پژوهشنامه‌ی علوم اقتصادی
علمی – پژوهشی
سال دهم، شماره‌ی ۲(پیاپی۳۹)، نیمه ی دوم ۸۹

تحلیل اقتصاد سنجی تابع تقاضای پول در ایران

مرتضی سامتی*
مهدی یزدانی**

تاریخ دریافت : ۱۳۸۶/۱۲/۱۲ **تاریخ پذیرش:**۱۳۸۷/۱۲/۲۴

چکیده

هدف اصلی این مقاله تخمین تابع تقاضای پول در ایران طی سال‌های ۱۳۳۸-۱۳۸۶ با استفاده از روش تصحیح خطا و هم‌انباشتگی است. تحلیل‌ها نشان می‌دهد که حجم پول(M_1)، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز در بازار موازی، قیمت‌ها و نرخ سود وام‌های بلندمدت پرداختی به بخش خصوصی هم‌انباشته هستند. بنابراین تقاضای بلند مدت برای حجم تعادلی پول با به کارگیری روش هم‌انباشتگی حداکثر نمایی یوهانسون-جوسیلیوس تصریح و تخمین زده شده است. شواهد حاکی از وجود دو بردار هم‌انباشتگی بین متغیّرهای مورد نظر است. ضریب جمله تصحیح خطا(۰/۰۵۳) نشان می‌دهد که علی رغم وجود تعادل بلندمدت در بازار پول، حرکت به سمت تعادل در این بازار به کندی صورت می‌گیرد. نتایج آزمون‌های CUSUM, CUSUMSQ نشان می‌دهد که تابع تقاضای پول در طی این دوره با ثبات بوده است. علاوه‌بر این وجود جانشینی پول در ایران نیز تأیید می‌شود.

واژه های کلیدی: تابع تقاضای پول، مدل تصحیح خطا، هم‌انباشتگی، ثبات، جانشینی پول

طبقه‌بندی **JEL: P24, E51, E41**

* نویسنده‌ی مسئول - دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان، ایمیل :msameti@gmail.com
** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه اصفهان

Archive of SID
www.SID.ir

۱- مقدمه

تقاضای پول و عوامل مؤثر بر تابع تقاضای آن نقش تعیین کننده‌ای در تحلیل‌های مربوط به اقتصاد کلان و اتخاذ سیاست‌های پولی از سوی مقام های پولی یک کشور ایفا می‌کند. امروزه با بررسی میزان تقاضای پول در یک کشور می‌توان اوضاع اقتصادی آن را مورد تجزیه وتحلیل قرار داد. افزایش میزان تقاضای پول نشان دهنده‌ی بهبود شرایط اقتصادی کشور و کاهش در میزان تقاضای آن منعکس کننده‌ی شرایط بد اقتصادی است. بنابراین تحقیق حاضر به بررسی تجربی تابع تقاضای پول در ایران به عنوان یکی از توابع مهم اقتصاد کلان می‌پردازد. در تحقیق حاضر تلاش شده است تا به شناسایی مهم ترین متغیّرهای توضیحی برای حضور در تابع تقاضا برای پول در ایران پرداخته شود.

در متون اقتصادی تقاضای پول از سوی اقتصاددانان متقاوتی مورد بررسی قرار گرفته است ونگرش‌های مختلفی در این زمینه وجود دارد. در این زمینه می‌توان به تئوری‌های تقاضای پول کینز[1]، بامول[2]، توبین[3] و فریدمن[4] اشاره کرد. آن چه که در بررسی این تئوری‌ها بیشتر از همه به چشم می‌خورد توجه به دو عامل درآمد ونرخ بهره است. یعنی: $\frac{M^D}{p} = f(y,r)$ ، به طوری که $\frac{M^D}{P}$:تقاضای واقعی پول، y:درآمد و r:نرخ بهره است. تغییر در میزان درآمد تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر تقاضای پول می‌گذارد. تئوری‌های مذکور نیز رابطه‌ی درآمد و تقاضای پول را مثبت در نظر می گیرند($\frac{\partial f}{\partial y} \geq 0$).

از طرف دیگر وارد کردن نرخ بهره در تابع تقاضای پول ارتباط تنگاتنگی با هزینه‌ی فرصتی نگهداری پول دارد. هر چه نرخ بهره بالاتر باشد، هزینه‌ی فرصتی نگهداری پول بالاتر است و بنابراین نگهداری پول به صرفه نیست ولذا تقاضا برای پول کاهش می‌یابد($\frac{\partial f}{\partial r} \leq 0$).

1-Keynes
2-Baumil
3-Tobin
4-Freedman

Archive of SID

www.SID.ir

امروزه تقاضا برای پول را در دو دوره‌ی کوتاه‌مدت و بلندمدت مورد بررسی قرار می‌دهند. بدیهی است افزایش در میزان تقاضای پول در بلندمدت تنها می‌تواند در نتیجه‌ی افزایش میزان تولیدات در یک کشور صورت گیرد. بنابراین اگر در جامعه میزان تولیدات داخلی افزایش یابد و تقاضا برای خرید این تولیدات موجود باشد در این صورت بانک مرکزی با افزایش تقاضا برای پول مواجه است و اقدام به انتشار پول می‌کند که نتیجه‌ی آن تثبیت قیمت‌ها و رشد اقتصادی است. در غیر این صورت و با تداوم انتشار پول بدون توجه به روند تولیدی کشور، آثاری جز فشار تورمی در پی نخواهد داشت. اما در بررسی‌های بلندمدت تقاضای پول افزایش میزان تولیدات داخلی را که بعضی مواقع به پویایی اقتصادی تعبیر می‌شود، با استفاده از شاخص تولیدات صنعتی یا تولید ناخالص داخلی اندازه گیری می‌کنند.

همان طور که گفته شد هزینه‌ی فرصتی نگهداری پول هم نقش ویژه‌ای در تابع تقاضای پول دارد و از عوامل مؤثر بر هزینه‌ی فرصتی نرخ بهره و انتظارات تورمی است. بر این اساس، برای محاسبه‌ی هزینه‌ی فرصتی از نرخ بهره- چون هدف این مقاله برآورد تابع تقاضای پول ایران است به جای نرخ بهره از نرخ سود وام های بلند مدت پرداختی به بخش خصوصی استفاده می‌شود- و شاخص قیمتی مصرف کننده استفاده می‌شود.

در این زمینه، سعی شده است که با استفاده از تحلیل سری‌های زمانی و به کارگیری روش هم‌انباشتگی جوهانسون-جوسلیوس[1]، و مدل تصحیح خطا، مناسب‌ترین تابع تقاضا برای پول در ایران انتخاب و تخمین زده شود. هم چنین ثبات تابع تقاضا برای پول در ایران به مفهوم پایداری نسبی ضرایب برآورد شده در طول زمان نیز با استفاده از آزمون‌های مجموع تراکمی پسماندهای تکراری[2] و مربع مجموع تراکمی پسماندهای تکراری[3] بررسی می‌شود.

