

# بررسی رابطه بین کسری بودجه و تقاضای پول در اقتصاد ایران:

کاربرد روش‌های جوهانسن - جوسیلیوس و خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی

نویسندگان: دکتر کامبیز هژبر کیانی\*

حمیدرضا حلافی\*\*

## چکیده

بررسی تابع تقاضای پول و متغیرهای توضیحی آن، در شناخت الگوی اقتصاد کلان و کارآیی سیاست‌های پولی و مالی اهمیت ویژه‌ای دارد. علاوه بر متغیرهای شناخته شده، متغیر کسری بودجه دولت نیز می‌تواند در این تابع گنجانده شود. در این مقاله، ما چگونگی تأثیرگذاری این متغیر را در سه دیدگاه نظری، نئوکلاسیک، کینزی و برابری ریکاردویی بررسی کرده‌ایم. با توجه به سابقه دیرین کسری بودجه در ایران و تأثیرهای آن بر متغیرهای اقتصادی، بررسی این تأثیرگذاری بر تقاضای پول در هنگام تدوین سیاست‌های کلان اقتصادی ضروری است. بدین روی در این مقاله، سعی کرده‌ایم تا در

قالب یک الگوی اقتصادسنجی و با استفاده از روش‌های حداکثر درست‌نمایی جوهانسن-جوسیلیوس<sup>۱</sup> و خود بازگشتی با وقته‌های توزیعی<sup>۲</sup>، رابطه بلندمدت تعادلی کسری بودجه و تقاضای پول برای اقتصاد ایران را برآورد نماییم. نتایج حاصل از هر دو روش، بیانگر وجود یک رابطه بلندمدت تعادلی مثبت بین این دو متغیر می‌باشد.

## ۱. مقدمه

آنچه در تحلیل مشکلات اقتصاد کلان، سیاست‌گذاری اقتصادی و اثر بخشی و کارایی سیاست‌ها بسیار ضروری است، بررسی تابع تقاضای پول است. از این رو، مطالعه پیرامون تابع تقاضای پول، از جمله مباحث مهم و کلیدی اقتصاد پولی است که بیشترین تلاش فکری و حجم مطالعاتی اقتصاددانان جهان را به خود اختصاص داده است. توجه به ویژگی‌های تابع تقاضای پول از آن جهت دارای اهمیت ویژه و درخور تأمل است که خصوصیات این تابع، محور اساسی موفقیت یا عدم موفقیت در اجرای سیاست‌های پولی و مالی است. بنابراین، لازم است شناخت درست و دقیق تابع تقاضای پول که متضمن همه متغیرهای اساسی و تأثیرگذار باشد، به دست آید، تا از این طریق، بهترین ابزار برای ایجاد زمینه‌های مساعد، در جهت اجرای موفقیت آمیز سیاست‌های پولی و مالی فراهم آید.

از سوی دیگر، امروزه با گسترش سهم بخش عمومی در تولید ناخالص ملی کشورها، نقش دولت‌ها به عنوان یکی از مهم‌ترین عاملان اقتصادی جامعه آشکارتر گردیده است. این امر در کشورهای در حال توسعه‌ای که بخش خصوصی کارایی ندارند، نمود بیشتری پیدا کرده است. اغلب در این کشورها، دولت و بودجه آن به عنوان مهم‌ترین عامل تأثیرگذار بر متغیرهای کلان اقتصادی تلقی گردیده و اثرات آن به مراتب گسترده‌تر از کشورهای توسعه یافته است.

طی سه دهه اخیر، کسری بودجه دولت‌ها به عنوان یک عامل تأثیرگذار بر متغیرهایی مانند نرخ بهره، نرخ تورم، سرمایه‌گذاری، تقاضای کل و تقاضای پول در میان کشورهای مختلف به ویژه در کشورهای در حال توسعه مطرح شده است که باعث شده در ادبیات اقتصادی، دیدگاه‌هایی در این

1. Johansen and Juselius Maximum Likelihood Approach (J&J)

2. Auto - Regressive Distributed Lag (ARDL)

زمینه ارائه شود. بنابراین، با توجه به سابقهٔ دیرین کسری بودجه در ایران و تأثیراتی که بر متغیرهای اقتصادی داشته است، بررسی این تأثیرگذاری بر تقاضای پول در هنگام تدوین و اتخاذ سیاست‌های کلان اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

## ۲. دیدگاه‌های نظری پیرامون اثرات کسری‌های بودجه بر دیگر متغیرهای اقتصادی

در ادبیات اقتصادی و با توجه به مکاتب فکری موجود، سه دیدگاه نظری نئوکلاسیک، کینزی و برابری ریکاردویی پیرامون آثار کسری‌های بودجهٔ دولت بر متغیرهای کلان اقتصادی مانند نرخ بهره، مصرف، سرمایه‌گذاری، تقاضای کل و تقاضای پول شکل گرفته است. این دیدگاه‌ها، علی‌رغم وجوه مشترکی که با هم دارند، از ابعاد متفاوتی، از جمله فروض پیشنهادی و نتایج، با یکدیگر اختلاف دارند.

### ۲-۱. دیدگاه نئوکلاسیک

بحث مربوط به کسری‌های بودجهٔ دولت یا آنچه که به عنوان بدهی عمومی از آن یاد می‌شود و آثاری که می‌تواند بر دیگر متغیرهای اقتصادی داشته باشد، از دیر باز مورد توجه و مناقشهٔ اقتصاددانان بوده است. از جمله می‌توان به مقالهٔ مودیگلیانی (۱۹۶۱) اشاره نمود که بدهی عمومی را به عنوان باری بر دوش اقتصاد می‌دانست و اعتقاد داشت که هزینه‌ها و مخارج کنونی دولت، صرف‌نظر از راه‌های تأمین آنها به نسل‌های بعدی منتقل خواهد شد، او در این مقاله عنوان می‌کند که کسری بودجه، از این جهت که انباشت سرمایه را کاهش می‌دهد، باری بر دوش اقتصاد می‌باشد.

دیدگاه نئوکلاسیک با در نظر گرفتن پیش فرض‌های زیر، سعی دارد تا سازوکاری برای تحلیل آثار اقتصادی کسری‌های بودجهٔ دولت ارائه دهد:

۱. هر فرد مصرف‌کننده از عمر محدودی برخوردار است و تنها به یک نسل یا یک گروه خاص

تعلق دارد.

۲. هر فرد، برای مصرف خود در زندگی، براساس حل یک مسئلهٔ بهینه‌یابی بین دوره‌ای<sup>۱</sup> برنامه‌ریزی می‌کند که براساس این فرض، محدودیتی در گرفتن قرض وجود ندارد.

۳. بازارها در تمامی دوره‌ها تسویه می‌شوند.

به منظور نخستین تلاش برای مطالعهٔ آثار کسری‌های بودجه در چهارچوب دیدگاه نئوکلاسیک، می‌توانیم به مقالهٔ "بدهی عمومی و رشد اقتصادی نئوکلاسیکی" دیاموند (۱۹۶۵) اشاره کنیم. براساس نتایج دیاموند، بدهی عمومی در بلندمدت باعث کاهش پس‌انداز و انباشت سرمایه می‌شود. به علاوه، در ترکیب دارایی‌های افراد، بدهی‌های عمومی جانشین سرمایهٔ فیزیکی می‌شود و این خود باعث کاهش بیشتر انباشت سرمایه می‌گردد. سازوکار جایگزینی به این قرار است که در نرخ‌های اولیهٔ بهره، مصرف‌کنندگان که ترکیب حجم اولیهٔ سرمایهٔ فیزیکی و اوراق قرضهٔ خود را به صورت بهینه تنظیم نموده‌اند، علاقه‌ای به خرید اوراق قرضهٔ جدید که از سوی دولت منتشر شده است، ندارند. در این حالت برای ترغیب مصرف‌کنندگان به تغییر ترکیب بهینهٔ دارایی‌های خود، باید نرخ‌های بهره افزایش یابد تا با برانگیختن پس‌انداز اضافی و در نتیجه کاهش سرمایه‌گذاری، بار دیگر تعادل بازار سرمایه برقرار شود. بدین ترتیب، کسری‌های دایمی در بودجه دولت که از طریق ایجاد بدهی عمومی تأمین شده است، جانشین انباشت سرمایهٔ بخش خصوصی می‌گردد.

در الگوی نئوکلاسیک، روش تأمین مالی مخارج دولت، می‌تواند اثرات متفاوتی را بر نرخ بهره، سرمایه‌گذاری، تراز تجاری، مصرف، تقاضای کل و دیگر متغیرهای اقتصادی بگذارد. هر گاه دولت برای تأمین مخارج خود از انتشار اوراق قرضه به جای اخذ مالیات جاری استفاده کند، این امر به گسترش مصرف کل و کاهش پس‌اندازهای بخش خصوصی و عمومی منجر می‌شود. حال اگر براساس فرض اشتغال کامل نئوکلاسیک، تولید ثابت باشد، مصرف جاری بالاتر، به کاهش برابر و خنثی‌کننده در دیگر اشکال مخارج (سرمایه‌گذاری یا خالص صادرات) منتهی می‌شود (یلن، ۱۹۸۹). به عبارت دیگر، افزایش در مصرف کل جامعه، پس‌انداز مطلوب خصوصی را کاهش می‌دهد و باعث کاهش پس‌انداز مطلوب ملی می‌شود.

در دیدگاه نئوکلاسیک، جانشینی جبری<sup>۱</sup> بدهی عمومی در دو حالت اقتصاد بسته و باز به دو شکل متفاوت صورت می‌گیرد. در یک اقتصاد بسته به منظور برقراری مجدد تعادل میان پس‌انداز مطلوب ملی و تقاضای سرمایه‌گذاری کل، باید نرخ بهره واقعی مورد انتظار افزایش یابد. بدیهی است که هر قدر این افزایش بیشتر باشد، اثر جانشینی بر سرمایه‌گذاری قوی‌تر می‌شود و سرانجام انباشت کمتری از سرمایه مولد صورت می‌گیرد. در اقتصادهای باز و در شرایطی که کشور مورد نظر کوچک باشد و جا به جایی بین‌المللی سرمایه به سهولت برقرار گردد، وجود کسری‌های بودجه و اثرات جانشینی جبری، به جای این که سرمایه‌گذاری را کاهش دهند، باعث بدتر شدن وضعیت خالص صادرات می‌شود. این جایگزینی از طریق افزایش نرخ بهره داخلی، ورود سرمایه‌های خارجی و تقویت ارزش پول داخلی انجام می‌گیرد. در این دیدگاه، افزایش کسری بودجه دولت از طریق بالا بردن نرخ بهره، باعث کاهش تقاضای پول می‌شود.

فلدشتاین (۱۹۷۴) عقیده دارد که اجرای برنامه‌های تأمین اجتماعی و بازنشستگی از سوی دولت که باعث افزایش مخارج دولتی می‌شود، دارای آثار مشابه کسری بودجه است.

## ۲-۲. دیدگاه کینزی

دیدگاه دیگری که به بحث اثرات کسری‌های بودجه دولت بر دیگر متغیرهای کلان اقتصادی پرداخته، فرضیه کینزی است. این دیدگاه دارای دو فرض بسیار مهم است که آن را از دیدگاه نئوکلاسیک متمایز می‌سازد. این دو فرض شامل امکان عدم به‌کارگیری منابع تولید در سطح اشتغال کامل و کوتاه‌نگر<sup>۲</sup> بودن مصرف‌کنندگانی است که دچار محدودیت نقدینگی نیز هستند.

