تجزیه و تحلیل تقاضای پول در اقتصاد ایران (۱۳۸۵-۱۳۵۳)

یدالله دادگر
دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی
روح‌الله نظری
کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه مفید

تاریخ دریافت: ۸۶/۰۷/۰۳
تاریخ تایید: ۸۷/۰۴/۲۷

چکیده

یکی از مباحث مهم در سطح اقتصاد کلان هر کشور بررسی تابع تقاضای پول در آن می‌باشد. این موضوع هم از لحاظ توضیح رفتار کارگزاران اقتصادی و هم از نظر سیاست‌گذاری حائز اهمیت است. هدف این مقاله بررسی و آزمون تابع تقاضای پول در اقتصاد ایران طی دوره (۱۳۸۵-۱۳۵۳) است. در این رابطه معادله تقاضای پول را با بکارگیری متدلوژی همگرایی یوهانسن تخمین می‌زنیم و به تفسیر نتایج مربوطه مبادرت می‌نماییم. همچنین از توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس نیز استفاده می‌شود. در این پژوهش در تعریف تقاضای پول، هم از تعریف محدود پول و هم از تعریف گسترده پول (نقدینگی) استفاده شده است. متدلوژی تدوین این مقاله علاوه بر شیوه تحلیلی - توصیفی و کتابخانه‌ای بر قواعد و تکنیک‌های اقتصادسنجی استوار است. در مجموع نتایج مقاله حاکی از این واقعیت است که عمده‌ترین عامل مؤثر بر تقاضای پول در ایران، تقاضای معاملاتی پول است. بخش اول به مقدمه و مبانی نظری پژوهش اختصاص دارد. تبیین خصوصیات تابع تقاضای پول و تحلیل آماری اولیه، وظیفه بخش دوم است. ارائه برازش مدل و تحلیل نتایج پایانی به عهده بخش پایانی می‌باشد.

واژگان کلیدی: تقاضای پول، تولید ناخالص داخلی حقیقی، توزیع درآمد، نرخ تورم، همگرایی
طبقه‌بندی موضوعی: **E01, E41**

۱- مقدمه و مبانی نظری

پول و نقش آن در فعالیت‌های اقتصادی، همواره یکی از مباحث مهم اقتصادی به ویژه در سطح کلان بوده است. مکاتب پولی در واقع روابط منظم میان عرضه و تقاضای پول و سایر متغیرهای اقتصادی را بیان می‌کنند. آن‌ها در مقوله تقاضای پول به دنبال تبیین رفتار جامعه در خصوص نگهداری میزانی از پول و تأثیرپذیری از متغیرهای اقتصادی یا تأثیرگذاری بر آن‌ها می باشند. بنابراین تقاضای پول هم خاستگاه تئوریک قوی دارد و هم جایگاه سیاست‌گذاری مهم (Delmer, 1983). در تعریف پول (یا حجم پول در اقتصاد کلان) معمولاً گفته می‌شود که پول عبارت است از آن وسیله پرداختی که در داد و ستد مورد قبول عموم افراد جامعه باشد و دولت و قانون نیز از آن حمایت کنند. از نظر

عملیات پولی نیز پول شامل مجموعه سکه و اسکناس رایج، سپرده دیداری و سپرده مسافرتی است.[۱] بدین لحاظ تعریف رایج پول در اقتصاد کلان به صورت زیر است:

(۱) M1=CU+DD که در آن M1 حجم پول یا پول شماره(۱) خوانده می‌شود. CU اسکناس و مسکوکات رایج در دست مردم و DD سپرده‌های دیداری می‌باشند. می‌توان گفت که DD در واقع سپرده مسافرتی (مثل انواع تراول چک‌ها) را نیز شامل می‌شود. در هر حال تعریف فوق که تعریف شماره (۱) پول نامیده می‌شود رایج‌ترین تعریف پول است. تعریف دیگری که گاهی اوقات برای پول در اقتصاد کلان ذکر می‌شود، پول شماره (۲) (M2) می‌باشد. پول شماره (۲) علاوه بر اسکناس و سپرده‌های دیداری شامل سپرده‌های مدت‌دار و پس‌انداز نیز می‌باشد. در ضمن به سپرده‌های مدت‌دار و پس‌انداز، شبه پول نیز گفته می‌شود. بنابراین پول شماره (۲) به صورت زیر بیان می‌شود:

(۲) M2= CU+ DD+ TD ⇨M2= M1+TD که در رابطه فوق منظور از TD سپرده‌های مدت‌دار و پس‌انداز[۲] می‌باشد و M2 نیز تعریف گسترده پول است. معمولاً حجم گسترده پول یا M2 را نقدینگی نیز می‌نامند. در اوایل دهه ۱۹۸۰ میلادی ادبیات و مطالعات مربوط به تابع تقاضای پول با مشکلاتی علمی یا سیاستی مواجه شد (Mayer, 1990). در این دوره سیاست‌گذاران و اقتصاددانان با نوعی تغییر و کاهش سرعت گردش در پول شماره (۱) مواجه شدند که تابع تقاضای سنتی پول نمی‌توانست آن را توجیه یا پیش‌بینی کند. اما داده‌های آماری طی دهه مذکور حاکی از آن بود که سرعت گردش نقدینگی یا پول M2 بسیار باثبات‌تر از M1 بوده است. با توجه به این نکته، برخی اقتصاددانان پیشنهاد کردند که در مطالعات جدید تابع تقاضای پول با تعریف گسترده M2 بکار رود، زیرا ممکن است نسبت به حالتی که تعریف محدود M1 بکار گرفته شود، ثبات بیشتری داشته باشد. با ارائه تعریف گسترده‌تر از پول و کاربرد آن در مطالعات، محققان دریافتند که تابع تقاضای پول جدید نسبت به تابع سنتی ثبات بیشتری دارد. ما نیز با توجه به این تحولات و برای پوشش همه جانبه موضوع در این مطالعه از هر دو تعریف محدود و گستردهٔ پول استفاده کرده‌ایم. تذکر یک نکته را در اینجا ضروری می‌دانیم و آن این است که شاید هیچ نظریه اقتصادی به اندازهٔ تقاضای پول برای کارهای تجربی در کشورهای توسعه‌یافته و همچنین در کشورهای در حال توسعه مورد توجه نبوده است. به منظور آگاهی از شواهد تجربی در مورد رفتار تقاضای پول در کشورهای در حال توسعه و انجام مطالعات جدید در این رابطه لازم است ابتدا مبانی نظری تقاضای

---

۱. در حال حاضر عناصر پول این‌ها هستند ولی با توجه به تحولات وسیع اقتصاد در عصر جهانی شدن، عصر اطلاعات و عصر اینترنت، پیش‌بینی می‌شود سیطره وسیله پرداخت در آینده نزدیک با پول‌های کامپیوتری باشد. زمینه اولیه این تحول فراهم شده و مصداق‌هایی از پول کامپیوتری نیز راه‌اندازی شده است.

2. Time deposits and saving deposits.

پول، مرور شود. سپس نوع تابع تقاضای پول کوتاه و بلندمدت مورد تحلیل واقع شود. به دنبال آن بر کاربرد آن تابعی تأکید شود که برای کارهای تجربی، قابل استفاده است. موضوع را در قالب دو زیر بخش مطالعاتی پی می‌گیریم، یکی تقاضای پول قبل از کینز و دومی پس از کینز. گزینش نظریه کینز به عنوان حد فاصل مطالعه حاضر با توجه به نقش کارساز این نظریه در نهایی شدن تقاضای پول می‌باشد. به طوری که توابع تقاضای پول پس از کینز نیز با توجه به آن تکامل یافته‌اند.

۱-۱- مروری بر مبانی نظری تقاضای پول قبل از کینز

از زمان پیدایش علم اقتصاد تاکنون دیدگاه‌های متنوعی در خصوص تقاضای پول مطرح شده است که هر یک با توجه به مفروضات خود ارتباط میان پول و سایر متغیرهای اقتصادی را بیان نموده‌اند. اگر به صورت تاریخی به موضوع توجه شود، قبل از ظهور نظریه پولی کینز، دو نظریه مطرح بوده‌اند. لذا ابتدا به ذکر آن‌ها می‌پردازیم.

نظریات پولی کلاسیک: نظریات پولی کلاسیک‌ها عمدتاً در قالب «نظریه مقداری پول»[1] معرفی و مطرح می‌شود. کلاسیک‌ها غالباً پول را یک متغیر خنثی معرفی می‌کنند. خنثی بودن پول به این معنی است که تغییر در ذخیره و حجم نقدینگی یا پول تنها باعث ایجاد تغییر در سطح قیمت‌ها شده و متغیرهای حقیقی اقتصاد از جمله تولید، نرخ بهره و اشتغال را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد. از سوی دیگر کلاسیک‌ها پول را تنها به عنوان وسیلهٔ مبادله و ابزار سنجش ارزش در اقتصاد در نظر می‌گرفتند. آن‌ها همچنین معتقد بودند (و یا فرض می‌کردند) که افراد تمامی درآمد خود را هزینه می‌کنند. بنابراین طبق دیدگاه کلاسیک‌ها هیچ بخشی از درآمد افراد به صورت نقد کنار گذاشته نمی‌شود (Williams, 1997). نظریه مقداری پول نخستین بار توسط دیوید ریکاردو مطرح شد. نظریه مربوطه را می‌توان در قالب مدل ساده ریاضی زیر مطرح نمود:

(۳) $M=P.T$ که در آن M حجم پول در گردش در یک دوره معین، P سطح عمومی قیمت‌ها و T حجم کلیه معاملات در همان دوره است. از آنجا که کلاسیک‌ها به طور ضمنی اقتصاد را در حالت اشتغال کامل در نظر می‌گرفتند در نتیجه T یعنی حجم معاملات ثابت خواهد بود. بنابراین طبق معادله (۳) تغییر در حجم پول مستقیماً به تغییر در سطح عمومی قیمت‌ها منجر می‌شود. جان استوارت میل از دیگر رهبران اقتصاد کلاسیک در تکمیل نظریه ریکاردو به این نکته توجه می‌کند که حجم پول طی یک دوره بیش از یک بار در معاملات مورد استفاده قرار گرفته و دست به دست می‌شود. لذا وی برای احتساب تعداد دفعاتی که حجم پول در جامعه دست به دست می‌گردد، عنوان سرعت گردش پول را مطرح کرد. سرعت گردش پول در سطح کلان در واقع تعداد دفعاتی است که یک میزان معین پول برای انجام معاملات

1. Quantity Theory of Money

(T)، دست به دست می‌گردد.[۱] در هر حال طبق یافته‌های میل و با افزودن سرعت گردش پول به معادله (۳)، معادله مقداری پول مشابه رابطه (۴) استخراج خواهد شد.

(۴) $M.V=P.T$ که V سرعت گردش پول در اقتصاد است. در این معادله نیز به دلیل فرض اشتغال کامل، حجم معاملات و همچنین سرعت گردش پول ثابت فرض می‌شود.[۲] بنابراین هر گونه تغییر در حجم پول منجر به تغییر در سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود. بعدها ایرونیک فیشر (۱۹۷۴-۱۸۶۷) اقتصاددان معروف دیگر با توجه به اهمیت یافتن سپرده‌های بانکی در امر مبادله، نظریه مقداری پول را به صورت رابطه (۵) بسط و توسعه داد:

(۵) $M.V+M'.V'=P.T$ که در آن M' حجم سپرده‌های دیداری و V' سرعت گردش این سپرده‌ها است. فیشر فرض می‌کند که، اولاً، $\frac{M'}{M}$ ثابت است. در ثانی تغییر در حجم پول یا سپرده نمی‌تواند باعث تغییر در سرعت گردش پول یا سرعت گردش سپرده‌ها شود. چرا که V و V' در هر کشور به شرایط اقتصادی، سلیقه و عادات رفتاری مردم آن کشور بستگی دارد. بنابراین V و V' در کوتاه‌مدت تغییری نمی‌کنند و ثابت باقی می‌مانند. ثالثاً، اقتصاد در شرایط اشتغال کامل قرار دارد و رابعاً، سطح قیمت‌ها یک عامل تأثیرگذار است (Fisher, 1911).

