

Archive of SID

بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای پول در اقتصاد ایران با تأکید بر نرخ ارز (ARDL) کاربرد الگوی

دکتر محمدعلی فلاحی^۱
ابراهیم نگهداری^۲

چکیده

به منظور بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای پول با تأکید بر نرخ ارز (به عنوان عامل تعیین کننده)، الگوی تقاضای پول ایران با روش خود بازگشت با وقفه های توزیعی (ARDL) و با استفاده از داده های سالانه ۱۳۸۱-۱۳۳۸ و نیز فصلی (۱) ۱۳۶۷-۱۳۸۱ (۴) برآورد شده است. نتایج نشان دهنده وجود کشش درآمدی مثبت تقاضای پول (M2) است و رابطه معنی دار و معکوس میان تقاضای پول و نرخ ارز در اقتصاد ایران، تأییدی بر اثر جانشینی می باشد. همچنین وجود رابطه معنی دار و معکوس میان تقاضای پول با نرخ تورم و جانشینهای آن مانند شاخص بهای مسکن بیانگر آن است که به دلیل فقدان بازار های مالی مناسب در ایران، نرخ تورم را می توان به عنوان متغیر مناسب برای هزینه فرستن نگه داری پول محسوب نمود. مقایسه مقادیر کششهای کوتاه مدت و بلند مدت، دلالت بر بزرگتر بودن آنها در بلند مدت دارد که علت را می توان در وجود زمان بیشتر جهت تعدیل به سوی تعادل بلند مدت دانست.

واژه های کلیدی: تقاضای پول، نرخ تورم، نرخ ارز، بازار سیاه، الگوی خود بازگشت با وقفه های توزیعی (ARDL)، ایران.

۱ - مقدمه

Archive of SID

تقاضای پول از بعد تجربی و نیز سیاست گذاری حائز اهمیت است. تابع تقاضای پول به عنوان یک جزء کلیدی در بسیاری از نظریه های اقتصاد کلان همواره موضوع بحثهای گسترده میان اقتصاددانان بوده است. مطالعات کشورهای توسعه یافته نشان دهنده آن است که تقاضای پول علاوه بر درآمد تابع انواع نرخ بهره است. اما در کشورهای در حال توسعه به دلیل فقدان بازارهای مالی مناسب، نرخ ارز و نرخ تورم در کنار درآمد واقعی به عنوان عوامل تعیین کننده تقاضای پول نقش ایفا می کنند.

مطالعات تجربی در خصوص نحوه تأثیر گذاری عوامل متعدد به ویژه نرخ ارز بر تقاضای پول با نتایج متفاوت برای کشورهای مختلف همراه بوده است. در خصوص متغیر نرخ ارز بحث می شود که صاحبان ثروت، سبد دارایی خود را براساس پول داخلی ارزیابی می کنند. در این حالت کاهش ارزش پول می تواند به افزایش ارزش داراییهای خارجی افراد داخل و آن گاه افزایش پایه پولی بینجامد و در نهایت به واسطه کاهش نرخ بهره موجب افزایش تقاضای پول گردد. علاوه بر این، کشورهایی که به شدت به واردات متنکی می باشند در صورت کاهش ارزش پول ملی، بخشهای دولتی و خصوصی احتیاج بیشتری به پول جهت واردات کالاهای مصرفی، واسطه ای و سرمایه ای خود دارند. بنابراین در این حالت رابطه ای مستقیم میان تقاضای پول و کاهش ارزش پول داخلی وجود دارد که به اثر ثروت^۱ معروف است. از سوی دیگر وقتی ارزش پول داخلی کم می شود، اگر مردم انتظار کاهش بیشتر آن را داشته باشند ممکن است به منظور جلوگیری از کاهش بیشتر قدرت خرید خود تقاضای پول خارجی را افزایش و تقاضای پول داخلی را کاهش دهند. این رابطه معکوس میان نرخ ارز و تقاضای پول را اثر جانشینی^۲ می نامند.

باتوجه به نگرشهای متفاوت به عوامل تعیین کننده تقاضای پول در کشورهای در حال توسعه و اثربخشی متفاوت نرخ ارز ضروری است عوامل عمده مؤثر بر تقاضای پول از طریق مطالعات تجربی شناسایی شود تا بتوان براساس آن به سیاست گذاری کلان اقتصادی مبادرت ورزید. مقاله حاضر تلاش می نماید ضمن اشاره کوتاه به ادبیات نظری و تجربی تقاضای پول، عوامل تعیین کننده تقاضای پول در ایران را با کمک روشهای جدید اقتصاد سنجی و استفاده از داده های سالانه و فصلی، شناسایی و تجزیه و تحلیل www.SID.ir نماید.

اقتصاددانان بحث‌های فراوانی پیرامون تقاضای پول مطرح کرده اند که در نتیجه آن نظریه‌های تقاضای پول در خلال زمان تکامل یافته اند. مکتب کلاسیک، پول را به عنوان شمارشگر به کار می‌برد و از نظریه مقداری پول استفاده می‌نماید. نظریه مقداری پول توضیحات مهمی در خصوص تقاضای پول ارائه می‌کند. در این نظریه پول ارزش ذاتی ندارد و تقاضای پول به خاطر پول مردود است. از جمله پیشگامان این نظریه در بین کلاسیکها ایروینگ فیشر، مارشال و پیگو می‌باشند. نظریه مقداری پول به خصوص بعد از پیگو سهم به سازی در گسترش مفهوم تقاضای پول ایجاد کرده است.

در روش تراز نقدی کمربیج، تقاضای پول به عنوان تقاضای عمومی برای نگه داری پول قلمداد می‌شود و رابطه معروف میان تقاضای حقیقی پول و درآمد استخراج می‌گردد. در ادامه کینز بر اساس روش کمربیج به بسط نظریه تقاضای پول پرداخته و نرخ بهره را به عنوان متغیر توضیحی اضافه می‌کند. در این دیدگاه انگیزه‌های نگه داری پول به سه دسته معاملاتی، احتیاطی و سوداگرانه تفکیک می‌گردد. دو مورد اول و دوم در راستای نقش پول به عنوان وسیله مبادله قرار گرفته است و بیشتر در رابطه با حجم معاملات انجام شده در جامعه می‌باشد و تقاضای سوداگرانه در رابطه با هزینه فرصت پول مطرح می‌گردد.

