه که از جدول (۲) ملاحظه می‌شود، تفاضل مرتبهٔ اول متغیرها پایا هستند؛ به عبارت دیگر متغیرهای ناپایا با یک بار تفاضل‌گیری پایا شدند و درنتیجه متغیرهای مزبور جمعی از مرتبهٔ یک (۱) هستند.

ممکن است در مواردی سری زمانی مورد بحث دارای روند زمانی داشته و این روند دچار شکست ساختاری شده باشد؛ به همین دلیل وقتی مورد آزمون ریشه واحد قرار می‌گیرد ممکن است ناپایا جلوه کند؛ در صورتی که در واقعیت امر، روند پایا بوده است. در چنین مواردی باید از آزمون شکست ساختاری پرون[1] استفاده کرد. برای بررسی این موضوع، نمودار زمانی متغیرهای تحقیق ترسیم شد. با توجه به نمودارهای ترسیم‌شده، تنها سری زمانی‌ای که به نظر می‌رسد دچار شکست ساختاری شده باشد، نرخ سود بانکی است که نوع شکست ساختاری نیز به صورت تغییر عرض از مبدا است. اکنون برای آزمون ریشه واحد پرون، معادلهٔ ذیل در چارچوب آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته مورد برآورد می‌شود

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 D + \beta_2 DTB + \beta_3 T + \rho Y_{t-1} + \theta \Delta Y_{t-1} + U_t$$

که در آن Y_t: سری زمانی، D: متغیر مجازی (است که برای سال‌های قبل از شکست ساختاری، صفر و برای بقیهٔ سال‌ها یک است.)، DTB: متغیر مجازی (که برای سال بعد از

1. Perron

شکست ساختاری، یک و برای بقیهٔ سال‌ها صفر است.)، TB: زمان شکست ساختاری است، T: روند زمانی، ΔY_t: تفاضل مرتبهٔ اول سری زمانی است.

با توجه به نمودار ترسیم‌شدهٔ مربوط به نرخ سود بانکی، ملاحظه می‌شود که زمان شکست ساختاری، سال ۱۳۶۸ است. نتیجهٔ آزمون ریشه واحد پرون که با روش حداقل مربعات معمولی برآورد شده استهٔ به صورت ذیل است:

```
Dependent variable is R
31 observations used for estimation from 1359 to 1389
***************************************************************************
Regressor      Coefficient       Standard Error      T-Ratio[Prob]
C                 3.5020             1.5758           2.2224[.037]
T                 .073134            .032466          2.2527[.035]
D68               .66956             .41528           1.6123[.121]
DTB68             .72352             .56080           1.2901[.210]
R(-1)             .6816              .16140           4.2230[.000]
DR(-1)            .045851            .16507           .27777[.784]
***************************************************************************
R-Squared         .97006        R-Bar-Squared          .96326
S.E. of Regression     .43312   F-stat.    F(  5,  22)  142.5728[.000]
Mean of Dependent Variable  13.1928  S.D. of Dependent Variable
2.2596
Residual Sum of Squares  4.1271 Equation Log-likelihood    -12.9255
Akaike Info. Criterion  -18.9255  Schwarz Bayesian Criterion  -22.9221
DW-statistic        2.0746   Durbin's h-statistic     -.37928[.704]
***************************************************************************
Diagnostic Tests
***************************************************************************
* Test Statistics     * LM Version       * F Version          *
***************************************************************************
*                     *                  *                    *
```

```
* A:Serial Correlation*CHSQ(1)= .91547[.339]*F(1, 21)= .70981[.409]*
*              *                      *                    *
* B:Functional Form *CHSQ(1)= 1.1546[.283]*F(1,  21)= .90317[.353]*
*              *                      *                    *
* C:Normality *CHSQ(2)= 12.3296[.002]* Not applicable *
*              *                      *                     *
* D:Heteroscedasticity*CHSQ(1)= 2.6218[.105]*F(1, 26)= 2.6861[.113]*
************************************************************************
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted
values
```

