تأثیر قانون بانکداری بدون ربا بر تابع تقاضای پول ایران

تاریخ دریافت: ۱۳۸۸/٤/۹ تاریخ تأیید: ۱۳۸۸/۱۱/۳۰

کریم اسلاملوئیان*

مریم ذاکری**

فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد اسلامی / سال نهم / شماره ۳۵ / پاییز ۱۳۸۸

چکیده

مقاله پیش‌رو ابتدا به بررسی تأثیر اجرای قانون بانکداری بدون ربا بر ساختار تابع تقاضای پول ایران می‌پردازد. سپس ثبات ضرائب تابع تقاضای پول را مورد مطالعه قرار می‌دهد. در مقاله از تعریف‌های محدود و گسترده پول یعنی m_1 و m_2 استفاده می‌شود. الگوها با استفاده از روش خودبرگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برآورد می‌شوند. نتیجه‌ها نشان می‌دهد که اعمال این قانون ضریب متغیر نرخ ارز در توابع تقاضا را تغییر داده اما تأثیری بر ضریب متغیرهای تورم و تولید ناخالص داخلی نداشته است. اجرای این قانون عرض از مبدأ و در نتیجه ساختار تابع تقاضای m_1 را نیز متأثر ساخته است. به منظور بررسی ثبات پارامترهای توابع تقاضا از آزمون‌های برون‌زایی و ابر برون‌زایی استفاده شده است. نتیجه‌های آزمون‌ها نشان می‌دهد که تابع تقاضای m_2 با ثبات‌تر از تقاضای m_1 است. توجه به این نتیجه اهمیت ویژه‌ای برای سیاستگذار پولی دارد.

واژگان کلیدی: *تقاضای پول، قانون بانکداری بدون ربا، برون‌زایی و ابر برون‌زایی، ثبات پارامترها، الگوی ARDL*

طبقه‌بندی JEL: E41, E42, E59.

*. دانشیار دانشگاه شیراز. Email: keslamlo@rose.shirazu.ac.ir.

**. کارشناس ارشد دانشگاه شیراز.

Archive of SID

www.SID.ir

مقدمه

در حال حاضر سه ساختار بانکی در کشورهای اسلامی مورد استفاده قرار می‌گیرد. تعدادی از کشورها از نظام بانکداری ربوی استفاده می‌کنند. در تعدادی دیگر مانند: ایران و پاکستان قانون‌های جامعی تدوین و تصویب شده تا نظام بانکی در جهت بانکداری بدون ربا حرکت کند. در این میان کشورهای دیگری هستند که هر دو نظام را به کار می‌گیرند و شعبه‌هایی از بانک‌های بدون ربا در این کشورها به فعالیت مشغول هستند.

نظام بانکی ایران از سال ۱۳۵۸ طی دوره انتقالی سه‌ساله به سمت بانکداری بدون ربا تبدیل و به بانک‌ها اجازه داده شد برای سپرده‌های مدت‌دار براساس سود بانکی و میزان سپرده، بازدهی در نظر گرفته شود. عملکرد نظام بانکداری ایران از دو جنبه تجهیز منابع پولی و اعطای تسهیلات بانکی قابل بررسی است. تجهیز منابع پولی از راه سپردهای قرض‌الحسنه جاری، پس‌انداز و سپرده‌های سرمایه‌گذاری مدت‌دار صورت می‌گیرد. به سپرده‌های قرض‌الحسنه جاری و پس‌انداز سودی تعلق نمی‌گیرد. به سپرده‌های سرمایه‌گذاری مدت‌دار (کوتاه‌مدت و بلندمدت) نیز رقم از پیش تعیین‌شده‌ای به‌صورت سود پرداخت نخواهد شد بلکه منافع حاصله از عملیات اعتباری متناسب با مدت و مبلغ سرمایه‌گذاری تقسیم می‌شود.

در ایران بانک‌ها با استفاده از عقدهای متفاوتی شامل: قرض‌الحسنه، مشارکت مدنی، مشارکت حقوقی، سرمایه‌گذاری مستقیم، مضاربه، معامله‌های سلف، فروش اقساطی، اجاره به شرط تملیک، جعاله، مزارعه، مساقات، خرید دین می‌توانند به اعطای تسهیلات بانکی بپردازند. روش‌های اعطای تسهیلات درباره فعالیت‌های تولیدی بیشترین تنوع در عقدهای مورد استفاده در مقایسه با فعالیت‌های دیگر را دارند.

با گذشت بیش از دو دهه از تصویب قانون بانکداری بدون ربا، نظام بانکی ایران هنوز با مشکل‌ها و نارسایی‌هایی روبه‌رو است. موسویان (۱۳۸٦) مشکل‌های نظام بانکی بدون ربا در ایران را این‌گونه طبقه‌بندی می‌کند:

«مشکلات و نارسایی‌های ناشی از قانون بانکداری بدون ربا، انتخاب الگوی نامناسب برای عملیاتی‌کردن قانون بانکداری بدون ربا، عدم تناسب ساختار و سازمان عملیاتی بانک‌ها با قانون، مشکل‌های آیین‌نامه‌ها و دستورالعمل‌های اجرایی، عدم آموزش درست کارکنان و

Archive of SID
www.SID.ir

مشتریان، عدم باور یا اهتمام مسؤولان و کارگزاران نظام بانکی، دولتی‌بودن نظـام بـانکی و عدم امکان رقابت صحیح بین بانک‌ها، وضعیت خاص اقتـصادی و دخالـت بـیش از حـد دولت در امور بانک‌ها» (موسویان، ۱۳۸٦: ۱۱).

با توجه به نقش مهم تقاضای پول در اجزای نظام اقتصادی و اینکه شناخت صـحیح از رفتار تقاضای پول در تجزیه و تحلیل مسائل پـولی اثرگـذار بـوده و سیاسـت‌گـذاری‌هـای اقتصادی را متأثر می‌سازد و با توجه به اعمال قانون بانکداری بـدون ربـا از دهـه شـصت، پرسش کلیدی این است که آیا اعمال این قانون باعث تغییر ساختار تابع تقاضـای پـول در ایران شده است؟ یکی از هدف‌های اصلی مقاله، بررسی این موضوع است.

افزون بر این، ثبات تابع تقاضای پول پیش‌شرط اساسـی بـرای کامیـابی سیاسـت پـولی شمرده می‌شود. بنابراین هدف دوم مقاله استفاده از آزمون‌های برون‌زایی و ابـر بـرون‌زایـی برای بررسی ثبات ضرایب متغیرهای تابع تقاضای پول در ایران است. مزیت این آزمون‌هـا نسبت به دیگر آزمون‌های ارائه‌شده جهت ثبات پارامترها این است که به‌طـور مـستقیم بـه بررسی ثبات پارامترها می‌پردازد (Engle & Hendry, 1993: 121).

بحث تقاضای پول به لحاظ نظری از زاویه‌های گوناگون مطرح شده که به برخی از آنها اشاره خواهد شد. در همین جهت مطالعه‌های کـاربردی فراوانـی در کـشورهای گونـاگون انجام شده است. گروهی از مطالعه‌ها برآورد تـابع تقاضـای کـشورها بـود. در ایـن جهـت متغیرهای مهم توضیحی در تابع تقاضا شناسایی و ضرایب مرتبط با آنهـا بـرای کـشورهای مختلف تخمین زده شده است. تفاوت بسیاری از آن‌ها در نوع متغیرها یا روش‌های برآورد بوده است. برای نمونه می‌توان به موارد ذیل اشاره کرد.

وینتراب و هوسک (Weintraub & Hosek, 1970) با بررسـی رابطـه تجربـی تقاضـای پول با نرخ بهره و درآمد به این نتیجه رسیدند که تقاضا برای تعریف گـسترده پـول یعنـی m_2 در پاسخ به تغییرهای نرخ بهره در مقایسه با تقاضای برای تعریف محدود پول یـا m_1 عکس‌العمل بیش‌تری از خود نشان می‌دهد. بلجر (Beljer, 1970) نشان می‌دهد کـه متغیـر تورم اثر منفی معناداری بر تابع تقاضای پول دارد. در مطالعه ارایـز (Arize, 1994) نیـز اثـر ضعیف تورم بر تقاضای بلندمدت پول اثبات می‌شود. همچنین شوک نفتی عامل اثرگـذاری در تغییر ساختاری تقاضای پول شناخته شده اسـت. حـرب (Harb, 2004) تـابع تقاضـای

Archive of SID
www.SID.ir

کشورهای عضو اتحادیه خلیج فارس را تخمین می‌زند. نتیجه‌های تخمین تابع تقاضای پول بر وجود بردار هم تجمعی بین متغیرها دلالت دارد.

برای کشور ایران نیز مطالعه‌های متعددی درباره تابع تقاضای پول صورت گرفته است، نوفرستی (۱۳۷٤) تأثیر تغییرات نرخ ارز و تورم بر تقاضای پول کشورمان طی سال‌های ۱۳۷۱ ـ ۱۳۳۸ را با استفاده از الگوی تعدیل جزئی بررسی می‌کند. به منظور بررسی تغییرهای ساختاری تابع تقاضای پول به علت وقوع انقلاب اسلامی دوره مورد مطالعه به دوره پیش و بعد از انقلاب تقسیم شده است. نتیجه‌های تخمین نشان می‌دهد که تغییرهای نرخ سود سپرده‌های مدت‌دار بانکی اثر محسوسی بر تقاضای پول در الگوی مورد بررسی نداشته است. آزمون چو نیز نشان می‌دهد که در میزان اثرگذاری هر یک از متغیرهای مستقل الگو بر تقاضای پول، تغییر ساختاری رخ نداده است.

طبیبیان و سوری (۱۳۷٦) نشان می‌دهد که بعد از انقلاب کشش درآمدی تقاضای واقعی پول به مقدار قابل‌توجهی کاهش یافته است. نتیجه‌های تخمین مطالعه پسران (۱۳۷۸)، تغییر ساختاری تابع تقاضای پول به علت وقوع انقلاب را تأیید می‌کند. همچنین کشش بلندمدت تقاضای پول برای تولید در دوران بعد از انقلاب نسبت به پیش از آن به میزان قابل‌توجهی کاهش یافته است. بهمنی‌اسکویی (۱۳۸۰) با استفاده از تحلیل «هم‌تجمعی یوهانسن ـ جوسیلیوس» برای دوره ۱۳٦۹ – ۱۳۳۸ نشان می‌دهد که در ایران رابطه تعادلی بلندمدت بین m_2، تولید ناخالص داخلی، میزان تورم و نرخ ارز بازار سیاه وجود دارد. نتیجه‌های تخمین مطالعه فلاحی و نگهداری (۱۳۸٤) بر این امر دلالت دارد که تقاضا برای ترازهای حقیقی در وضعیت تورمی کاهش می‌یابد.

حسینی و بخشی (۱۳۸۵) به منظور بررسی عوامل موثر بر تقاضای پول با استفاده از آمارهای یک دوره زمانی٤۲ ساله تابع تقاضای پول m_2 برآورد کرده‌اند. بین تقاضای پول و نرخ سود سپرده‌های بلندمدت رابطه معکوس وجود دارد. دهمرده و ایزدی (۱۳۸٦) به بررسی فرضیه تعدیل جزئی نرخ تورم در تابع تقاضای پول پرداخته‌اند. در تابع تقاضای پول از نرخ تورم، نرخ سود سپرده‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت به‌صورت متغیر هزینه فرصت نگهداری پول استفاده شده است. عدم معناداری وقفه‌های تورم در تابع تقاضای پول نشان می‌دهد فرضیه تعدیل جزئی تورم نقش اصلی در تابع تقاضا برای پول ایران

Archive of SID
www.SID.ir

ندارد. منفی‌بودن ضریب نرخ ارز نیز تأییدکننده اثر جانشینی نرخ ارز است.

