فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران/ سال هشتم/ شماره ۲۸/ پاییز ۱۳۸۵/ صفحات ۱-۱۳

# تجزیه و تحلیل تقاضای پول در ایران:
# کاربرد الگوی خود رگرسیو با وقفه‌های توزیعی[1]

دکتر سید صفدر حسینی*
محمدرضا بخشی**

تاریخ ارسال: ۱۳۸۴/۸/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۵/۵/۱۵

## چکیده

*در این مقاله با بهره‌گیری از تحلیل هم‌انباشتگی و کاربرد "الگوی خود رگرسیو با وقفه‌های توزیعی" و استفاده از آمارهای سری زمانی یک دورهٔ ۴۲ ساله، نقش عوامل مؤثر بر تقاضای پول در اقتصاد ایران مورد ارزیابی قرار گرفته است.*

*یافته‌های مطالعه، بیانگر وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت بین تقاضای واقعی پول و متغیرهای کلان اقتصادی نظیر تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ سود اسمی و نرخ تورم می‌باشد، به طوری که ثبات تابع تقاضای پول را در اقتصاد ایران تأیید می‌کند. نتایج این مطالعه، نشان می‌دهد که تقاضای واقعی پول نسبت به تغییرات تولید ناخالص داخلی، حساسیت بیشتری در مقایسه با نرخ تورم و نرخ سود سپرده‌های بلندمدت دارد و کشش درآمدی بلندمدت برای تابع تقاضای پول، برابر با ۲/۶۲۰ می‌باشد. کشش تورمی تقاضای پول، کوچک و برابر با ۰/۰۳۸ است و مبین این واقعیت است که تابع تقاضای پول نسبت به تغییرات سطح عمومی قیمتها وضعیتی کشش‌ناپذیر دارد و از قدرت عکس‌العمل چندانی برخوردار نیست. ضریب تعدیل محاسبه‌شده تابع تقاضای واقعی برای پول برابر با ۰/۱۹ می‌باشد که به معنای کندی ساز و کار تعدیل در اقتصاد ایران است به گونه‌ای که فرآیند تعدیل تابع تقاضای پول در کشور تقریباً در یک دوره زمانی پنج ساله محقق می‌گردد.*

**طبقه‌بندی JEL :** E41

**واژگان کلیدی:** تقاضای پول، الگوی خود رگرسیو با وقفه‌های توزیعی، تعادل بلندمدت.

---

1- Auto Regressive Distributed Lag model(ARDL)

* دانشیار اقتصاد کشاورزی دانشگاه تهران.

**e-mail:** hosseini_safdar@yahoo.com

** دانشجوی دورهٔ دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه تهران.

**e-mail:** bakhshi462@yahoo.com

**مقدمه**

شناخت و آگاهی از عوامل تأثیرگذار بر تابع تقاضای پول می‌تواند تصمیم‌گیرندگان حوزه اقتصاد کلان کشور را در اتخاذ سیاستهای پولی مناسب یاری دهد. ثبات قیمتها، رشد اقتصادی، اشتغال کامل، ثبات نرخ سود بانکی و نرخ ارز و تعادل در تراز پرداختها از مهمترین اهداف در اتخاذ سیاستهای پولی می‌باشند. بانک مرکزی هر کشور به عنوان سیاستگذار پولی وظیفه اجرای سیاستهای پولی را بر عهده دارد.

در ادبیات اقتصادی، وجود تابع تقاضای پول پایدار نیازی کلیدی برای موفقیت سیاست پولی در دستیابی به اهداف موردنظر قلمداد می‌شود و هر نوع ناپایداری در تقاضای پول، می‌تواند برای سیاستهای پولی مشکل‌ساز شود (آندوه و کپل(Andho and Chappel, 2002) ، هاموری و توکی هیسا (Hamori and Tokihisa, 2001)، پاین(Payne, 2003) و سیدکی(Siddiki,2000) ). به همین دلیل مطالعات متعددی برای آزمون پایداری تابع تقاضای پول و شناسایی عوامل مؤثر بر آن در کشورهای مختلف صورت گرفته است. برآورد تابع کوتاه‌مدت و بلندمدت تقاضای پول در کشور زلاند نو نشان می‌دهد که سه متغیر سطح قیمتها، درآمد واقعی و نرخ بهره دارای رابطه پایداری در طی دوره ۲۰۰۰-۱۹۹۰در کشور مذکور می‌باشند (چوئی و آکسلی(Choi and Oxely, 2004))، هوانگ(Hwang, 2002) با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی نشان می‌دهد که در کره جنوبی بین نرخ سود بلندمدت و درآمد واقعی و M۲ رابطه تعادلی پایدار وجود دارد، اما هیچ نوع ارتباط معنی‌داری بین نرخ سود بلندمدت و درآمد واقعی و M۱ وجود ندارد. از سوی دیگر هاموری و توکی هیسا در سال ۲۰۰۱ در بررسی رابطه بین تقاضای واقعی پول و نرخ سود و تولید ناخالص داخلی واقعی در می‌یابند که هیچ نوع رابطه بلندمدت پایداری بین متغیرهای مذکور در کشور ژاپن وجود ندارد.