با توجه به فرض اول می‌توان نشان داد:

(۶)

با جایگزین کردن این رابطه در معادله (۵) به روابط ۷ و ۸ می‌رسیم:

(۷)

(۸)

طبق معادله (۸) تنها متغیرهای قابل تغییر، حجم پول و سطح عمومی قیمت‌ها است. در هر حال می‌توان مدل شماره (۸) را کم و بیش مدل پولی همه اقتصاددانان کلاسیک قلمداد کرد.

نظریات پولی نئوکلاسیک‌ها: در فرایند تکامل دیدگاه‌های پولی نئوکلاسیک، با وجود حفظ اصول کلی نظریه کلاسیک، تغییراتی قابل توجه نسبت به آن صورت گرفت. به اصلی‌ترین این

۱. در سطح خرد نیز می‌توان سرعت گردش پول را متوسط تعداد دفعاتی تعریف کرد که یک واحد پول در زمان معین دست به دست می‌شود. برای محاسبه سرعت گردش پول در سطح کلان معمولاً تولید ناخالص داخلی بر حجم پول (چه پول شماره ۱ و چه نقدینگی) تقسیم می‌گردد.

۲. سرعت گردش پول چون عمدتاً به عادات مصرفی و معاملاتی خانوارها و بنگاه‌ها ارتباط اساسی دارد، می‌تواند (با فرض ثبات سایر چیزها) یک روند نسبتاً با ثبات و بلندمدت داشته و لذا تقریباً ثابت فرض شود.

دست‌آوردهای تکاملی اشاره می‌کنیم. ویکسل[1]، یکی از اقتصاددانان مشهور نئوکلاسیک ضمن پذیرش اصول کلی نظریه مقداری پول سعی می‌نماید تا با تحلیل پویای این نظریه، به شیوهٔ دیگر تأثیرپذیری قیمت‌ها از حجم پول را بیان کند. مناسب است ابتدا ذکر شود که یکی از تحولات اساسی نظریه پولی از کلاسیک به نئوکلاسیک، ورود نرخ بهره در مدل‌های پولی است. یکی از اولین کارها در این رابطه کار ویکسل می‌باشد. او با طرح نرخ بازده سرمایه‌گذاری و نرخ بهره‌ای که بانک‌ها به ازای پرداخت وام دریافت می‌کنند، نشان داد که نابرابری نرخ بازده سرمایه‌گذاری و نرخ بهره منجر به تغییر قیمت‌ها می‌شود. همچنین بر اساس دیدگاه پولی مکتب کمبریج (شامل گروهی دیگر از نئوکلاسیک‌ها) و به ویژه به عقیده یکی از اولین بنیانگذاران این مکتب یعنی مارشال، مهم‌ترین عامل تعیین‌کننده تقاضای پول، درآمد است. لذا تابع تقاضای پول مارشال به صورت زیر قابل توصیف و تعریف می‌باشد:

$M=K.P.Y$ (۹) K، در اینجا میزانی از پول است که افراد در نزد خود نگه می‌دارند. بر این اساس با توجه به فاصله زمانی بین دریافت‌ها و پرداخت‌ها، افراد مجبورند تا برای هماهنگی بین این دو جریان بخشی از درآمد خود را به صورت نقد نزد خود نگه دارند (K). بنابراین تقاضای معاملاتی پول در نگاه مارشال و همفکرانش برای ایجاد موازنه نقدی بین دریافت‌ها و پرداخت‌ها با درآمدها و سطح عمومی قیمت ها رابطه مستقیم دارد (Laidler, 1985).

۲-۱- تقاضای پول کینزی و پس از آن

نظریه تقاضای پول کینز: در نظریه کینز تقاضای پول ناشی از سه جزء تقاضای معاملاتی پول، تقاضای احتیاطی پول و تقاضای سفته بازی پول است. تقاضای معاملاتی و احتیاطی پول؛ تابعی از سطح درآمد و تقاضای سفته بازی پول تابعی از نرخ بهره و به عبارتی هزینه نگهداری پول است. لذا در چارچوب نظریه کینز تقاضای پول به صورت معادله (۱۰) خواهد بود.

$$\frac{M^d}{P} = \overline{L} + kY - hr \qquad (۱۰)$$

که $\overline{L}$ تقاضای مستقل و ثابت پول و kY تقاضای معاملاتی یا مبادلاتی پول می‌باشد. اصولاً نگهداری پول تحت دو انگیزهٔ احتیاطی و معاملاتی مطرح است که با همان عناوین بکار می‌روند. تقاضای معاملاتی پول با درآمد رابطهٔ مستقیم و مثبت دارد. زیرا با افزایش سطح درآمد افراد، هم معاملات روزمره آن‌ها بیشتر می‌شود و هم مخارج پیش‌بینی نشده بیشتری خواهند داشت. hr بخش دوم تقاضای پول از نظر کینز است که تقاضای سفته بازی پول خوانده می‌شود. این بخش از تقاضای پول با نرخ بهره رابطه‌ای معکوس و منفی دارد (Keynse, 1936).

1. Wikcel

نظریه تقاضای پول فریدمن و توبین: فریدمن در سال ۱۹۵۹ با طرح نظریه‌ای برای تقاضای پول، سعی کرد هم نظریه جامع‌تری نسبت به نظریات کینزی فراهم نماید و هم بیان کامل‌تری از دیدگاه تقاضای پول مکتب کمبریج ارائه دهد. نکته اساسی در نظریه تقاضای پول فریدمن آن است که فریدمن تفکیک بین تقاضای معاملاتی و سفته‌بازی در روش کینزی را غیرضروری دانسته و نگهداری پول یا تقاضای پول برای برآورد کردن نیاز معاملاتی و ذخیره ثروت را یکجا مورد توجه قرار می‌دهد. دیگر آنکه در نظریه تقاضای سفته بازی کینز تصور می‌شود که فرد بین دو دارایی پول و اوراق قرضه به مقایسهٔ بازدهی آن دو و تصمیم‌گیری برای نگهداری آن‌ها می‌پردازد، اما در روش فریدمن فرد، نگهداری پول با طیف وسیعی از دیگر دارایی‌ها مقایسه گردیده و آن‌گاه به تصمیم‌گیری برای نگهداری پول مبادرت می‌شود. بالاخره آنکه فریدمن تقاضای پول را به صورت تقاضای قدرت خرید پول یا تقاضای حقیقی پول در نظر می‌گیرد، زیرا به عقیده او برای استفاده از سطحی از درآمد حقیقی مقداری موجودی حقیقی پول مورد نیاز فرد است. در این صورت اگر قیمت‌ها افزایش یابد فرد نگهداری موجودی اسمی پول را به همان نسبت افزایش می‌دهد تا موجودی حقیقی یا قدرت خرید پول نگهداری شده ثابت بماند. لذا تقاضای حقیقی پول از دیدگاه فریدمن به صورت زیر است:

$$\frac{d}{p} = \frac{H}{NH} \quad e_b \quad e_s \quad \rho \qquad (۱۱)$$

در این تابع $\frac{M^d}{P}$ تقاضای حقیقی برای پول است. Y_p درآمد دائمی، W_H ثروت‌های انسانی، W_{NH} ثروت‌های غیرانسانی، r_b^e بازده انتظاری اوراق قرضه، r_s^e بازده انتظاری سهام و ρ نرخ تورم می‌باشد. در ضمن روابط هر متغیر در معادلهٔ تقاضای پول فریدمن را می‌توان به صورت زیر خلاصه کرد: درآمد دائمی رابطهٔ مستقیم با تقاضای پول دارد. به این معنی که افزایش درآمد دائمی تقاضا برای پول را افزایش می‌دهد. $\frac{W_H}{W_{NH}}$ نیز رابطهٔ مستقیم با تقاضای پول دارد. هر چه نسبت ثروت‌های انسانی به ثروت‌های غیرانسانی بیشتر باشد، به دلایل دشوار بودن تبدیل آن‌ها به پول نقد، تمایل بیشتری برای نگهداری پول وجود دارد، بنابراین تقاضای پول افزایش می‌یابد. بازده انتظاری اوراق قرضه و سهام رابطهٔ معکوس با تقاضای پول دارند. زیرا مثلاً افزایش r_s^e و r_b^e هزینه فرصت نگهداری پول را بالا برده است، در نتیجه تقاضای پول را کاهش می‌دهد. نرخ تورم هم از دیگر متغیرهایی است که رابطه معکوس با تقاضای پول دارد. افزایش تورم به دلیل کاستن قدرت خرید پول، تمایل نگهداری پول را کاهش می‌دهد. بنابراین با افزایش ρ تقاضای پول کاهش می‌یابد (Friedman, 1956).

بر اساس نظریه توبین، هر فرد یک نرخ بهره انتظاری دارد که با یک نرخ بهره متعارف و متوسط بلندمدت متناظر است و به تغییرات نرخ بهره بازار حساس بوده و با آن رابطه مثبت دارد. در عین حال در الگوی توبین، یک نرخ بهره بحرانی مطرح است که اگر از نرخ بهره بازار کمتر باشد، فرد تمام دارایی نقدی خود را به صورت اوراق قرضه نگهداری می‌کند که البته اوراق قرضه به عنوان نماینده‌ای از سایر دارائی‌های مالی و پول در پرتفوی ثروت مشخص می‌شود. زمانی که نرخ بهره بحرانی از نرخ بهره بازار بیشتر باشد دارایی به صورت پول نگهداری می‌کند. بنابراین تقاضا برای پول از نظر توبین از جمع منحنی‌های تقاضای افراد بدست می‌آید و تابعی نزولی از نرخ بهره است. در این دیدگاه یکی از انگیزه‌های نگهداری پول، هموار کردن فاصله میان جریان درآمدی و مخارج است که به انگیزه معاملاتی نیز معروف است. این تقاضای معاملاتی هم به سطح درآمد بستگی دارد (Tobin, 1958).

۲- خصوصیات تابع تقاضای پول، تحلیل آماری و مطالعات

ابتدا به خصوصیات توابع تقاضا اشاره می‌کنیم، بدنبال آن نوعی تحلیل آماری از آن ارائه می‌شود و سرانجام مطالعات تجربی مرور می‌گردد.

