Archive of SID

فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال بیست و سوم، شماره ۷۵، پاییز ۱۳۹۴، صفحات ۲۳۰-۲۱۱

رهیافتی از تقاضای پول سیدراسکی در اقتصاد ایران*

احمد گوگردچیان
استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه اصفهان
agoogerdchian@ase.ui.ac.ir
رسول بخشی دستجردی
دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه اصفهان
bakhshirasul@gmail.com
عاطفه هاشمی‌فرد
دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه اصفهان (نویسنده مسئول)
ahashemifard@ymail.com

چکیده

تقاضای پول به عنوان یک جزء کلیدی در بسیاری از نظریه‌های اقتصاد کلان مطرح و همواره موضوع بحث‌های گسترده میان اقتصاددانان بوده است. بررسی این تابع، در حل مسائل کلان اقتصاد و سیاست‌گذاری‌های مناسب، حائز اهمیت است؛ یعنی اتخاذ سیاست‌های پولی و مالی مناسب، منوط به اطلاع از شکل تابع تقاضای پول و عوامل مؤثر بر آن در اقتصاد هر کشور است. هدف اصلی این مقاله تبیین نظری و تخمین تابع تقاضای پول کشور با بهره‌گیری از الگوی سیدراسکی است. از آنجا که مصرف خصوصی در اقتصاد هر کشور بخش عمده ای از تقاضای کل را تشکیل می‌دهد، تحلیل این بخش و اثر آن بر تقاضای پول دارای اهمیت زیادی است. بدین منظور در بخش تجربی از الگوی تعدیل یافته سیدراسکی و همچنین داده‌های سالانه، طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۶۰ش، استفاده شده است. همچنین، به منظور برآورد اثر بلندمدت متغیرهای مدل بر تقاضای پول از الگوی خود توضیح دهنده با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و، برآورد اثر کوتاه‌مدت متغیرها از الگوی تصحیح خطا (ECM) استفاده شده است. نتایج تحقیق طی دوره مورد بررسی حاکی از آن است که مصرف دارای اثر مثبت و معنادار بر تقاضای پول در دوره کوتاه مدت و بلندمدت است. بنابراین، رابطه‌ای تعادلی و بلندمدت بین تقاضای پول و مصرف بخش خصوصی وجود دارد. مالیات تورمی نیز در دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر مثبت و معناداری بر تقاضای پول داشته، اما مالیات مصرفی اثر معناداری بر تقاضای پول در دوره مورد بررسی نداشته است.

طبقه بندی JEL : *C32,C13,C01,E41*.
واژه‌های کلیدی: *تقاضای پول، مصرف، الگوی سیدراسکی، الگوی خود توضیح دهنده با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، مالیات تورمی، مالیات مصرفی.*

---

* این مقاله مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی ارشد عاطفه هاشمی‌فرد است.
** **تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۲/۲۲** **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۶/۲۰**

www.SID.ir

Archive of SID

۱. مقدمه

برآورد تابع تقاضای پول، موضوعی بحث‌انگیز در ادبیات تجربی اقتصاد است. تابع تقاضای پول باثبات و مدیریت شده برای تحلیل‌های سیاستی و پیش‌بینی مورد نیاز است. برای رسیدن به نتیجه موفقیت آمیز سیاست‌های پولی و انتخاب ابزار مناسب، آگاهی از عوامل اثرگذار بر تابع تقاضای پول بسیار مهم است. فرض تئوری‌های مرسوم تقاضای پول این است که اگر اقتصاد بسته باشد، تقاضای پول براساس درآمد و هزینه فرصت و نرخ بهره کشور تعیین می‌شود. به طور تجربی، تخمین تقاضا برای پول، مورد استفاده مقامات پولی، به عنوان دستگاهی اصلی در طراحی سیاست‌ها، به منظور اثرگذاری بر مانده‌های پولی و واقعی اقتصاد است. از دهه ۱۹۸۰، تحقیقات برای تبیین عوامل مؤثر بر تقاضای پولی همچون GDP واقعی، نرخ ارز خارجی و تورم در ادبیات اقتصاد مورد توجه قرار گرفته است. به گفته فریدمن (۱۹۵۶)، ارتباط تعادلی بلندمدت پایدار بین مانده‌های حقیقی پول، درآمد حقیقی و هزینه فرصت نگهداری پول در تابع تقاضای پول وجود دارد. پژوهش‌ها، در سرتاسر جهان، از هر دو جنبه نظری و تجربی، برای تعیین عوامل مؤثر بر تقاضای بلندمدت پول صورت گرفته است.

بر این اساس، تحقیق حاضر به تبیین نظری و تجربی تابع تقاضای پول در ایران، با استفاده از الگوی تعدیل یافته سیدراسکی[1]، می‌پردازد. در این تحقیق سعی شده تا علاوه بر متغیرهای معمول استفاده شده در تحقیقات قبلی، نتایج دخالت سایر متغیرها مانند مصرف، مالیات مصرفی و مالیات تورمی در تابع تقاضای پول در ایران مورد ارزیابی قرار گیرد. در این راستا، سعی شده است تا با استفاده از تحلیل سری‌های زمانی و به کارگیری الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی، تابع تقاضای پول با استفاده از الگوی سیدراسکی برای اقتصاد ایران تخمین زده شود. همچنین، ثبات تابع تقاضا برای پول در ایران به مفهوم پایداری نسبی ضرایب برآورد شده در طول زمان با استفاده از آزمون‌های مجموع تراکمی پسماندهای بازگشتی و مربع مجموع تراکمی پسماندهای بازگشتی بررسی می‌شود.

لذا، در ادامه تبیین تئوریک تابع تقاضای پول در ایران مبتنی بر الگوی تعدیل یافته سیدراسکی ارائه و سپس تجزیه و تحلیل و برآورد مدل‌ها ذکر و در پایان نیز جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و پیشنهادات مطالعه ارائه شده است.

1. Sidrauski

www.SID.ir

Archive of SID

۲. تبیین تئوریک تابع تقاضای پول: سیر تکاملی

در مطالعاتی که در ایران، درخصوص تقاضای پول انجام شده است، متغیرهای توضیح دهنده مدل عمدتاً برگرفته از یک تحلیل تعادل عمومی نبوده و حاصل تعادل‌های جزئی است. مثلاً در بسیاری از مطالعات متغیرهای درآمد ملی و نرخ بهره به عنوان توضیح‌دهنده‌های تقاضای پول، از الگوهای جزئی استخراج شده و اثر آنها نیز به صورت جدا بحث شده است. حال آنکه کلیه متغیرهای توضیح‌دهنده تابع تقاضای پول، در مطالعه حاضر، برگرفته از یک مدل تعادل عمومی پویا هستند. طبیعتاً تحلیل چنین تابع تقاضایی برای پول از جنبه سیاست‌گذاری متفاوت از توابع تقاضای حاصل از تعادل‌های جزئی است که در آنها برای فهم اثر یک متغیر بر توابع تقاضا، باید اثر بقیه را ثابت فرض نمود.

