مجلهٔ تحقیقات اقتصادی / شمارهٔ ۸۸ / پاییز ۸۸ / صفحات ۱۱۶- ۹۵

بررسی تأثیر نااطمینانی اقتصادی برتقاضای پول: مطالعه‌ی موردی ایران

نظر دهمرده
استادیار دانشکدهٔ اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان
Nazar@ hamoon.usb.ac.ir

رضاروشن
دانشجوی دکترای علوم اقتصادی دانشگاه سیستان و بلوچستان
Re_roshan@ yahoo.com
تاریخ دریافت: ۸۷/۱۰/۳۰ تاریخ پذیرش: ۸۸/۷/۷

چکیده

در این مقاله، تأثیر «نااطمینانی اقتصادی» بر تقاضای پول برای دورهٔ زمانی (۱۳۸۶-۱۳۵۲) در کشور ایران، بررسی می‌شود. برای این منظور با استفاده از یک تئوری تعادل عمومی نشان داده شده است که علی رغم وجود «نااطمینانی‌های اقتصادی»، بسیاری از کارگزاران ریسک گریز با در نظرگرفتن تأثیرات چنین نااطمینانی‌هایی پورت فولیوی خود را می سازند و تقاضای پول را به صورت تابعی از درآمد دائمی و نرخ بهره و یک شاخص عدم اطمینان اقتصادی در نظر می‌گیرند. لذا نویسندگان با به‌کارگیری مدل‌های خانواده‌ی ARCH/GARCH، شاخصی را به‌عنوان «نااطمینانی اقتصادی» را به‌کار می‌برند، که این شاخص، ترکیبی از بی‌ثباتی‌های موجود در متغیرهای تأثیرگذار بر تقاضای پول در ایران است، این متغیرها عبارتند از: نرخ ارز، نرخ‌های سود بانکی، تورم، بازار سهام، تولید ناخالص ملی.

پس از محاسبهٔ شاخص نااطمینانی اقتصادی، از یک مدل لگاریتمی، با استفاده از روش هم‌گرایی خود توضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL)، برای تخمین مدل تقاضای پول استفاده شده است. نتایج تخمینی آزمون‌های ARDL و ECM بیانگر این مطلب هستند که به طورکلی، افزایش نااطمینانی اقتصادی، منجر به کاهش تقاضای پول در ایران می‌شود.

طبقه بندي JEL : E41, E50

کلید واژه: شاخص نااطمینانی اقتصادی، تقاضای پول، فراریت یا بی‌ثباتی (Volatility)، مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی، روش هم‌گرایی (ARDL).

۱- مقدمه

به طور سنتی، تابع تقاضای پول به‌عنوان تابعی از درآمد یا ثروت ملی و هزینه‌ی فرصت نگهداری پول (که به‌وسیله‌ی بازدهی مربوط به یک سند قرضه‌ی کوتاه‌مدت بدون ریسک محاسبه می‌شود، یا تفاوت بین بازدهی آن و بازدهی‌های ناشی از اجزاء مجموعه پولی)، تخمین زده می‌شود. اما امروزه با توجه به وجود نوآوری‌ها و ابتکارات مالی و هم‌چنین نااطمینانی‌های اقتصادی، نمی توان به‌وسیله ارتباط ساده فوق، تغییرات مجموعه‌ی پولی (شامل پول و شبه پول) را توضیح داد. لذا این مقاله تلاش می‌کند که نشان دهد بی‌ثباتی‌های اقتصادی می‌توانند نقش مهمی در نگهداری پول ایفا کنند.

کارگزاران اقتصادی، پول را برای انجام معاملات و یا ذخیرهٔ ارزش نگهداری می‌کنند. به‌طور معمول، نااطمینانی اقتصادی روی مقدار پولی که کارگزاران مایلند نگهداری کنند، تأثیر می‌گذارد. برای مثال افزایش در ریسک نرخ بهره، هم چنین افزایش در نا اطمینانی تورم،که سبب می‌شود تا همه‌ی دارایی‌های اسمی مخاطره آمیز شوند، زیرا ارزش این نوع کالاها و خدمات کم‌تر قابل پیش بینی می‌شود. بنابراین در یک محیط تورمی نامطمئن، کارگزاران اقتصادی می‌توانند دارایی‌های اسمی خود را، که پول را نیز شامل می‌شوند، به دارایی‌های قابل لمس مثل طلا و بورس کالاها انتقال دهند.

عامل تأثیرگذار دیگر، نااطمینانی موجود در بازار سهام[1] است. تعداد زیادی از سهام داران با بازارهای سهام در تعاملند. محیط‌های با نااطمینانی بالا در بازارهای سهام می‌توانند کارگزاران را برای نگهداری دارایی‌های بدون ریسک (شامل پول و دارایی‌های جزیی‌تر که در بازار سرمایه عرضه می‌شوند) ترغیب کنند.

با توجه به مطالب فوق، مقاله‌ی حاضر به بررسی تأثیر نااطمینانی اقتصادی بر تقاضای پول در ایران می‌پردازد. برای این منظور پس از ارایه‌ی یک مدل کلی که نشان دهندهٔ چگونگی تأثیر نااطمینانی‌ها بر تقاضای پول است، به کمک مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی (ARCH/GARCH)، به محاسبه‌ی بی‌ثباتی‌های موجود در متغیرهای تأثیرگذار برتقاضای پول در ایران پرداخته شده است و سپس با استفاده از ترکیب وزنی بی‌ثباتی‌های به‌دست آمده، مبادرت به ایجاد یک شاخص برای «نااطمینانی‌های اقتصادی» کرده و در مرحلهٔ بعد این شاخص در تابع تقاضای پول ایران

1 - Stock.

قرارداده شده و با به‌کارگیری روش هم‌گرایی خود توضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL)، تأثیر این شاخص بر تقاضای پول محاسبه شده است.

۲- بیان مسئله

الف- مدلی برای استخراج تابع تقاضای پول

اجزای اصلی مدل تابع تقاضای پول که در این بخش آن را مورد بررسی قرار می‌دهیم، از مطالعات انجام شده توسط Dib (۲۰۰۳)، Kim (۲۰۰۰) و choi (1997 , 2001) oh (۲۰۰۳) و دیگران)، اقتباس شده اند. فرض کنید که اقتصاد از چهار عامل یک خانوار، یک بنگاه تولید کنندهٔ کالاهای نهائی، یک زنجیره از تولید کالاهای واسطه‌ای و یک منبع (مقام) پولی تشکیل شده است. در این اقتصاد کالاهای نهائی به خانوارها فروخته می‌شود و هر بنگاه تولید کنندهٔکالاهای واسطه‌ای که با یک قیمت رقابتی مواجه است، کالاهای خود را با به‌کارگیری کارگر و سرمایه‌ای که توسط خانوارها عرضه شده است، تولید می‌کند و محصولات در یک بازار رقابت انحصاری فروخته می‌شود. به‌علاوه، ترجیحات خانوار نمونه در این اقتصاد از روی مصرف کالای نهائی، فراغت و مانده‌ی پول حقیقی مشخص می‌شود. این بخش روی بهینه‌سازی تصمیم خانوار برای استخراج یک تابع تقاضا برای پول متمرکز است.