با توجه به نقش مبادله پول، نظریه موجودی - که بر نقش هزینه‌های مبادله در شرایط اطمینان تکیه می‌نماید - توسط اقتصاددانانی چون بامول و توبین کامل می‌گردد. «الگوهای پیش پرداخت نقدی^۱» نیز بیشتر به توضیح نقش اول پول جهت انجام مبادله می‌پردازد اما با توجه به این که پول به عنوان یک دارایی محسوب می‌شود، در چارچوب نگرش سبد دارایی تکوین می‌یابند. «الگوهای مشترک بین نسلی^۲» در قالب نگرش پول به عنوان یک دارایی بر وظیفه پول به عنوان ذخیره ارزش تأکید دارند.^۳

اساس بسیاری از نظریه‌های جدید تقاضای پول بر مقاله^۴ معروف فریدمن در سال ۱۹۵۶ مبتنی است. اگرچه فریدمن نظر خود را در چارچوب نظریه مقداری پول بیان می‌کند و در مواردی نزدیک به کینز است اما برخلاف کینز از طریق مطالعه عوامل تأثیرگذار بر تقاضای سایر داراییها به تحلیل تقاضای پول می‌پردازد و تقاضای پول را تابعی مثبت از ثروت و درآمد و تابعی منفی از نرخ بازده سایر داراییها می‌داند. نظریه

1) Cash in Advance Models

2) Overlapping Generations Model www.SID.ir

3- برای مطالعه بیشتر الگوهای پیش پرداخت نقدی به C.A. Walsh(2003) صص ۱۱۸-۱۰۰ و الگوهای مشترک بین نسلی به J. Handa(2000) صص ۶۴۸-۶۲۵ مراجعه شود.

تقاضای مصرف کننده، پول را به عنوان کالای مصرفی و در قالب حداقل مطالعه تجربی (Experimental Test of the Theory of Demand) بررسی قرار می دهد. به این ترتیب می توان نظریه های پس از کیتزر را در عناوین نظریه های مبادله، دارایی و تقاضای مصرف کننده دسته بندی نمود.

با وجود این که تابع تقاضای پول از زوایای گوناگونی مورد بررسی قرار گرفته است اما در همه موارد نتیجه نهایی حاکی از آن است که حجم واقعی و بهینه پول با نرخ بازدهی داراییها رابطه معکوس و با درآمد واقعی رابطه مستقیم دارد. البته در عمل، الگوها از لحاظ به کارگیری متغیرهای هزینه فرصت و مقیاس با یکدیگر متفاوت هستند.^۱

۳- پیشینه پژوهش

۱-۳ - مطالعات تجربی تقاضای پول

حجم وسیعی از ادبیات تقاضای پول را مطالعات تجربی آن تشکیل می دهد. تحقیقات گسترده ای در این خصوص برای کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه انجام گرفته است که می توان آنها را به دو گروه مطالعات مبتنی بر روش‌های سنتی و جدید (همگرایی بلندمدت)^۲ اقتصادسنجی طبقه بندی نمود. دارات (۱۹۹۰)، لیم و دیکسون (۱۹۹۱)، هیفر و جانسن (۱۹۹۱)، تیلور (۱۹۹۳)، آرایزو شویف (۱۹۹۳)، اردن و فیشر (۱۹۹۳)، پارادهان و سابرمانیان (۱۹۹۷)، تریچل (۱۹۹۷)، نل (۱۹۹۹)، هایو (۲۰۰۰)، کانپیران (۲۰۰۱)، پتورسون (۲۰۰۲)، اندو و چاپل (۲۰۰۲) و اتانزیو و تولیو (۲۰۰۲) از جمله افرادی هستند که در مطالعات خودپیرامون تقاضای پول از روش‌های جدید اقتصادسنجی استفاده کرده اند.

در ایران نیز مطالعات متعددی در خصوص برآورد تابع تقاضای پول وجود دارد. عmadزاده (۱۳۶۸) کمیجانی و همکاران (۱۳۷۴)، تابش (۱۹۹۴)، نوفrstی (۱۳۷۴)، هژبر کیانی و رحمانی (۱۳۷۹) تلاش کرده اند که با روش حداقل مربعات معمولی تابع تقاضای پول را برآورد نمایند. طبیبیان و سوری (۱۳۷۶)، هژبر کیانی (۱۳۷۶)، بهمنی اسکویی (۱۹۹۶)، بیاتی (۱۳۷۹)، مرادی (۱۳۸۰)، تابش (۲۰۰۰)، اسلاملویان و حیدری (۱۳۸۲) با استفاده از داده های سالانه و سلاسون و گوسوامی (۲۰۰۲) با استفاده از

۱- بران S.J.D. Laidler (1993) and D.E.W. Laidler (1993) صص ۱۸۹-۱۳۵ و یا Subramanian (1999) طبقه بندی از این تجربی تقاضای پول به رجوع کنید.

داده‌های فصلی و روش‌های جدید اقتصاد سنجی به برآورد تابع تقاضای پول www.SID.ir

۳-۳- مطالعات تجربی تقاضای پول و نرخ ارز

بلجر (۱۹۷۸) ادعامی کند در کشورهایی که تفاوت میان نرخهای ارز رسمی و بازار سیاه وجود دارد، کاهش یا افزایش مورد انتظار نرخ ارز بازار سیاه تعیین کننده تقاضا برای ترازهای نقدی در داخل می‌باشد. این محققان برای اثبات مدعای خود (یعنی اثر انتظارات نرخ ارز بازار سیاه بر تقاضای پول داخلی) با استفاده از آمارهای سالانه سه کشور در حال توسعه برزیل (۱۹۳۰-۱۹۷۳)، شیلی (۱۹۵۰-۱۹۷۰) و کلمبیا (۱۹۵۲-۱۹۷۳) با نرخ ارز رسمی متفاوت با نرخ بازار سیاه نتیجه می‌گیرند که انتظار افزایش نرخ ارز در بازار سیاه (کاهش ارزش پول ملی) به کاهش در تقاضای پول داخلی در این کشورها منجر گردیده است.

آنگو و ندیری (۱۹۸۱) اثر نرخ بهره خارجی و کاهش ارزش پول را در کشورهای در حال توسعه بررسی نموده اند و جهت تاثیر گذاری نرخ ارز بر تقاضای پول را نامشخص دانسته‌اند. بهمنی اسکویی و پورحیدریان (۱۹۹۰) در مقاله‌ای با عنوان حساسیت تقاضای پول نسبت به نرخ ارز و اثر بخشی سیاستهای پولی و مالی، تابع تقاضای پول را برای کشورهای ژاپن، امریکا و کانادا طی دوره ۱۹۵۰-۱۹۸۸ برآورد می‌کنند.