درخصوص استفاده از الگوی سیدراسکی و قابلیت‌های این الگو نیز باید گفت که الگوی پولی سیدراسکی، در واقع، کوششی است برای پاسخ به دیدگاه کینزین‌ها که مدعی بودند پول می‌تواند متغیرهای واقعی نظیر سرمایه‌گذاری و تولید واقعی را متأثر نماید. جیمز توبین[1] (۱۹۶۵)، به‌عنوان یک اقتصاددان کینزگرا، در قالب یک مدل رشد پولی سعی کرد تا پول را وارد یک الگوی رشد کند. در الگوی پولی توبین، به وضوح، اثر واقعی مانده‌های پولی و تشکیل سرمایه واقعی و تولید قابل مشاهده است. مطالعه توبین نشان می‌داد که نظریه پولی کینزین‌ها در بلندمدت نیز می‌تواند صادق باشد و در واقع نقدی بود بر این مدعای کلاسیکی که نظریه کینز زیرمجموعه و جزئی از نظریه کلاسیکی پول است.

اما بیش از دو سال از انتشار مقاله توبین نگذشته بود که نظرگاه کلاسیکی پاسخ محکمی به نظریه توبین داد. میگل سیدراسکی (۱۹۶۷) در مقاله خود نشان داد که حتی اگر پول را در یک الگوی رشد وارد نماییم (یعنی آن چیزی که توبین می‌گوید)، می‌توان خنثایی و حتی ابرخنثایی پول را در بلندمدت نتیجه گرفت. مدل سیدراسکی از لحاظ مبانی نظری، از استحکام و اعتبار بالاتری نسبت به مدل توبین برخوردار بود. مدل سیدراسکی یک مدل کلان با مبنای خرد تلقی می‌شد که در فضای تعادل عمومی پویا طراحی شده است. الگوی سیدراسکی مبنایی شد برای مطالعات اقتصاددانان بعد از او که می‌خواستند، هم در نحله نیوکلاسیکی و هم در نحله نیوکینزی، درستی و سازگاری عقاید خویش را، مبتنی بر مبانی خرد، به رخ حریف بکشند.

یکی از ویژگی‌های الگوی پولی سیدراسکی - که به مقاله حاضر نیز مربوط می‌شود- تابع تقاضا برای پول است. تا قبل از مطالعه سیدراسکی توابع تقاضا برای پول فاقد مبانی اقتصاد خردی نظیر ترجیحات بین

1. Tobin

www.SID.ir

Archive of SID

زمانی و بین کالایی خانوارها، ترجیحات و محدودیت‌های تولیدکنندگان و حتی دولت بود. در مطالعات قبل از سیدراسکی، توابع تقاضا برای پول، بیشتر یک رابطه ریاضی مستخرج از چند نمودار هندسی دیگر بود (الگوی کمبریج و الگوی کینزی). اما تابع تقاضای پول در الگوی سیدراسکی کاملاً برگرفته از تصمیمات بین دوره‌ای خانوارها در تخصیص دارایی بین مصرف یا نگهداری پول و بنگاه‌های تولیدی بین تصمیم به سرمایه‌گذاری و جز اینهاست.

بنابراین، هنگامی که تابع تقاضا برای پول به جای اینکه صرفاً یک ویژگی و نتیجه چند ساده‌سازی هندسی مبتنی بر تجربه باشد و بر مبانی نظریه اقتصادی و استدلال استوار باشد، مطالعه اقتصادسنجی روی تابع، تقاضا برای پول را اعتبار می‌بخشد، به ویژه آنکه بتوان الگوی ریاضی ساخته شده برای تقاضای پول را کالیبراسیون و شبیه‌سازی کرد و نتایج آن را با نتایج مطالعه اقتصادسنجی درهم آمیخت.

۲-۱. بررسی تئوریک تابع تقاضای پول در ایران: الگوی تعدیل یافته سیدراسکی[۱]

سیدراسکی در ۱۹۶۷م، با دنبال کردن جریان پول در اقتصاد و با قرار دادن مستقیم پول در تابع مطلوبیت، الگوی رمزی را برای مجاز داشتن هم مصرف و هم مانده‌های حقیقی پول برای ورود به تابع مطلوبیت گسترش داد. در این خصوص سیدراسکی فرض کرد اقتصاد حاوی خانوارهایی با عمر بی‌نهایت است که جمعیت آنها با نرخ n رشد می‌کند. وی بیان کرد که هر خانوار مسئله حداکثرسازی زیر را حل می‌کند و حداکثر مطلوبیت خانوار (یا واحد اقتصادی) با مسیر زمانی حرکت c_t و m_t در طول زمان ارتباط می‌یابد که می‌تواند به شکل زیر تعریف شود:

$$max\ V = \int_0^{\infty} e^{-\rho t} u(c,m)dt$$
$$u_c\ , u_m > 0 \qquad u_{cc}\ , u_{mm} < 0 \qquad (۱)$$

که c و m مصرف سرانه و مانده‌های حقیقی پولی سرانه است و ρ نرخ رجحان زمانی است. خانوار می‌تواند ثروت خود را به شکل پول یا سرمایه نگه‌داری کند (کریم زاده،۱۳۹۲).

در این تحقیق به طور خاص، یکی از توابع مطلوبیت رایج در اقتصاد، که تابع مطلوبیت *CRRA*[۲] است، مورد استفاده قرار می‌گیرد به صورت $u(c) = \frac{c^{1-\sigma}-1}{1-\sigma}$ بیان می‌شود. در این تابع، کشش

---

۱. اثبات ریاضی روابط و، به ویژه، در نظرگرفتن تابع مطلوبیت و استخراج تابع تقاضای پول براساس شرایط مرتبه اول، نوآوری پژوهشگر است.

2. Constant Relative Risk Aversion
تابع مطلوبیتی که نشان‌دهنده ثبات ریسک‌گریزی در هر دو نقطه از زمان مصرف برای مصرف‌کننده است (بلانچارد- فیشر، ۱۳۷۶)

www.SID.ir

Archive of SID

جانشینی میان مصرف در هر دو نقطه ای از زمان مانند t و s ثابت بوده و برابر$(\frac{1}{\sigma})$ است. این تابع را بر اساس ورود پول و با اندکی تغییر می‌توان به صورت زیر بیان نمود:

$$U(c,m)=\frac{c^{1-\theta}-1}{1-\theta}+\alpha\frac{m^{1-\varepsilon}-1}{1-\varepsilon} \qquad (۲)$$

تابع فوق در شکل دو تابع CRRA با کشش مطلوبیت نهایی مصرف (θ) و کشش مطلوبیت نهایی تقاضای پول (ε) است که α،θ وε پارامترهای مثبت داده شده بوده و θ و ε بزرگ‌تر به ترتیب نشان‌دهنده میل و مسیر هموار مصرف و تقاضای پول در طول زمان هستند. پارامتر α بیانگر وزن الحاقی تقاضای پول نسبت به مصرف است (گرو[1]،۲۰۱۲).