خانوادهٔ نوعی با مصرف c_t، مانده‌ی حقیقی پول $\frac{M_t}{P_t}$ و فراغت $(1-h_t)$، مطلوبیت خود را حداکثر می‌کند. تابع ترجیحات یک خانواده به‌وسیله‌ی تابع مطلوبیت انتظاری به شکل زیر خلاصه می‌شود:

$$U_0 = E_0 \sum_{k=0}^{\infty} \beta' \left[\frac{\gamma}{\gamma-1} \log\left(c_t^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} + b_t^{\frac{1}{\gamma}} \left(\frac{M_t}{p_t} \right)^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} \right) + \eta \log(1-h_t) \right] \quad (1)$$

که $\beta \in (0,1)$، یک عامل تخفیف (تنزیل) است، γ, η پارامترهای ساختاری مثبت هستند، M_t، کل مانده‌ی پول در اقتصاد و h_t ساعات کاری است. در این مقاله از پیشنهاد ارائه شده توسط Kim(2000)، مبنی بر این که b_t خلاصه‌ای از

نااطمینانی های تأثیرگذار برتقاضای پول است، استفاده می‌شود به‌طوری که این بی‌ثباتی‌ها به‌صورت زیر استخراج می‌شوند:

$$\log(b_t) = (1-\rho_b)\log b + \rho_b \log(b_{t-1}) + \varepsilon_{bt} \qquad (2)$$

ε_{bt}، شوک ناهمبسته‌ی پیوسته است که توزیع آن نرمال، با میانگین صفر و انحراف معیار σ_b می‌باشد و $\rho_b \in (-1,1)$.

در ابتدای دورهٔ t، خانوار، k_t واحد از سرمایه و M_{t-1} واحد از پول و B_{t-1} واحد از اوراق تنزیلی دولت را نگهداری می‌کند. خانوار، سرمایه و کارگر را در اختیار بنگاه‌های تولید کالاهای واسطه‌ای، که در یک بازار رقابت کامل هستند، قرار می‌دهد. مقدار عرضه شده به هر شرکت واسطه‌ی انفرادی j، به‌وسیله‌ی k_{jt} و h_{jt} نشان داده می‌شود به‌طوری‌که $j \in [0,1]$ است، بنابراین سرمایهٔ کل و کارگر کل مطلوب عبارتند از :

$h_t = \int_0^1 h_{jt}dj, k_t = \int_0^1 K_{jt}dj$ برای همه tها.

خانواده‌ها درآمد خود را از اجارهٔ سرمایه، درآمد کارگرها و سود توزیع شده‌ی شرکت‌های تولید کالاهای واسطه‌ای به‌دست می‌آورند که عبارتست از: $D_t = \int_0^1 D_{jt}dj$

و دریافت یک مبلغ مقطوع اسمی T_t از مرجع پولی. از درآمد آن‌ها، خانوار محصولات تولید شده توسط بنگاه‌ها را با قیمت p_t می‌خرد، قسمتی را مصرف می‌کند و قسمتی را نیز برای سرمایه‌گذاری در اختیار دارد. بنابراین سرمایهٔ انباشته شده در اقتصاد عبارتست از:

$$k_{t+1} = (1-\delta)k_t + i_t \qquad (3)$$

که i_t، سرمایه‌گذاری و $\delta \in (0,1)$، یک ثابت بیانگر نرخ استهلاک سرمایه است.

فرض کنید که R_t به‌عنوان نرخ بهرهٔ اسمی (یا درآمد مربوط به سند تنزیلی دولتی) بین دوره‌های t و t+1، r_{kt} نرخ اجارهٔ واقعی سرمایه و w_t دستمزد واقعی باشد. بنابراین بودجه‌ی خانوار توسط قید زیر محدود می‌شود:

$$c_t + k_{t+1} - (1-\delta)k_t + \frac{M_t + B_t/R_t}{P_t} \le \frac{r_{kt}k_t + w_t h_t + M_{t-1} + B_{t-1} + T_t + D_t}{P_t} \qquad (4)$$

در هر دورهٔ... ,t=۰،۱،۲، خانوار تابع مطلوبیت داده شده به‌وسیله‌ی معادلهٔ (۱) با قید (۴) را با توجه به c_t، h_t، M_t، B_t و k_{t+1}، حداکثر می‌کند. شروط مرتبهٔ اول مربوط به مسئله‌ی ماکزیمم سازی مطلوبیت خانوار عبارتند از:

$$\frac{c_t^{-\frac{1}{\gamma}}}{c_t^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} + b_t^{\frac{1}{\gamma}}\left(M_t/p_t\right)^{\frac{\gamma-1}{\gamma}}} - \lambda_t = 0 \qquad (۵)$$

λ_t، ضریب لا گرانژ است.

$$\frac{\eta}{1-h_t} - \lambda_t w_t = 0 \qquad (۶)$$

$$\frac{b_t^{\frac{1}{\gamma}}\left(M_t/p_t\right)^{\frac{-1}{\gamma}}}{c_t^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} + b_t^{\frac{1}{\gamma}}\left(M_t/p_t\right)^{\frac{\gamma-1}{\gamma}}} - \lambda_t + \beta E_t\left(\frac{p_t\lambda_{t+1}}{p_{t+1}}\right) = 0 \qquad (۷)$$

$$\frac{1}{R_t} - \beta E_t\left[\frac{p_t\lambda_{t+1}}{p_{t+1}\lambda_t}\right] = 0 \qquad (۸)$$

$$\lambda_t - \beta E_t\left[\lambda_{t+1}\left(\frac{r_{kt+1}}{p_{t+1}} + 1 - \delta\right)\right] = 0 \qquad (۹)$$

معادلات (۵) و (۶)، بر این دلالت می‌کنند که نرخ نهائی جانشینی بین مصرف و کارگر، مساوی دستمزد واقعی است. دراین‌جا λ_t، همان مطلوبیت نهائی مصرف است و معادلهٔ (۸) نشان می‌دهد که قیمت سند تنزیلی دولت $(\frac{1}{R_t})$، مساوی ارزش انتظاری تنزیل شده‌ی نرخ نهائی جانشینی برای مصرف و معادلهٔ (۹) نشان دهندهٔ برابری ارزش مطلوبیت نهائی ناشی از به‌کارگیری یک واحد سرمایه‌گذاری اضافی در دورهٔ t با مقدار مطلوبیت نهائی انتظاری تنزیل داده شده‌ی برگشتی از دورهٔ t+1، است.

چنان‌چه معادلهٔ (۸) و (۷) را با هم ترکیب کنیم، داریم:

$$\frac{b_t^{\frac{1}{\gamma}}\left(M_t/p_t\right)^{\frac{-1}{\gamma}}}{c_t^{\frac{\gamma-1}{\gamma}}+b_t^{\frac{1}{\gamma}}\left(\frac{M_t}{p_t}\right)^{\frac{\gamma-1}{\gamma}}}=\lambda_t\left(1-\frac{1}{R_t}\right) \qquad (10)$$

از ترکیب معادلات (۶) و (۱۰)، خواهیم داشت:

$$\left(\frac{b_t c_t}{M_t/p_t}\right)^{\frac{1}{\gamma}}=1-\frac{1}{R_t} \qquad (11)$$

که می‌توان $r_t = R_t - 1$ را به‌عنوان نرخ بهرهٔ اسمی بین t و t+1 درنظرگرفت و به طور تقریبی خواهیم داشت: $\frac{1}{R_t}\approx 1-r_t$ و اگر معادلهٔ (۱۱) را بازنویسی کنیم داریم:

$$\log\left(M_t/p_t\right)\approx \log(c_t)-\gamma\log(r_t)+\log(b_t) \qquad (12)$$

که γ،کشش بهره‌ای تقاضای حقیقی پول و b_t نشان دهندهٔ نااطمینانی یا بی‌ثباتی در تقاضای پول که همبسته و پیوسته است. معادلهٔ (۱۲)، به‌طور واضح نشان می‌دهد که نااطمینانی‌ها در اقتصاد روی مقدار پولی که کارگزاران اقتصادی می‌خواهند نگهداری کنند، تأثیر می‌گذارند. منبع شوک‌های تقاضای پول از نواحی مختلفی در اقتصاد به وجود می‌آیند از جمله که می‌توان به سیاست‌های پولی و مالی، بازارهای مالی، فعالیت‌های اقتصادی و تغییرات تکنولوژی، اشاره کرد.