بررسی تأثیر سیاستهای تعدیل اقتصادی از جمله خصوصی‌سازی و رفع کنترل نرخ ارز خارجی بر روی تقاضای پول در طی سالهای ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۶در کشور غنا نشان می‌دهد که سیاستهای مذکور سبب شکست ساختاری در تابع تقاضای پول در سال ۱۹۸۳ شده است (آندوه و کپل ،۲۰۰۲). بوچ (Buch, 2001) با استفاده از یک الگوی تصحیح خطا به بررسی تقاضای پول و عوامل تعیین‌کننده آن در لهستان و مجارستان پرداخته است. در این تحقیق نرخ سود سپرده‌های کوتاه‌مدت در کشور لهستان اثر مثبت بر تقاضای نقدینگی داشته و در کشور مجارستان دارای اثر منفی بر نقدینگی بوده است. همچنین لیو (Lio, 1996) در بررسی تابع تقاضای پول در ایران برای سالهای ۱۹۹۴-۱۹۷۴ با استفاده از روش هم‌انباشتگی[1] نتیجه‌گیری می‌کند که رابطه‌ای بلندمدت بین پول، قیمتها و درآمد واقعی طی سالهای مورد مطالعه وجود دارد.

---

1- Cointegration

هدف این مطالعه، آزمون پایداری تابع تقاضای پول در ایران برای دورهٔ زمانی ۱۳۸۲-۱۳۴۰ می‌باشد. برای دستیابی به این هدف، با استفاده از الگویARDL متغیرهای مهم تأثیرگذار بر تقاضای پول در ایران و اثرات هر یک مورد بررسی قرار گرفته است. برخلاف سایر تکنیکهای رایجِ تحلیل هم‌انباشتگی نظیر روش انگل ـ گرنجر[1] ، در روش ARDL، در ابتدا نیازی به آگاهی از درجه انباشتگی متغیرهای مورد مطالعه نیست. همچنین روش ARDL قادر به برآورد همزمان ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت الگو و تعیین جهت علیت بین متغیرهای الگو می‌باشد (سیدیکی،۲۰۰۰). از این رو انجام تحلیل برای یک دوره طولانی‌تر(۱۳۸۲-۱۳۴۰) و استفاده از الگوی ذکرشده، تفاوت مطالعه حاضر را با سایر مطالعات انجام شده در این زمینه برای کشور ایران نشان می‌دهد. داده‌های آماری مورد استفاده سالیانه است و از سالنامه آماری، حسابهای ملی، گزارش اقتصادی، و ترازنامه بانک مرکزی در سالهای مختلف به دست آمده است.

## ۱. الگوی نظری تحقیق

از دهه۱۹۳۰، دیدگاهها و نگرشهای متعددی از سوی اقتصاددانان در مورد تقاضای پول بیان شده که پایه نظری بررسیهای تجربی در زمینه تقاضای پول را تشکیل می‌دهند. بر اساس این دیدگاههای نظری، متغیرهای متعددی تابع تقاضای هر فرد را برای پول مشخص می‌کنند. مهمترین این متغیرها شامل متغیرهای مقیاس همانند ثروت و درآمد، و نیز نرخ بازدهی نگهداری پول نسبت به بازدهی سایر داراییها نظیر اوراق قرضه، کالاهای بادوام و زمین می‌باشد. (اریکسون[2]، ۱۹۹۸؛ سیدیکی، ۲۰۰۰). در اغلب متون ادبیات اقتصاد کلان که به تئوری تقاضای پول مربوط است، تقاضای واقعی پول تابعی از متغیرهای کلان اقتصادی مانند درآمد واقعی، نرخ سود، نرخ تورم و بعضی متغیرهای دیگر مانند نرخ ارز بیان شده است. بر همین اساس و با توجه به مطالعات تجربی انجام شده، تابع تقاضای پول به صورت معادله (۱) تصریح گردیده است:

$$\frac{M}{P} = f(Y,R,INF) \qquad (۱)$$

که در آن $M$ نقدینگی، $P$ شاخص قیمت مصرف‌کننده، و $Y$ درآمد واقعی می‌باشد که از متغیر جانشین آن یعنی $GDP$ واقعی به قیمتهای ثابت سال ۱۳۷۶ استفاده شده است. همچنین$INF$ نرخ تورم و $R$ نرخ سود می‌باشد که به عنوان جانشین آن از نرخ سود سپرده‌های بلندمدت بانکی (با توجه به سهم غالب این نوع سپرده در ترکیب سپرده‌های بانکی) استفاده شده است. انتظار می رود که ضریب مربوط به متغیر درآمد واقعی($Y$) دارای علامت مثبت و ضریب مربوط به نرخ سود($R$) و نرخ تورم ($INF$) دارای علامت منفی باشد.

1 -Engle – Granger Cointegration Analysis (EG)
2 - Ericsson

یکی از الگوهای پویای متناسب با رابطه ایستای بلندمدت الگوی شماره (۱)، الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی(*ARDL*) است که برآوردهای به نسبت بدون تورشی از ضرایب بلندمدت به دست می‌دهد. همانگونه که قبلاً بیان شد برخلاف سایر تکنیکهای رایج در روش تحلیل هم‌انباشتگی همانند روش انگل – گرنجر در ابتدا نیازی به آگاهی از درجه انباشتگی متغیرهای مورد مطالعه نیست. همچنین روش ARDL قادر به برآورد همزمان ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت الگو و تعیین جهت علیت بین متغیرهای الگو می‌باشد(سیدیکی، ۲۰۰۰).