مصطفوی و یاوری (۱۳۸٦) با رویکردی انتقادی به بررسی مطالعه‌های انجام‌شده درباره تقاضای پول ایران پرداخته و نتیجه گرفته‌اند که وارد کردن متغیرهای نادرست به مدل، اشتباه محاسباتی در فصلی‌کردن داده‌ها و واردکردن همزمان متغیرهای ایستا و غیر ایستا در تابع بلندمدت تقاضای پول، باعث به دست‌آوردن مقادیر نادرست ضرایب متغیرها و در نتیجه تفسیر نادرست از کشش‌ها شده است. نتیجه‌های تخمین بیانگر این است که تقاضای پول متأثر از تولید، تورم و نرخ ارز و نرخ بازده اتومبیل‌سواری است.

همان‌طور که ملاحظه شد مطالعه‌های پیش‌گفته با روش‌های متفاوت به برآورد تابع تقاضای پول پرداخته‌اند اما دسته دیگری از تحقیق‌ها ثبات تقاضای پول را مورد بررسی قرار داده‌اند، برای مثال دارات (۱۹۸۸) به بررسی ثبات ساختاری نظام بانکداری تونس طی دوره (۱۹۸٤ ـ ۱۹٦۰) می‌پردازد. نتیجه‌های برآوردها بیانگر این است که تقاضا برای تعریف محدود پول، m_1 با ثبات‌تر از تقاضا برای تعریف گسترده پول، m_2 است. این محقق m_1 را به عنوان تقریبی از تقاضای پول در بانکداری اسلامی در نظر می‌گیرد که بعدها مورد انتقاد واقع می‌شود. با این فرض دارات نتیجه می‌گیرد که ثبات تقاضای پول در بانکداری اسلامی بیشتر است.

یوسفی و همکاران (Yousefi et. Al, 1997) ادعای دارات (۱۹۸۸) مبنی بر ثبات بیشتر تابع تقاضای پول در نظام بانکداری اسلامی را برای کشور ایران مورد بررسی قرار داده‌اند اما قادر به رد یا تأیید این ادعا که تقاضای پول در بانکداری اسلامی با ثبات‌تر است، نبوده‌اند. بهمنی‌اسکویی و رحمان(Bahmani-Oskooee & Rehman, 2005) ثبات تابع تقاضای پول هفت کشور آسیایی در حال توسعه را بررسی می‌کنند. در این مقاله تابع تقاضای پول m_2 در کشورهای تایلند، مالزی، پاکستان و فیلیپین با ثبات بوده‌اند. درگر و همکاران (Dreger et. al, 2006) جهت بررسی اثر نرخ ارز بر تقاضای پول، تابع تقاضا برای پول ده کشور عضو اتحادیه اروپا را در چارچوب داده‌های پانل بررسی کرده‌اند. نتیجه‌ها نشان می‌دهد که تبدیل ناگهانی واحد پول کشورهایی که به تازگی عضو اتحادیه اروپا شده‌اند به یورو، باعث عدم ثبات تقاضای پول شده است. کیا و دارات (Kia & Darrat, 2007) به بررسی رفتار تابع تقاضای پول در ایران پرداخته‌اند. آنها تابع تقاضا برای m_1 و سپرده‌های

Archive of SID
www.SID.ir

مشارکت در سود (Profit-Sharing deposits) را با استفاده از مدل تصحیح خطا برآورد کرده‌اند. آنها همچنین ثبات کوتاه‌مدت و بلندمدت تقاضای‌های پیش‌گفته را بررسی کرده و نتیجه گرفته‌اند معادله تقاضا برای سپرده‌های مشارکت در سود، بیشترین ثبات و تغییرناپذیری را نسبت به تقاضا برای تعریف محدود پول داشته است.

اسلاملوئیان و حیدری (۱۳۸۲) به بررسی ثبات پارامترها در تابع تقاضای پول در ایران پرداخته‌اند. آنها نشان می‌دهند که متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز بازار سیاه و نرخ تورم برون‌زای ضعیف است. همچنین ابر برون‌زایی تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم در تابع تقاضا برای ترازهای m_1 و m_2 تأیید می‌شود. البته هدف مقاله پیش‌گفته بررسی تأثیر بانکداری بدون ربا بر ساختار تقاضای پول نیست. شهرستانی و شریفی‌رنانی (۱۳۸۷) به بررسی کشش متغیرهای تابع تقاضای پول m_2 و m_1 و ثبات آنها در ایران پرداخته‌اند. نتایج تخمین رابطه مثبت بین متغیر های درآمد و نرخ ارز با تقاضای پول و رابطه منفی بین متغیر تورم با تقاضای پول را نشان می‌دهد. همچنین آزمون مجموع مربعات فزاینده پسماندها بر عدم ثبات تابع تقاضای پول m_2 دلالت می‌کند.

مقاله پیش‌رو ابتدا با استفاده از تکنیک متغیرهای مجازی امکان تغییر ساختاری در توابع تقاضای پول برای m_2 و m_1 را برای دوره بعد از اجرای قانون بانکداری بدون ربا بررسی می‌کند. در مرحله بعد با استفاده از آزمون‌های برون‌زایی و ابر برون‌زایی، ثبات پارامترهای توابع تقاضا برای m_2 و m_1 را مورد مطالعه قرار می‌دهد. شناخت تغییرهای ساختاری در تابع تقاضای پول در نظام جدید بانکی کشور و همچنین بررسی ثبات این تابع، اهمیت ویژه‌ای برای سیاستگذاری پولی دارد. در قسمت دوم ساختار و روش برآورد الگو معرفی می‌شود. تأثیر اجرای قانون بانکداری بدون ربا بر توابع تقاضای پول از راه برآورد الگوها در قسمت سوم بررسی می‌شود. قسمت چهارم به بررسی ثبات توابع تقاضای پول اختصاص دارد. خلاصه و نتیجه‌گیری در قسمت پنجم ارائه شده است.

ساختار الگو و روش برآورد

ادبیات مربوط به تقاضای پول طی ده‌ها سال گسترش و عمق فراوان یافته و اقتصادانان برجسته‌ای در این حوزه نظریه‌های خود را در قالب کتاب‌ها و مقاله‌های فراوان منتشر

Archive of SID
www.SID.ir

کرده‌اند. عده‌ای تقاضا برای پول را مرتبط با سطح قیمت‌ها و حجم معامله‌ها دانستند. گروهی سرعت گردش پول را وارد معادله‌ها کردند. برخی تقاضا برای پول را با مطلوبیت ناشی از نگهداری پول ارتباط دادند. گروهی تقاضای پول را با سطح قیمت‌ها و درآمد مرتبط دانسته به تشریح عامل‌های موثر بر سرعت گردش پول پرداختند. کینز در نظریه انتظارات بازگشتی (Regressive Expectations) تقاضای پول را به انگیزه‌های مبادلاتی (Transaction Motive)، احتیاطی (Precautionary Motive) و سفته‌بازی (Speculative Motive) ارتباط داد. بامول(Baumol, 1952) از نظریه موجودی انبار(The InventoryTheory) استفاده کرده و تابع تقاضای پول را با حداقل‌کردن هزینه مربوط به سبد دارایی (مجموع هزینه فرصت نگه‌داری پول و هزینه فروش اوراق قرضه) نسبت به حجم پول به دست می‌آورد. در روش سبد دارایی (Portfolio Approach) توبین (Tobin, 1958) توضیح می‌دهد که افراد ثروت خود را صورت ترکیبی از دارایی‌های گوناگون که ریسک‌ها و بازدهی‌های متفاوت دارند نگهداری می‌کنند. توبین ریسک را آشکارا وارد تابع تقاضای پول کرده و باور دارد که فرد ترکیبی از ریسک ـ بازدهی را انتخاب می‌کند (Laidler, 1985: 69 - 77). عده‌ای دیگر نیز میزان ثروت، سطح عمومی‌قیمت‌ها، نرخ اوراق قرضه، سلیقه‌ها، ترجیح‌ها و انتظارها درباره آینده را از عامل‌های موثری می‌دانند که در تصمیم‌گیری مردم در تقسیم دارایی‌شان بین پول و دارایی‌های دیگر تأثیر می‌گذارد.

محققان اقتصاد اسلامی توابع گوناگونی را برای تقاضای پول مسلمانان معرفی کرده‌اند. با بررسی مطالعه‌های انجام‌شده در این‌باره با تقسیم‌بندی های متفاوتی روبه‌رو می‌شویم، برای مثال میرمعزی (۱۳۸۲) مطالعه‌های انجام‌شده درباره تقاضای پول مسلمانان را از جهت انگیزه‌های آنها به دو دسته تقسیم می‌کند. دستهٔ نخست مطالعه‌هایی است که با پیش‌فرض حذف بورس‌بازی بوده و دسته دیگر شامل تحقیق‌هایی می‌شود که بر این پایه استوار است که در اقتصاد اسلامی با توجه به حرام‌بودن بهره در اسلام، بازار اوراق قرضه وجود نداشته اما کنز پول در بازار اوراق سهام و مشارکت و دارایی‌های حقیقی مجاز است.

تعدادی از مطالعه‌ها در دسته نخست به این موضوع می‌پردازد که تقاضای پول با انگیزه معاملاتی و احتیاطی وجود دارد اما تقاضای پول با انگیزهٔ سفته‌بازی وجود ندارد. اینان برای تحلیل دیدگاه خود از نظریه مقداری پول استفاده می‌کنند، برای مثال موسایی (۱۳۸۳) بیان

Archive of SID
www.SID.ir

می‌کند که تقاضای پول در صدر اسلام به‌طور عمده تقاضای معاملاتی بوده و تقاضای سفته‌بازی به علت تحریم ربا، کنز، احتکار و ... ظهور پیدا نمی‌کند؛ از این‌رو پول جز برای انجام معامله‌ها در حال و آینده (تقاضای احتیاطی) کاربرد دیگری ندارد.

تعدادی دیگر مانند زامل و جیلانی مدعی هستند که افزون بر انگیزه معاملاتی و احتیاطی، انگیزه انفاق هم وجود دارد. آنها تقاضای معاملاتی را تابعی از درآمد و نرخ سود می‌دانند (زامل و جیلانی، ۱۳۷۸: ۱۴۳). در این دیدگاه تابع تقاضای پول به شکل ذیل است:

$$M = M_C + M_I + (M_S + M_R) = L_1(Y,\pi) + L_2(Y,\pi) + L_3(Y,\pi) + L_4(Y,\pi) \quad (۱)$$

که در آن M_C تقاضای پول برای خرید کالاهای مصرفی و خدماتی، M_I تقاضای پول برای خرید کالاهای سرمایه‌ای، M_R تقاضای احتیاطی پول، M_S تقاضای پول برای انفاق، Y درآمد و π نرخ سود است.

لطیف (۱۳۷۰) نیز تقاضای پول را به دو دسته تقاضا برای امور معیشتی، خیرات و تقاضا برای سرمایه‌گذاری و معامله‌ها (بازرگانی) تقسیم می‌کند. به عبارت دیگر:

$$M = M_\alpha + M_\beta = f(y, w, \dot{p}) + f(\rho) \quad (۲)$$

که در این رابطه M_α تقاضای پول برای امور معیشتی و خیرات است که تابعی از درآمد y، ثروت w و تورم $\dot{p}$ است و M_β تقاضای پول برای کسب درآمد است که تابعی از نرخ داخلی بازدهی سرمایه ρ است.

به‌طور نمونه‌ای از مطالعه‌های دسته دوم می‌توان به مطالعه‌های فهیم خان (۱۹۹۱)، عربی (۱۳۷۳) و محمد انور (۱۳۷۵) اشاره کرد که به اختصار نظرهای آنها را بیان می‌کنیم. فهیم خان (۱۹۹۲) تقاضای پول را به انگیزه‌های تقاضای معاملاتی، تقاضا برای مقاصد بشر دوستانه و تقاضای سفته‌بازی بیان کرد که در قالب ذیل بیان می‌شود:

$$M = ky - haR \quad (۳)$$

که در آن y سطح درآمد، a نرخ مشارکت در سود برای مالکان و R بازده سرمایه‌گذاری، k و a پارامتر ثابت هستند. عربی (۱۳۷۳) تقاضای پول را به انگیزه‌های معاملاتی، احتیاطی، معنوی و انگیزه کسب درآمد از راه خرید‌وفروش اوراق سهام و مشارکت منوط دانسته است.

