

گردید، سپس با استفاده از داده‌های فصلی (حاصل از تکنیک فصلی کردن داده‌ها)، تابع مزبور تخمین زده شد. خلاصه نتایج حاصله بدین شرح است که: با حرکت از دوره زمانی کوتاه مدت به بلندمدت کشش درآمدی تقاضای پول افزایش می‌یابد. همچنین در کوتاه مدت فرض تعادل در بازار پول، فرض صحیحی نبوده و لازم است متغیر شوک عرضه پول بعنوان یک متغیر مهم در تابع تقاضای پول کوتاه مدت لحاظ گردد. نتایج حاصله نشان می‌دهد که مدل تقاضای پول جذاب شوک در برآورد تابع تقاضای پول کوتاه مدت، نسبت به سایر مدل‌های مرسوم از کارایی بیشتری برخوردار است و در مجموع می‌توان گفت که در دوره زمانی کوتاه مدت پول بعنوان موجودی تدافعی^(۱) نگهداری می‌شود.

۱ - مقدمه

امروزه سیاست‌های پولی نقش مهمی را در اقتصاد جوامع عهده‌دار می‌باشد. بدین لحاظ لازم است شناخت کافی و صحیحی از بازار پول وجود داشته باشد و توابع عرضه و تقاضای پول بطور دقیق مورد بررسی قرار گیرند. همچنین ضروری است رفتار متغیرهای مؤثر در بازار پول در دوره‌های زمانی کوتاه مدت و بلندمدت مورد بررسی قرار گیرند. یکی از مواردی که در بررسی تابع تقاضای پول در کوتاه مدت رُخ می‌نماید، نقش پول بعنوان موجودی تدافعی می‌باشد. بدلیل بروز شوک‌های عرضه پول در کوتاه مدت و این امر که در کوتاه مدت، هزینه نگهداری پول از هزینه تعدیل در خصوص سایر دارائی‌های مالی و دارائی‌های فیزیکی و نیز جریان‌ات حقیقی (مثل مصرف خانوارها) کمتر است، نقش پول بعنوان موجودی تدافعی ظاهر می‌شود. این امر اصولاً دلالت بر آن دارد که حوادث پیش‌بینی نشده بمانند حوادث پیش‌بینی شده و مورد انتظار، منجر به تغییراتی در موجودی پول تقاضا شده می‌گردد. بدین ترتیب لازم است در مطالعات در خصوص تابع تقاضای پول در کوتاه مدت شوک‌های عرضه پول در تابع تقاضای پول، مورد نظر قرار گیرد. این مقاله از چهار بخش تشکیل شده است: بخش اول به مروری

بر نظریات موجود در خصوص تابع تقاضای پول و مطالعات انجام‌شده در این راستا می‌پردازد. بخش دوم به معرفی مدل تقاضای پول جاذب شوک اختصاص دارد. بخش سوم به برآورد مدل معرفی‌شده در بخش دوم می‌پردازد و نهایتاً بخش چهارم به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری از مطالعه اختصاص دارد. با استناد به نتایج حاصله از برآورد مدل تقاضای پول جاذب شوک، نتیجه‌گیری می‌شود که مدل جاذب شوک در مطالعات کوتاه‌مدت از کارایی بیشتری برخوردار بوده و پول در کوتاه‌مدت بصورت موجودی تدافعی ایفای نقش می‌نماید. در ضمن فرض تعادل در بازار پول در کوتاه‌مدت، فرض صحیحی نمی‌باشد و لازم است این امر در مطالعات کوتاه‌مدت مدنظر قرار گیرد. نتایج حاصل از برآورد ضرایب با استفاده از داده‌های فصلی (و هماهنگ با نتایج مطالعات در سایر کشورها) حاکی از آن است که کشش تقاضای پول در کوتاه‌مدت نسبت به متغیر مقیاس معادل $0/187$ و در بلندمدت حدود $0/81$ می‌باشد، به عبارت دیگر با حرکت از دوره زمانی کوتاه‌مدت به بلندمدت کشش درآمدی تقاضای پول افزایش می‌یابد. همچنین از دیگر نتایج این مطالعه می‌توان به محاسبه ضریب تعدیل جزئی در بازار پول و تأیید نظریه درآمد دائمی فریدمن اشاره نمود.

۲- مروری بر نظریات موجود و برخی مطالعات انجام‌شده در خصوص تابع تقاضای پول

۲-۱- نظریات موجود

از زمان ظهور کلاسیک‌ها تاکنون دیدگاه‌های نظری فراوانی در خصوص تقاضای پول مطرح شده‌است که معرفی و بررسی آنها در این مقاله نمی‌گنجد. بدین لحاظ بطور بسیار مجمل مروری بر نظریات موجود در این زمینه خواهیم داشت. بعنوان اولین نظریه موجود در خصوص تقاضای پول می‌توان به نظریه مقداری پول اشاره کرد. پیشگامان این نظریه، ایروینگ فیشر، مارشال و پیگو از اقتصاددانان کلاسیک می‌باشند. البته نظریه مقداری پول قبلاً نیز بوسیله اقتصاددانانی همچون

استواریت میل، ریسک و دو واقعاتیون: منظور از گزیده میبوی که فیثسطه آن را انکامین بخشیده و بصورت امبادلیه میادله، بطرح نموده در مجموع می توان گفت که نظریه مقدار پول و پول نتوانتجاته مفهومی را در خصوصیت مفهولم تقاضای پول: خصوصیات: طریق نوشتنهای بیگو، ارائه نمودن، هیافیت، تراز، نقدی، (CBA) اقیضان دانان، دانشگاه کمبریج، ضرر احتیاج بر تقاضای پول، نمیتوان تقاضای عمومی، بود نگاهداری پول، اتکنینا می نماید و رابطه ای میان تقاضا برای حجم واقعی، پول و درآمد واقعی را استخراج می نماید. در ادامه کینتر براساف روش کمبریج، به توسعه نظریه تقاضای پول، بر اساس انگیزه های اصلی که مردم را وادار به نگاهداری پول می نماید، پرداخته و شرح ستودر ابعوان، یکلا متغیر تولیدی، اضافی در تغلیین، تقاضا برای موجودی های واقعی، دارد. می نماید. اقتصاد دانان، بعدا کینتر، به توسعه برخی، بعدالها، بله منظور، فراهم نمودن، توضیحات، جایگزین، تأیید، چارچوب، ارتباط دهنده، حجم پول، واقعی، بار، درآمد، واقعی، و نرخ های سود پرداختند. نقش پول، بعنوان وسیله امبادل (۲) می ایجاد نظریه موجودی (۳) که تقش، هزینه های، میادله، را در شرایط، اطمینان، در نظر، می گیرند، و مدال های، تقاضای، احتیاطی، برای پول، یکله مفهوم عدم اطمینان را در دیگر مدل های هزینه مبادل و وارد نمودند، انجام مید. مدال های پیشین نیز در اینجند نقدی (۴) نیز نقش پول بعنوان وسیله مبادل را بیشتر تشریح نمودند. همچنین نقش پول بعنوان دارایی، منجر به معرفی روش دارایی، گردید که تقاضای پول را تحت بهینه سازی ترکیب دارایی ها، که در آن پول بعنوان بخشی از انواع دارایی ها، که ذاتاً دارای ویژگی های ریسک و بازده متفاوت هستند، به شمار می رود) مورد ارزیابی قرار می دهد. از طرفی راهبرد نظریه تقاضای مصرف کنندگان (۶) نیز خصائص روش دارایی را حفظ نمود لیکن پول را بصورت یک کالای مصرفی که یکسری خدمات را ارائه می دهد، در نظر

-
- با توجه به این روشها، ریسک و نفعی، در این روشها، در نظر گرفته شده است. در این روشها، در نظر گرفته شده است. در این روشها، در نظر گرفته شده است.
- 1- Cash Balance Approach
 - 2- Medium of Exchange
 - 3- Inventory Theory
 - 4- Cash-in-Advance
 - 5- Portfolio Approach
 - 6- Consumers Demand Theory

- ۲- برخی از مطالعات توجه خود را معطوف به انتخاب متغیرهای جانشین متغیر مقیاس و متغیر هزینه فرصت نگهداری پول نموده‌اند.
- ۳- برخی از مطالعات نیز توجه خود را بر بکارگیری متغیرهای توضیحی اضافی بمنظور ایجاد بهبود در قدرت توضیح‌دهی مدل، نموده‌اند.

۳- معرفی مدل تقاضای پول جاذب شوک

در این بخش، ابتدا مقدمه‌ای در خصوص بحث موجودی تدافعی (Buffer Stock) ارائه و سپس به معرفی پایه اقتصاد خردی روش موجودی تدافعی پرداخته می‌شود. در انتها نیز مدل تقاضای پول جاذب شوک استخراج می‌گردد.

۳-۱- مقدمه‌ای در خصوص مبحث موجودی تدافعی

همانگونه که اشاره گردید یکی از دلایل بروز عدم تعادل در بازار پول، شوک‌های عرضه پول می‌باشد. روش موجودی تدافعی^(۱) (BSA) با استفاده از فرض وجود عدم تعادل^(۲) در بازار پول، بیان می‌دارد که شوک‌های عرضه پول منجر به ایجاد یک موجود تدافعی می‌گردد که بصورت داوطلبانه در کوتاه‌مدت توسط افراد و بنگاه‌های اقتصادی نگهداری می‌شود. بدلیل آن‌که در کوتاه‌مدت، هزینه نگهداری پول نقد از هزینه‌های تعدیل در خصوص سایر دارائی‌های مالی و دارائی‌های واقعی و فیزیکی و یا جریان‌ات حقیقی - مثل مصرف خانوارها - کمتر است و در زمان نیاز به پول نقد، پیدانمودن خریدار برای دارائی‌ها هزینه‌بر می‌باشد لذا یک فرد و یا یک بنگاه باید بخشی از درآمد (ثروت) خود را بصورت پول نقد نگهداری نماید، حتی اگر در مقایسه با سایر دارائی‌ها و ذخایر بازده کمتری را کسب نماید. در واقع این روش بیان می‌دارد که حوادث پیش‌بینی نشده بمانند حوادث پیش‌بینی شده و مورد انتظار،

1- Buffer Stock Approach

2- Disequilibrium

منجر به ایجاد تغییراتی در موجودی پول^(۱) می‌گردد، یعنی موجودی واقعی پول متشکل از یک جزء مورد انتظار و یک جزء غیرمنتظره است^(۲). از این رو لازم است این اجزاء بطور دقیق‌تری در تابع تقاضای پول مورد ملاحظه قرار گیرند.

طراحی مدل برای تقاضای پول نیازمند پاسخ به سؤالاتی درباره متغیرهای تعیین‌کننده میزان پولی که یک فرد یا عامل اقتصادی^(۳) خصوصی نگهداری می‌نماید و اینکه تغییر در این متغیرها چه اثری بر میزان پول نگهداری شده می‌گذارد، می‌باشد. لازم به ذکر است که میزان پول تقاضاشده توسط فرد یا عامل اقتصادی، میزان پول نگهداری شده توسط او در یک زمان مشخص نیست بلکه اشاره به میزان پولی که به‌طور متوسط در یک فاصله زمانی توسط آن فرد یا عامل اقتصادی نگهداری می‌شود، دارد. بدین ترتیب عبارت "میزان پول تقاضاشده" دلالت بر میزان متوسط و یا مورد هدف ذخائر، موجودی تدافعی و موجودی نقدی دارد.

در ادبیات نظری تقاضای پول، یک سطح مورد هدف بعنوان تقاضای پول بلندمدت^(۴) مطرح می‌گردد و در کوتاه‌مدت فرد درصدد آن است که تقاضای پول کوتاه‌مدت خویش را، بر تقاضای پول بلندمدت منطبق نماید. بدین ترتیب در یک اقتصاد، تغییرات غیرمنتظره سابق‌الذکر که به تغییراتی در میزان حجم پول نگهداری شده توسط عامل اقتصادی در کوتاه‌مدت منجر می‌گردد، می‌تواند باعث بروز اختلاف بین تقاضای پول کوتاه‌مدت و بلندمدت گردد و این اختلاف بین سطح مورد هدف بلندمدت نگهداری پول و سطح بالفعل آن در کوتاه‌مدت، باعث می‌گردد که فرد یا عامل مزبور سعی نماید با تغییر در هزینه‌های جاری خود بر روی کالاها و خدمات، بسمت سطح مورد هدف بلندمدت خویش حرکت نماید.

1- Money Balance

2- Cuthbertson, K., "The Supply and Demand for Money", 1988, p.130

3- Economic Agent

4- Long-Run Demand for Money

تغییرات متغیر وابسته را در نظر می‌گیرد، در حالی که انتظار می‌رود اجزای تقاضای پول بطور همزمان تعدیل گردند. دومین روش این نقص را برطرف ساخته و به عدم تعادل در نگهداری پول اجازه می‌دهد که طیف گسترده‌ای از متغیرهای حقیقی و اسمی را تحریک نماید. این مدل به میزان قابل توجهی در خصوص کشورهای آمریکا (مطالعه لیدلر و بنتلی (Laidler & Bentley, 1983))، کانادا (مطالعه اوشیو و لیدلر (O'sheu & Laidler, 1980))، انگلستان (مطالعه دیویدسون (Davidson, 1984)) و هیلیار (Hilliard, 1980))، استرالیا (مطالعه جانسون و ترور (Johnson & Treror, 1979)) و ایتالیا (مطالعه اسپینلی (Spinelli, 1979)) کارگرد مناسبی را از خود نشان داد. لیکن این روش نیز مشکل خاص خود را دارد زیرا در مدل مربوطه هر تخمینی از پارامترهای تابع تقاضای پول، مشروط به تصریح درسیتم تمام‌الگو می‌باشد. در سوئین روش فرض بر این است که شوک‌های عرضه پول در ابتدا به موجودی‌های معاملاتی وارد می‌گردند (برای مثال، مطالعه کار و داربی (Carr & Darby, 1988)) در این روش با استمداد از فرضیه‌های انتظارات عقلانی بیان می‌گردد که شوک عرضه پول

تغییرات متغیر وابسته را در نظر می‌گیرد، در حالی که انتظار می‌رود اجزای تقاضای پول بطور همزمان تعدیل گردند. دومین روش این نقص را برطرف ساخته و به عدم تعادل در نگهداری پول اجازه می‌دهد که طیف گسترده‌ای از متغیرهای حقیقی و اسمی را تحریک نماید. این مدل به میزان قابل توجهی در خصوص کشورهای آمریکا (مطالعه لیدلر و بنتلی (Laidler & Bentley, 1983))، کانادا (مطالعه اوشیو و لیدلر (O'sheu & Laidler, 1980))، انگلستان (مطالعه دیویدسون (Davidson, 1984)) و هیلیار (Hilliard, 1980))، استرالیا (مطالعه جانسون و ترور (Johnson & Treror, 1979)) و ایتالیا (مطالعه اسپینلی (Spinelli, 1979)) کارگرد مناسبی را از خود نشان داد. لیکن این روش نیز مشکل خاص خود را دارد زیرا در مدل مربوطه هر تخمینی از پارامترهای تابع تقاضای پول، مشروط به تصریح درسیتم تمام‌الگو می‌باشد. در سوئین روش فرض بر این است که شوک‌های عرضه پول در ابتدا به موجودی‌های معاملاتی وارد می‌گردند (برای مثال، مطالعه کار و داربی (Carr & Darby, 1988)) در این روش با استمداد از فرضیه‌های انتظارات عقلانی بیان می‌گردد که شوک عرضه پول

ابتدا به موجودی‌های معاملاتی وارد می‌گردند (برای مثال، مطالعه کار و داربی (Carr & Darby, 1988)) در این روش با استمداد از فرضیه‌های انتظارات عقلانی بیان می‌گردد که شوک عرضه پول

معادل تفاوت بین عرضه بالفعل پول و عرضه انتظاری پول می باشد و اثرات تغییر غیرمنتظره در عرضه پول با تغییرات مورد انتظار - که در آن تغییرات پیش بینی شده در عرضه پول منجر به تغییرات در سطح قیمت گردیده و هیچ تراکم و انباشتی از موجودی تدافعی بوجود نمی آید - متفاوت است. بعنوان مثال دیگری در این زمینه می توان به مطالعات انجام شده توسط مکینون و میلبورن (Mackinnon & Milbourne, 1984) و کار (Carr, 1984) اشاره کرد^(۱).

در این مطالعه روش سوم مورد استفاده قرار خواهد گرفت. در ادامه، ابتدا پایه اقتصاد خردی روش موجودی تدافعی معرفی می گردد و سپس به معرفی مدل تقاضای پول جاذب شوک پرداخته می شود.

۳-۲ - پایه اقتصاد خردی روش موجودی تدافعی

در این بخش بمنظور معرفی پایه اقتصاد خردی روش موجودی تدافعی از یک مدل هزینه غیرخطی چند دوره ای^(۲) استمداد جسته می شود. این مدل اجازه می دهد که انتظارات راجع به مقادیر و ارزش های آینده متغیرهای تعیین کننده تقاضا برای پول مورد استفاده قرار گیرند. در این مدل فرض می شود که فرد یا عامل اقتصادی مورد نظر، یک ذخیره پول بلندمدت و شناخته شده ای را مد نظر دارد $(M_{t+j}, j=1,2,3, \dots, T)$ و فرد در تمامی دوره های آینده و زمان t باید M_t ای را انتخاب نماید که مجموع مجذور هزینه های جاری و آینده اش را که ناشی از خروج از تعادل و نیز ناشی از هزینه های مربوط به تغییرات است را حداقل^(۳) نماید. تابع هزینه بصورت زیر می باشد:

$$C = \sum_{t=1}^T [a(M_t - M_t^*)^2 + b(M_t - M_{t-1})^2] \quad (1)$$

1- Cuthbertson, K. & Taylor, M., "the Demand for Money: A Dynamic Rational Expectations Buffer Stock Model", Discussion Paper, No. 106, University of New Castle, January 1986.

2- Multi Period Quadratic Cost Model

3- Minimize

که در آن M_t مقدار حجم پول در دوره جاری، M_{t-1} مقدار حجم پول در دوره قبل و M_t^* مقدار بلندمدت و مطلوب حجم پول می‌باشد.

با حل شرایط مرتبه اول در مورد تابع فوق و استفاده از یک سری عوامل ریاضی نهایتاً تابع تقاضای پول ذیل حاصل می‌شود:

$$M_t = q_1 M_{t-1} + \frac{a}{b} \times q_1 \sum_0^{\infty} q_1^i M_{t+i}^* \quad (2)$$

(جهت ملاحظه عملیات ریاضی به ضمیمه شماره یک رجوع شود).

با در نظر گرفتن تابع مزبور و فرض اینکه افراد و عوامل اقتصادی، هزینه‌های چند دوره‌ای مورد انتظارشان را بر پایه اطلاعات قابل دسترس در دوره $t-1$ حداقل می‌سازند، می‌توان M_{t+i} را به وسیله ارزش مورد انتظارش یعنی $E_{t-1}(M_{t+i})$ جایگزین نمود (که در آن E اپراتور انتظارات است که بر پایه اطلاعات قابل دسترس در زمان $t-1$ یا پیش‌تر شکل می‌گیرد). بدین ترتیب می‌توان اظهار داشت که یکی از عوامل مهم در تعیین میزان نگهداری پول افراد و عوامل اقتصادی میزان حجم پول مورد انتظار در دوره‌های بعدی است.

۳-۳ - معرفی مدل تقاضای پول جاذب شوک

در این بخش به طراحی مدل مبحث موجود تدافعی پرداخته می‌شود که در آن از یک مدل عدم تعادل استفاده می‌گردد.

معادلات تقاضای پول در شرایط عدم تعادل به قرار زیر است:

$$m_t^d = \eta_0 + \eta_1 Y_t + \eta_2 R_t \quad (3)$$

$$\Delta m_t = m_t - m_{t-1} = \lambda (m_t^d - m_{t-1}) \quad , \quad 0 < \lambda < 1 \quad (4)$$

مدل شماره سه، مدل بلندمدت تقاضای واقعی پول (m_t) است که تابعی از متغیر مقیاس^(۱) (Y_t) و متغیر هزینه فرصت نگهداری پول^(۲) (R_t) می‌باشد. مدل شماره چهار نیز بیانگر عدم

1- Scale Variable

2- Opportunity Cost of Holding Money

تعیادل در بازار پولی ثابت که از روش تعدیل جزئی (PAM) استفاده کرده است و در آن m موجودی واقعی پول و m_1 موجودی واقعی پول بلندمدت و m_2 مازاد بر بلندمدت می باشد. مشکل اصلی این روش اینست که به علت

مشکلات نظری و عملی روش تعدیل جزئی، در خصوص تعاضای پولی یا داده‌های کوتاه‌مدت، فصلی - همخوانی بیشتری دارد و این امر بدلیل آن است که اثر تغییرات در متغیرهای مستقل (R, Y) در m و m_1 نسبت به بلندمدت به میزان قابل توجهی کوچکتر می باشد. در روش ابداعی توسط چاو (Chow) به

این ترتیب عمل می شود که یک تغییر در متغیرهای تعیین کننده تعاضای پول بلندمدت منجر به تغییر در موجودی واقعی پول در فصل جاری می شود که کسری از تعاضای پول بلندمدت و موجودی پول واقعی با وقفه می باشد. به عبارت دیگر رابطه زیر برقرار خواهد بود:

$$m_t = \alpha m_{t-1} + (1-\alpha) m_t^d + \epsilon_t \quad 0 \leq \alpha < 1 \quad (5)$$

در این رابطه m_t موجودی پول واقعی در فصل جاری، m_{t-1} موجودی پول واقعی در فصل گذشته، m_t^d تعاضای پول بلندمدت و α ضریب تعاضای پول بلندمدت است. در این معادله تعاضای پول کوتاه مدت میانگین وزنی از موجودی

پول واقعی مورد انتظار در بلندمدت و موجودی پول واقعی با وقفه می باشد.

برخی مطالعات تجربی انجام شده همانند مطالعات لوکاس (Lucas, 1973)، سارجنت و والاس (Sargent & Wallace, 1975) و بارو (Barro, 1977) نشان دادند که تغییرات مورد انتظار در

عرضه اسمی پول خنثی هستند، بدین معنی که سطح قیمت و دیگر متغیرهای اسمی به یک نسبت تغییر می نمایند در حالی که متغیرهای واقعی بدون تأثیر باقی می مانند. بنابراین m_1 و m_2 نسبت به یک تغییر مورد انتظار در عرضه اسمی پول تغییر نخواهند کرد و حجم پول واقعی ثابت خواهد ماند، زیرا

$$m_t = \frac{M_t}{P_t} \quad (6)$$

1- Partial Adjustment Method
 2- Carr, J. & Darby, M.R., "The Role of Monetary Supply Shocks in The Short-Run Demand for Money", Journal of Monetary Economics, 1981, p. 184.

بنابراین درمی‌یابیم که مدل چاو (Chow) در رابطه با تغییرات همزمان در عرضه اسمی پول و سطح قیمتها سازگار است. لیکن مدل مزبور در مورد شوک‌های عرضه پول که حالت غیرمنتظره دارند، از کارایی لازم برخوردار نیست. اگر عرضه اسمی پول مورد انتظار را بصورت M_t در نظر بگیریم، شوک عرضه اسمی پول (M_t') را می‌توان بصورت زیر تعریف نمود^(۱):

$$M_t' = M_t - M_t^* \quad (۸)$$

از آنجائی که مدل چاو (Chow) در توضیح تقاضای پول کوتاه‌مدت که در آن شوک‌های عرضه اسمی پول بروز می‌نماید، عملکرد رضایت‌بخشی را دارا نمی‌باشد، لذا بنظر می‌رسد که لحاظ نمودن نقش شوک‌های عرضه پول در تابع تقاضای پول کوتاه‌مدت باعث تقویت و بهبود مدل و افزایش قدرت توضیح‌دهی آن گردد.

نحوه ورود این متغیر در تابع تقاضای پول کوتاه‌مدت - با توجه به آن که معرفی نقش این متغیر از طریق یک مدل ریاضی صورت نگرفته است - بدین صورت می‌باشد که ابتدا متغیری به‌عنوان متغیر شوک عرضه اسمی پول تعریف می‌گردد و سپس در تابع تقاضای پول کوتاه‌مدت وارد می‌شود (لازم به ذکر است که در اغلب مطالعات انجام‌شده دیگر نیز، مثل مطالعه کار و داربی در سال ۱۹۸۱، به همین ترتیب عمل گردیده است). همچنین همان‌گونه که داربی (Darby, 1972) و کار و داربی (Carr & Darby, 1981) در مطالعات خود بیان می‌دارند، تغییرات غیرمنتظره در درآمد (درآمد تصادفی) نیز می‌تواند از طریق ایجاد تعدیلاتی در ترکیب دارائی‌های فرد به تأثیراتی در میزان تقاضای پول منجر شود. به‌منظور اجتناب از اختلاط این اثر با تأثیر شوک‌های عرضه پول و اجتناب از مشکلات اقتصادسنجی (همچون بروز تورش و ناسازگاری در برآورد ضرائب)، لازم است نقش درآمدهای تصادفی نیز در تابع تقاضای پول لحاظ گردد. در این راستا با محاسبه تفاضل میزان درآمد و درآمد دائمی ($Y_t - Y_t^P$)، درآمد تصادفی (Y_t^T) محاسبه می‌گردد و در تابع تقاضای پول وارد می‌شود. بدین ترتیب در نهایت یک تابع تقاضای پول جاذب شوک حاصل می‌گردد.

در قبل یا استفاده از مکانیزم تعدیل جزئی (PAM)، تابع تقاضای پول کوتاه مدت به صورت زیر

معرفی گردید:

$$m_t = \lambda m_t^d + (1-\lambda) m_{t-1} \quad (9)$$

حال با وارد نمودن متغیر شوک عرضه اسمی پول و درآمد تصادفی در تابع تقاضای پول

کوتاه مدت خواهیم داشت:

$$m_t = \lambda m_t^d + (1-\lambda) m_{t-1} + \theta Y_t^T + \Phi M_t' \quad (10)$$

حال چنانچه تابع تقاضای پول بلندمدت را به صورت زیر در نظر بگیریم:

$$m_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t^P + \alpha_2 R_t \quad (11)$$

با جایگزینی معادله (۱۱) در معادله (۱۰)، تابع تقاضای پول جاذب شوک به شرح ذیل حاصل می گردد^(۱):

$$m_t = \lambda \alpha_0 + \lambda \alpha_1 Y_t^P + \lambda \alpha_2 R_t + (1-\lambda) m_{t-1} + \theta Y_t^T + \Phi M_t' \quad (12)$$

و یا:

$$m_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t^P + \beta_2 R_t + \beta_3 m_{t-1} + \theta Y_t^T + \Phi M_t' \quad (13)$$

تحت مدل چاو (Chow)، Φ برابر با صفر می باشد در حالی که تحت فرضیه مورد نظر ما Φ

بزرگتر از صفر می باشد. همچنین با فرض آن که معادله (۱۱) تابع تقاضای پول بلندمدت حقیقی باشد،

تحت فرضیه چاو، θ معادل صفر خواهد بود در حالی که در مدل جاذب شوک θ بزرگتر از صفر خواهد بود.

بمنظور قضاوت درباره این امر لازم است تابع تقاضای پول جاذب شوک معرفی شده مورد تخمین قرار

گیرد و فرضیه برابری Φ مساوی صفر و θ مساوی صفر مورد آزمون قرار گیرد.

برای برآورد این تابع بعنوان تابع تقاضای پول جاذب شوک، نیازمند بکارگیری سری زمانی برخی

متغیرها و استفاده از تکنیک های اقتصادسنجی می باشیم، که به قسمت بعد موکول می گردد.

۱- با توجه به عملیات فوق، با محاسبه λ می توان به تقریبی از ضرایب بلندمدت (مثلاً کشش درآمدی تقاضای پول در بلندمدت) دست یافت.

۴ - برآورد تابع تقاضای پول جاذب شوک

بمنظور برآورد معادله شماره (۱۳) لازم است متغیرهایی را بعنوان متغیرهای جانشین^(۱) برای متغیرهای اصلی بکار رفته در معادله معرفی نمائیم. در زیر شرح اسامی متغیرهای در نظر گرفته شده در مرحله برآورد معرفی می‌گردد:

m_2 : این متغیر بیانگر حجم واقعی نقدینگی می‌باشد و بجای متغیر m_t بکار می‌رود. این متغیر از تقسیم حجم نقدینگی (M_2) بر شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (CPI)، محاسبه می‌گردد.

RGDP: این متغیر بیانگر تولید ناخالص داخلی واقعی می‌باشد و بجای متغیر Y_t بکار می‌رود که از آن متغیرهای Y_t^T و Y_t^P مشتق خواهندگشت.

INF: این متغیر بیانگر نرخ تورم می‌باشد و بجای متغیر هزینه فرصت نگهداری پول (R_t) بکار می‌رود و نشاندهنده رشد سالانه شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (CPI) می‌باشد و بمنزله شاخصی از هزینه فرصت نگهداری پول می‌باشد.

لازم به ذکر است متغیرهای M_t^T ، M_t^P و Y_t^T نیاز به انجام محاسباتی دارند که ذیلاً به آنها اشاره می‌گردد:

با توجه به اینکه قصد بر آن است مقادیر کشش‌ها در تابع تقاضای پول حاصل گردند، لازم است تابع در شکل لگاریتمی مورد برآورد قرار گیرد. بدیهی است در این حالت بردار متغیرها نباید مقادیر منفی را دارا باشد. در این راستا بمنظور محاسبه متغیر M_t^T به شکل زیر عمل می‌شود:

$$M_t^T = \text{Log}(M_t) - \text{Log}(M^*t) \quad (14)$$

و با در نظر گرفتن متغیر M_2 بعنوان عرضه اسمی پول خواهیم داشت:

$$M_2^E = \text{Log}(M_2) - \text{Log}(M_2^E) \quad (15)$$

که در آن متغیر M_2^E نشاندهنده حجم نقدینگی مورد انتظار می‌باشد. بمنظور محاسبه این متغیر

می‌توان از روشهای انتظارات تطبیقی^(۱) و انتظارات عقلانی^(۲) استفاده نمود. لیکن با توجه به عدم کارایی نسبی روش انتظارات تطبیقی در محاسبه حجم نقدینگی مورد انتظار، نهایتاً از روش انتظارات عقلانی ضعیف استفاده گردید که در آن برخلاف روش انتظارات تطبیقی، یک ساختار هندسی ثابت اعمال نمی‌گردد، بلکه در آن از طریق یک قاعده زنجیره‌ای و بدون اعمال یک ساختار ثابت و بدون تغییر، مقادیر مورد انتظار محاسبه می‌گردند (برای توضیحات بیشتر به ضمیمه شماره ۲ رجوع شود). شکل عمومی یک مدل انتظارات عقلانی ضعیف بصورت زیر است:

$$M_2^E = a(L)M_2 + U \quad (16)$$

که در آن $a(L)$ یک عملگر وقفه‌ای چند دوره‌ای و U جزء اخلاص می‌باشد. در این تحقیق وقفه دو دوره‌ای برای پیش‌بینی مقادیر نقدینگی مورد انتظار در دوره جاری استفاده گردید و متغیر M_2^E محاسبه شد و نهایتاً مقادیر سری زمانی متغیر M_2^E نیز حاصل شد.

در خصوص متغیرهای Y_t^T و Y_t^P نیز بدین ترتیب عمل می‌گردد که ابتدا از روش هودریک - پریسکات (HP)^(۳) مقادیر درآمد تعادلی و بلندمدت که مترادف با درآمد دائمی^(۴) منظور می‌گردد، با استفاده از سری زمانی متغیر RGDP که جانشین متغیر Y_t است، بدست می‌آید و RGDP نامیده می‌شود و سپس مقادیر درآمد تصادفی^(۵) در شکل لگاریتمی از طریق رابطه زیر محاسبه می‌گردد:

$$Y_t^T \equiv \text{Log}(Y_t) - \text{Log}(Y_t^P) \quad (17)$$

و یا:

$$RGDPT = \text{Log}(RGDP) - \text{Log}(RGDPP) \quad (18)$$

1- Adaptive Expectations

2- Rational Expectations

3- Hodrick - Prescott

4- Permanent Income

5- Transitory Income

حال با داشتن مقادیر سری زمانی متغیرهای m_2 , INF , $RGDPP$, $m_2(-1)$, $RGDPT$ و M_2^* نهایتاً می‌توان تابع تقاضای پول جاذب شوک را برآورد نمود. در این راستا با استفاده از داده‌های سری زمانی فصلی متغیرهای طی دوره ۱۳۷۷:۴ - ۱۳۵۰:۱ و بکارگیری شکل لگاریتمی دو طرفه تابع مورد نظر تخمین زده شد^(۱) و پس از رفع خودهمبستگی سریالی اجزای اخلال و انتخاب بهترین مقادیر ضریب تعیین (\bar{R}^2, R^2) و آماره‌های اکائیک (AIC)^(۲) و شوارز (SC)^(۳) نهایتاً نتایج زیر حاصل گردید:

$$\text{Log}(m_2) = -0.4815 + 0.1870 \text{Log}(RGDPP) - 0.8803 \text{INF} + 0.7718 \text{Log}(m_2(-1)) + 0.0314 \text{RGDPT} + 0.8568 M_2^* \quad (19)$$

$$\text{SE:} \quad 0/415 \quad 0/0586 \quad 0/5217 \quad 0/0326 \quad 0/0102 \quad 0/0337$$

$$t: \quad (-1/148) \quad (3/188) \quad (-16/872) \quad (23/618) \quad (3/062) \quad (25/380)$$

$$R^2 = 0/995, \bar{R}^2 = 0/994, h\text{-durbin} = -0/723, F\text{-statistic} = 2010/2, AIC = -4/446$$

$$SC = 4/246, n = 107$$

همانگونه که نتایج حاصل از برآورد نشان می‌دهد:

- تمامی ضرائب مربوط به متغیرهای توضیحی معنی‌دار بوده و فرضیه برابری آنها با صفر قویاً رد می‌گردد ($|t| > 2$).
- تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای توضیحی مندرج در معادله توضیح داده می‌شود.
- آماره F حاکی از معنی‌دار بودن کل رگرسیون برآوردی می‌باشد.

۱- لازم به ذکر است که در این راستا انواع اشکال تبعی و انواع متغیرهای جانشین بکار گرفته شده و نهایتاً شکل تبعی لگاریتمی دو طرفه و متغیرهای فوق‌الشاره بعنوان مطلوب‌ترین برآورد و قابل مقایسه با سایر مطالعات در این خصوص تشخیص داده شده است. همچنین از بین دو متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی یا نفت و بدون نفت، متغیر تولید ناخالص داخلی بدون نفت متغیر مناسب‌تری تشخیص داده شد و از این به بعد منظور از متغیر $RGDP$ تولید ناخالص داخلی بدون نفت خواهد بود و متغیرهای $RGDPP$ و $RGDPT$ نیز از آن مشتق خواهند گردید.

2- Akaike Information Criterion

3- Schwarz Criterion

- هیچگونه علامت غیر مورد انتظاری در خصوص ضرائب متغیرهای توضیحی به چشم نمی‌خورد.
 - آماره h -durbin حاکی از عدم وجود خودهمبستگی سریالی بین اجزای اخلاص می‌باشد $(|h\text{-durbin}| < 1/96)$.
 - ضریب متغیر حجم پول واقعی با وقفه $(1-\lambda)$ ، حاکی از آنست که در هر دوره زمانی حدود ۰/۲۳ درصد از عدم تعادل در بازار پول از بین می‌رود $(\lambda=0/23)^{(1)}$.
- قبل از تحلیل نتایج بدست آمده، لازم به ذکر است که مشابه تابع مورد نظر در این مقاله، در خصوص برخی از کشورها مورد برآورد قرار گرفته است که نتایج آن در جدول صفحه بعد ارائه گردیده است.
- همانگونه که ملاحظه می‌گردد نتایج حاصله از برآورد تابع تقاضای پول جاذب شوک در ایران و کشورهای مورد اشاره در جدول، همخوانی داشته و مغایرتی بین نتایج حاصله در این مطالعه با سایر مطالعات وجود ندارد.

در ادامه به تحلیل نتایج بدست آمده در این مطالعه می‌پردازیم:

۱- براساس مکانیزم تعدیل جزئی (PAM) هرچه مقدار λ به عدد یک نزدیک تر باشد فرض تعادل در بازار پول، و برعکس هرچه مقدار λ به عدد صفر نزدیک تر باشد فرض عدم تعادل در بازار پول فرض صحیح تری است.

نتایج برآورد تابع تقاضای پول جاذب شوک از روش OLS در خصوص هشت کشور

| نام کشور | ضریب مستغیر | | | | | | \bar{R}^2 | h-durbin |
|----------|-------------|----------|---------|-----------|---------|---------|-------------|----------|
| | عرض از مبدأ | Y_t^P | R_t | m_{t-1} | Y_t^T | M_t' | | |
| آمریکا | -۰/۰۶۲۹ | ۰/۰۱۹۸ | -۰/۳۱۴۸ | ۰/۹۸۹۴ | ۰/۰۹۰ | ۰/۸۰۲۷ | ۰/۹۹۴۸ | ۰/۱۹۹ |
| se: | ۰/۱۰۵۲ | ۰/۰۰۶۰ | ۰/۰۵۶۵ | ۰/۰۲۵۱ | -۰/۰۲۰۰ | ۰/۰۹۹۷ | | |
| t: | -۰/۵۹۸ | ۲/۲۳۵ | -۵/۵۷۱ | ۳۹/۴۶۷ | ۴/۵۰۶ | ۸/۰۵۲ | | |
| انگلیس | ۰/۰۳۵۲ | ۰/۰۱۴۸ | -۰/۴۲۳۲ | ۰/۹۷۱۳ | ۰/۰۹۲۹ | ۰/۸۵۴۱ | ۰/۹۵۰۲ | ۰/۲۸ |
| se: | ۰/۱۱۸۴ | ۰/۰۲۰۲ | ۰/۱۲۵۸ | ۰/۰۵۰۳ | ۰/۱۲۲۵ | ۰/۱۰۸۸ | | |
| t: | ۰/۲۹۸ | -۰/۷۳ | -۲/۳۶۳ | ۱۹/۳۱۶ | -۰/۷۴۶ | ۷/۸۴۸ | | |
| کانادا | -۰/۱۰۶۷ | ۰/۱۲۴ | -۰/۴۲۴۵ | ۰/۸۱۵۴ | ۰/۰۸۱۸ | ۰/۹۴۱۱ | ۰/۹۹۳۲ | -۲/۲۹۶ |
| se: | ۰/۰۴۵۵ | ۰/۰۳۸۵ | ۰/۱۳۷۲ | ۰/۰۵۹۵ | ۰/۰۷۲۵ | ۰/۱۲۸۲ | | |
| t: | -۲/۳۴۶ | ۳/۲۱۹ | -۳/۰۹۴ | ۱۳/۷۱۶ | ۱/۰۹۷ | ۷/۳۴۲ | | |
| فرانسه | -۰/۰۹۴۵ | ۰/۰۳۳۵ | -۰/۵۱۵۹ | ۰/۹۸۶۱ | ۰/۰۳۵۸ | ۰/۸۳۹۲ | ۰/۹۹۹۲ | ۳/۰۱۴ |
| se: | ۰/۰۴۷۸ | ۰/۰۲۲۴ | ۰/۰۶۷۷ | ۰/۰۱۸۷ | ۰/۰۲۸ | ۰/۱۰۷۶ | | |
| t: | -۱/۹۷۶ | ۱/۴۹۶ | -۷/۶۲۲ | ۵۲/۷۱۴ | -۰/۷۴۴ | ۷/۸۰۲ | | |
| آلمان | -۰/۰۷۹۶ | -۰/۰۰۲۶ | -۰/۰۰۲۲ | ۰/۹۸۹۶ | -۰/۰۰۲۹ | ۱/۰۶۹ | ۰/۹۹۹۲ | ۴/۰۰۰ |
| se: | -۰/۰۶۷۱ | -۰/۰۰۲۰۲ | -۰/۰۰۵۲ | -۰/۰۲۶۶ | -۰/۰۲۲۳ | ۰/۰۷۱۶ | | |
| t: | ۱/۱۸۵ | -۰/۰۸۵ | -۰/۰۴۱ | ۳۷/۱۷۷ | -۰/۰۹ | ۱۴/۹۳۹ | | |
| ایتالیا | -۰/۱۹۳۱ | ۰/۰۵۵۶ | -۰/۱۱۶۲ | ۰/۹۶۱۶ | -۰/۰۵۳۴ | ۱/۰۹۱۴ | ۰/۹۹۹۴ | ۳/۷۶۸ |
| se: | ۰/۲۷۶۰ | ۰/۰۴۹۴ | ۰/۱۷۳۳ | ۰/۰۲۶۲ | -۰/۰۶۳۴ | -۰/۰۹۵ | | |
| t: | -۰/۷ | ۱/۱۲۵ | -۰/۶۷۱ | ۲۶/۶۸ | -۰/۸۴۳ | ۱۱/۴۸۸ | | |
| ژاپن | -۰/۰۷۶۶ | ۰/۰۱۰۷ | -۱/۷۵۷۶ | ۰/۹۰۹۱ | -۰/۰۱۲۱ | ۰/۹۲۳۳ | ۰/۹۹۹۵ | ۳/۴۴۸ |
| se: | ۰/۱۳۰۲ | ۰/۰۴۲۵ | ۰/۴۸۲۶ | ۰/۰۳۴۵ | ۰/۰۴۹۴ | ۰/۱۰۳۹ | | |
| t: | -۰/۵۸۸ | ۲/۳۹۵ | -۲/۶۳۵ | ۲۶/۳۷۸ | -۰/۲۴۴ | ۸/۹۷۱ | | |
| هند | -۰/۰۱۵ | ۰/۰۰۲۰۲ | ۰/۰۲۱۲ | ۰/۹۶۶۲ | -۰/۰۴۰۹ | ۰/۹۲۶۲ | ۰/۹۹۶۶ | ۱/۷۴۴ |
| se: | ۰/۰۵۲۹ | ۰/۰۴۳ | ۰/۱۱۷۷ | ۰/۰۴۴۸ | ۰/۰۶۶ | -۰/۱۱۶۲ | | |
| t: | -۰/۲۸۳ | ۰/۷۰۴ | ۰/۲۶۵ | ۲۱/۵۸۰ | -۰/۶۱۹ | ۷/۹۷۴ | | |

Journal of Monetary Economics, No. 8, 1981, p. 192. مأخذ:

نتایج برآورد تابع تقاضای پول جاذب شوک از روش OLS در اقتصاد ایران

| ایران | ضریب مستغیر | | | | | | \bar{R}^2 | h-durbin |
|-------|-------------|---------|---------|-----------|---------|---------|-------------|----------|
| | عرض از مبدأ | Y_t^P | R_t | m_{t-1} | Y_t^T | M_t' | | |
| مقدار | -۰/۴۸۱۵ | ۰/۱۸۷۰ | -۰/۸۸۰۲ | -۰/۷۷۱۸ | ۰/۰۲۱۴ | -۰/۸۵۶۸ | ۰/۹۹۴۹ | ۰/۷۲۳ |
| se: | ۰/۲۱۹۲ | ۰/۰۵۸۶ | ۰/۵۲۱۷ | -۰/۰۲۲۶ | -۰/۰۱۰۲ | -۰/۰۳۳۷ | | |
| t: | -۱/۱۴۸ | ۲/۱۸۸ | -۱۶/۸۷۲ | ۲۳/۶۱۸ | ۳/۰۶۴ | ۲۵/۳۸۰ | | |

۵ - جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

به‌طور کلی از نتایج حاصل از این مطالعه می‌توان اظهار داشت که:

الف - با توجه به رد شدن فرضیهٔ برابری ضرائب متغیرهای شوک عرضهٔ پول و درآمد تصادفی با صفر، می‌توان نتیجه گرفت که تابع تقاضای پول جاذب شوک نسبت به سایر توابع مرسوم تقاضای پول در مطالعات کوتاه‌مدت از کارایی بیشتری برخوردار می‌باشد و در کوتاه‌مدت پول بصورت موجودی تدافعی ایفای نقش می‌نماید.

ب - با عنایت به ضرائب حاصله در این مطالعه و با توجه به مقدار کم کشش درآمدی کوتاه‌مدت و بلندمدت تقاضای پول به ترتیب در حدود $0/19$ و $0/8$ حاصل می‌گردد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که با حرکت از دورهٔ زمانی کوتاه‌مدت به سمت بلندمدت کشش درآمدی تقاضای پول افزایش می‌یابد.

ج - معنی‌دار بودن متغیر نرخ تورم در تابع تقاضای پول برآوردی بیانگر این مطلب است که در کشور ماکه از جمله کشورهای دارای تورم نسبتاً بالا است، عمدتاً دارائی‌های فیزیکی و کالاهای بادوام بعنوان جانشین پول مطرح می‌باشند و این امر مؤید نظر اقتصاددانانی همچون فریدمن است که در کشورهای با تورم بالا دارائی‌های فیزیکی بعنوان جایگزین پول مطرح می‌باشند و لازم است بازدهی اسمی این نوع کالاهای فیزیکی (نرخ تورم) بعنوان یک عنصر اساسی در تابع تقاضای پول وارد گردد. همچنین نتایج این مطالعه با سایر مطالعات انجام شده در خصوص تابع تقاضای پول در کشورهای با تورم بالا (برای مثال مطالعات Cagan) همخوانی دارد.

د - با توجه به اینکه متغیرهای شوک عرضهٔ پول و درآمد تصادفی، بعنوان متغیرهای مهم در تابع تقاضای پول ارزیابی گردیدند، می‌توان گفت که عدم لحاظ آنها در مطالعات کوتاه‌مدت، معادلات را با خطای تصریح مواجه می‌سازد که در این حالت برآوردهای حاصله تورش‌دار و ناسازگار خواهند بود.

- ه - بر طبق نتایج حاصله، در کوتاه‌مدت فرض تعادل بین عرضه و تقاضای پول فرض صحیحی نمی‌باشد و لازم است این امر در انجام مطالعات کوتاه‌مدت مدنظر قرار گیرد.
- و - با فرض اینکه عدم تعادل بین عرضه و تقاضای پول بر مبنای مکانیزم تعدیل جزئی از بین می‌رود، نهایتاً متغیر حجم پول واقعی با وقفه در تابع تقاضای پول وارد گردد. با توجه به برآوردهای حاصله، در هر دوره زمانی حدود ۰/۲۳ از عدم تعادل در بازار پول از بین می‌رود که در این صورت حدود ۹ دوره زمانی (۹ فصل) طول می‌کشد تا بیش از ۹۰ درصد از عدم تعادل مزبور از بین برود.
- ز - از نتایج دیگر این تحقیق می‌توان (با توجه به معنی دار بودن متغیر درآمد تصادفی) به تأیید نظریه درآمد دائمی فریدمن که بر طبق آن درآمد تصادفی و موقتی بتدریج در دوره‌های بعدی مصرف می‌گردد و میل نهائی به مصرف در کوتاه‌مدت را از میل نهائی به مصرف بلندمدت کوچکتر می‌سازد، اشاره کرد.
- ک - بکارگیری متغیر شوک عرضه پول می‌تواند یک توصیه سیاستی را نیز به همراه داشته باشد و آن این است که با توجه به عملکرد پول بصورت موجودی تدافعی (Buffer Stock) در کوتاه‌مدت، شوک عرضه پول منجر به نوسانات کوچکتری در نرخ سود گشته و سیاست‌گذاران در کوتاه‌مدت نیاز کمتری به تمرکز بر نرخ سود در سیاست‌گذاری‌های پول می‌یابند.

□ پیوست شماره ۱

عملیات ریاضی مربوط به استخراج تابع تقاضای پول افراد و عوامل اقتصادی با استفاده از مدل هزینه غیرخطی چند دوره‌ای.

همانطور که ذکر گردید تابع هزینه بصورت زیر است:

$$C = \sum_{t=1}^T [a (M_t - M_t^*)^2 + b (M_t - M_{t-1})^2] \quad (a)$$

شرایط مرتبه اول برای آخرین دوره - دوره T - بمانند شرایط مرتبه اول در مدل تعدیل جزئی

یک دوره‌ای است.

$$\frac{\partial C}{\partial M_T} = 2a (M_T - M_T^*) + 2b (M_T - M_{T-1}) = 0$$

$$M_T = \frac{a}{a+b} M_T^* + \frac{b}{a+b} M_{T-1}$$

$$M_T = A_1 M_T^* + B_1 M_{T-1} \quad (b)$$

که در آن $A_1 = \frac{a}{a+b}$ و $A_1 + B_1 = 1$ می‌باشد.

برای دوره $t < T$ داریم:

$$\frac{\partial C}{\partial M_t} = 2a (M_t - M_t^*) + 2b (M_t - M_{t-1}) - 2b (M_{t+1} - M_t) = 0$$

حضور جزء آخر در عبارت مذکور بخاطر وجود علامت Σ در تابع هزینه می‌باشد و بدلیل اینکه دو

عنصر M_{t-1} و M_t در تابع هزینه وجود دارند، تغییر M_t دو اثر را در تابع هزینه بجا می‌گذارد. لذا خواهیم

داشت:

$$\frac{\partial C}{\partial M_t} = 0 \Rightarrow M_t = \frac{a}{a+2b} M_t^* + \frac{b}{a+2b} M_{t-1} + \frac{b}{a+2b} M_{t+1} \quad (c)$$

$$M_t = A_2 M_t^* + B_2 M_{t-1} + B_2 M_{t+1} \quad (d)$$

که در آن $A_2 + 2B_2 = 1$ می‌باشد و ضرایب M_{t+1} و M_{t-1} نیز مساوی هستند. از معادله (d)

درمی‌یابیم که مقادیر آینده M میزان جاری نگهداری مطلوب پول در کوتاه‌مدت (M_t) را تحت تأثیر

قرار می‌دهد.

حل معادله (c) با استفاده از forward operator آقای سارجنت (برای دوره $t = \infty$) بسیار آسان می‌گردد.

با ضرب معادله (c) در $(a+2b)$ و مرتب کردن مجدد آن خواهیم داشت:

$$[a + 2b - bL - bL^{-1}] M = aM^* \quad (c)$$

بدین ترتیب خواهیم داشت:

$$B(L)M = \left[-L \left(\frac{a+2b}{b} \right) + L^2 + 1 \right] M = -\frac{a}{b} M^* \quad (f)$$

که در آن L^{-1} forward operator می‌باشد یعنی $(L^{-n}M = M_{t+n})$

با تفکیک و جداسازی $B(L)$ و تجزیه آن خواهیم داشت:

$$\left[-L \left(\frac{a+2b}{b} \right) + L^2 + 1 \right] = [1 - q_1 L] [1 - q_2 L] = 1 - (q_1 + q_2)L + q_1 q_2 L^2$$

که در آن: $q_1 + q_2 = \left(\frac{a}{b}\right) + 2$ و $q_1 q_2 = 1$ می‌باشد.

بدون آنکه از عمومیت مدل کاسته شود می‌توان فرض کرد که $q_2 > 1$ است، بدین ترتیب

$q_1 < 1$ می‌گردد و $q_1 > 1$ می‌شود. با ضرب معادله (f) در $(1 - q_2 L)^{-1}$ خواهیم داشت:

$$(1 - q_1 L) M = \frac{-a}{b} (1 - q_2 L)^{-1} M^* = \frac{-a}{b} (1 - q_1^{-1} L)^{-1} M^*$$

و یا:

$$M = q_1 M_{t-1} + \frac{a}{b} q_1 \sum_0^{\infty} q_1^i M_{t+i}^*$$

که در آن از بسط تیلور استفاده شده است:

$$(1 - \lambda L)^{-1} = \frac{-[\lambda L]^{-1}}{1 - [\lambda L]^{-1}} = \frac{-1}{\lambda L} [1 + (\lambda L)^{-1} + (\lambda L)^{-2} + \dots]$$

$$(1 - \lambda L)^{-1} = -[\lambda L]^{-1} - [\lambda L]^{-2} - [\lambda L]^{-3} - \dots$$

$$|\lambda| = |q_1^{-1}| > 1, \quad \left[\frac{a}{b} \right] q_1 = (1 - q_1)^2$$

□ پیوست شماره ۲

همانگونه که در متون اقتصاد کلان ذکر می‌گردد، در روش انتظارات تطبیقی نحوه محاسبه متغیر انتظاری حجم عرضه پول، طبق فرمول زیر تعیین می‌گردد:

$$M^E = (M_{t+1} = \sum_{i=1}^{\infty} \lambda^i (1-\lambda) M_{t-i})$$

$$\Rightarrow M^E = (1-\lambda) M_t + \lambda (1-\lambda) M_{t-1} + \dots$$

مشاهده می‌گردد، فرضیه انتظارات تطبیقی از یک ساختار هندسی با وقفه برخوردار است و اجازه نمی‌دهد که متغیرهای تعیین‌کننده میزان حجم نقدینگی اسمی مورد انتظار، به غیر از این ساختار بر حجم نقدینگی اسمی انتظاری، مؤثر واقع شوند. لیکن تکنیک انتظارات عقلانی ضعیف این ساختار ثابت و بدون تغییر را اعمال نمی‌کند. یک مدل انتظارات عقلانی ضعیف بصورت خود رگرسیون محض بشکل زیر است:

$$M_{2t}^E = a_1 M_{2t-1} + a_2 M_{2t-2} + a_3 M_{2t-3} + \dots + U_t$$

$$M_{2t}^E = a(L) M_2 + U_t$$

که در آن $a(L)$ یک اپراتور وقفه‌ای چند دوره‌ای است و $U_t^{(1)}$ نیز جزء اخلال است.

تخمین معادله فوق این امکان را به ما می‌دهد که مقادیر آینده و انتظاری حجم پول را از طریق یک قاعده زنجیره‌ای^(۲) پیش‌بینی نمائیم. برای مثال: با فرض $a_i = 0$ ($i > 2$) و با داشتن مقادیر حجم پول دو دوره قبل خواهیم داشت:

$$M_{2_2} = a_1 M_{2_1} + a_2 M_{2_0}$$

$$M_{2_2} = a_1 [a_1 M_{2_1} + a_2 M_{2_0}] + a_2 M_{2_1} = (a_1^2 + a_2) M_{2_1} + a_1 a_2 M_{2_0}$$

همانگونه که ملاحظه می‌شود در این روش ساختار ثابت اعمال نمی‌گردد و در عین حال می‌توان با داشتن مقادیر قبلی متغیر، میزان مورد انتظار متغیر در دوره جاری را بدست آورد.

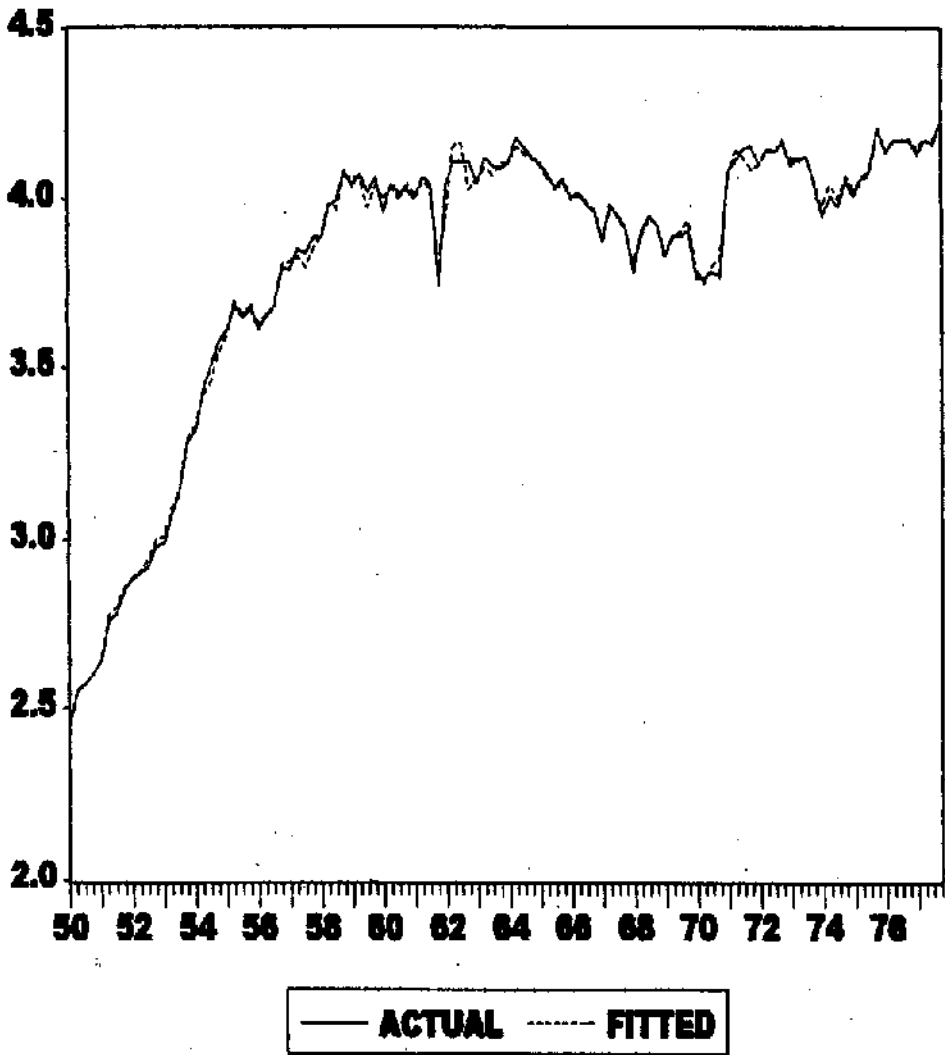
1- White Noise Error Term

2- Chain Rule

□ پیوست شماره ۳

برآورد تابع تقاضای پول جاذب شوک (خروجی کامپیوتر)

| Dependent Variable: LOG(m2) | | | | |
|-------------------------------------------------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| Method: Least Squares | | | | |
| Date: 05/27/2000 | | Time: 19:24 | | |
| Sample (adjusted): 1351:2 | | 1377:4 | | |
| Included observations: 107 after adjusting endpoints | | | | |
| Convergence achieved after 68 iterations | | | | |
| Backcast: 1350:4 | | 1351:1 | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| C | -0.481566 | 0.419283 | -1.148547 | 0.2535 |
| LOG(RGDPP) | 0.187051 | 0.058671 | 3.188121 | 0.0019 |
| INF | -0.880323 | 0.052177 | -16.87200 | 0.0000 |
| LOG(m2(-1)) | 0.771865 | 0.032680 | 23.61877 | 0.0000 |
| RGDPT | 0.031420 | 0.010252 | 3.064794 | 0.0028 |
| M ² | 0.856862 | 0.033761 | 25.38001 | 0.0000 |
| AR(4) | 0.673338 | 0.087287 | 7.714061 | 0.0000 |
| MA(2) | 0.733587 | 0.086600 | 8.471016 | 0.0000 |
| R-Squared | 0.995324 | Mean dependent var | 3.865652 | |
| Adjusted R-squared | 0.994993 | S.D. dependent var | 0.357180 | |
| S.E. of regression | 0.025274 | Akaike info criterion | -4.446257 | |
| Sum squared resid | 0.063239 | Schwarz criterion | -4.246420 | |
| Log likelihood | 245.8748 | F-statistic | 3010.224 | |
| Durbin-Watson stat | 2.131622 | Prob (F-statistic) | 0.000000 | |
| Inverted AR Roots | 0.91 | | | |

Actual & Fitted Value of LOG(M2/CPI)

☐ فهرست منابع و مآخذ فارسی

- ۱- حاجیان، محمدرضا- «بررسی ماهیت سیاست‌های پولی در ایران در طی دوره ۶۴-۱۳۴۷» - دانشگاه تهران - دانشکده اقتصاد - پایان‌نامه کارشناسی ارشد، به راهنمایی دکتر اکبر کمیجانی - ۱۳۶۸.
- ۲- برانسون، ویلیام، اچ. - «تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان» - ترجمه عباس شاکری - ۱۳۷۲.
- ۳- خشادوریان، ادموند - «برآورد عرضه و تقاضای پول بطور همزمان، برای عدم تعادل در بازار پول در ایران، ۶۹-۱۳۳۸» - دانشگاه شهید بهشتی - دانشکده اقتصاد - پایان‌نامه کارشناسی ارشد - بهمن‌ماه ۱۳۷۱.
- ۴- سلطانی خانکهدانی، زهرا - «برآورد تابع تقاضا برای پول در اقتصاد ایران» - دانشگاه تهران - دانشکده اقتصاد - پایان‌نامه کارشناسی ارشد - ۱۳۷۲.
- ۵- صالحی، بهمن - «برآورد تابع تقاضای پول (۷۲-۱۳۴۰) و ارزیابی سیاست‌های پولی در برنامه اول توسعه» - دانشگاه تهران - دانشکده اقتصاد - پایان‌نامه کارشناسی ارشد - ۱۳۷۴.
- ۶- طباطبائی یزدی، رؤیا - «بررسی تورم در ایران به روش معادلات همزمان با تأکید بر نقش انتظارات تورمی» - دانشگاه تهران - دانشکده اقتصاد - پایان‌نامه کارشناسی ارشد، به راهنمایی دکتر اکبر کمیجانی - ۱۳۷۰.
- ۷- عمادزاده، مرتضی - «مدل تقاضای پول برای اقتصاد ایران در ارتباط با سیاست‌های پولی» - دانشگاه آزاد اسلامی (واحد دکتر) - پایان‌نامه دکتر - اسفند ماه ۱۳۶۸.

- ۸- قربانی، پیمان - «بررسی تأثیر شوک‌های عرضه پول در تابع تقاضای پول کوتاه‌مدت» - دانشگاه تهران - دانشکده اقتصاد - پایان‌نامه کارشناسی ارشد، به راهنمایی دکتر اکبر کمیجانی - ۱۳۷۶.
- ۹- کمنا، یان - «مبانی اقتصادسنجی» - ترجمه کامبیز هژیر کیانی - مرکز نشر دانشگاهی - ۱۳۷۲.
- ۱۰- کمیجانی، اکبر - «سیاست‌های پولی مناسب جهت تثبیت فعالیت‌های اقتصادی» - سلسله انتشارات معاونت امور اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی - ۱۳۷۴.
- ۱۱- گجراتی، دامودار - «مبانی اقتصادسنجی» - ترجمه دکتر حمید ابریشمی - انتشارات دانشگاه تهران - ۱۳۷۱.

□ فهرست منابع و مأخذ انگلیسی

- 1 - Al-Khari, Samir, and Nsouli Saleh, *"The Speed of Adjustment of The Actual to The Desired Money Stock (A Comparative Study)"*, European Economic Review, vol. 11, 1987.
- 2 - Arrau, Patricio & Gregorio, Jose de & Reinhart, Carmen, *"The Demand for Money in Developing Countries Assessing the Role of Financial Innovation"*, IMF Working Paper, No. 45, 1991.
- 3 - Arize, A. C., *"A Re-examination of Demand for Money in Small Developing Economies"*, Applied Economics, 1994.
- 4 - Agevil, Bijan & Moshin, Khan & Narvekar, P. R. and Brock, K., *"Monetary Policy in Selected Asian Countries"*, IMF Staff Papers, vol. 26, 1979.
- 5 - Carr J. & Darby M. R., *"The Role of Monetary Supply Shocks in Short - Run Demand for Money"*, Journal of Monetary Economics, 1981.
- 6 - Crockett, A. D. & Evans, O. J., *"Demand for Money in Middle Eastern Countries"*, IMF Staff Papers, Vol. 27, Sep. 1980, pp. 543-577.
- 7 - Cuthbertson K., *"The Supply and Demand for Money"*, 1983.
- 8 - Cuthbertson K. & Taylor M., *"The Demand for Money, a Dynamic, Rational Expectations Buffer - Stock Model"*, Discussion Paper, No. 106, 1986.
- 9 - Cuthbertson K. and Taylor M. P., *"The Demand for Money a Dynamic Rational Expectation Model"*, The Economic Journal, 1987.

- 10 - Dekle, Robert & Pardhan Mahmood, "*Financial Liberalization and Money Demand in ASEAN Countries, Implication for Monetary Policy*", IMF Working Paper, No. 36, 1997.
- 11 - Farah, Marco P., "*Demand for Money in Mozambique: ...*", IMF Working Paper, No. 98, 1999.
- 12 - Gulley, David, "*An Empirical Test of The Effects of Government Deficits on Money Demand*", Applied Economics, 1994.
- 13 - Harris, L., "*Monetary Theory*", Mc. Graw Hill, 1985.
- 14 - Hambourger, Michael J., "*The Demand for Money in an Open Economy, Germany and The United Kingdom*", Journal of Monetary Economics, vol. 8, No. 1, January 1977.
- 15 - Haffer R. W., and Scott E. Hein, "*Financial Innovation and The Interest Elasticity of Money Demand, Some Historical Evidence*", Journal of Monetary Economics, vol. 3, No. 1, 1977.
- 16 - Honohan, Patrick, "*Inflation and The Demand for Money in Developing Countries*", World Development, vol. 22, No. 2, 1994.
- 17 - Laidler, David, "*The Buffer Stock Notion in Monetary Economics*", The Economic Journal, 1991.
- 18 - Liadler, David E., "*The Demand for Money, Theories Evidence and Problems*", New York, 3th. edition, 1985.
- 19 - Morgan, David. R., "*Fiscal Policy in Oil Exporting Countries*", IMF Staff Papers, Vol. 26, No. 1, 1970.

- 20 - Sriram, S.S., "*Survey of Literature on Demand for Money: ...*", IMF Working Paper, No. 64, 1999.
- 21 - Treichel, Volker, "*Broad Money Demand and Monetary Policy in Tunisia*", IMF Working Paper, No. 22, March 1997.
- 22 - Wong Chorng - Huey, "*Demand for Money in Developing Countries*", Journal of Monetary Economics, 1977.