کیر و همکاران (۱۹۹۰) تأثیر نرخ ارز بازار سیاه را بر تقاضای پول نیجريه بررسی می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد درآمد واقعی و نرخ تورم انتظاری به ترتیب متغیرهای مقیاس و هزینه فرصت مناسبی در تابع تقاضای پول می‌باشند. علاوه بر این کاهش ارزش پول داخلی (افزایش نرخ ارز بازار سیاه) اثر منفی بر تقاضای پول داخلی دارد.

در بررسی بهمنی اسکویی و مالیکسی (۱۹۹۱)، تأثیر نرخ ارز مؤثر^۱ بر تقاضای پول در سیزده کشور در حال توسعه از جمله ایران با استفاده از داده‌های فصلی دوره ۱۹۷۳-۱۹۸۵ بررسی شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در کوتاه مدت اثر نرخ ارز بر تقاضای پول نامشخص است اما در بلند مدت تأثیر آن عموماً منفی است. یعنی با کاهش ارزش پول یا به عبارت دیگر افزایش نرخ ارز، تقاضای پول داخلی در بلند مدت کاهش پیدا می‌کند. در این مطالعه نیز همانند بسیاری از مطالعات دیگر عقیده بر آن

است که در صورت وجود رابطه ای میان تقاضای پول و نرخ ارز، کاراپتیکس است پول کشور **SID** اثربخشی سیاست مالی افزایش می یابد.

لین(۱۹۹۲) به بررسی تابع تقاضای پول در کشورهای سوسیالیستی می پردازد. او عنوان می دارد که در این کشورها دو بازار رسمی با عرضه محدود و بازار سیاه با نرخهای بالاتر از نرخ رسمی برای ارز مشاهده می گردد و تغییرات نرخ ارز بازار سیاه بر بازدهی پول خارجی نسبت به پول داخلی و ثروت خانواده اثر می گذارد.

بهمنی اسکویی و رهی(۱۹۹۴) در مقاله ای با عنوان «کشش بلند مدت تقاضای پول کشور کره» با استفاده از داده های فصلی ۱۹۷۳-۱۹۹۰ نشان داده اند که میان حجم پول (تعريف محدود)، درآمد، نرخ بهره و نرخ ارز همگرایی بلندمدت وجود دارد. این در حالی است که اگر تعريف وسیع پول (M2) جایگزین تعريف محدود آن (M1) گردد، نتایجی مناسب به همراه نخواهد داشت.

آرایز و شویف (۱۹۹۷) رابطه نرخ ارز بازار سیاه و تقاضای پول را با استفاده از داده های سالانه و به کارگیری روش همگرایی بلندمدت برای شانزده کشور در حال توسعه؛ هند، کره، مالزی، میانمار، پاکستان، فیلیپین، تایوان، تایلند، مصر، غنا، مراکش، تانزانیا، بربازیل، آرژانتین، اروگوئه و ونزوئلا طی دوره ۱۹۵۱-۱۹۸۸ مورد بررسی قرار دادند. نتایج تخمین، فرضیه نرخ ارز بازار سیاه را به عنوان یک عامل تعیین کننده مناسب برای تقاضای پول M1 برای دوازده کشور تأیید می کند.

آرایز و شویف (۱۹۹۸) با توجه به مطالعه قبلی خود و یا افروزن کشورهای بولیوی، شیلی، کلمبیا، کاستاریکا، اکوادور، السالوادر، مکزیک، پاراگوئه و پرو، تابع تقاضای پول را تابعی از تولید ناخالص داخلی (GDP)، نرخ بهره، نرخ تورم (CPI) و نرخ ارز رسمی و بازار سیاه در نظر می گیرند. نتایج نشان می دهد که تقاضای M1 برای سیزده کشور (از بیست و پنج کشور) دارای کشش مثبت و معنی دار نسبت به نرخ ارز بازار سیاه است. فرضیه نرخ ارز رسمی به عنوان یک متغیر تأثیرگذار در تابع تقاضای پول همراه با علامت منفی برای چهارده کشور تأیید می گردد. همچنین کشش تقاضای پول M2 نسبت به نرخ ارز بازار سیاه برای بیست و چهار کشور معنی دار است، به طوری که برای دوازده کشور منفی و برای بقیه به غیر از مالزی علامت آن مثبت به دست آمده است.

هولینگ (۱۹۷۰) بله توسعه و تخمین تابع تقاضای پول در چارچوب اقتصاد باز پرداخته است. محقق با استفاده از آمارهای فصلی (۲) ۱۹۷۳- (۳) ۱۹۷۷ برای کشور انگلستان به این نتیجه دست یافته که

متغیر مصرف خارجی و نرخ ارز اثر معنی داری بر تقاضای پول دارند و رابطه $ARDL_{نرخ ارز}$ منفی است.

بهمنی اسکوبی (۲۰۰۲) در مقاله‌ای با عنوان «ثبات تقاضای پول کره» با اشاره به این مطلب که روش همگرایی بلند مدت یک روش متداول تخمین تابع تقاضای پول می‌باشد، با استفاده از داده‌های فصلی ۱۹۷۳-۱۹۷۷ تا ۱۹۹۸ (M1 و M2) این کشور را تابعی از درآمد، نرخ بهره و نرخ ارز در نظر گرفته است. میکوئل و همکاران (۱۹۹۸) به شواهدی از وجود رابطه بلندمدت میان تقاضای پول M1 و M2 با نرخ بهره کوتاه مدت، نرخ ارز مؤثر اسمی و درآمد در کشور اسپانیا دست می‌یابند.

صدیقی (۲۰۰۰) تابع تقاضای پول در کشور بنگلادش طی دوره ۱۹۷۵-۱۹۹۵ را با استفاده از روش الگوی خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL)^۱ برآورد کرده است. نتایج نشان می‌دهد که رابطه بلندمدت با ثبات میان متغیرهای سرانه تقاضای نقدینگی (M2)، سرانه درآمد، نرخ بهره و نرخ ارز وجود دارد.