Archive of SID
www.SID.ir

محمد انور (۱۳۷۵) تقاضا برای تراز حقیقی پول را تابعی از ثروت فرد (که شامل v ارزش سهام، ارزش اوراق مضاربه ϕ و ارزش اسمی پول M است)، میزان درآمد y و حاصل‌ضرب نسبت سهام صاحبان وجوه k در متوسط سود یک واحد سرمایه θ در نظر گرفت.

$$(٤)\quad \frac{M}{P} = m(k\theta, y, w) \qquad (٥)\quad w = \frac{\phi + v + M}{P}$$

با توجه به مطالعه‌های انجام‌شده، تقاضای پول مسلمانان را به پنج انگیزه تسهیل در انجام معامله‌های جاری و خرید کالاهای مصرفی، تسهیل در تأمین هزینه‌های جاری و خرید کالاهای سرمایه‌ای به وسیله بنگاه‌ها، انجام کارهای خیر، کسب سود از راه بورس‌بازی مجاز و تقاضای پول با انگیزه احتیاطی بیان کرده‌اند.

در جمع‌بندی شاید بتوان تابع تقاضا برای پول را تابعی از درآمد و هزینه فرصت نگهداری پول دانست که در نظام‌های پولی گوناگون، شکل‌ها و فرم‌های متفاوت به خود می‌گیرد. لیدلر (۱۹۸۵) تابع تقاضای پول را به‌صورت ذیل بیان می‌کند:

$$(\frac{M}{P})^{d} = f(y, oc)$$

که در این رابطه yمتغیر مقیاس یا درآمدی است که شاخصی است از مبادله‌های مربوط به فعالیت‌های اقتصادی که با افزایش آن تقاضا برای تراز حقیقی پول افزایش می‌یابد.

با توجه به ادبیات موضوع در مقاله پیش‌رو از متغیر تولید ناخالص داخلی به‌صورت متغیر مقیاس استفاده می‌شود. متغیرoc در این‌باره نیز نمایانگر هزینه فرصت نگهداری پول است که برای آن، متغیرهای نرخ بهره، نرخ تورم و نرخ تورم مورد انتظار پیشنهاد شده است. با افزایش این متغیر تقاضا برای تراز حقیقی پول کاهش می‌یابد. با توجه به دیدگاه برخی اقتصادانان مانند بهمنی اسکویی (۱۳۸۰) که در کشورهای با تورم بالا مانند ایران، متغیر تورم یا تورم مورد انتظار متغیر مناسب‌تری جهت نشان دادن هزینه فرصت نگه‌داری پول است و همچنین با توجه به اعمال قانون بانکداری بدون ربا در ایران در مقاله پیش‌رو از متغیر تورم به‌صورت متغیر هزینه فرصت پول استفاده شده است. از دیدگاه ماندل (Mundel, 1963) یکی دیگر از متغیرهایی که می‌تواند بر تابع تقاضای پول اثر بگذارد، نرخ ارز است. اوراق بهادار خارجی و ارز خارجی از جمله دارایی‌های موجود در سبد دارایی افراد است. تضعیف یا تقویت ارزش پول داخلی به تغییر قیمت آنها و در نتیجه تغییر تقاضا

Archive of SID
www.SID.ir

برای پول داخلی می‌انجامد. بنابراین در این مطالعه، متغیر نرخ ارز در تابع تقاضای پول منظور شده است. علت مثبت یا منفی‌بودن رابطه نرخ ارز با تقاضای پول به اثر ثروت و جانشینی بر می‌گردد. آرانگو و ندیری (Arango & Nadiri, 1981) باور دارد که اگر با افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول داخلی) ارزش دارایی‌های خارجی بر حسب پول داخلی افزایش یابد، ثروت فرد هم افزایش یافته و متقابلاً تقاضای وی برای پول هم فراوان خواهد شد اما اثر جانشینی باعث می‌شود که اگر با افزایش نرخ ارز، مردم انتظار کاهش بیشتر ارزش پول داخلی را داشته باشند، ممکن است تقاضای آنها برای پول خارجی افزایش یابد و پول داخلی کم‌تری نگه‌داری کنند. در صورت غلبه اثر جانشینی بر اثر ثروت، با افزایش نرخ ارز تقاضای برای پول داخلی کاهش می‌یابد. با توجه به وجود بازار آزاد ارز فعال در ایران، در مقاله پیش‌رو نرخ ارز بازار سیاه (آزاد) در تابع تقاضای پول ایران منظور شده است.

بنابراین به پیروی از برخی تحقیق‌های انجام‌شده مانند: اسلاملوئیان و حیدری (۱۳۸۲)، جعفری‌صمیمی و همکاران (۱۳۸۵)، و بهمنی‌اسکویی و رحمان (Bahmani-Oskooee & Rehman, 2005) الگوی ذیل برای بررسی تابع تقاضای پول برای ایران معرفی می‌شود:

$$\ln m_t = \alpha + \beta \ln GDP_t + \gamma \pi_t + \eta \ln EXC_t + \varepsilon_t \qquad (٦)$$

در این رابطه m_t، تراز واقعی برای پول است. برای برآورد معادله پیش‌گفته به‌جای m_t یک‌بار از تعریف محدود پول یا m_1 و بار دیگر از تعریف گسترده پول یعنی m_2 استفاده خواهد شد. GDP_t، تولید ناخالص داخلی حقیقی به‌صورت متغیر مقیاس، π_t، نرخ تورم به‌صورت شاخص هزینه فرصت نگهداری پول، EXC_t، متغیر نرخ ارز، و ε_t جمله اختلال است. ln نماد لگاریتم است. انتظار این است که با افزایش تولید ناخالص داخلی، تقاضا برای پول افزایش یابد. رابطه تورم با تقاضای پول با توجه به دیدگاه فریدمن می‌تواند مثبت و یا منفی باشد (Friedman, 1956: 1959). اگر به پول به‌صورت جزئی از ثروت نگاه شود و بر ذخیره ارزش بودن آن تأکید شود با افزایش تورم، ارزش پول پایین آمده، تقاضا برای دارایی‌های دیگر افزایش و تقاضا برای پول کاهش می‌یابد اگر بر وسیله مبادله‌بودن پول تأکید شود، با افزایش تورم، به پول بیشتری جهت خرید کالاها نیاز است و در نتیجه تقاضا برای پول افزایش می‌یابد. بنابراین با توجه به اینکه تورم موقتی باشد یا

Archive of SID
www.SID.ir

دائمی رابطه تورم با تقاضای پول مثبت یا منفی خواهد بود. درباره نرخ ارز هم می‌توان گفت اگر با افزایش نرخ ارز، اثر حاصل از جایگزینی پول خارجی به جای پول داخلی از اثر افزایش تقاضای پول به علت گران‌تر شدن کالای خارجی بیشتر شود، در این صورت انتظار بر این است که رابطه تقاضای پول و نرخ ارز منفی و در غیر این صورت مثبت شود.

پیش از بررسی ثبات تابع تقاضای پول لازم است با روش مناسب این تابع برآورد شود. یکی از روش‌هایی که در تخمین تابع تقاضای پول مناسب است روش خودبرگشت با وقفه‌های توزیعی ((Autoregressive Distributed Lag (ARDL) است. این روش امکان بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت را فراهم می‌کند. به عبارت دیگر یکی از مزیت‌های استفاده از این الگو این است که نوسان‌های کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد. پیشرفت‌هایی که در این روش صورت گرفته امکان می‌دهد که متغیرهای ایستا در کنار متغیرهای غیر ایستا به کار برده شوند و نیازی به یکسان‌بودن درجه‌های جمعی متغیرها نباشد. پسران و همکاران (Pesaran et. al) نشان دادند که اگر تعداد وقفه‌های روش خودبرگشت با وقفه‌های توضیحی به درستی تشخیص داده شود برآورد پارامترها با استفاده از این روش سازگار و کارا خواهد بود. پسران و پسران (Pesaran & Pesaran, 1997) الگوی خودبرگشت با وقفه‌های توضیحی را به‌صورت ذیل وصف می‌کنند:

$$\Phi(l,p)y_t = \sum_{i=1}^{k}\beta_i(l,q_i)x_{it} + \delta' w_t + u_t, \qquad i = 1,\cdots,k \qquad (۷)$$

$$\Phi(l,p) = 1 - \Phi_1 l - \Phi_2 l^2 - \cdots - \Phi_p l^p \qquad \beta_i(l,q_i) = 1 - \beta_{i1} l - \beta_{i2} l^2 - \cdots - \beta_{iq_i} l^{q_i}$$

در معادله پیش‌گفته l عملگر وقفه و w_t بردار متغیرهای معیّن غیرتصادفی مانند: عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، متغیر روند و متغیرهای برون‌زا با وقفه ثابت است. نرم افزار ماکروفیت معادله (۷) را با روش حداقل مربعات معمولی برای تمام ترکیبات گوناگون p, q_i, i برآورد می‌کند. پس از برآوردها، الگوی مناسب با توجه به یکی از معیارهای R^2، آکائیک (AIC)، شوارز ـ بیزین (SBC)، و حنان ـ کوئین (HQC) انتخاب می‌شوند. در مرحله بعد، در صورت تأیید وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها الگوهای کوتاه‌مدت، بلندمدت و تصحیح خطا برآورد می‌شود.

Archive of SID
www.SID.ir

پیش از برآورد الگو لازم است ایستایی (Stationary) متغیرها بررسی شود. ایستایی متغیرهای سری زمانی پیش‌شرط اساسی در برآورد الگوهای اقتصادی است. به منظور بررسی ایستایی متغیرهای سری زمانی از آزمون‌های دیکی فولر (Dickey Fuller, 1979) و دیکی فولر تعمیم‌یافته (Augmented Dickey Fuller, 1981) استفاده خواهد شد. در صورتی که متغیرها ایستا نباشند لازم است، برای جلوگیری از مسئله رگرسیون کاذب، وجود رابطه هم‌تجمعی (Cointegration) بین آنها بررسی شود. در صورت وجود متغیرهای با مرتبه جمعی یک و صفر از آزمون کرانه پسران و همکاران (۲۰۰۱) استفاده خواهد شد.

آزمون برون‌زایی و ابر برون‌زایی

پس از برآورد الگو، ثبات پارامترها بررسی شود. یکی از آزمون‌هایی که به بررسی ثبات می‌پردازد آزمون‌های برون‌زایی و ابر برون‌زایی است.* به پیروی از هرن و موسکاتلی (Hurn & Muscatelli, 1992: 544 - 546) برای آزمون برون‌زایی ابتدا هر یک از متغیرهای توضیحی موجود در تابع تقاضای پول به‌صورت جداگانه برآورد و پسماندهای معادله تخمین زده شده به‌صورت متغیر توضیحی در تابع تقاضای پول منظور شده و دوباره تابع تقاضای پول برآورد می‌شود. اگر آماره مربوط به پسماند در تابع تقاضای پول معنادار نباشد آن متغیر برون‌زای ضعیف است. به این معنا که هر چند در روابط بلندمدت حضور دارد اما مقدارش در بیرون نظام تعیین می‌شود و از خطای الگوی تقاضای پول مستقل است. در آزمون ابر برون‌زایی، پسماند و مربع پسماند هر یک از عامل‌های تعیین‌کننده تابع تقاضای پول در مراحل جداگانه به‌صورت متغیرهای توضیحی در الگوی تقاضای پول منظور شده و الگوی مربوطه برآورد می‌شود. عدم معناداری متغیر پسماند و مربع پسماندها دلیلی بر ابر برون‌زایی آن متغیر در تابع تقاضای پول است. به این معنا که آن متغیر در طول زمان تغییر نکرده و ثابت خواهد ماند. بنابراین در قسمت بعد به تشریح معادله‌های تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز و تورم به منظور انجام آزمون‌های برون‌زایی و ابر برون‌زایی برای متغیرهای موجود در تابع تقاضای پول خواهیم پرداخت.