1-Johansen-Juselius
2-CUSUM
3-CUSUMSQ

Archive of SID

www.SID.ir

۲- تابع تقاضای پول در کشورهای کمتر توسعه یافته و مطالعات انجام شده در ایران

در بیشتر کشورهای کمتر توسعه یافته، نرخ بهره به جای آن که از سوی مکانیسم بازار تعیین شود، به صورت اداری و دستوری تعیین می‌شود. به عبارت دیگر تأثیر عملکرد قانون عرضه و تقاضا در بازار پول در نرخ بهره منعکس نمی‌شود. لذا بدیهی است که در این گروه کشورها، امکان وجود چندین نرخ بهره (نرخ بهره در سیستم اداری و بازار غیر رسمی) نیز موجود است. در کشورهای کمتر توسعه یافته،عموماً نرخ بهره معیار مناسبی برای نشان دادن هزینه‌ی فرصت نگهداری پول نیست. در این کشورها به دلیل فقدان بازار مالی توسعه یافته، نگهداری دارایی حقیقی جذّاب تر از نگهداری دارایی مالی است. نرخ بازدهی انتظاری در این کالاها مساوی با نرخ تورم انتظاری منهای هزینه‌ی انبارداری و استهلاک است. کالاهایی همچون زمین و مسکن کمترین هزینه انبارداری و استهلاک را دارند. پس نرخ انتظاری روی کالاها معمولاً نرخ تورم انتظاری است. بنابراین مردم در بازارهای زمین، مسکن و کالاهای با دوام اقدام به سوداگری می‌کنند. به طورکلی می‌توان اندازه‌ی محدود بازارهای مالی، چسبندگی نهادی نرخ بهره، وجود دارایی‌های مالی محدود و درجه‌ی محدود جانشینی میان پول و دارایی‌های مالی در مقایسه با کشورهای توسعه یافته را به عنوان عوامل جایگزینی نرخ بهره با تورم انتظاری در تابع تقاضای پول کشورهای کمتر توسعه یافته بیان کرد. بنابراین در کشورهای کمتر توسعه‌یافته و کشورهایی که تورم بالا را تجربه می‌کنند، نرخ تورم انتظاری میزان سنجش بهتری برای هزینه‌ی فرصت نگهداری پول است و به جای نرخ بهره در تابع تقاضای پول وارد می‌شود.

در مورد مطالعات انجام شده در ایران می‌توان به برآورد تابع تقاضای پول و تحلیل الگوی عرضه‌ی پول در ایران(۱۳۳۸-۱۳۶۷) از سوی اسفند آبادی و شجری اشاره کرد. وی در پایان نامه‌ی کارشناسی ارشد خود دوره‌ی زمانی ۱۳۳۸-۱۳۶۷ را جهت محک تئوری‌های رایج تقاضای پول با اقتصاد ایران به کار گرفت. در این پایان نامه تابع تقاضای پول در ایران به صورت الگوی ساده، الگوی تعدیل جزیی و الگوی درآمد مورد انتظار تخمین زده شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

مطالعه‌ی تجربی دیگری که درباره‌ی تقاضای پول در ایران صورت گرفته «جانشینی پول و تقاضا برای پول» از سوی فرزین وش و لشکری است. مقاله‌ی مذکور از طریق تخمین توابع تقاضای داخلی و خارجی در دوره‌ی ۱۳۳۸-۱۳۸۰ وجود پدیده ی جانشینی پول در ایران را آزمون می‌کند. فرضیه‌ی این مقاله این است که تابع تقاضای پول داخی نسبت به متغیّرهای خارجی و تابع تقاضای پول خارجی از سوی ساکنین نسبت به متغیّرهای داخلی حساس است.

اکبر کمیجانی و بوستانی در مقاله‌ی ثبات تابع تقاضای پول در ایران (۱۳۸۲) از طریق روش همگرایی یوهانسون نشان می‌دهند که حجم نقدینگی با تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم و بازار موازی ارز همگراست. ایشان نتایجی مطابق تئوری‌های اقتصادی به دست می آورند و اثر جانشینی را در اقتصاد کشور تأیید می‌کنند.

۳- مبانی نظری

فرمول معروف تئوری مقداری پول اولین بار از سوی فیشر معرفی شد. تئوری مقداری پول رابطه‌ای مستقیم و متناسب را میان مقدار پول و سطح قیمت‌ها نشان می‌دهد$MV=PY$ ، که در آن Yدرآمد حقیقی،P سطح متوسط قیمت کالاها و خدمات مبادله شده طی دوره‌ی مشخص،V سرعت گردش پول و M موجودی پول است. تفسیر دیگری از نظریه‌ی مقداری پول به رهیافت کمبریج شهرت یافته است. این الگو، مقدار تقاضای پول را به درآمد اسمی مرتبط می‌سازد و بر اهمیت تقاضای پول در تعیین اثر عرضه پول بر سطح قیمت‌ها تأکید می‌کند، $M^d = KPY$

کینز به تقاضای پول از زاویه‌ای کاملاً متفاوت نگریست. وی تحلیلی دقیق‌تر نسبت به اقتصاددانان پیش از خود ارائه کرد و با فرض این که افراد به دلیل وجود انگیزه‌های معاملاتی، احتیاطی و سفته‌بازی پول نگهداری می‌کنند، تئوری خود را بیان کرد. بر این اساس تقاضا برای مانده‌های حقیقی پول رابطه‌ی مستقیم با درآمد حقیقی، و رابطه‌ی معکوس با نرخ بهره دارد، $M^d = k(Y) + L(r)$.

دو ویژگی پول به عنوان وسیله‌ی مبادله و ذخیره‌ی ارزش زیر بنای تئوری‌های بعد از کینز را تشکیل می‌دهند. بامول(۱۹۵۲) و توبین(۱۹۵۶) فرض کردند که پول لزوماً به

Archive of SID

www.SID.ir

صورت موجودی برای انجام معاملات نگهداری می‌شود. آنان از این فرض برای توسعه‌ی مدل خود استفاده کردند. معادله‌ی تقاضای پول بامول- توبین به شکل زیر است:

$$M^d = \sqrt{ay/2r}$$

این رابطه به «فرمول ریشه‌ی دوم» معروف است. در این مدل تقاضای بهینه برای مانده‌های حقیقی M^d، به طور مستقیم با هزینه‌ی واقعی مبادلات a،و درآمد حقیقی y ، و به طور معکوس با نرخ بهره r رابطه دارد.

فریدمن (۱۹۵۶)بیان می‌کند که تقاضا برای دارایی‌ها باید بر اساس قاعده‌ی متعارف انتخاب مصرف کننده صورت بگیرد. او با تئوری تقاضای کل به عنوان زیربنا شروع و فرض کرد که پول همانند دیگر دارایی‌ها جریانی از خدمات (سهولت در مبادله و بدون ریسک بودن) را به دست می‌دهد . سپس از میزان ثروت (انسانی و غیر انسانی) به عنوان قید بودجه استفاده کرد. فریدمن پیشنهاد کرد که دامنه‌ی وسیعی از متغیّرهای هزینه‌ی فرصت، همانند نرخ تورم انتظاری (به عنوان متغیّر جایگزین برای بازدهی کالاهای واقعی)، بر تقاضای پول اثر می‌گذارند. او هم چنین ثروت را به عنوان عامل تعیین کننده‌ی تقاضای پول مطرح کرد.

اما دلیل استفاده از نرخ ارز را به صورت زیر می‌توان تشریح کرد.

۱- تغییر نرخ انتظاری ارز و تقاضا برای پول: طبق فرمول استاندارد، تقاضا برای پول تابعی از یک متغیّر مقیاس نشان دهنده‌ی درآمد یا ثروت و مجموعه‌ای از متغیّرهای نشان دهنده‌ی هزینه‌ی فرصت نگهداری پول است. در این چارچوب اگر پول خارجی جانشین پول داخلی باشد، نرخ بازده پول خارجی عامل مؤثری بر تقاضای پول داخلی خواهد بود. با فرض این که به مانده‌های پول خارجی هیچ بهره‌ای پرداخت نمی‌شود، نرخ بازده انتظاری پول خارجی برابر نرخ انتظاری افزایش نرخ ارز (که به عنوان قیمت پول خارجی تعرف می‌شود)، است. بنابراین امکان جانشینی پول می‌تواند از طریق این که آیا تغییر انتظاری نرخ ارز تعیین کننده‌ی معناداری در تقاضای پول داخلی است، آزمون شود.

۲-مقیاس نرخ بازار موازی ارز: بهمن اسکویی(۱۳۸۰) در مقاله‌ی «نرخ بازار سیاه ارز و تقاضا برای پول در ایران» دستاورد علمی خود را چنین ذکر می‌کند: در کشورهایی که بازار موازی برای ارز خارجی وجود دارد، نرخ بازار موازی ارز، و نه نرخ رسمی ارز،

Archive of SID

www.SID.ir

باید در تابع تقاضا برای پول لحاظ شود، چون ضریب نرخ رسمی ارز در تابع تقاضای پول معنی دار نیست.