بسیاری از طرفداران این دیدگاه، از جمله ایزنر (۱۹۸۹) عقیده دارند که افزایش تعهدات واقعی دولت (ناشی از کسری بودجه) موجب ایجاد تقاضای مازاد برای کالاها و خدمات می‌شود، باعث افزایش تولید یا سطح قیمت‌ها یا هر دو می‌گردد و نیازی نیست تا کسری بودجه و بدهی عمومی، جانشین جبری سرمایه‌گذاری بخش خصوصی شود. براساس این دیدگاه، وجوه بیکاری و عدم

اشتغال کامل منابع تولید در جامعه باعث می‌شود تا کسری بودجه، تولید و تقاضای کل را افزایش دهد. این افزایش در تقاضای کل، شامل اجزای آن یعنی مصرف و سرمایه‌گذاری نیز می‌شود. در این حالت کسری‌های بودجه، از طریق به کارگیری منابع بیکار نه تنها باعث افزایش مصرف می‌شود، بلکه سرمایه‌گذاری را نیز تشویق می‌کند.

در دیدگاه کینزی، سازوکار تأثیرگذاری کسری بودجه بر تقاضای کل و به دنبال آن تقاضای پول به صورتی است که اگر کسری بودجه از طریق انتشار اوراق قرضه تأمین مالی شود، می‌تواند از طریق اثر ثروت<sup>۱</sup> مصرف را تحت تأثیر قرار دهد و باعث افزایش تقاضای کل شود. به بیان دیگر، درآمد به دست آمده از انتشار اوراق قرضه باعث می‌شود که دارنده این نوع از دارایی احساس کند که ثروتمندتر شده است. این احساس باعث می‌شود که مصرف‌کنندگان، سطح مصرف خود را افزایش دهند. افزایش تعهدات دولت به بخش خصوصی به منزله افزایش ثروت در قید بودجه افراد است و زمانی که مصرف‌کنندگان می‌کوشند تا سطح مطلوبیت یا رفاه دوره زندگی خود را حداکثر نمایند، این افزایش ثروت، به نیازهای کنونی و آینده تخصیص می‌یابد، به طوری که منجر به افزایش مصرف کنونی مصرف‌کنندگان می‌شود. همچنین با توجه به این که تقاضای پول می‌تواند تابعی از میزان ثروت و دارایی‌های افراد باشد، ثروت ناشی از خرید اوراق قرضه می‌تواند به خوبی مقدار آن را تا زمانی که مردم مصرف خود را به خاطر مطالبات مالیاتی آتی کاهش ندهند، افزایش دهد (گالی، ۱۹۹۴).

فرض دوم دیدگاه کینزی تضمین می‌کند که مصرف، نسبت به تغییرات در میزان درآمد قابل تصرف بسیار حساس است. براساس این فرض، در افراد کوتاه نگر میل نهایی به مصرف زیاد است به طوری که با افزایش مخارج دولت یا کاهش مالیات‌ها (کسری بودجه) از محل افزایش در میزان درآمدهای قابل تصرف، بخش بیشتری از آن را مصرف می‌کنند که منجر به افزایش تقاضای پول می‌شود. این استدلال از آن جا ناشی می‌شود که افراد کسری بودجه را همچون ثروت خالص، که می‌تواند تقاضای کل را افزایش دهد، می‌انگارند (واموکاس، ۱۹۹۸). در ضمن، اگر روش تأمین کسری بودجه به وسیله انتشار اوراق قرضه نباشد و این تأمین مالی به صورت پولی و از طریق

استقراض از بانک مرکزی باشد، چنانچه تعدیل بخش خصوصی نسبت به کسری بودجه دولت با تأخیر صورت گیرد، حتی در غیاب اثر ثروت، تأثیرگذاری کسری بودجه بر تقاضای پول وجود خواهد داشت (تانر، ۱۹۹۳).

در دیدگاه کینزی، بر خلاف دیدگاه نئوکلاسیک که بر آثار منفی کسری‌های بودجه دولت بر اقتصاد تأکید می‌کند و نیز بر خلاف فرضیه برابری ریکاردویی که آن را فاقد تأثیرگذاری بر اقتصاد می‌داند، کسری‌های بودجه دولت می‌تواند آثار مثبتی همچون افزایش مصرف و سرمایه‌گذاری داشته باشد. ایزنر عقیده دارد که افزایش تقاضای کل ناشی از کسری بودجه، علاوه بر این که بر نرخ بهره می‌افزاید، سوددهی سرمایه‌گذاری خصوصی را افزایش می‌دهد و منجر به بالا رفتن سطح انباشت سرمایه می‌شود.

### ۳-۲. دیدگاه برابری ریکاردویی

دیدگاه ریکاردویی نگرشی است که نخستین بار از سوی دیوید ریکاردو اقتصاددان انگلیسی مطرح شد و بارو (۱۹۷۴) در مقاله معروف خود با عنوان "آیا قرضه دولتی به منزله ثروت خالص است؟" جدال دیرپای برابری بدهی عمومی با مالیات را احیا می‌کند. طرح این دیدگاه از سوی بارو همچون انقلابی منجر به احیای پژوهش‌های نظری و تجربی در زمینه اثر کسری بودجه دولت بر متغیرهای اقتصادی شد (سی تر، ۱۹۹۳). به نظر بارو اگر اوراق قرضه دولتی از سوی بخش خصوصی به منزله ثروت خاص تلقی شود، می‌تواند نقش مهمی را در تأثیرگذاری سیاست‌های پولی و مالی ایفا نماید. در واقع از این مسیر است که سیاست مالی انبساطی می‌تواند بر تقاضای کل مؤثر باشد. او در این مقاله به این نتیجه اصلی دست می‌یابد که نمی‌توان هیچ حالت نظری متقاعدکننده‌ای را برای مواجهه با بدهی‌های عمومی به عنوان یک جزء از ثروت خالص خانوارها یافت. بنابراین، براساس این دیدگاه، تغییر در موجودی اوراق قرضه دولتی نمی‌تواند از طریق اثر ثروت، متغیرهای اقتصادی از جمله تقاضای پول را تحت تأثیر قرار دهد.

در این دیدگاه، بی اثر بودن کامل کسری بودجه بر دیگر متغیرهای اقتصادی بر فرض‌هایی استوار

است که برنهم (۱۹۸۹) آنها را به شکل زیر خلاصه نموده است:

۱. نسل‌های آینده از طریق پرداخت‌های انتقالی نوع‌دوستانه به هم پیوند می‌یابند.
  ۲. بازارهای سرمایه کامل است.
  ۳. مصرف‌کنندگان، دوران‌دیش هستند.
  ۴. تأخیر در پرداخت مالیات، باعث توزیع مجدد منابع میان خانواده‌ها با میل نهایی به مصرف متفاوت نمی‌شود.
  ۵. مالیات‌ها اختلال‌زا نیستند.
  ۶. کسری‌های بودجه، ارزش ایجاد نمی‌کنند. بدیهی است که نقض هر یک از فرض‌های مورد اشاره می‌تواند برابری ریکاردویی را رد کند.
- بارو (۱۹۸۹) در مقاله دیگر خود، این دیدگاه را با تفصیل بیشتری نسبت به مقاله اول تبیین می‌نماید. او ابتدا به این نکته اشاره می‌کند که به ازای مقداری مشخص مخارج دولت، اگر کاهش مالیات‌ها عامل ایجاد کسری در بودجه دولت باشد، مالیات‌های بالاتری در آینده ایجاد خواهد شد، به طوری که ارزش کنونی آن برابر کاهش اولیه مالیات می‌باشد. اصل کلی این است که بدهی دولت با مالیات‌های آینده برابر است و این نتیجه، را ناشی از وجود قید بودجه دولت می‌دانند که براساس آن، کل مخارج دولت در طی دوره با درآمدهای آن برابر می‌گردد. بنابراین، ارزش کنونی مالیات‌ها نمی‌تواند تغییر یابد، مگر این که دولت، ارزش فعلی مخارج خود را تغییر دهد. از این رو، یک کاهش در مالیات‌های جاری به وسیله یک افزایش در مالیات‌های آینده همسو می‌شود. به طوری که ارزش کنونی مالیات‌های افزایش یافته در آینده، با مقدار مالیات‌های کاهش یافته جاری برابر شود. بنابراین، از آن جا که در این دیدگاه کسری بودجه هیچ رفتار اقتصادی را به صورت واقعی تغییر نمی‌دهد، تقاضای پول نیز تغییر نخواهد کرد.

در دیدگاه برابری ریکاردویی، ساختار خانوارها به صورت سلسله‌ای<sup>۱</sup> در نظر گرفته می‌شود که به وسیله پیوندهای نوع‌دوستانه بین نسلی<sup>۲</sup>، از یک افق برنامه‌ریزی بسیار طولانی برخوردار خواهند



بود. فرض مزبور نشان می‌دهد که خانواده‌ها به صورت مصرف‌کننده‌ای با عمر نامحدود عمل می‌کنند، به طوری که رفاه و مطلوبیت نسل حاضر  $U_t = U(C_t, U_{t+1})$  تابعی از مصرف همین نسل ( $C_t$ ) و مطلوبیت نسل بعدی ( $U_{t+1}$ ) است که وجود انگیزه نوع‌دوستانه در خانواده را نشان می‌دهد. بر این اساس، افزایش درآمد قابل تصرف نسل کنونی که از کسری بودجه ناشی شده است به مصرف نمی‌رسد، بلکه برای این که نسل بعدی بتواند مالیات‌های بالاتر را بپردازد، پس‌انداز می‌شود. در نتیجه رفتارهای اقتصادی به قیمت واقعی تغییر نمی‌کند و تقاضای پول نیز بدون تغییر باقی خواهد ماند. طرفداران این دیدگاه، براساس این فرض معتقدند که چون نسل‌های آینده، فرزندان و نوه‌های نسل‌های کنونی هستند، نباید آنها را بازیگران مستقل صحنه اقتصادی به حساب آورد، بلکه باید به رفاه آنها توجه شود.

در این مفهوم، اثرات انبساطی کسری بودجه و اثرات انقباضی مالیات‌های آینده، یکدیگر را خنثی می‌کنند و اثراتی بر متغیرهای اقتصادی و به دنبال آن بر تقاضای پول نخواهند داشت. تأثیر ناپذیری مصرف و تقاضای پول نسبت به کسری بودجه (ناشی از کاهش مالیات‌ها) را به وسیله مسئله زیر نشان می‌دهیم.

فرض کنید که ابتدا دولتی وجود ندارد و بنابراین، مالیات و کسری بودجه نیز مطرح نیست. حال افرادی را در نظر می‌گیریم که می‌خواهند تابع مطلوبیت خود و نسل‌های بعد از خود را با توجه به قید بودجه دوره زندگی خود حداکثر کنند.

$$U_t = \sum_{i=0}^{\infty} \mu (C_{t+i}) \delta^i \quad (1-2)$$

$$\sum_{i=0}^{\infty} Y_{t+i} R^i = \sum_{i=0}^{\infty} C_{t+i} R^i \quad (2-2)$$

که در آن،  $U$  تابع مطلوبیت بین دوره‌های  $^1$  و  $\mu$  تابع مطلوبیت درون دوره‌های  $^2$ ،  $C$  مصرف و  $Y$  درآمد کل و  $\delta$  عامل ترجیح زمانی است که برابر  $\frac{1}{1+\rho}$  با  $\rho$  نرخ ترجیح زمانی می‌باشد و  $R$  عامل تنزیل

است که برابر  $\frac{1}{1+r}$  با نرخ بهره واقعی می‌باشد. تابع مطلوبیت افراد را با توجه به قید بودجه آنها و با استفاده از لاگرانژ حداکثر می‌کنیم:

$$I. = \sum_{i=0}^{\infty} \mu (C_{t+i}) \delta^i + \lambda \left( \sum_{i=0}^{\infty} Y_{t+i} R^i - \sum_{i=0}^{\infty} C_{t+i} R^i \right) \quad (3-2)$$

که در آن  $\lambda$  ضریب تابع لاگرانژ می‌باشد. شرط مرتبه اول (معادله اول) برای این مسئله به صورت زیر خواهد بود:

$$\mu' (C_{t+i}) = \lambda \left( \frac{R}{\delta} \right)^i \quad (4-2)$$

می‌توان نتیجه گرفت که مصرف افراد، تابعی از  $\lambda$  و  $r$  است و به طور مشخص، افزایش، کاهش یا ثبات  $C$  در طول زمان بستگی به این دارد که  $\lambda$  کمتر، مساوی یا بزرگتر از  $r$  باشد.