۲-۱- مشخصات تابع تقاضای بلندمدت و کوتاه مدت پول

تابع تقاضای بلندمدت پول معمولاً برای کشورهای در حال توسعه، به شکل لگاریتمی زیر تعریف می‌شود:

$$\frac{d}{1} \quad \alpha_0 \quad \alpha_1 \quad \frac{\rho}{t} \quad \alpha_2 \quad \frac{e}{t} \quad \alpha_3 \; t \qquad (۱۱)$$

$$\alpha_1 \succ \quad \alpha_2 \prec \quad \alpha_3 \prec$$

که در آن، M^d تقاضای مطلوب پول برای مانده حقیقی (تقاضای پول حقیقی)؛ Y^p درآمد حقیقی دائمی، Π^e نرخ تورم مورد انتظار، i نرخ بهره اسمی، Ln لگاریتم طبیعی، t زمان، و α پارامترهای ساختاری است. در اینجا مناسب است که به یک بحث و جدل بین اقتصاددانان اشاره کنیم. اختلاف‌نظرهای قابل توجهی در مورد تعریف مناسب پول در بلندمدت و تأثیر آن بر کشش تقاضای پول (نسبت به نرخ بهره) وجود دارد. یکی از این اختلاف‌نظرها این است که اصولاً در مطالعات تقاضای پول آیا از حجم پول استفاده شود یا حجم نقدینگی؟ فریدمن[1] (۱۹۶۶) و فریدمن و شوارتز[2] (۱۹۷۰) استفاده از حجم نقدینگی را مورد انتقاد قرار دادند. فریدمن (۱۹۶۹) و ملتزر[3] (۱۹۶۳) عنوان کرده‌اند که تعریف مناسب پول باید با توجه به تجربه و شواهد واقعی تدوین

1. Feridman
2. Showatzwr
3. meltz

شود. لذا اگر به صورت تجربی مشاهده شود که حجم نقدینگی رابطه بـا ثبـات‌تـری نـسبت بـه حجـم پول، با دیگر متغیرهای اقتصادی دارد، پس حجـم نقـدینگی بایـد در تجزیـه و تحلیـل‌هـای تجربـی استفاده شود. مطلب دیگر در مورد کاربرد نرخ بهره اسمی یا حقیقـی در مطالعـات تجربـی اسـت. در حالی که در کشورهای توسعه‌یافته نرخ بهره اسمی به عنـوان جانـشین مناسـب بـرای هزینـه فرصـت نگهداری پول در نظر گرفته می‌شود، کاربرد این نرخ به عنوان هزینه فرصـت پـول در کـشورهای در حال توسعه مناسب نیست. زیرا از یک طرف در بسیاری از این کشورها نرخ تـورم آن چنـان مـؤثر است که فاصله بهره حقیقی و اسمی را قابل توجه می‌نماید. از سوی دیگر به دلیـل فقـدان بـازار آزاد پول کارآمد در اکثر کشورهای در حال توسعه نرخ بهره اسمی به طور رسمی تعیین می‌شود. همچنین در این کشورها نرخ بهره رسمی معمولاً کمتر از نرخ تسویه بازار نگهداشته می‌شـود. بنـابراین، نـرخ بهره مربوطه به طور کامل هزینه فرصت نگهداری پول را نشان نمی‌دهد. لذا در بسیاری از مطالعـات در این کشورها از نرخ تورم انتظاری استفاده می‌شود که می‌تواند جانشین بهتـری بـرای هزینـه‌هـای فرصت نگهداری پول باشد.

تابع تقاضای پول در کوتاه‌مدت پول: تابع تعدیل جزئی پـول در ابتـدا توسـط چـو[1] (۱۹۶۶) بـه صورت زیر نشان داده می‌شد:

$$M_t^d = M_{t-1}^{\gamma} \cdot M_t^{d} \cdot e^{U_t} \qquad (۱۱)$$

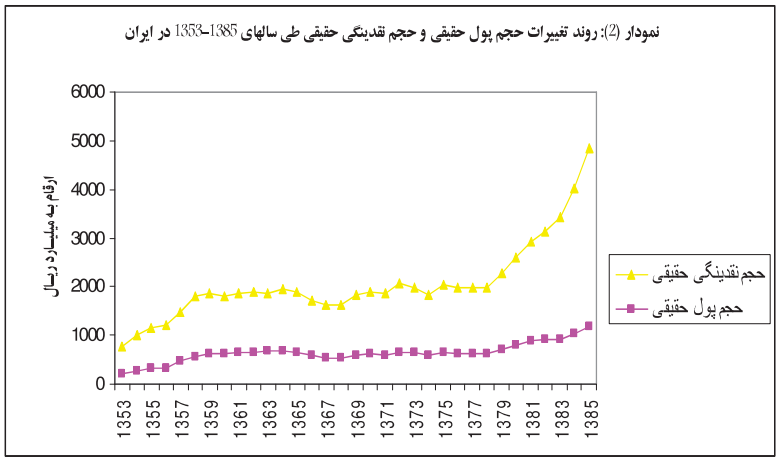
که در آن M مانده پول حقیقی است γ ضریب کشش تعدیل است که انتظار می‌رود مقدار آن بین صفر و یک باشد و U جملـه خطاسـت کـه تـأثیر تـصادفی را در فراینـد تعـدیل نـشان می‌دهد. با جایگزین کردن معادلـه (۱۲) در معادلـه (۱۳) و بـا مرتـب کـردن مجـدد جمـلات، معادله زیر بدست می‌آید:

$$LnM_t^d = \gamma\alpha_0 + \gamma\alpha_1 LnY_t^{\rho} + \gamma\alpha_2 \Pi_t^e + \gamma\alpha_3 i_t + (1-\gamma) LnM_{t-1} + U_t \qquad (۱۴)$$

معادله بالا الگوی تقاضای پول کوتاه‌مدت است که در آن اثـرات کوتـاه‌مـدت از طریـق ضـرایب مرکب $\gamma\alpha$، اندازه‌گیری می‌شوند. ضرایب بلندمدت مربوطه با تقسیم کردن هر یک از ضـرایب مرکـب بر مقدار تخمینی γ حاصله از ضریب متغیر وابسته با وقفه بدست می‌آیند. تحلیـل اولیـه رونـد پـولی در ایران: نمودار شماره (۱) رونـد تغییـرات حجـم پـول اسـمی و حجـم نقـدینگی اسـمی را در سـال‌هـای (۱۳۸۵-۱۳۵۳) در ایران نشان می‌دهد. بر اساس این نمودار می‌توان گفت در طی سال‌های فوق روند حجم پول و نقدینگی در حال افزایش بوده است. البته روند مربوطه از ۱۳۵۳ تـا ۱۳۶۹ بـه شـکلی آرام بوده و از سال ۱۳۷۰ سرعت رشد به طور اساسی بالا رفته است.

1. Chow

نمودار شماره(۲) روند تغییرات حجم پول حقیقی و حجم نقدینگی حقیقی را در سال‌های (۱۳۸۵-۱۳۵۳) نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود حجم پول حقیقی از ابتدای دوره تا سال ۱۳۶۱ همواره در حال افزایش بوده، در سال ۱۳۶۲ با کاهش مواجه گردیده ولی دوباره از سال ۱۳۶۳ تا ۱۳۶۴ افزایش می‌یابد. حجم پول حقیقی از سال ۱۳۶۵ تا ۱۳۶۸ روند کاهشی دارد. متغیر مربوطه از سال ۱۳۶۹ (ابتدای برنامه اول پس از انقلاب) تا سال ۱۳۷۹ (ابتدای برنامه سوم) با نوسان همراه بوده است. اما از سال ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۵ روند افزایشی داشته است. همچنین حجم نقدینگی در اقتصاد ایران از ابتدای دوره تا سال ۱۳۷۹ با نوسان همراه بوده است. این روند از سال ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۵ به طور منظم در حال افزایش بوده و سرعت رشد آن در سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۸۶ بسیار بالا بوده به گونه‌ای که در آغاز سال ۱۳۸۶ از مرز ۴۰ درصد گذشته که در اقتصاد کشور بی‌سابقه بوده است.



۲-۲- تحلیل مطالعات تجربی

همان‌طور که اشاره شد مطالعات مربوط به تقاضای پول گسترده است، لذا در این قسمت به بررسی اجمالی برخی از این مطالعات می‌پردازیم. اقویلی و همکاران (۱۹۷۹) تابع تقاضای پول کوتاه‌مدت را تخمین زدند. آن‌ها از داده‌های فصلی (۱۹۷۸-۱۹۵۷) برای کشورهای اندونزی، مالزی، فیلیپین، سنگاپور، سری‌لانکا و تایلند استفاده کردند. آن‌ها در این مطالعه به جای نرخ بهره از نرخ تورم مورد انتظار به عنوان معیار هزینه فرصت نگهداری پول استفاده کردند. نتایج این مطالعه حاکی از این بود که کشش درآمدی تقاضای پول هم برای حجم پول و هم برای نقدینگی (به جز کشورهای فیلیپین و تایلند) بزرگتر از یک است. در این مطالعه همچنین اثر تورم بر حجم نقدینگی تا حدودی قوی‌تر از اثر آن بر حجم پول برآورد گردیده است. خان[1] (۱۹۸۰) با استفاده از داده‌های فصلی (۱۹۷۶-۱۹۶۲) برای هفت کشور آمریکای لاتین و چهار کشور آسیایی هند، مالزی، فیلیپین و تایلند، تابع تقاضای کوتاه‌مدت پول را مورد برازش قرار داد و نتیجه گرفت که کشش تقاضای پول گسترده (حجم نقدینگی) بزرگتر از یک است. همچنین کشش تقاضای پول نسبت به نرخ تورم مورد انتظار تا حدودی به طور مثبت به سطح تورم مربوط می‌شود (Khan, 1980: 272). یعنی در جایی که نرخ‌های تورم بالا هستند، نگهدارندگان پول به علت آگاهی بیشتر در مورد هزینه‌های نگهداری پول، نسبت به تغییر معین نرخ تورم مورد انتظار واکنش بیشتری نشان می‌دهند. لایدلر[2] (۱۹۸۵) بیان می‌کند که نه تنها تقاضا برای پول تابعی از تولید ناخالص داخلی است بلکه به چگونگی توزیع درآمد نیز بستگی دارد. وی به این نتیجه رسید که بین نابرابری توزیع درآمد و تقاضا برای پول رابطه معکوسی وجود دارد. فاهلر و وایز[3] (۱۹۹۰) به این نتیجه رسیدند که بین ضریب جینی و تقاضای پول ارتباط معکوسی وجود دارد. تسینگ و کورکر[4] (۱۹۹۱) در مطالعه خود ابتدا به جای تورم مورد انتظار، از نرخ‌های بهره در تابع تقاضای پول استفاده کردند. آن‌ها در ضمن در مطالعه مربوطه از الگوی تصحیح خطا استفاده کردند. مطالعه آن‌ها برای کشورهای آسیایی اندونزی، کره‌جنوبی، مالزی، میانمار، نپال، فیلیپین، سنگاپور، سری‌لانکا و تایلند بود. در این مطالعه هم از تعریف محدود پول و هم از تعریف گستردهٔ پول استفاده شده است. یکی از نتایج این مطالعه آن است که نرخ بهره سپرده در تابع تقاضای محدود پول دارای ضریب منفی بوده ولی معنی‌دار است. از سوی دیگر، نشان داده شد که نرخ تورم نمی‌تواند به عنوان معیار هزینه فرصت نگهداری پول محدود به طور مناسبی بکار رود. اسمیت و محمدی[5] (۱۹۹۳) به بررسی اثر توزیع درآمد و نرخ دستمزد حقیقی بر روی سپرده‌های دیداری برای

1. Khan
2. laidler
3. Fahler and Wiese
4. Tseng and Corker
5. Smit and Mohammadi

اقتصاد آمریکا طی دورهٔ (۱۹۹۸-۱۹۴۷) پرداختند. در مطالعه آن‌ها هزینه‌های مصرفی به عنوان متغیر جایگزین تولید ناخالص داخلی در کنار نرخ بهره مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج مطالعه آن‌ها حاکی از آن است که تأثیر توزیع درآمد بر سپرده‌های دیداری حقیقی منفی است، همچنین اثر نرخ بهره مطابق تئوری منفی است.حسین[1] (۱۹۹۴) تابع تقاضای پول در پاکستان را مورد برازش قرار داد. وی با استفاده از دو متغیر عمده تقاضای پول، یعنی درآمد و نرخ بهره به این نتیجه رسید که درآمد، اصلی‌ترین عامل تعیین‌کننده تقاضای پول بوده و زمانی که محدودیت برای تهیه پول وجود داشته باشد، متغیر نرخ بهره با تأثیر معنی‌دار در تابع تقاضای پول ظاهر می‌شود. تریچل[2] (۱۹۹۷) ساختار تابع تقاضای پول را برای کشور تونس با استفاده از روش هم انباشتگی یوهانسن و مدل تصحیح خطا برآورد نمود. نتایج این مطالعه حاکی است که هم پول محدود و هم پول گسترده رابطهٔ باثباتی با تولید ناخالص داخلی در تونس دارند. مراشده[3] (۱۹۹۷) با بکارگیری روش هم‌انباشتگی حداکثر درست‌نمایی یوهانسن و یوسیلیوس و مدل تصحیح خطا، به برآورد تقاضا برای پول در کشور مالزی می‌پردازد. وی با استفاده از آزمون ثبات ساختاری چاو نشان داد که تابع تقاضای پول در این کشور برای دوره مورد مطالعه باثبات می‌باشد. پرادهان و سابرامانیان[4] (۱۹۹۷) با استفاده از روش هم‌انباشتگی و مدل تصحیح خطا برای کشور هند به این نتیجه رسیدند که یک رابطه بلندمدت میان تقاضا برای پول، درآمد واقعی و نرخ بهره در هندوستان وجود دارد. امانویل[5] (۲۰۰۲) پایداری تابع تقاضای پول را در نیجریه مورد بررسی قرار داد وی با استفاده از آزمون‌های HANSEN, CUSUM, CUSUMQ به آزمون پایداری تابع تقاضای پول در نیجریه پرداخت. همچنین نوابی[6] (۲۰۰۲) استفاده از مدل تصحیح خطا به بررسی ثبات تقاضای پول برای نیجریه پرداخت. او پی برد که تقاضا برای پول با درآمد حقیقی (تولید ناخالص داخلی)، نرخ بهره و سطح قیمت‌ها رابطهٔ بلندمدت دارد. ساندرز[7] (۲۰۰۲) با استفاده از داده‌های(۱۹۹۹-۱۹۵۹) برای اقتصاد آمریکا به این نتیجه رسید که بین GDP حقیقی و M1 رابطه تعادلی بلندمدت وجود ندارد. اما بین GDP اسمی و M1 رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد. بای و جونگ[8] (۲۰۰۵) به تخمین تابع تقاضای پول برای اقتصاد آمریکا پرداختند. در این پژوهش اختلاف بین دو تابع تقاضای خطی و غیرخطی را با روش هم‌انباشتگی برای اقتصاد آمریکا مورد بررسی قرار گرفت. میونز[9] (۲۰۰۶) در مطالعه‌ای برای اقتصاد زیمباوه با استفاده از داده‌های ماهانه برای دوره

1. Hossain
2. Treichel
3. Marashdeh
4. Pradhan and Subranmanian
5. Emmanuel
6. Nwaobi
7. Saunders
8. Bae and Dejong
9. Muñoz

(۲۰۰۴-۱۹۸۸) به بررسی تابع تقاضای پول فریدمن پرداخت. وی متغیرهای پول، شاخص قیمت مصرف‌کننده، تولید ناخالص داخلی حقیقی، نرخ بهره و نرخ ارز را در مدل تقاضای پول فریدمن قرار داده و با استفاده از هم‌انباشتگی یوهانسن به برازش آن پرداخته است. او نتیجه می‌گیرد که اثر تولید ناخالص داخلی حقیقی بر تقاضای پول مثبت بوده و اثرات نرخ بهره و تورم بر آن منفی بوده‌اند. در ضمن اثر تورم بیش از نرخ بهره بوده است.

در مورد ایران نیز مطالعاتی در مورد برآورد تابع تقاضا برای پول انجام شده که به مهم‌ترین آن‌ها اشاره می‌کنیم. تابش در سال ۱۳۷۳ تابع تقاضای پول را با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای سال‌های (۱۳۷۰-۱۳۳۸) برازش نمود و نتیجه گرفت که تقاضا برای پول در ایران متأثر از درآمد حقیقی و نرخ تورم مورد انتظار است. کمیجانی (۱۳۷۴) در تحقیق خود تقاضای پول را برای دو حالت تعادل و عدم تعادل بررسی نموده است. او تابع تقاضای پول را در شرایط تعادلی از متغیرهای تولید ناخالص داخلی و نرخ سپرده سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت استخراج کرد. وی برای برآورد تابع تقاضای پول در شرایط عدم تعادل از مکانیزم تعدیل جزئی استفاده کرده و از متغیرهای تولید ناخالص داخلی و نرخ سود سپرده‌های سرمایه‌گذاری بلندمدت به عنوان متغیرهای مستقل الگو کمک گرفته است. هژبرکیانی (۱۳۷۶) تابع تقاضای پول را برای ایران برای دورهٔ (۱۳۷۲-۱۳۳۸) با استفاده از روش هم انباشتگی یوهانسن و یوسیلیوس مورد برازش قرار داد. متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه، تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نرخ ارز بازار آزاد و ضریب جینی بوده‌اند. تقاضای پول در این مطالعه به صورت فراگیر (در هر دو تعریف محدود و گسترده) مورد نظر بوده است. وی یک رابطهٔ تعادلی بلندمدت را بین متغیرهای موجود در مدل را بدست آورد. نتایج این مطالعه حاکی از تأثیر مثبت و معنی‌دار تولید و نرخ ارز، و تأثیر منفی نرخ تورم بر تقاضای پول می‌باشد. متغیر ضریب جینی در معادله تقاضای پول گسترده بی‌معنی گزارش گردید اما در معادله تعریف محدود پول معنی‌دار بوده است. همچنین وی پویایی کوتاه‌مدت را نیز از طریق تحلیل شوک‌ها و تجزیه واریانس مورد بررسی قرار داده است. اسلاملوئیان و حیدری[1] (۱۳۸۲) به بررسی ثبات ضرایب تابع تقاضا برای پول در ایران در دوره (۱۳۷۷-۱۳۴۰) پرداختند. روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها با استفاده از الگوی خود برگشت با وقفه‌های توزیعی برآورد شده است در این مطالعه نیز از هر دو تعریف پول (محدود و گسترده) استفاده شده است. نتایج این مطالعه حاکی از کشش درآمدی مثبت، کشش تورمی منفی و ارتباط

1. Eslamelouiian and Heydari

معکوس نرخ ارز در بازار سیاه با تقاضای پول بوده است. کمیجانی و بوستانی (۱۳۸۳) ثبات تقاضای پول را برای دورهٔ (۱۳۸۱-۱۳۳۹) با استفاده از روش یوهانسن مورد آزمون قرار دادند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که حجم نقدینگی با تولیدناخالص داخلی، نرخ تورم و نرخ ارز در بازار موازی ارز همگرا است؛ و مقدار ضریب جمله تصحیح‌خطا (۰/۱۶) نشان می‌دهد که برغم وجود تعادل بلندمدت در بازار پول، حرکت به سمت تعادل در این بازار به کندی صورت گیرد. همچنین با استفاده از آزمون‌های CUSUM و CUSMSQ به این نتیجه رسیدند که تابع تقاضای پول در ایران باثبات است. شیرین بخش (۱۳۸۴) تابع تقاضای پول را با استفاده از رهیافت آزمون کرانه‌ها برای اقتصاد ایران و سپس مقایسه نتایج حاصل از این آزمون با استفاده از روش یوهانسن مورد آزمون قرار داد او در این مطالعه نتیجه گرفت که بین متغیرهای مطرح در تابع تقاضای پول رابطه تعادلی و بلندمدت وجود دارد. علاوه بر آن، نتایج بدست آمده از این روش در تطابق با روش یوهانسن بوده است. متغیر تولید ناخالص داخلی نسبت به متغیرهای شاخص قیمت عمده فروشی و متوسط نرخ بهره سپرده‌ها بیشترین اثر را بر تقاضای پول داشته است. لذا عمده‌ترین بخش تقاضای پول، در این پژوهش تقاضای معاملاتی برآورد شده است.

جعفری‌صمیمی و همکاران (۱۳۸۵) با استفاده از داده‌های (۱۳۸۱-۱۳۳۸) به بررسی ثبات تابع تقاضای پول در ایران پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها حاکی است که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای پژوهش یعنی تراز واقعی پول، تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نرخ ارز و کسری بودجه دولت وجود دارد. علامت متغیر تولید ناخالص داخلی در تابع تقاضای پول، مثبت و به طور معنی‌داری از یک بزرگتر است. متغیرهای نرخ تورم، نرخ ارز بازار سیاه و کسری بودجه دولت با تقاضای پول معکوس بوده و علامتشان در تابع تقاضای پول منفی است. می‌توان در مطالعه ما نسبت به مطالعات مشابه (به ویژه مطالعه کمیجانی و بوستانی) تفاوت‌های زیر را بر شمرد: ۱- در مطالعه ما از متغیر توزیع درآمد در تابع تقاضای پول استفاده شده در مدل کمیجانی و بوستانی گنجانده نشده است. ۲- در کنار استفاده از متدلوژی یوهانسن که البته در مطالعه کمیجانی و بوستانی نیز مدنظر قرار گرفته بود، در این مطالعه از توابع واکنش آنی (تحلیل شوک‌ها) و تجزیه واریانس نیز استفاده شده است که این معیارها بررسی تقاضای پول را از جنبه تجربی کاملتر می‌کند. ۳- دوره زمانی مطالعه بسیار حائز اهمیت است. لذا این مقاله ابتدای دوره را سال شروع شوک نفتی (۱۳۵۳) و سال ۱۳۸۵ را سال انتهای بررسی انتخاب کرده است. ۴- همچنین جهت بررسی دقیق‌تر تابع تقاضای پول از متغیر مخارج مصرفی

حقیقی (به عنوان متغیر مقیاس) به جای تولید ناخالص داخلی حقیقی استفاده شده است که در مطالعات قبلی مورد استفاده قرار نگرفته است. مضاف بر اینکه تحولات اخیر در برنامه چهارم (دو سال اول برنامه) نیاز به آزمون مجدد تابع تقاضای پول در ایران را بیش از گذشته ضروری کرده لذا این مقاله نیز آزمونی مجدد از این تابع در ایران است. البته ثبات تقاضای پول در این مطالعه با استفاده از آزمون‌های CUSUM و CUSMSQ همانند مطالعه کمیجانی و بوستانی مورد تأیید است که نتایج به پیوست ارسال شده است.

۳- ارائه مدل و تحلیل نتایج

با توجه به آنچه درباره مبانی تئوری تقاضای پول ذکر شد و با عنایت به مطالعات انجام شده، می‌توان چهار مدل زیر را برای تابع تقاضای پول در اقتصاد ایران در نظر گرفت:

(۱)

(۲)

(۳)

(۴)

که در آن $LMR1$: لگاریتم طبیعی پول (در مفهوم محدود یا حجم پول حقیقی)؛
$LMR2$: لگاریتم طبیعی پول (در مفهوم گسترده یا همان حجم نقدینگی حقیقی)؛
$LGDPR$: لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۳۷۶؛
INF: نرخ تورم؛ LER: لگاریتم طبیعی نرخ ارز در بازار آزاد (نرخ برابری یک دلار آمریکا در برابر یک ریال در بازار موازی ارز)؛ $T, GINI$: ضریب جینی (نماینده توزیع درآمد) است. LCO: لگاریتم طبیعی مخارج مصرفی به قیمت ثابت ۱۳۷۶. چند نکته در مورد مدل و متغیرهای آن قبل از تخمین مدل ضروری به نظر می‌رسد که عبارتند از: ۱- در بررسی تقاضای پول در ایران نمی‌توانیم چگونگی تأثیرگذاری توزیع درآمد بر تقاضای پول را نادیده بگیریم. مطابق نظر بامول[1] (۱۹۵۲) و توبین[2] (۱۹۵۶) با فرض ثابت بودن چگونگی توزیع درآمد در کوتاه‌مدت، توزیع درآمد عامل مؤثری در تعیین تقاضای پول است. به این ترتیب که هر چه میزان بیشتری از درآمد در اختیار عده کمتری باشد، تقاضای پول کمتر خواهد بود، زیرا صرفه‌جویی نسبت به مقیاس در نگهداری پول برای هر کدام از معامله‌گران افزایش می‌یابد، به طوری که دو بازرگان یا مبادله‌گری که حجم مشخصی از معاملات را انجام می‌دهند، پول نقد

1. Baumol
2. Tobin

کمتری از دو بازرگان که هر کدام نصف همان حجم از معاملات را انجام می‌دهند، نگهداری می‌کنند. بنابراین، با نابرابر شدن توزیع درآمد، تقاضای پول کمتر می‌شود. برای نشان دادن توزیع درآمد در ایران از متغیر ضریب جینی استفاده شده است که انتظار می‌رود رابطه معکوسی میان افزایش مقدار این ضریب و تقاضای پول وجود داشته باشد.۲- در مورد متغیر هزینه فرصت نیز بایستی این نکته را ذکر کنیم که این متغیر شامل نرخ بهره و نرخ تورم انتظاری است، اما برای کشورهای در حال توسعه هیچ مدرک قاطعی که تقاضایی برای پول نسبت به نرخ بهره حساس باشد، وجود ندارد. مطالعات عده‌ای از محققان نشان داده است که تقاضا برای پول نسبت به نرخ بهره در کوتاه‌مدت و بلندمدت حساس نیست. در بسیاری از کشورهای در حال توسعه (از جمله یران) چون نرخ بهره به جای آنکه توسط مکانیزم بازار تعیین شود به صورت اداری و دستوری تعیین می‌شود. به عبارت دیگر چون عملکرد قانون عرضه و تقاضا در بازار پول منعکس نمی‌شود لذا بدیهی است که در این گروه از کشورها، امکان وجود چندین نرخ بهره نیز وجود دارد. از این رو در تخمین مدل اقتصادسنجی برای این کشورها نرخ بهره هزینه فرصت نگهداری پول نیست. همچنین بایستی بپذیریم چون تورم در اقتصادهای برخی کشورهای در حال توسعه از جمله ایران بالا است از این رو نرخ تورم به جای نرخ بهره معیار بسیار خوبی برای هزینه فرصت نگهداری پول در تابع تقاضای پول است. ۳- وجود رابطه بین نرخ ارز و تقاضای پول ابتدا توسط ماندل[1] (۱۹۶۳) ارائه شد طبق این نظر تقاضا برای پول احتمالاً با نرخ ارز مرتبط است. به این ترتیب که، کاهش ارزش پول در مقابل اسعار خارجی میزان تقاضا برای پول داخلی را افزایش می‌دهد تا بتوان برنامه‌های قبلی را به همان صورت اجرا کرد. در کشورهایی که وابستگی ارزی شدیدی دارند، هنگام تنزل ارزش پول داخلی در مقابل اسعار خارجی، از یک طرف دولت و پیمانکاران برای واردات کالاهای اساسی و واسطه‌ای و سرمایه‌ای به پول بیشتری نیاز دارند، بنابراین رابطه مستقیمی میان تقاضا و تضعیف پول مطرح می‌باشد. از طرف دیگر، اگر هزینه فرصت پول مطرح باشد، همگام با کاهش ارزش پول داخلی در مقابل ارزهای معتبر تقاضا برای پول داخلی کاهش می‌یابد و پول خارجی جایگزین پول داخلی می‌شود که به آن اثر جانشینی گویند. این حالت رابطه معکوس میان نرخ ارز و تقاضای پول را نشان می‌دهد. در نتیجه می‌توان گفت که نرخ ارز هم می‌تواند اثر مستقیم و مثبت و هم می‌تواند اثر معکوس و منفی بر تقاضای پول داشته باشد.

1. Mundell

۴- جهت بررسی دقیق‌تر؛ متغیر مقیاس تقاضای معاملاتی که در برخی مطالعات نیز استفاده شده را تغییر داده و مدل‌ها را در دو حالت دیگر مورد بررسی قرار داده‌ایم. لذا از متغیر مخارج مصرفی حقیقی به جای متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی استفاده شده است. البته جهت جلوگیری از حجیم شدن مقاله از جزئیات خودداری شده است و صرفاً برخی نتایج آمده است. در تخمین مدل به دو نکته زیر توجه می‌شود. یکی آنکه داده‌ها سری زمانی و برای دورهٔ (۱۳۸۵-۱۳۵۳) است. دوم آنکه، تمام داده‌های مربوط به متغیرهای الگو ازحساب‌های ملی و ترازنامه بانک مرکزی جمع‌آوری شده است. همچنین متغیرهای حجم پول، حجم نقدینگی را با استفاده از شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی به قیمت ۱۳۷۶ به صورت حقیقی در مدل وارد کرده‌ایم. برای تعیین اینکه آیا تولید ناخالص داخلی حقیقی، نرخ تورم و نرخ ارز در بازار آزاد و ضریب جینی بر تقاضای پول تأثیرگذار است یا نه؟ و اینکه آیا استفاده از متغیر مخارج مصرفی حقیقی به جای تولید ناخالص داخلی حقیقی می‌تواند در اثر بر تقاضای پول مؤثر باشد یا نه؟ تلاش کردیم تا معادلات (۱۵)، (۱۶)، (۱۷) و (۱۸) را با استفاده از داده‌های سالانه برای دوره ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۵ و تکنیک همگرائی متقابل انگل و گرنجر و یوهانسن مورد برازش قرار دهیم. برای بکارگیری روش تجزیه و تحلیل همگرائی متقابل، نخست باید درجه همبستگی هر جمله را در معادلهٔ تقاضای پول تعیین کنیم، یعنی روشن کنیم که برای رسیدن هر جمله به حالت ثابت چند بار باید از آن تفاضل‌گیری کنیم. پس قدم اول در بکارگیری تجزیه و تحلیل همگرایی متقابل، تعیین درجه همگرایی هر یک از متغیرهاست. برای این منظور از آزمون دیکی و فولر تعمیم یافته استفاده کردیم. در این آزمون تعداد وقفه‌ها به وسیله معناداری جملات معادلهٔ تقاضای پول تعیین می‌شود و شامل جمله روند نیز می‌باشد. نتایج آزمون دیکی و فولر برای متغیرهای معادلهٔ تقاضای پول در جدول (۱) آمده است. همچنین داده‌ها از لحاظ مانایی مورد بررسی قرار می‌گیرند. زیرا اگر در تخمین معادلات اقتصادسنجی از داده‌های غیر مانا استفاده گردد، بدلیل اینکه این داده‌ها در طول زمان دارای واریانس و کوواریانس با ثبات نیستند، لذا آمارهای F,t معتبر نبوده و مدل تخمینی تورش‌دار و غیرقابل استفاده می‌گردد. جهت تشخیص مانایی متغیرها از آزمون دیکی و فولر تعمیم یافته استفاده شده و برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه، معیار شوارتز بیزین (SBC) در نظر گرفته شده است که مشخص شد تمام متغیرهای موجود با یک بار تفاضل‌گیری مانا شدند. به عبارتی تمام متغیرها از درجه مانایی واحد I(1) برخوردارند. لذا رگرسیون کاذب وجود ندارد. همان‌طور که از جدول (۱) پیدا است مقدار کمیت آماره محاسبه شده ADF برای تمامی متغیرها در تفاضل اول از مقادیر بحرانی ۰/۰۵ بیشتر است.

جدول (۱): نتایج آزمون مانایی دیکی – فولر

متغیر	مقادیر بحرانی در سطوح			آماره ADF	متغیر	مقادیر بحرانی در سطوح			آماره ADF
	۱ درصد	۵ درصد	۱۰درصد			۱ درصد	۵ درصد	۱۰درصد	
LMR1	-۲/۶۲	-۲/۹۵	-۳/۶۴	-۲/۶۹	DLMR1	-۱/۶۲	-۱/۹۵	-۲/۶۳	-۳/۷۸
LMR2	-۱/۶۲	-۱/۹۵	-۲/۶۳	۱/۸۳	DLMR2	-۱/۶۲	-۱/۹۵	-۲/۶۳	-۳/۱۰
LGDPR	-۱/۶۲	-۱/۹۵	-۲/۶۳	۱/۲۳	DLGDPR	-۳/۲۱	-۳/۵۶	-۴/۲۹	-۴/۸۴
LCO	-۲/۶۲	-۲/۹۵	-۳/۶۴	-۱/۷۸	DLCO	-۲/۶۱	-۲/۹۵	-۳/۶۵	-۶/۱۹
INF	-۱/۶۲	-۱/۹۵	-۲/۶۳	-۱/۲۱	DINF	-۱/۶۲	-۱/۹۵	-۲/۶۳	-۵/۷۷
LER	-۲/۶۱	-۲/۹۵	-۳/۶۵	-۱/۹۶	DLER	-۲/۶۱	-۲/۹۵	-۳/۶۵	-۳/۲۵
GINI	-۳/۲۱	-۳/۵۵	-۴/۲۷	-۲/۹۶	DGINI	-۳/۲۲	-۳/۵۷	-۴/۳۰	-۵/۷۹

نسبت به آزمون هم‌انباشتگی انگل –گرنجر برای همگرایی متقابل به دلیل ناتوانی آن از تعیین تعداد بردارهای همگرایی و حساسیت آن به قاعده نرمال‌سازی انتقاداتی صورت گرفته است. لذا گفته می‌شود که روش یوهانسن، یوهانسن و یوسیلیوس بر آن ارجحیت دارد. زیرا این روش بر اساس روش برآورد حداکثر راست‌نمایی پایه‌گذاری شده است. در این روش به جای حداقل مربعات معمولی از دو آزمون شناخته شده ماکزیمم لاندا[1] (حداکثر مقدار ویژه) و تریس[2] (آزمون اثر) برای تعیین تعداد بردارهای همگرایی استفاده می‌شود. به هنگام محاسبه این آمارها باید دربارهٔ وقفه بر اساس روش خود رگرسیون‌برداری تصمیم گرفت. با توجه به تعداد مشاهدات و تعداد متغیرها، در هر چهار مدل وقفه یک بر اساس شوارتز بیزین به عنوان وقفه بهینه انتخاب شد. یوهانسن و یوسیلیوس[3] (۱۹۹۰) بیان می‌کنند که در صورت تناقض میان نتایج حاصل از دو آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه در تعیین تعداد بردارهای همگرایی، از آنجایی که آزمون حداکثر مقدار ویژه، دارای فرض قاطع‌تری است این آزمون نسبت به آزمون اثر، ارجحیت دارد. سپس در صورت وجود رابطه همگرایی، بر اساس یکی از متغیرهای دلخواه عمل نرمال کردن روی بردارهای مذکور انجام می‌شود و با تأکید بر نظریه اقتصادی بردار همگرایی که دارای تفسیر اقتصادی هستند انتخاب می‌شوند. همچنین در روش فوق، پیش از تعیین تعداد بردارهای همگرایی لازم است وضعیت متغیرهایی مانند عرض از مبدأ و روند در بردارها مشخص شود. بر اساس روش هریس[4] با توجه به اینکه فرایند تولید داده‌ها معلوم نیست، باید حالت‌های گوناگون را ارزیابی و بهترین الگو را انتخاب کنیم. بر اساس روش فوق، برای هر چهار معادله (۱۵)، (۱۶)، (۱۷) و (۱۸) الگوی «بدون عرض از

1. Landa
2. Trace
3. Johansen and Juselius
4. Harris

مبدأ و بدون روند» الگویی مناسب تشخیص داده شد. با دقت در جدول (۲) برای معادله (۱۵) ملاحظه می‌شود که در هر دو حالت و بر پایه هر دو آزمون، فرضیه صفر، مبنی بر عدم همگرایی متقابل، رد می‌شود. زیرا آمارهای محاسبه شده، از مقادیر بحرانی، بزرگتر هستند و لذا فرضیه صفر را برای ، ، را نمی‌توان در مورد آزمون اثر مردود دانست. اما یک بردار همگرایی بر اساس آزمون حداکثر مقدار ویژه وجود دارد. پس بر اساس جدول (۲) و روش هریس یک بردار همگرایی متقابل در میان متغیرهای معادله (۱۵) وجود دارد.