آنچه در معادلهٔ برآورد شده فوق مهم است: ضریب مربوط به نرخ سود بانکی با وقفه است. ملاحظه می‌شود که کمیت این ضریب برابر با ۰/۶۸۱۶ است که با مقدار یک فاصله دارد. برای انجام آزمون ریشه واحد، آمارهٔ τ مربوط، به صورت ذیل محاسبه می‌شود:

$$\tau=\frac{\hat{\rho}-\rho}{s_{\hat{\rho}}}=\frac{0.6816-1}{0.16140}=-1.97$$

کمیت‌های بحرانی مورد نیاز برای انجام آزمون توسط پرون استخراج شده است که برای این تحقیق مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد برابر با ۳/۷۶- است. از آنجایی که کمیت محاسبه‌شده بزرگ‌تر از کمیت بحرانی است، فرض صفر که دلالت بر ریشه واحد سری زمانی داشت، پذیرفته می‌شود؛ یعنی نرخ سود بانکی ناپایاست که این نتیجه با نتیجهٔ آزمون دیکی ـ فولر تعمیم‌یافته سازگار است .

۴-۲. برآورد رابطهٔ بلندمدت الگوی تقاضای پول سیدراسکی

در این پژوهش برای مقایسهٔ نتایج برآورد روش‌های مختلف، از سه رویکرد انگل_گرنجر، ARDL و یوهانسن- جوسلیوس استفاده می‌شود. در ذیل رابطهٔ بلندمدت برآوردشده با استفاده از روش‌های فوق ارایه می‌شود.

۴-۲-۱- برآورد بردار هم‌جمعی از طریق رویکرد انگل – گرنجر

براساس رویکرد انگل ـ گرنجر، معادلهٔ مورد نظر از طریق روش OLS تخمین زده می‌شود. آن‌گاه برای اجتناب از رگرسیون کاذب، آزمون ریشه واحد روی پسماندهای الگوی برآوردی صورت می‌گیرد. چنان چه پسماندها پایا باشند، معادلهٔ برآوردشده رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای الگو را نشان می‌دهد؛ به عبارت دیگر، معادلهٔ برآوردی همان بردار هم‌جمعی است.

در این تحقیق ابتدا معادلهٔ (۲۲) که بر طبق الگوی پولی سیدراسکی و مطالعات قبلی تصریح شده است، به روش OLS برآورد شد. سپس آزمون ریشه واحد بر روی پسماندهای برآوردشده، انجام گرفت. با توجه به این‌که آمارهٔ آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته برابر با ۴/۰۹- و بزرگ‌تر از کمیت بحرانی است، وجود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای الگو تایید می‌شود. جدول ذیل رابطهٔ بلندمدت برآورد شده را نشان می‌دهد.

جدول (۳): بردار هم‌جمعی برآوردشده با روش انگل ـ گرنجر

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ T
عرض از مبدا	۸/۳-	۴/۲۱	۱/۹۷-
ℓnc	۲/۳۴	۰/۸۱	۲/۸۹
π	۰/۰۰۹-	۰/۰۰۳۱	۲/۹۰-
r	۰/۰۵-	۰/۰۲۴	۲/۰۸-
ℓnER	۰/۱۳-	۰/۰۷	۱/۸۶-
$\ell n\, y$	۲/۱۱	۰/۹۳	۲/۲۷
$\ell nTEPIX$	۰/۴۳-	۰/۲۱	۲/۰۵-
t	۰/۲۲	۰/۰۹۱	۲/۴۲
$D59$	۰/۰۰۴	۰/۰۰۷۴	۰/۵۴
$D62$	۰/۸۳-	۰/۲۷	۳/۰۷-
$D78$	۰/۲۲-	۰/۰۷۶	۲/۸۹-
$R^2=0.94$	$\overline{R}^2=0.92$		$DW=2.06$