حال دولت را وارد مسئله حداکثرسازی می‌کنیم تا ببینیم که با وجود مالیات و کسری بودجه، شرط مرتبه اول چگونه تغییر می‌کند. ابتدا فرض می‌کنیم که بودجه دولت، متوازن است و کسری بودجه وجود ندارد ( $G=T$ ). در این حالت قید بودجه افراد به صورت زیر تغییر خواهد کرد:

$$\sum_{i=0}^{\infty} (Y_{t+i} - T_{t+i}) R^i = \sum_{i=0}^{\infty} C_{t+i} R^i \quad (5-2)$$

با جایگزینی رابطه (5-2) به جای رابطه (2-2) در مسئله حداکثرسازی مطلوبیت افراد، شرط مرتبه اول به صورت زیر خواهد بود:

$$\mu' (C_{t+i}) = \lambda \left( \frac{R}{\delta} \right)^i \quad (6-2)$$

همان طوری که می‌بینید حتی با وجود دولت، شرط مرتبه اول حداکثرسازی تغییر نکرده است. بدین ترتیب مسیر زمانی مصرف با وجود مالیات یک کاسه تحت تأثیر قرار نمی‌گیرد.

حال فرض کنید که دولت، مالیات را در یک دوره  $B$  واحد پولی به ازای مقدار مشخص مخارج کاهش دهد و کسری بودجه ایجاد شده را از طریق انتشار اوراق قرضه تأمین کند. اثر ثروت سبب می‌شود که مصرف‌کنندگان آینده‌نگر که نگران رفاه نسل‌های آینده هستند به جای مصرف، اوراق قرضه را خریداری کنند و بر میزان دارایی‌های خود بیفزایند. چرا که با توجه به قید بودجه دولت که ارزش کنونی مالیات‌هایش باید با ارزش کنونی مخارجش مساوی باشد، مالیات‌ها در آینده با هدف

تأمین اصل و فرع بدهی کنونی دولت (باز خرید اوراق قرضه) افزایش خواهد یافت. به بیان دیگر، وجود رابطه زیر:

$$\sum_{i=0}^{\infty} T_{t+i} R^i = \sum_{i=0}^{\infty} G_{t+i} R^i \quad (7-2)$$

قید بودجه افراد را به صورت زیر تغییر شکل می دهد:

$$\sum_{i=0}^{\infty} (Y_{t+i} - G_{t+i}) R^i = \sum_{i=0}^{\infty} V_{t+i} R^i \quad (8-2)$$

بنابراین، هر جریان ورودی جدید (کاهش مالیات) با یک جریان خروجی (افزایش آتی مالیات‌ها)، برابر پا به پا می شود و کسری بودجه دولت و تأمین مالی آن نمی تواند قید بودجه طول عمر مصرف کنندگان و خانوارها را تغییر دهد.

گفتنی است که دیدگاه برابری ریکاردویی به این مفهوم نیست که همه تغییرات سیاست‌های مالی بی اثر هستند. اگر سیاست‌های مالی بر خریدهای کنونی و آینده دولت تأثیر بگذارد، بدون شک، دیگر متغیرهای اقتصادی دچار تغییر خواهند شد.

فرض‌های دیدگاه برابری ریکاردویی، از سوی بسیاری از اقتصاددانان مورد انتقاد قرار گرفته است. برنهم و بگول (۱۹۸۸)، ساختار خانواده‌ها را در این دیدگاه، تا اندازه‌ای غیرواقعی می دانند چرا که خانواده، یک واحد مستقل نیست و روابط خانواده‌ها از شبکه‌های پیچیده و به هم پیوسته‌ای تشکیل یافته است که در آن هر فرد تنها به یک گروه و خانواده متعلق نیست.

انتقاد دیگر این است که آیا پدران و مادران، تنها به سبب انگیزه نوع‌دوستانه از خود ارث باقی می گذارند و علت دیگری ندارد؟ سی تر (۱۹۹۳) چنین استدلال می کند که والدین با استفاده از ابزار ارث می توانند بر فرزندان خود نظارت کنند. از سوی دیگر، همواره این امکان وجود دارد که بسیاری از ارثیه‌ها تصادفی و غیر عمدی باشند.

فرض افق نامحدود برنامه‌ریزی خانواده‌ها باعث می شود کسری بودجه در زمان حال، بار مالیاتی بر نسل‌های آینده را افزایش دهد و به افزایش پس انداز برای جبران مالیات‌های آتی منجر شود. حال اگر افق برنامه‌ریزی خانواده‌ها محدود باشد، نسل کنونی، دیگر نگران افزایش مالیات‌های آتی نخواهند بود. بنابراین، کسری بودجه باعث افزایش مصرف و تقاضای پول می شود.

اطمینان نداشتن، از جمله مسائلی است که باعث نقض فرضیه برابری ریکاردویی می‌شود. فلدشتاین (۱۹۸۸)، نشان می‌دهد که اطمینان نداشتن نسبت به درآمدها و مالیات‌های آتی افراد و مقدار اریه‌ای که از خود بر جای می‌گذارند یا پیچیدگی در برآورد آنها، باعث می‌شود برابری ریکاردویی اتفاق نیفتد.

براساس سه دیدگاه نظری مزبور، در حالی که دیدگاه‌های نئوکلاسیک و کینزی در نوع تأثیر کسری بودجه بر تقاضای پول اختلاف نظر دارند، دیدگاه برابری ریکاردویی اعتقادی به این تأثیرگذاری ندارد.

### ۳. شناسایی متغیرهای تابع تقاضای پول

اقتصاددانان همواره تلاش می‌کنند که از درستی تعاریف تقاضای پول، مناسب بودن متغیرهای معرفی شده و واقعیت نظریه‌هایی که در این زمینه ارائه نموده‌اند، اطمینان حاصل نمایند تا بتوانند ابزار قابل اطمینانی برای سیاست‌گذاری و پیش‌بینی اوضاع آینده اقتصاد عرضه کنند. براساس نتایج به دست آمده از مطالعات تجربی در زمینه برآورد تابع تقاضای پول، چگونگی و جهت اثرگذاری متغیرهایی مانند تولید ناخالص ملی و نرخ بهره بر تقاضای پول تا اندازه‌ای روشن است، اما این که از چه متغیرهای دیگری می‌توان به عنوان متغیر مقیاس و هزینه فرصت نگهداری پول در برآورد تابع تقاضای پول استفاده شود یا متغیرهایی مانند نرخ ارز، نرخ تورم، ضریب جینی و کسری بودجه چگونه بر تقاضای پول تأثیر می‌گذارند هنوز به خوبی روشن نشده است. حال خلاصه‌ای از بررسی‌های تجربی پیرامون متغیرهای مورد استفاده در توابع تقاضای پول را ارائه می‌کنیم.

#### ۳-۱. متغیر وابسته (پول)

انتخاب تعریف مناسب برای پول، چه در چهارچوب روش‌های سنتی و چه در قالب روش‌های جدید اقتصادسنجی، از موارد بحث‌انگیز در زمینه مطالعات تقاضای پول بوده است. تا دهه هفتاد میلادی، دو نوع دارایی مسکوک و اسکناس و حساب جاری افراد نزد بانک‌های تجاری معیار مناسبی برای

اندازه‌گیری حجم پول در تابع تقاضای پول بودند. اما پس از دهه هفتاد، به ویژه در کشورهای پیش‌رفته، به علت ابداعات مالی مانند ایجاد سپرده‌های بهره‌دار قابل نقل و انتقال به وسیله چک، در رابطه با شمول این حساب‌ها در تعریف پول، در بین پژوهشگران اختلاف نظرهایی به وجود آمده است.

در بسیاری از کارهای تجربی از حجم پول استفاده شده است. تعریفی از سوی سازمان ملل متحد در چهارچوب سیستم حسابداری ملی<sup>۱</sup> ارائه شده و با  $M_1$  نشان داده می‌شود. حجم پول شامل مسکوک و اسکناس به اضافه سپرده‌های دیداری نزد بانک‌های تجاری است. تعریف دیگر پول که صندوق بین‌المللی پول نیز آن را ارائه می‌کند، تعریف گسترده آن است که در آن، پول به عنوان وسیله‌ای برای ذخیره ارزش اقتصادی ارزیابی می‌شود. این تعریف از پول به نقدینگی بخش خصوصی معروف است و با  $M_2$  نشان داده می‌شود. این تعریف علاوه بر حجم پول، شامل سپرده‌های پس‌انداز و مدت دار (شبه پول) نیز می‌شود.

در مطالعات مربوط به تابع تقاضای پول، از  $M_1$  به عنوان متغیر وابسته استفاده می‌شود. البته بسیاری از پژوهشگران در مطالعات خود، از مفهوم گسترده تقاضای پول  $M_2$  بهره جسته‌اند. محسن خان (۱۹۸۰)، در بررسی‌های خود در زمینه تابع تقاضای پول، از حجم نقدینگی بخش خصوصی به عنوان متغیر وابسته استفاده کرده است. علت‌گزینش چنین متغیری برای تعریف پول از سوی محسن خان، اجرای سیاست‌های پولی از طریق نظارت مستقیم بر اعتبارات می‌باشد. جوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۰) نیز در برآورد تابع تقاضای پول کشور دانمارک از همین متغیر بهره جسته‌اند. آرستایس و دیمترایادیس (۱۹۹۱)، از حجم نقدینگی سرانه در برآورد تابع تقاضای پول قبرس استفاده کرده‌اند. محمدی و اسمیت (۱۹۹۳)، از سپرده‌های دیداری به عنوان معیار سنجش پول در بررسی تابع تقاضای پول ایالات متحده استفاده کرده‌اند. به اعتقاد این دو محقق، حجم پول و حجم نقدینگی، متغیرهای وابسته قابل اتکا نیستند. در حالی که هیفر و جانسن (۱۹۹۱)، وجود هم‌گرایی و برتر بودن متغیر حجم نقدینگی ( $M_2$ ) در مورد سیاست پولی را برای همین کشور مورد

تأیید قرار می‌دهند. دارات (۱۹۸۶)، از سه تعریف اسکناس و مسکوک ( $M_0$ ) برای کشور عربستان سعودی، حجم پول ( $M_1$ ) برای لیبی و حجم نقدینگی ( $M_2$ ) برای نیجریه استفاده کرده است. یافته‌های این محقق نشان می‌دهد که براساس آزمون چاو، برای حجم نقدینگی در کشور نیجریه تابع باثباتی برای تقاضای پول به دست نیامده است، در حالی که  $M_1$  و  $M_0$  به توابع باثباتی برای تقاضای پول رسیدند.

در مطالعات تجربی اخیر در کشور ما، از حجم نقدینگی به عنوان متغیر وابسته استفاده کرده‌اند. مقالات هزبر کیانی (۱۳۷۶) و طیبیان - سوری (۱۳۷۶)، از جمله مطالعاتی است که در آن با استفاده از این متغیر به توابع باثباتی برای تقاضای پول رسیدند.

### ۳-۲. متغیر مقیاس

در مورد این که برای دست یابی به یک تابع تقاضای پول، بهتر است از متغیرهای درآمد جاری، درآمد دایمی یا ثروت استفاده شود تا بتوان در سیاست‌گذاری موفقیت بیشتری حاصل نمود، مطالعات گسترده‌ای صورت گرفته است. سطح درآمد اغلب به عنوان جانشینی برای حجم معاملات در اقتصاد در نظر گرفته می‌شود و در آزمون‌های تجربی، نظریه‌های معاملاتی تقاضا برای پول نقش مهمی ایفا می‌کند.