از سوی دیگر، دولتی وجود دارد که از طریق اعمال سیاست‌های پولی و مالی بر اقتصاد، اعمال حاکمیت می‌کند. پول به عنوان کالای تولیدی دولت در سبد کالاهای مصرفی خانوار قرار می‌گیرد. دولت برای تأمین مخارج بودجه‌ای خود Z مقدار مالیات ثابت و نیز Z_C[2] مالیات بر مصرف، Z_A مالیات بر دارایی و $Z_{\frac{M}{P}}$ مالیات تورمی از جامعه اخذ می‌کند. دولت، همچنین، در صورت وجود کسری بودجه از طریق فروش ارز حاصل از درآمد نفت خام به بانک مرکزی و، در صورت کافی نبودن بودجه، از طریق استقراض از بانک مرکزی، بودجه متوازن سالیانه را تنظیم می‌کند.

$$G=Z+Z_{\frac{M}{P}}.\frac{M}{P}+Z_A.A+Z_C.C \qquad (۳)$$

که G بودجه دولت، Z مالیات ثابت، $Z_{\frac{M}{P}}$ مالیات تورمی، Z_A مالیات بر دارایی و Z_C مالیات بر مصرف است (دلالی، ۱۳۹۱). درآمدهای جامعه، شامل تولید ملی، به صورت دستمزد نیروی کار یا جمعیت و سود سرمایه فیزیکی، در کنار پرداخت‌های انتقالی دولت و نیز تغییرات در ارزش برابری پول ملی با ارز خارجی، می‌تواند به صورت مصرف خصوصی، سرمایه‌گذاری، موجودی مانده حقیقی پول و نیز به صورت مانده حقیقی ارز اختصاص یابد. همچنین، می‌تواند به صورت مالیات بر مصرف، مالیات تورمی و مالیات ثابت به مخارج بودجه‌ای دولت تبدیل شود. مطمئناً کسری بودجه‌ای که در این

1.Groth

۲. مالیات بر مصرف نوعی مالیات غیر مستقیم است که بر قیمت کالاهای نهایی وضع می شود، بنابراین جزئی از قیمت کالا را تشکیل می‌دهد. کالاها و خدماتی که دراغلب کشورها مشمول مالیات برمصرف قرارمی‌گیرند عبارتند از: دخانیات، بنزین، قند و شکر و بعضی دیگر از کالاهای تجملاتی. این نوع مالیات در ایران تحت عنوان مالیات بر ارزش افزوده شناخته می شود.

www.SID.ir

Archive of SID

خصوص، امکان بروز خواهد یافت، از طریق رشد پایه پولی ناشی از استقراض بانک مرکزی یا فروش ارز حاصل از درآمد منابع طبیعی، مانند نفت تأمین می‌شود.

با استفاده از معادله (۳) می‌توان نوشت:

$$C + G + \frac{dK}{dt} + \frac{dM/dt}{P} + \frac{dM/dt}{P^*} = WN + rK + X + \frac{eR}{P^*} \qquad (۴)$$

$G،C$ مصرف خصوصی و دولتی، $\frac{dK}{dt}$ سرمایه‌گذاری، $\frac{dM/dt}{P}$ تغییرات در مانده پول حقیقی و $\frac{d(R/dt)}{P^*}$ تغییرات در نرخ ارز حقیقی P^* سطح قیمت‌های جهانی است، در مقابل WN دستمزد نیروی کار، N جمعیت، rK سود حاصل از سرمایه، X پرداخت‌های انتقالی دولت و $\frac{\varphi R}{P^*}$ درآمد حاصل از تغییرات در نرخ ارز یا تغییر در سطح قیمت‌های خارجی است.

حاصل سرانه کردن متغیرهای فوق، عبارت زیر است:

$$c + g + \frac{dk}{dt} + nk + \frac{dm}{dt} + nm + \pi m + \frac{d\vartheta}{dt} + n\vartheta + \pi^*\vartheta = w + rk + x + \varphi \qquad (۵)$$

می‌پذیریم که دارایی در اختیار فرد، شامل $A = K + \frac{M}{P} + \frac{R}{P^*}$ است؛ به نحوی‌که K موجودی سرمایه حقیقی، $\frac{M}{P}$ مانده حقیقی پول و $\frac{R}{P^*}$ میزان ارز حقیقی باشد. حال، سرانه کردن متغیرهای فوق نتیجه می‌دهد:

$$a = k + m + \vartheta \qquad (۶)$$

و با یادآوری اینکه $\frac{da}{dt} = \frac{dk}{dt} + \frac{dm}{dt} + \frac{d\vartheta}{dt}$، با جای‌گذاری رابطه (۳) در رابطه(۵) و حل آن بر حسب $\frac{da}{dt}$ می‌توان نتیجه گرفت:

$$\frac{da}{dt} = \{[w + x + a(r - n - z_a)] - [(1 - z_c)c + m(r + \pi - \mu - z_m) + \vartheta(r + \pi^* - \varphi)]\} \qquad (۷)$$

که عبارت بالا، قید تابع مطلوبیت در مسئله بهینه‌سازی پویا خواهد بود.

با ارائه مجدد تابع مطلوبیت و قید تابع می‌توان نوشت:

$$U(c, m) = \frac{c^{1-\theta} - 1}{1 - \theta} + \alpha\frac{m^{1-\varepsilon} - 1}{1 - \varepsilon} \qquad (۸)$$

$$s.t$$

$$\frac{da}{dt} = \{[w + x + a(r - n - z_a)] - [(1 - z_c)c + m(r + \pi - \mu - z_m) + \vartheta(r + \pi^* - \varphi)]\}$$

www.SID.ir

Archive of SID

برقراری تابع هامیلتونین و شروط مرتبه اول می‌تواند نتایج زیر را برقرار سازد:

(۹)

$$H = \frac{c^{1-\theta}-1}{1-\theta} + \alpha\frac{m^{1-\varepsilon}-1}{1-\varepsilon} + \lambda_t\{[w + x + a(r - n - z_a)] - [(1 - z_c)c + m(r + \pi - z_m) + \vartheta(r + \pi^* - \varphi)]\}\exp(-\rho t)$$

$$\frac{\partial H}{\partial C} = \frac{(1-\theta)^2 C^{-\theta}}{(1-\theta)^2} - \lambda(1 - z_C) = 0 \quad (۱۰)$$

(۱۱)

$$\frac{\partial H}{\partial m} = \alpha\frac{(1-\varepsilon)^2 m^{-\varepsilon}}{(1-\varepsilon)^2} - \lambda(r + \pi - z_m) = 0$$

$$\frac{\partial H}{\partial a} = -\frac{d\lambda}{dt} \rightarrow (r - n - z_a)\lambda e^{-\rho t} = \frac{d(\lambda e^{-\rho t})}{dt} \quad (۱۲)$$

$$c^{-\theta} = \lambda(1 - z_c) \quad (۱۳)$$

$$\alpha m^{-\varepsilon} = \lambda(r + \pi - z_m) \quad (۱۴)$$

$$\frac{c^{-\theta}}{\alpha m^{-\varepsilon}} = \frac{(1-z_c)}{(r+\pi-z_m)} \quad (۱۵)$$

$$m = \alpha^{\frac{1}{\varepsilon}} c^{\frac{\theta}{\varepsilon}} \left(\frac{1-z_c}{r+\pi-z_m}\right)^{\frac{1}{\varepsilon}} \quad (۱۶)$$

بنابراین، با توجه به رابطه بالا می‌توان نتیجه گرفت که تقاضای پول تابع مستقیمی از مصرف و همچنین تابعی از مالیات مصرفی و مالیات تورمی است.همچنین، در بخش مبانی نظری الگوی سیدراسکی و براساس شرایط مرتبه اول استخراج شده نیز ملاحظه گردید که مانده‌های حقیقی پول تابعی از مصرف، نرخ تورم و نرخ بهره است:

$$m = f(c, \pi, r, z_c, z_m) \quad (۱۷)$$

اما، جهت محاسبه مالیات تورمی می‌توان به صورت زیر رابطه محاسباتی مالیات تورمی را به دست آورد، اگر M حجم پول، m ضریب تکاثر پولی و H پایه پولی باشد در این‌صورت :

$$M = m.H \quad \rightarrow \quad H = \frac{M}{m} \quad (۱۸)$$

با فرض اینکه عامل اصلی تغییر در پایه پولی، بدهی دولت به بانک مرکزی باشد، درآمد ناشی از حق الضرب برابر تغییر در پایه پولی خواهد بود و به صورت $S = \frac{dH}{dt}$ تعریف می‌شود که S درآمد ناشی از چاپ پول یا حق الضرب است. رابطه فوق را می‌توان به صورت زیر بازنویسی نمود:

www.SID.ir

Archive of SID

$$S = \frac{dH}{dt} = \frac{1}{m}\frac{dM}{dt} \rightarrow S = \frac{1}{m}\frac{dM}{dt}\frac{M}{M} = \frac{1}{m}\dot{M}M \rightarrow S = H.\dot{M} \quad (۱۹)$$