*. برای جزئیات بیشتر برای مفهوم‌های برون‌زایی ضعیف و ابر برون‌زایی و آزمون‌های مربوطه به هرن و موسکاتلی (Hurn & Muscatelli, 1992) مراجعه شود.

Archive of SID
www.SID.ir

معادله تولید ناخالص داخلی

جهت آزمون برون‌زایی تولید ناخالص داخلی در تابع تقاضای پول، ابتدا تولید ناخالص داخلی برآورد شده است. براساس الگوی فدر (Feder, 1982) عامل‌های موجود در طرف عرضه اقتصاد مانند: سرمایه، نیروی کار، استفاده بهینه از منابع انسانی در فرایند رشد اقتصادی نقش اساسی دارد. از طرفی چون افزایش صادرات باعث افزایش تحرک سرمایه‌گذاری در بخش‌های دارای مزیت نسبی می‌شود و به کاهش محدودیت‌های ارزی می‌انجامد، در الگوی تولید ناخالص داخلی، متغیر صادرات نیز منظور شده است (قطمیری و غلامی، ۱۳۸۰). همچنین با توجه به نقش تأثیر گذار بخش دولتی بر تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی، متغیر مخارج دولتی به‌صورت یک نهاده در تابع تولید کل اقتصاد در نظر گرفته شده است. بنابراین به پیروی از اسلاملوئیان و حیدری (۱۳۸۲) تابع تولید را می‌توان به‌صورت ذیل در نظر گرفت:

$$\ln GDP_t = a_0 + a_1 \ln K_t + a_2 \ln L_t + a_3 \ln X_t + a_4 \ln GE_t + v_{1t} \quad (۸)$$

در این رابطه تولید ناخالص داخلی تابعی از سهم سرمایه‌گذاری از تولید ناخالص داخلی K_t، میزان اشتغال L_t، درآمد حاصل از صادرات کالا و خدمات X_t، مخارج دولت در اقتصاد GE_t و v_{1t} جمله اختلال این الگو در نظر گرفته شده است.

معادله نرخ ارز

به علت شکل‌گیری بازارهای موازی ارز به علت وجود نظام کنترل ارزی در سال‌های متمادی طی دوره مورد بررسی، در تابع تقاضای پول به جای استفاده از نرخ ارز رسمی، از نرخ ارز بازار آزاد استفاده می‌شود. با توجه به ادبیات موضوع و به دنبال تقوی (۱۳۷۶) و اسلاملوئیان و حیدری (۱۳۸۲) در مقاله پیش‌رو نرخ ارز FER_t تابعی از متغیرهای $NOGDP_t$ تولید ناخالص داخلی بدون نفت، MB_t میزان نقدینگی، NOX_t صادرات غیرنفتی، OI_t درآمد حاصل از صادرات نفت، CPI_t شاخص قیمت مصرف‌کننده و OER_t نرخ ارز رسمی در نظر گرفته می‌شود: (۹)

$$\ln FER_t = b_1 + b_2 \ln NOGDP_t + b_3 \ln MB_t + b_4 \ln NOX_t + b_5 \ln OI_t + b_6 \ln CPI_t + b_7 \ln OER_t + v_{2t}$$

که در آن $v2t$ جمله اختلال الگو است. در این رابطه افزایش تولید ناخالص داخلی

Archive of SID

www.SID.ir

می‌تواند به افزایش تقاضا برای واردات بیانجامد. بنابراین با فرض ثابت‌بودن شرایط دیگر، انتظار این است که اثر این متغیر بر نرخ ارز مثبت (کاهش ارزش پول ملی) باشد. افزایش نقدینگی می‌تواند به کاهش ارزش پول ملی و افزایش نرخ ارز بیانجامد. از طرف دیگر صادرات غیرنفتی به افزایش ارزش پول ملی و در نتیجه کاهش نرخ ارز می‌انجامد. هر چه درآمد حاصل از صادرات نفت افزایش یابد، انتظار این است که ارزش پول داخلی افزایش و در نتیجه نرخ ارز کاهش یابد. در این صورت علامت ضریب متناظر با متغیر درآمد حاصل از صادرات نفت منفی است. افزایش شاخص قیمت مصرف‌کننده باعث می‌شود میزان صادرات غیرنفتی کاهش و واردات افزایش یابد. بنابراین تقاضا برای ارز خارجی افزایش و ارزش پول ملی کاهش می‌یابد. با افزایش نرخ ارز رسمی، انتظار این است که نرخ ارز بازار آزاد هم افزایش یابد.

معادله تورم

برای بررسی برون‌زایی یا ابر برون‌زایی متغیر تورم در تابع تقاضای پول، ابتدا با استفاده از یک الگوی خود همبسته تورم را برآورد کرده، یک‌بار پسماند و بار دیگر مربع پسماند معادله پیش‌گفته در تابع تقاضای پول منظور می‌شود. عدم معناداری این پسماندها در تابع تقاضای پول دلیلی است بر برون‌زایی ضعیف و ابر برون‌زایی متغیر تورم در تابع تقاضای پول. الگوی برآورد شدهٔ تورم به فرم ذیل است که تورم تابعی از وقفه‌های خودش در نظر گرفته شده است:

$$\pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{r} \alpha_i \pi_{t-i} + v_{3t} \qquad (۱۰)$$

که در آن $v3t$ جمله اختلال است.

برآورد الگو و تجزیه و تحلیل نتیجه‌ها

در این قسمت با توجه به مبانی نظری بیان شده و با توجه به اینکه نظام بانکی کشور ایران در سال ۱۳۶۳ (۱۹۸٤م) دچار تغییر شده و با تصویب قانون بانکداری بدون ربا، حجمی از معامله‌ها براساس عقدهای گوناگون اسلامی اجرا می‌شود، به بررسی تأثیر این تحول‌ها بر ساختار تابع تقاضای پول پرداخته می‌شود.

جهت بررسی تأثیر تغییر نظام بانکی بر عرض از مبدأ و کشش‌های درآمدی، تورمی و

Archive of SID

www.SID.ir

نرخ ارز در تابع تقاضای پول متغیر مجازی مربوط به تغییر نظام بانکی در متغیرهای تـورم، لگاریتم تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز ضرب و با منظور کردن آنها در تابع تقاضای پـول معادله ذیل برآورد شده است:

(۱۱)

$$\ln m_t = \alpha + \beta \ln GDP_t + \gamma \pi_t + \eta \ln EXC_t + \delta \ln GDP_t * DUM1363 + \kappa \ln \pi_t * DUM1363 + \nu \ln EXC_t * DUM1363 + \rho DUM1363 + \varepsilon_t$$

در این رابطه $DUM1363$ متغیر مجازی مربوط به تغییـر نظـام بـانکی ایـران در سـال ۱۳۶۳ است که مقدار آن برای سال ۱۳۶۳ به بعد یک و برای سـال‌هـای پـیش از آن صـفر است. این متغیر تأثیر تغییر نظام بانکی بر جزء ثابت را نشان می‌دهد. اثر تغییر نظـام بـانکی بر شیب هر یک از متغیرها به‌وسـیله متغیرهـای $\ln GDP_t * DUM1363$ (حاصـل‌ضـرب لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی در متغیر مجازی)، $\pi_t * DUM1363$ (حاصل‌ضرب نرخ تورم در متغیر مجازی) و $\ln EXC_t * DUM1363$ (حاصل‌ضرب لگاریتم نرخ ارز در متغیر مجازی تغییر نظام بانکی) برآورد خواهد شد.

پیش از برآورد الگو لازم است ایستائی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. جـدول (۳) نتیجه‌های آزمون‌های دیکی فولر یا دیکی فـولر تعمـیم‌یافتـه را بـرای متغیرهـای مـورد استفاده نشان می‌دهد. بر این اسـاس فرضـیه صـفر دال بـر وجـود ریـشه واحـد بـرای متغیرهای لگاریتم تعریف گسترده پول (m_2)، لگاریتم تولید ناخالص داخلی و لگـاریتم نرخ ارز در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید می‌شود. با اعمال این آزمون بر روی تفاضـل مرتبه اول این متغیرها فرضیه صفر وجود ریشه واحد رد شـده اسـت. بنـابراین تفاضـل متغیرهای پیش‌گفته ایستا هستند و آنها مرتبه جمعی یک I(1) دارند. نتیجه‌هـای جـدول (۱) نشان می‌دهد که متغیرهای تورم و لگـاریتم تعریـف محـدود پـول (m_1) در سـطح ایستا و مرتبه جمعی صفر I(0) دارند.*

* نوع آزمون‌های ریشه واحد (دیکی ـ فولر یا دیکی ـ فولر تعمیم‌یافته) براساس معیارهای شـوارز ـ بیـزین و آکائیک انتخاب شده است.

Archive of SID
www.SID.ir

جدول ۱: آزمون ریشه واحد دیکی فولر DF و دیکی فولر تعمیم‌یافته ADF

نام آزمون	با عرض از مبدأ و بدون روند				نتایج آزمون ایستایی
	سطح متغیر		تفاضل مرتبه اول		
نام متغیر	DF	ADF	DF	ADF	
$\ln m_1$	-۳/۰۵	---	-٤/٤٥	---	I(۰)
$\ln m_2$	---	-۲/۸۰	-۳/۲۷	---	I(۱)
$\ln GDP_t$	---	-۱/٦۸	-۳/۳٦	---	I(۱)
$\ln EXC_t$	---	-/۳۹	---	-۳/۱۰	I(۱)
π_t	-۳/۰٦	---	---	---	I(۰)

آماره دیکی فولر در سطح ۹۵ درصد برای مقادیر اصلی با عرض از مبدأ و بدون روند: (-۲/۹٤)

با توجه به اینکه متغیرهای مورد استفاده از درجه‌های جمعی یک و صفر هستند. از آزمون کرانه پسران و دیگران برای بررسی رابطه بلندمدت یا هم‌تجمعی بین متغیرها استفاده شده است. نتیجه‌های این آزمون در جدول شماره (۲) ارائه شده است. براساس این آزمون رابطه بلندمدت تعادلی برای توابع تقاضا برای m_1 و m_2 تأیید می‌شود.

جدول ۲: نتیجه‌های آزمون کرانه برای تابع تقاضای پول

متغیر وابسته	$F-Statistic$	$\Pr obability$	نتیجه آزمون
$F\left(\ln m_1 \middle\vert \ln GDP_t, \pi_t, \ln EXC_t\right)$	۸/۹٦	/۰۰۰	وجود رابطه بلندمدت
$F\left(\ln m_2 \middle\vert \ln GDP_t, \pi_t, \ln EXC_t\right)$	۵/٦٦	/۰۰۱	وجود رابطه بلندمدت

آماره بحرانی پسران و همکاران در سطح اطمینان ۹۵ درصد بدون عرض از مبدأ و بدون روند (۱/٤،۹۵/۲۳)

با توجه به وجود رابطه هم‌تجمعی میان متغیرها در توابع تقاضای *m1* و *m2* اکنون به برآورد الگوی خودهمبسته با وقفه‌های توضیحی می‌پردازیم. نتیجه‌های حاصل از برآورد الگوی ARDL (معادله ۱۱) در جدول‌های ۳ و ٤ ارائه شده است. نتیجه‌های برآورد الگوی کوتاه‌مدت تابع تقاضا برای m_1 و m_2 با در نظر گرفتن متغیر مجازی مربوط به تغییر نظام بانکی در جدول ۳ ارائه شده است. وقفه‌های بهینه در الگوها با استفاده از معیار شوارز ـ بیزین انتخاب شده است.