جدول (۲): نتایج آزمون اثر و آزمون حداکثر مقادیر ویژه (تعریف محدود LMR1): معادله (۱۵)

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آماره λ_{trace}	مقادیر بحرانی در سطوح		آماره $\lambda_{\max}$	مقادیر بحرانی در سطوح	
			۰/۰۱	۰/۰۵		۰/۰۱	۰/۰۵
		۸۳/۵۵	۶۶/۵۲	۵۹/۴۶	۳۳/۰۹	۳۵/۱۷	۳۰/۰۴
		۵۰/۴۶	۴۵/۵۸	۳۹/۸۹	۲۳/۲۸	۲۸/۸۲	۲۳/۸۰
		۲۷/۱۸	۲۹/۷۵	۲۴/۳۱	۱۹/۲۹	۲۲/۹۹	۱۷/۸۹
		۷/۸۹	۱۶/۳۱	۱۲/۵۳	۵/۱۵	۱۵/۶۹	۱۱/۴۴
		۲/۷۳	۶/۵۱	۳/۸۴	۲/۷۳	۶/۵۱	۳/۸۴

قدم بعدی گزارش وضعیت بردارهای همگرایی به همراه مقادیر مربوط به آن‌هاست. در بیان این بردارها روش معمول این است که ضریب‌ها بر اساس یکی از متغیرها نرمال می‌شوند. ما بردار را روی LMR1 نرمال می‌کنیم. لذا بردار بلندمدت یا تابع تقاضای بلندمدت معادله (۱۵) در جدول (۳) گزارش داده شده است. جهت تفسیر نتایج تخمین باید ضریب متغیر وابسته برابر یک باشد. ولی ضریب متغیر وابسته معادلات تخمین زده شده توسط روش یوهانسن، برابر یک، نمی‌باشد. از این رو می‌توان با تقسیم تمام ضرایب متغیر وابسته و متغیرهای مستقل بر ضریب تخمینی متغیر وابسته، ضرایب تخمینی را نرمالیزه نمود. نتایج تخمین این است که متغیرها در مدل به راستی همگرا بوده و رابطه تعادلی بلندمدت با هم دارند. همچنین علامت ضرایب برآورده شده همان است که در تئوری بدست آمد. جدول (۳) نشان می‌دهد که بین تقاضای پول (تعریف پول محدود LMR1) و عوامل مؤثر بر آن یک بردار همگرا وجود دارد. تمام ضرایب متغیرهای بردار دارای علامت مورد انتظار است. بزرگ بودن ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی نشان‌دهندهٔ اثرگذاری بیشتر این متغیر بر تقاضای پول است. به عبارتی تقاضای معاملاتی بیشترین اثر را بر تقاضای پول دارد. همچنین اثر نرخ تورم بر تقاضای پول مطابق انتظار منفی است که تأییدی بر

نظریه‌های اقتصادی و مطالعات تجربی در زمینه تقاضای پول است. ضریب منفی متغیر نرخ ارز در بازار آزاد بیانگر رابطه جانشینی بین نرخ ارز و تقاضای پول است. همچنین ضریب منفی توزیع درآمد که با تئوری کاملاً سازگار است؛ نشان می‌دهد که توزیع درآمد یک متغیر مناسب در تابع تقاضای پول در ایران است.

جدول (۳): بردار بلندمدت تابع تقاضای پول (تعریف محدود LMR1)

LMR1	LGDPR	INF	LER	GINI
-۱	۱/۵۹	-۰/۰۴	-۰/۳۵	-۰/۲۵

در تحقیق حاضر برای تحلیل کوتاه‌مدت از ابزارهای توابع واکنش آنی[1] و تجزیه واریانس[2] که در واقع جایگزین‌هایی برای تحلیل‌های سنتی مانند تعدیل جزیی می‌باشند، استفاده شده است. یک واکنش آنی، مؤلفه‌های مربوط به متغیرهای درونزا را به شوک‌ها با جهش‌هایی که با متغیرهای خاص وارد می‌شوند تفکیک می‌کند. سپس تأثیر تغییر در جهش‌های به اندازه یک انحراف معیار شوک‌های مقادیر جاری و آینده متغیرهای درونزا را مشخص می‌کند. ما تأثیر این شوک را در طی دوره ده ساله مورد بررسی قرار می‌دهیم. نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد که هر گاه شوکی یا تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار به متغیر تقاضای پول اعمال گردد، اثر این شوک در ابتدای دوره باعث افزایش تقاضای پول به اندازه ۰/۰۸۶ می‌شود که از سال دوم این اثر تا سال دهم مثبت و کاهشی بوده، به طوری که در سال دهم به اندازه ۰/۰۰۱ می‌رسد. در ستون سوم جدول؛ هرگاه شوکی به اندازه یک انحراف معیار به متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی اعمال گردد، این شوک در سال اول هیچ اثری بر تقاضای پول نداشته اما در سال دوم به اندازه ۰/۰۱۷ افزایش می‌یابد و این روند افزایشی تا سال ششم ادامه می‌یابد ولی از سال هفتم تا سال دهم با روند مثبت اما کاهشی بر تقاضای پول اثر گذار است. بر اساس ستون چهارم؛ هر گاه شوکی به اندازه یک انحراف معیار به متغیر نرخ تورم اعمال گردد، در سال اول هیچ اثری بر تقاضای پول نداشته، اما در سال دوم تا سال هشتم اثر منفی، ولی از سال نهم اثر این شوک روند مثبت و فزاینده داشته تا سال دهم ادامه پیدا می‌کند. براساس ستون پنجم؛ هر گاه شوکی به اندازه یک انحراف معیار به متغیر نرخ ارز اعمال گردد، در سال اول هیچ اثری بر تقاضای پول نداشته اما در سال دوم تا سال چهارم منفی و کاهنده، ولی اثر این شوک در سال پنجم تا دهم مثبت و فزاینده است براساس ستون ششم؛ هر گاه شوکی به اندازه یک انحراف معیار به متغیر ضریب جینی اعمال گردد، در سال اول هیچ اثری بر تقاضای پول نداشته اما در سال دوم به اندازه ۰/۰۰۱- کاهش می‌یابد ولی از سال سوم تا سال هفتم مثبت و افزایشی، از سال هشتم تا سال دهم اثر مثبت و کاهنده می‌شود.

1. Impulse Response Function (IRF)
2. Variance Decomposition (VD)

جدول (۴): عکس‌العمل تقاضای پول به تکانه در سایر متغیرها

دوره	LMR1	LGDPR	INF	LER	GINI
۱	۰/۰۸۷	۰	۰	۰	۰
۲	۰/۰۸۰	۰/۰۱۸	-۰./۰۰۴	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۲
۳	۰/۰۷۱	۰/۰۳۴	-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۵
۴	۰/۰۶۲	۰/۰۴۴	-۰/۰۰۹	-۰/۰۰۰۲	۰/۰۱۳
۵	۰/۰۵۱	۰/۰۵۰	-۰/۰۰۹	۰/۰۰۳	۰/۰۱۹
۶	۰/۰۳۹	۰/۰۵۱	-۰/۰۰۸	۰/۰۰۷	۰/۰۲۲
۷	۰/۰۲۸	۰/۰۴۸	-۰/۰۰۶	۰/۰۱۰	۰/۰۲۳
۸	۰/۰۱۷	۰/۰۴۲	-۰/۰۰۳	۰/۰۱۳	۰/۰۲۱
۹	۰/۰۰۹	۰/۰۳۵	۰/۰۰۰۷	۰/۰۱۵	۰/۰۱۹
۱۰	۰/۰۰۲	۰/۰۲۹	۰/۰۰۴	۰/۰۱۶	۰/۰۱۵

تجزیه واریانس به عنوان معیاری برای عملکرد پویایی قادر است به تعیین بی‌ثباتی هر متغیر در مقابل شوک وارده بر هر یک از متغیرهای دیگر مدل بپردازد. بنابراین برای تعیین سهم بی ثباتی ایجاد شده در معادله توسط متغیرها از تجزیه واریانس استفاده کردیم که نتایج حاصل در جدول (۵) آمده است. در ستون اول جداول SE که نشان‌دهنده خطای پیش‌بینی متغیرهای مربوطه را طی دوره‌های مختلف (ده ساله) نشان می‌دهد. به دلیل اینکه خطای پیش‌بینی هر سال، روی خطای پیش‌بینی سال بعدش تأثیر می‌گذارد و آن را افزایش می‌دهد، طی دوره زمانی با گذشت زمان خطای پیش‌بینی در حال افزایش است. جدول (۵) خطای واریانس پیش‌بینی متغیر تقاضای پول را برای ده دوره نشان می‌دهد به این معنی که در طول این ده دوره هر یک از متغیرهای توضیحی در تغییرات تقاضای پول در کوتاه‌مدت (سال اول) و میان‌مدت (سال دوم تا سال پنجم) و بلندمدت (سال پنجم تا دهم) چقدر است. نتایج دلالت بر آن دارد که در کوتاه‌مدت عامل اثر گذار بر تقاضای پول خود متغیر تقاضای پول است. در میان‌مدت اگر چه سهم متغیرهای مدل در نوسانات تقاضای پول افزایش یافته لیکن همچنان متغیر تأثیرگذار بر تقاضای پول خود متغیر تقاضای پول است. با این حال در میان‌مدت بعد از خود متغیر تقاضای پول، تولید ناخالص داخلی حقیقی بیشترین توضیح‌دهی نوسانات تقاضای پول در ایران را نشان می‌دهد. این در حالی است که ضریب جینی، نرخ ارز و نرخ تورم کمترین توضیح‌دهی نوسان در تقاضای پول را نشان می‌دهد. همان‌طور که از جدول پیداست در بلندمدت همانند میان‌مدت بعد از خود متغیر تقاضای پول (۶۰/۵۲)؛ متغیر

تولید ناخالص داخلی حقیقی نسبت به سایر متغیرهای مدل بیشترین توضیح‌دهی نوسانات تقاضای پول در ایران را نشان می‌دهد. بر این اساس می‌توان گفت متغیر کلیدی در نوسانات میان‌مدت و بلندمدت تقاضای پول، تولید ناخالص داخلی حقیقی است. نکته دیگر این است که بعد از متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی، متغیر ضریب جینی در میان‌مدت و بلندمدت نسبت به متغیرهای نرخ ارز و نرخ تورم بیشترین توضیح دهی نوسانات تقاضای پول را نشان می‌دهد که این بدین معناست که این متغیر یک متغیر مناسب و لازم در تابع تقاضای پول در ایران است.