منبع: محاسبات تحقیق

براساس بردار هم‌جمعی فوق ملاحظه می‌شود که مخارج مصرفی سرانه، و درآمد سرانه تاثیر مثبت معنی‌دار بر تقاضای پول سرانه دارد. در حالی که نرخ تورم تاثیر منفی بی‌معنی و نرخ سود بانکی، نرخ ارز و شاخص قیمت سهام تاثیر منفی معنی‌داری بر مانده‌های حقیقی پول سرانه دارد. بنابراین علامت‌های ضرایب برآوردی الگو با انتظارات تئوریک مطابقند. تفسیر ضرایب به این صورت است: چنانچه مصرف سرانه ۱ درصد افزایش یابد، تقاضای پول سرانه ۲/۳۴ درصد افزایش خواهد یافت و اگر نرخ تورم ۱ درصد افزایش یابد، تقاضای پول سرانه ۰/۰۰۹ درصد کاهش خواهد داشت؛ اما این تاثیرگذاری از لحاظ آماری بی‌معنی است. افزایش نرخ سود بانکی به میزان ۱ درصد موجب کاهش تقاضای پول سرانه به میزان ۰/۰۵ درصد می‌شود. با افزایش نرخ ارز به میزان ۱ درصد، تقاضای پول سرانه به میزان ۰/۱۳ درصد کاهش خواهد یافت. چنانچه درآمد سرانه ۱ درصد افزایش یابد، تقاضای پول سرانه ۲/۱۱ درصد افزایش خواهد یافت و اگر شاخص قیمت سهام ۱ درصد افزایش یابد، تقاضای پول سرانه ۰/۴۳ درصد کاهش خواهد داشت. وقوع جنگ تحمیلی تاثیر مثبت اما بی‌معنی بر تقاضای پول سرانه دارد؛ در حالی که قانون بانکداری بدون ربا و خصوصی‌سازی فعالیت بانکداری تاثیر منفی معنی‌داری بر تقاضای پول سرانه دارد.

۴-۲-۲. برآورد بردار هم‌جمعی از طریق رویکرد ARDL

روش **خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی**[1] (ARDL) دارای مزایای ذیل است:

اول اینکه بدون توجه به درجهٔ پایایی متغیرها می‌توان روابط بلندمدت را برآورد کرد. دوم، تعداد وقفه‌های لازم را برای محاسبه فرایند تولید داده ایجاد می‌کند و سوم این‌که امکان استخراج مدل تصحیح خطای پویا (ECM) را از طریق تبدیل خطی ساده فراهم می‌کند. با توجه به لزوم تعیین حداکثر وقفه‌های مدل توسط محقق، حداکثر وقفه ۳ منظور شد. نرم‌افزار مایکروفیت، وقفه‌های بهینه (۰،۰،۰، ۱،۳،۳،۰) را مطابق معیار شوارتز_ بیزین به عنوان بهترین مدل برآوردی تعیین کرد. جدول (۴) مدل برآوردشدهٔ مزبور را ارائه می‌کند.

1. Auto Regressive Distributed Lags

جدول (۴): الگوی ARDL پویای مربوط به Lnm

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ T
عرض از مبدا	-۵/۸۹	۱/۸۸	-۳/۱۳
$\ell n m(-1)$	۰/۱۱	۰/۰۴	۲/۷۵
$\ell n m(-2)$	-۰/۲	۰/۰۹	-۲/۲۲
$\ell n m(-3)$	۰/۱۸	۰/۰۶۱	۲/۹۵
$\ell n c$	۰/۸۶	۰/۲	۴/۲۳
π	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۱	-۲/۸۳
$\pi(-1)$	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱۹	۱/۶۸
$\pi(-2)$	-۰/۰۰۶	۰/۰۰۲	-۳/۱۱
$\pi(-3)$	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	-۱/۷۹
r	-۰/۰۱	۰/۰۰۸	-۱/۶۸
$r(-1)$	-۰/۰۲	۰/۰۰۸	-۲/۹۱
$\ell n ER$	-۰/۱۴	۰/۰۶۲	-۲/۲۵
$\ell n y$	۲/۰۱	۱/۱۳	۱/۷۸
$\ell n TEPIX$	-۱/۴۱	۰/۶۴	-۲/۲
$D59$	۰/۰۱۱	۰/۰۴۴	۰/۲۶
$D62$	-۰/۲۴	۰/۰۵	-۴/۳
$D78$	-۰/۲۲	۰/۰۵	-۳/۹۵
$R^2 = 0.99$	$\overline{R}^2 = 0.98$		$DW = 2.07$