در این مقاله فرض شده است که این نا اطمینانی‌ها در $\log(b)$ که در معادلهٔ (۲) وجود دارد، خلاصه و همه‌ی نااطمینانی‌های اقتصادی به وسیلهٔ همین جمله مشخص شده‌اند. هم‌چنین c_t در معادلهٔ (۱۲)، می‌تواند به‌وسیله‌ی درآمد، جایگزین و اندازه‌گیری شود.

ب- منابع نا اطمینانی اقتصادی و اندازه‌گیری آن

به طور تجربی یک تابع تقاضا به‌وسیله معادلهٔ (۱۲) خلاصه و بیان می‌شود که به دانشی در مورد ریسک‌ها یا بی‌ثباتی‌های مربوط به متغیرهای اقتصادی که سبب ایجاد نااطمینانی در تقاضای پول می‌شوند، احتیاج دارد. در این مقاله، ریسک و نا اطمینانی، به‌وسیله‌ی بی‌ثباتی[1]، معرفی می‌شود. هم‌چنین شش منبع اصلی نااطمینانی اقتصادی در ایران شامل: سطح فعالیت‌های اقتصادی، شاخص کل بازار سهام، تغییرات نرخ تورم، تغییرات نرخ ارز و نرخ‌های سود کوتاه‌مدت بانکی هستند. باتوجه به معادلات ذکرشده، مشخص شد که نااطمینانی‌ها بر روی تصمیم‌سازی در مورد پورت فولیو کارگزاران اقتصادی تأثیر می گذارند و بنابراین یک عامل تعیین کننده برای خانوارها در مورد پولی که می‌خواهند نگهداری کنند، به حساب می‌آیند.

چندین روش برای اندازه‌گیری بی‌ثباتی یا نااطمینانی شرطی پیشنهاد شده است، یک روش اندازه‌گیری متداول عبارتست از به‌کارگیری مدل ناهمسانی شرطی بازگشتی عمومی GARCH . این مدل که توسط Bollerslev (۱۹۸۶) پیشنهاد شد، واریانس شرطی مجذور پسماندهای معادلهٔ تخمینی را محاسبه و آن را به‌عنوان بی‌ثباتی یا نااطمینانی در نظر می‌گیرد.

هم‌چنین Kroner, Chou, Bollerslev (۱۹۹۲)، شکل گسترش یافته‌ی مدل‌های واریانس شرطی رابه صورت GARCH(p,q) معرفی کردند. که براساس آن یک متغیر اقتصادی y_t، می‌تواند به‌عنوان GARCH(p,q) به صورت زیر مدل شود:

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t \qquad (۱۳)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_t , N(\circ, h_t) \qquad (۱۴)$$

$$h_t = \sigma + \sum_{i=۱}^{p} \beta_i h_{t-۱} + \sum_{j=۱}^{\alpha} \alpha_j \varepsilon_{t-j}^{۲} \qquad (۱۵)$$

که μ_t، میانگین y_tهاست و شرط روی اطلاعات به‌وسیله‌ی $\Omega_{t-۱}$ تنظیم می‌شود. برای اطمینان از این‌که واریانس ناهمسانی شرطی یا h_t مثبت شود، نابرابری‌های زیر نیز باید به‌عنوان قید در نظر گرفته شوند : $\alpha_j > \circ , \beta_i > \circ , \sigma_i > \circ$

1 - Volatility.

شایان ذکر است که چنان‌چه β_iها صفر باشند، به مدل ARCH دست می‌یابیم. مدل دیگری که اثر نامتقارن اخبار را می‌پذیرد، مدل GARCH نمایی یا (EGARCH) است.

مشکلی که در استفاده از مدل GARCH استاندارد وجود دارد، اینست که باید مطمئن شد که همه‌ی ضرایب تخمینی مثبت‌اند. Nelson(1991)، مدلی پیشنهاد داد که در آن نیاز نیست قید نامنفی بودن ضرایب را داشته باشیم. مدل زیر را در نظر بگیرید:

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 (\varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5}) + \lambda_1 | \varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5} | + \beta_1 \ln(h_{t-1}) \qquad (۱۶)$$

معادلهٔ فوق، GARCH نمایی یا (EGARCH)، نامیده می‌شود. در مدل فوق معادلهٔ واریانس شرطی به شکل لگاریتمی- خطی است. با وجود بزرگی $\ln(h_t)$، مقدار h_t نمی‌تواند منفی باشد. بنابراین، ضرایب مجازند که منفی نیز باشند.

در این مقاله، عوامل سهیم در ایجاد محیط نا اطمینان اقتصادی در ایران شامل تولید ناخالص داخلی (GDP)، شوک‌های خارجی (نرخ تغییر ارز دو جانبه بین ریال ایران و دلارآمریکا)، نرخ سود بانکی، نرخ تورم، شاخص بازارسهام هستند. بی‌ثباتی‌های مربوط به این متغیرها توسط مدل‌های مختلف تکنیک GARCH که در بالا توضیح داده شد، قابل استخراج‌اند.

شاخص نا اطمینانی اقتصادی EUI[1]، به‌عنوان متوسط وزنی از بی ثباتی‌های تخمین زده شده، که به‌وسیلهٔ تقسیم انحراف از میانگین هر بی‌ثباتی، بر انحراف استاندارد آن، استاندارد شده‌اند، ایجاد می شود. بنابراین EUI به‌وسیلهٔ فرمول زیر بیان می‌شود:

$$EUI = \sum_{i=1}^{N} \lambda_i \left(\frac{vol_i - \overline{vol_i}}{\sigma_{vol}}\right) \qquad (۱۷)$$

که vol_i، عبارت است ازسری بی‌ثباتی یا واریانس ناهمسانی شرطی مربوط به عاملی که منبع نا اطمینانی است، $\overline{vol_i}$ میانگین بی‌ثباتی، σ_{vol} انحراف استاندارد بی‌ثباتی، λ_i وزن مربوط به هر عامل وN تعداد منابع نااطمینانی است.

1- Economic Uncertainty Index.

۳- سئوال‌های تحقیق

الف- آیا نااطمینانی‌های اقتصادی برتقاضای پول در ایران اثر معناداری دارند؟

ب- چنان‌چه نااطمینانی‌های اقتصادی برتقاضای پول در ایران اثر معنـاداری باشـند، این اثرمثبت است یا منفی؟

۴- متدولوژی و روش تحقیق

دراین تحقیق، ابتدا بی ثباتی‌های موجود در متغیرهای تأثیرگـذار بـر تقاضـای پـول ایران (فعالیت‌های اقتصادی (GDP)، شوک‌های خارجی (نـرخ تغییـر ارز)، نـرخ سـود بانکی، نرخ تورم، شاخص بازارسهام)، به کمـک مـدل‌هـای مختلـف خـانواده‌ی ARCH استخراج شده‌اند، که در حقیقت همان واریانس ناهمسـانی شـرطی مربـوط بـه مجـذور باقیمانده‌های هر مدل هستند و به‌عنوان جایگزینی برای نااطمینـانی مربـوط بـه متغیـر مورد مطالعه در نظر گرفته شده اند. سپس با استفاده از رابطه‌ی (۱۷)، ترکیب وزنی این بی‌ثباتی‌ها به‌عنوان شاخص نااطمینانی کل محاسبه شده است.