Archive of SID
www.SID.ir

جدول ۳: نتیجه‌های برآورد الگوی کوتاه‌مدت تابع تقاضای پول با در نظر گرفتن متغیر مجازی تغییر نظام بانکی

تابع	تقاضا برای تراز پولی m_1		تقاضا برای تراز پولی m_2	
	ARDL (2,2,2,0,3,0)		ARDL (2,3,0,3,0,0)	
متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
$(\ln m_1)_{t-1}$	/۹۸	۸/۱۷	—	—
$(\ln m_1)_{t-2}$	-/٤٦	-٤/۹٥	—	—
$(\ln m_2)_{t-1}$	—	—	/۷۳	٥/٦٥
$(\ln m2)_{t-2}$	—	—	-/۳۰	-۳/۲۱
$\ln GDP_t$	/۹۱	٦/۰٤	/۷٦	٦/۹۸
$\ln GDP_{t-1}$	-۱/۱۰	-٤/۲٦	-/٥٦	-۳/۳۱
$\ln GDP_{t-2}$	۱/۱٦	٥/٤۸	/۳۸	۲/۱۳
$\ln GDP_{t-3}$	—	—	/٥٤	۳/٦٤
π_t	-/۰۱۰	-۳/۱۸	-/۰۰٤	-۱/۹۸
$\ln EXC_t$	/۲۰	۲/٥٥	/۱٥	۳/۳۰
$\ln EXC_{t-1}$	/۲۱	۱/۹٤	—	—
$\ln EXC_{t-2}$	-/۲۰	-۲/٦۲	—	—
$(\ln GDP_t * DUM1363)$	-/۲٥	-۱/۸۸	/۰٤	/٤۳
$(\ln GDP * DUM1363)_{t-1}$	—	—	-/۰۰۳	-۲/٤٦
$(\ln GDP * DUM1363)_{t-2}$	—	—	/۰۰۰۰۷	/٥٤
$(\ln GDP * DUM1363)_{t-3}$	—	—	/۰۰۲٥	۲/٥۹
$(\pi_t * DUM1363)_t$	/۰۰۳	/۹۱	/۱٤×۱۰$^{-۳}$	/۰٦
$(\ln EXC_t * DUM1363)_t$	-/۳۰	-۳/۹۹	-/۳۲	-٤/۳۰
$(\ln EXC * DUM1363)_{t-1}$	-/۰۳	-۳/۱۷	—	—
$(\ln EXC * DUM1363)_{t-2}$	-/۰۰٤	-/٤۲	—	—
$(\ln EXC * DUM1363)_{t-3}$	/۰۲	۲/۰۰	—	—
$DUM1363$	۱۰/۰۹	۲/۳٥	/٦۹	/۲۳
C	-۱۷/٥۸	-۸/۳۷	-۱۸/۸٦	-۷/۲٦

نتیجه‌های برآورد الگوهای کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که:

أ. در الگوی کوتاه‌مدت، تغییر نظام بانکی تأثیری بر عرض از مبدأ تابع تقاضای m_2 نداشته

Archive of SID
www.SID.ir

اما عرض از مبدأ تابع تقاضای m_1 را تغییر داده است؛

ب. در تابع تقاضای m_1، اجـرای قـانون بانکـداری بـدون ربـا تـأثیری برکـشش درآمـدی نگذاشته اما در تابع تقاضای m_2، وقفه نخست، این متغیر باعث کاهش کشش درآمدی شده است؛

ج. ضرایب مربوط به تأثیر تغییر نظام بانکی سال ۱۳۶۳ برکشش تـورم در توابـع تقاضـای پول m_1 و m_2 از نظر آماری معنادار نیستند. بنابراین تغییر نظام بانکی شیب نرخ تـورم را متأثر نکرده است؛

د. تغییر نظام بانکی کشش نرخ ارز تابع تقاضای پول m_1 و m_2 را متاثر کرده است.

با استفاده از برآورد الگوهای کوتاه‌مدت می‌توان نتیجه‌های مربوط بـه الگـوی بلندمـدت را استخراج کرد. این نتیجه‌ها در جدول شماره ٤ ارائه شده است. همان‌طور کـه ملاحظـه می‌شود علایم ضرایب برآورده شده مربوط به متغیرهای اصلی الگو مطابق انتظار اسـت. در الگوی‌های بلندمدت تأثیر تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز بر تقاضای پول مثبـت، و تأثیر تورم بر آن منفی است.*

جدول ٤: نتیجه‌های برآورد الگوی بلندمدت تابع تقاضای پول با در نظر گرفتن متغیر مجازی تغییر نظام بانکی

تابع	تقاضا برای تراز پولی m_1		تقاضا برای تراز پولی m_2	
متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
$\ln GDP_t$	۲/۰۲	۸/۷۳	۱/۹۵	۱۷/۰۲
π_t	-/۰۲	-۲/۱۲	-/۰۰۷	-۱/۵۱
$\ln EXC_t$	/٤۲	٦/۲۲	/۲۷	٦/٦۲
$\ln GDP_t * DUM1363$	-/۵۱	-۱/۷۵	/۰۷	/٤٤
$\pi_t * DUM1363$	/۰۰٦	/۸۲	$/۲۵\times۱۰^{-۳}$	/۰٦
$\ln EXC_t * DUM1363$	-/٦۷	-۹/۳۱	-/۵۷	-۱۳/۵٤
$DUM1363$	۲۰/۸۹	۲/۲۱	۱/۲۲	/۲۳
C	-۳٦/٤۱	-٤/۹۰	-۳۳/۰۲	-۹/۰٦
آزمون‌های تشخیصی	χ^2_{ser} =/۰۷	χ^2_{norm} =/۲۰	χ^2_{ser} =/٦۲	χ^2_{norm} =/۸٦
	χ^2_{fun} =/۱۷	χ^2_{hetros} =/۰۷	χ^2_{fun} =/۱۹	χ^2_{hetros} =/۳٦

*. توجه شود که در الگوی m_2 ضریب متناظر به نرخ تورم در سطح ۵ درصد معنادار نیست.

Archive of SID
www.SID.ir

از الگوی بلندمدت تابع تقاضای پول با در نظر گرفتن متغیر مجازی مربوط به تغییر نظام بانکی در سال ۱۳۶۳و همچنین حاصل ضرب این متغیر در متغیرهای توضیحی ملاحظه می‌شود که اجرای قانون بانکداری بدون ربا تأثیری بر شیب متغیر تولید ناخالص داخلی و تورم در توابع تقاضای m_1 و m_2 نگذاشته است. اجرای این قانون فقط باعث کاهش شیب متغیر نرخ ارز در الگوی بلندمدت این توابع شده است. یعنی با اجرای این قانون اثر جانشینی نرخ ارز (رابطه منفی نرخ ارز با تقاضای پول) بر اثر ثروت (رابطه مثبت نرخ ارز با تقاضای پول) غلبه کرده و با افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول)، تقاضای پول هم کاهش یافته است. با بررسی نتیجه‌های الگوی بلندمدت همچنین ملاحظه می‌شود که تغییر نظام بانکی ایران فقط به افزایش عرض از مبدأ تابع تقاضای m_1 انجامیده اما جزء ثابت تابع تقاضای m_2 را متأثر نکرده است.*

نتیجه‌های مربوط به آزمون‌های تشخیصی الگوها در جدول ٤ ارائه شده است. همان‌طور که آماره‌ها نشان می‌دهند، مشکل خود همبستگی، واریانس ناهمسانی، شکل تابعی و نرمال نبودن وجود ندارد. همچنین آزمون‌های مجموع فزاینده پسماندها (CUSUM) و مجموع مربعات فزاینده پسماندها (CUSUMSQ) بر روی الگوها انجام‌شده که برای صرفه‌جویی از آوردن نمودارهای مربوطه در اینجا خودداری شده است. در صورت لزوم نتیجه‌های این آزمون‌ها قابل ارائه است. نتیجه‌ها نشان داد که تابع تقاضای پول m_1 و m_2 در دوره مورد بررسی ثبات ساختاری دارند. در قسمت بعد به منظور بررسی ثبات تابع تقاضای پول آزمون‌های برون‌زایی و ابر برون‌زایی برای متغیرهای موجود در توابع تقاضای m_1 و m_2 انجام می‌شود.

آزمون‌های برون‌زایی و ابر برون‌زایی و ثبات تابع تقاضای پول

با توجه به اهمیت بررسی ثبات تابع تقاضای پول در این قسمت با استفاده از آزمون‌های برون‌زایی و ابر برون‌زایی ثبات پارامترهای تابع تقاضای پول مورد بررسی قرار

*. افزون بر این الگوی تصحیح خطای ECM توابع تقاضای پول نیز برآورد شده است. نتیجه‌ها نشان می‌دهد که ضرایب تصحیح خطا در توابع تقاضا برای m_1 و m_2 از نظر آماری معنادار و به ترتیب برابر با ٠/٤٨- و ٠/٥٧- هستند. بنابراین تقریباً نیمی از عدم تعادل‌ها در هر دوره تعدیل می‌شود. با توجه به محدویت صفحات از ارائه جزئیات نتیجه‌ها در اینجا خودداری شده است.

Archive of SID
www.SID.ir

می‌گیرد. همان‌طور که توضیح داده شد ابتدا هر یک از متغیرهای اصلی تابع تقاضای پول به‌صورت مجزا برآورد و سپس پسماند مربوطه به آن برآورد را در تابع تقاضای پول منظور کرده و آن تابع را دوباره برآورد می‌کنیم. متغیرهای اصلی توابع تقاضای پول که در قسمت پیش استفاده شد عبارت از تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز و تورم هستند.

بررسی برون‌زایی و ابر برون‌زایی متغیر تولید ناخالص داخلی

همان‌طور که در قسمت دوم توضیح داده شد، از معادله (۸) برای برآورد متغیر تولید ناخالص داخلی استفاده خواهد شد. پیش از برآورد معادله پیش‌گفته، آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر و دیکی فولر تعمیم‌یافته بر روی متغیرهای الگو، انجام شده است. برای انتخاب نوع آزمون از معیارهای شوارز ـ بیزین و آکائیک استفاده شده است. نتیجه‌ها نشان می‌دهد که لگاریتم متغیرهای تولید ناخالص داخلی، میزان اشتغال، میزان صادرات کالا و خدمات، سهم سرمایه‌گذاری از تولید ناخالص داخلی و مخارج دولت دارای مرتبه جمعی یک I(۱) هستند. به عبارت دیگر تفاضل مرتبه اول این متغیرها ایستا است.* برای بررسی وجود رابطه تعادلی بلندمدت از آزمون هم‌تجمعی یوهانسن- جوسیلیوس استفاده شده است. این آزمون وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو را تأیید می‌کند.** نتیجه برآورد معادله تولید ناخالص داخلی به‌صورت ذیل ارائه شده است:***

$$\ln GDP_t = /۷۲ \ln L_t + /۲۳ \ln K_t + /۱۳ \ln X_t + /۵۲ \ln GE_t$$

(۱۰/۸۱) (۳/۶۸) (۳/۸۷) (۲۳/۱۴)

$R^2 = /۹۸$ F= ۳۲۲/۶۷[.000] DW=۱/۸۶

آماره t داخل پرانتز نوشته شده است. تمام ضرایب از نظر آماری معنادار هستند و همان‌طور که انتظار است نیروی کار، سرمایه، صادرات و مخارج دولت تاثیر مثبت بر تولید ناخالص داخلی دارند. برای انجام آزمون برون‌زایی ضعیف متغیر تولید ناخالص داخلی در

*. برای صرفه‌جویی در جدول‌ها از آوردن نتیجه‌های این آزمون خودداری شده است.

**. با توجه به تعداد فراوانی جدول‌ها و صرفه‌جویی در متن از آوردن نتیجه‌های این آزمون خودداری شده اما در صورت لزوم نتیجه‌ها موجود است.

***. به علت عدم دسترسی به داده نیروی کار پیش از سال ۱۳۵۹ به ناچار معادله تولید ناخالص داخلی برای دوره زمانی ۱۳۸٤-۱۳۵۹ برآورد شده است.