منبع: محاسبات تحقیق

مدل برآوردشده، R^2 بالا دارد که به معنای قدرت توضیح‌دهندگی بالای متغیرهای مستقل است. هم‌چنین مدل برآوردی فروض کلاسیک مربوط به جملهٔ اختلال (عدم خود همبستگی، واریانس همسانی و ..) را تامین می‌کند. علائم برآوردشده نیز مطابق انتظار تئوریک است.

قبل از آنکه ضرایب بلندمدت مدل برآورد شود، لازم است آزمون هم‌جمعی انجام شود تا از وجود رابطهٔ بلندمدت برای متغیرهای مدل اطمینان حاصل شود. برای انجام آزمون هم‌جمعی

از روش هاشم پسران و شین استفاده می‌شود. در این روش که توسط پسران و شین در سال ۱۹۹۶ ابداع شده است وجود رابطهٔ بلندمدت میان متغیرهای تحت بررسی با استفاده از آمارهٔ F مورد آزمون قرار می‌گیرد. به این منظور، ابتدا الگوی ARDL به شکل تصحیح خطا برآورد شده و سپس اهمیت سطوح با وقفه متغیرها آزمون می‌شود. نتایج آزمون نشان می‌دهد که F محاسبه شدهٔ آزمون هم‌جمعی ۳/۴۰ است و بزرگ‌تر از کمیت بحرانی ۳/۲۵ است که به معنای وجود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای الگو است .

برای حصول اطمینان از نتیجهٔ آزمون فوق مبنی بر تأیید وجود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای الگو، آزمون هم‌جمعی بنرجی، دولادو و مستر[1] نیز استفاده می‌شود. این آزمون به صورت ذیل است:

$$\frac{\sum_{i=1}^{n}\hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^{n} s_{\hat{\alpha}_i}} = \frac{(0.11 - 0.2 + 0.18) - 1}{0.04 + 0.09 + 0.061} = -4.76$$

نتایج آزمون انجام شده نشان می‌دهد که قدر مطلق آمارهٔ محاسبه شده، ۴/۷۶ است که بزرگ‌تر از قدر مطلق کمیت بحرانی ۳/۵۷ است و به معنای وجود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای الگو است .

با توجه به تأیید رابطهٔ تعادلی بلندمدت، در جدول(۵) نتایج ARDL بلندمدت برآوردی نشان داده شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Banerjee, Dolado and Mestre

جدول (۵): بردار هم‌جمعی برآورد شده با روش ARDL

متغیر	ضریب	انحراف معیار	Tآمارهٔ
عرض از مبدا	-۱۳/۲۱	۴/۴۲	-۲/۹۹
ℓnc	۱/۲۳	۰/۶۱	۲/۰۲
π	-۰/۰۱۳	۰/۰۰۵	-۲/۶
r	-۰/۰۱۷	۰/۰۰۸۴	-۲/۰۲
ℓnER	-۰/۱۶	۰/۰۷۳	-۲/۱۹
ℓny	۱/۶۱	۰/۷۱	۲/۲۷
$\ell nTEPIX$	-۱/۰۳	۰/۵۲	-۱/۹۸
t	۰/۰۵۲	۰/۰۰۹	۵/۷۸
$D59$	۰/۰۱۸	۰/۰۶۳	۰/۲۸
$D62$	-۰/۴۵	۰/۰۸۶	-۵/۲۳
$D78$	-۰/۳۱	۰/۰۹۲	-۳/۳۷