رایاموندچی (۲۰۰۲) تابع تقاضای پول بلند مدت هنگ کنگ را طی دوره ۱۹۸۵-۱۹۹۹ با روش همگرایی خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL) بررسی می‌کند. براساس نتایج به دست آمده تقاضای پول (M2) در این کشور با عوامل تعیین کننده خود یعنی درآمد، نرخهای بهره و نرخ ارز همگرایی بلند مدت می‌باشد.

۴- معرفی متغیرهای الگو

دراین جا به منظور بررسی تجربی تقاضای پول در ایران متغیرهای مناسب در تابع تقاضای پول

معرفی می‌شود:

۱-۱- متغیر وابسته

علی‌رغم تعاریف مختلفی که از پول ارائه شده، در مطالعات تجربی عموماً از دو تعریف محدود و گسترده (M1) و (M2) پول به عنوان متغیر وابسته استفاده شده است. در مطالعه حاضر، تعریف گسترده پول (M2)، شامل M1 و شبه پول در نظر گرفته شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

۴-۳- متفاوتیهای مستقل

۴-۲-۱- متغیر مقیاس^۱ یا درآمدی

اغلب سطح درآمد به عنوان یک جانشین برای حجم معاملات در اقتصاد مورد توجه قرار می‌گیرد و از این رو نقش مهمی را در مطالعات تجربی مربوط به نظریه‌های تقاضای معاملاتی پول ایفا می‌کند. برای دست یابی به یک تابع صحیح تقاضای پول واستفاده از آن در مرحله سیاست‌گذاری، مطالعات گسترده‌ای پیرامون متغیرهای درآمد جاری، درآمد دائمی و ثروت صورت گرفته است. تقریباً تمام محققان به این نکته اشاره کرده اند که استفاده از متغیر ثروت بهتر از درآمد دائمی و درآمد دائمی بهتر از درآمد جاری در ایجاد یک تابع با ثبات تقاضای پول می‌باشد. اما به دلیل این که تعیین تجربی میزان ثروت به سادگی در امکان پذیر نیست، در اکثر مطالعات تجربی از آمار و اطلاعات تولید ناخالص داخلی یا ملی به عنوان متغیر مقیاس استفاده شده است. بنابراین با توجه به شرایط اقتصاد ایران و همچنین مطالعات انجام شده در کشورهای مشابه، استفاده از تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت مناسب به نظر می‌رسد.

۴-۲-۲- متغیر هزینه فرصت^۲

بر اساس مبانی نظری و تجربی این متغیر شامل نرخ بهره و تورم است. در الگوهایی که برای بسیاری از کشورهای در حال توسعه طراحی شده به علت عدم توسعه کافی بازارهای پولی و مالی و تعیین آن توسط مقامات پولی، نرخ بهره به عنوان یک متغیر مهم در نظر گرفته نشده است. لذا با توجه به ویژگیهای اقتصاد ایران استفاده از جانشینهای^۳ مناسب همچون نرخ تورم و شاخص بهای مسکن به عنوان متغیر هزینه فرصت در تابع تقاضای پول موجه به نظر می‌رسد. همچنین با توجه به مطالعاتی که پیرامون رابطه تقاضای پول و نرخ ارز انجام شده است، نرخ ارز را می‌توان به عنوان دارایی و جایگزین مناسب برای پول داخلی در نظر گرفت، به این صورت که هزینه فرصت نگه داری پول را به وسیله سود ناشی از افزایش نرخ آن تعیین می‌کند.

۵- طراحی الگوی تقاضای پول در ایران

با توجه به مبانی نظری^۱ شواهد تجربی ارائه شده در قسمت قبل، الگوی خود بازگشت با وقفه‌های

Archive of SID

$$LnRM_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j LnRM_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} B_{1j} LnGDP_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \beta_{2j} LnBEXE_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \beta_{3j} INF_{t-j} + \sigma D57 + \varepsilon_t$$

که در این جا Ln عملگر لگاریتم طبیعی، RM ترازهای حقیقی پول، GDP تولید ناخالص داخلی واقعی، $BEXE$ نرخ ارز بازار سیاه، INF نرخ تورم (براساس شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی در داده های سالانه و شاخص بهای مصرف کننده در داده های فصلی) و $D57$ متغیر مجازی مربوط به وقوع انقلاب اسلامی در ایران است. برای واقعی کردن متغیرها در داده های سالانه از شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی به قیمت سال پایه ۱۳۶۱ و برای داده های فصلی از شاخص بهای مصرف کننده به قیمت سال پایه ۱۳۷۶ استفاده شده است.^۱

۱- آزمون همگرایی بلند مدت الگوی ARDL

یک الگوی خودبازگشت با وقهه های توزیعی $ARDL(p, q_1, q_2, \dots, q_k)$ را می توان به صورت زیر در نظر گرفت:

$$\phi(L, p)y_t = \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)x_{it} + \delta' w_t + u_t$$

به طوری که

$$\phi(L, p) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p$$

$$i = 1, 2, \dots, k$$

$$\beta_i(L, q_i) = \beta_{i0} + \beta_{i1} L + \beta_{i2} L^2 + \dots + \beta_{iq_i} L^{q_i}$$

در این جا L عملگر وقهه^۲ می باشد به طوری که $y_{t-1} = Ly_t$ و w_t یک بردار $1 \times s$ از متغیرهای معین^۳ مانند عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی فصلی، متغیر روند زمانی و متغیرهای بروزنزا با وقهه های ثابت است.

۱- به دلیل این Ln از فهمهای معمولی مابوط به شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی در منابع آماری موجود نیست، از شاخص بهای مصرف کننده استفاده شده است.

پیش از بحث درباره رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای موجود در $\Delta \ln(\text{نرخ اقتصادی})$ وجود همگرایی بلندمدت در بین متغیرهای موجود صورت گیرد؛ زیرا لازمه آن که الگوی پویای خود بازگشت با وقفه های توزیعی (ARDL) به سمت تعادل بلندمدت همگرایی داشته باشد، آن است که مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد ($\sum_{i=1}^p \hat{\phi}_i \leq 1$) . بنابراین برای آزمون وجود همگرایی بلندمدت در الگوی خود بازگشت با وقفه های توزیعی، لازم است آزمون فرضیه های زیر انجام می شود:

$$H_0 : \sum_{i=1}^p \hat{\phi}_i - 1 \geq 0$$

$$H_1 : \sum_{i=1}^p \hat{\phi}_i - 1 \leq 0$$

مقدار آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می گردد:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p \hat{\phi}_i - 1}{\sum_{i=1}^p SE \hat{\phi}_i}$$

$SE \hat{\phi}_i$: انحراف معیار متغیر $\hat{\phi}_i$ می باشد.