پس از محاسبهٔ شاخص نااطمینانی کل، برای تعیین چگـونگی تـأثیرآن بـر تقاضـای پول، از رابطهٔ (۱۲) استفاده کرده‌ایم. لذا برای تخمین ضـرایب بلندمـدت سـازگار میـان متغیرهای موردنظر در تابع تقاضـای پـول و چگـونگی تـأثیر نااطمینـانی اقتصـادی بـر تقاضای پول، از روش هم‌گرایی ARDL اسـتفاده شـده اسـت، چـرا کـه روش ARDL، بدون توجه به I(۰) یا I(۱) بودن متغیرها، از اعتبـار لازم برخـوردار اسـت و هـم‌چنـین روش ARDL، در مدل‌هـای بـا داده‌هـای سـالیانه و حجـم کـم نمونـه معمـولاً کـارایی بیش‌تری خواهد داشت.

۵- شناسایی و تصریح مدل

در بخش‌های قبلی تابع تقاضای پولی فرضی به کمک رابطه‌ی (۱۲) اسـتخراج شـد، بنا براین تابع تقاضای پول مورد بررسی در این تحقیق به صورت زیر فرض می‌شود:

$$\frac{M_t}{P_t} = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 r_t + \beta_3 EUI_t + \varepsilon_t \qquad (۱۸)$$

که در آن M، پول اسمی (شامل پول وشبه پول)، P سطح قیمت‌ها، y درآمد واقعی، r نرخ بهره، EUI یک شاخص برای نـا اطمینـانی اقتصـادی، ε جملـه‌ی خطـا و βهـا ضرایب تخمینی هستند. با داشتن یک EUI محاسبه شده، یک تخمین از تابع تقاضـای

پول به‌دست می‌آید. متغیرهای مربوط به مجموعه‌ی پولی و درآمد ملی به‌صورت لگاریتمی هستند.

در ابتدا با توجه به معادلهٔ (۱۷)، شاخص EUI ساخته می‌شود. برای سادگی، اجزای EUI دارای وزن‌های مساوی هستند.سپس به کمک رابطهٔ (۱۸) و با استفاده از روش ARDL، چگونگی تأثیر شاخص ناطمینانی بر تقاضای پول واقعی بررسی می‌شود.

منبع به‌کار رفته برای متغیرهای مورد استفاده‌ی داده‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، به قیمت‌های ثابت ۱۳۷۶ طی سال‌های (۱۳۸۶- ۱۳۵۲) است. البته برای شاخص کل سهام از دورهٔ (۱۳۸۶-۱۳۷۱) استفاده شده است، چراکه بورس درایران درخارج از دورهٔ مذکور عملاً فعالیتی نداشته و داده‌های آن نیز درپایگاه داده‌های بانک مرکزی موجود نیست اما به دلیل اهمیت آن در نااطمینانی‌های تأثیرگذار بر تقاضای پول، از داده‌های موجود برای این متغیر در تشکیل شاخص نااطمینانی استفاده شده است.

۶- نتایج حاصل از تخمین مدل‌ها

ابتدا برای محاسبهٔ شاخص کل نااطمینانی اقتصادی، به کمک نرم افزار Eviews، با به‌کارگیری مدل‌های مناسب از نوع مدل‌های خانواده ARCH/GARCH، بی‌ثباتی‌های موجود در سری‌های فعالیت‌های اقتصادی (GDP)، شوک‌های خارجی (نرخ تغییر ارز)، نرخ سودبانکی، نرخ تورم، شاخص بازارسهام را که در حقیقت همان ناهمسانی‌های واریانس شرطی مربع پسماندهای هر معادله هستند را، استخراج می‌کنیم. بنابراین در ادامه مناسب‌ترین مدل تصریح شده برای هر یک از متغیرهای مذکور که توسط محققان این مطالعه به‌دست آمده است، ارایه می‌شود:

۶-۱- استخراج شاخص نااطمینانی اقتصادی به کمک مدل‌های ARCH/GARCH

الف- مدل تصریح شده مربوط به بی‌ثباتی‌های موجود در تولید ناخالص داخلی (GDP)

معادلهٔ میانگین:

$$DLGDP = ۰/۰۴۹ + \varepsilon$$
$$(۰/۰۱۳)$$

معادلهٔ واریانس:

$$h_t = ۰/۰۰۲۶ + ۰/۵\varepsilon^{۲}_{t-۱}$$
$$(۰/۰۰۰۸) \quad (۰/۳۱)$$

نکته: اعداد داخل پرانتز، انحراف استاندارد می‌باشند.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، واریانس ناهمسانی شرطی فقط تابعی از مجذور باقیمانده‌ها و یک ضریب ثابت است، بنابراین مدل فوق از نوع ARCH مرتبهٔ یک بن شمار می‌رود. در نمودار (۱) بی‌ثباتی‌های مربوط به این مدل نمایش داده شده است.

ب- مدل تصریح شده مربوط به بی‌ثباتی‌های موجود درتورم (INF)

معادلهٔ میانگین:

$$DLINF = -۰/۹۸MA(۲) + \varepsilon$$
$$(۰/۰۲۷)$$

معادلهٔ واریانس:

$$h_t = ۰/۰۲۵\ \varepsilon^{۲}_{t-۱} + ۰/۷۴h_{t-۱}$$
$$(۰/۱۰۹) \quad (۰/۱۰۹)$$

دراین‌جا معادلهٔ واریانس نشان می‌دهد که واریانس شرطی تابعی از مجذور پسماندهای دورهٔ قبل و واریانس شرطی دورهٔ قبل است. بنابراین مدل فوق از نوع GARCH(1,1) محسوب می‌شود. در نمودار (۲)، بی‌ثباتی‌های مربوط به این مدل نمایش داده شده است.

ج- مدل تصریح شده مربوط به بی‌ثباتی‌های موجود در نرخ ارز(EXR)

معادلهٔ میانگین:

$$DLEXR = ۰/۱۵۶ + ۰/۶۴MA(۱) + \varepsilon$$
$$(۰/۰۰۷) \quad (۰/۰۳۷)$$

معادلهٔ واریانس:

$$LOG(h_t) = -۱/۴۲ - ۱/۸۷\left|\frac{\varepsilon_{t-۱}}{\sqrt{h_{t-۱}}}\right| + ۰/۳۲\frac{\varepsilon_{t-۱}}{\sqrt{h_{t-۱}}}$$
$$(۰/۰۰۱)\ (۰/۱۷۷) \qquad (۰/۰۴۴)$$

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در این‌جا معادلهٔ مربوط به واریانس ناهمسانی شرطی، به صورت یک مدل از GARCH نمایی یا (EGARCH) تصریح شده است. شایان ذکر است که در این نوع مدل‌ها نیازی نیست که α_iها و β_iها مقید باشند. در نمودار (۳)، بی‌ثباتی‌های مربوط به این مدل نمایش داده شده است.