ثروت، می‌تواند به عنوان متغیر مقیاس وارد تابع تقاضای پول شود، اما اندازه‌گیری تجربی آن بسیار مشکل است. با این حال، فریدمن معتقد است که باید مفهوم جامع‌تری از ثروت که هم ثروت انسانی و هم ثروت مادی را در بر گیرد، به عنوان متغیر مقیاس در تابع تقاضای پول به کار رود. کمابیش همه پژوهشگران به این نتیجه رسیده‌اند که به کارگیری متغیر ثروت، بهتر از درآمد دایمی و درآمد دایمی، بهتر از درآمد جاری در ایجاد یک تابع باثبات تقاضای پول مؤثر است. مطالعه چاو (۱۹۶۶)، که برای اقتصاد ایالات متحده آمریکا و در دوره (۱۸۹۷-۱۹۱۹) انجام شد بیانگر این مطلب است. بهمنی اسکویی (۱۹۹۱)، در بررسی و برآورد تابع تقاضای پول کشور انگلستان، از متغیر درآمد واقعی به عنوان متغیر جانشین ثروت استفاده نموده است. در حالی که آرستایس و

دیمترایادیس (۱۹۹۱)، در برآورد تابع تقاضای پول در کشور قبرس از دو متغیر درآمد سرانه و هزینه مصرفی سرانه به عنوان متغیرهای جایگزین متغیر مقیاس استفاده کرده‌اند که نتایج تجربی آنها نشان می‌دهد که هزینه‌های مصرفی سرانه، متغیر مناسب‌تری است.

در کشورهای در حال توسعه، به دلیل شرایط ویژه حاکم بر اقتصاد آنها و این که آمارهای ثروت مادی با جزئیات کافی برای زمان طولانی به منظور برآورد تابع تقاضای پول وجود ندارد، از ارقام دیگری، به ویژه تولید ناخالص داخلی، به عنوان متغیر مقیاس استفاده می‌شود. برای نمونه می‌توانیم به مطالعه هژبر کیانی برای کشور ایران و ولیوتیا و آکانیاک (۱۹۹۸)، برای کشور سریلانکا اشاره کنیم که از چنین متغیری در کنار دیگر متغیرها استفاده کرده‌اند.

### ۳-۳. متغیر هزینه فرصت نگهداری پول

در مکتب کلاسیک، نرخ بهره به عنوان یک عامل مؤثر بر تقاضای پول، نادیده گرفته شده است. از دوره مکتب کمبریج و ابتدای دوره کینز تصور می‌شد که فقط منابع تخصیص یافته، به انگیزه سوداگری پول در مقابل نرخ بهره کشش پذیر هستند، ولی با ارائه نظریات پولی پس از کینز، اقتصاددانان پیرو این مکتب همه منابع مربوط به تقاضای پول را نسبت به نوسانات نرخ بهره، با کشش دانستند و به همین دلیل نیز آن را وارد تابع تقاضای پول کردند. جیمز توبین در تابعی که برای تقاضای پول ارائه می‌کند، نه تنها تقاضای سوداگری پول بلکه کل تقاضای پول را به نرخ بهره حساس نشان می‌دهد. لاتانس (۱۹۵۴)، با برآورد تابع تقاضای پول آمریکا در دوره (۱۹۱۹-۱۹۵۲)، به این نتیجه رسید که حتی با فرض این که تقاضای پول به همان نسبت افزایش درآمدها افزایش یابد، بین تقاضای پول و نرخ بهره یک رابطه منفی و قوی وجود دارد. در بررسی دیگری، لیدلر (۱۹۶۶) کشش بهره‌ای تقاضای پول را با به کارگیری نرخ بهره کوتاه‌مدت رقم  $0/16$  - به دست آورد در حالی که این رقم برای نرخ بهره بلندمدت  $0/72$  - بوده است.

متغیرهایی که به عنوان هزینه فرصت نگهداری پول، در توابع تقاضای پول پدیدار می‌گردند و در مطالعات تجربی قابل مشاهده می‌باشند، از تنوع زیادی برخوردار هستند. در مورد انتخاب نرخ بازده

دیگر دارایی‌های جانشین پول که بیانگر هزینه فرصت نگهداری پول باشد، اتفاق نظر وجود ندارد. در حالی که گروهی از پژوهشگران معتقدند که نرخ بهرهٔ اوراق بهادار با سررسید بلندمدت متغیر مناسبی است، گروهی دیگر عقیده دارند از آن جا که دارایی‌های مالی با سررسید کوتاه‌مدت، جانشین نزدیک‌تری برای پول هستند، بازده آنها متغیر مناسب‌تری برای اندازه‌گیری تقاضای پول است. نرخ بازدهٔ سهام داخلی و خارجی نیز از متغیرهای دیگری است که می‌تواند به عنوان هزینهٔ فرصت نگهداری پول در تابع تقاضای پول وارد گردد. فریدمن (۱۹۵۶)، چنین متغیری را در کنار نرخ بازدهٔ اوراق قرضه در تابع پیشنهادی خود قرار داد.

در نظریه‌های تقاضای پول، اگرچه پول به عنوان دارایی بدون بازده فرض شده است، اما این فرض از نظر تجربی درست نیست، زیرا در بیشتر کشورها به سپرده‌های مدت‌دار بازده پرداخت می‌گردد، که تغییر آن می‌تواند مقدار تقاضای پول را تحت تأثیر قرار دهد. لی (۱۹۵۶) در مطالعه‌ای، از بازدهٔ پرداختی به سپرده‌ها در تابع تقاضای پول استفاده کرده است. جوهانسن و جوسیلیوس در مطالعهٔ خود، دو نرخ بهرهٔ نرخ سود سپرده پول که معرف بازدهٔ مستقیم نگهداری پول است و نرخ بهرهٔ اوراق بهادار به عنوان هزینهٔ فرصت نگهداری پول را به کار برده‌اند. در حالی که در بررسی تجربی لیم و دیکسون (۱۹۹۱)، در برآورد تابع تقاضای پول استرالیا، مشخص شد که تقاضای بلندمدت برای اسکناس و مسکوک با متغیر مقیاس تعیین می‌شود و هزینه فرصت، در آن نقش ندارد.

از متغیرهای دیگری که به عنوان هزینهٔ فرصت نگهداری پول از آن یاد می‌شود، نرخ تورم مورد انتظار<sup>۱</sup> است. در بازارهایی که بر میزان بهره نظارت می‌شود، این متغیر می‌تواند به عنوان هزینه فرصت نگهداری پول، آثار جداگانه‌ای بر تقاضای پول داشته باشد. شواهد کیگان (۱۹۵۶) نشان می‌دهد که تقاضا برای ماندهٔ واقعی، هنگامی که تورم به سطوح بسیار بالا می‌رسد، به شدت کاهش می‌یابد.

در کشورهای در حال توسعه، از نرخ تورم برای نمایش هزینه فرصت نگهداری پول استفاده می‌شود. که در این خصوص می‌توانیم به مطالعات زیر اشاره کنیم که در آنها از چنین متغیری برای



برآورد تابع تقاضای پول خود استفاده کرده‌اند: آق اولی - محسن خان و دیگران (۱۹۷۹)، دارات، بهمنی اسکویی و مالیکسی (۱۹۹۱) و هژبر کیانی (۱۳۷۶).

### ۳-۴. متغیرهای دیگر

در مورد این که در تابع تقاضای پول به جز متغیرهای مقیاس و هزینه فرصت نگهداری پول، متغیر دیگری نیز دخالت داده شود یا خیر، دیدگاه‌های متفاوتی وجود دارد.

متغیر توزیع درآمد از جمله این متغیرهاست که در برخی از مطالعات تجربی در این زمینه به آن اشاره شده است. براساس نظر بامول (۱۹۵۲) و توبین (۱۹۵۶)، توزیع درآمد، متغیر مناسبی در توضیح تغییرات مقدار تقاضای پول می‌باشد. در مطالعات تجربی برای نمایش درجه توزیع عادلانه درآمد، از متغیر ضریب جینی<sup>۱</sup> استفاده می‌شود که انتظار می‌رود، رابطه معکوسی میان مقدار این ضریب و تقاضای پول وجود داشته باشد. محمدی - اسمیت و هژبر کیانی، در مطالعات تجربی خود در مورد کشورهای ایالات متحده و ایران به چنین رابطه‌ای بین تقاضای پول و ضریب جینی دست یافتند.

در یک اقتصاد باز، تقاضا برای پول می‌تواند علاوه بر متغیرهای یادشده بالا به نرخ برابری ارز نیز بستگی داشته باشد، اما نقش و جهت اثرگذاری آن چندان روشن نیست. آرنگو و ندیری (۱۹۸۱) معتقدند بین تقاضای پول و ارزش پول داخلی رابطه مثبتی وجود دارد. دلیل این امر را چنین بیان می‌کنند که ضعیف شدن پول داخلی به معنای افزایش قیمت اوراق بهادار خارجی موجود در پرتفوی اقتصاد داخلی است. این وضعیت باعث افزایش پایه پولی می‌شود، نرخ بهره را کاهش و تقاضای پول را افزایش خواهد داد. البته آرنگو و ندیری احتمال این که این رابطه معکوس شود را رد نمی‌کنند. دلیل آن را در کاهش قدرت خرید پول داخلی می‌دانند.

مطالعات تجربی انجام شده در این زمینه، نتایج متفاوتی را نشان می‌دهند. بهمنی اسکویی و پورحیدریان (۱۹۹۰)، با برآورد تابع تقاضای پول برای کشورهای کانادا، ژاپن و آمریکا اثر معنادار نرخ

مؤثر ارز واقعی بر تقاضای پول را مشاهده کردند. در مطالعه دیگری، بهمنی اسکویی و مالیکسی (۱۹۹۱)، نشان می‌دهند که در کشورهای کمتر توسعه یافته و در کوتاه‌مدت، اثرات نرخ ارز بر تقاضای پول نامشخص است اما در بلندمدت اثر آن منفی است. در کشور ما نیز بهمنی اسکویی (۱۹۹۵)، نوفرستی (۱۳۷۴) و هژبر کیانی در این زمینه مطالعاتی انجام داده‌اند که نتایج متفاوتی به دست آورده‌اند. در حالی که بهمنی اسکویی و هژبر کیانی به رابطه مثبت بین نرخ ارز و تقاضای پول دست یافته‌اند، نوفرستی ارتباط بین این دو متغیر را منفی به دست آورده است.

کسری بودجه دولت، متغیر دیگری است که در چند ساله اخیر، چگونگی اثرگذاری آن بر دیگر متغیرهای کلان اقتصادی مورد بحث بسیاری از دیدگاه‌های اقتصادی بوده است. این تأثیرگذاری در سه دیدگاه نئوکلاسیکی، کینزی و برابری ریکاردویی مورد بحث قرار گرفته است.

در دیدگاه نئوکلاسیکی، کسری‌های موقتی بودجه اثراتی به دنبال نخواهند داشت ولی کسری‌های دایمی بودجه، از دو طریق نرخ بهره و نرخ ارز در اقتصادهای بسته و باز و با تأثیرگذاری بر سرمایه‌گذاری و تراز پرداخت‌ها باعث افزایش تقاضای کل و به دنبال آن تقاضای پول می‌شود. براساس دیدگاه کینزی، کسری بودجه دولت می‌تواند از طریق اثر ثروت، مصرف را تحت تأثیر قرار دهد و باعث افزایش تقاضای کل و به دنبال آن تقاضای پول شود، در حالی که در دیدگاه برابری ریکاردویی، وجود هر گونه ارتباط میان کسری بودجه دولت و دیگر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله تقاضای پول رد می‌شود. یادآوری می‌کنیم که در کشورهای در حال توسعه، به علت ناقص بودن بازار سرمایه و این که نرخ بهره به دلایلی دارای یک حالت تثبیتی است و توانایی ایجاد ارتباط بین بخش‌های پولی و حقیقی اقتصاد را ندارد، ارتباط بین کسری بودجه و تقاضای پول را نه از طریق اثرگذاری نرخ بهره، بلکه بیشتر از طریق آثار کسری بودجه بر بخش حقیقی اقتصاد یعنی تقاضای کل باید دنبال نمود.