که در آن $\dot{M}$ نرخ رشد حجم پول است. همان‌طور که اشاره شد آن میزان از افزایش حجم پول منتشر شده منجر به ایجاد تورم و مالیات تورمی می‌گردد که متناسب با افزایش رشد تولید ناخالص داخلی نباشد. در این صورت می‌توان مالیات تورمی را به صورت زیر تعریف کرد:

$$IT = H.(\dot{M} - \dot{Y}) = H.\pi \quad (۲۰)$$

که π نرخ تورم است. بنابراین، میزان مالیات تورمی با استفاده از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

مالیات تورمی = نرخ تورم × پایه پولی

نرخ تورم نیز با استفاده از شاخص قیمت مصرف‌کننده به قیمت‌های سال ۱۳۸۳ محاسبه شده است. در این پژوهش از نسبت مالیات تورمی به صورت زیر استفاده خواهیم کرد:

$$\text{مالیات تورمی} = Z_m = \frac{IT}{GT} \quad (۲۱)$$

که GT درآمدهای مالیاتی دولت می‌باشد.

شایان یادآوری است که در این پژوهش عرضه و تقاضای پول باهم برابر خواهند بود (رحمانی، ۱۳۹۱).

۳. تجزیه و تحلیل و برآورد مدل

با توجه به مبانی الگوی سیدراسکی و بر اساس روابط ذکر شده در بالا (رابطه ۱۷)، ملاحظه شد تقاضای پول تابعی از مصرف، نرخ بهره، نرخ تورم، مالیات مصرفی و مالیات تورمی است. بر همین اساس، می‌توان معادله زیر برای ارزیابی الگوی تقاضای پول سیدراسکی در اقتصاد ایران تصریح و برآورد نمود:

$$\ln M_2 = C + \beta_1 \ln CO + \beta_2 \ln Z_c + \beta_3 \ln Z_m + \beta_4 INF + \beta_5 r + \beta_6 D84 + \beta_7 t + U_t \quad (۲۲)$$

که در آن:

$ln M_2$= لگاریتم حجم نقدینگی حقیقی

lCO = لگاریتم مصرف نهایی بخش خصوصی به قیمت ثابت سال ۸۳

lnz_c = لگاریتم مالیات مصرفی حقیقی

lnz_m = لگاریتممالیات تورمی حقیقی

INF = نرخ تورم

r = نرخ بهره

C = عرض از مبدأ

D84 = متغیر موهومی افزایش حجم پول در سال ۱۳۸۴

www.SID.ir

Archive of SID

t = متغیر روند است.

در مدل ارائه شده در این مطالعه اطلاعات و داده‌های آماری از حساب‌های ملی بانک مرکزی، بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی، نماگرهای اقتصادی و جز اینها، طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۶۰ش، استفاده شده است.

تکنیک به کار رفته در این تحقیق، تکنیک‌های هم‌جمعی در اقتصاد سنجی به خصوص روش ARDL است. مدل‌های خود توضیح‌دهنده با وقفه‌های توزیعی، مدل‌های تک‌معادله‌ای هستند که در سمت راست، علاوه بر متغیرهای مستقل، از وقفه متغیرهای وابسته و مستقل نیز استفاده می‌شود، درحالی‌که در مدل (۲۲) در بالا وقفه‌ها لحاظ نشده‌اند. اما نکته قابل توجه این است که نرم‌افزار microfit خود توانایی شناسایی و لحاظ کردن وقفه‌ها را دارد و تعداد وقفه‌های بهینه را به محقق ارائه می‌دهد و لزومی ندارد که در مدل‌های مورد استفاده متغیرها به وقفه وارد شوند.

۳-۱. آزمون ریشه واحد

به کارگیری روش‌های سنتی در اقتصادسنجی بر فرض ایستایی[1] متغیرهاست. اما مطالعات نشان می‌دهد که چنین فرضی برای بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی نادرست است و میانگین یا واریانس در اغلب سری‌های زمانی به زمان بستگی دارد. بنابراین، برای جلوگیری از ایجاد رگرسیون ساختگی و سایر مشکلات مرتبط با آن، لازم است تا وضعیت متغیرهای مورد بررسی در الگو از نظر ایستایی بررسی شود. از این‌رو، در این پژوهش از دو آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته و فیلیپس – پرون استفاده می‌شود. اگر قدر مطلق آماره آزمون از قدر مطلق کمیت بحرانی ارائه شده بزرگ‌تر باشد فرضیه H_0 و به عبارتی وجود ریشه واحد رد می‌شود (نوفرستی، ۱۳۷۸).

نتایج آزمون‌های یادشده در سطح و تفاضل اول سری‌های زمانی الگو در زیر ارائه شده است.

1. Stationary

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱. آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته و فیلیپس- پرون برای متغیرهای الگو

نام آزمون	آماره آزمون دیکی- فولر				آماره آزمون فیلیپس- پرون			
	سطح متغیر		تفاضل مرتبه اول		سطح متغیر		تفاضل مرتبه اول	
نام متغیر	بدون روند	با روند	بدون روند	با روند	بدون روند	با روند	بدون روند	با روند
LM_2	۲/۸۵	-۰/۵۵	-۳/۲۱	-۴/۴۱	۲/۴۵	-۰/۶۱	-۳/۲۴	-۴/۳
LCO	۰/۶۷	-۱/۷۸	-۵/۴۹	-۵/۸۴	۲/۰۹	-۱/۳۱	-۵/۶۳	-۱۳/۲۵
LZc	۱/۴۳	-۰/۶۱	-۵/۰۱	-۵/۷۳	۴/۲۳	۰/۱۹	-۵	-۹/۳
LZ_M	-۲/۴۲	-۲/۷۸	-۵/۰۷	-۴/۸۱	-۲/۲۱	-۲/۴۱	-۸/۴۲	-۸/۱۴
R	-۴/۱۵	-۴/۱۴	-	-	-۴/۸۶	-۴/۸۴	-	-
INF	-۲/۸۲	-۲/۷۳	-۵/۵۱	-۵/۴۵	-۲/۵۸	-۲/۵۹	-۷/۹۳	-۸/۶۲

مأخذ: محاسبات تحقیق

مقادیر بحرانی آزمون‌ها (در سطح ۱٪): بدون روند :۳/۶۶- بارروند :۴/۲۸-

مقادیر بحرانی آزمون‌ها (در سطح ۵٪): بدون روند :۲/۹۶- بارروند :۳/۵۶-

مقادیر بحرانی آزمون‌ها (در سطح ۱۰٪): بدون روند :۲/۶۱- بارروند :۳/۲۱-

همچنان که مشاهده می‌شود تنها متغیر در سطح مانا که فرضیه مبنی بر مانا بودن آن پذیرفته می‌شود متغیر نرخ بهره است. در مورد متغیرهای مصرف، مالیات مصرفی، مالیات تورمی و نرخ تورم نیز، همان‌طور که نشان داده شده است، در هر دو مدل با عرض از مبدأ و با عرض از مبدأ و روند در هر سه سطح اطمینان ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ فرضیه مقابل که مبنی بر مانا بودن این متغیرهاست، پذیرفته می‌شود. متغیر حجم نقدینگی در مدل با عرض از مبدأ تنها در سطح ۵٪ و ۱۰٪ معنادار است و در مدل با عرض از مبدأ و روند در هر سه سطح فرضیه مبنی بر مانا بودن آن پذیرفته می‌شود. همچنین، نتایج آزمون فیلیپس - پرون نتایج آزمون دیکی فولر را تأیید می‌کند.