فرضیه‌ی بازارهای کارا بیان می‌کند که نرخ سلف مقیاس خوبی از نرخ انتظاری ارز است. یک وجه ساده‌ی این فرضیه که فرض می‌کند افراد «ریسک خنثی» بوده و هزینه‌ی مبادله وجود ندارد، اشاره دارد که با توجه به تمام اطلاعات موجود، نرخ‌های سلف پیش بینی بهینه‌ای از نرخ های نقدی [1] آینده ارائه می‌کنند. این فرضیه با شواهد قابل ملاحظه‌ای برای محدوده ی گسترده‌ای از کشورها و دوره‌ها حمایت می‌شودکه نشان می‌دهد نرخ‌های سلف یک پیش‌بینی بدون تورشی از نرخ‌های نقدی آینده ارائه می‌کنند و خطای پیش بینی از اطلاعات موجود در مورد نرخ های نقدی آینده مستقل است. با وجود این «فرضیه ی ساده کارایی»[2] به خوبی از عهده‌ی تمامی آزمون‌ها و داده‌هایی که شواهدی علیه آن ارائه می‌کنند بر نمی‌آید. حتی اگر وجه ساده برقرار نباشد و نرخ سلف با مقداری خطای سیستماتیک (احتمالاً به دلیل عوامل ریسک و با هزینه‌های مبادله) نرخ نقدی انتظاری را اندازه بگیرد، اگر خطا کوچک باشد نرخ سلف می‌تواند هنوز به عنوان یک نماینده‌ی خوب مورد استفاده قرار گیرد(بردو و چو دری[3]، ۱۹۸۲: ۴۹-۵۰).

چون در اقتصاد ایران نرخ سلف ارز وجود ندارد و تغییرات نرخ رسمی ارز کند است، تقاضا برای پول داخلی و خارجی بیشتر تحت تأثیر نرخ بازار موازی ارز قرار می‌گیرد. لذا در تحقیق حاضر از نرخ بازار موازی ارز به عنوان جایگزین استفاده شده است.

۴- تصریح مدل و انتخاب متغیّرها

در این پژوهش برای برآورد تابع تقاضای پول در ایران از رابطه‌ی زیر استفاده شده است. این معادله در حقیقت همان تابع ریشه‌ی دوم پول است که به منظور عملیات تجربی به صورت خطی تبدیل شده است. (برای مطالعه‌ی بیشتر رک : ماراشده [4]، ۱۹۹۷)

$$M_1 = \alpha_0 Y^{\beta_1} . ER^{\beta_2} (\exp(\beta_3 p + \beta_4 i + e_i)) \qquad \text{معادله(۱)}$$

1-Spot Rate
2-The Simple Efficiency Hypothesis
3-Bordo & choudri
4-Marashdeh

Archive of SID

www.SID.ir

که فرم لگاریتمی آن به صورت زیر است:

$$LnM_1 = \beta_0 + \beta_1 LnY + \beta_2 LnER + \beta_3 p + \beta_4 i + e_i$$ معادله(۲)

به طوری که : M_1 تقاضای مطلوب پول دربلندمدت، شامل پول در گردش به اضافه سپرده‌های دیداری نزد بانک‌ها (با توجه به سطح توسعه‌ی سیستم مالی و بانکداری کشور، بهترین متغیّر نشان دهنده‌ی تقاضای کل پول (محدود) M_1 در نظر گرفته شده است.)

Y، متغیّر مقیاس: همان طور که اشاره شد تقاضای پول تابع پویایی اقتصاد است. در این مدل از تولید خالص داخلی به قیمت ثابت (۱۳۷۶) به عنوان شاخصی برای پویایی اقتصاد در نظر گرفته شد.

ER: نرخ ارز اسمی فروش آزاد. (نرخ ارز بازار موازی)

P: نرخ تورم به عنوان نرخ بازدهی پول

i: نرخ سود وام های بلندمدت پرداختی به بخش خصوصی

e: جمله اخلال

در باره‌ی معادله‌ی اول باید به دو نکته زیر توجه کرد:

۱- چون متغیّرهای تصریح شده در مدل به صورت سری زمانی است، آن چه در درجه‌ی اول باعث نگرانی و بروز نتایج غلط در مدل می‌گردد ارتباط هر یک از متغیّرها با زمان است. بنابراین برای جلوگیری از مسأله‌ی رگرسیون جعلی و سایر مشکلات مربوط به استفاده از سری‌های ناپایا، باید ایستایی هر یک از سری‌ها مورد بررسی قرار گیرد تا در نتایج مدل اختلال ایجاد نکند.

به منظور بررسی مانایی[1] متغیّرها و انجام آزمون ریشه‌ی واحد[2] ازتست دیکی فولر تعمیم یافته[3] (ADF) استفاده شده است؛ به طوری که خاصیت ایستایی داده‌های سری زمانی بر اساس رابطه‌ی زیر بررسی شده است:

$$\Delta X_t = B + (1 - A) X_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \theta_i \Delta X_{t-i} + u_t$$ معادله(۳)

1-Stationarity
2-Unit Root Test
3-Augmented Dickey-Fuller Test (ADF)

Archive of SID

www.SID.ir

به طوری که X برابر $LnER, LnP, LnY, Ln\mathrm{M1}, i$ و مقادیر باقی مانده‌ها است. نتایج بررسی این آزمون در جدول شماره‌ی یک خلاصه شده است.

۲- معادله‌ی بالا از خاصیت پویایی و دینامیک تقاضا برای پول چشم پوشی کرده است. برای حل این مشکل و به دست آوردن یک مدل پویا، از مدل تصحیح خطا[1] به صورت زیر استفاده شده است:

$$\Delta Ln\mathrm{M}_{1t} = b_0 + \Sigma\sum_{i=0}^{n1} b_{1i}.\Delta LnY_{t-i} + \sum_{i=0}^{n2} b_{2i}\Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^{n3} b_{3i}\Delta i_{t-i}$$
$$+ \sum_{i=0}^{n4} b_{4i}\Delta LnER_{t-i} + \sum_{i=0}^{n5} b_{5i}\lambda ECM_{t-i} + e_t$$

معادله(۴)

به طوری که ECM_{t-i}، مقدار تأخیر باقی مانده‌ها از تخمین بلندمدت (رابطه ی۱) و λ ضریب تصحیح خطا[2] است.

نکته‌ای که در آخر این بخش باقی می‌ماند توجیه علمی رابطه بین متغیّرهای توضیحی و متغیّر ریشه است. انتخاب متغیّرهای مؤثر در تابع تقاضای پول یکی از مهم ترین وظائف محقق در شروع مطالعه است. مبانی نظری که در تحقیق مورد استفاده قرار می‌گیرند، تعیین کننده‌ی مفهوم پول، متغیّر مقیاس و هزینه‌ی فرصت نگهداری پول هستند.

مطالعات در مورد کشورهای در حال توسعه، نشان می‌دهد که تابع تقاضای پول با M1 رفتار بهتری نسبت به M2 نشان می‌دهد. محققان معتقدند که به مرور زمان هرچه سیستم بانکی و بازارهای مالی در این کشورها پیشرفت می‌کند، استفاده از پول محدود به سمت پول وسیع سوق داده می‌شود.

متغیّر مقیاس در تابع تقاضای پول، به عنوان معیار سنجش معاملات مربوط به فعالیت‌های اقتصادی مورد استفاده قرار می‌گیرد. تئوری‌های معاملاتی تقاضای پول سطح درآمد (یا تولید ناخالص ملی کشور) را به عنوان متغیّر مقیاس مورد تأکید قرار

1-Error Correction Model
2-Error Correction Coefficent

Archive of SID

www.SID.ir

داده‌اند، در حالی که تئوری‌های پرتفوی تقاضای پول بیشتر ثروت افراد را مورد توجه قرار داده‌است.