Archive of SID
www.SID.ir

تابع تقاضای پول پس از برآورد معادله (۸)، پسماند این معادلـه را بـه تـابع تقاضـای پـول افزوده و رابطه زیر برآورد می‌شود:

$$\ln m_t = \alpha + \beta \ln GDP_t + \gamma \pi_t + \eta \ln EXC_t + \kappa \hat{\varphi}_{1t} + \varepsilon_t \qquad (۱۲)$$

در این رابطه $\hat{\varphi}_{1t}$ متغیر پسماند الگوی تولید ناخالص داخلی است. نتیجـه‌هـای بـرآورد الگوی بلندمدت برون‌زایی تولید ناخالص داخلی در تـابع تقاضـای پـول بـا وجـود متغیـر مجازی مربوط بـه سیاسـت یکسان‌سـازی نـرخ ارز در فاصـله سـال‌هـای ۱۳۷۵ ـ ۱۳۷۳ ($DUM1993$) در جدول ۵ گزارش شده است. همان‌طور که ملاحظـه مـی‌شـود ضـریب مربوط به پسماند در برآورد الگوی بلندمدت تقاضا برای m_1 و m_2 از نظر آمـاری معنـادار نیست. این امر نشان می‌دهد که متغیر تولید ناخـالص داخلـی در تـابع تقاضـای m_1 و m_2 برون‌زا است و از جمله خطای معادله تابع تقاضای پول مستقل است. در الگوی بلندمـدت تابع تقاضای m_1 و m_2، نرخ ارز اثر منفی بر تقاضای پول می‌گذارد، یعنی اثر جانشینی نـرخ ارز براثر درآمدی غالب است. بقیه متغیرها علامت مـورد انتظـار را دارنـد. ضـریب متغیـر مجازی مربوط به سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز بی‌معنا است.

جدول ۵: نتیجه‌های برآورد الگوی بلندمدت برون‌زایی ضعیف تولید ناخالص داخلی در تابع تقاضای پول

تابع	تقاضا برای تراز پولی m_1		تقاضا برای تراز پولی m_2	
متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
$\ln GDP_t$	۱/۳۵	۳/۶۱	۱/۵۰	٤/۸۵
π_t	-/۰۲	-۲/۵٦	-/۰۲	-۲/۲۹
$\ln EXC_t$	-/۲۰	-۲/۷٦	-/۱٤	-۲/۵٤
$\hat{\varphi}_{1t}$	-۱/۷۲	-۱/۵٤	-۱/۳۸	-۱/۵۹
$DUM1993$	/۱۱	/۷۲	/۱۳	۱/۱۰
C	-۱۰/۷۷	-/۹۰	-۱۵/۳۹	-۱/۵٦
آزمون‌های تشخیصی	χ^2_{ser} =/۵٤	χ^2_{norm} =/۵۲	χ^2_{ser} =/۹۷	χ^2_{norm} =/۷۵
	χ^2_{fun}=/۸۸	χ^2_{hetros} =/۵۱	χ^2_{fun}=/۰۵	χ^2_{hetros} =/۲۰

اکنون به بررسی ابر برون‌زایی متغیـر تولیـد ناخـالص داخلـی در تـابع تقاضـای پـول می‌پردازیم. به منظور انجام آزمون ابر برون‌زایی، جمله پسماند برآورد شده از الگوی تولیـد

Archive of SID
www.SID.ir

ناخالص داخلی به همراه توان دوم آن به تابع تقاضای پول افزوده شده و معادله ذیل برآورد می‌شود:

$$\ln m_t = \alpha + \beta \ln GDP_t + \gamma \pi_t + \eta \ln EXC_t + \kappa \hat{\varphi}_{1t} + \lambda \hat{\varphi}_{1t}^2 + \varepsilon_t \quad (۱۳)$$

که در این رابطه $\hat{\varphi}_{1t}$ متغیر پسماند الگوی تولید ناخالص داخلی و $\hat{\varphi}_{1t}^2$ توان دوم متغیر پسماند الگوی تولید ناخالص داخلی است. نتیجه‌های برآورد (۱۳) در جدول ٦ گزارش شده است. همان‌طوری که مشاهده می‌شود دو متغیر تفاضل پسماند الگوی تولید ناخالص داخلی و توان دوم آن در الگوی بلندمدت تابع تقاضای پول m_2 معنادار نیستند. این امر دلالت بر ابر برون‌زا بودن تولید ناخالص داخلی در تابع تقاضای m_2 دارد. به این معنا که متغیر تولید ناخالص داخلی با گذشت زمان و با تغییر سیاست‌ها تغییر نمی‌کند و از ثبات برخوردار است. بر عکس، توان دوم متغیر پسماند تولید ناخالص داخلی در تابع تقاضای m_1 معنادار است. بنابراین تولید ناخالص داخلی در تابع تقاضای m_1 متغیر ابر برون‌زا نیست. آزمون‌های تشخیصی نیز نشان می‌دهند که مشکل خود همبستگی، واریانس ناهمسانی، شکل تابعی و عدم نرمال‌بودن در الگو وجود ندارد.

جدول ٦: نتیجه‌های برآورد الگوی بلندمدت ابر برون‌زایی تولید ناخالص داخلی در تابع تقاضای پول

تابع	تقاضا برای تراز پولی m_1		تقاضا برای تراز پولی m_2	
متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
$\ln GDP_t$	/۹٦	۲/۸۸	۱/٤٥	٤/٤۱
π_t	-/۰۳	-۳/۰٤	-/۰۲	-۲/۱٥
$\ln EXC_t$	-/۱۷	-۲/٥۸	-/۱۳	-۲/۱۹
$\hat{\varphi}_{1t}$	-۱/۸۷	-۱/۷۸	-۱/۳۹	-۱/٥۰
$\hat{\varphi}_{1t}^2$	-/۱٤	-۲/۸۰	-۱۸/۷۸	-/۷۰
C	۲/۳۹	/۲۲	-۱۳/۷۹	-۱/۳۱
$DUM1993$	/٤٥	۲/۳۱	/۱٦	۱/۱۷
آزمون‌های تشخیصی	χ^2_{ser} =/۸۱	χ^2_{norm} =/۷٥	χ^2_{ser} =/٦٦	χ^2_{norm} =/۸۲
	χ^2_{fun}=/۳۷	χ^2_{hetros} =/۲۳	χ^2_{fun}=/۱٦	χ^2_{hetros} =/۳۷

بررسی برون‌زایی و ابر برون‌زایی متغیر نرخ ارز در تابع تقاضای پول

در این قسمت به منظور انجام آزمون برون‌زایی و ابر برون‌زایی برای متغیر نرخ ارز،

Archive of SID
www.SID.ir

معادله ۹ برآورد شده است. نتیجه‌های آزمون‌های ایستایی متغیرهای الگوی نرخ ارز نشان می‌دهد متغیرهای لگاریتم نرخ ارز بازار آزاد، لگاریتم تولید ناخالص داخلی بدون نفت، لگاریتم میزان نقدینگی، لگاریتم صادرات غیرنفتی، لگاریتم درآمد حاصل از صادرات نفت و لگاریتم نرخ ارز رسمی، و لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده دارای مرتبه جمعی یک بوده و بنابراین این تفاضل مرتبه اول این متغیرها ایستا است.*

برای جلوگیری از رگرسیون کاذب، آزمون هم‌تجمعی یوهانسن و جوسیلیوس بر روی مدل انجام شده که نشان‌دهنده وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرها است.** الگوی نرخ ارز با استفاده از روش خود برگشت با وقفه‌های توضیحی ARDL برآورد شده است. نتیجه‌های برآورد الگوی بلندمدت و تصحیح خطا در جدول ۷ ارائه شده است. نتیجه‌ها بر رابطه مثبت میان شاخص قیمت مصرف‌کننده، نرخ ارز بازار رسمی و پایه پولی با نرخ ارز بازار آزاد و بر رابطه منفی صادرات و درآمد حاصل از صادرات نفت با نرخ ارز بازار آزاد دلالت دارد. به جز متغیر پایه پولی و تولید ناخالص بدون نفت بقیه متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار بودند.

جدول ۷: نتیجه‌های برآورد الگوی نرخ ارز بازار آزاد ARDL (1,1,0,0,0,1,1)

الگوی بلندمدت			الگوی تصحیح خطا		تابع
آماره t	ضریب	متغیرهای توضیحی	آماره t	ضریب	متغیرهای توضیحی
۲/۹۸	/٦٦	$\ln CPI_t$	۳/۸۲	۱/۰۷	$\Delta \ln CPI_t$
۱/۷۹	/۸٤	$\ln MB_t$	۲/٥٤	/۲٥	$\Delta \ln MB_t$
-۲/۲۳	-/٤۳	$\ln NOX_t$	-۳/۱۸	-/۱۳	$\Delta \ln NOX_t$
-۲/۲۹	-/۳٤	$\ln OI_t$	-۲/۰۰	-/۱۱	$\Delta \ln OI_t$
۲/۲۱	/٦۹	$\ln OER_t$	۱/٥۰	/۰٦	$\Delta \ln OER_t$
-۱/۱۷	-/۹٥	$\ln NOGDP_t$	۲/۰٦	/۸٤	$\Delta \ln NOGDP_t$
۲/۳۹	۲۹/۱۰	C	۲/٤٥	۸/۸٦	ΔC
χ^2_{norm} =/۹۷	χ^2_{ser} =/۷۱	آزمون‌های تشخیصی	-۳/۰۰	-/۲۹	$ECM(-1)$
χ^2_{hetros} =/۱٦	χ^2_{fun}=/۰٦		۱۷۲۷/۸F=	DW=۲/۰۸	R^2=/۹۹

*. برای صرفه‌جویی از آوردن جدول مربوط به این آزمون خودداری شده اما در صورت لزوم موجود است.
**. با توجه به محدودیت صفحات، جزئیات این آزمون در اینجا گزارش نشده است اما در صورت نیاز قابل ارائه است.

Archive of SID
www.SID.ir

پس از برآورد معادله (۹)، پسماند الگوی نرخ ارز بـه تـابع تقاضـای پـول افـزوده و بـا استفاده از رابطه (۱٤) برون‌زایی نرخ ارز در تابع تقاضای پول بررسی می‌شود:

$$\ln m_t = \alpha + \beta \ln GDP_t + \gamma \pi_t + \eta \ln EXC_t + \kappa \hat{\varphi}_{2t} + \varepsilon_t \qquad (۱٤)$$

در این رابطه $\hat{\varphi}_{2t}$ متغیر پسماند الگوی نرخ ارز است. نتیجه‌های بـرآورد الگـوی بلندمـدت برون‌زایی نرخ ارز، در تابع تقاضای پول در جدول ۸ آمده است. معناداری ضریب پـسماند در الگوی بلندمدت تقاضا برای پول نشان می‌دهد که متغیر نرخ ارز در تـابع تقاضـای m_1 درونزا است و از جمله خطا مستقل نیست. اثر منفی نرخ ارز بر تقاضای پـول نـشان‌دهنـده غلبه اثر جانشینی نرخ ارز بر اثر درآمدی است. بقیه متغیرها علامت مورد انتظـار را دارنـد. ضریب متناظر با متغیر مجازی مربوط به سیاست یکسان‌سازی نـرخ ارز $DUM\,1993$ در معادله معنادار نیست. افزون بر ایـن عـدم معنـاداری پـسماند در تـابع تقاضـای m_2 بیـانگر برون‌زایی ضعیف نرخ ارز برای الگوی بلندمدت این تابع است.