الگوی $ARDL(p,q_1,q_2,...,q_k)$ به صورت زیر بیان شده است(پسران و شین (Pesaran and Shin, 1995) ، پسران و پسران(Pesaran and Pesaran, 1997) ):

$$\alpha(L,\ P)Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_i(L,\ q_i)X_{it} + \delta W_t + u_t \qquad (۲)$$

که در آن $\alpha_0$ مقدار ثابت، $Y_t$ متغیر وابسته و $L$ عملگر وقفه است به نحوی که $L^j Y_t = Y_{t-j}$ می‌باشد. $W_t$ برداری از متغیرهای قطعی(غیرتصادفی) نظیر عرض از مبدأ، متغیر روند، متغیرهای مجازی و یا متغیرهای برونزا با وقفه‌های ثابت می باشد. $P$ تعداد وقفه‌های به کار گرفته شده برای متغیر وابسته و $q_i$ تعداد وقفه‌های مورد استفاده برای متغیرهای مستقل( $X_{it}$ ) است.

همچنین در الگوی فوق :

$$\alpha(L,P) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - ... - \alpha_P L^P \qquad (۳)$$

$$\beta_i(L,q_i) = 1 - \beta_{i1} L - \beta_{i2} L^2 - ... - \beta_{iq_i} L^{q_i} \qquad i = 1,2,...,k \qquad (۴)$$

تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیح‌دهنده را می توان به کمک یکی از ضوابط آکائیک(AIC) ، شوارتز – بیزین(SBC) ، و حنان –کوئین(HQC) تعیین کرد.

در بلندمدت $Y_t = Y_{t-1} = ... = Y_{t-p}$ و $X_{it} = X_{it-1} = ... = X_{it-q}$ می‌باشد که $X_{it-q}$ بیانگر وقفه $q$ ام از متغیر $i$ ام است. معادله بلندمدت برای الگوی ARDL به صورت زیر بیان می‌گردد:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{k} \theta_i X_i + \gamma W_t + v_t \qquad (۵)$$

که در این رابطه:

$$\alpha = \frac{\alpha_0}{\alpha(1,P)} \qquad (۶)$$

$$\gamma = \frac{\delta}{\alpha(1,P)} \qquad (۷)$$

$$\theta_i = \frac{\beta_i(0,q)}{\alpha(0,p)} = \frac{\sum_{j=0}^{q}\beta_{ij}}{\alpha(0,p)} \quad (۸)$$

$$v_t = \frac{u_t}{\alpha(0,p)} \quad (۹)$$

وجود هم‌انباشتگی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، امکان استفاده از الگوهای تصحیح خطا (ECM)[1] را نیز فراهم می‌آورد. الگوی تصحیح خطا در مطالعات تجربی از شهرت فزاینده‌ای برخوردار است (نوفرستی، ۱۳۷۸). الگوی تصحیح خطا در حقیقت نوسانهای کوتاه‌مدت (عدم تعادلهای کوتاه‌مدت) متغیرها را به مقادیر درازمدت آنها ارتباط می‌دهد. به باور انگل و گرنجر هر رابطه بلندمدت، یک الگوی تصحیح خطای(ECM) کوتاه‌مدت دارد که دستیابی به آن، تعادل را تضمین می‌کند(انگل و گرنجر،۱۹۸۷). برای تنظیم الگوی تصحیح خطا، جمله خطای رگرسیون الگوی ایستای بلندمدت $(u_t)$ با یک وقفه زمانی به عنوان یک متغیر توضیح‌دهنده در کنار تفاضل مرتبه اول سایر متغیرهای الگو قرار داده شده و سپس به کمک روش OLS ضرایب برآورد می‌شود.

الگوی تصحیح خطای مرتبط با الگوی (۲) به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\Delta Y_t = \Delta\hat{\alpha}_0 - \sum_{j=1}^{p}\hat{\alpha}_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{i=1}^{k}\hat{\beta}_{i0}\Delta X_{it} + \delta\Delta W_t - \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{q}\hat{\beta}_{i,t-j}\Delta X_{i,t-j} - \alpha(0,p)ECM_{t-1} + u_t \quad (۱۰)$$

$$ECM_T = Y_t - \hat{\alpha} - \sum_{i=1}^{k}\hat{\theta}_i X_{it} - \gamma W_t \quad (۱۱)$$

همان‌طور که قبلاً بیان شد، $\alpha_0$ مقدار ثابت و $Y_t$ متغیر وابسته هستند؛ $W_t$ برداری از متغیرهای قطعی(غیرتصادفی) نظیر عرض از مبدأ، متغیر روند، متغیرهای مجازی و یا متغیرهای برونزا با وقفه‌های ثابت می‌باشد؛ $P$ تعداد وقفه‌های به کار گرفته شده برای متغیر وابسته و $q_i$ تعداد وقفه‌های مفروض برای متغیرهای مستقل $(X_{it})$ است؛ $\Delta$ عملگر تفاضل مرتبه اول، و $\hat{\beta}_{i,t-j}$ و $\hat{\alpha}_{j,t-j}$ ضرایب به دست آمده از معادله (۳) هستند؛ و $\alpha(0,p)$ نیز سرعت تعدیل را بیان می‌کند.