اوانز (۱۹۸۵)، در مطالعه‌ای برای ایالات متحده نشان داد چنانچه هدف‌گذاری در نرخ بهره انجام نگیرد، کسری بودجه نمی‌تواند تقاضای پول را متأثر سازد. او اشاره می‌کند که یافته‌هایش موافق با فرضیه برابری ریکاردویی است. در ضمن گالی (۱۹۹۴)، با برآورد تابع تقاضای پول ایالات متحده به

بررسی اثر کسری بودجه بر مقدار تقاضای پول پرداخت. یافته‌های او نشان می‌دهد که تقاضای پول به طور مثبت تحت تأثیر تغییر در کسری بودجه دولت قرار نمی‌گیرد. وام ووکاس (۱۹۹۸)، به یافته متفاوتی در مطالعه خود دست یافت و به رابطه مثبت بین کسری بودجه و تقاضای پول در یونان رسید. دراوی، هگجی و موبرلی (۱۹۹۰) نیز به چنین نتیجه‌ای برای کشور آمریکا در دوره ۱۹۷۳ تا ۱۹۸۰ رسیدند در حالی که برای دوره ۱۹۵۴ تا ۱۹۷۲ رابطه منفی به دست آورده بودند. تنها مطالعه‌ای که این تأثیرگذاری را در کشور ما مورد بررسی قرار داده، رساله عمادزاده (۱۳۶۸) است. او با هدف شناسایی عوامل مؤثر بر تابع تقاضای پول ایران، از متغیر نسبت کسری بودجه بر بودجه استفاده کرده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که یک رابطه مثبت بین کسری بودجه ایران و تقاضای پول وجود دارد.

#### ۴. بررسی‌های تجربی و برآورد مدل

در این بخش با استفاده از چهارچوب نظری و دیدگاه‌های ارائه شده در قسمت قبل و همچنین شواهد تجربی موجود در دیگر کشورها، ارتباط و نحوه تأثیر کسری‌های بودجه دولت بر تقاضای پول را در اقتصاد ایران، برای سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۷۷ بررسی می‌کنیم.

در بسیاری از مطالعات مربوط به ثبات تابع تقاضای پول، تعریف گسترده پول یعنی حجم نقدینگی بخش خصوصی ( $M_1$ ) به کار رفته است. در این پژوهش نیز از همین متغیر به عنوان تعریف مناسب تقاضای پول استفاده خواهیم کرد. همچنین با توجه به ماهیت کسری حساب ذخیره تعهدات ارزی، ارقام این کسری را از سال ۱۳۷۲ به بعد به مقادیر کسری بودجه دولت اضافه نموده‌ایم. در این بررسی، علاوه بر ارقام موجود در ترازنامه‌های بانک مرکزی، بیشتر از آمارهای دفتر اقتصاد کلان سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور استفاده شده است.

با توجه به مباحث پیشین، می‌توانیم تابع تقاضای پول در ایران را به شکل زیر ارائه نماییم:

$$LRMNY_t = F(LRGDP_t, INFLR_t, RBDEF_t, LREXR_t)$$

که در آن  $LRMNY_t$  لگاریتم حجم واقعی نقدینگی،  $LRGDP_t$  لگاریتم تولید ناخالص داخلی،  $INFLR_t$

نرخ تورم، RBDEI کسری واقعی بودجه دولت و LREXR لگاریتم نرخ واقعی ارزش رسمی (معادل ریالی یک دلار) می‌باشند. برای واقعی کردن مقادیر فوق از شاخص بهای مصرفی شهری ۱۳۶۹ استفاده شده است.

با توجه به ناپایا<sup>۱</sup> بودن بیشتر سری‌های زمانی در اقتصاد کلان و ناکارایی روش‌های سنتی در برآورد الگوهای اقتصادسنجی، از روش‌های حداکثر درست‌نمایی جوهانسن - جوسیلیوس و خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی استفاده می‌کنیم.

با توجه به این که در روش حداکثر درست‌نمایی جوهانسن - جوسیلیوس، شرط جمع بسته بودن از درجه یک  $[I(1)]$  همه متغیرهای درون‌زای الگو ضروری است و با توجه به تردیدی که در اقتصادسنجی نسبت به کارایی آزمون‌های ریشه واحد برای تشخیص پایایی یا ناپایایی متغیرها وجود دارد و همچنین برای اطمینان یافتن از نتایج به دست آمده از این روش، از روش خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی نیز به عنوان یک روش مکمل استفاده می‌کنیم. چرا که، در روش حداکثر درست‌نمایی جوهانسن - جوسیلیوس، مسئله انتخاب یک بردار از بین بردارهای هم‌گرایی مبتنی بر نظریه‌های اقتصادی و پیش داوری محقق می‌باشد که این خود مسئله ساز است، زیرا ممکن است انتخاب مناسب از بین بردارهای به دست آمده، میسر نگردد. در حالی که در روش خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی، توجه به درجه جمع بستگی متغیرها مهم نیست و تنها با تعیین وقفه‌های مناسب برای متغیرها می‌توان الگوی مناسب را بدون پیش داوری و استفاده از نظریه‌های اقتصادی انتخاب کرد.

به کارگیری روش‌های سنتی در اقتصاد سنجی برای کارهای تجربی، مبتنی بر فرض پایایی متغیرهاست. اما بررسی‌های انجام شده در این زمینه نشان می‌دهد که در مورد بسیاری از سری‌های زمانی کلان اقتصادی، این فرض نادرست بوده و بیشتر این متغیرها ناپایا می‌باشند. بنابراین، براساس نظریه هم‌گرایی، ضروری است تا نسبت به پایایی یا ناپایایی آنها اطمینان یابیم. برای این منظور از دو آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته و پرون استفاده می‌کنیم.

نتایج آزمون‌های یادشده در سطح و تفاضل اول سری‌های زمانی الگو، در جدول‌های زیر ارائه

شده است:

#### جدول ۴-۱. نتایج آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته در سطح متغیرها

LRFXR		RBDEF		INFLR		LRGDP		LRMNY		متغیر	حالت
بحرانی	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی	آماره		
-۲/۹۴	-۱/۷۰	-۲/۹۵	-۲/۲۷	-۲/۴۹	-۱/۶۵	-۲/۹۴	-۲/۵۵	-۲/۹۴	-۲/۳۷	عرض از مبدأ بدون روند	
-۳/۵۳	-۲/۱۵	-۳/۵۵	-۲/۴۸	-۴/۲۳	-۳/۷۶	-۳/۵۴	-۲/۳۴	-۳/۵۳	-۱/۸۶	عرض از مبدأ با روند	

#### جدول ۴-۲. نتایج آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته در تفاضل اول متغیرها

LRFXR		RBDEF		INFLR		LRGDP		LRMNY		متغیر	حالت
بحرانی	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی	آماره		
-۲/۹۴	-۶/۱۵	-۲/۹۵	-۷/۴۸	-۲/۴۹	-۴/۱۰	-۲/۹۴	-۳/۱۱	-۲/۹۴	-۲/۸۴	عرض از مبدأ بدون روند	
-۳/۵۴	-۶/۰۹	-۳/۵۶	-۵/۱۹	-۳/۵۴	-۴/۳۸	-۳/۲۰	-۳/۴۹	-۳/۵۴	-۳/۷۴	عرض از مبدأ با روند	

#### جدول ۴-۳. نتایج آزمون پرون در سطح و تفاضل اول متغیرها

LRFXR	RBDEF	INFLR	LRGDP	LRMNY	متغیر
-۱/۰۷	-۱/۲۱	-۲/۴۱	-۲/۸۶	-۳/۳۰	مقادیر آماره سطح
-۴/۵۰	-۶/۹۰	-۷/۳۳	-۵/۸۰	-۵/۹۲	آماره تفاضل اول
-۴/۲۴	-۴/۲۴	-۴/۲۴	-۴/۲۴	-۳/۹۶	مقادیر بحرانی

براساس آزمون‌های انجام شده، نتیجه می‌گیریم که فرض صفر وجود ریشه واحد برای همه متغیرها و در تمامی سطوح بحرانی رد نمی‌شود، اما تکرار همین آزمون‌ها برای تفاضل اول متغیرها نشان می‌دهد که فرض فوق برای همه متغیرها رد می‌شود. بنابراین، می‌توان پذیرفت که متغیرهای مورد نظر دارای ریشه واحد هستند و همگی، ناپایا از درجه یک  $I(1)$  می‌باشند.

#### ۴-۱. آزمون هم‌گرایی حداکثر درست‌نمایی جوهانسن - جوسیلیوس

جوهانسن - جوسیلیوس با ارائه روش هم‌گرایی برداری که در آن، روش برآورد به طریق حداکثر درست‌نمایی صورت می‌گیرد، نقص روش‌هایی مانند انگل - گرنجر<sup>۱</sup> در تعیین بردارهای هم‌گرایی را رفع کردند.

پیش از تعیین تعداد بردارهای هم‌گرایی لازم است وضعیت متغیرهای قطعی مانند عرض از مبدأ و روند در بردارها مشخص گردد. از آن جا که فرآیند تولید داده‌ها معلوم نیست، به نظر می‌رسد باید حالت‌های گوناگون را ارزیابی نماییم و با مقایسه آنها الگوی مطلوب را بیابیم. براساس روش پیشنهادی هاریس (۱۹۹۵)، مشاهده می‌کنیم که الگوی دوم، "عرض از مبدأ مقید و بدون روند"، الگویی مناسب است و براساس این حالت به آزمون هم‌گرایی می‌پردازیم.

در روش حداکثر درست‌نمایی جوهانسن - جوسیلیوس از دو آزمون حداکثر مقدار ویژه<sup>۲</sup> و آزمون اثر<sup>۳</sup> برای یافتن تعداد بردارهای هم‌گرایی استفاده می‌شود. نتایج این آزمون‌ها نشان می‌دهند که در سطح ۹۵ درصد، هر دو آزمون بر وجود دو برابر هم‌گرایی تأکید می‌کنند. در ضمن، از آن جا که هدف این پژوهش برآورد تابع تقاضای پول می‌باشد، بردارهای هم‌گرایی باید براساس متغیر حجم واقعی نقدینگی بخش خصوصی، طبیعی شوند. (IRMNY) صورت می‌گیرد. در جدول ۴-۴، بردارهای هم‌گرایی و طبیعی شده آنها ارائه شده‌اند.

۱. در تحلیل چند متغیره سری‌های زمانی، ممکن است بیش از یک ارتباط هم‌گرایی بلندمدت وجود داشته باشد. در این حالت روش‌های قدیمی‌تر در هم‌گرایی، مانند روش انگل - گرنجر توانایی‌های لازم برای تعیین بردارهای هم‌گرا را به طور مستقیم نخواهند داشت.