د- مدل تصریح شده مربوط به بی‌ثباتی‌های موجود در نرخ سود کوتاه‌مدت بانکی (RATESHORT)

معادلهٔ میانگین:

$$RATESHORT = ۸/۷۰ + ۰/۵۹MA(۱) + ۰/۳۰MA(۲) + ۰/۵۸LOG(h_t) + \varepsilon$$
$$(۰/۱۴) \quad (۰/۱۲) \quad (۰/۱۱) \qquad (۰/۰۳)$$

معادلهٔ واریانس:

$$LOG(h_t) = \underset{(۰/۱۸)}{-۲/۱۵} + \underset{(۰/۱۳)}{۰/۶۰}\left|\frac{\varepsilon_{t-۱}}{\sqrt{h_{t-۱}}}\right| + \underset{(۰/۰۹)}{۰/۳۱}\frac{\varepsilon_{t-۱}}{\sqrt{h_{t-۱}}}$$

در این‌جا نیز معادلهٔ واریانس از نوع EGARCH است. نکته‌ی قابل توجه این است که معادلهٔ میانگین به صورت ARCH-M تصریح شده است و لگاریتم واریانس شرطی در آن لحاظ و در نمودار (۴)، بی‌ثباتی‌های مربوط به این مدل نمایش داده شده است.

ه- مدل تصریح شده مربوط به بی‌ثباتی‌های موجود در شاخص کل بورس (BORS)

معادلهٔ میانگین:

$$DLOG(BORS) = \underset{(۰/۱۶)}{۰/۷۰}\sqrt{h_t} + \varepsilon$$

معادلهٔ واریانس:

$$LOG(h_t) = \underset{(۰/۰۰۰۶)}{-۵/۶۹} + \underset{(۰/۰۸)}{۱/۷۷}\left|\frac{\varepsilon_{t-۱}}{\sqrt{h_{t-۱}}}\right| + \underset{(۰/۰۶)}{۱/۱۶}\frac{\varepsilon_{t-۱}}{\sqrt{h_{t-۱}}} - \underset{(۰/۰۲)}{۰/۸۹}LOG(h_t)$$

معادلهٔ میانگین از نوع ARCH-M است، که در آن از جذر واریانس شرطی استفاده شده است. معادلهٔ واریانس نیز از نوع GARCH نمایی می‌باشد. در نمودار (۵)، بی‌ثباتی‌های مربوط به این مدل نمایش داده شده است.

دراین تحقیق، پس از استخراج بی‌ثباتی‌های مربوط به متغیرهای مورد نظر به کمک مدل‌های مناسب خانوادهٔ GARCH، به کمک رابطهٔ (۱۷) مبادرت به تشکیل شاخص نااطمینانی اقتصادی EUI[1] نموده و در مرحلهٔ بعد این شاخص را به‌عنوان یکی از متغیرهای توضیحی وارد تابع تقاضای پول می‌کنیم.

دراین‌جا توضیح بیش‌تری در مورد نحوهٔ محاسبهٔ شاخص EUI ارائه می‌شود. در ابتدا مدل‌های مناسب ناهمسانی واریانس شرطی مربوط به هر یک از منابع نااطمینانی اقتصادی را به کمک مدل‌های GARCH به‌دست می‌آوریم، سپس سری "واریانس ناهمسانی شرطی" هر مدل را استخراج می‌کنیم که در حقیقت سری به‌دست آمده، همان "نااطمینانی یا بی‌ثباتی" مربوط به متغیر مورد نظر می‌باشد. (این سری را می‌توان

1 - Economic Uncertainty Index.

به کمک نرم افزار Eviews6 و درصفحهٔ مربوط به هر یک از معادلات تخمین زده شده و با استفاده از منوی Proc→Make GARCH variance series … به راحتی به‌دست آورد). پس از محاسبهٔ سری واریانس ناهمسانی شرطی مربوط به هر یک از منابع نااطمینانی، آن‌ها را استاندارد می‌کنیم. برای مثال در مورد سری تورم (INF) داریم:

$$UNCERTAINTY(INF) = \frac{VOL(INF) - \overline{VOL(INF)}}{\sigma_{VOL(INF)}}$$

که درآن، $VOL(INF)$، $\overline{VOL(INF)}$ و $\sigma_{VOL(INF)}$، به ترتیب واریانس ناهمسانی شرطی مربوط به تورم، میانگین و انحراف استاندارد هستند. پس از استاندارد کردن هریک از سری‌های واریانس شرطی به‌دست آمده، مجموع آن‌ها را محاسبه می‌کنیم. (رابطهٔ (۱۷)) و آن را "شاخص نااطمینانی اقتصادی" یا EUI می‌نامیم. حال شاخص EUI را به‌عنوان یک متغیر توضیحی درنظرگرفته و بااستفاده از معادلهٔ (۱۸) و با به‌کارگیری روش ARD، چگونگی تأثیر آن بر تابع تقاضای پول را مورد بررسی قرار می‌دهیم. قابل ذکر است که برا ی تخمین به روش ARDL، از نرم افزار Microfit استفاده شده است.

۶-۲- تخمین تابع تقاضای پول با استفاده ازروش ARDL

الف- آزمون ARDL کوتاه‌مدت و نتایج حاصل از آن

روش خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده ARDL، به علت در نظر گرفتن واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت، ضرایب الگو را به صورت دقیق تری نسبت به روش‌هایی چون انگل- گرنجر برآورد می کند. با استفاده از روش ARDL و با منظور کردن وقفه‌های مناسب، می‌توان ضرایب بلندمدت سازگاری را میان متغیرهای مورد نظر در یک مدل به‌دست آورد، این در حالی است که روش مذکور بدون توجه به I (0) و یا I (1) بودنِ متغیرهای مدل انجام می‌شود. در روش ARDL، می‌توان برای تک تک متغیرها با استفاده از معیارهای شوارتز – بیزین، آکائیک و حنان کوئین و وقفه‌های بهینه‌ی متفاوتی در نظر گرفت. به طورکلی یک الگوی پویای ARDL به صورت زیر است:

$$\phi(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} b_i(L,q_i)X_{it} + c'w_t + u_t \qquad (۱۹)$$

که درآن داریم:

$$\phi(L, P) = ۱ - \phi_۱ L - \phi_۲ L^۲ - .... - \phi_P L^P \qquad (۲۰)$$

$$b_i(L, q_i) = b_{i.} + b_{i۱} L + ... + b_{iq} L^q \qquad i = ۱,۲,...,k \qquad (۲۱)$$

که درآن L، عملگر وقفه، w بـرداری شـامل وقفـه‌هـای متغیرهـای بـرون‌زا، عـرض ازمبدأ، روند زمانی و متغیرهای مجازی و k تعداد متغیرهای توضیحی است.

در جدول (۱)، خلاصه نتایج تخمین کوتاه‌مدت تابع تقاضای پـول نشـان داده شـده است. با توجه به جدول (۱) ملاحظه می‌شود که در مدل برآورد شدهٔ تابع تقاضای پـول، بر اساس معیار SBC، یک وقفهٔ بهینه بـرای متغیـر LOGMREAL (متغیـر وابسـته) درنظرگرفته شده و متغیرهای LY و R و EUI بدون وقفـه انتخـاب مـی‌شـوند. مقـدار متغیر مجازی DUM1 برای سال‌های ۱۳۶۷ به بعد، مساوی برابر یـک و بقیـهٔ سـال‌هـا برابر صفر است و مقدار متغیر مجازی DUM2 برای سال‌های۱۳۸۲ به بعد، برابر یک و سال‌های قبل ازآن صفر درنظر گرفته شده است.