روش ARDL شامل دو مرحله برای برآورد ضرایب بلندمدت می‌باشد. در مرحله اول وجود ارتباط بلندمدت پیش‌بینی شده توسط تئوری اقتصادی در بین متغیرهای مسأله مورد بررسی قرار گرفته و در صورت تشخیص وجود ارتباط بلندمدت، در مرحله دوم ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت برآورد می‌گردد. برای توضیح مرحله اول، فرض کنید تئوری اقتصادی پیش‌بینی می‌کند که یک رابطه بلندمدت بین

1- Error Correction Model (ECM)

متغیرهای $y$ و $x$ و $z$ وجود دارد. بدون داشتن هر نوع اطلاعات اولیه در مورد مسیر رابطه بلندمدت بین متغیرها، سه رگرسیون خطای تصحیح نامحدود زیر برآورد می‌شود که در هر یک از آنها یکی از سه متغیر به عنوان متغیر وابسته قرار داده شده است.

$$\Delta y_t = \alpha_{.y} + \sum_{i=1}^{n} b_{iy}\Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} c_{iy}\Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} d_{iy}\Delta z_{t-i} + \gamma_{1y}y_{t-1} + \gamma_{2y}x_{t-1} + \gamma_{3y}z_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta x_t = \alpha_{.x} + \sum_{i=1}^{n} b_{ix}\Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} c_{ix}\Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} d_{ix}\Delta z_{t-i} + \gamma_{1x}y_{t-1} + \gamma_{2x}x_{t-1} + \gamma_{3x}z_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (۱۲)$$

$$\Delta z_t = \alpha_{.z} + \sum_{i=1}^{n} b_{iz}\Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} c_{iz}\Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} d_{iz}\Delta z_{t-i} + \gamma_{1z}y_{t-1} + \gamma_{2z}x_{t-1} + \gamma_{3z}z_{t-1} + \varepsilon_{3t}$$

از آزمون $F$ برای تشخیص وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها استفاده می‌شود. فرض صفر برای آزمون نبود رابطه بلندمدت نشان داده شده در اولین معادله از معادلات (۱۲) عبارت است از:

$$H_{.}: \gamma_{1y} = \gamma_{2y} = \gamma_{3y} = 0 \quad (۱۳)$$

که مقدار آماره $F$ مرتبط با آن با $F_y(y/x,z)$ نشان داده می‌شود. همچنین فرض صفر برای آزمون نبودِ رابطه بلندمدت بیان شده در معادله‌های دوم و سوم از معادلات (۱۲) به ترتیب به صورت زیر بیان می‌گردد:

$$H_{.}: \gamma_{1x} = \gamma_{2x} = \gamma_{3x} = 0 \quad (۱۴)$$

$$H_{.}: \gamma_{1z} = \gamma_{2z} = \gamma_{3z} = 0 \quad (۱۵)$$

که آماره $F$ مرتبط با این دو آزمون به ترتیب $F_x(x/y,z)$ و $F_z(z/y,x)$ می‌باشد. آماره $F$ دارای توزیع غیراستاندارد بوده و به سه پارامتر بستگی دارد: نخست اینکه متغیرهای دخیل در الگوی ARDL دارای درجه انباشتگی از صفر $I(0)$ تا یک $I(1)$ هستند. دوم اینکه الگوی ARDL دارای عرض از مبدأ و (یا) متغیر روند باشد یا خیر و سوم اینکه متغیرهای توضیحی در الگوی مذکور چه تعداد باشد.

دو مجموعه از مقادیر بحرانی (CVs) برای آماره $F$ توسط پسران و پسران (۱۹۹۷) گزارش شده است. این دو مجموعه به ترتیب با فرض اینکه همه متغیرهای دخیل در الگو دارای درجه انباشتگی از یک و یا صفر هستند، برای سطوح مختلف اطمینان محاسبه شده است. اگر مقدار آماره $F$ محاسباتی خارج از محدوده مقادیر بحرانی قرار گیرد، بدون دانستن اینکه متغیرهای مورد مطالعه دارای درجه انباشتگی از صفر یا یک هستند، قادر به قضاوت خواهیم بود. به عبارت دیگر اگر نتایج تجربی نشان دهد که مقدار $F_y(0)$ بزرگ‌تر از دامنه بالایی مقادیر بحرانی بوده ولی $F_x(0)$ و $F_z(0)$ کوچک‌تر از دامنه

پایینی مقادیر بحرانی باشد، یک رابطه بلندمدت پایدار و یکتا وجود دارد که در این رابطه $y$ متغیر وابسته بوده و $x$ و $z$ متغیرهای توضیح‌دهندهٔ آن می‌باشند. بر عکس اگر آماره‌های $F$ محاسباتی در دامنه مقادیر بحرانی قرار گیرد، نیاز است تا درجه انباشتگی متغیرهای مورد مطالعه تعیین شود تا در مورد ارتباط بلندمدت متغیرها اظهارنظر شود.

در صورتی که در مرحله اول روش ARDL، وجود رابطه بلندمدتِ پایدار تأیید شود؛ در مرحله دوم، دو گام دیگر برای تخمین الگوی ARDL برداشته می‌شود. در اولین گام تعداد وقفه‌های الگوی ARDL بر اساس یکی از معیارهای ضوابط آکائیک(AIC)، شوارتز - بیزین(SBC) و حنان -کوئین (HQC) تعیین می‌گردد و در گام دوم الگوی انتخاب شده با استفاده از روش OLS برآورد می‌شود.

## ۲. برآورد الگوی تجربی و تجزیه و تحلیل نتایج

در اولین گام از برآورد معادله (۱) الگوی تصحیح خطای ذیل برای بررسی رابطه بلندمدت تخمین زده شده است:

$$\Delta LM۲ = \alpha_{۰lm۲} + \sum_{i=۱}^{n} b_{ilm۲}\Delta LM۲_{t-i} + \sum_{i=۱}^{n} c_{lm۲i}\Delta LGDP_{t-i} + \sum_{i=۱}^{n} d_{ilm۲}\Delta LR_{t-i} + \sum_{i=۱}^{n} e_{ilm۲}\Delta LINF_{t-i} + \gamma_{۱lm۲} LM۲_{t-۱} + \gamma_{۲lm۲} LGDP_{t-۱} + \gamma_{۳lm۲} LR_{t-۱} + \gamma_{۴lm۲} LINF_{t-۱} \quad (۱۶)$$

که در آن $LM۲$ لگاریتم نسبت $M۲$ به شاخص قیمت مصرف‌کننده، LGDP لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمتهای ثابت سال ۱۳۷۶، LINF لگاریتم نرخ تورم سالیانه و LR لگاریتم نرخ سود سپرده‌های بلندمدت است.