جدول ۴-۴. آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه، اثر و بردارهای هم‌گرایی

Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR  
 Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix  
 \*\*\*\*\*  
 34 observations from 1344 to 1377. Order of VAR = 2.  
 List of variables included in the cointegrating vector:  
 LAMNY LRGDP INFLR RDEFF LREKR  
 Intercept  
 List of eigenvalues in descending order:  
 .69060 .62156 .28308 .23201 .19258 0.00  
 \*\*\*\*\*  

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	39.9859	34.4000	31.7300
r <= 1	r = 2	33.0378	28.2700	25.9000
r <= 2	r = 3	11.3149	22.0400	19.8600
r <= 3	r = 4	8.9751	15.8700	13.8100
r <= 4	r = 5	7.2729	9.1600	7.5300

 \*\*\*\*\*

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR  
 Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix  
 \*\*\*\*\*  
 34 observations from 1344 to 1377. Order of VAR = 2.  
 List of variables included in the cointegrating vector:  
 LAMNY LRGDP INFLR RDEFF LREKR  
 Intercept  
 List of eigenvalues in descending order:  
 .69060 .62156 .28308 .23201 .19258 0.00  
 \*\*\*\*\*  

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r >= 1	100.4867	75.9800	71.8100
r <= 1	r >= 2	60.6008	53.4800	49.9500
r <= 2	r >= 3	27.5630	34.8700	31.9300
r <= 3	r >= 4	16.2481	20.1800	17.8800
r <= 4	r = 5	7.2729	9.1600	7.5300

 \*\*\*\*\*

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

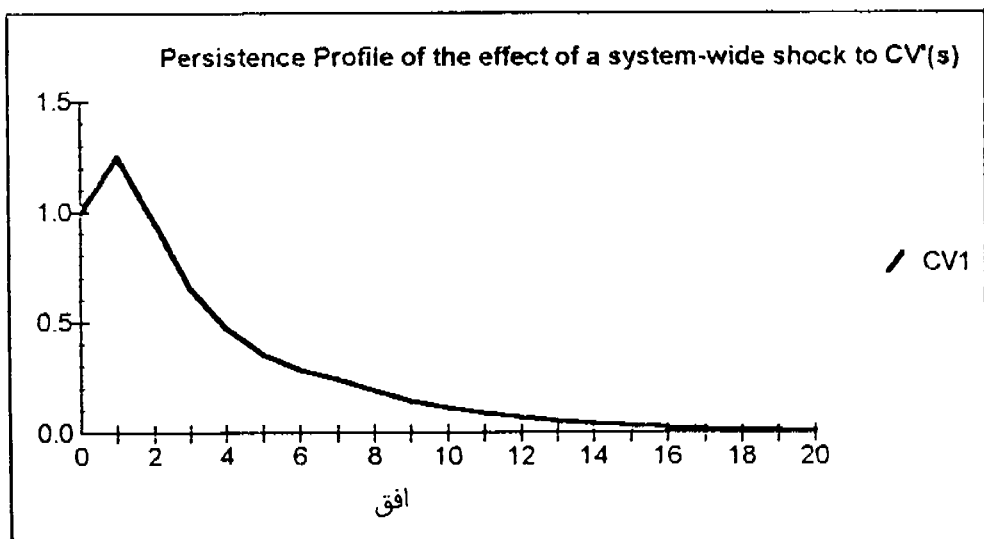
Estimated Cointegrated Vectors in Johansen Estimation (Normalized in Brackets)

Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR  
 \*\*\*\*\*  
 34 observations from 1344 to 1377. Order of VAR = 2, chosen r = 2.  
 List of variables included in the cointegrating vector:  
 LAMNY LRGDP INFLR RDEFF LREKR  
 Intercept  
 \*\*\*\*\*  

	Vector 1	Vector 2
LAMNY	1.0033 ( -1.0000)	-.88561 ( -1.0000)
LRGDP	-1.7387 ( 1.6824)	.66928 ( .75573)
INFLR	.025679 ( -.024847)	.014742 ( .016646)
RDEFF	-.015588 ( .015082)	.029188 ( .021829)
LREKR	.15437 ( -.14937)	-.21534 ( -.24315)
Intercept	12.2540 ( -11.8575)	-2.9684 ( -3.3518)

براساس قسمت سوم جدول ۴-۴ مشاهده می‌شود که ضریب‌های بردار دوم، با نظریه‌های اقتصادی مطابق نیست و انتظارهای ما را از تخمین الگو برآورده نمی‌کند. با این حال نشانه‌ها و مقدار ضرایب بردار هم‌گرایی اول، این نیاز را تأمین می‌کند. همچنین با وارد کردن یک تکانه به کل نظام می‌بینیم (نمودار ۴-۱) که این بردار از وارد ساختن تکانه، هم‌گرا شده و تمایل به حرکت به سوی رابطه بلندمدت را نشان می‌دهد.

### نمودار ۴-۱. تأثیر تکانه بر کل نظام



با توجه به این مسائل به نظر می‌رسد برای ادامه تحلیل، به کارگیری بردار هم‌گرایی دوم مناسب نیست و تنها یک بردار هم‌گرایی معنادار جنبه نظریه اقتصادی بین متغیرهای موجود در نظام وجود دارد. این بردار که بردار اول هم‌گرایی می‌باشد، روی متغیر حجم واقعی نقدینگی طبیعی شده، به صورت زیر ارائه می‌گردد:



## جدول ۴-۵. بردار هم‌گرایی طبیعی شده براساس متغیر LRMNY

متغیر	LRMNY	LRGDP	INFLR	RBDEF	IREXR	INCPT
ضریب	-۱	۱/۶۸	-۰/۰۲۴	۰/۰۱۵	-۰/۱۴	-۱۱

همان‌گونه که در جدول بالا می‌بینیم، رابطه مثبتی بین کسری بودجه و تقاضای پول وجود دارد. پس از دست‌یابی به رابطه تعادلی بلندمدت تقاضای پول برای ایران، از ابزارهای تجزیه واریانس<sup>۱</sup> و توابع عکس‌العمل آنی<sup>۲</sup> برای تحلیل کوتاه‌مدت الگو استفاده می‌کنیم.

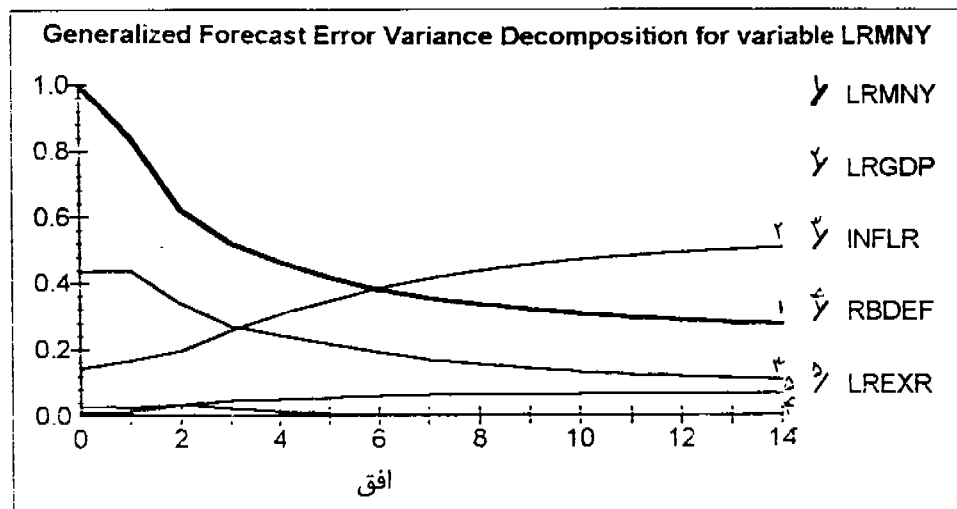
تجزیه واریانس به عنوان ابزاری برای بررسی عملکرد پویای کوتاه‌مدت، قادر به تعیین سهم بی‌ثباتی هر متغیر در مقابل تکانه وارده به هر یک از متغیرهای دیگر الگو می‌باشد. بنابراین، برای تعیین سهم بی‌ثباتی ایجاد شده در تقاضای واقعی پول توسط هر یک از متغیرهای الگو از تجزیه واریانس استفاده می‌کنیم. نتایج حاصل از تجزیه واریانس تقاضای پول (LRMNY) در جدول ۴-۶ و نمودار ۴-۲ ارائه شده است. براساس این نتایج در دوره اول (یک زمان به جلو) حدود ۸۴ درصد واریانس خطای حجم واقعی نقدینگی توسط خود متغیر توضیح داده می‌شود، در حالی که در همین دوره، متغیرهای LRGDP، INFLR و RBDEF به ترتیب ۱۶٪، ۴۳٪، ۱٪ و ۲٪ از واریانس خطای متغیر وابسته الگو را توضیح می‌دهند. در یک مقایسه مقطعی دیگر، پس از پنج سال مشاهده می‌شود که حجم واقعی نقدینگی ۴۱ درصد، تولید ناخالص ۳۴ درصد، نرخ تورم ۲۱ درصد، کسری بودجه حدود یک درصد و نرخ ارز ۵ درصد از واریانس خطای تقاضای پول را توضیح می‌دهند. در نمودار ۴-۲ می‌بینیم که در دوره‌های اولیه تجزیه واریانس، حجم واقعی نقدینگی و نرخ تورم بیشترین توانایی برای توضیح دادن متغیر وابسته بردار هم‌گرایی را دارد. در حالی که در دوره‌های پایانی، مقدار توضیح‌دهندگی تولید ناخالص داخلی افزایش می‌یابد و بالاترین سهم را در بی‌ثباتی تقاضای پول خواهد داشت. سهم متغیر کسری بودجه و نرخ ارز در بی‌ثباتی تقاضای پول اندک می‌باشد.

## جدول ۴-۶. نتایج تجزیه واریانس برای متغیر لگاریتم حجم واقعی نقدینگی

Generalized Forecast Error Variance Decomposition for variable LRMNY  
Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR  
.....  
34 observations from 1344 to 1377. Order of VAR = 2, chosen r = 2.  
List of variables included in the cointegrating vector:

	LRMNY	LRGDP	INFLR	RBDEF	LREXR
Intercept					
Horizon	LRMNY	LRGDP	INFLR	RBDEF	LREXR
0	1.0000	.14236	.43473	.011936	.029393
1	.84297	.16565	.43845	.010847	.025023
2	.62344	.19331	.33655	.031044	.033120
3	.51985	.25613	.27064	.021493	.046659
4	.46610	.30699	.24497	.014230	.050706
5	.41782	.34661	.21818	.0094216	.055698
6	.37981	.38300	.19049	.0062365	.060533
7	.35352	.41324	.16945	.0043519	.063009
8	.33404	.43623	.15403	.0032033	.064130
9	.31860	.45435	.14187	.0024803	.064905
10	.30636	.46926	.13214	.0020316	.065446
11	.29652	.48154	.12433	.0017510	.065776
12	.28836	.49174	.11790	.0015767	.066001
13	.28152	.50036	.11251	.0014747	.066159
14	.27575	.50772	.10798	.0014198	.066259

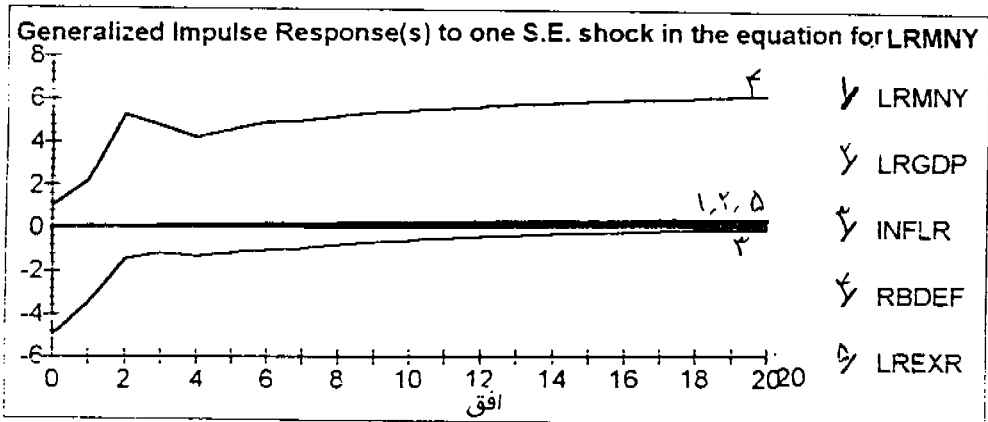
## نمودار ۴-۲. نمودار تجزیه واریانس برای متغیر لگاریتم حجم واقعی نقدینگی