هزینه‌ی فرصت نگهداری پول تفاوت بین نرخ بازده پول و دارایی‌های جایگزین پول را نشان می‌دهد. شواهد قابل توجهی درباره‌ی کشورهای در حال توسعه وجود دارد که به دلیل محدودیت‌های قانونی نرخ‌های بهره و عدم دسترسی به سیستم بانکی و مؤسسات مالی، رابطه‌ی معناداری بین نرخ بهره و تقاضای پول وجود ندارد. در این مورد بیشتر مواقع، نرخ تورم جایگزین خوبی برای نرخ‌های بهره بوده است. در این مطالعه هر دو متغیّر نرخ تورم و نرخ سود وام‌های بلندمدت پرداختی به بخش خصوصی (نماینده‌ای برای نرخ بهره)، در تابع تقاضای پول وارد شده‌اند.

در شرایط اقتصاد باز، هزینه‌ی فرصت نگهداری پول از طریق نرخ ارز و نرخ‌های بهره‌ی خارجی نیز مورد توجه قرار می‌گیرد. علاوه‌بر این به منظور بررسی پدیده‌ی جانشینی در تابع تقاضای پول، ورود متغیّر نرخ ارز توجیه پیدا می‌کند. از آن جا که در کشورهای در حال توسعه بازار ارز خارجی آزادانه عمل نمی‌کند، بازاری موازی در کنار آن صورت می‌گیرد که به تقاضای تجاری افراد به صورت غیررسمی جواب می‌دهد و معمولاً در این بازار متغیّرها واقعی‌تر هستند.

۵- نتایج تجربی

به کار گیری روش‌های سنتی در اقتصادسنجی، مبتنی بر فرض مانایی متغیّرها است. ولی مطالعات در زمینه‌ی سری‌های زمانی نشان می‌دهد که چنین فرضی در بسیاری از سری‌های زمانی نادرست است و میانگین و واریانس در بیشتر سری‌های زمانی به زمان بستگی دارد. بنابراین پیش از آن که به بخش تخمین تابع بپردازیم، آزمون ریشه‌ی واحد برای تعیین خصوصیات سری‌های زمانی موجود صورت گرفته است.

نتایج نشان می‌دهد که متغیّرها در سطح مانا نیستند و فرضیه‌ی صفر مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد را نمی‌توان رد کرد. نتایج این آزمون نیز در جدول شماره‌ی یک آمده است. از نتایج موجود نتیجه گرفته می‌شود که تمام متغیّرهای موجود در سطح ۹۵ درصد هم‌انباشته[1] از مرتبه‌ی یک $I(1)$ هستند.

1-Co-integration

Archive of SID

www.SID.ir

جدول شماره‌ی یک - **نتایج تست ریشه ی واحد ودیکی فولر تعمیم یافته(ADF)**

متغیّر	مدل با عرض از مبدأ و بدون روند		مدل با عرض از مبدأ وروند	
	مقدار آماره	مقداربحرانی۹۵ درصد	مقدار آماره	مقداربحرانی۹۵ درصد
LnM1	۰,۵۲	-۲,۹۳	-۲,۹۵	-۳,۵۱
DLnM1	-۳,۴۳	-۲,۹۳	-۳,۴۸	-۳,۵۱
LnY	-۱,۵۷	-۲,۹۳	-۲,۲	-۳,۵۱
DlnY	-۳,۸	-۲,۹۳	-۳,۸۴	-۳,۵۱
LnER	۰,۶۵	-۲,۹۳	-۲,۰۷	-۳,۵۱
DLnER	-۵,۰۹	-۲,۹۳	-۵,۱۶	-۳,۵۱
P	-۲,۷۳	-۲,۹۳	-۳,۳۸	-۳,۵۱
DP	-۷,۵۴	-۲,۹۳	-۷,۴۸	-۳,۵۱
i	-۰,۱۱	-۲,۹۳	-۱,۹۱	-۳,۵۱
Di	-۷,۲۸	-۲,۹۳	-۷,۳۸	-۳,۵۱

منبع: یافته‌های محقق

جوهانسون و جوسیلیوس (۱۹۹۱)، درپی برطرف کردن مشکل روش انگل-گرنجر[1] (۱۹۸۷)، روش دومی را ارائه دادند که از طریق حداکثر راست نمایی[2]، بردارهای همگرا را شناسایی می‌کند. آنان ادعا کردند که به طور کلی در تحلیل چند متغیره سری‌های زمانی، ممکن است بیش از یک بردار هم‌انباشته وجود داشته باشد. در آن صورت روشی مثل انگل-گرنجر نمی‌تواند بدون هیچ پیش فرضی از جانب تحلیل‌گر، این بردارها را تعیین کند. اساس کار آنان را یک مدل VAR^3 به صورت رابطه‌ی زیر تشکیل می‌دهد.

معادله(۵) $$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + ... + A_p Y_{t-p} + e_t$$

بر این اساس این رابطه یک مدل تصحیح خطای برداری (VECM^4) به صورت رابطه‌ی زیر نوشته می‌شود.

معادله(۶) $$Y_t = \Pi_1 \Delta Y_{t-1} + \Pi_2 \Delta Y_{t-2} + ... + \Pi_{p-1} \Delta Y_{t-p-1} + \Pi Y_{t-p} + e_t$$

که در آن:

معادله(۷) $$\Pi = -(I - A_1 - A_2 - ... - A_p)$$

1-Engle-Granger
2- Maximum Likelihood
3-Vector Auto Reggresion
4-Vector Error Correction Model

Archive of SID

www.SID.ir

به طور کلی اساس تحلیل در این روش روی ماتریس Π استوار است. اگر رتبه‌ی ماتریس را بدانیم و تعداد متغیّرها را p فرض کنیم، آن گاه سه حالت ممکن است پیش می‌آید.

۱- اگر $r=p$ باشد، در آن صورت Π دارای رتبه‌ی کامل است و تمام متغیّرها مانا خواهند بود. در این صورت می‌توان از روش VAR برای سطح متغیّرها استفاده کرد.

۲- اگر $r<p<0$ باشد، در این صورت r بردار هم‌انباشتگی وجود دارد که پایا هستند و r-p روند تصادفی یا ناپایا خواهد بود.

۳- اگر $r=0$ باشد، تمام متغیّرها دارای ریشه واحد باشد، می‌توان از روش VAR (روی تفاضل مرتبه‌ی اول متغیّرها)، ضرایب را تخمین زد.

بحث جوهانسون و جوسلیوس بر حالت دوم بنا نهاده شده است که در آن رتبه‌ی ماتریس کوچک‌تر از تعداد متغیّرها است. در این روش از دو آماره‌ی حداکثر مقدار ویژه[1] و آزمون اثر[2] برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی استفاده می‌شود.

در روش فوق، پیش از تعیین تعداد بردارهای هم جمعی، لازم است وضعیت متغیّرهای عرض از مبدأ و روند در بردارها مشخص شود. بر اساس روش هریس[3] (هریس، ۱۹۹۵)، با توجه به این که فرآیند تولید داده‌ها معلوم نیست، باید حالت‌های گوناگونی را ارزیابی و بهترین الگو را انتخاب کرد. براساس روش فوق، برای لگاریتم حجم پول (LnM1)، الگوی «بدون عرض از مبدأ و روند» برگزیده شده است. هم چنین رتبه‌ی مدل در بردار خود رگرسیونی با استفاده از معیارهای تشخیصی شوارتز-بیزین، آکاییک و LR تعیین شده است. تمام این معیارها وجود یک وقفه در مدل را پیشنهاد می‌کنند. پس از انجام روش هم‌انباشتگی، نتایج مربوط به آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر به ترتیب در جدول‌های زیر آورده شده است.