جدول ۸: نتیجه‌های برآورد الگوی بلندمدت برون‌زایی ضعیف نرخ ارز در تابع تقاضای پول

تابع	تقاضا برای تراز پولی m_1		تقاضا برای تراز پولی m_2	
متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
$\ln GDP_t$	۳/۳۲	۳/۵۱	۳/۱۲	۵/۱۵
π_t	-/۰۸	-۲/۱۸	-/۰۷	-۲/۵۷
$\ln EXC_t$	-/ ۳۵	-۱/۹٦	-/۳۳	-۲/٦۷
$\hat{\varphi}_{2t}$	۳/۷۳	۲/۱۸	/۵۸	/۵۸
C	-۷٤/۵۱	-۲/۵۱	-٦٦/٤۹	-۳/۵٤
$DUM\,1993$	/۵۵	/۹۰	/٦۱	۱/٤۱
آزمون‌های تشخیصی	χ^2_{ser} =/۸٦	χ^2_{norm} =/۵۳	χ^2_{ser} =/۵۰	χ^2_{norm} =/۹۹
	χ^2_{fun}=/۱۷	χ^2_{hetros} =/۲٤	χ^2_{fun}=/۱۱	χ^2_{hetros} =/۵٦

به منظور بررسی ابر برون‌زایـی نـرخ ارز در تـابع تقاضـای پـول، معادلـه ذیـل بـرآورد می‌شود:

$$\ln m_t = \alpha + \beta \ln GDP_t + \gamma \pi_t + \eta \ln EXC_t + \kappa \hat{\varphi}_{2t} + \lambda \hat{\varphi}^2_{2t} + \varepsilon_t \qquad (۱۵)$$

در این رابطه متغیر پسماند الگـوی نـرخ ارز، $\hat{\varphi}_{2t}$ و تـوان دوم آن، $\hat{\varphi}^2_{2t}$ در کنـار دیگـر متغیرهای توضیحی تابع تقاضای پول منظور شده و تابع تقاضای m_1 و m_2 دوباره بـرآورد

Archive of SID
www.SID.ir

شده است. نتیجه‌های برآورد در جدول ۹ گزارش شـده اسـت. دو متغیـر تفاضـل پـسماند الگوی نرخ ارز و توان دوم آن در الگوی بلندمدت تابع تقاضای m_2 معنادار نیستند که ایـن امر بر ابر برون‌زا بودن نرخ ارز در الگوی بلندمدت تقاضای m_2 دلالت دارد. همچنـین ابـر برون‌زایی نرخ ارز در تابع تقاضای پول m_1 تأیید نمی‌شود و می‌توان گفـت یکـی از دلایـل بی‌ثباتی تابع تقاضای m_1 ایران می‌تواند نرخ ارز باشد.

جدول ۹: نتیجه‌های برآورد الگوی بلندمدت ابر برون‌زایی نرخ ارز در تابع تقاضای پول

تابع	تقاضا برای تراز پولی m_1		تقاضا برای تراز پولی m_2	
متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
$\ln GDP_t$	۳/۲۳	۳/۵۵	۳/۰۲	۵/۱۸
π_t	-/۰۸	-۲/۱۸	-/۰۷	-۲/۵۵
$\ln EXC_t$	-/۳۵	-۱/۹۹	-/۳۲	-۲/٦۹
$\hat{\varphi}_{2t}$	۳/٦٤	۲/۱۸	/٥٤	/٥٦
$\hat{\varphi}_{2t}^2$	۱٤/٥٤	۱/۱٤	٦/۸۰	/۷۷
C	-۷۱/۲۲	-۲/٥۰	-٦۳/۲٤	-۳/٥۰
$DUM\,1993$	/٦٦	۱/۰۳	/٦۱	۱/٤٦
آزمون‌های تشخیصی	χ^2_{ser} =/۷٥	χ^2_{norm} =/۳۸	χ^2_{ser} =/۳۰	χ^2_{norm} =/۹٤
	χ^2_{fun}=/۲٥	χ^2_{hetros} =/۲۹	χ^2_{fun}=/۱٤	χ^2_{hetros} =/۸۲

آزمون برون‌زایی و ابر برون‌زایی متغیر تورم در تابع تقاضای پول

به منظور انجام آزمون‌های برون‌زایی و ابر برون‌زایی برای متغیر تـورم لازم اسـت ابتـدا پسماند از برآورد معادله ۱۰ به دست آید. به منظور تصریح بهتر مـدل، در ایـن الگـو از دو متغیر مجازی مربوط به جنگ تحمیلی در سال‌های ۱۳٦۸ ـ ۱۳٥۹ ($DUMwar$) و متغیـر مجازی مربوط بـه سیاسـت یکـسان‌سـازی نـرخ ارز در فاصـله سـال‌هـای ۱۳۷٥ ـ ۱۳۷۳ ($DUM\,1993$) استفاده شده است. نتیجه‌های برآورد معادله ۱۰ به‌صورت ذیل است:

$$\pi_t = /۷۲\,\pi_{t-1} + /۱۴\,\pi_{t-2} + ۳/۵۸\,DUMwar + ۱۱/۴۴\,DUM\,1993 \quad (۱۶)$$

۵/۱۱ ۱/۰۵ ۲/۰۸ ۳/۰۹

R^2=/۶۴ F=۱۶/۶۱ [/۰۰۰] DW=۱/۹۲

Archive of SID
www.SID.ir

نتیجه‌های برآورد نشان می‌دهد که ۷۲ درصد تورم هـر دوره از تـورم دوره پـیش و ۱٤ درصد تورم هر دوره از تورم دو دوره پیش ناشی شده اسـت. در ایـن‌بـاره وقـوع جنـگ و اعمال سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۳ تأثیر مثبت معناداری در افـزایش تـورم در ایران داشته است. متغیرهای توضیحی موجود در الگو به میزان ٦٤ درصد متغیر وابـسته تورم را توضیح می‌دهند.* پس از برآورد الگـوی تـورم، پـسماند الگـوی مربوطـه در تـابع تقاضای m_1 و m_2 منظور شده است. الگوی تابع تقاضای پول بـا در نظـر گـرفتن پـسماند به‌صورت ذیل است:

$$\ln m_t = \alpha + \beta \ln GDP_t + \gamma \pi_t + \eta \ln EXC_t + \kappa \hat{\varphi}_{3t} + \varepsilon_t \qquad (۱۷)$$

نتیجه‌های برآورد این الگو در جدول ۱۰ ارائه شده است. با جایگذاری پسماند حاصـل از رابطه (١٦) در تابع تقاضای m_1 و m_2 نتیجه‌های ذیل به دست آمده است:

جدول ۱۰: نتیجه‌های برآورد الگوی بلندمدت برون‌زایی تورم در تابع تقاضای پول

تابع	تقاضا برای تراز پولی m_1		تقاضا برای تراز پولی m_2	
متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
$\ln GDP_t$	۳/۱۸	٤/۲۳	۳/۰۸	٤/۸٥
π_t	-/۰۸	-۲/٥۱	-/۰٦	-۲/۲۱
$\ln EXC_t$	-/۳۳	-۲/۳۱	-/۳۳	-۲/٦۱
$\hat{\varphi}_{3t}$	-/۰۰٤	-/۲۷	-/۰۰٦	-/۳۷
DUM1993	/۷۷	۱/٤۳	/٥٦	۱/۲٦
C	-۷۰/۰٥	-۲/۹۷	-٦٥/۱۸	-۳/۳۰
آزمون‌های تشخیصی	χ^2_{ser} =/۹٦	χ^2_{norm} =/٥۱	χ^2_{ser} =/٤۸	χ^2_{norm} =/۹۸
	χ^2_{fun}=/۰٦	χ^2_{hetros} =/۱۹	χ^2_{fun}=/۰٦	χ^2_{hetros} =/۹۸

جدول ۱۰ نشان می‌دهد که ضریب پسماند الگوی تـورم در توابـع تقاضـای m_1 و m_2 معنادار نیست. این امر تأییدی بر برون‌زایی متغیر تورم در این توابع است. به منظور آزمـون ابر برون‌زایی متغیر تورم در تابع تقاضای پول، پسماند و مربـع پـسماند حاصـل از بـرآورد الگوی تورم به تابع تقاضای m_1 و m_2 اضافه و معادله ذیل برآورد شده است:

*. با انجام آزمون هم‌تجمعی بر روی الگوی تورم ایران، عدم وجود رگرسیون کاذب بین این متغیرها می‌شود.

Archive of SID
www.SID.ir

$$\ln m_t = \alpha + \beta \ln GDP_t + \gamma \pi_t + \eta \ln EXC_t + \kappa \hat{\varphi}_{3t} + \lambda \hat{\varphi}_{3t}^2 + \varepsilon_t \qquad (۱۸)$$

نتیجه‌های برآورد معادله ۱۸ در جدول ۱۱ گزارش شده است. با جایگـذاری پـسماند و مربع پسماند الگوی تورم در تابع تقاضا m_1 و m_2 و برآورد مجدد آن، مشخص می‌شود که در این توابع تورم یک متغیر ابر برون‌زا است.

جدول ۱۱: نتیجه‌های برآورد الگوی بلندمدت ابر برون‌زایی تورم در تابع تقاضای پول

تابع	تقاضا برای تراز پولی m_1		تقاضا برای تراز پولی m_2	
متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
$\ln GDP_t$	۳/٤٤	۳/۸۹	۳/۱٤	٥/٥٧
π_t	-/۰۷	-۲/۳۹	-/۰٥	-۲/٥۳
$\ln EXC_t$	-/۳۹	-۲/۲٤	-/۳٤	-۲/۹۰
$\hat{\varphi}_{3t}$	-/۰۰٦	-/۳٦	$-/٦۱\times۱۰^{-۳}$	-/۰٥
$\hat{\varphi}_{3t}^2$	-/۰۰۲	-/۹۸	-/۰۰۲	-۱/۳٦
DUM1993	/۸۱	۱/٤۳	/٤۸	۱/٤۷
C	-۷۷/۹۹	-۲/۸۲	-٦۷/۲۹	-۳/۸٤
آزمون‌های تشخیصی	χ^2_{ser} =/۹۸	χ^2_{norm} =/٦۰	χ^2_{ser} =/٦۳	χ^2_{norm} =/٤۱
	χ^2_{fun}=/۰۷	χ^2_{hetros} =/۳۰	χ^2_{fun}=/۰٥	χ^2_{hetros} =/۷۹

خلاصه نتیجه‌های آزمون‌های برون‌زایی و ابر برون‌زایی در جـدول ۱۲ گـزارش شـده است. از بررسی آزمون‌های برون‌زایی و ابر برون‌زایی متغیرهای موجـود در تـابع تقاضـای پول نتیجه‌های ذیل استنباط می‌شود:

أ. در تابع تقاضای m_1 متغیرهای تولید ناخالص داخلی و تـورم بـرون‌زا هـستند امـا متغیـر تولید ناخـالص داخلـی ابـر بـرون‌زا نیـست. افـزون بـر ایـن متغیـر نـرخ ارز در تـابع تقاضای m_1 برون‌زا و ابر برون‌زا نیست. بنابراین فرضیه بی‌ثباتی پارامتر متغیرهـای نـرخ ارز و تولید ناخالص داخلی در تابع تقاضای m_1 رد نمی‌شود؛

ب. نتیجه‌ها نشان می‌دهد که تمام متغیرهای توضیحی در تابع تقاضای m_2 بـرون‌زا و ابـر برون‌زا هستند. یعنی ضرایب مستقل از جـزء اخـتلال بـوده و در طـول زمـان بـا ثبـات هستند. بنابراین براساس نتیجه‌ها به دست آمده به نظـر مـی‌رسـد کـه تقاضـای m_2 بـا

Archive of SID
www.SID.ir

ثبات‌تر از تقاضا برای m_1 است.

جدول ۱۲: خلاصه نتیجه‌های آزمون‌های برون‌زایی و ابر برون‌زایی متغیرها در الگوی بلندمدت تابع تقاضای پول

تابع	تقاضا برای تراز پولی m_1		تقاضا برای تراز پولی m_2	
متغیرهای توضیحی	برون‌زایی	ابر برون‌زایی	برون‌زایی	ابر برون‌زایی
$\ln GDP_t$	✓	×	✓	✓
$\ln EXC_t$	×	×	✓	✓
π_t	✓	✓	✓	✓

خلاصه و نتیجه‌گیری

هدف نخست مقاله پیش‌رو بررسی تأثیر اجرای قانون بانکداری بدون ربا (از سال ۱۳۶۳) بر ساختار تابع تقاضای پول در کشور ایران است. برای اینکار با کمک تکنیک متغیرهای مجازی در چارچوب الگوهای خودبرگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL) معادله‌های مربوط برآورد شده است. در برآورد تابع تقاضای پول از تعریف محدود پول m_1 و تعریف گسترده پول m_2 استفاده شده است. متغیرهای توضیحی تابع تقاضای پول عبارت هستند از:

تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز و نرخ تورم.