بعد از محاسبه آماره فوق باید آن را با کمیت بحرانی بزرگی، دولادو و مستر (۱۹۹۲)^۲ مقایسه کرد. چنانچه مقدار آماره t به دست آمده بزرگتر از مقدار بحرانی باشد فرضیه H_0 ، یعنی عدم وجود همگرایی رد شده و وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای الگو تأیید می گردد.^۳ بنابراین با رد فرضیه H_0 می توان به بررسی رابطه تعادلی بلندمدت در بین متغیرهای الگو پرداخت که این خود زمینه استفاده از الگوی تصحیح خطای (ECM) را که در آن نوسانات کوتاه مدت متغیرها به مقادیر تعادلی بلندمدت ارتباط داده می شود، فراهم می نماید. آماره t محاسبه شده برای الگوی تقاضای پول کشور ۵- می باشد و کمیت

۱- برای مطالعه بیشتر به راهنمای استفاده از Microfit، صص ۳۰۲-۳۰۸ مراجعه شود.

2) Banerjee, Dolado and Mestre

۳- برای آزمون وجود همگرایی میان متغیرهای الگوی خود بازگشت با وقفه های توزیعی علاوه بر روش فوق الذکر از آزمون F نیز استفاده می شود: مقادیر بطرانی این آزمون برای حالاتی که متغیرها از درجه همگرایی صفر (0) I و یک (1) I باشند در نظر گرفته شده است. اگر مقدار آماره F محاسباتی از مقادیر بحرانی بزرگتر باشد، آن گاه وجود یک رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو پذیرفته می شود.

Archive of SID

بحranی ارائه شده توسط بنرجی و دیگران برابر با $34,34$ در سطح اطمینان 95% دو صد است. لذا فرض

H_0 رد و وجود رابطه تعادلی بلند مدت میان متغیرهای الگو تأیید می شود.

۶- نتایج برآورد الگوی تقاضای پول

۱- داده های سالانه (۱۳۳۸-۱۳۸۱)

با استفاده از داده های سالانه بر اساس معیار شوارتز - بیزین یک وقهه برای حجم نقدینگی و وقهه صفر برای سایر متغیرهای الگوی (ARDL) تقاضای پول ایران انتخاب شده است. نتایج برآورد رابطه تعادلی بلند مدت و روابط کوتاه مدت (الگوی تصحیح خطای تقاضای پول به ترتیب در جداول شماره ۱ و ۲ آمده است :

جدول (۱) نتایج برآورد رابطه تعادلی بلند مدت تقاضای پول بر اساس داده های سالانه ۱۳۳۸-۱۳۸۱

متغیر توضیحی	ضریب برآورده شده	مقدار آماره t
C	-11,53	-6,78
LnRGDP	1,63	9,148
LnBEXE	-0,23	-3,299
INF	-0,0196	-2,85
D57	0,79	3,57

جدول (۲) نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای تقاضای پول بر اساس داده های سالانه ۱۳۳۸-۱۳۸۱

متغیر آماره t	ضریب برآورده شده	متغیر توضیحی
ΔC	-2,60	-5,39
$\Delta LnRGDP$	0,37	-6,26
$\Delta LnBEXE$	-0,062	-3,56
ΔINF	-0,004	-3,35
D57	0,100	2,79
ECM(-1)	-0,22	-5,23

$$R^2 = 0,78 \quad \bar{R}^2 = 0,74 \quad D-W = 1,88 \quad F = 14,44 w.SID.ir$$

این نتایج نشان می دهد کشش بلند مدت درآمدی تقاضای پول برابر $1,63$ است؛ به عبارت دیگر

یک درصد افزایش (کاهش) در تولید ناخالص داخلی تقاضا برای $\$ID_{نرخ_بازار_عده_۲}$ در صد افزایش (کاهش) می‌دهد. مثبت بودن علامت کشش درآمدی تقاضای پول مطابق با نظریات اقتصادی است.

ضریب برآورد شده مربوط به نرخ ارز بازار سیاه با علامت منفی مشاهده می‌شود. ضریب منفی و معنی دار نرخ ارز بیانگر آن است که در اقتصاد ایران بین تقاضای پول و متغیر نرخ ارز رابطه معکوس وجود دارد. به این ترتیب، اثر جانشینی در ادبیات اقتصادی نرخ ارز در کشور ایران تأیید می‌شود. لذا اگر افزایش نرخ ارز مورد انتظار باشد، عامه مردم به منظور جلوگیری از کاهش قدرت خرید خود تقاضا برای پول خارجی را افزایش می‌دهند که در نتیجه تقاضا برای پول داخلی کاهش خواهد یافت.

ضریب متغیر تورم در تابع تقاضا برای پول برابر با 0.2^0 - و معنی دار می‌باشد. بنابراین در کشور ایران به دلیل فقدان بازارهای مالی و پولی توسعه یافته و ثابت بودن نرخ بهره (نرخ سود) رسمی برای مدت زمان طولانی، نرخ تورم را می‌توان به عنوان جانشین مناسب برای هزینه فرصت نگه داری پول در نظر گرفت. لذا در شرایط تورمی انتظار می‌رود که افراد تقاضای خود را برای پول کاهش داده و ثروت خود را به صورت سایر اشکال دارایی - که ارزش خود را در مقابل تورم حفظ می‌کنند - نگه داری نمایند. ضریب متغیر مجازی نیز حکایت از آن دارد که وقوع انقلاب تقاضا برای پول را به دلیل بالا رفتن ریسک و ناظمینانی افزایش داده است.