منبع: محاسبات تحقیق

براساس نتایج جدول فوق ملاحظه می‌شود که علائم ضرایب برآوردی الگو با انتظارات تئوریک مطابقند. به طوری که مخارج مصرفی سرانه و درآمد سرانه تاثیر مثبت معنی‌دار و نرخ تورم، نرخ سود بانکی، نرخ ارز و شاخص قیمت سهام تاثیر منفی معنی‌دار بر مانده‌های حقیقی پول سرانه دارد. تفسیر ضرایب به این صورت است: چنانچه مصرف سرانه ۱ درصد افزایش یابد، تقاضای پول سرانه ۱/۲۳ درصد افزایش خواهد یافت و اگر نرخ تورم ۱ درصد افزایش یابد، تقاضای پول سرانه ۰/۰۱۳ درصد کاهش خواهد داشت. افزایش نرخ سود بانکی به میزان ۱ درصد موجب کاهش تقاضای پول سرانه به میزان ۰/۰۱۷ درصد می‌شود. هم‌چنین اگر نرخ ارز، ۱ درصد افزایش داشته باشد، تقاضای پول سرانه به میزان ۰/۱۶ درصد کاهش خواهد یافت. چنانچه درآمد سرانه ۱ درصد افزایش یابد، تقاضای پول سرانه ۱/۶۱ درصد افزایش خواهد یافت و اگر شاخص قیمت سهام ۱ درصد افزایش یابد، تقاضای پول سرانه ۱/۰۳ درصد کاهش خواهد داشت. وقوع جنگ تحمیلی تاثیر مثبت اما بی‌معنی بر تقاضای پول سرانه دارد. قانون بانکداری بدون ربا و خصوصی‌سازی فعالیت بانکداری نیز تاثیر منفی معنی‌داری بر تقاضای پول سرانه دارد.

ملاحظه می‌شود که بردار هم‌جمعی برآوردشده از طریق روش ARDL با نتایج برآورد روش انگل ـ گرنجر هماهنگ و سازگار است؛ با این تفاوت که ضریب برآوردی نرخ تورم بر طبق رویکرد انگل ـ گرنجر بی‌معنی است اما براساس رویکرد ARDL معنی‌دار است.

۴-۲-۳. برآورد بردار هم‌جمعی از طریق رویکرد یوهانسن- جوسلیوس

مهم‌ترین مزیت روش یوهانسن_ جوسلیوس این است که فقط یک بردار هم‌جمعی را نتیجه نمی‌دهد، بلکه تمام روابط بلندمدت ممکن بین متغیرهای الگو را برآورد می‌کند. برای به دست آوردن بردارهای هم‌جمعی به روش یوهانسن- جوسلیوس، انجام مراحل زیر ضروری است: ۱) تعیین مرتبهٔ جمعی متغیرها؛ ۲) تعیین طول وقفهٔ الگوی VAR ؛ ۳) تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی. همان‌گونه که در قسمت ۴-۱ و براساس آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته، ملاحظه شد، به استثنای نرخ تورم که پایا بود، بقیهٔ متغیرهای تحقیق ناپایا و جمعی از مرتبهٔ اول بودند. بر طبق معیار شوارتز ـ بیزین، وقفه‌های بهینهٔ VAR برابر۱ است. آخرین مرحله قبل از برآورد الگو، تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی است که به وسیلهٔ آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر انجام می‌پذیرد. نتیجهٔ این آزمون نیز حاکی از وجود یک بردار هم‌جمعی است. جدول (۶) نشان دهندهٔ این بردار هم‌جمعی است.