1-Maximal Eigenvalue Statistic
2- Trace Statistic
3-Harris R.I.D

Archive of SID

www.SID.ir

جدول شماره‌ی دو - نتایج آزمون حداکثر مقدار ویژه

فرضیه‌ی صفر	فرضیه ی جایگزین	آماره	مقدار بحرانی ۹۵درصد	مقدار بحرانی ۹۰درصد
r = 0	r=۱	۱۲۲,۹۲	۲۹,۹۵	۲۷,۵۷
r<=۱	r=۲	۳۲,۴۵	۲۳,۹۲	۲۱,۵۸
r<=۲	r=۳	۱۴,۳۹	۱۷,۶۸	۱۵,۵۷
r<=۳	r=۴	۸,۷۶	۱۱,۰۳	۹,۲۸
r<=۴	r =۵	۰,۲۴	۴,۱۶	۳,۰۴

منبع: یافته‌های محقق

جدول شماره‌ی سه - نتایج آزمون آماره‌ی اثر

فرضیه‌ی صفر	فرضیه‌ی جایگزین	آماره	مقدار بحرانی ۹۵درصد	مقدار بحرانی ۹۰درصد
r = 0	r>=۱	۱۷۸,۷۸	۵۹,۳۳	۵۵,۴۲
r<=۱	r>=۲	۵۵,۸۵	۳۹,۸۱	۳۶,۶۹
r<=۲	r>=۳	۲۳,۴	۲۴,۰۵	۲۱,۴۶
r<=۳	r>=۴	۹	۱۲,۳۶	۱۰,۲۵
r<=۴	r =۵	۰,۲۴۴۷	۴,۱۶	۳,۰۴

r : تعداد بردارهای همگرا

منبع: یافته‌های محقق

نتایج نشان می‌دهد که در سطح معناداری ۵ درصد، دو بردارهمگرایی در بین متغیّرها وجود دارد. بردارهای همگرایی که با فرض تعادل بلندمدت در بازار پول استخراج شده است را می‌توان بر اساس لگاریتم حجم پول نرمال کرد. (جدول شماره‌ی چهار). این بردارها تابع تقاضای پول را در حالت ایستا نشان می‌دهند.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول شماره‌ی چهار - بردارهای همگرایی نرمال شده بر اساس حجم پول (LnM_1)

بردار	LnM1	LnY	LnER	p	i
V1	-۱	-۰,۸۹	۲,۹۹	-۰,۱۴	-۰,۳۸
V2	-۱	۰,۰۲	۱,۳۸	-۰,۱۰۸	۰,۰۸

منبع: یافته‌های محقق

پس دو تابع تقاضای بلندمدت پول به صورت زیر وجود دارد:

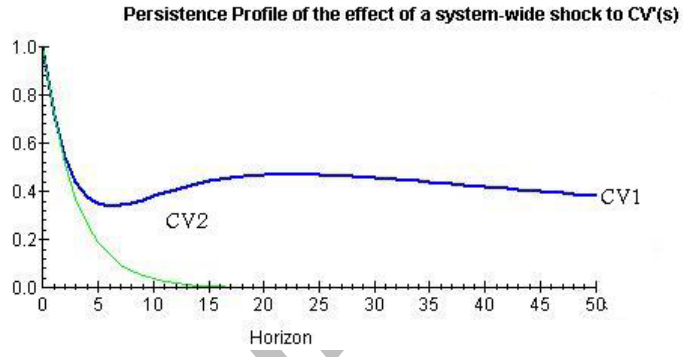
معادله (۸)

$$LnM_1 = -0.89^{*} LnY + 2.99^{*} LnER - 0.14^{*} P - 0.38^{*} i$$

$$LnM_1 = 0.02^{*} LnY + 1.38^{*} LnER - 0.108^{*} P + 0.08^{*} i$$

با وارد کردن یک تکانه[1] به کل نظام مشاهده می‌شود که بردار هم‌انباشتگی اول تمایلی به همگرا شدن بعد از وارد ساختن تکانه ندارد و با یک روند خاص به حرکت خود ادامه می‌دهد؛ اما بردار هم‌انباشتگی دوم همگرا شده و به سوی رابطه‌ی بلندمدت خود حرکت می‌کند.

شکل شماره‌ی یک - تأثیر تکانه بر کل نظام



منبع: یافته‌های محقق

بر این اساس از بین دو بردار بالا، چون بردار دوم دارای ضرایبی برای متغیّرهای توضیحی مطابق با انتظارات تئوریکی بوده و فرآیند همگرایی را بعد از وارد ساختن تکانه به نظام، بهتر توجیه می‌کند، انتخاب شده است. این معادله نشان می‌دهد که کشش درآمدی تقاضای پول مثبت(۰/۰۲) و کشش تقاضای پول نسبت به نرخ تورم منفی

1-Impluse

Archive of SID

www.SID.ir

(۰/۱۰۸-) است. کشش بهره‌ای تقاضای پول برابر ۰/۰۸ است و نرخ ارز رابطه‌ی مستقیم با تقاضای پول دارد که بر آن اساس پدیده‌ی جانشینی در اقتصاد کشور تأیید می‌شود. البته در مورد علامت ضریب لگاریتم نرخ ارز در بازار موازی، باید گفت که علامت آن یک مسأله‌ی تجربی است و با تئوری‌های سنتی و جانشینی پول نمی‌توان علامت آن‌را از قبل تعیین کرد. زیرا وقتی نرخ ارز شروع به افزایش می‌کند، تقاضا برای پول داخلی کاهش و برای پول خارجی افزایش می‌یابد. اما وقتی نرخ ارز زیاد افزایش یابد، تقاضا برای ارز همانند هر کالای اقتصادی رو به کاهش می‌گراید. برآیند این افزایش و کاهش‌ها است که علامت آن‌را تعیین می‌کند. همین که تقاضای پول داخلی نسبت به نرخ ارز حساسیت داشته باشد، و ضریب نرخ ارز در تابع تقاضای پول داخلی معنادار باشد، پدیده‌ی جانشینی پول اتفاق افتاده است.

اولین بار در سال۱۹۳۶ کنیز[1] (۱۹۶۳: ۳۵۸)، در کتاب « نظریه‌ی عمومی، اشتغال، بهره و پول» بیان کرد، اگر وضعیتی پیش آید که پول در جریان کشور خاصیت نقدینگی خود را از دست بدهد، جانشین‌های فراوانی مثل بدهی‌های کوتاه‌مدت، پول خارجی، جواهرات، انواع فلزات گران قیمت و جریانات اعتباری بانک که به آن پول اعتباری گویند، پای خود را در کفش پول می‌کنند(گویلر موارتیز[2]،۱۹۸۳ : ۱۷۵). موضوع جانشینی پول حدود سه دهه است که وارد پژوهش های اقتصادی شده است. البته پدیده‌ی دلاری کردن اقتصاد سابقه‌ی طولانی‌تر دارد.

فرزین‌وش و لشکری(۱۳۸۲) در مقاله‌ی «جانشینی پول: شواهدی از ایران»، بحث جانشینی پول به طور کامل بررسی شده است. در این مقاله با استفاده از مدل بورد و چودری، علاوه‌بر متغیّر نرخ بهره‌ی داخلی، نرخ بهره‌ی خارجی برای آزمون وجود پدیده‌ی جانشینی پول وارد مدل شده است که **توضیحات بیشتر در ضمیمه آورده شده است.**

در تحقیق حاضر از دو طریق به تحلیل‌های کوتاه‌مدت پرداخته شده است.

الف) مدل تصحیح خطا

در جدول شماره‌ی یک مشاهده شد که تمام متغیّرها در سطح اولین تفاضل $(i, Lner, LnY, LnM_1, LnP)$ ایستا هستند. بنابراین برای تبیین ویژگی‌های

1- Keynes
2- Guillermo Ortiz

Archive of SID

www.SID.ir

کوتاه‌مدت تابع تقاضای پول، مدل تصحیح خطا را برای بردار همگرا استخراج می‌کنیم. پسماندهای بردار همگرایی، نشان دهنده‌ی عدم تعادل بلندمدت در بازار پول است که در مدل تصحیح خطا وارد می‌شود. در این مدل تعادل بلندمدت با حرکات کوتاه مدت به طور یک جا مورد بررسی قرار می‌گیرند.