با توجه به محدودبودن تعداد مشاهدات و استفاده از داده‌های سالیانه، تعداد وقفه‌های الگو $(n)$ برابر با چهار در نظر گرفته شده است. از آزمون $F$ توضیح داده شده در قسمت قبل که در اینجا با $F_{lm۲}(LM۲ \mid LGDP, LR, LINF)$ نشان داده شده است، برای تشخیص وجود رابطه بلندمدت و پایدار استفاده شده است. فرضیه صفر عبارت از نبود رابطه بلندمدت و پایدار می‌باشد که به معنای صفر بودن توأم ضرایب تمام متغیرهای بیان شده است. یعنی:

$$H_۰ : \gamma_{۱LM۲} = \gamma_{۲LM۲} = \gamma_{۳LM۲} = \gamma_{۴LM۲} = ۰$$

فرضیه جایگزین یعنی وجود رابطه بلندمدت و پایدار عبارت است از:

$$H_۱ : \gamma_{۱LM۲} \neq ۰ \;;\; \gamma_{۲LM۲} \neq ۰ \;;\; \gamma_{۳LM۲} \neq ۰ \;;\; \gamma_{۴LM۲} \neq ۰$$

مقدار آماره $F$ محاسباتی برابر با ۴/۸۷۴۲ = $F_{lm۲}(LM۲ \mid LGDP, LR, LINF)$ است که بزرگ‌تر از دامنه بالایی مقدار بحرانی در سطح معنی‌داری پنج درصد یعنی۴/۳۷۸ می‌باشد و لذا فرض صفر مبنی بر نبود رابطه بلندمدت رد شده است.

لازم به ذکر است که سه الگوی تصحیح خطای دیگر که در آنها از $LGDP$ و $LR$ و $LINF$ به عنوان متغیرهای توضیحی استفاده شد، ایجاد و آزمون فوق برای هر یک از آن سه الگو محاسبه گردید که نتایج آن به شرح زیر می‌باشد:

$$F_{LGDP}(LGDP / LM۲, LR, LINF) = ۲/۲۱۳۷$$
$$F_{R}(R / LM۲, LGDP, LINF) = ۰/۷۲۹۹$$
$$F_{INF}(LINF / LM۲, LGDP, LR) = ۱/۵۰۳۴$$

مقدار هر سه آماره محاسباتی فوق کوچک‌تر از مقدار بحرانی ۴/۳۷۸ در سطح معنی‌داری پنج درصد می‌باشد. این نتایج بیانگر این واقعیت است که تنها یک رابطه بلندمدت با ثبات و منحصر به فرد وجود دارد که در آن $LM۲$ (لگاریتم تقاضای واقعی پول) متغیر وابسته وLGDP(لگاریتم تولید ناخالص داخلی) و LR (لگاریتم نرخ بلندمدت سود بانکی) و LINF (لگاریتم نرخ تورم) متغیرهای مستقل می‌باشند.

اکنون که وجود رابطه بلندمدت مورد تأیید قرار گرفته، معادله (۱) با استفاده از الگوی $ARDL(m, n, p, q)$ ذیل تخمین زده شده است:

$$LM۲_t = \alpha_۰ + \sum_{i=۱}^{m} \alpha_i LM۲_{t-i} + \sum_{i=۰}^{n} \beta_i LGDP_{t-i} + \sum_{i=۰}^{p} \gamma_i LR_{t-i} + \sum_{i=۰}^{q} \delta_i LINF_{t-i} + DI + D۲ + u_t \quad (۱۷)$$

با توجه به افزایش شدید سطح عمومی قیمتها در سال ۱۳۷۴ و همچنین وقوع جنگ تحمیلی در طی سالهای بحرانی ۱۳۶۰تا ۱۳۶۷، به ترتیب دو متغیر موهومی $D۱$ و $D۲$ به منظور بررسی اثرات رویدادهای مذکور به الگو اضافه شده است.

همان‌گونه که پیش از این بیان شد، به دلیل اینکه تعداد مشاهدات مورد استفاده محدود است و با افزایش تعداد وقفه‌ها، درجه آزادی الگو کاهش می‌یابد، حداکثر تعداد وقفه‌ها برابر با چهار قرار داده می‌شود. با استفاده از معیار ضوابط آکائیک(AIC)، الگوی ARDL (۴،۰، ۲، ۴) انتخاب گردیده است. ضرایب مربوط به این الگو در جدول (۱) آمده است.