جدول (۵): تجزیه واریانس تقاضای پول: معادله (۱۵)

دوره	LMR1	LGDPR	INF	LER	GINI
۱	۰/۰۸۷	۱۰۰	۰	۰	۰
۲	۰/۱۱۹	۹۷/۵۱	۲./۲۸	۰/۰۷۱	۰/۰۱۸
۳	۰/۱۴۳	۹۲/۳۲	۷/۰۹	۰/۰۸۳	۰/۱۵۱
۴	۰/۱۶۳	۸۵/۷۲	۱۲/۸۷	۰/۰۶۴	۰/۷۵۱
۵	۰/۱۷۹	۷۹/۰۶	۱۸/۳۷	۰/۰۸۲	۱/۷۲
۶	۰/۱۹۲	۷۳/۱۸	۲۲/۹۶	۰/۱۸۸	۲/۸۱
۷	۰/۲۰۱	۶۸/۴۳	۲۶/۴۷	۰/۴۱۳	۳/۸۳
۸	۰/۲۰۸	۶۴/۸۳	۲۸/۹۲	۰/۷۶۳	۴/۶۵
۹	۰/۲۱۳	۶۲/۲۸	۳۰/۴۷	۱/۲۳	۵/۲۳
۱۰	۰/۲۱۶	۶۰/۵۳	۳۱/۳۱	۱/۷۸	۵/۵۸

جدول (۶) نتایج آزمون اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه برای معادله (۱۶) را نشان می‌دهد. که هر دو آزمون یک بردار همگرا را برای تابع تقاضای پول در مفهوم گسترده (نقدینگی) تأیید می‌کنند.

جدول (۶): نتایج آزمون اثر و آزمون حداکثر مقادیر ویژه

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آماره λ_{trace}	مقادیر بحرانی در سطوح		آماره $\lambda_{\max}$	مقادیر بحرانی در سطوح	
			۰/۰۱	۰/۰۵		۰/۰۱	۰/۰۵
		۷۲/۹۵	۶۶/۵۲	۵۹/۴۶	۳۴/۷۹	۳۵/۱۷	۳۰/۰۴
		۳۸/۱۶	۴۵/۵۸	۳۹/۸۹	۲۰/۹۵	۲۸/۸۲	۲۳/۸۰
		۱۷/۲۱	۲۹/۷۵	۲۴/۳۱	۱۱/۲۵	۲۲/۹۹	۱۷/۸۹
		۵/۹۶	۱۶/۳۱	۱۲/۵۳	۵/۸۶	۱۵/۶۹	۱۱/۴۴
		۰/۰۹	۶/۵۱	۳/۸۴	۰/۰۹	۶/۵۱	۳/۸۴

جدول (۷) بیانگر این است که بین تقاضای پول (تعریف LMR2) و عوامل مؤثر بر آن یک بردار همگرا وجود دارد. تمام ضرایب متغیرهای بردار دارای علامت مورد انتظار است. بزرگ بودن ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی نشان‌دهندهٔ اثرگذاری بیشتر این متغیر بر تقاضای پول است. به عبارتی تقاضای معاملاتی بیشترین اثر را بر تقاضای پول دارد. همچنین اثر نرخ تورم، نرخ ارز و ضریب جینی (توزیع درآمد) در تقاضای LMR2 (همانند تعریف محدود پول) بر تقاضای پول منفی است که با تئوری کاملاً سازگار است.

جدول (۷): بردار بلندمدت تابع تقاضای پول

LMR2	LGDPR	INF	LER	GINI
-۱	۱/۷۲	-۰/۰۵	-۰/۳۴	-۰/۲۷

نتایج جدول (۸) نشان می‌دهد که هر گاه شوکی یا تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار به متغیر تقاضای پول اعمال گردد، اثر این شوک در ابتدای دوره باعث افزایش تقاضای پول به اندازه ۰/۰۷۷ می‌شود و تا سال سوم افزایش می‌یابد ولی از سال چهارم تا سال دهم کاهشی بوده، به طوری که در سال دهم به اندازه ۰/۰۳ می‌رسد بر اساس ستون سوم جدول؛ هر گاه شوکی به اندازه یک انحراف معیار به متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی اعمال گردد، در سال اول هیچ اثری بر تقاضای پول نداشته اما در سال دوم به اندازه ۰/۰۲ افزایش می‌یابد و این روند افزایشی تا سال هشتم ادامه می‌یابد ولی از سال نهم تا سال دهم با روند مثبت اما کاهشی بر تقاضای پول اثرگذار است. براساس ستون چهارم؛ هر گاه شوکی به اندازه یک انحراف معیار به متغیر نرخ تورم اعمال گردد، در سال اول هیچ اثری بر تقاضای پول نداشته اما در سال دوم تا سال هشتم اثر منفی و کاهنده، ولی از سال نهم اثر این شوک روند مثبت و فزاینده داشته تا سال دهم ادامه پیدا می‌کند بر اساس، ستون پنجم؛ هر گاه شوکی به اندازه یک انحراف معیار به متغیر نرخ ارز اعمال گردد، در سال اول هیچ اثری بر تقاضای پول نداشته اما در سال دوم تا دهم مثبت و فزاینده است؛ بر اساس ستون ششم هر گاه شوکی به اندازه یک انحراف معیار به متغیر ضریب جینی اعمال گردد، در سال اول هیچ اثری بر تقاضای پول نداشته اما در سال دوم به اندازه ۰/۰۱۳ افزایش می‌یابد و تا سال ششم ادامه دارد ولی از سال هفتم تا سال دهم مثبت و کاهشی است.

جدول (۸): عکس‌العمل تقاضای پول به تکانه

دوره	LMR1	LGDPR	INF	LER	GINI
۱	۰/۰۷۷	۰	۰	۰	۰
۲	۰/۰۹۲	۰/۰۲۱	-۰./۰۰۸	۰/۰۰۱	۰/۰۱۳
۳	۰/۰۹۸	۰/۰۳۸	-۰/۰۱۱	۰/۰۰۵	۰/۰۲۷
۴	۰/۰۹۷	۰/۰۵۲	-۰/۰۱۱	۰/۰۰۹	۰/۰۳۷
۵	۰/۰۹۱	۰/۰۶۰	-۰/۰۰۹	۰/۰۱۳	۰/۰۴۳
۶	۰/۰۸۱	۰/۰۶۴	-۰/۰۰۷	۰/۰۱۷	۰/۰۴۵
۷	۰/۰۶۹	۰/۰۶۵	-۰/۰۰۴	۰/۰۲۰	۰/۰۴۵
۸	۰/۰۵۶	۰/۰۶۳	-۰/۰۰۰۶	۰/۰۲۲	۰/۰۴۲
۹	۰/۰۴۳	۰/۰۵۸	۰/۰۰۲	۰/۰۲۵	۰/۰۳۸
۱۰	۰/۰۳۰	۰/۰۵۲	۰/۰۰۵	۰/۰۲۶	۰/۰۳۲

جدول (۹) نتایج تجزیه واریانس را برای معادله (۱۶) نشان می‌دهد. نتایج دلالت بر آن دارد که در کوتاه‌مدت عامل اثر گذار بر تقاضای پول خود متغیر تقاضای پول است. در میان‌مدت اگر چه سهم متغیرهای مدل در نوسانات تقاضای پول افزایش یافته لیکن همچنان متغیر تأثیرگذار بر تقاضای پول خود متغیر تقاضای پول است. با این حال در میان‌مدت بعد از خود متغیر تقاضای پول، تولید ناخالص داخلی حقیقی بیشترین توضیح‌دهی نوسانات تقاضای پول در ایران را نشان می‌دهد. این در حالی است که ضریب جینی، نرخ ارز و نرخ تورم کمترین توضیح‌دهی نوسان در تقاضای پول را نشان می‌دهد. در بلندمدت همانند میان‌مدت بعد از خود متغیر تقاضای پول (۵۸/۲۴)؛ متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی نسبت به سایر متغیرهای مدل بیشترین توضیح‌دهی نوسانات تقاضای پول در ایران را نشان می‌دهد. بر این اساس می‌توان گفت متغیر کلیدی در نوسانات میان‌مدت و بلندمدت تقاضای پول، تولید ناخالص داخلی حقیقی است. نکته دیگر این است که بعد از متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی، متغیر ضریب جینی در میان‌مدت و بلندمدت نسبت به متغیرهای نرخ ارز و نرخ تورم بیشترین توضیح‌دهی نوسانات تقاضای پول را نشان می‌دهد که این بدین معناست که این متغیر یک متغیر مناسب و لازم در تابع تقاضای پول در ایران است.

جدول (۹): تجزیه واریانس تقاضای پول: معادله (۱۶)

دوره	LMR1	LGDPR	INF	LER	GINI
۱	۰/۰۷۷	۱۰۰	۰	۰	۰
۲	۰/۱۲۳	۹۵/۵۱	۲./۸۵	۰/۰۱۴	۱/۱۶۵
۳	۰/۱۶۴	۸۸/۸۷	۷/۰۴	۰/۰۹۲	۳/۳۰
۴	۰/۲۰۲	۸۲/۲۶	۱۱/۲۲	۰/۲۴۷	۵/۵۲
۵	۰/۲۳۴	۷۶/۳۷	۱۴/۹۷	۰/۴۷۹	۷/۴۸
۶	۰/۲۶۰	۷۱/۳۱	۱۸/۲۰	۰/۷۸۹	۹/۰۷
۷	۰/۲۸۱	۶۷/۰۴	۲۰/۹۲	۱/۱۸	۱۰/۳۱
۸	۰/۲۹۷	۶۳/۴۹	۲۳/۱۵	۱/۶۴	۱۱/۲۲
۹	۰/۳۰۹	۶۰/۵۸	۲۴/۹۳	۲/۱۸	۱۱/۸۵
۱۰	۰/۳۱۸	۵۸/۲۵	۲۶/۲۸	۲/۷۸	۱۲/۲۴

برای معادله (۱۷) نتایج آزمون اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه در مجموع وجود یک بردار بلندمدت همگرا را نشان می‌دهد. لذا بردار بلندمدت معادله (۱۷) را برای تابع تقاضای پول در مفهوم محدود در جدول (۱۰) گزارش داده شده است. جدول (۱۰) بیانگر این است که بین تقاضای پول (تعریف LMR1) و عوامل مؤثر بر آن یک بردار همگرا وجود دارد. تمام ضرایب متغیرهای بردار دارای علامت مورد انتظار است. بزرگ بودن ضریب متغیر مخارج مصرفی حقیقی نشان‌دهندهٔ اثر گذاری بیشتر این متغیر بر تقاضای پول است. به عبارتی تقاضای معاملاتی بیشترین اثر را بر تقاضای پول دارد. همچنین می‌توان نتیجه گرفت که تغییر متغیر درآمدی از تولید ناخالص داخلی حقیقی به مخارج مصرفی حقیقی در نتایج تابع تقاضای پول همان نتیجه مورد انتظار یعنی ضریب مثبت را در برداشت. همچنین اثر نرخ تورم، نرخ ارز و ضریب جینی (توزیع درآمد) در تقاضای LMR1 بر تقاضای پول منفی است که با تئوری کاملاً سازگار است.

جدول (۱۰): بردار بلندمدت تابع تقاضای پول

GINI	LER	INF	LCO	LMR1
-۰/۱۳	-۰/۲۱	-۰/۰۱	۱/۱۶	-۱

برای معادله (۱۸) نتایج آزمون اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه در مجموع وجود یک بردار بلندمدت همگرا را نشان می‌دهد. لذا بردار بلندمدت معادله (۱۸) را برای تابع تقاضای پول در مفهوم گسترده در جدول (۱۱) گزارش داده شده است. جدول (۱۱) بیانگر این است که بین

تقاضای پول (تعریف LMR2) و عوامل مؤثر بر آن یک بردار همگرا وجود دارد. تمام ضرایب متغیرهای بردار دارای علامت مورد انتظار است. بزرگ بودن ضریب متغیر مخارج مصرفی حقیقی نشان‌دهندهٔ اثر گذاری بیشتر این متغیر بر تقاضای پول است. به عبارتی تقاضای معاملاتی بیشترین اثر را بر تقاضای پول دارد. همچنین می‌توان نتیجه گرفت که تغییر متغیر درآمدی از تولید ناخالص داخلی حقیقی به مخارج مصرفی حقیقی در نتایج تابع تقاضای پول در تعریف گسترده همان نتیجه مورد انتظار یعنی ضریب مثبت را در برداشت. همچنین اثر نرخ تورم، نرخ ارز و ضریب جینی (توزیع درآمد) در تقاضای LMR2 بر تقاضای پول منفی است که با تئوری کاملاً سازگار است.