۳-۲. برآورد الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی *ARDL*

با توجه به مبانی نظری مربوط به الگوی سیدراسکی، الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی زیر، به منظور تفسیر رفتار تقاضای پول M_2 در نظرگرفته شده است:

www.SID.ir

Archive of SID

$$LM_{2t}=\sum_{j=1}^{P_1}\beta_{1j}LM_{2t-j}+\sum_{j=0}^{P_2}\beta_{2j}LCO_{t-j}+\sum_{j=0}^{P_3}\beta_{3j}LZ_{c_{t-j}}+\sum_{j=0}^{P_4}\beta_{4j}LZ_{m_{t-j}}+\sum_{j=0}^{P_5}\beta_{5j}INF_{t-j}+\sum_{j=0}^{P_6}\beta_{6j}r_{t-j}+\sum_{j=0}^{p_7}\beta_{7jD_{t-j}}$$

با توجه به دوره زمانی مورد مطالعه، ۱۳۹۲-۱۳۶۰ش، برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه متغیرهای الگو از معیار شوارتز- بیزین استفاده شده است. براین اساس، وقفه بهینه برای متغیر حجم نقدینگی، مصرف، مالیات تورمی و نرخ بهره یک است و مالیات مصرفی و نرخ تورم وقفه صفر دارد.

نتایج الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی در جدول (۲) نشان داده شده است.

جدول ۲. برآورد تخمین تابع تقاضای پول به روش *ARDL*

متغیر	ضریب برآورد شده	مقدار آماره t	مقدار احتمال
$LM_2(-1)$	۰/۳۴۵۵۴	۲/۵۳۵۱	۰/۰۲۰
LCO	۰/۶۹۲۳۲	۴/۶۲۸۶	۰/۰۰۰
LCO(-1)	۰/۴۹۵۴۴	۳/۲۰۵۸	۰/۰۰۴
LZ_c	-۰/۰۲۲۴۹	-۱/۴۶۱۴	۰/۱۵۹
LZ_m	۰/۰۰۰۷۳۹۶	۲/۰۹۳۰	۰/۰۴۹
$LZ_m(-1)$	۰/۰۰۰۸۰۴۶	۳/۴۷۱۵	۰/۰۰۲
R	-۰/۰۰۳۷۱۷۹	-۲/۷۰۱۱	۰/۰۱۴
R(-1)	-۰/۰۰۳۴۴۴۹	-۲/۲۴۵۴	۰/۰۳۶
INF	-۰/۰۰۶۱۶۶۴	-۳/۴۹۰۰	۰/۰۰۲
C	-۴/۴۱۱۵	-۳/۹۵۰۲	۰/۰۰۱
T	-۰/۰۱۲۰۸۳	-۳/۰۲۱۷	۰/۰۰۷
D84	۰/۰۷۱۳۵۴	۱/۳۶۶۷	۰/۱۸۷

R^2= ۰/۹۹۶۵۲ DW= ۱/۹۳۵۶ SBC= ۴۲/۲۵۳۶ F(۱۱,۲۰) = ۵۲۰/۰۶۹۳

مأخذ: محاسبات تحقیق

R^2 بالای مدل بیانگر این است که ۹۹ درصد تغییرات مربوط به متغیر وابسته مدل توسط متغیرهای توضیحی توضیح داده شده است. نتایج حاصل از تخمین *ARDL* در جدول (۲) نشان‌دهنده وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای موجود در مدل و تقاضای پول است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۳. نتایج آزمون‌های تشخیص مدل

آزمون‌های آماری	ضریب لاگرانژ	آمارهF
فرضیه عدم خود همبستگی بین جملات پسماند	۰/۰۰۴۲۲۴۹(۰/۹۴۸)	۰/۰۰۲۵۰۸۹(۰/۹۶۱)
فرضیه تصریح غلط فرم تابعی	۰/۴۶۸۴۴ (۰/۴۹۴)	۰/۲۸۲۲۷ (۰/۶۰۱)
فرضیه نرمال نبودن جملات پسماند	۱/۱۰۶۷ (۰/۵۷۵)	.....
فرضیه عدم واریانس ناهمسانی	۱/۸۷۳۱(۰/۱۷۱)	۱/۸۶۵۲ (۰/۱۸۲)

مأخذ: محاسبات تحقیق

همانطور که در جدول (۳) ملاحظه می‌شود، سطر اول بیانگر ضریب لاگرانژ از همبستگی سریالی باقیمانده‌هاست که دارای توزیع $\chi^2(1)$ و آماره $F(1,19)$ است که در اینجا فرضیه H_0 مبنی بر عدم خودهمبستگی با اطمینان ۹۵ درصد تأیید می‌شود. در واقع، این آزمون تأییدکننده عدم وجود خودهمبستگی است. سطر دوم آزمون رمزی با توزیع $\chi^2(1)$ و آماره $F(1,19)$ است که درست تصریح شدن فرم تابعی را بررسی می‌کند. فرض H_0 در این آزمون عدم تصریح نادرست فرم تابعی است که در اینجا با توجه به آماره-های آزمون با اطمینان ۹۵ درصد، نمی‌توان آن را رد کرد و فرض درست تصریح شدن مدل پذیرفته می‌شود. برای بررسی واریانس همسانی باقی‌مانده‌ها از آزمون سطر سوم با توزیع $\chi^2(1)$ و آماره $F(1,19)$ استفاده می‌کنیم. نتایج به دست آمده نشان می‌دهدکه باقیمانده‌ها با اطمینان ۹۵ درصد دارای واریانس همسانی هستند. بنابراین، براساس نتایج آزمون شناختی فوق، اعتبار آماری تأیید می‌شود و نشان‌دهنده نقض نشدن تمامی فروض کلاسیک است.

بلافاصله پس از تخمین معادله پویا (کوتاه‌مدت) باید آزمون وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت را انجام داد. برای انجام این آزمون باید مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته، از یک کسر بر انحراف معیارش تقسیم شود.

آماره محاسباتی به صورت زیر حاصل شده است:

$$t = \frac{.۳۴۴۵۵-۱}{.۱۳۶۳} = -۴/۸۰۱۹$$

آماره محاسباتی برابر با ۴/۸۰- است، به دلیل اینکه قدر مطلق این آماره از مقدار بحرانی جدول بنرجی، دولادو و مستر (۴,۴۳-) بیشتر است، بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه بلندمدت رد می‌شود و بنابراین، رابطه بلندمدت وجود دارد.

www.SID.ir

Archive of SID

۳-۳. تحلیل بلندمدت تابع تقاضای پول

بعد از تعیین تعداد وقفه‌های مربوط به متغیرهای مدل، می‌توان ضرایب مربوط به روابط بلندمدت را برآورد نمود. این نتایج در جدول (۴) نشان داده شده است.

جدول ۴. برآورد ضرایب الگوی بلندمدت تقاضا برای نقدینگی M_2

متغیرهای توضیحی	ضرایب برآورد شده	مقدار آماره t
LCO	۱/۸۱۴۹	(۰/۰۰۰)۹/۱۱۵۱
LZc	-۰/۰۰۰۰۰۳۴۳۶	-۱/۵۶۶۷(۰/۱۳۳)
LZm	۰/۰۰۲۳۵۹۶	۴/۲۹۷۰(۰/۰۰۰)
R	-۰/۰۱۰۹۵۲	-۳/۶۳۵۰(۰/۰۰۲)
INF	-۰/۰۰۹۴۲۲۲	-۳/۰۸۸۴ (۰/۰۰۶)
D84	۰/۱۰۹۰۳	۱/۵۶۲۴ (۰/۱۳۴)

مأخذ: محاسبات تحقیق

همان‌گونه که در نتایج جدول (۴) مشاهده می‌شود، یک رابطه مثبت و معنادار بین متغیر وابسته حجم نقدینگی و مصرف نهایی بخش خصوصی وجود دارد که واکنش بلندمدت متغیر وابسته نسبت به مصرف نهایی بخش خصوصی معادل ۱/۸۱۴۹ است، یعنی اگر مصرف نهایی بخش خصوصی معادل یک واحد افزایش یابد، حجم نقدینگی تقریباً به اندازه ۱/۸واحد افزایش می‌یابد. همچنین، این نتایج بیان می‌کند که نرخ بهره و تورم اثر منفی و معناداری بر تقاضای پول دارد. براساس نظریه مقداری پول افزایش نرخ تورم سبب کاهش قدرت خرید پول می‌شود. بدین ترتیب، افراد سعی می‌کنند با تبدیل پول به سایر دارایی‌ها و، به ویژه کالای مصرفی بادوام، خود را در مقابل تورم مصون نگه دارند. بنابراین، با افزایش نرخ تورم تقاضای پول کاهش می‌یابد که علامت منفی نشان‌دهنده این رابطه معکوس است.

از آنجایی‌که تورم ناشی از افزایش حجم پول، موجب کاهش ارزش پول شده و مانند مالیاتی است که صاحبان پول در جامعه متحمل می‌شوند؛ بنابراین، با افزایش مالیات تورمی در جامعه تقاضا برای پول افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر، به تورم ناشی از خلق پول جدید به وسیله دولت، می‌توان به صورت مالیاتی بر روی پول موجود در دست مردم نگاه کرد. بدین صورت که مردم با درک تورم، سعی در تنظیم مقدار موجودی وجوه حقیقی خود نموده و به خاطر ثابت نگه‌داشتن مقدار وجوه حقیقی خود در سطح جدید، به ناچار باید بر مقدار موجودی پول خود بیفزایند که این کار به قیمت از دست دادن قسمتی از مصرف جاری آنان تمام خواهد شد. علامت مثبت این متغیر نشان دهنده رابطه مستقیم

www.SID.ir

Archive of SID

بین مالیات تورمی و تقاضای پول است. اما مالیات مصرفی و متغیر موهومی افزایش حجم پول در سال ۱۳۸۴ش، اثر معناداری بر تقاضای پول ندارد. با مقایسه میزان اثرگذاری مصرف با مالیات تورمی و نرخ بهره و تورم، مشخص می‌شود که حساسیت تقاضای پول نسبت به تغییرات مصرف بیشتر از سه متغیر مالیات تورمی، نرخ بهره و تورم است که می‌توان نتیجه گرفت که متغیر مصرف اثر چشمگیری بر تقاضای پول در کشور دارد.

۳-۴. الگوی تصحیح خطا

دلیل اصلی استفاده از الگوی تصحیح خطا آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد. برای تنظیم الگوی تصحیح خطا، پسماندهای حاصل از رابطه هم‌جمعی با یک وقفه زمانی به عنوان یک متغیر توضیحی وارد الگو می‌شود.

حال الگوی تصحیح خطای متناسب با الگوی *ARDL* به صورت زیر است :

$$LM2 = d\alpha + \beta_1 dlCO + \beta_2 dlZ_c + \beta_3 dlZ_m + \beta_4 dr + \beta_5 dINF + \beta_6 ecm(-1)$$

ضرایب مربوط به برآورد الگوی تصحیح خطا که نشان‌دهنده ارتباط بین متغیرها در کوتاه‌مدت است، در جدول (۴-۵) نشان داده شده است.

جدول ۵. برآورد ضرایب مربوط به الگوی تصحیح خطا

متغیرهای توضیحی	ضرایب برآورد شده	مقدار آماره t
Dlco	۰/۶۹۲۳۲	۴/۶۲۸۶ (۰/۰۰۰)
dlZ_c	-۰/۰۰۰۰۰۲۲۴۹	-۱/۴۶۱۴(۰/۱۵۷)
dlZ_m	۰/۰۰۰۷۳۹۶	۲/۰۹۳۰(۰/۰۴۸)
Dr	-۰/۰۰۳۷۱۷۹	-۲/۷۰۱۱(۰/۰۱۳)
Dinf	-۰/۰۰۶۱۶۶۴	-۳/۴۹۰۰ (۰/۰۰۲)
Dc	-۴/۴۱۱۵	-۳/۹۵۰۲(۰/۰۰۱)
Dt	-۰/۰۱۲۰۸۳	-۳/۰۲۱۷(۰/۰۰۶)
dD84	۰/۰۷۱۳۵۴	۱/۳۶۶۷(۰/۱۸۵)
ecm(-1)	-۰/۶۵۴۴۶	-۴/۸۰۱۴ (۰/۰۰۰)
R^2= ۰/۸۲۹۵۴ DW= ۱/۹۳۵۶ F(۸,۲۳)= ۱۲/۱۶۶۰		

مأخذ: محاسبات تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

همانگونه که از جدول (۵) ملاحظه می‌شود، ضرایب مالیات تورمی و متغیر موهومی سال ۱۳۸۴ از لحاظ آماری بی‌معنی هستند، در حالی‌که متغیر مصرف نهایی بخش خصوصی تأثیر معناداری بر تقاضای پول داشته‌اند. همچنین، مالیات تورمی، نرخ بهره و نرخ تورم بر تقاضای پول اثر دارند.

ضریب ecm(-1) در کوتاه مدت ۰/۶۵- است. این ضریب که از نظر آماری نیز معنادار است، سرعت تعدیل تعادل کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد. در واقع، این ضریب نشان می‌دهد که در هر دوره ۰/۶۵درصد از عدم تعادل در دوره بعد تعدیل (تصحیح) می‌شود. مقدار R^2 در کوتاه مدت ۸۲ درصد است. این ضریب نشان‌دهنده تعدیل کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت است. ضریب مذکور نشان از سرعت زیاد تعدیل عدم تعادل کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت دارد به طوری که نزدیک ۸۲ درصد از خطای عدم تعادل دوره قبل تعدیل می‌گردد.

۳-۵. آزمون ثبات ساختاری

لوکاس درسال ۱۹۷۶ چنین استدلال می‌کرد: «دلیلی وجود ندارد که بر این اعتقاد باشیم که ساختار قواعد تصمیم‌گیری در مناسبات اقتصادی در اثر یک مداخله سیاستی تغییر نکند.» لوکاس معتقد است که وقتی مردم و کارگزاران براساس تمام اطلاعات خود بهینه‌یابی انجام می‌دهند، پارامترهای تخمین زده شده در یک الگوی اقتصادی نسبت به تغییرات ناشی از سیاست‌گذاری‌های اقتصادی واکنش نشان داده و بی‌ثبات می‌شوند. بنابراین، انتقاد لوکاس، در واقع، تأکید بر لزوم بررسی امکان بی‌ثباتی ضرایب برآورد شده در الگوهاست. باتوجه به بحث لوکاس دیگر نمی‌توان برای کنترل، پیش‌بینی و هدایت از مدل‌های اقتصادسنجی استفاده کرد وکل فرآیند مدل‌سازی در اقتصادسنجی و پیش‌بینی‌هایی که براساس این مدل‌ها صورت می‌گیرد، زیرسؤال می‌رود. بنابراین، به منظور بررسی ثبات ضرایب از آزمون‌های مجموع تجمعی و مجموع مجذور تجمعی[1]، که در ادبیات اقتصادسنجی قدمت طولانی دارند، استفاده شده است (جعفری صمیمی و علمی، ۱۳۸۵).

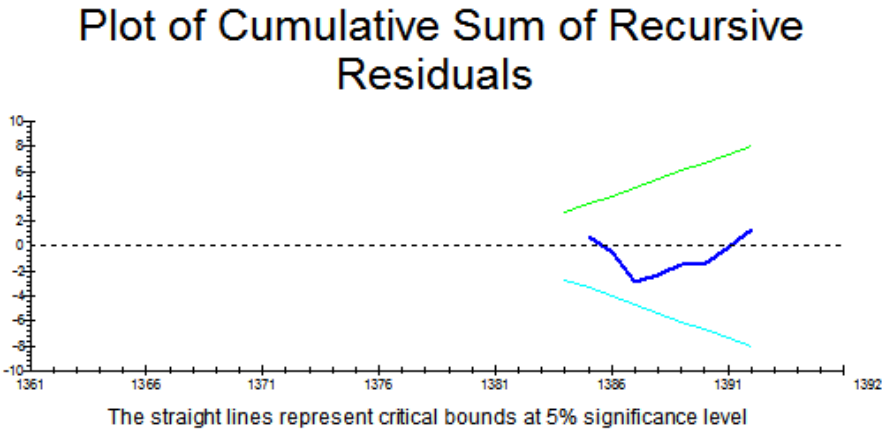
در آزمون ثبات فرضیه صفر، ثبات پارامترها را در سطح معنی‌داری ۵٪ مورد آزمون قرار می‌گیرد. فاصله اطمینان دراین دوآزمون دوخط مستقیم است که سطح اطمینان ۹۵٪ را نشان می‌دهند. چنانچه آماره آزمون در بین این دو خط قرارگیرند نمی‌توان فرضیه صفرمبنی برثبات ضرایب را ردکرد.

1. Cusum , Cusumsq

www.SID.ir

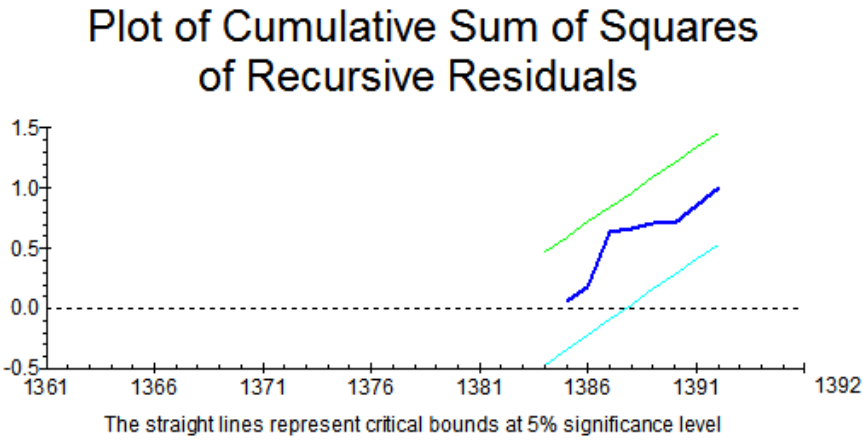
Archive of SID

نمودارهای (۱) و (۲) نتایج آزمون‌های CUSUMSQ و CUSUM را برای تابع تقاضای پول ایران نشان می‌دهند. این آماره‌ها در مقابل زمان رسم می‌شوند. همان طور که نتایج تخمین و نمودارهای پسماند تجمعی و مجذور نشان می‌دهند، فاصله اعتماد ۵ درصد توسط نمودارها قطع نشده است. بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر وجود ثبات ساختاری پذیرفته و نبود آن رد می‌شود.



نمودار ۱. نتایج آزمون ثبات ساختاری با روش محاسبه آماره پسماند تجمعی (CUSUM)

مأخذ: محاسبات تحقیق



نمودار ۲. نتایج آزمون ثبات ساختاری با روش محاسبه آماری مجذور پسماند تجمعی (CUSUMSQ)

مأخذ: محاسبات تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

۴. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

همان‌گونه که گذشت، تحقیق حاضر به تبیین نظری و تجربی تابع تقاضای پول در ایران با استفاده از الگوی تعدیل یافته سیدراسکی پرداخت. در این الگو علاوه بر متغیرهای معمول استفاده شده در تحقیقات قبلی، نتایج دخالت سایر متغیرها مانند مصرف، مالیات مصرفی و مالیات تورمی در تابع تقاضای پول در ایران مورد ارزیابی قرار گرفت. علاوه بر سایر کاربردها، الگوی سیدراسکی از آن جهت اهمیت دارد که توانست نظریه کینزین‌ها را درخصوص تأثیرات پول حداقل در بلندمدت به طرف نظریه کلاسیکی تعدیل کند. کینزین‌های جدید درقالب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) که بخش‌هایی از آن شبیه به الگوی سیدراسکی است، پذیرفته‌اند که پول هرچند درکوتاه مدت ناخنثی است، اما در بلندمدت مطابق نظر سیدراسکی خنثی است(والش[1]، ۲۰۰۳)

لذا، با استفاده از تحلیل سری‌های زمانی دوره ۱۳۹۲-۱۳۶۰ و به کارگیری الگوی خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی، تابع تقاضای پول با استفاده از الگوی سیدراسکی برای اقتصاد ایران تخمین زده شد. همچنین، ثبات تابع تقاضا برای پول در ایران یعنی پایداری نسبی ضرایب برآورد شده در طول زمان با استفاده از آزمون‌های مجموع تراکمی پسماندهای بازگشتی و مربع مجموع تراکمی پسماندهای بازگشتی بررسی شد. نتایج حاصل از مطالعه نشان داد:

- اثرات آنی متغیر مصرف نهایی بخش خصوصی دارای علامت مثبت است و این نشان می‌دهد که متغیر وابسته تقاضای پول با تغییرات مصرف رابطه مستقیم دارد و با افزایش مصرف، تقاضای پول افزایش می‌یابد. این نتیجه‌گیری در بلندمدت نیز صادق بوده و میزان این واکنش ۱/۸ می‌باشد، یعنی اگر مصرف معادل یک واحد افزایش یابد، تقاضای پول یا حجم نقدینگی در بلندمدت به میزان ۱/۸واحد افزایش می‌یابد.

- متغیر مالیات مصرفی در هر دو دوره کوتاه مدت و بلندمدت اثر معناداری بر تقاضای پول نداشته، اما مالیات تورمی در کوتاه مدت و بلندمدت اثر مثبتی بر تقاضای پول داشته است.

- رابطه مثبت و معناداری بین تقاضای نقدینگی و مصرف نهایی بخش خصوصی وجود دارد. همچنین نرخ بهره و تورم اثر منفی و معناداری بر تقاضای پول داشته اما مالیات مصرفی و متغیر موهومی افزایش حجم پول اثر معناداری بر تقاضای پول نداشته‌اند. با مقایسه میزان اثرگذاری مصرف با مالیات تورمی، نرخ بهره و تورم مشخص شد که حساسیت تقاضای پول نسبت به تغییرات مصرف بیشتر از ۳ متغیر دیگر بوده است.

1. Walsh

www.SID.ir

Archive of SID

- در ارتباط با الگوی تصحیح خطا، نتایج نشان داد که ضرایب مالیات تورمی و متغیر موهومی سال ۱۳۸۴، از لحاظ آماری، معنی‌دار نبوده در حالی‌که متغیر مصرف نهایی بخش خصوصی تأثیر معناداری بر تقاضای پول داشته است. همچنین، مالیات تورمی، نرخ بهره و نرخ تورم بر تقاضای پول اثر داشته‌اند.

در مجموع، نتایج الگوی اقتصادسنجی به‌کار رفته در این مطالعه نشان داد که ضرایب متغیرهای توضیح‌دهنده تقاضای پول در ایران تقریباًمطابق با الگوی نظری به کار رفته است. یعنی نظریه پولی سیدراسکی می‌تواند شرایط اقتصاد ایران را شبیه‌سازی کند. وقتی ضرایب متغیرها و علایم آنها در مدل-سنجی مطابق با مدل نظری سیدراسکی است، یعنی الزامات و نتایج الگوی سیدراسکی در مورد ایران کم و بیش صادق است. مهم‌ترین نتیجه الگوی سیدراسکی، همان‌طور که قبلاً در بخش نظری بیان شد، خنثایی پول از جنبه تأثیر بر متغیرهای واقعی است. یعنی افزایش نقدینگی برای تأثیرگذاری بر روند درآمد و اشتغال نتیجه‌بخش نیست. لذا سیاست‌گذار اقتصادی باید بداند که نمی‌توان ازطریق افزایش نقدینگی (مثلاً ازطریق افزایش تسهیلات بانکی و دامن زدن به بدهی و پولی کردن کسری بودجه) تولید ملی و اشتغال را تحت تأثیر قرار داد.

از نوآوری‌های این پژوهش نیز می‌توان موارد زیر را یادآور شد:

استفاده از الگوی خودتوضیح‌دهنده با وقفه‌های توزیعی امکان ورود وقفه متغیرهای مستقل و وقفه متغیر وابسته رامیسر نمود.در حوزه نظری و تطبیق آن با مباحث تجربی نیز می‌توان گفت که الگوی سیدراسکی از آن جهت اهمیت دارد که توانست نظریه کینزین‌ها را درخصوص تأثیرات پول حداقل در بلندمدت به طرف نظریه کلاسیکی تعدیل کند. کینزین‌های جدید درقالب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)، که بخش‌هایی از آن شبیه به الگوی سیدراسکی است، پذیرفته‌اند که پول هرچند درکوتاه مدت ناخنثی است، اما در بلندمدت مطابق نظر سیدراسکی خنثی است. بنابراین الگویی که بتواند اثرات بلندمدت را مستقل از اثرات کوتاه مدت نشان دهد، الگوی به کار رفته در این مطالعه است. در ضمن ارائه الگوی تعدیل یافته سیدراسکی مبتنی بر ویژگی های اقتصاد ایران، که از الگوی پایه سیدراسکی شروع شده و از طریق تبیین نظری و بسط ریاضی به دست آمده، از دیگر دستاوردهای این تحقیق بوده است. ارائه نتایج تجربی نیز جهت آزمون الگوی پایه و الگوی ارائه شده بوده است. همچنین، در مطالعاتی که در ایران درمورد تقاضای پول انجام شده، متغیرهای توضیح دهنده مدل برگرفته از یک تحلیل تعادل عمومی نبوده و حاصل تعادل های جزئی بوده است. مثلاً در بسیاری مطالعات، متغیرهای درآمد ملی و نرخ بهره به عنوان توضیح دهنده‌های تقاضای پول، از الگوهای جزئی استخراج شده و اثر آنها نیز به صورت مستقل بحث شده است. حال آنکه کلیه متغیرهای توضیح دهنده

www.SID.ir

Archive of SID

تابع تقاضای پول در مطالعه حاضر برگرفته از یک مدل تعادل عمومی پویا هستند و طبیعتاً تحلیل یک چنین تابع تقاضایی برای پول از جنبه سیاست‌گذاری، متفاوت از توابع تقاضای حاصل از تعادل های جزئی است که در آنها برای فهم اثر یک متغیر بر توابع تقاضا، باید اثر بقیه را ثابت فرض نمود.

منابع

بلانچارد، اولیویر؛ فیشر، استانلی (۱۳۷۷)، *درس‌هایی در اقتصاد کلان*، ترجمه محمود ختایی و تیمور محمدی، تهران: انتشارات سازمان برنامه و بودجه.

دلالی اصفهانی، رحیم؛ صمدی، سعید؛ مجاهدی‌مؤخر، محمدمهدی؛ جباری، امیر؛ صمدی بروجنی، رضا (۱۳۹۱)، "تصریح یک مدل تورمی برای اقتصاد ایران با بهره‌گیری از بنیان‌های خرد اقتصادی"، *فصلنامه تحقیقات مدل-سازی اقتصادی*، شماره ۷، صص ۱۵۱- ۱۲۸.

رحمانی، تیمور؛ عباسی‌نژاد، حسین؛ رحمانی، عبدالصمد (۱۳۹۱)، "تحلیلی از رابطه مالیات تورمی و رشد اقتصادی در ایران"، *پژوهشنامه مالیات*، شماره ۱۵، صص ۳۵-۹.

صمیمی‌جعفری، احمد؛ علمی، زهرا؛ صادق‌زاده یزدی، علی (۱۳۸۵)، "بررسی ثبات تابع تقاضای پول در ایران: کاربرد روش جوهانسون- جوسیلیوس"، *تحقیقات اقتصادی*، شماره۷۲، صص ۲۲۵-۱۹۱.

کریم‌زاده، مصطفی (۱۳۹۲)، "تحلیل و ارزیابی الگوی پولی سیدراسکی در اقتصاد ایران"، *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۸، صص ۲۵-۱.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)، *ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی* چاپ اول، تهران: مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

Groth,Christian (2012), *lecture notes in macroeconomics. in flation and capital accumulation :the sidrauski model*, pp. 593-620.

Sidrauski, Miguel (1967), "Rational Choice and Patterns of Growth In Monetary Economy", *American Economic Review*, Vol. 57, pp. 534-544.

Tobin, James (1965), Money and Economic Growth, *Econometrica*, Vol. 33, Issue 4, Pp. 671-684.

Walsh, Carl E. (2003), *Monetary Theory and Policy*, MIT Press.

www.SID.ir

Archive of SID

www.SID.ir