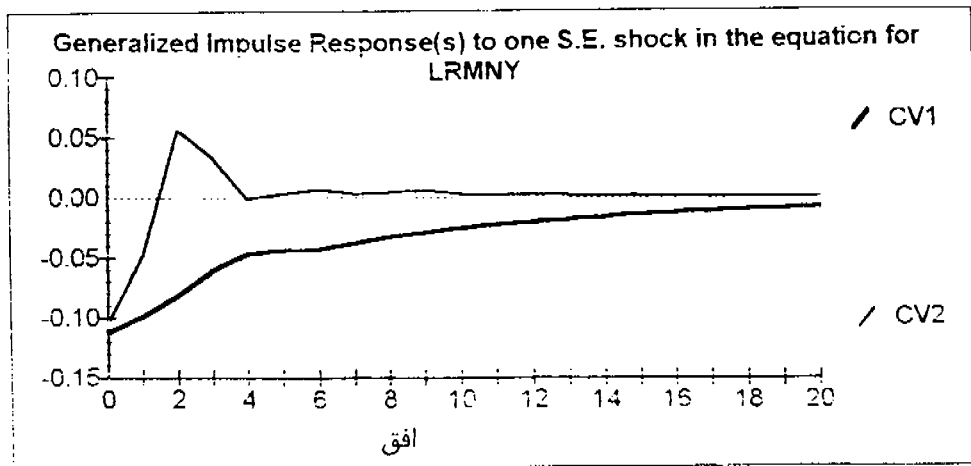
توابع عکس‌العمل آنی نیز به عنوان ابزاری مناسب برای دستیابی به اطلاعات پیرامون تأثیرات متقابل بین متغیرها در الگوهای پویا به کار می‌رود. این توابع، مسیر پویایی نظام در پاسخ به تکانه‌های وارده را به اندازه یک انحراف معیار نشان می‌دهند. نمودار ۴-۳ واکنش متغیرهای الگورا در اثر تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار در معادله مربوط به LRMNY نشان می‌دهد. این نمودار نشان می‌دهد که این تکانه منجر به افزایش دائمی در کسری بودجه می‌گردد. این تکانه موجب تغییراتی در دیگر متغیرها و از جمله حجم واقعی نقدینگی می‌شود و بار دیگر آنها را در نزدیکی مقدار تعادلی قرار می‌دهد.

برای بردارهای هم‌گرایی نیز می‌توانیم توابع عکس‌العمل آنی را در حالت تکانه به کل نظام بررسی نماییم. نمودار ۴-۴ نشان می‌دهد که اگر بردار هم‌گرایی دچار تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار در کل رابطه شود، چه تأثیراتی بر بردارهای هم‌گرایی خواهد گذاشت. در این نمودار مشاهده می‌شود که بردار هم‌گرایی اول در دوره اول بعد از تکانه، به شدت از مقدار تعادلی بلندمدت پایین‌تر می‌رود که در دوره‌های بعدی، این بردار دوباره به تعادل بلندمدت خود باز می‌گردد. در واقع این نمودار یک شاهد عینی در حمایت از وجود روابط بلندمدت هم‌گرایی محسوب می‌شود.

نمودار ۴-۳. تابع عکس‌العمل آنی تعمیم یافته در معادله مربوط به LRMNY



## نمودار ۴-۴. تابع عکس‌العمل آنی تعمیم یافته بر بردارهای هم‌گرایی



همان طور که پیش از این بیان شد، برای اطمینان یافتن از نتایج به دست آمده از روش حداکثر درست‌نمایی جوهانسن - جوسیلیوس، از روش خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی برای برآورد تقاضای پول در ایران نیز استفاده کرده‌ایم.

## ۴-۲. الگوی پویای خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)

برای برآورد چنین الگویی ابتدا باید رابطه را با روش OLS برای همه ترکیب‌های ممکن براساس وقفه‌های متفاوت متغیرها برآورد کرد. حداکثر تعداد وقفه‌های متغیرها، از سوی پژوهشگر و با توجه به تعداد مشاهدات تعیین می‌شود. سپس در مرحله دوم به پژوهشگر این امکان داده می‌شود که از رگرسیون‌های برآورد شده، یکی را براساس چهار ضابطه آکائیک، شوارتز - بیزین، خان - کوئین و  $R^2$  انتخاب کند. در مرحله سوم، ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت و خطای معیار مجانبی مربوط به ضرایب بلندمدت براساس الگوی ARDL انتخابی ارائه می‌شود. در این الگو علاوه بر روابط بلندمدت، الگوی تصحیح خطا (F:CM)<sup>۱</sup> کوتاه‌مدت نیز ارائه می‌شود.

نرم‌افزار مربوطه (مایکروفیت) از میان رگرسیون‌های گوناگون و حداکثر دو وقفه و براساس ضابطه

شوارتز - بیزین، رگرسیونی را انتخاب کرد که برای متغیر حجم نقدینگی یک وقفه و برای دیگر متغیرها وقفه‌ای در نظر گرفته نشد.

پیش از بحث درباره رابطه تعادلی بلندمدت تقاضای پول، ضروری است تا آزمون ریشه واحد فرضیه صفر عدم وجود هم‌گرایی انجام شود، زیرا لازمه آن که الگوی پویای برآورد شده در روش ARDL به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب متغیر وابسته کمتر از یک باشد. اکنون با استفاده از جدول (۴-۷) فرض صفر عدم وجود هم‌گرایی، بین متغیرهای الگوی تقاضای پول را آزمون می‌کنیم:

$$H_0 : \sum_{i=1}^p \alpha_i - 1 \geq 0$$

$$H_1 : \sum_{i=1}^p \alpha_i - 1 < 0$$

کمیت آماره  $t$  موردنیاز برای انجام آزمون بالا به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^p S \hat{\alpha}_i} = \frac{-0/33}{0/04} = -5/75$$

از آن جا که کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر ۴/۴۳- است، فرض  $H_0$  رد می‌شود. بنابراین، نتیجه می‌گیریم که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو وجود دارد. این رابطه تعادلی بلندمدت تقاضای پول ایران در جدول ۴-۸ ارائه شده است.

در آخر جدول ۴-۷، آزمون تشخیص فروض کلاسیک در معادله تقاضای پول ارائه شده است. براساس نتایج این جدول، جمله اختلال به لحاظ خود همبستگی، فرم تبعی، طبیعی بودن توزیع و واریانس همسانی همه شرایط کلاسیک را دارد. بنابراین، می‌توان گفت که رابطه تعادلی به دست آمده از هر نظر قابل اعتماد می‌باشد.

جدول ۴-۷. انتخاب وقفه‌های مناسب برای متغیرهای الگو در الگوی ARDL

Autoregressive Distributed Lag Estimates  
ARDL(1,0,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

\*\*\*\*\*  
Dependent variable is LRMMY  
34 observations used for estimation from 1344 to 1377  
\*\*\*\*\*

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio(Prob)
LRMMY(-1)	.77377	.043187	17.9165[.000]
LRGDP	.37084	.059161	6.2684[.000]
INFLR	-.0044517	.0011155	-3.9907[.000]
RBDEF	.0031288	.0011767	2.6589[.013]
LRKRR	-.022192	.016463	-1.3480[.189]
DMCPT	-2.6097	.44691	-5.8393[.000]
SHOCK	.18049	.050071	3.6046[.001]

\*\*\*\*\*

R-Squared	.99739	R-Bar-Squared	.99681
S.E. of Regression	.046125	F-stat. F( 6, 27)	1721.2[.000]
Mean of Dependent Variable	4.8995	S.D. of Dependent Variable	.81702
Residual Sum of Squares	.057443	Equation Log-likelihood	60.2726
Akaike Info. Criterion	53.2726	Schwarz Bayesian Criterion	47.9304
DW-statistic	1.6013	Durbin's h-statistic	1.2011[.230]

\*\*\*\*\*

Diagnostic Tests

\*\*\*\*\*

Test Statistics	LM Version	F Version
* A: Serial Correlation*CHSQ( 1)=	1.0655[.302]*F( 1, 26)=	.84116[.367]*
* B: Functional Form *CHSQ( 1)=	2.6667[.102]*F( 1, 26)=	2.2128[.149]*
* C: Normality *CHSQ( 2)=	2.7932[.247]*	Not applicable
* D: Heteroscedasticity*CHSQ( 1)=	.17704[.674]*F( 1, 32)=	.16750[.685]*

\*\*\*\*\*

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

## جدول ۴-۸. ضرایب بلندمدت تقاضای واقعی پول با استفاده از الگوی ARDL

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach			
ARDL(1,0,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion			
Dependent variable is L200FY			
34 observations used for estimation from 1344 to 1377			
Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio [Prob]
LRGDP	1.6392	.17270	9.5315 [.000]
LNFLR	-.019678	.0069035	-2.8504 [.008]
RBDEF	.013830	.0037333	3.7045 [.001]
LRUER	-.098093	.058481	-1.6773 [.105]
LNCFE	-11.5353	1.6995	-6.7874 [.000]
SMOCK	.79779	.22286	3.5792 [.001]

با پذیرش رابطه تعادلی بلندمدت تقاضای پول، می‌توان آن را در کوتاه‌مدت نیز برآورد نمود و مورد بررسی قرار داد. وجود هم‌گرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌آورد. عمده‌ترین دلیل استفاده از این الگوها آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد.

برای تنظیم الگوی تصحیح خطا کافی است که جمله‌های خطای مربوط به رگرسیون هم‌گرایی در جدول ۴-۸ را با یک وقفه زمانی به عنوان یک متغیر توضیح دهنده در کنار تفاضل مرتبه اول دیگر متغیرهای الگو قرار دهیم و سپس با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، ضرایب الگو را برآورد کنیم. در نرم‌افزار مایکروفیت این امکان وجود دارد که وقتی الگوی تعادلی بلندمدت مرتبط با الگوی ARDL استخراج شد، الگوی تصحیح خطای مربوط به آن را نیز ارائه کند. نتایج مربوط به این الگو در جدول ۴-۹ ارائه شده است. ضریب جمله تصحیح خطا (ECT)<sup>۱</sup> که نشان دهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت می‌باشد، با رقم ۰/۲۲- بیانگر سرعت نسبتاً کند در تعدیل می‌باشد. براساس این رقم در هر سال حدود ۲۲ درصد از عدم تعادل یک دوره در تقاضای پول در دوره بعد تعدیل می‌شود.

## جدول ۴-۹. الگوی تصحیح خطای تابع تقاضای واقعی پول در ایران

Error Correction Representation for the Selected ARDL Model  
ARDL(1,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is dLRMNY  
34 observations used for estimation from 1344 to 1377

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
dLRGDP	.37084	.059161	6.2684[.000]
dINFRLR	-.0044517	.0011155	-3.9907[.000]
dRDEDEF	.0031288	.0011767	2.6589[.013]
dLREXR	-.022192	.016463	-1.3480[.189]
dINCPT	-2.6097	.44691	-5.8393[.000]
dSHOCK	.18049	.050071	3.6046[.001]
ecm(-1)	-.22623	.043187	-5.2384[.000]

List of additional temporary variables created:

dLRMNY = LRMNY-LRMNY(-1)  
dLRGDP = LRGDP-LRGDP(-1)  
dINFRLR = INFRLR-INFRLR(-1)  
dRDEDEF = RDEDEF-RDEDEF(-1)  
dLREXR = LREXR-LREXR(-1)  
dINCPT = INCPT-INCPT(-1)  
dSHOCK = SHOCK-SHOCK(-1)

$$ecm = LRMNY - 1.6392 * LRGDP + .019678 * INFRLR - .012930 * RDEDEF + .088093 * LREXR + 11.5853 * INCPT - .79779 * SHOCK$$

R-Squared	.82046	R-Bar-Squared	.79034
S.E. of Regression	.046125	F-stat.	F( 6, 27) 21.7335[.000]
Mean of Dependent Variable	.078869	S.D. of Dependent Variable	.10074
Residual Sum of Squares	.057443	Equation Log-Likelihood	60.2726
Akaike Info. Criterion	53.2726	Schwarz Bayesian Criterion	47.9304
DW-Statistic	1.6013		

R-Squared and R-Bar-Squared measures refer to the dependent variable dLRMNY and in cases where the error correction model is highly restricted, these measures could become negative.