با استفاده از رابطه تعادلی بلند مدت می‌توان به بررسی پویایی‌های کوتاه مدت - که از آن به الگوهای تصحیح خطای تعبیر می‌شود - پرداخت. با استفاده از این الگوها می‌توان علاوه بر شناسایی رفتار کوتاه مدت متغیرها، ارتباط آنها را با مقادیر تعادلی بلند مدت مشخص نمود. ضرایب برآورد شده الگوی تصحیح خطای در جدول شماره ۲ بیانگر ارتباط تقاضای پول با متغیرهای مستقل در کوتاه مدت است و نشان می‌دهد کشش درآمدی کوتاه مدت تقاضای پول برابر با 0.37^0 می‌باشد. بنابراین افزایش (کاهش) یک درصدی در تولید ناخالص داخلی باعث افزایش (کاهش) تقاضا برای پول به میزان 0.37^0 (درصد) در کوتاه مدت می‌گردد. علامت این کشش مطابق با نظریات اقتصادی است. علامت متغیر نرخ ارز بازار سیاه در تابع تقاضای پول در افق زمانی کوتاه مدت نیز همانند بلند مدت منفی است. کشش تقاضای پول نسبت به $\$ID_{نرخ_بازار_عده_۳}$ برابر با 0.04^0 - می‌باشد. ضریب متغیر مجازی مربوط به شوک انقلاب اسلامی در کوتاه مدت نیز همانند ضریب بلند مدت دارای علامت مثبت است.

ضریب تصحیح خطادر الگوی تقاضای پول برابر با $22,000$ - و معنی دار است و نشان دهنده افزایش و کاههای تعديل ترازهای حقیقی پول به سمت بلند مدت خود می باشد. به این ترتیب، هر سال حدود ۲۲ درصد از عدم تعادل موجود تقاضای پول با تعادل بلند مدت آن تعديل می شود.

مقایسه برآورد روابط بلند مدت و کوتاه مدت تقاضای پول نشان می دهد: اولاً، کششهای بلند مدت نسبت به کشش های کوتاه مدت بزرگتر است که علت این امر را می توان در دست یابی به زمان بیشتر جهت تعديل به سوی تعادل بلند مدت دانست. ثانياً، در رابطه بلند مدت تقاضای پول کشش در آمدی بزرگتر از یک است که مطابق با نتایج به دست آمده در کشورهای در حال توسعه است. مقدار آماره دوربن-واتسن برای الگوی حاضر عدم وجود خود همبستگی مثبت و منفی را مورد تأیید قرار می دهد و آماره F بالا نیز دلالت بر قدرت توضیح دهنده بسیار خوب الگو دارد.

۶- داده های فصلی (۱) - ۱۳۶۷ (۴) - ۱۳۸۱

برای حصول اطمینان بیشتر از نتایج برآورد شده قبلی، مجدداً الگو با استفاده از داده های فصلی برآورد شده است . براساس معیار شوارتز- بیزین الگوی (2.0.1.0) ARDL تعیین گردید واز آن جا که آماره $t = -5,85$ محاسبه شده در مقایسه با کمیت بحرانی ارائه شده توسط بررجی ، دولادومستر- که در سطح اطمینان ۹۵ در صد برابر با $-5,07$ است - به صورت قدر مطلق بیشتر است، فرض H_0 رد می شود. بنابراین یک رابطه تعادلی بلند مدت میان متغیرهای الگو وجود دارد. نتایج برآورد این رابطه تعادلی بلند مدت از تقاضای پول در جدول شماره ۳ و نتایج رابطه کوتاه مدت در جدول شماره ۴ ارائه شده است :

جدول (۳) نتایج برآورد رابطه تعادلی بلند مدت تقاضای پول براساس داده های فصلی (۱) - ۱۳۶۷ (۴) - ۱۳۸۱

متغیر توضیحی	ضریب برآورد شده	مقدار آماره t
C	۱۱,۳۳	۲,۳۴
LnRGDP	۱,۰۷۱	۲,۵۵
LnBEXE	-۰,۵۰	-۳,۶۹
INF	-۰,۱۱	-۳,۰۷
T	۰,۰۳۲	۳,۸۲

جدول (۴) نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای تقاضای پول بر اساس داده های ARDL

متغیر توضیحی	ضریب برآورده شده	مقدار آماره <i>t</i>
ΔC	۲,۳۰	۱,۵
$\Delta \ln RGDP$	۰,۲۴	۲,۸۱
$\Delta \ln BEPE$	-۰,۱۰	-۲,۳۶
ΔINF	-۰,۰۴۹	-۳,۴۵
ECM(-1)	-۰,۲۰	-۲,۱۱
$R^2 = 0,65$		$\bar{R}^2 = 0,59$
D-W = ۱,۸۸		F = ۱۳,۱

۳-۶ - شاخص بهای مسکن

تغییرات شاخص بهای مسکن با استفاده از داده های فصلی (۱) - (۴) در تابع تقاضای پول به عنوان جانشینی از متغیر نرخ تورم مورد استفاده قرار گرفت . نتایج برآورد الگوی ARDL(1.0.0.0) برای دو افق زمانی بلند مدت و کوتاه مدت در جداول ۵ و ۶ ارائه شده است . نتایج بیانگر وجود رابطه منفی تقاضای پول و نرخ تغییرات شاخص بهای مسکن است و ضریب متغیر مربوطه در سطح بیش از ۱۰ درصد معنی دار است . یعنی مردم نسبت به تغییرات بهای مسکن واکنش نشان می دهند و تقاضا برای ترازهای حقیقی را در شرایط تورمی کاهش می دهند . سرعت تعديل به سمت تعادل بلند مدت برابر ۰,۵۱ و بیانگر واکنش سریع نسبت به تحولات کوتاه مدت و حرکت سریع در جهت رسیدن به تعادل بلند مدت است .

جدول (۵) نتایج برآورد رابطه تعادلی بلند مدت تقاضای پول با وجود شاخص بهای مسکن بر اساس داده های فصلی

متغیر توضیحی	ضریب برآورده شده	مقدار آماره <i>t</i>
C	۱۳,۳۹	۵,۴۸
$\ln RGDP$	۱,۰۰۶	۴,۸۶
$\ln BEPE$	-۰,۴۷۶	-۷,۸۲
RDEW	-۰,۴۰۳	-۱,۹۸۱
T	۰,۰۳	۸,۰۹

جدول (۶) نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای تقاضای پول با وجود $\Delta \ln \text{RGDP}$ براساس داده‌های فصلی
Archnet STE

متغیر توضیحی	ضریب برآورده شده	مقنن آماره t
ΔC	۶,۹۴	۴,۳۲
$\Delta \ln \text{RGDP}$	۰,۲۵	۲,۴۷
$\Delta \ln \text{BEXE}$	-۰,۲۴	-۰,۷۲
$\Delta RDEW$	-۰,۳۶	-۱,۷۹
ECM(-1)	-۰,۵۱	-۰,۷۲
$R^2 = ۰,۸۶$		$\bar{R}^2 = ۰,۸۱$
$D-W = ۲,۰۱$		$F = ۸,۶۵$

نتیجه گیری

در مقاله حاضر عوامل مؤثر بر تقاضای پول در ایران با استفاده از روش ARDL در دوافق زمانی بلند مدت و کوتاه مدت شناسایی شده است. داده‌های مورد استفاده به دو صورت سالانه ۱۳۳۸ - ۱۳۸۱ و نیز فصلی (۱) - (۴) ۱۳۸۱ می‌باشد. در تابع تقاضای پول حجم نقدینگی به عنوان متغیر وابسته و تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز بازار سیاه و نرخ تورم یا جانشینهای آن مانند شاخص بهای مسکن به عنوان متغیرهای توضیحی آن تابع در نظر گرفته شده است.