**جدول-۱. نتایج برآورد الگوی(۴،۰، ۲، ۴) ARDL تقاضای پول**

| نام متغیر | ضریب | انحراف معیار | آماره t |
|---|---|---|---|
| LM2(-1) | ۱/۱۴۸۴ | ۰/۰۱۳۴ | ۸/۵۷۰۱* |
| LM2(-2) | -۰/۵۵۹۰۶ | ۰/۰۱۲۵۴۶ | -۲/۸۶۰۲* |
| LM2(-3) | ۰/۳۴۸۰۳ | ۰/۰۱۳۹۲۷ | ۲/۰۵۶** |
| LM2(-4) | -۰/۱۲۸۳۲ | ۰/۰۱۵۹۷۷ | -۱/۳۳۷ |
| LGDP | ۰/۸۱۴۶ | ۰/۱۲۱۸ | ۶/۶۸۸۱* |
| LGDP(-1) | -۱/۰۰۷۳ | ۰/۲۱۰۵۴ | -۴/۷۸۴۵* |
| LGDP(-2) | ۰/۶۹۳۲۸ | ۰/۱۴۸۹۴ | ۴/۶۵۴۷* |
| LINF | -۰/۰۰۷۴۲ | ۰/۰۱۴۱۱۳ | -۰/۵۲۵۹۷ |
| LR | -۰/۱۴۳۴۸ | ۰/۰۶۱۳۶۴ | -۲/۳۳۸۲** |
| LR(-1) | ۰/۱۱۷۱۱ | ۰/۰۷۲۱۸۶ | ۱/۶۲۲۴ |
| LR(-2) | -۰/۰۳۱۶۳ | ۰/۰۶۹۲۷۵ | -۰/۴۵۶۶۴ |
| LR(-3) | -۰/۲۶۴۰۷ | ۰/۰۶۹۲۵۵ | -۳/۸۱۳* |
| LR(-4) | ۰/۱۴۴۷۱ | ۰/۰۵۴۵۲۲ | ۲/۶۵۴۲* |
| α | -۴/۳۴۳۳ | ۰/۹۱۷۷۴ | -۴/۷۳۲۶* |
| D1 | -۰/۰۸۶۳۶ | ۰/۰۴۶۹۰۷ | -۱/۸۴۱ |
| D2 | -۰/۰۲۱۶۸ | ۰/۰۲۷۰۹ | -۰/۸۰۰۳۸ |

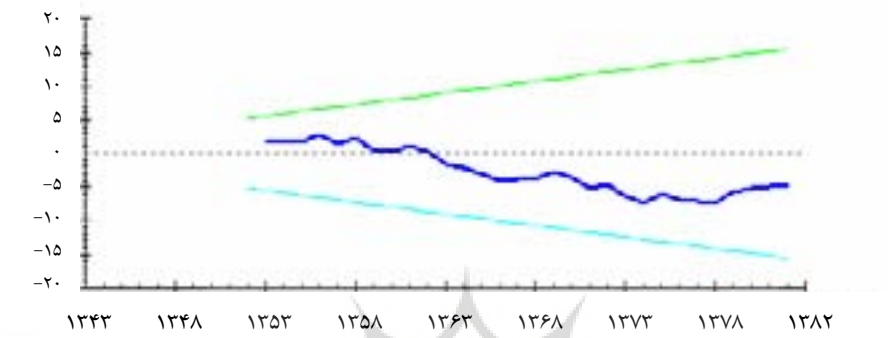
| | | |
|---|---|---|
| R2= ۰/۹۹ | F= ۱۱۷۰/۸ | DW= ۱/۹۱ |
| RESET -λ=۰/۰۱۶۴۶ [۰/۸۹۸] | RESET -F=۰/۰۰۹۲۸ [۰/۹۲۴] | |
| SC-λ=۰/۰۸۴۸۸ [۰/۷۷۱] | SC-F=۰/۰۴۷۹۸ [۰/۸۲۹] | |
| H- λ= ۰/۵۵۵۴۶ [۰/۴۵۶] | H-F=۰/۵۳۴۵۹ [۰/۴۶۹] | |
| NOR-λ=۰۱۶۴۶ [۰/۸۹۸] | | |

**مأخذ:** یافته‌های تحقیق *معنی‌دار در سطح ۱٪ **معنی‌دار در سطح ۵٪

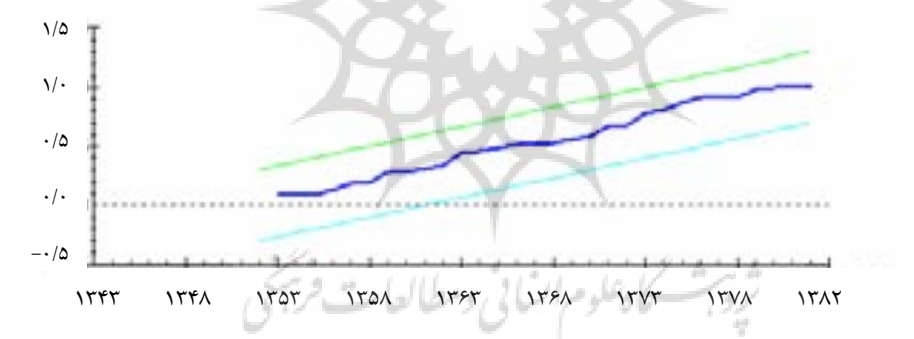
در جدول فوق، SC، RESET، NOR و H به ترتیب آزمونهای مربوط به همبستگی سریالی، شکل تبعی الگو، نرمال‌بودن، و همسانی واریانس را نشان می‌دهند. $\lambda$ بیانگر آزمون ضریب لاگرانژ و F بیانگر آزمون F می‌باشد. نتایج مذکور مبین تأیید الگوی برآورد شده می‌باشد..

همچنین به منظور بررسی پایداری ضرایب الگو، آزمونهای CUSUM و CUSUMSQ انجام شد که نتایج آن در نمودارهای (۱) و (۲) نشان داده شده است. نتایج مذکور مبین این واقعیت است که ضرایب الگوی برآورد شده در طی دوره بررسی پایدار است. لازم به ذکر است که در نمودارهای مذکور، خطوط مستقیم بیانگر مرزهای بحرانی در سطح معنی‌داری پنج درصد می‌باشد.

**نمودار-۱. مجموع تجمعی باقیمانده‌های تکراری[1]( آزمون CUSUM)**




**نمودار-۲. مجموع تجمعی مربعات باقیمانده‌های تکراری(آزمون CUSUMSQ)**




همچنین نتایج حاصل از برآورد الگوی بلندمدت مرتبط با (۴،۰، ۲، ۴) ARDL برای تقاضای مانده واقعی پول به شرح جدول (۲) می‌باشد. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، متغیرهای توضیح‌دهنده دارای علامت مورد انتظار بوده و علاوه بر این، متغیرهای LGDP و LR در سطح اطمینان ۹۹٪ معنی‌دار هستند.

برای ارتباط‌دادن تغییرات و نوسانهای کوتاه‌مدت با تعادل بلندمدت، الگوی تصحیح خطا برآورد گردیده است. همان‌گونه که در قبل بیان شد، در الگوی تصحیح خطا، مقادیر تفاضلی متغیرها به همراه

1- Recursive Residuals

**جدول-۲. برآورد ضرایب بلندمدت الگوی تقاضای پول به روش ARDL بر اساس معیار آکائیک(AIC)**

| نام متغیر | ضریب | انحراف معیار | آماره t |
|---|---|---|---|
| LGDP | ۲/۶۲۰۹ | ۰/۳۵۶۱۶ | ۷/۳۵۸۶* |
| LINF | -۰/۰۳۸۸۷ | ۰/۰۷۶۶۵۶ | -۰/۵۰۷۰۳ |
| LR | -۰/۹۲۸۶۳ | ۰/۳۰۵ | -۳/۰۴۴۷* |
| *a* | -۲۲/۷۴۱ | ۳/۵۹۱۱ | -۶/۳۳۲۶* |
| D1 | -۰/۴۵۲۱۵ | ۰/۲۶۴۱۹ | -۱/۷۱۱۴ |
| D2 | -۰/۱۱۳۵۳ | ۰/۱۵۳۳۱ | -۰/۷۴۰۵۱ |

**مأخذ:** یافته‌های تحقیق *معنی‌دار در سطح ۱٪ **معنی‌دار در سطح ۵٪

مقدار با وقفه اجزای اخلالِ رابطه تعادلی بلندمدت که جزء تصحیح خطا نامیده می‌شود، به همراه مقدار تفاضلی متغیر وابسته در نظر گرفته شد. نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای مربوط به (۴،۰، ۲، ۴) ARDL در جدول ذیل ارائه شده است:

**جدول-۳. برآورد الگوی تصحیح خطای(ECM) تابع تقاضای پول**

| نام متغیر | ضریب | انحراف معیار | آماره t |
|---|---|---|---|
| dLM21 | ۰/۳۳۹۳۵ | ۰/۱۲۳۵۱ | ۲/۷۴۷۵* |
| dLM22 | ۰/۲۱۹۷۱ | ۰/۱۰۸۳۸ | -۲/۰۲۷۳* |
| dLM23 | ۰/۱۲۸۳۲ | ۰/۰۹۵۹۷۷ | ۱/۳۳۷ |
| dLGDP | ۰/۸۱۴۶ | ۰/۱۲۱۸ | ۶/۶۸۸۱* |
| dLGDP1 | -۰/۶۹۳۲۸ | ۰/۱۴۸۹۴ | -۴/۶۵۴۷* |
| dLINF | -۰/۰۰۷۴۲ | ۰/۰۱۴۱۱۳ | -۰/۵۲۵۹۷ |
| dLR | -۰/۱۴۳۴۸ | ۰/۰۶۱۳۶۴ | -۲/۳۳۸۲** |
| dLR1 | ۰/۱۵۰۹۹ | ۰/۰۵۷۵۹۸ | ۲/۶۲۱۴* |
| dLR2 | ۰/۱۱۹۳۵ | ۰/۰۴۷۹۷۲ | ۲/۴۸۸** |
| dLR3 | -۰/۱۴۴۷۱ | ۰/۰۵۴۵۲۲ | -۲/۶۵۴۲** |
| dINPT | -۴/۳۴۳۳ | ۰/۹۱۷۷۴ | -۴/۷۳۲۶* |
| dD1 | -۰/۰۸۶۳۶ | ۰/۰۴۶۹۰۷ | -۱/۸۴۱ |
| dD2 | -۰/۰۲۱۶۸ | ۰/۰۲۷۰۹ | -۰/۸۰۰۳۸ |
| ecm(-1) | -۰/۱۹۰۹۹ | ۰/۰۴۲۵۱۵ | -۴/۴۹۲۳* |
| DW=۱/۹۱ | F =۱۷/۰۸ | $R^2$ =۰/۹۰ | |

**مأخذ:** یافته‌های تحقیق * معنی‌دار در سطح ۱٪ **معنی‌دار در سطح ۵٪

### ۳. نتیجه‌گیری

تقاضای مانده واقعی پول نسبت به تغییرات تولید ناخالص داخلی کشور حساسیت بیشتری در مقایسه با سایر عوامل مؤثرِ منظور شده در الگو دارد. کشش درآمدی بلندمدت تابع تقاضای پول برابر با ۲/۶۲۰ می‌باشد. این واقعیت، با نتایج به دست آمده در سایر مطالعات همانند قدیمی (۱۳۷۴)، سیدیکی، (۲۰۰۰) و چویی و آکسلی(۲۰۰۴) که در آنها کشش درآمدی بلندمدت پول بزرگ‌تر از یک و به ترتیب برابر با ۱/۸ ، ۳/۲۶و ۱/۶۵ به دست آمده است، مطابقت دارد. یعنی اینکه یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی سبب افزایش تقاضای واقعی پول به میزان بیش از۲ درصد می شود.