جدول (۱۱): بردار بلندمدت تابع تقاضای پول (تعریف گسترده LMR2)

LMR2	LCO	INF	LER	GINI
-۱	۱/۵۶	-۰/۰۰۶	-۰/۲۵	-۰/۱۱

نتیجه‌گیری

یکی از مباحث مهم در سطح اقتصاد کلان هر کشور بررسی تابع تقاضای پول می‌باشد. از این رو، این مقاله بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی، چهار مدل اقتصادی را برای تابع تقاضای پول در ایران با استفاده داده‌های (۱۳۸۵-۱۳۵۳) مورد بررسی قرار داده است. دو مدل اول با استفاده از هر دو تعریف پول (حجم پول و نقدینگی) و با بکارگیری متغیرهای تولید ناخالص داخلی حقیقی، نرخ تورم، نرخ ارز در بازار آزاد و ضریب جینی؛ و در دو مدل سوم و چهارم به جای متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی از متغیر مخارج مصرفی حقیقی در هر دو تعریف پول استفاده شد. با استفاده از آزمون دیکی و فولر تعمیم یافته مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گرفت و مشخص شد که تمام متغیرهای پژوهش با یک بار تفاضل‌گیری مانا شدند. وقفه یک به عنوان وقفه بهینه برای تمام مدل‌ها با تأکید بر معیار شوارتز بیزین تعیین شد بررسی روابط بلندمدت تعادلی بین متغیرها، یکی از موضوعات مهم در اقتصادسنجی محسوب می‌شود. بدین منظور از روش یوهانسن استفاده کرده و نشان دادیم که بین متغیرهای مطرح در تابع تقاضای پول یک رابطه تعادلی و بلندمدت برای هر چهار مدل وجود دارد. به عبارتی می‌توان نتیجه‌گیری نمود که بین متغیر تقاضای پول (در تعریف محدود و در تعریف نقدینگی) با چهار متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی، نرخ تورم، نرخ ارز در بازار آزاد و ضریب جینی در ایران رابطه بلندمدت برقرار است. عوامل مؤثر بر تقاضای پول در این الگو اثرات متفاوتی بر تقاضای پول دارند به طوری که در هر چهار مدل اثر متغیر

درآمدی (تولید ناخالص داخلی حقیقی و مخارج مصرفی حقیقی) بر تقاضای پول مثبت بود. بنابراین عمده‌ترین قسمت تقاضای پول، در اقتصاد ایران، تقاضای معاملاتی است. همچنین در هر چهار مدل اثر نرخ تورم بر تقاضای پول مطابق انتظار منفی است که تأییدی بر نظریه‌های اقتصادی و مطالعات تجربی در زمینه تقاضای پول است. ضریب منفی متغیر نرخ ارز در بازار آزاد بیانگر رابطه جانشینی بین نرخ ارز و تقاضای پول می‌باشد. با این حال در میان‌مدت بعد از خود متغیر تقاضای پول، متغیر درآمدی (تولید ناخالص داخلی حقیقی و مخارج مصرفی حقیقی) بیشترین توضیح‌دهی نوسانات تقاضای پول در ایران را نشان می‌دهد. این در حالی است که ضریب جینی، نرخ ارز و نرخ تورم کمترین توضیح‌دهی نوسان در تقاضای پول را نشان می‌دهد. اما در بلندمدت همانند میان‌مدت بعد از خود متغیر تقاضای پول؛ متغیر درآمدی نسبت به سایر متغیرهای مدل بیشترین توضیح‌دهی نوسانات تقاضای پول در ایران را نشان می‌دهد. بر این اساس می‌توان گفت متغیر کلیدی در نوسانات میان‌مدت و بلندمدت تقاضای پول، متغیر درآمدی است. البته در مدل چهارم در بلندمدت متغیر ضریب جینی نسبت به متغیر درآمدی (مخارج مصرفی حقیقی) و سایر متغیرها بیشترین توضیح‌دهی نوسانات تقاضای پول در ایران را نشان می‌دهد. نتیجه مهم دیگر این مقاله این است که متغیر ضریب جینی یک متغیر مناسب و لازم در تابع تقاضای پول در ایران است. لذا بایستی در تجزیه و تحلیل تابع تقاضای پول گنجانده شود.

منابع

الف- فارسی

۱- اسلاملوئیان، کریم، **انتقاد لوکاس و بررسی ثبات تابع تقاضا برای پول در ایران**، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۸۲، ش ۶۲.

۲- بانک مرکزی حساب‌های ملی ایران و ترازنامه، اداره حساب‌های اقتصادی، سال‌های مختلف.

۳- جعفری صمیمی، احمد، علمی، زهرا، صادق زاده یزدی، علی، **بررسی ثبات تابع تقاضای پول در ایران: کاربرد روش جوهانسون - جوسیلیوس**، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۸۵، ش ۷۲.

۴- شجری، هوشنگ، کمال‌زاده، محمد، **اقتصاد پول و بانکداری**، اصفهان، نشر هشت بهشت، ۱۳۷۶.

۵- شیرین بخش، شمس‌اله، **بررسی ارتباط تقاضای پول با عوامل مؤثر بر آن**، پژوهش‌نامه بازرگانی، ۱۶،۱۳۸۴.

۶- کمیجانی، اکبر، **سیاست‌های پولی مناسب جهت تثبیت فعالیت‌های اقتصادی، وزارت امور اقتصادی و دارایی**، ۱۳۷۴.

۷- ــــــــــــ، بوستانی، رضا، **ثبات تابع تقاضای پول در ایران**، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۸۳، ش ۶۷.

۸- هژبر کیانی، کامبیز، **بررسی ثبات تقاضای پول و جنبه‌های پویایی آن در ایران**، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، تهران، ۱۳۷۶.

ب- لاتین

9- Aghevli B, Khan M, Narvekar P and Short B ,1979, "**Monetary Policy in Selected Asian Countries**", IMF staff Paper , 26, 775-824.
10- Bae, Y, and R. M, Dejong, "**Money Demand Function Estimation by Nonlinear Cointegration**", Ohio State University, July 2005.
11- Baumol, WJ, "**The transactions demand for cash: An inventory theoretic approach**", Quarterly Journal of Economics 66, 1952, 545–556.
12- Chow, G, "**on the long run and short run demand for money**", journal of political economy, 74, 1966,111-131.
13- Chrystsl, K, price, S, "**controversies in macroeconomics**", New York, Harvester Wheat sheaf, 1994.
14- Coghlan, R, "**money, credit and the economy**", London, allen and unwin, 1981.
15- Delmer, A, "**history of monetary systems**", university of Maine press, 1983.
16- Emmanuel, A, "**Stability of the Nigerian M2 Money Demand Function in the SAP Period**", Economics Bulletin, 14, (3), 2002, 1-9.
17- Fahler, W.P and Wiese, H, "**Transaction Demand for Cash and Income Distribution: A Note on Aggregation**", Bulletin of Economic Research, 42(1), 1990, 73-77
18- Fisher, I, "**the purchasing power of money**", New York, Macmillan, 1911.
19- Friedman, M, "**studies in the quantity theory of money**", Chicago, University of Chicago press, 1956.
20- Friedman, M, "**interest rate and demand for money**", journal of law and economics,9, 1966, 71-85.
21- Friedman, M, "**the optimal quantity of money**", London, Macmillan, 1969.
22- Friedman, M, and Schwartz, A, "**the monetary statistics of the USA**", New York Columbia University press, 1970.
23- Fujiki. H. et al, "**Is There a Stable Money Demand Function under the Low Interest Rate Policy**?", Monetary and Economic Studies, April 2002, 1-24.
24- Galbraith, J.K, "**Money whence it came, where it went**", London, Penguin books, 1976.
25- Harb, N, "**Money Demand Function: Heterogeneous Panel Application**", United Arab Emirates University press, May 2003, 1-24.
26- Harris, R.I.D, "**Using Cointegration Analysis in Economic Modeling**", Pretice Hall Haveste Wheatsheaf, 1995.
27- Hossain, Akhtar, "**The Search for a Stable Money Demand Function for Pakistan**", The Pakistan Development Review, 33(4), 1994, 969-83.
28- Jenkins, C,1999, "**Money Demand and Stabilization in Zimbabwe**", Journal of African Economies, 8, 1999, 386-421.
29- Johansen, S, "**Statistical Analysis of Cointegrating Vectors**", Journal of Economic Dynamics and Control, 12, 1988, 231-54.
30- Johansen, S. and Juselius, K,1990, "**Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration -with Applications to the Demand for Money**" , Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52, 1990, 169-210.
31- Johnson, H.G, "**reading in British monetary economics**", oxford, Claredon press, 1972.
32- Keynes, J.M,1936,"**the general theory of employment, interest and money**",London, Macmillan, 1936.
33- Khan, M, "**Monetary Shocks and the Dynamics of Inflation**", IMF staff Paper, 27 (2), 1980, 250-284.
34- Laidler, D.E, "**the demand for money**", London, Harper and row, 1985.
35- Marashdeh O, "**The Demand for Money in an Open Economy: The Case of Malaysia**" , Annual meeting 19-22, November , Balumor, Maryland, 1997.

36- Mayer, T, et al, "**money, banking and the economy**", New York, Norton, 1990.
37- Meltzer, A,H, "**the demand for money**", Journal of political economy, 71, 1963, 219-246.
38- Miles, M, "**Beyond Monetarism, finding the road to stable money**", New York, Basic books, 1984.
39- Munoz, S, "**Suppressed Inflation and Money Demand in Zimbabwe**", IMF, January, WP/06/15, 2006.
40- Muñoz, S, "**High Inflation and Money Demand in Zimbabwe: Selected Issues and Statitstical Appendix**", Country Report No. 05/359, Washington D.C, IMF, 2005.
41- Nwaobi, G, "**A vector error correction and nonnested modeling of money demand function in Nigeria**". Economics Bulletin, 3 (4), 2002, 1-8.
42- Pinon F.M, "**Demand for Money in Mozambique: Was There a Structural Break?**" IMF, WP/98/57, 1998.
43- Pradhan B K and Subramanian, A, "**On The Stability of the Demand for Money in India**" The Indian Economic Journal, 45,(1), 1997, 106-118.
44- Sargent. T, "**rational expectations and inflation**", New York, Harper and Row, 1986.
45- Sergeant, J, ***macroeconomics theory***, academic press, INC, 1987.
46- Smit, C and Mohamadi, H, "**The Distribution of Income, Value of time, and the Demand for Real Balances**", The Quarterly Review of Economics and Finance, 33(3), 1993, 267-273
47- Stryk, D, et al, "**international economics**", London and New York, Rutledge, 2000.
48- Saunders, P, "**Effects of Monetary Changes on the U.S Economy in the Short-Run and Long-Run**", The Indian Economic Journal, 50,(7),2002.
49- Tobin, J, "**The interest elasticity of transactions demand for cash**", Review of Economics and Statistics, 38, 1956, 241–247.
50- Tobin, J, "**liquidity preference**", review of economic studies, 25, 1958, 65-86.
51- Treichel V, **"Broad Money Demand and Monetary Policy in Tunisia**", IMF, WP/97/22,.1997.
52- Tseng W and Corker R, "**Financial Liberalization, Money Demand and Monetary Policy in Asian Countries**" , IMF Occasional Paper, 84,1991.