نتایج برآوردها برای ترازهای پولی (M2) حاکی از آن است که کشش درآمدی تقاضا در بلند مدت و کوتاه مدت مثبت و مطابق با نظریات اقتصادی است. کششهای بلند مدت و کوتاه مدت تقاضای پول با توجه به تورم با علامت منفی و در سطح بسیار بالای معنی دار است. این امر نشان می‌دهد که در ایران به دلیل فقدان بازارهای مالی توسعه یافته، ثبات نرخ بهره رسمی (نرخ سود علی الحساب) برای مدت طولانی و نیز عدم تغییر همزمان آن با افزایش سطح عمومی قیمتها، نرخ تورم را می‌توان به عنوان هزینهٔ فرصت نگه داری پول در نظر گرفت. این نتایج با دیگر یافته‌های تجربی کشورهای در حال توسعه مطابقت دارد. استفاده از متغیر جانشین تورم یعنی شاخص بهای مسکن دلیلی دیگر برای این یافته است که نرخ تورم متغیر هزینهٔ فرصت مناسبی برای تقاضای پول در کشور ایران می‌باشد.

ضریب متغیر نرخ ارز بازار سیاه در تابع تقاضای پول ایران منفی و معنی دار است که دلالت بر اثبات اثر جانشینی $\Delta \ln \text{BIRZ}$ دارد. بر این اساس اگر مردم انتظار کاهش ارزش پول داخلی را داشته باشند به منظور جلوگیری از کاهش قدرت خرید خود تقاضای پول خارجی را افزایش می‌دهند، لذا تقاضا

برای پول داخلی کاهش خواهد یافت. یکی از پی آمدهای مهم وابستگی تقاضای پول به اقتصاد این است که میزان اثر بخشی سیاستهای پولی دولت را تاثیر قرار می دهد. بنابراین سیاستگذاران باید به هنگام اعمال سیاستهای خود عکس العمل تقاضا برای پول داخلی را نسبت به تغییرات نرخ ارز مد نظر قرار دهند.

معنی داری ضریب تعديل نشان دهنده سازو کارهای تعديل در حرکت تقاضا برای تراز های حقیقی پول به سمت تعادل بلند مدت است. همچنین مقایسه ضرایب کششهای کوتاه مدت و بلند مدت دلالت بزرگتر بودن ضرایب بلند مدت دارد که علت این امر وجود زمان بیشتر جهت تعديل به سوی تعادل بلند مدت می باشد. نتایج برآورد الگوهای نشان می دهد که متغیر شاخص بهای مسکن به عنوان یک جانشین برای تورم بر تقاضای پول تأثیرگذار است. علت این امر بازدهی بیشتر وریسک کمتر در بازار مسکن است. همچنین سرعت تعديل به سمت تعادل بلند مدت در صورت استفاده از این متغیر در الگو بیشتر است و یانگر واکنش سریعتر نسبت به تحولات کوتاه مدت و حرکت در جهت رسیدن به تعادل بلند مدت می باشد.

منابع و مأخذ

- اسلاملوییان، کریم و مرتضی حیدری، (۱۳۸۲)، انتقاد لوکاس و ثبات تقاضای پول در ایران، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۲، صص ۱-۴۶.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، (۱۳۸۲)، حسابهای ملی فصلی، اداره برسیهای اقتصادی.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، مجله بانک مرکزی، شماره های مختلف.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، نماگرهای اقتصادی، اداره برسیها و سیاستهای اقتصادی، شماره های مختلف.
- بیاتی، شراره، (۱۳۷۹)، رابطه کسری بودجه و تقاضای پول در ایران (۱۳۴۶-۷۷)، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبائی.
- طبیبان، محمد و داود سوری، (۱۳۷۶)، تعادل بلند مدت تقاضای پول، پژوهشنامه بازار گانی، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازار گانی، شماره ۷، صص ۸۱-۱۰۷.
- عمادزاده، مرتضی، (۱۳۶۸)، مدل تقاضای پول برای ایران در رابطه با سیاستهای پولی، پایان نامه دکتری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تحقیقات تهران.

- کمیجانی، اکبر و همکاران، (۱۳۷۴)، سیاست پولی جهت ثبت فعالیتهای اقتصادی جلد دوم، *Archive of SID*
- وزارت امور اقتصادی و دارایی.
- ✓ - مرادی، محمدعلی، (۱۳۸۰)، مبانی اقتصاد خرد تقاضای پول در اقتصاد بدون بهره براساس مدل Cash in Advance، مجله برنامه و بودجه، شماره ۵۸ و ۵۹، صص ۱۸-۳.
- نگهداری، ابراهیم، (۱۳۸۳)، بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای پول در اقتصاد ایران با تأکید بر نرخ ارز، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه فردوسی مشهد.
- ✓ - نوفrstی، محمد، (۱۳۷۴)، رابطه تقاضای پول و نرخ ارز، *فصلنامه برنامه و بودجه*، دوره دوم، شماره ۱، صص ۱-۱۵.
- هژبر کیانی، کامبیز، (۱۳۷۶)، بررسی ثبات تقاضای پول و جنبه های پویای آن در ایران، موسسه تحقیقات پولی و بانکی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.
- ✓ - هژبر کیانی، کامبیز و ایرج رحمانی، (۱۳۷۹)، رابطه حجم پول و تورمهای بالا و مالیات تورمی در ایران، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۷، صص ۴۱-۶۵.