تقاضای واقعی پول نسبت به نرخ تورم کشش‌ناپذیر است. علامت منفی این کشش نشان‌دهنده رابطه معکوس بین تقاضای واقعی پول و نرخ تورم می‌باشد. کوچک بودن ضریب متغیر نرخ تورم نشان می‌دهد که در صورت افزایش نرخ تورم به میزان یک درصد، مقدار تقاضای واقعی پول فقط به میزان ۰/۰۳۸ درصد کاهش پیدا می‌کند. نتیجه به دست آمده نزدیک به یافته‌های قدیمی (۱۳۷۴) است که کشش تورم را بین ۰/۰۳۱ تا ۰/۰۴۷ به دست آورده است.

همچنین تقاضای واقعی پول نسبت به نرخ سود سپرده‌های بلندمدت، در بلندمدت کشش‌پذیر است. علامت منفی این کشش نشان‌دهنده رابطه معکوس بین تقاضای واقعی پول و نرخ سود می‌باشد. کوچک بودن ضریب متغیر نرخ سود سپرده‌های بلندمدت نشان می‌دهد که در صورت افزایش نرخ سود سپرده‌های بلندمدت به میزان یک درصد، مقدار تقاضای واقعی پول فقط به میزان ۰/۹۲ درصد کاهش پیدا می‌کند.

برای تحلیل معنی‌دار بودن ضرایب و چگونگی واکنش تقاضای واقعی پول نسبت به متغیرهای توضیحی در کوتاه‌مدت، ضرایب مربوط به الگوی تصحیح خطای مندرج در جدول (۴) مورد بررسی قرار گرفته است. در این جدول، متغیرها، دقیقاً همان متغیرهای رفتاری بلندمدت هستند. با توجه به معنی‌دار بودن نتایج به دست آمده، می‌توان بیان داشت که متغیرهای توضیحی در کوتاه‌مدت نیز به خوبی قادر به توضیح رفتار تقاضای واقعی پول می‌باشند.

ضریب متغیر $ECM_{t-1}$ سرعت رسیدن به تعادل بلندمدت را از طریق ابزارهای سیاستی لحاظ شده در الگو نشان می‌دهد. معنی‌دار بودن این ضریب حاکی از این است که حدود ۱۹درصد انحرافات(عدم تعادل) متغیر تقاضای واقعی پول از مقادیر تعادلی بلندمدت خود پس از گذشت یک دوره از بین می‌رود. یعنی سرعت تعدیل نسبتاً کند می‌باشد.

**منابع**


بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران(۱۳۸۲-۱۳۳۸)،ترازنامه و گزارش اقتصادی.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.(۱۳۸۱).اداره حسابهای اقتصادی،حسابهای ملی ایران به قیمتهای جاری و قیمتهای ثابت ۱۳۶۹و ۱۳۷۶، جلد اول و دوم..

قدیمی ،محمدرضا.(۱۳۷۴).بررسی ثبات تقاضای پول در ایران: نگرشی جدید با استفاده از تکنیک همگرائی. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه شهید بهشتی. تهران.

نوفرستی، محمد.(۱۳۷۸). ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی،مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول،تهران.

Andoh, S .K. and Chappell, D. (2002). Stability of Money Demand Function: Evidence from Ghana, ***Applied Economics Letters***. Vol.9,PP. 875-878.

Buch, C.M. (2001). Money Demand in Hungary and Poland, ***Applied Economics***. Vol. 33,PP.989-999.

Choi, D. and Oxely, L. (2004). Modeling the Demand for Money in New Zealand, ***Mathematics and Computers in Simulation***. Vol. 64, PP.185-191.

Engle,R.F. and Granger,C.W.J.(1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, ***Econometrica***, Vol. 55 PP.251-276.

Ericsson, N. (1998). Empirical Modeling of Money Demand, ***Empirical Economics***. Vol. 23, PP. 295-315.

Hamori,S. and A. Tokihisa, A. (2001). Seasonal Cointegration and the Money Demand Function: Some Evidence from Japan, ***Applied Economics Letters***. Vol.8, PP. 305-310

Hwang, J. K. (2002). The Demand for Money in Korea: Evidence from the Cointegration Test, ***IAER***,Vol. 83, PP.187-195.

Lio, O. (1996) . Estimation of the Money Demand Function for I.R. of Iran, IMF. Middle Eastern Department.

Payne, J. E. (2003). Post Stabilization Estimates of Money Demand in Croatia: Error Correction Model Using The Bounds Testing Approach, ***Applied Economics***. Vol. 35, PP.1723-1727.

Pesaran, M.H. and Pesaran, A. (1997). ***Working with Microfit 4.0: An Interactive Econometric Analysis***, Oxford University Press .Oxford.

Pesaran, M.H and Shin, Y. (1995). An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis .Working Paper No. 9514, Department of Applied Economics, University of Cambridge.

Siddiki, J.U .(2000). Demand for Money in Bangladesh:A Cointegration Analysis, ***Applied Economics***. Vol.32 PP.1977-1984.