جدول (۶): بردار هم‌جمعی برآورد شده با روش یوهانسن- جوسلیوس

متغیر	ضریب
ℓnc	۰/۸۹
π	-۰/۰۲۱
r	-۰/۰۶۴
ℓnER	-۰/۳۱
ℓny	۱/۹۲
$\ell nTEPIX$	-۰/۷۴
$D59$	-۱/۵۲
$D62$	-۱/۰۴
$D78$	۰/۷۱

منبع: محاسبات تحقیق

براساس بردار هم‌جمعی برآوردشده، ملاحظه می‌شود که مخارج مصرفی سرانه، و درآمد سرانه، بر تقاضای پول سرانه دارد. در حالی که نرخ تورم، نرخ سود بانکی، نرخ ارز و شاخص قیمت سهام تاثیر منفی بر مانده‌های حقیقی پول سرانه تاثیر مثبت دارد؛ برای همین علامت‌های ضرایب برآوردی با انتظارات تئوریک مطابق هستند. تفسیر ضرایب نیز این چنین است: چنانچه مصرف سرانه ۱ درصد افزایش یابد، تقاضای پول سرانه ۰/۸۹ درصد افزایش خواهد یافت و اگر نرخ تورم ۱ درصد، افزایش یابد، تقاضای پول سرانه ۰/۰۲۱ درصد کاهش خواهد داشت. افزایش نرخ سود بانکی به میزان ۱ درصد موجب کاهش تقاضای پول سرانه به میزان ۰/۰۶۴ درصد می‌شود. با افزایش نرخ ارز به میزان ۱ درصد، تقاضای پول سرانه به میزان ۰/۳۱ درصد کاهش خواهد یافت. چنانچه درآمد سرانه ۱ درصد افزایش یابد، تقاضای پول سرانه ۱/۹۲ درصد افزایش خواهد یافت و اگر شاخص قیمت سهام ۱ درصد افزایش یابد، تقاضای پول سرانه ۰/۷۴ درصد کاهش خواهد داشت. وقوع جنگ تحمیلی و قانون بانکداری بدون ربا بر تقاضای پول سرانه تأثیر منفی دارد؛ در حالی که خصوصی‌سازی فعالیت بانکداری تاثیر مثبت بر تقاضای پول سرانه دارد.

براساس بردارهای هم‌جمعی برآوردشده از طریق سه روش انگل ـ گرنجر، ARDL و یوهانسن ـ جوسلیوس، می‌توان به این نتیجه دست یافت که نتایج برآورد هر سه رویکرد با هم سازگار و هماهنگ است؛ به طوری که مخارج مصرفی سرانه تاثیر مثبت و نرخ تورم، نرخ سود بانکی و نرخ ارز بر مانده‌های حقیقی پول سرانه تاثیر منفی دارد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

پول نقش و کارکرد ویژه‌ای در هر اقتصادی ایفا می‌کند. به همین دلیل است که اقتصاددانان تلاش گسترده‌ای را برای تجزیه و تحلیل و شناسایی عوامل موثر بر تقاضای پول صرف نموده‌اند. الگوی پولی سیدراسکی در واقع بسط الگوی پایه‌ای رمزی است که در آن علاوه بر مصرف، مانده‌های حقیقی پول نیز وارد تابع مطلوبیت می‌شود.

هدف اصلی این پژوهش برآورد الگوی پولی سیدراسکی در اقتصاد ایران با استفاده از سه رویکرد انگل ـ گرنجر، ARDL و یوهانسن- جوسلیوس در دورهٔ زمانی ۱۳۸۹-۱۳۵۷ بوده است. در این تحقیق ابتدا تابع تقاضای پول براساس الگوی پولی سیدراسکی و مطالعات انجام‌گرفته، تصریح شد؛ به طوری که مانده‌های حقیقی پول سرانه تابعی از مصرف سرانه، نرخ تورم، نرخ سود بانکی، نرخ ارز، درآمد سرانه و شاخص قیمت سهام بود. سپس در بخش مربوط به برآورد الگو با استفاده از روش اقتصاد سنجی، سه روش انگل ـ گرنجر، ARDL و یوهانسن_ جوسلیوس به‌کار برده شد. قبل از برآورد الگو، پایایی و ناپایایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی_ فولر تعمیم‌یافته بررسی شد. نتایج آزمون ریشه واحد نشان داد که همهٔ متغیرها به استثنای نرخ تورم ناپایا هستند. متغیرهای ناپایا با یک بار تفاضل‌گیری پایا شدند و در نتیجه متغیرهای مزبور جمعی از مرتبهٔ یک (۱) I هستند. با توجه به نمودار زمانی ترسیم‌شدهٔ متغیرهای تحقیق، تنها سری زمانی‌ای که به نظر می‌رسید دچار شکست ساختاری شده است، نرخ سود بانکی بود. از همین‌رو این متغیر مورد آزمون ریشه واحد پرون نیز قرار گرفت. نتیجهٔ آزمون ریشه واحد پرون نشان داد که متغیر مزبور دارای ریشه واحد دارد. بنابراین، نتیجهٔ آزمون ریشه واحد پرون منطبق بر نتیجه آزمون دیکی ـ فولر تعمیم‌یافته است. نتایج برآورد هر سه روش با هم سازگار بوده، حاکی از وجود یک رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین تقاضای پول سرانه، مخارج مصرفی سرانه، نرخ تورم، نرخ سود بانکی، نرخ ارز، درآمد سرانه و شاخص قیمت سهام است. به طوری که مصرف سرانه و درآمد سرانه تاثیر مثبت معنی‌دار و نرخ تورم، نرخ سود بانکی، نرخ ارز و شاخص قیمت سهام بر مانده‌های حقیقی پول سرانه تاثیر منفی معنی‌دار دارند.

منابع و مآخذ

ابریشمی، حمید و مهرآرا، محسن. (۱۳۸۱). اقتصاد سنجی کاربردی، نشر نی.

اسلاملوییان، کریم و ذاکری، مریم. (۱۳۸۸). تاثیر قانون بانکداری بدون ربا بر تابع تقاضای پول ایران: اقتصاد اسلامی: شمارهٔ ۳۵، ۱۶۰-۱۲۹.

ایزدی، حمیدرضا و نظر، دهمرده. (۱۳۹۱). رابطهٔ بین عملکرد سیاست‌های پولی و مالی و ثبات تابع تقاضای پول و پیش بینی این تابع در ایران: فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران، سال اول، شمارهٔ ۱، صص ۱۹۰-۱۶۵.

بافنده ایماندوست، صادق و قاسمی، حسام الدین. (۱۳۹۰). بررسی عوامل موثر بر تقاضای پول ایران با استفاده از رویکرد میانگین گیری بیزی: اقتصاد پولی و مالی، شمارهٔ ۱، صص ۵۶-۳۶.

برانسون، ویلیام اچ. (۱۳۷۶). تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان: ترجمهٔ عباس شاکری. نشر نی.

بلانچارد، اولیویر جین و فیشر، استانلی. (۱۳۷۷). درس‌هایی در اقتصاد کلان. ترجمهٔ محمود ختایی و تیمور محمدی. انتشارات سازمان برنامه و بودجه.

جعفری صمیمی، احمد؛ علمی، زهرا و صادق‌زادهٔ یزدی، علی. (۱۳۸۵). بررسی ثبات تابع تقاضای پول در ایران: کاربرد روش یوهانسن ـ جوسلیوس. تحقیقات اقتصادی، شمارهٔ ۷۲، صص ۲۲۵-۱۹۱.

داوودی، پرویز و صمصامی، حسین. (۱۳۸۸). اقتصاد پول و بانکداری. انتشارات دانشگاه شهید بهشتی.

سامتی، مرتضی و یزدانی، مهدی. (۱۳۸۹). تحلیل اقتصادسنجی تابع تقاضای پول در ایران: پژوهش‌نامهٔ علوم اقتصادی، شمارهٔ ۳۹، صص ۱۲۲-۹۹.

شهرستانی، حمید و شریفی رنانی، حسین. (۱۳۸۷). تخمین تابع تقاضای پول و بررسی ثبات آن در ایران: تحقیقات اقتصادی، شمارهٔ ۸۳، صص ۱۱۴-۸۹ .

کمیجانی و بوستانی. (۱۳۸۳). ثبات تابع تقاضای پول در ایران: تحقیقات اقتصادی، شمارهٔ ۶۷، صص ۲۵۸-۲۳۵.

مجتهد، احمد و حسن‌زاده، علی. (۱۳۸۴). پول و بانکداری و نهادهای مالی: پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

منجذب، محمدرضا. (۱۳۸۹). آزمون نظریهٔ انتظارات در تابع تقاضای پول ایران: سیاست‌های اقتصادی، شمارهٔ ۶، صص ۵۸-۴۷.

نوفرستی، محمد. (۱۳۷۸). ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی. انتشارات رسا.

نوفرستی، محمد. (۱۳۹۰). تحولات جمعیتی و تقاضا برای پول در ایران: فصلنامه روند پژوهش‌های اقتصادی، سال نوزدهم، شمارهٔ ۵۸، صص ۳۲-۱۵.

هژبر کیانی، کامبیز و رحمانی، ایرج. (۱۳۷۹). بررسی رابطهٔ بین حجم پول، تورم‌های بالا و مالیات تورمی در اقتصاد ایران: فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شمارهٔ ۷، صص ۶۵-۴۱.

Blanchard, Oliver Jean and Fisher, Stanly. (1989). *Lectures on Macroeconomic. Massachusetts Institute of Technology*, The MIT Press.

Boone, Laurence and Van Den Noord, Paul. (2008). Wealth Effects on Money Demand in the Euro Area. *Empirical Economics*, V.34(3), pp. 525-536.

Bynoe, Anne J. (2002). Economic Liberalization and Money Demand Stability in Jamaica. *International Advances in Economic Research*, V.8(4pp. 362-378.

Dobnik, Frauke. (2012). *Long – Run Money Demand in OECD Countries*: What Role do Common Factors Play? Empirical Economics, pp 431-452.

Dreger, Christian and Wolters, Jürgen. (2010). M3 Money Demand and Excess Liquidity in the Euro Erea. Public Choice, V.144(2-4), pp. 459-472.

Jhonston, Jack & Dinardo, John. (1997). *Econometric Analysis. Prentice Hall*, Fourth Edition.23

Li, Zhiguo. (2008). Money Demand Elasticity, Effective Money Supply and Money Market Disequilibrium: China's Puzzle and Long Term Excessive Liquidity. *Frontiers of Economics in China*, V.3(2), pp. 209-222.

Narayan, Paresh Kumar; Narayan Seema and Mishra, Vinod. (2009). Estimating Money Demand Functions for South Asian Countries. Empirical Economics, V.36(3), pp. 685-696.

Nautz, Dieter and Rondorf, Ulrike. (2011). *The (In)Stability of Money Demand in the Euro Area*: Lessons from a Cross – Country Analysis. Empirica, V.3(4), pp.539-553.

Pesaran, Mohammad Hashem. (1997). *Working with Microfit 4.0 Camfit Data Limited*. www.intecc.co.uk/comfit/.

Reimers, Hans – Eggert and Roht, Kairi. (2007). Estimation of Money Demand Functions for Estonia. *Transition Studies Review*, V.14(3), pp. 425-439.

Setzer, Ralph and Wolff, Guntram B. (2012). Money Demand in the Euro Area: New Insights from Disaggregated Data. *International Economics and Economic Policy*, pp. 426-439.

Sidrauski, Miguel. (1976). Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy. *American Economic Review*, V.57(2), pp. 534-544.

Thornton, John. (1996). Cointegration, Error Correction and the Demand for money in Mexico. Welt wirtschaftliches Archive, V.132(4), pp. 690-699.