## ۵. خلاصه و نتیجه گیری

بررسی تابع تقاضای پول از دیدگاه تحلیل مسائل اقتصاد کلان و سیاست‌گذاری اقتصادی برای حل و فصل آنها اهمیت زیادی دارد. بنابراین، شناخت درست و دقیق این تابع که متضمن همه متغیرهای اساسی و تأثیرگذار می‌باشد، زمینه لازم را برای به کارگیری موفقیت‌آمیز سیاست‌های اقتصادی فراهم می‌کند.



طی سه دهه اخیر، کسری بودجه دولت‌ها به عنوان یک عامل تأثیرگذار بر تقاضای پول در میان کشورهای مختلف مطرح شده است. در ادبیات اقتصادی، سه دیدگاه نظری پیرامون آثار کسری‌های بودجه بر متغیرهای اقتصادی مانند تقاضای پول شکل گرفته است که از جهات گوناگونی با یکدیگر اختلاف دارند. براساس دیدگاه نئوکلاسیک، تأثیر فوری کسری بودجه دولت به شکل موقتی آن می‌تواند بسیار ناچیز و قابل چشم‌پوشی باشد، اما کسری‌های دایمی می‌توانند در دو حالت اقتصاد بسته یا باز، اثرات متفاوتی باشند. در دیدگاه کینزی، سازوکار تأثیرگذاری کسری بودجه بر تقاضای پول از طریق اثر ثروت صورت می‌گیرد، بر مبنای این دیدگاه، افزایش کسری بودجه باعث افزایش مبادلات اقتصادی می‌شود و تقاضای پول را افزایش می‌دهد. دیدگاه برابری ریکاردویی، وجود هر گونه ارتباط میان کسری بودجه دولت و دیگر متغیرهای اقتصادی را نفی می‌کند.

با توجه به سابقهٔ دیرین کسری بودجه دولت در اقتصاد ایران و تأثیراتی که بر متغیرهای اقتصادی داشته، بررسی تأثیرگذاری این متغیر مهم بر تقاضای پول در هنگام تدوین و اتخاذ سیاست‌های اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در پژوهش حاضر، با هدف شناخت اثرگذاری کسری بودجه بر تقاضای پول در اقتصاد ایران، کوشیده‌ایم تا رابطهٔ بلندمدت و پویایی‌های کوتاه‌مدت تقاضای پول را به دست آوریم.

برای بررسی تجربی در این مطالعه از دو روش حداکثر درست‌نمایی جوهانسن - جوسیلیوس و خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی استفاده نموده‌ایم. با توجه به مسئلهٔ انتخاب بردار مناسب از بین بردارهای هم‌گرایی و برای اطمینان یافتن از نتایج به دست آمده از روش حداکثر درست‌نمایی جوهانسن - جوسیلیوس، از روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی نیز به عنوان یک روش مکمل استفاده کردیم.

در یک جمع‌بندی می‌توان نتایج بررسی حاضر را به صورت زیر خلاصه کرد:

۱. با توجه به این که شرط ضروری برای کاربرد روش حداکثر درست‌نمایی جوهانسن - جوسیلیوس، جمع بسته از یک درجه بودن همه متغیرهای درون‌زای الگو می‌باشد، دو آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته و پرون برای بررسی درجهٔ پایایی متغیرها مورد استفاده قرار گرفت. نتایج نهایی این

آزمون‌ها نشان دادند که همه متغیرهای الگو، ناپایا از درجه یک می‌باشند.

۲. پس از تحقق شرط بالا، روش حداکثر درست‌نمایی جوهانسن - جوسیلیوس، دو بردار هم‌گرایی ارائه کرد که از میان این دو بردار، بردار هم‌گرایی اول از جهت نظریه اقتصادی، مناسب تشخیص داده شد. بر اساس این بردار هم‌گرایی، یک رابطه بلندمدت مثبت بین کسری بودجه دولت و تقاضای پول وجود دارد. در ضمن با به کارگیری روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی، به یک رابطه تعادلی بلندمدت هم‌گرایی دست یافتیم که تا حدود زیادی نتایج روش حداکثر درست‌نمایی جوهانسن - جوسیلیوس را تأیید می‌کند.

۳. برای تحلیل پویای کوتاه‌مدت روابط تعادلی بلندمدت به دست آمده از دو روش، از ابزارهای تجزیه واریانس و توابع عکس‌العمل آنی در روش حداکثر درست‌نمایی جوهانسن - جوسیلیوس و از الگوی تصحیح خطا در روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی استفاده کرده‌ایم که در هر دو روش، سرعت تعدیل کمابیش کند بوده است.

## منابع

## الف) فارسی

- خشادوریان، ادموند؛ هژبرکیانی، کامبیز. (۱۳۷۴). مروری بر نظریه‌های تعریف پول و نقدی بر تعاریف آن در ایران. مجله برنامه و توسعه. فصلنامه علمی - پژوهشی. شماره ۱۰.
- طیبیبیان، محمد؛ سوری، داود. (۱۳۷۶). تعادل بلندمدت تقاضای پول. پژوهشنامه بازرگانی. تابستان، فصلنامه ۳.
- عمادزاده، مرتضی. (۱۳۶۸). مدل تقاضای پول برای اقتصاد ایران در ارتباط با سیاستهای پولی. رساله دکتری. تهران: واحد علوم و تحقیقات دانشگاه آزاد اسلامی.
- نوفرستی، محمد. (۱۳۷۴). رابطه تقاضا برای پول با نرخ برابری ارز و نرخ تورم. برنامه و توسعه، فصلنامه علمی - پژوهشی. شماره ۱۱.
- هژبر کیانی، کامبیز. (۱۳۷۶). بررسی ثبات تقاضای پول و جنبه‌های پویایی آن در ایران. تهران: مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.

## ب) انگلیسی

- Aghevli, B., Khan, M. and Others. (1979). *Monetary Policy in Selected Asian Countries*. IMF Staff Paper.
- Arango, S. and Nadiri, M.I. (1981). Demand for Money in Open Economics. *Journal of Monetary Economics*. 7.
- Arestis, P. and Demetriades, P.O. (1991). Cointegration, Error Correction and the Demand for Money in Cyprus. *Applied Economics*. 23.
- Bahmani-Oskooee, M. (1991). The Demand for Money in an Open Economy: The United Kingdom. *Applied Economics*.
- \_\_\_\_\_ , and Malixi, M. (1991, August). Exchange Rate Sensitivity of the Demand for Money in Developing Countries. *Applied Economics*.
- \_\_\_\_\_ , and Pour - Heydarian, M. (1990). Exchange Rate Sensitivity of

- Demand for Money and Effectiveness of Fiscal and Monetary Policies. *Applied Economics*. 27.
- Banerjee, A., Dolado, J. and Master, R. (1992). *On Some Simple Tests for Cointegration: The Cost of Simplicity*. Bank of Spain Working Paper. No. 9302.
- Barro, R. (1974). Are Government Bonds Netwealth? *Journal of Political Economy*. 82.
- \_\_\_\_\_. (1989, Spring). The Ricardian Approach to Budget Deficits. *Journal Economic Perspectives*.
- Baumol, William. (1952, November). The Transaction Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach. *Quarterly Journal of Economics*.
- Bernheim, B. (1989). A Neo-Classical Perspective on Budget Deficits. *Journal of Economic Perspectives*.
- \_\_\_\_\_ and Bagwell, K. (1988). Is Everything Neutral? *Journal of Political Economy*. 96 (2).
- Cagan, Philip. (1956). *The Monetary Dynamics of Hyperinflation*. in Milton Friedman (ed), *Studies in the Quantity Theory of Money*. University of Chicago Press. Chicago.
- Chow, G. (1966, April). On the Long-Run and Short-Run Demand for Money. *Journal of Political Economy*.
- Darrat, A. F. (1986). The Demand for Money in Some Major OPEC Members: Regression Estimates and Stability Results. *Applied Economics*. 18.
- Deravi, M., Hegji, C. and Moberly, H. (1990). Government Debt and the Demand for Money: An Extreme Bound Analysis. *Economic Inquiry*. 28.
- Diamond, P.A. (1965). Nation and Debt and Neo-Classical Economic Growth. *American Economic Review*. 55.
- Dickey, D.A. and Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of The American Statistical Association*. 74.
- Eisner, R. (1989). Budget Deficits: Rhetoric and Reality. *Journal of Economic Perspectives*. 3.

- Evans, P. (1985). Do Large Deficits Produce High Interest Rates? *The American Economic Review*. 75.
- Feldstein, M. (1974). Social Security, Induced Retirement and Aggregate Capital Accumulation. *Journal of Political Economy*. 82
- \_\_\_\_\_. (1988). The Effects of Fiscal Policies when Incomes are Uncertain: A Contradiction to Ricardian Equivalence. *American Economic Review*. 78 (1).
- Friedman, Milton. (1956). *Quantity Theory of Money: A Restatement*. Studies in the Quantity Theory of Money, University of Chicago Press. Chicago.
- Gulley, O. D. (1994). An Empirical Test of the Effects on Government Deficits of Money Demand. *Applied Economics*. 26.
- Hafer, R. W. and Jansen, D. W. (1991). The Demand for Money in the United States: Evidence From Cointegration Tests. *Journal of Money, Credit and Banking*. 23, 2.
- Harris, R. I. D. (1995). Using Cointegration Analysis in Economic Modeling, *Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf*.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 52.
- Khan, M. S. (1980). Monetary Shocks and the Dynamics of Inflation. *IMF Staff Paper*. 27.
- Laidler, D. (1966). The Rate of Interest and the Demand for Money. *Journal of Political Economy*.
- Latance, H.A. (1954, November). Cash Balance and Interest Rate: A Pragmatic Approach. *Review of Economics and Statistics*.
- Lim, G. and Dixon R. (1991). Long and Short-Run Demand for Currency by Non-Bank Private Sector. *Applied Economics*. 1.
- Modigliani, F. (1961). Long-Run Implication of Alternative Fiscal Policies and the Burden of Debt. *Economic Journal*. 71.
- Mohammadi, H. and Smith, C. (1993). The Distribution of Income, Value of Time, and

- The Demand for Real Balances. *The Quarterly Review of Economics and Finance*. 33, 3.
- Perron, P. (1989). The Great Cash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis. *Econometrica*. 56, 6.
- Pesaran, M.H. and Shin, Y. (1995). *An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis*. University of Cambridge, DAE Working Paper. No. 9514.
- Seater, J. J. (1993). Ricardian Equivalence. *Journal of Economic Literature*. 31.
- Tanner, E. and Devereux, J. (1993). Deficits and the Demand for Money. *Southern Economic Journal*. 60.
- Tobin, James. (1956, August). The Interest Elasticity of Transaction Demand for Cash. *Review of Economics and Statistics*.
- Vamvoukas, G. A. (1998). The Relationship Between Budget Deficits and Money Demand: Evidence from a small Economy. *Applied Economics*. 30.
- Weliwita, A. and Ekanayake, E. M. (1998). Demand for Money in Sri Lanka During the Post-1977 Period: A Cointegration and Error Correction Analysis. *Applied Economics*. 30.
- Yellen, J. L. (1989). Symposium on the Budget Deficit. *Journal of Economic Perspectives*. 3.