- Ando, S. and D. Chappell, (2002), "Stability of Money Demand: Evidence from Ghana" *Journal of Money and Finance*, Vol.9, pp.875-880.
- Arango, S. and M.I. Nadiri, (1981), "Demand for Money in Open Economies", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 7, pp. 69-83.
- Arize A. C. and S. Shwiff, (1997), "The Black Market Exchange Rate and Demand for Money in Sixteen Developing Countries", *North American Journal of Economics and Finance*, Vol. 8, No.1, pp.16-35.
- Arize,A.C. and S. Shwiff, (1998), "The Appropriate Exchange Rate Variable in Money Demand of 25 Countries: an Empirical Investigation", *North American Journal of Economics and Finance*; Vol.3, No. 2, pp.406-435.
- Attansio, O. and G. J. Tullio, (2002), "Survey of Money Demand Based on Baumol-Tobin Model", *Journal of Political Economy*, Vol.110, pp.317-52.
- Bahmani - Oskooe, M., (1996), "The Black Market Exchange Rate and

Demand for Money in Iran”, Journal of Macroeconomics, Vol. 18, No.1, pp.171-176.

-Bahmani - Oskooee, M., (2002), “Stability of Demand for Money in Korea”, International Economics Journal, Vol.16, No.2, pp.80-89.

-Bahmani - Oskooee, M, and M. Malixi, (1991), “Exchange Rate Sensitivity of Demand for Money in Developing Countries”, Applied Economics, Vol.4, No.2, pp.1377-1384.

-Bahmani - Oskooee, M.and M. Pourheydarian, (1990), “Exchange Rate Sensitivity of Demand for Money and Effectiveness of Fiscal and Monetary Policy”, Applied Economics, Vol.3, No. 22, pp. 917-925.

-Bahmani - Oskooe, M. and H. Rhee, (1994), “Long - Run Elasticities of Demand for Money in Korea: Evidence from Cointegration Analysis”, International Economics Journal , Vol. 8, No. 2, pp.812-821.

-Belejer, M.I., (1978), “Black Market Exchange Rate Expectations and Domestic Demand for Money” , Journal of Monetary Economics, Vol.4, pp. 767-773.

-Celasun, O. and S. Goswami, (2002), “An Analysis of Money Demand and Inflation in Islamic Republic of Iran”, IMF Working Paper.

-Darrat, A., (1990), “The Demand for Money in Developing Countries Economy: The Case of Kenya”, World Development, Vol. 13, No. 11, pp. 1163-1170.

-Friedman, M., (1956), “The Quantity Theory of Money: A Restatement”, in M. Friedman (Ed), Studies in the Quantity Theory of Money (The University of Chicago Press), pp. 3-21.

-Hafer, R.W. and D.W. Jansen, (1991), “The Demand for Money in United States, Evidence from Cointegration Test”, Journal of Money, Credit and

Banking Archive of SID, pp.517-538.

- Handa, J., (2000), Monetary Economics, Routledge.
- Hayo, B.D., (2000), "Demand for Money in Australia , Empirical Economics" Vol. 25, No.4, pp. 581-604.
- Hueng, C.J., (2000), "The Impact of Foreign Variables on Domestic Money Demand: Evidence from U.K.", Journal of Economics and Finance, Vol. 24, No.2, pp. 97-109.
- Kabir, H., K. Choudhry and S. Dozaman, (1999), "Black Market Exchange Rate and Demand for Money in Developing Countries: The Case of Nigeria", The Singapore Economics Review, Vol. 38, pp. 919-928.
- Kannapiran, C.A., (2001), "Stability of Money Demand and Monetary Policy in Popa New Guina (PGN)", International Economics Journal, Vol. 18, No. 3, pp. 73- 84.
- Laidler, D.E.W., (1993), The Demand for Money: Theories, Evidence, and Problems, 4th Edition, Harper Collins College Publishers.
- Lane, T., (1992), "Household Demand for Money In Poland: Theory and Evidence", IMF Working Paper, No. 3.
- Lim, G.C., and R. Dixon, (1991), "Long and Short – Run Demand for Currency by Non - Bank Private Sector", Applied Economics, Vol. 7, pp. 159-163.
- Mikuel, A., M. Alido and F. Niromand, (1998), "Exchange Rate Sensitivity of Demand for Money in Spain", Applied Economics, Vol. 30, pp. 607-612.
- Nell, K., (1999), "The Stability of Money Demand in South Africa (1975-1997)" , Working Paper, Department of Economics ,University of Kent.
- Orden D. and L.A. Fisher, (1993), "Financial Deregulation and Dynamics of Money, Price and Output in Newsland and Australia", Journal of Money ,

Credit and Bank of SID, Vol. 25, No2, pp. 112-125.

-Paradehan, B.K. and A. Subramanian, (1997), "On the Stability of the Demand for Money in India", The Indian Economic Journal, Vol. 5, No. 2, pp. 106-118.

-Pesaran, M. H. and B. Pesaran, (1997), Working With Microfit 4: An Interactive Econometric Pakage, Oxford University Press, Oxford.

-Petursson, T.G., (2002), "Representative Household's Demand for Money: An Integrated VAR Model", Economic Journal , Vol. 31, pp. 1002-1018.

-Rayamond_Chi, W.N., (2002), "Long- Run Demand for Money in Hong-Kong: An Application of ARDL Model", International Journal of Business and Economics, Vol. 1, No. 2, pp. 147-155.

-Siddiki,J., (2002), "Demand for Money in Bangladesh: A Cointegration Analysis", Applied Economics, Vol. 32, pp. 1977-94.

-Sriram, S. and A. Subramanian, (1999), "Survey of Literature on Demand for Money: Theoretical and Empirical with Special Reference to Error Correction Models", IMF Working Paper.

-Tabesh, H., (1994), "The Demand for Money in Iran", The Journal of Economics, Vol. XX, No.2, pp. 11-16.

-Tabesh, H.. (2000). "Demand for Money and Black Market Exchange Rate Expectation: Further Empirical Evidence", Journal of Economics, Vol. XXVI, No.2, pp.1-9.

-Taylor, M. P., (1993), "Modeling the Demand for U.K. Broad Money (1913-1917)", The Review of Economics and Statistics, Vol. 13, No. 2, pp. 170-186.

-Trichel, V., (1997), "Broad Money Demand and Monetary Policy in Tunisia" , IMF Working Paper.

www.SID.ir

-Walsh, C.E., (2003), Monetary Theory and Policy, 2nd Edition, MIT Press.