معمولاً به سه دلیل متغیّر باوقفه در مدل‌های اقتصادسنجی وارد می‌شود.

الف- دلایل روانی: معمولاً مردم عادات مصرفی خود را به دنبال یک کاهش قیمت و یا افزایش درآمد فوراً تغییر نمی‌دهند، شاید به این علت که فرآیند تغییر ممکن است مطلوبیت منفی (نارضایتی) به بار آورد.

ب- دلایل فنی(تکنولوژیکی): اگر قیمت سرمایه نسبت به نیروی کار کاهش یابد، در این صورت جایگزینی سرمایه به جای نیروی کار از نظر اقتصادی مناسب خواهد بود. البته افزودن سرمایه نیاز به زمان دارد (دوران باروری). علاوه‌بر این اگر این کاهش موقتی تلقی شود، ممکن است بنگاه های اقتصادی برای جایگزین کردن عامل کار به وسیله‌ی سرمایه شتاب نکنند.

ج- دلایل نهادی: برای مثال، الزامات ناشی از عقد قرارداد، ممکن است بنگاه‌ها را از تغییرات در نیروی کار و یا استفاده از منابع دیگر مواد اولیه منع کند(عرب مازار،۱۳۶۹: ۲۹۴-۲۹۵).

در مورد تقاضای پول داخلی و خارجی نیز عادت مصرفی مردم خیلی زود تغییر نمی‌کند. هم‌چنین تبدیل پول خارجی به پول داخلی دارای هزینه‌ی معاملاتی است؛ علاوه بر آن ممکن است قراردادهایی بر حسب پول داخلی یا بر حسب پول خارجی منعقد شده باشد که با تغییر یک متغیّر مثل نرخ بهره‌ی داخلی یا خارجی نمی‌توان قرارداد را لغو کرد و با پول دیگر خارجی (داخلی) منعقد نمود. بنابراین تقاضای پول داخلی و خارجی به سطح این تقاضاها در دوره‌ی گذشته بستگی دارد.

ضریب تصحیح خطای کوتاه مدت برابر(۰/۰۵۳-) است،که مطابق با انتظارات تئوریک بوده و در سطح معنی داری ۵ درصد، معنی‌دار است. با معنی بودن ضریب تصحیح خطا وجود بردار همگرایی بین متغیّرها را تأیید می‌کند. نکته‌ی قابل توجه مقدار این ضریب است. این مقدار نشان می‌دهد که در هر دوره درصد کمی از عدم تعادل در

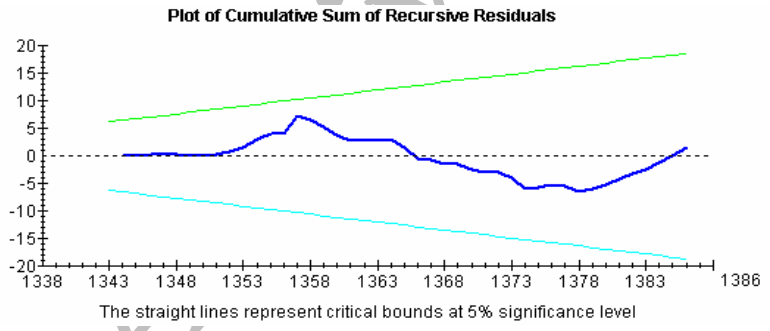
Archive of SID

www.SID.ir

بازار پول تعدیل می‌شود. به عبارت دیگر سرعت حرکت در بازار پول کند است که این می تواند انعکاسی از ناکارآمدی بازار پول تلقی شود.

پسران و پسران(۱۹۹۷)، به کارگیری آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ را برای تعیین ثبات پارامترهای بلندمدت (ضرایب تخمین زده شده از متغیّرهای تفاضل اول) و هم‌چنین کوتاه‌مدت (ضریبECM_{t-1}) را در مدل تصحیح- خطا پیشنهاد می‌کنند. البته این آزمون‌ها اولین بار توسط بروان، دوربین و اوانس[1](۱۹۷۵)، مطرح شدند. نمودار شماره‌ی دو و سه به ترتیب آماره‌های آزمون CUSUM و CUSUMSQ را نمایش می‌دهند. خطوط مستقیم در نمودارها سطح معناداری پنج درصد را نشان می‌دهند. همان طور که در نمودارهای شماره‌ی دو و سه مشاهده می‌شود، مسیر حرکت آماره‌های آزمون به گونه‌ای است که پیوسته در داخل خطوط مستقیم قرار دارند. براساس این آزمون‌ها فرضیه‌ی ثبات ضرایب را در سطح معناداری نمی‌توان رد کرد و می‌توان نتیجه گرفت که تابع تقاضای پول در دوره‌ی مورد مطالعه (۱۳۳۸-۱۳۸۶) باثبات بوده است. به عبارت دیگر، بر هم خوردن رابطه‌ی رشد حجم پول و تورم طی سال‌های اخیر در ایران را نمی‌توان به صورت بی‌ثباتی تابع تقاضای پول تفسیر کرد. مزیت روش‌های CUSUM و CUSUMSQ نسبت به سایر روش‌های متداول در آزمون ثبات تابع، آن است که نیاز به پیش داوری و قضاوت در مورد زمان وقوع تکانه نیست و ماهیت روش‌های مذکور به گونه‌ای است که به دنبال کنترل زمان وقوع تکانه در طول دوره‌ی بررسی است.

شکل شماره‌ی دو - مجموع تجمعی باقی‌مانده‌های تکراری(آزمون CUSUM)

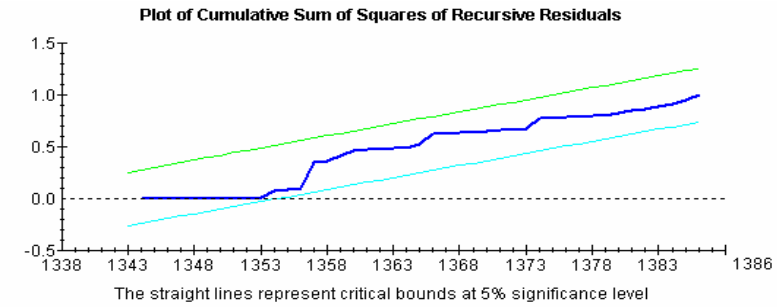


1-Brown, Durbin & Evans

Archive of SID

www.SID.ir

شکل شماره‌ی سه – مجموع تجمعی مربعات باقی‌مانده‌های تکراری(آزمون CUSUMS)

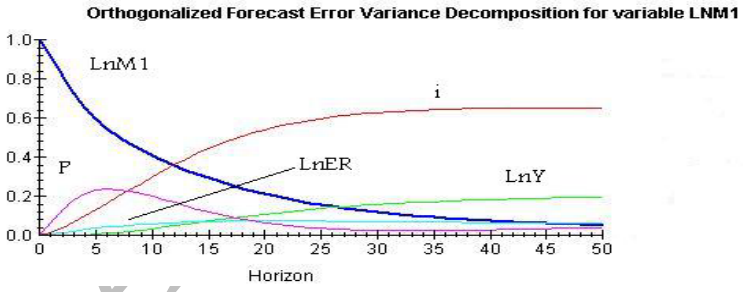


منبع: یافته‌های محقق

ب)ابزارهای تجزیه‌ی واریانس و توابع عکس العمل لحظه‌ای[1]

تجزیه‌ی واریانس به عنوان ابزاری برای تحلیل عملکرد کوتاه‌مدت به کار می‌رود. با این ابزار می‌توان مشخص کرد که هر متغیّر در مدل تا چه اندازه در تغییرات متغیّر دیگر سهیم است. نتایج حاصل از تجزیه‌ی واریانس در نمودار شماره‌ی چهار ارائه شده است. نمودار نشان می‌دهد که در دوره‌های اولیه‌ی تجزیه‌ی واریانس، حجم پول و نرخ تورم بیشترین توانایی برای توضیح دادن متغیّر وابسته بردار همگرایی را دارند. در حالی که در دوره‌های پایانی، مقدار توضیح دهندگی نرخ سود وام‌های بلندمدت پرداختی به بخش خصوصی و تولید ناخالص داخلی بالاترین سهم را در بین متغیّرهای مدل دارند. سهم نرخ ارز در بازار موازی در بی‌ثباتی تابع تقاضای پول بر حسب M1 نسبتاً اندک است.