نتیجه‌های برآورد الگوی کوتاه‌مدت و بلندمدت تابع تقاضای پول نشان می‌دهد که تغییر نظام بانکی در سال ۱۳۶۳، به تغییر ضریب متغیر نرخ ارز در توابع تقاضای m_1 و m_2 انجامیده است. تغییر نظام بانکی بر ضریب متغیر تورم و تولید ناخالص داخلی تأثیر معناداری نگذاشته است. البته این تغییر به تغییر عرض از مبدأ تابع تقاضای m_1 انجامیده اما عرض از مبدأ تابع تقاضای m_2 را تغییر نداده است. بنابراین به نظر می‌رسد که تأثیر اجرای قانون بانکداری بدون ربا برساختار تابع تقاضای m_1 نسبت به m_2 بیشتر بوده است.

هدف دیگر مقاله، بررسی ثبات ضرایب توابع تقاضا برای پول است. به منظور بررسی ثبات پارامترها طی دوره زمانی ۱۳۸٤ ـ ۱۳٤۷ از آزمون‌های برون‌زایی و ابر برون‌زایی استفاده شده است. نتیجه‌های آزمون‌های برون‌زایی نشان می‌دهد که تمام متغیرهای توضیحی تابع تقاضای m_2 برون‌زا و ابر برون‌زا هستند اما در تابع تقاضای m_1، متغیر نرخ ارز، برون‌زا و ابر برون‌زا نیست متغیر تولید ناخالص داخلی نیز ابر برون‌زا نیست. بنابراین با مقایسه نتیجه‌های به نظر می‌رسد که تابع تقاضای m_2 با ثبات‌تر از تقاضای m_1 است. توجه به این نتیجه اهمیت ویژه‌ای برای سیاستگذار پولی در کشور دارد.

Archive of SID
www.SID.ir

منابع و مآخذ

أ. فارسی

۱. اسلاملوئیان، کریم و حیدری، مرتضی، ۱۳۸۲ش، «انتقاد لوکاس و بررسی ثبات تابع تقاضا برای پول در ایران»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، ش ٦٢.

۲. اقبال، زوبیر و میراخور، عباس، ۱۳٦۷ش، *بانکداری اسلامی*، ترجمهٔ زهره کریمیان، تهران: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

۳. انور، محمد، ۱۳۷۵، *الگوی اقتصاد بدون ربا*، ترجمهٔ اسدالله فرزین‌وش، تهران: مؤسسه تحقِیقات پولی و بانکی.

٤. بهمنی‌اسکویی، محسن، ۱۳۸۰ش، «نرخ بازار سیاه و تقاضا برای پول در ایران»، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ش ۳۰، سال نهم.

۵. پسران، محمدهاشم، ۱۳۷۸ش، «روندهای اقتصادی و سیاست‌های اقتصاد کلان در ایران در دوران پس از انقلاب»، *مجله اقتصاد و پول*، سال اول، ش ۲، تهران: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

٦. تقوی، ۱۳۷٦ش، «عومل موثر بر نرخ ارز بازار موازی در اقتصاد ایران ۱۳۷٤ ـ ۱۳٤۵»، *مجله اطلاعات سیاسی ـ اقتصادی*، سال ۱۲، ش ۱۲٦ ـ ۱۲۵.

۷. جعفری‌صمیمی، احمد، علمی، زهرا و صادق‌زاده‌یزدی، علی، ۱۳۸۵ش، «بررسی ثبات تابع تقاضای پول در ایران: کاربرد روش جوهانسون ـ جوسیلیوس»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، ش ۷۲.

۸. حسینی، صفدر و بخشی، محمدرضا، ۱۳۸۵ش، «تجزیه و تحلیل تابع تقاضای پول در ایران: کاربرد الگوی خود رگرسیو با وقفه‌های توزیعی»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ش ۲۸.

۹. دهمرده، نظر و ایزدی، حمیدرضا، ۱۳۸٦ش، «تابع تقاضای پول در ایران و تعدیل جزئی نرخ تورم»، *فصلنامه بررسی‌های اقتصادی*، ش ۱.

۱۰. زامل، یوسف بن عبدالله و ابن‌جیلالی، بوعلام، ۱۳۷۸ش، *اقتصاد کلان با نگرش اسلامی*، ترجمهٔ خلیل‌الله تیرتاشی، قم: انتشارات مؤسسه آموزشی و پژوهشی امام خمینی﵀.

Archive of SID

www.SID.ir

۱۱. شهرستانی، حمید و شریفی‌رنانی، حسین، ۱۳۸۷ش، «تخمین تابع تقاضای پول و بررسی ثبات آن در ایران»، *مجله تحقیقات اقتصادی* ، ش ۸۳.
۱۲. طبیبیان، محمد و سوری، داوود، ۱۳۷٦ش، «تعادل بلندمدت تقاضای پول»، *پژوهشنامه بازرگانی*، ش ۳.
۱۳. عربی، هادی، ۱۳۷۳ش، *نگرشی بر تعادل همزمان طرف تقاضا در اقتصاد اسلامی*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته اقتصاد، تهران: دانشکده علوم انسانی دانشگاه تربیت مدرس.
۱٤. فلاحی، محمدعلی و نگهداری، ابراهیم، ۱۳۸٤ش، «بررسی عوامل موثر بر تقاضای پول در اقتصاد ایران با تأکید بر نرخ ارز (کاربرد الگوی ARDL)»، *مجله دانش و توسعه*، ش ۱۷.
۱۵. قطمیری، محمدعلی و غلامی، محمد، ۱۳۸۰ش، «جهت‌گیری تجاری و رشد بخش صنعت در کشورهای در حال توسعه»، *تحقیقات اقتصادی*، ش ۵۹.
۱٦. کاوند، محمدرضا، ۱۳۷۷ش، *بررسی ثبات ساختار تقاضای پول در ایران قبل و بعد از اجرای قانون بانکداری بدون ربا*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، تهران: دانشگاه شهید بهشتی.
۱۷. لطیف، بیژن، ۱۳۷۰ش، «مبانی تقاضای پول در نظام اقتصاد اسلامی»، *مجموعه مقالات فارسی نخستین مجمع بررسی‌های اقتصاد اسلامی*، مشهد: بنیاد پژوهش‌های اسلامی آستان قدس رضوی.
۱۸. مرادی، محمدعلی، ۱۳۷۹ش، «مبانی اقتصاد خرد تقاضای پول در اقتصاد بدون بهره براساس مدل Cash-in-Advance»، *مجله برنامه و بودجه*، ش ۵۸ و ۵۹.
۱۹. مصطفوی، سیدمهدی و یاوری، کاظم، ۱۳۸٦ش، «تخمین تابع تقاضای پول با استفاده از سریهای زمانی و هم‌جمعی در اقتصاد ایران ۱۳۸٤ ـ ۱۳٦۷»، *مجله دانش و توسعه*، ش ۲۰.
۲۰. موسایی، میثم، (۱۳۸۳ش، *ربا و کاهش ارزش پول*، تهران: پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس، اول.
۲۱. موسویان، عباس، ۱۳۸٦ش، «بررسی قانون عملیات بانکی بدون ربا و پیشنهاد قانون جایگزین»، *فصلنامه علمی و پژوهشی اقتصاد اسلامی* ، سال هفتم، ش ۲۵.
۲۲. میرمعزّی، سیدحسین، ۱۳۸۱ش، «تقاضای پول در اقتصاد اسلامی»، *فصلنامه اقتصاد اسلامی*، ش ۱۰.

Archive of SID
www.SID.ir

۲۳. نوفرستی، محمد، ۱۳۷٤ش، «رابطه تقاضا برای پـول بـا نـرخ برابـری ارز و نـرخ تورم»، *فصلنامه برنامه و توسعه*، دوره دهم، ش ۱۱.

ب. انگلیسی

1. Arango, S. and M. I. Nadiri, 1981. "Demand for Money in Open Economies."*Journal of Monetary Economics*, Vol. 7, No. 1.
2. Arize, A. C, 1994, "A Re-Examination of the Demand for Money in Small Developing Economy. "*Applied Economics*, Vol. 26.
3. Bahmani-Oskooee, M. and H. Rehman, 2005, "Stability of the Money Demand Function in Asian Developing Countries." *Journal of Applied Economics*, Vol. 37.
4. Baumol, W. J, 1952, "The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach." *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 66.
5. Blejer, M. L, 1979, "The Demand for Money and the Variability of the Rate of Inflation: Some Empirical Results. "*International Economic Review*, Vol. 20.
6. Darrat, A. F, 1988, "The Islamic Interest-Free Banking System: Some Empirical Evidence." Applied Economics, Vol. 20.
7. Dreger, C. and H. E. Reimers, and B. Roffia, 2006, "Long Run Money Demand in the New EU Member States with Exchange Rate Effects. "*IMF Working Paper*. *European Central Bank*. No. 628. <www.ecb.int>
8. Engle, R.F. and Hendry, D.F, 1993, "Testing Superexogeneity and Invariance in Regression Models." *Journa*l of Econometrics, Vol. 56, No. 1.
9. Feder, G, 1982, "On Exports and Economic Growth." *Journal of Development Economics*, Vol. 12.
10. Friedman, M, 1956, The Quantity Theory of Money: a Restatement in Studies in the Quantity Theory of Money, Chicago: University of Chicago Press.
11. Friedman, M, 1959, "The Demand for Money: Some Theoretical and Empirical Results.", *Journal of Political Economy*, Vol. 67.
12. Harb, N, 2004, "Money Demand Function: A Heterogeneous Panel

Archive of SID
www.SID.ir

Application." *Applied Economics Letters*, Vol. 11.

13. Hum, A. S. and V. A. Muscatelli, 1992, "Testing Superexogeneity: The Demand for Broad Money in the UK." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Vol. 54, No. 4.
14. Keynes, J. M, 1936, *The General Theory of Employment, Interest, and Money*. London: MacMillan Reprinted 1961.
15. Khan, M. Fahim, 2001, "Growth Stability and Inflation in an Islamic Macro Framework.", in Lessons in Islamic Economics, Monzer Kahf (ed.), Vol.1, Islamic Development Bank, Jeddah.
16. Kia, A. and A. Darrat, 2007, "Modeling Money Demand Under the Profit-Sharing Banking Scheme: Evidence on Policy Invariance and Long-Run Stability." *Global Finance Journal*.
17. Laidler, D. E.W, 1985, *The D*emand for Money: Theories, *Evidence and Problems*. New York: Dun-Donnelly & Sons Company.
18. Mundell, R. A, 1963, "Capital Mobility and Stabilization Policy Under Fixed and Flexible Exchange Rates." *Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol. 24, No. 4.
19. Pesaran, M. H., Shin, Y. and R. J. Smith, 2001, "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships." *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16.
20. Pesaran, M. H. and B. Pesaran, 1997, *Working* With Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis, Windows Version, Cambridge, London.
21. Tobin, J, 1956, "The Interest-Elasticity of Transactions Demand for Cash." *The Review of Economics and Statistics*, No. 38.
22. Weintraub, R. and W.R. Hosek, 1970, "Further Reflections on and Investigations of Money Demand." *The Journal of Finance*, Vol. 25, No. 1.
23. Yousefi, M., Abidzadeh S. and K. Maccormick, 1997, "Monetary Stability and Interest-Free Banking: The Case of Iran." *A*pplied Economics, Vol. 79.

Archive of SID
www.SID.ir