هم‌چنین نتایج تخمین‌ها نشان می‌دهد که خوشبختانه در این مدل با مشـکل خـود همبستگی، ناهمسانی واریانس، عدم نرمالیتی و فرم تبعـی نادرسـت، مواجـه نیسـتیم و تصریح مدل قابل قبول است.

پس از تخمین معادلهٔ پویای فوق، بـه‌منظـور آزمـون وجـود یـا عـدم وجـود رابطـهٔ بلندمدت میان متغیرهای مدل، مجموع ضرایب باوقفه متغیر وابسته را از یک، کسر و بر انحراف معیارش تقسیم می‌کنیم. آمارهٔ محاسـباتی برابـر ۵/۳۳- بـه دسـت مـی‌آیـد. از آن‌جایی‌که این عدد از نظر قدر مطلق از مقدار بحرانی جدول بنرجـی، دولا دو و مسـتر (۴/۴۳-)، بزرگ‌تر است، بنابراین فرضیهٔ صفر مبنی برعدم وجود رابطهٔ بلندمدت رد شده و نتیجه گرفته می‌شود که بین متغیرهای مدل، رابطهٔ بلندمدت وجود دارد. لذا در ادامه معادلات بلندمدت و تصحیح خطا ارایه می‌شوند.

ب- نتایج آزمون بلندمدت تابع تقاضای پول با روش ARDL

نتایج تخمین بلندمدت تابع تقاضای پول در جدول (۲) ارایه شده است. همـان‌طـور که در جدول (۲) مشاهده می‌شود، متناسب با انتظـارات تئوریـک، سـطح درآمـد ملـی دارای تأثیر مثبت بر تابع تقاضای پول است، به گونه‌ای که هر چه درآمد ملی بـزرگ‌تـر باشد، تقاضا برای پول بیش‌تر می‌باشد. هم‌چنین نرخ سود بلندمدت بانکی تأثیر منفی بر

تقاضای پول دارد. شاخص نااطمینانی اقتصادی نیز با تقاضای پول حقیقی رابطهٔ منفی دارد.

بر اساس جدول (۲)، می‌توان رابطهٔ بلندمدت میان متغیرهای به‌کار رفته در مدل را به صورت زیر نوشت:

$$LOGMREAL = -۰/۸۰ + ۱/۴LOGY - ۰/۰۷۹R - ۰/۱۴EUI + ۰/۵۵DUM۱$$
$$\quad -۲/۰۳ \quad ۳/۵۴ \qquad -۲/۰۱ \quad -۱/۷۶ \quad ۲/۱۰$$
$$+ ۰/۶۱DUM۲$$
$$۲/۱۲$$

نکته: اعداد داخل پرانتز آمارهٔ t هستند.

باتوجه به معادلهٔ فوق، می‌توان بیان داشت که هرگاه سطح درآمد ملی در بلندمدت ۱ درصد افزایش یابد، تقاضای پول حقیقی به اندازه ۱/۴ درصد بالا می‌رود و اگر نرخ سود بانکی، در بلندمدت ۱ درصد افزایش یابد، تقاضای پول به اندازهٔ ۰/۰۷۹ درصدکاهش می‌یابد و هرگاه نااطمینانی‌های اقتصادی در بلندمدت ۱ درصد افزایش یابد، تقاضای پول به اندازهٔ ۰/۱۴ درصد کاهش می‌یابد.

ج - نتایج آزمون الگوی تصحیح - خطا ECM[1] در روش ARDL

دلیل اصلی استفاده از الگوهای تصحیح خطا، وجود هم انباشتگی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی است. این الگوها، نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت ارتباط می‌دهند. در الگوی ECM، وقفهٔ پسماندهای رابطهٔ بلندمدت یا $(U_{t-۱})$ را به عنوا ن ضریب تصحیح - خطا به کار برده و رابطهٔ (۲۲) را برآورد می‌کنیم:

$$\Delta Y_t = a + b\Delta X_t + cU_{t-۱} + e_t \qquad (۲۲)$$

که درآن Y_t، متغیروابسته و X_t همهٔ رگرسورهای موجود در رابطهٔ بلندمدت است و انتظار می‌رود، که علامت ضریب $U_{t-۱}$ منفی باشد.این ضریب نشان می‌دهد که در هر دوره، چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطهٔ بلندمدت می‌رود. (تشکینی،۱۳۸۴)

حال نتایج به دست آمده از آزمون الگوی تصحیح خطا برای تابع تقاضای پول، درجدول (۳) ارایه می‌شود.

1- Error Correction Model.

با توجه به جدول (۳)، ضریب ecm برای تابع تقاضای پول برابر ۰/۱۶- درصد است که نشان می‌دهد درهر دورهٔ (یک سال)، ۰/۱۶ درصد انحراف در تقاضای پول از مسیر بلندمدتش، توسط متغیرهای الگو تصحیح می‌شود، به بیان دیگر، هرگونه شوک یا عدم تعادل در تقاضای پول، تقریبا پس از شش دوره (سال)، دوباره به تعادل برمی‌گردد.

د- آزمون‌های ثبات و تشخیص

آزمون‌های تشخیص، برای مشخص کردن ثبات مدل و تعیین ثبات ساختاری مورد استفاده قرار می‌گیرند. بر اساس نظرهاشم پسران (۲۰۰۱) و اسکوئی (۲۰۰۴)، این آزمون‌ها می‌توانند نشان دهند که مدل، بیش از اندازه و یا در حد معین، با ثبات است یا خیر.

برای بررسی ثبات مدل، از آماره‌ها و نمودارهای مربوط به مجموع تجمعی پسماندهای برگشتی (عطفی) استاندارد شده و مجموع تجمعی مربع پسماندهای برگشتی استاندارد شده (Cusum و Cusum Q)، استفاده می‌شود. بر طبق مطالعهٔ اسکویی در سال(۲۰۰۴)، اگر نمودارهای Cusum و Cusum Q یکی از باندهای طرفین را در سطح ۵ ٪ قطع کنند، مدل از ثبات لازم برخوردار نخواهد بود.

با توجه به نمودارهای ۷ و ۸، چون نمودارهای مربوط به مجموع تجمعی پسماندهای عطفی (برگشتی) استانداردشده (Cusum) ونمودار مجموع تجمعی مربع پسماندهای عطفی استانداردشده (CusumQ)، درمحدودهٔ اطمینان قراردارند و باندهای طرفین را قطع نکرده‌اند، نتیجه می‌گیریم که پارامترهای برآوردشده برای تابع تقاضای پول از ثبات لازم برخوردارند و مدل به درستی تبیین شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

۷- نتیجه‌گیری

این مقاله تأثیر نا اطمینانی اقتصادی را روی تابع تقاضای پول ایران بررسی کرده و در انجام این کار، یک (شاخص نااطمینانی اقتصادی) EUI با استفاده از تکنیک GARCH ساخته شده است. این بررسی پاسخی است به این ایده که توابع سنتی تقاضای پول به ارتباط بین مانده‌های واقعی پول، یک متغیر مقیاس، و یک هزینهٔ فرصت نگهداری پول محدود می‌شوند. با توجه به تابع تقاضا به این شکل، فرضی که سبب نگهداری پول می‌شود، اهداف معاملاتی است. دو دلیل بیان شد که چرا تابع تقاضای سنتی خیلی محدود است. نخست این که اگر کارگزاران اقتصادی تصمیم بگیرند که پول را نگهداری کنند و ترکیب صحیحی از سرمایه‌گذاری پورت فولیو را پیدا

کنند، سطح مطلوب و بهینهٔ نگهداری پول متاثر از سطح نااطمینانی‌های اقتصادی (که به وسیلهٔ یک متغیر مقیاس اندازه‌گیری می‌شود) و هزینه‌های فرصت است. دوم این‌که عاملان اقتصادی معمولاً عقلایی عمل کرده و به‌طور معمول ریسک گریزند و تمهیدات لازم برای جبران خسارت ناشی از هر نوع ریسک اضافی که ممکن است با آن روبرو شوند را در نظر می‌گیرند و این نشان می‌دهد که سطح عمومی نا اطمینانی اقتصادی نقش مهمی را در مقدار پول تقاضا شده به‌وسیلهٔ عاملان اقتصادی ریسک گریز ایفا می‌کند.