شکل شماره‌ی چهار – نمودار تجزیه واریانس برای متغیّر لگاریتم حجم نقدینگی



منبع: یافته‌های محقق

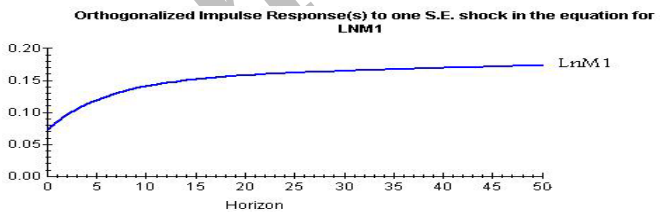
1-Impulse Response Function

www.SID.ir

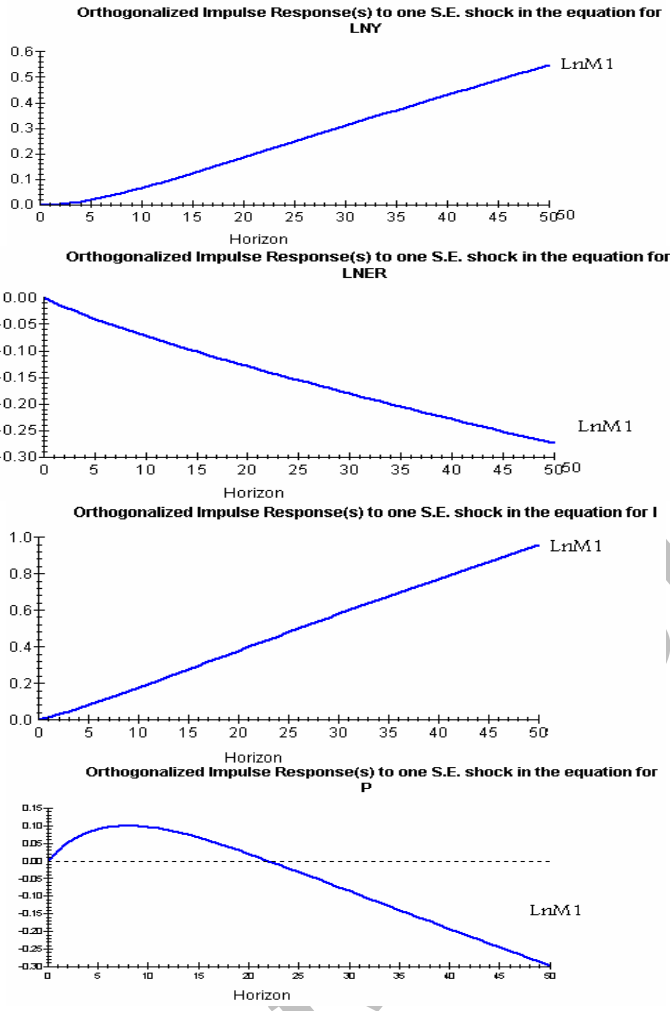
توابع عکس العمل لحظه‌ای به عنوان ابزاری برای مطالعه‌ی زمان بندی شوک‌های اقتصادی به کار می‌رود. این توابع مسیر پویایی نظام در پاسخ به تکانه‌های وارده را به اندازه‌ی یک انحراف معیار نشان می‌دهد. نمودار شکل شماره‌ی پنج واکنش LnM1 را نسبت به یک انحراف معیار تکانه در متغیّرهای LnY, LnER, P, i, LnM1 نشان می‌دهد. وارد شدن ضربه به متغیّر لگاریتم تراز واقعی پول باعث می‌شود که خود متغیّر در همان دوره‌ی اول در سطحی بالاتر از وضعیت پایه (بدون حضور تکانه) قرار بگیرد. متغیّر فوق سیر صعودی را با نرخی کاهنده تا آخر دوره‌ی مورد بررسی طی می‌کند و در بلندمدت اثر تکانه در امتداد خط افقی پایدار قرار می‌گیرد.

اثر تکانه تولید ناخالص داخلی بر تراز واقعی، باعث می‌شود که متغیّر فوق با نرخ ثابت از مقدار خود در وضعیت پایه دورتر و دورتر شود. به عبارت دیگر اثر تکانه از بین نمی رود و تا پایان ادامه می‌یابد. اثر تکانه نرخ ارز بر تراز واقعی، دقیقاً شبیه اثر تکانه‌ی تولید ناخالص داخلی بر این متغیّر است؛ با این تفاوت که مسیر حرکت خلاف جهت قبلی است. اثر تکانه نرخ بهره بر تراز واقعی نیز به مانند اثر تکانه تولید ناخالص داخلی بر این متغیّر است و باعث می‌شود که متغیّر تراز واقعی از مقدار بلندمدت خود دور شود. اثر تکانه نرخ تورم بر تراز واقعی، در دوره‌های اول آن‌را بالاتر از سطح پایه قرار می‌دهد. بیشترین مقدار آن در دوره‌ی هفتم مشاهده می‌شود. از آن پس اثر تکانه کاهش می‌یابد و در بلندمدت متغیّر به مسیر واگرای خود ادامه می‌دهد.

شکل شماره‌ی پنج - توابع عکس العمل لحظه‌ای ناشی از تکانه وارده بر متغیّر های مربوط به معادله LnM1



www.SID.ir



منبع: یافته‌های محقق

۶- نتیجه گیری

این تحقیق به بررسی تجربی رابطه‌ی پول و دیگر متغیّرهای کلان اقتصادی (تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز در بازار موازی، سطح عمومی قیمت‌ها و نرخ سود وام‌های بلندمدت پرداختی به بخش خصوصی) برای اقتصاد ایران در طی دوره‌ی ۱۳۳۸-۱۳۸۵ با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی هم‌انباشتگی جوهانسون-جوسلیوس (۱۹۹۱) پرداخته است . به منظور انتخاب متغیّرهای مؤثر در تابع تقاضای پول، مفهوم پول و متغیّر

Archive of SID

www.SID.ir

مقیاس و متغیّر هزینه‌ی فرصت نگهداری پول بر اساس مبانی نظری مطروحه مورد بررسی قرار گرفت و در نهایت بر اساس مطالعه‌ی ماراشده (۱۹۹۷) در مورد یک کشور در حال توسعه، تابع تقاضایی مناسب برای اقتصاد ایران تصریح شد. نتایج روش همگرایی جوهانسون نشان می‌دهد که دو بردار هم‌انباشته بین متغیّرهای اشاره شده وجود دارد. مطابق تئوری‌های اقتصادی اثر تورم بر تقاضای پول منفی و اثر تولید ناخالص داخلی بر تقاضای پول مثبت است. بر این اساس نرخ تورم شاخص مناسب‌تری برای نشان دادن هزینه‌ی فرصت نگهداری پول در اقتصاد ایران است. با توجه به توضیحات داده شده در مقاله وجود جانشینی پول در ایران تأیید می‌شود. بدین معنا که مطابق مبانی نظری، افزایش تورم سبب کاهش تقاضای پول می‌شود و کاهش ارزش پول داخلی، تقاضای پول را افزایش می‌دهد. در این رابطه باید به دو نکته‌ی زیر توجه کرد:

۱-مرجع پولی باید اثر نرخ ارز را در تدوین سیاست‌های پولی در نظر بگیرد.

۲-به علت وجود پول خارجی در گردش در ایران بانک مرکزی امکان بیشتری در کنترل سیاست‌های داخلی دارد؛ زیرا بانک مرکزی قادر به بازبینی تبدیل پول داخلی به خارجی خواهد بود.

نتایج آزمون CUSUM و CUSUMSQ بر مدل تصحیح خطا نشان می‌دهد که نمی‌توان فرضیه‌ی صفر مبنی بر ثبات ضرایب را در سطح معنی دار ۵ درصد رد کرد. به عبارت دیگر می‌توان پذیرفت که تابع تقاضای پول در ایران باثبات است و می‌تواند مبنای پیش‌بینی مناسب و دقیقی از اثرات تغییرات عرضه‌ی پول بر دیگر متغیّرهای کلان اقتصادی واقع شود.

هم چنین نتایج حاصل از مدل تصحیح خطا و تجزیه‌ی واریانس و توابع عکس العمل سرعت کند تعدیل به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد.

۷- ضمیمه

الف)منابع داده ها به نحوه‌ی محاسبه‌ی آن‌ها

نماد	متغیّر	منبع اطلاعات یا نحوه‌ی محاسبه
M1	حجم پول داخلی برحسب میلیارد ریال	گزارش های مختلف بانک مرکزی،ج.ا.ا.
Y	تولید ناخالص داخلی به قیمت سال ۱۳۷۶	نرم افزار IFS صندوق بین المللی پول
P	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی	نرم افزار IFS صندوق بین المللی پول

Archive of SID

www.SID.ir

i	نرخ سود وام های بلند مدت به بخش خصوصی	سازمان برنامه و بودجه‌ی اصفهان
ER	نرخ دلار در بازار موازی	گزارش های مختلف بانک مرکزی،ج.ا.ا.
if	نرخ بهره‌ی خارجی(مورد آمریکا)	نرم افزار IFS صندوق بین المللی پول

بررسی جانشینی پول

مدلی که فرزین‌وش و لشکری برای تأیید وجود جانشینی پول استفاده کرده‌اند، به صورت زیر است که در آن نرخ بهره‌ی خارجی در نظر گرفته شده، نرخ بهره در کشور امریکا است. مدل تخمینی در آن جا به صورت زیر است:

$$Logm_d = \beta_0 + \beta_1 LogY + \beta_2 i_d + \beta_3 i_f$$

$$Logm_f = \gamma_0 + \gamma_1 LogY + \gamma_2 i_d + \gamma_3 i_f$$

به طوری که $m_d = (m_d / P_d)$ تقاضای حقیقی برای پول داخلی و $m_f = (Em_f / P_d)$، تقاضای حقیقی برای پول خارجی، P_d سطح قیمت داخلی و Y درآمد حقیقی داخلی است. i_d نرخ بهره ی داخلی و i_f نرخ بهره‌ی خارجی است. اگر جانشینی برای پول بین m_d و m_f وجود نداشته باشد، ضرایب β_3 , γ_2 (که اثر متقاطع جانشینی را نشان می‌دهد)در معادله‌های بالا برابر صفر است.

ما هم مدل اولیه راتخمین زدیم وبه نتایج زیر رسیدیم که تأیید کننده‌ی وجود جانشینی پول است. (D56 متغیّر مجازی انقلاب و D5859 متغیّر مجازی مربوط به شکست ساختاری است.)

Archive of SID

www.SID.ir

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LNM1

48observations used for estimation from 1338 to 1386

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	-11.8264	2.8756	-4.1113[.000]
LNY	1.3652	.26931	5.0693[.000]
I	.19432	.038807	5.0074[.000]
IF	-.094928	.036452	-2.6042[.013]
DS6	2.6367	.29575	8.9152[.000]
DW	.27435	.30311	.90512[.371]

R-Squared	.96932	R-Bar-Squared	.96517
S.E. of Regression	.50067	F-stat. F(5, 37)	233.7850[.000]
Mean of Dependent Variable	7.3428	S.D. of Dependent Variable	2.6828
Residual Sum of Squares	9.2748	Equation Log-likelihood	-28.0354
Akaike Info. Criterion	-34.0354	Schwarz Bayesian Criterion	-39.3190
DW-statistic	1.1424		

۸- منابع و مآخذ

1.Bahmani Oskooei, M.(1372) «Macro-economic Effect of Rials Devaluation in Iranian Economy***», 3th Conference on Money and Exchange Rate Policy***, Central Bank of Islamic Republic of Iran (Persian).

2- Bidram, R.(1381) ***Eviews with Econometric***, Manshor Bahreh, Tehran (Persian).

3- Shirinbakhsh, Sh. and Z.Khansari(1384) ***Application of Eviews in Econometric,*** Economic Research Institution, Tehran (Persian).

4- Arabmazar, A.(1369) ***Basic Econometric***, Kavir, Tehran (Persian).

5- Farzinvash, A. and M.Lashkari(1382) «Money Substitution and Money Demand: Evidence of Iran***», Journal of Pazhoheshnameye Bazargani***, Vol: 29, pp: 1-50 (Persian).

6- Komeyjani A. and R.Bostani(1383) «Stability of Money Demand in Iranian Economy», Vol: 67, pp: 1-23 (Persian).

7- Keynes, J.M.(1936) ***The General Theory of Employment, Money and Interest Rate***, Farhang. M., University of Tehran (Persian).

Archive of SID

www.SID.ir

8- Noferesti, M.(1378) ***Unit Root Test and Co-integration in Econometric,*** Resa (Persian).

9- Marashdeh O. (1997)«The Demand for Money in an Open Economy, the Case of Malaysia», ***Prepared for presentation on Southern Finance Associastion Annual Meeting,*** 19-22 November 1997, Baltimore, Maryland,USA.

10- Marashdeh O. (1990)«The Demand for Money in Jordan: An Open economy framework***», Unpublished Doctoral Dissertation***, West Virginia University.

11-Arango, Sebaatian and M.Ishaq Nadiri (1981)«Demand for money in Opec Economies», ***Journal of Monetary Economics***, Vol.7, pp:69-83.

12-Bahmani-Oskooee, MOhsenand and Ampa Techratanachai (2001) «Currency Subbstitution in Thailand», ***Journal of Policy Modeling***, Vol.23, pp.141-145.

13-Bahmani-Oskooee, MOhsen and Margaret Malixi (1991) «Exchange Rate Sensitivity of Demand for Money in Developing Countries», ***Applied Economics*** ,Vol.23, pp.1377-1384.

14- Bahmani-Oskooee, MOhsen and Reymond Chi-Wing Ng (2002)«Long-Run Demand for Money in Hong Kong,An Appilication of the ARDL Model», ***International Journal of Business and Economics***, Vol.1,no.2, pp.147-155.

15- Bahmani-Oskooee, MOhsen (1996)«The Black Exchange Rate and Demand for Money in Iran», ***Journal of Macroeconomics***, winter, vol.18, pp.171-176.

16- Bahmani-Oskooee, MOhsen and Shin.Sungwun (2002) «Stability of the Demandfor Money in Korea», ***International Economics Journal***, Vol.16, pp85-95.

17- Bahmani-Oskooee, MOhsen and Chomsisengphet (2002) «Stability of M2 Money Demand Function in Industrial Countriesk, ***Applied Economics***, Vol.34, pp.2075-83.

18- Bahmani-Oskooee, MOhsen and Pourheydarian. Mohmmad (1990)«Exchange Rate Sensitivity of Demand for Money and Effectiveness of Fiscal and Monetary Policy», ***Applied Economics***, pp.917-925.

19-Brown, R.L. and Durbin,J. and Evans.J.M.(1975) «Techniques for Testing the Constancy of Regression Relations Over Time», ***Journal of the Royal Statistical Society***, Vol.37, Serirs B, pp.149-163

20-Johanson, Soren and Juselius, Katarina (1990)«Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-Whit Applications to the Demand for Money », ***Oxford Bulletin of Economics and Statistic***, Vol.52, pp.169-210.

Archive of SID

www.SID.ir