دراین مطالعه ابتدا با استفاده از تئوری تعادل عمومی، تابعی برای تقاضای پول استخراج شد، که شامل درآمد حقیقی و نرخ‌های بهره و یک EUI است. برای تخمین پایدار دراز مدت بین تقاضای حقیقی پول و متغیرهای توضیحی، از رویکرد هم‌جمعی ARDL استفاده و بر طبق آن یک EUI نیز وارد مدل شد.

نتایج تخمینی آزمون‌های ARDL و ECM بیانگر این مطلب است که به طور کلی، نااطمینانی‌های اقتصادی برتقاضای پول درایران تأثیر داشته‌اند، به طوری که افزایش نااطمینانی اقتصادی منجر به کاهش تقاضای پول در ایران می‌شود.

با افزایش نااطمینانی‌ها دراقتصادایران، کارگزاران اقتصادی ترجیح می‌دهند که پول کم‌تری را تقاضا کنند، چرا که درشرایط وجود نااطمینانی بالا در اقتصاد، مردم ترجیح می‌دهند که درپورت فولیوی خود از دارایی‌هایی که ریسک نگهداری آن‌ها کم‌تر است استفاده نمایند تا از آثار منفی شرایط نااطمینانی اقتصادی کم‌تر متضرر شوند. هم‌چنین باکاهش نوسانات و بی‌ثباتی‌های اقتصادی، کارگزاران اقتصادی تقاضای خود را برای پول افزایش می‌دهند. این نتایج این عقیده را که نااطمینانی اقتصادی اشتیاق عاملان اقتصادی را به دارایی‌های ریسک‌دار کاهش می‌دهد، تأیید می‌کند.

فهرست منابع

۱- ابریشمی حمید و مهرآرا محسن، (۱۳۸۱)، اقتصادسنجی کاربردی، انتشارات دانشگاه تهران.

۲- اندرس والتر، (۱۳۸۶) ، اقتصادسنجی سری‌های زمانی بارویکرد کاربردی، مهدی صادقی، پورسعید شوال، انتشارات دانشگاه امام صادق.

۳- تشکینی احمد، (۱۳۸۴)، اقتصادسنجی کاربردی به کمک icrofit"، مؤسسهٔ فرهنگی هنری دیباگران تهران.

۴- روشن رضا، (۱۳۸۶)، کاربرد برنامه نویسی Eviews در اقتصادسنجی، نشر نور علم.

۵- صدیقی اچ.آر. -کی.ا.لاولر، (۱۳۸۶)، اقتصادسنجی رهیافت کاربردی، شمس الله شیرین بخش، انتشارات آوای نور.

۶- نوفرستی، محمد، (۱۳۷۸)، ریشهٔ واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی، مؤسسهٔ خدمات فرهنگی رسا.

7- Atta-Mensah, J. 2004. "The Demand for Money in a Stochastic Environment." Bank of Canada Working Paper No.2004-7.

8- Bollerslev,T.1986."Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity." *Journal of Economics* 31:307-27.

9- Choi,W.G. and S. Oh. 2003."A Money Demand Function with Output Uncertainty, Monetary Uncertainty, and Financial Innovations." *Journal of Money, Credit and Banking* 35:685-709.

10- Dib,A. 2003."An Estimated Canadian DSGE Model with Nominal and Real Regidities." Canadian Journal of Economics 36(4): 949-72.

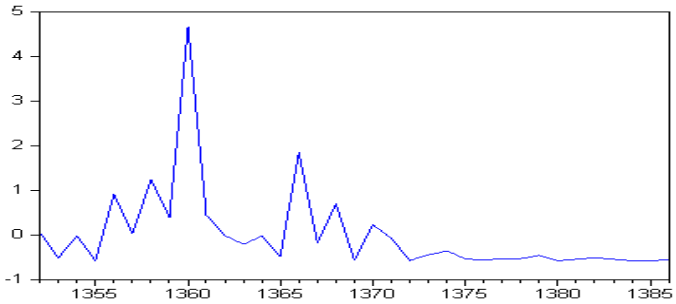
11- Enders,Walter."Applied econometrics time series.", 2005.

12- Engle,R. and T.Bollerslev.1986."Modelling the Persistence of Conditional Variance." Econometric Review 5:1-50.

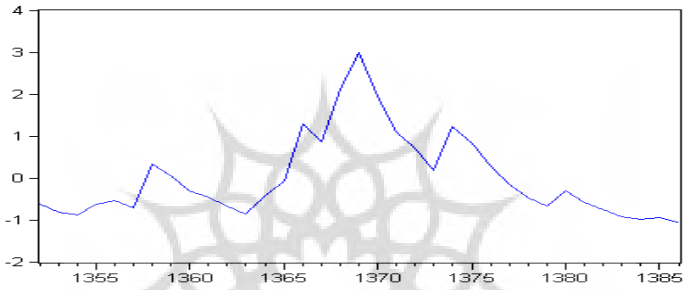
13- James D. Hamilton. "Time series analysis",Published by Princeton University Press,41 william st.,Princeton, New Jersey 0854.

14- Joseph Atta-Mensah.2004. "Money Demand and Economic Uncertainty", Monetary and Financial Analysis Department Bank of Canada Ottawa, Ontario, Canada K1A0G9.

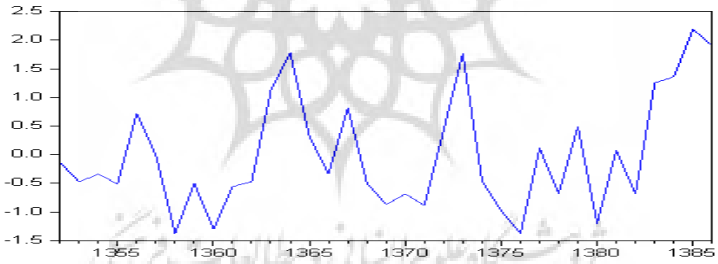
15- Kim.J.2000."Constructing and Estimating a Realistic Optimizing Model of Monetary Policy." Journal of Monetary Economics 45: 329-59.



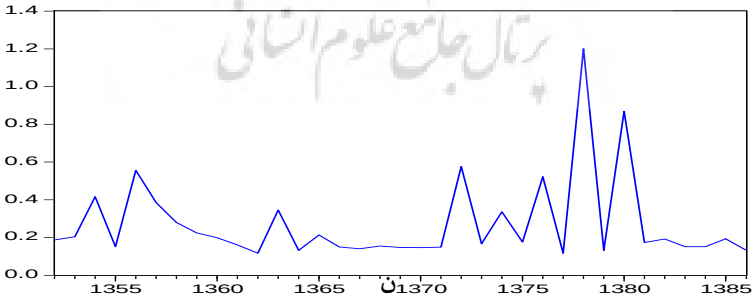
نمودار ۱- بی‌ثباتی‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی (GDP)



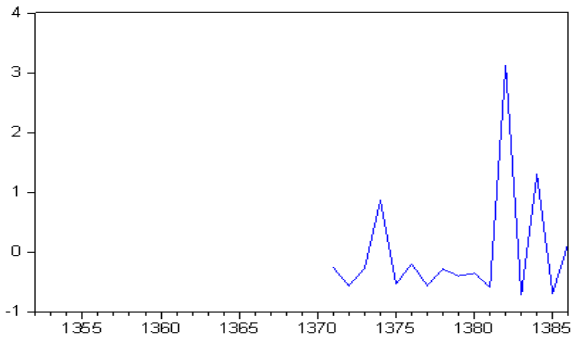
نمودار ۲- بی‌ثباتی‌های مربوط به متغیرتورم (INF)



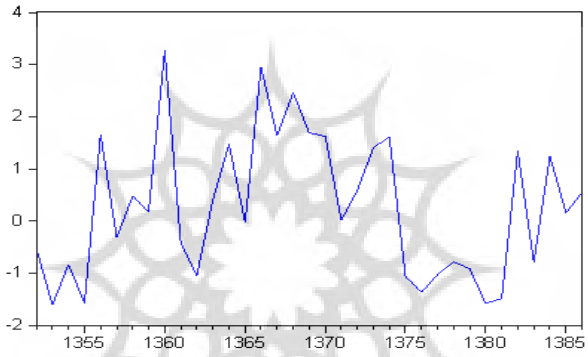
نمودار ۳- بی‌ثباتی‌های مربوط به نرخ ارز (EXR)



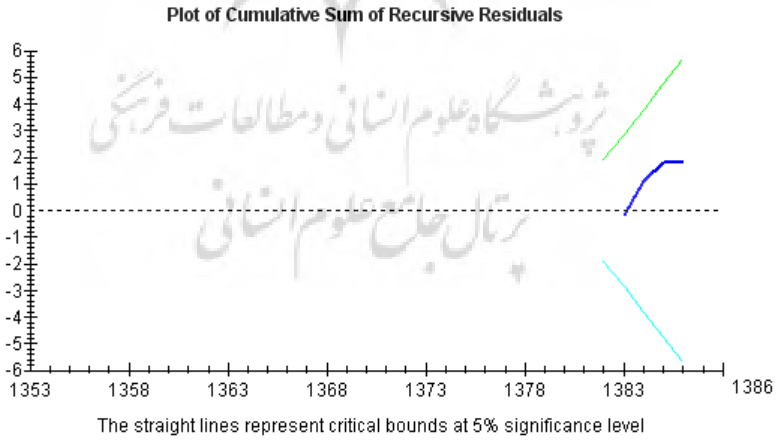
نمودار۴- بی‌ثباتی‌های مربوط به نرخ سودبانکی (RATESHORT)



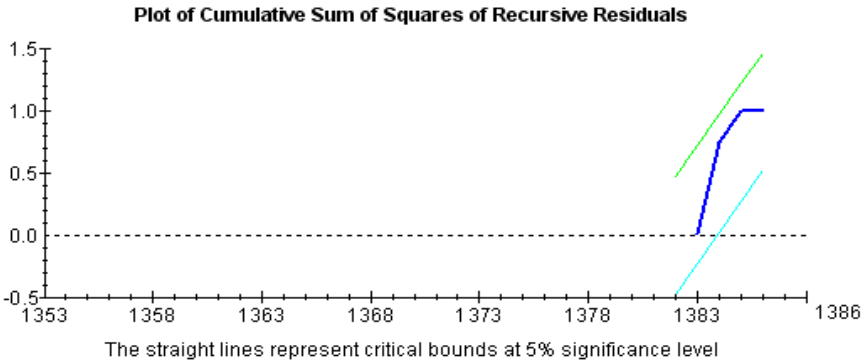
نمودار۵- بی‌ثباتی‌های مربوط به شاخص کل بورس (سهام) (BORS)



نمودار ۶- شاخص نااطمینانی اقتصادی (EUI)



نمودار ۷- مجموع تجمعی پسماندهای برگشتی استاندارد شدهٔ تابع تقاضای پول (Cusum)



نمودار ۸- مجموع تجمعی مربع پسماندهای برگشتی استاندارد شدهٔ تابع تقاضای پول (Cusum Q)

جدول ۱- برآورد ضرایب آزمون کوتاه‌مدت تابع تقاضای پول ARDL(۱،۰،۰،۰)

Regressor	Coefficient	t-ratio(prob)
LOGMREAL(-1)	۰/۸۴	۲۲/۷۸(۰/۰۰)
LOGY	۰/۲۲	۴/۱۹(۰/۰۰)
R	-۰/۰۱۲	-۲/۳۶(۰/۰۲۵)
EUI	-۰/۰۲۲	-۲/۲۲(۰/۰۳۵)
C(intercept)	-۱/۵۳	-۲/۴۲ (۰/۰۲۲)
DUM1	۰/۰۸۶	۲/۰۸(۰/۰۴۷)
DUM2	۰/۰۹۵	۲/۱۳(۰/۰۴۲)

نتایج آزمون‌ها تشخیص یا شناسایي	
نوع آزمون	هاي آزمون‌آماره
همبستگی پیاپی(خودهمبستگی)	χ^2 (۱) =۰/۷۵ (۰/۳۸) F(۱،۲۶)=۰/۵۸ (۰/۴۵)
شکل تابعی	χ^2 (۱) =۱/۵۳(۰/۲۱) F(۱،۲۶)=۱/۲۲ (۰/۲۷)
نرمال بودن(بهنجاری)	χ^2 (۲) =۰/۷۵ (۰/۶۸)
ناهمسانی واریانس	χ^2 (۱) =۱/ ۰۱(۰/۳۴) F(۱،۳۲)=۰/۹۸ (۰/۳۲)

جدول ۲- برآورد ضرایب آزمون بلندمدت تابع تقاضای پول ARDL(۱،۰،۰،۰)

Regressor	Coefficient	t-ratio(prob)
LOGY	۱/۴۵	۳/۵۴(۰/۰۰۱)
R	-۰/۰۷۹	-۲/۰۱(۰/۰۵۴)
EUI	-۰/۱۴	-۱/۷۶ (۰/۰۸)
C(intercept)	-۹/۸۰	-۲/۰۳(۰/۰۵)
DUM1	۰/۵۵	۲/۱۰(۰/۰۴۵)
DUM2	۰/۶۱	۲/۱۲(۰/۰۴۳)

جدول ۳- برآورد آزمون ECM رویکرد ARDL(۱،۰،۰،۰)

Regressor	Coefficient	t-ratio(prob)
dLOGY	۰/۲۲	۴/۱۹(۰/۰۰۰)
dR	-۰/۰۱۲	-۲/۳۶(۰/۰۲۵)
dEUI	-۰/۰۲۲	-۲/۲۲(۰/۰۳۵)
dC	-۱/۵۳	-۲/۴۲(۰/۰۲)
dDUM1	۰/۰۸	۲/۰۸(۰/۰۴)
dDUM2	۰/۰۹	۲/۱۳(۰/۰۴)
ecm(-1)	-۰/۱۶	-۴/۲۱ (۰/۰۰۰)
$\overline{R}^{۲}$ =۰/۷۰	F (۶و۲۷)=۱۰/۵۶ (۰/۰۰)	D.W=۱/۷۱

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی