دوفصلنامهٔ علمی ـ پژوهشی
جستارهای اقتصادی ایران
س۱۱، ش۲۱، بهار و تابستان ۱۳۹۳
صفحات ۶۳-۷۴

Biquarterly Journal
of
Iran's Economic Essays
Vol.11, No.21, Spring & summer 2014

بررسی تأثیر نااطمینانی رشد پول بر رشد اقتصادی ایران

دکتر جعفر حقیقت*
امید محمد قلی‌پور تپه**

چکیده

افزایش در نااطمینانی رشد پول، نااطمینانی فعالیت‌های اقتصادی را افزایش می‌دهد و این نااطمینانی نیز به نوبه خود منجربه کاهش رشد اقتصادی می‌شود. در این مقاله به منظور بررسی این تأثیر در اقتصاد ایران، تأثیر نااطمینانی رشد پول بر رشد اقتصادی با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۸۹:۴ ارزیابی شده است. برای محاسبه نااطمینانی رشد پول(رشد حجم نقدینگی واقعی) از مدل GARCH و برای بررسی تأثیر آن بر روی رشد اقتصادی از مدل ARDL و آزمون کرانه‌های پسران و همکاران (۲۰۰۱) استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که با افزایش نااطمینانی رشد پول، رشد اقتصادی کشور، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت کاهش می‌یابد. همچنین با مقایسه ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت مشخص می‌شود که میزان تأثیرگذاری منفی نااطمینانی رشد پول بر رشد اقتصادی در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است. بنابراین سیاست‌گذاران اقتصادی باید ثبات رشد حجم پول و سیاست پولی را در سیاست‌گذاری‌های خود درباره حجم نقدینگی و سیاست پولی در نظر داشته باشند.

واژه‌های کلیدی: نااطمینانی رشد پول، رشد اقتصادی، مدل GARCH، مدل ARDL.
طبقه‌بندی JEL: E23, E51, O53.

* استاد گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و مدیریت و بازرگانی، دانشگاه تبریز Email: Jhaghighat79@gmail.com
** دانشجوی دکتری اقتصاد اسلامی، دانشگاه تبریز Email: ie.mohammadgholipour@yahoo.com
تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۸/۶ تاریخ تأیید: ۱۳۹۳/۱۱/۱۰

Archive of SID

www.SID.ir

۱. مقدمه

بررسی روند رشد حجم نقدینگی طی دوره ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۸۹:۴ نشان می‌دهد که حجم نقـدینگی نوسانات زیادی دارد که این امر می تواند بر روی رشد اقتصادی کشور تأثیر نامطلوبی داشته باشـد. همچنین دو دوره با نوسانات متفاوت را می‌تـوان تشـخیص داد کـه نوسـانات در طـی دوره زمـانی سالیان ۱۳۶۹ تا ۱۳۷۶ از میزان نوسانات در دوره ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۹ بیشتر است که ایـن امـر گویـای ناهمسانی واریانس در رشد حجم پول در طی بازه زمـانی تحقیـق اسـت. تغییـر مـداوم و غیرقابـل پیش‌بینی در حجم نقدینگی و نوسانات شدید آن، برنامه‌ریزی عوامل اقتصادی بخش خصوصـی را دچار نااطمینانی شدیدی درباره شرایط آینده حجم نقدینگی و در نتیجه سـایر متغیرهـای اقتصـادی می‌کند و به‌طور کلی نااطمینانی در مورد شرایط فضای کسب و کار آنها را در آینده افزایش می‌دهد. این شرایط موجب سرایت این نااطمینانی به سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد می‌شود و بر تصمیم‌گیری بنگاه‌ها و عوامل بخش خصوصی در مورد هزینه‌های سرمایه‌گذاری آنهـا تـأثیر منفـی می‌گذارد و بدین ترتیب رشد اقتصادی کاهش می‌یابد.

هدف این مقاله بررسی تأثیر نوسانات رشد حجم نقدینگی یا نااطمینـانی رشـد پـول بـر رشـد اقتصادی کشور ایران است. در این راستا ابتدا با استفاده از روش GARCH [1] نااطمینانی رشد پول تخمین زده شده و در ادامه با استفاده از مدل ARDL [2] تأثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت این نااطمینانی بر رشد اقتصادی بررسی شده است. برای آزمون وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها از روش آزمـون کرانه‌های پسران، شین و اسمیت [3] (۲۰۰۱) استفاده شده است.

۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

ادبیات نظری اولیه در مورد آثار کلان یک رشد پول بی‌ثبات [4] بر کانال نرخ بهره تأکید کرده‌اند که از طریق آن بی‌ثباتی رشد پول سطح فعالیت اقتصادی را تحـت تـأثیر قـرار مـی‌دهـد. بـه‌عنـوان مثـال ماسکارو و ملتـزر [5] (۱۹۸۴) و اوانـس [6] (۱۹۸۴) اسـتدلال مـی‌کننـد کـه نوسـانات رشـد پـولی، [7] نوسانات نرخ بهره را افزایش می‌دهد و از این‌رو ریسک اوراق قرضه نیز افزایش می‌یابد. افـزایش در ریسک نگهداری اوراق قرضه، تقاضا برای پـول و نـرخ‌هـای بهـره را افـزایش مـی‌دهـد و در نتیجـه سرمایه‌گذاری و تولید را کاهش می‌دهد(سرلیتس و رحمان، [8] ۲۰۰۹، ص۶۰۸).

1. Generalized Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity
2. Auto Regressive Distributed Lags
3. Pesaran M. H & Shin Y & Smith R. J
4. Volatile Money Growth
5. Mascaro A, Meltzer A. H
6. Evans
7. Money Growth Volatility
8. Serletis, Apostolos and Rahman, Sajjadur

از طرف دیگر برخی از تئوری‌های اقتصادی بیان می‌کنند کـه مکانیسـم اثرگـذاری نااطمینـانی پولی بر رشد اقتصادی بدین صورت اسـت کـه افـزایش در نوسـانات پـولی منجربـه افـزایش عـدم اطمینان در مورد شرایط آینده اقتصادی می‌گردد که این امر نیز به نوبهٔ خود باعث می‌شود تقاضـای پول به‌دلیل افزایش در تقاضای احتیاطی پول افزایش یابد. افزایش در تقاضای پول، سـرعت گـردش پول را پایین می‌آورد. کاهش سرعت گردش پول باعث کاهش سطح تولید ملی و رشد آن مـی‌شـود (بلانگیو،[1] ۱۹۸۴، ص۲۴). تا جایی که بررسی‌های حاصل از تحقیـق نشـان مـی‌دهـد، در مـورد تأثیرگذاری نااطمینانی رشد پول بر رشد اقتصادی در کشور، هنوز مطالعه‌ای صورت نگرفته است.

کمیجانی، توکلیان و توکلیان (۱۳۹۲) با استفاده از یک مدل گـارچ سـه متغیـره (Trivariate-GARCH) رابطه علیت گرنجری بین شش متغیرِ تورم، رشد تولید، رشد قیمت نفـت، نااطمینـانی تورم (نااطمینانی اسمی)، نااطمینانی تولید (نااطمینانی حقیقـی) و نااطمینـانی قیمـت نفـت را در اقتصاد ایران در طی بازه زمانی ۱۳۶۷:۱ تا ۱۳۸۶:۴ بررسی کرده‌اند. نتـایج نشـان می‌دهـد کـه بـا افزایش نااطمینانی رشد تولید، هم تورم و هم رشد افزایش می‌یابـد؛ امـا فرضـیه فریـدمن (۱۹۷۷) درباره اینکه افزایش نااطمینانی تورمی باعث کاهش رشد تولید می‌شود را نمی‌توان پذیرفت.

غلامی و کمیجانی (۱۳۸۹) در راستای بررسـی رابطـه بـین نااطمنیـانی تـورم و رشـد و دیگـر متغیرهای اقتصادی، برای به‌دست آوردن نااطمینانی تورمی از یـک مـدل Trivariate-GARCH در طی بازه زمانی ۱۳۶۷:۱ تا ۱۳۸۷:۲ استفاده کرده‌اند. نتایج تحقیـق نشـان می‌دهـد کـه افـزایش نااطمینانی تورم طبق فرضیه فریدمن باعث کاهش رشد تولید در اقتصاد ایران می‌شود.

سرلتیس و رحمان[2] (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای با عنوان آثار تولیدی بـی‌ثبـاتی پـولی بـا اسـتفاده از داده‌های ماهانه طی دوره ۱۹۶۷:۱ تا ۲۰۱۴:۱ برای اقتصاد آمریکا، تأثیر نااطمینانی رشد پول را بـر روی تولید صنعتی این کشور بررسی کرده‌اند. در این مطالعه براساس تقسیم بندی مرکز ثبات مالی (CFS)[3] از مقیاس‌های مختلف برای پول (M1, M2, ...) استفاده شده و مدل Asymmetric[4] Asymmetric BEKK, Bivariate VARMA, GARCH-in Mean[4] بـه‌کـار گرفتـه شـده است. آنها نتایجی را مبنی بر اینکه افزایش نااطمینانی در مورد رشد پول (تمامی انواع تقسیم‌بندی-های آن) با میانگین نرخ رشد پایین فعالیت اقتصادی در ایالات متحده همراه است را ارائه کرده‌اند.

سرلتیس و رحمان (۲۰۰۹) در مطالعه دیگری در قالب مدل GARCH-in Mean VAR بـا استفاده از داده‌های فصلی برای اقتصاد آمریکـا در طـی دوره ۱۹۵۹:۱ تـا ۲۰۰۵:۴ بـه ایـن نتیجـه رسیده‌اند که نااطمینانی رشد پولی تأثیر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی این کشور داشته است.

1. Belongio, T. Micheal
2. Serletis, Apostolos and Rahman, Sajjadur
3. Center for Financial Stability
4. Baba, Engle, Kraft and Kroner

Archive of SID

سرلتیس و شاهمرادی[1] (۲۰۰۵) با استفاده از مدل VARMA, GARCH- in Mean رابطه بی‌ثباتی رشد پول و سرعت گردش پول را با این فرضیه که بی‌ثباتی عرضه پول علت برای تغییرات سرعت گردش پول است، را بررسی کرده‌اند. در این بررسی از داده‌های فصلی دوره ۱۹۵۹:۱ تا ۲۰۰۴:۳ استفاده شده و نتایج، فرضیه تحقیق را تأیید کرده‌اند.

هالت، پیرسمن و پیساتیلی[2] (۲۰۰۴) اثر نااطمینانی پولی را بر روی تولید صنعت ۹ کشور عضو گروه OECD با استفاده از اقتصادسنجی پانل دیتا بررسی کرده‌اند. در این تحقیق، ۱۳ صنعت هریک از این کشورها در طی دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۰ بررسی شده است. ایشان نااطمینانی قیمت‌ها (شاخص قیمتی مصرف‌کننده) و نااطمینانی نرخ ارز را به‌عنوان نااطمینانی پولی در نظر گرفته‌اند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که تأثیر نااطمینانی قیمت‌ها به جز در یک مورد که در آن معنادار نیست، در بقیه موراد تأثیر منفی بر تولید صنایع دارد. تأثیر نااطمینانی نرخ ارز در شش مورد منفی، در پنج مورد مثبت و در سه مورد غیر معنادار است. آنها نتیجه گرفته‌اند که تأثیر نااطمینانی پولی بستگی به صنعت مورد بررسی دارد.

۳. مدل و داده‌های تحقیق

در مدل‌های اقتصادسنجی سنتی واریانس جمله خطا به‌صورت ثابت فرض می‌شوند؛ درحالی‌که در بسیاری از سری‌های زمانی همچون بازارهای مالی، دوره‌هایی را نشان می‌دهند که تلاطم‌های بزرگ غیرمعمول به‌وسیله دوره‌هایی از ثبات نسبی دنبال می‌شوند. در این صورت فرض واریانس ثابت برای چنین حالت‌هایی مناسب نخواهد بود. انگل[3] (۱۹۸۲) نشان داد که برای چنین حالت‌هایی می‌توانیم مدل‌هایی را مورد بررسی قرار دهیم که به‌طور هم‌زمان شامل میانگین و واریانس شرطی باشند. با فرض اینکه یک مدل ARMA به‌صورت زیر وجود دارد:

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 \hat{\varepsilon}^2_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

اگر واریانس ε_t ثابت نباشد، یک راه حل این است که واریانس شرطی به‌عنوان یک فرایند AR(q) از مربع باقیمانده‌ها به‌صورت زیر برآورد شود:

$$\hat{\varepsilon}^2_t = a_0 + a_1 \hat{\varepsilon}^2_{t-1} + a_1 \hat{\varepsilon}^2_{t-2} + \ldots + a_q \hat{\varepsilon}^2_{t-q} + v_t \qquad (۲)$$

که v_t یک فرایند نوفه سفید است. در حالت کلی به‌جای تصریح (۲) بهتر است v_t به‌صورت یک جزء اخلال حاصل‌ضربی[4] در نظر گرفته شود. بنابراین این نوع معادلات را

1. Serletis, Apostolos and Shahmoradi Akbar
2. Hallett, Andrew Hughes and Peersman Gert and Piscitelli laura
3. Engle, Robert F
4. Multiplicative

www.SID.ir
Archive of SID

واریانس ناهمسان شرطی خودرگرسیونی[1] یا ARCH(q) می‌نامند که توسط انگل به‌صورت زیر بیان شده است:

$$\varepsilon_t = v_t\sqrt{a_0 + \sum_{i=1}^{q} a_i \varepsilon_{t-i}^2}$$

که برای معادله فوق واریانس غیرشرطی به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$\sigma_u^2 = \frac{a_0}{1 - \sum_{i=1}^{q} a_i}$$

و برای اینکه فرایند ARCH(q) مانا باشد باید (کشاورز حداد و مهدوی، ۱۳۸۴، ص۱۵۹):

$$a_0 \geq 0 \quad , \quad a_i \geq 0 \quad , \quad 0 \leq \sum_{i=1}^{q} a_i \leq 1$$

بولرسلو[2] (۱۹۸۶) کار اصلی انگل را به‌نحوی گسترش داد که واریانس شرطی به‌صورت یک فرایند ARMA بیان شود. در این حالت فرایند خطا به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$\varepsilon_t = V_t\sqrt{h_t} \quad , \quad \sigma_V^2 = 1$$

$$h_t = a_0 + \sum_{i=1}^{q} a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} b_i h_{t-1}$$

بنابراین حالت تعمیم یافته یک مدل ARCH(p, q) یک مدل GARCH(p, q)[3] نامیده می‌شود که در این نوع مدل هر دو جزء خودرگرسیو و میانگین متحرک در معادله واریانس شرطی وارد می‌شوند (همان، ص۱۵۹).

مزیت استفاده از مدل‌های GARCH این است که از ورود وقفه‌های زیاد در معادله واریانس شرطی جلوگیری می‌کند؛ زیرا عبارت h_{t-t} به‌طور ضمنی وقفه‌های ε_{t-t}^2 را شامل می‌شود. برای مدل‌های GARCH همانند فرایند ARCH واریانس غیرشرطی به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$\sigma_u^2 = \frac{a_0}{1 - \sum_{i=1}^{q} a_i + \sum_{i=1}^{q} \beta_i}$$

شرط لازم و کافی برای مانایی در مدل فوق این است که (همان، ص۱۵۹):

$$a_0 \geq 0, \quad a_i \geq 0, \quad \beta_i \geq 0, \quad 0 \leq \sum_{i=1}^{q} a_i + \sum_{i=1}^{q} \beta_i \leq 1$$

با تصریح مدل GARCH ارتباط بین واریانس شرطی رشد حجم پول و رشد اقتصادی با

1. Autoregressive Conditional Heteroskedastic
2. Bollerslev
3. General Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

Archive of SID

استفاده از روش خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی با رویکرد آزمون کرانه‌ها بررسی می‌شود. بدین منظور رابطه زیر تخمین زده شده است:

$$LY_t = C_0 + \sum_{i=1}^{p-1} C_{1i} LY_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} C_{2i} LDR_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} C_{3i} LVRGM_{t-i} + U_t \quad (۳)$$

که در LVARGM, LDR, LY به ترتیب لگاریتم تولید ناخالص داخلی، مخارج عمرانی دولت و واریانس شرطی رشد حجم نقدینگی هستند. تمامی متغیرها به قیمت ثابت ۱۳۸۳ هستند.

برای آزمون هم انباشتگی روش‌های قدیمی، از جمله روش دو مرحله‌ای انگل گرنجر،[1] جوهانسون، جوهانسون و جوسیلیوس[2] وجود دارد. دو ایراد بر این روش‌ها وجود دارد که نتایج حاصل از آنها را مورد تردید قرار می‌دهد: ایراد اول آن است که این روش‌ها بر مواردی که در آنها متغیرها هم‌جمعی از مرتبه یک هستند تمرکز داشته و در سایر مواردی که این متغیرها همجمع از مراتب مختلف هستند، کاربرد ندارند؛ ایراد دوم آن است که این روش‌های مرسوم هم انباشتگی، برای تحلیل هم انباشتگی در مورد مطالعات نمونه کوچک کارایی ندارند و استفاده از نتایج آنها می‌تواند گمراه کننده باشد (نصرالهی، ۱۳۸۳، ص۹۴).

در این مطالعه از روش آزمون کرانه‌ها ارائه شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) برای آزمون هم‌انباشتگی استفاده شده است. این روش یک رویکرد تک معادله‌ای به معادله هم‌انباشتگی است. روش آزمون کرانه‌ها صرفاً بر پایه تخمین یک مدل تصحیح خطای غیرمقید (UECM)[3] با استفاده از برآوردگر حداقل مربعات معمولی (OLS) است. مدل تصحیح خطای غیرمقید زیر برای بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی استفاده شده است.

(۴)

$$\Delta LY_t = C_0 + \sum_{i=1}^{p-1} C_{1i} \Delta LY_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} C_{2i} \Delta LDR_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} C_{3i} \Delta LYARGM_{t-i} + C_4 LY_{t-1} + C_5 LDR_{t-1} + C_6 LVARGM_{t-1} + U_t$$

از مقادیر بحرانی پسران و همکاران (۲۰۰۱) برای آزمون وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها استفاده شده است. مجموعه‌ای از مقادیر بحرانی مجانبی برای پنج نوع آماره t (به‌دست آمده از پنج سناریوی مختلف برای عوامل قطعی در UECM) در سطوح معناداری ۰/۰۱، ۰/۰۵ و ۰/۱۰ در این مطالعه ارائه شده است. اگر آماره t محاسبه شده بالاتر از مقدار بحرانی بالایی I(1) قرار گیرد (به‌لحاظ قدر مطلق)، آنگاه فرضیه صفر رد می‌شود و یک رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود دارد و اگر آماره t محاسبه شده به زیر مقدار بحرانی پایین I(0)، سقوط کند، آنگاه فرضیه صفر،

1. Engel & Granger
2. Johansen & Juselus
3. Unrestricted Error Correction Model (UECM)

www.SID.ir
Archive of SID

عدم وجود هم‌انباشتگی پذیرفته می‌شود و هیچ‌گونه رابطه بلندمدتی بین متغیرهـای تحـت بررسـی وجود ندارد. همچنین در صورتی که آماره t محاسبه شده درون این کرانه‌هـای بحرانـی قـرار گیـرد، نمی‌توان یک استنباط قطعی از وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها داشت و قبل از اینکه استنباط قطعی صورت گیرد، دانستن مرتبه جمعی بودن متغیرها لازم است.

۴. نتایج تجربی

در ابتدا آزمون ریشه واحد با استفاده از آزمون فیلیپس-پرون صورت گرفته که نتـایج آن در جـدول (۱) آورده شده است. همان‌طورکه از جدول مشخص اسـت، تمـامی متغیرهـا بـه‌جـز متغیـر رشـد نقدینگی که در سطح ایستا است، با یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند.

جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد

سطح	آماره	مقادیر بحرانی 0.05	0.10
ΔLY	-2.90	-1.95	-1.61
ΔLDR	-4.95	-3.56	-3.21
ΔLVARGM	-7.80	-2.90	-2.58
GM2	-14.69	-3.46	-3.16

در ادامه رفتار رشد حجم نقدینگی با استفاده از مدل ARMA [1] پیش‌بینـی شـده و در مرحلـه بعدی وجود و یا عدم وجود خود همبستگی و ناهمسانی واریانس با استفاده از آزمون‌های مربوطـه بررسی می‌شود و با توجه به اینکه مدل پیش‌بینی کننـده رفتـار متغیـر رشـد حجـم نقـدینگی دارای ناهمسانی واریانس است، لذا برای برآورد نااطمینانی رشد پول از مدل GARCH(1, 1) اسـتفاده شده که نتایج آن در جدول (۲) آورده شده است.

جدول ۲: نتایج تخمین مدل GARCH برای رشد حجم نقدینگی واقعی

متغیر	ضریب	آماره Z	احتمال
GM2(-1)	0.01	1.17	0.240
GM2(-2)	1	123.79	0.000
MA(1)	0.14	2.07	0.038
MA(-2)	-0.84	-11.76	0.000
معادله واریانس			
C	8.50	0.99	0.321
Resid(-1)^2	0.30	1.93	0.053
GARCH(-1)	0.60	3.29	0.001

1. Autoregressive Moving Average

Archive of SID

بنابراین معادله واریانس شرطی برآورد شده، به‌صورت زیر است:

$$\sigma^2 = 8.50 + 0.30\varepsilon^2 + 0.60\sigma^2_{t-1}$$

که در آن ضرایب تخمین زده شده شرط لازم و کافی برای مدل GARCH را براساس مبانی نظری و تئوریکی آن تأمین می‌کند؛ زیرا شرط لازم برای اینکه مدل GARCH پایای ضعیف باشد، این است که مجموع ضرایب مدل GARCH کوچکتر از یک باشد که در رابطه برآوردی نیز مجموع ضرایب برابر با ۰/۹۰ و کوچکتر از یک است. به بیان دیگر شرط لازم برای اینکه شوک‌های وارده به جمله اخلال پایدار نباشند، این است که مجموع ضرایب مدل GARCH کوچک‌تر از یک باشد. شرط کافی نیز این است که عرض از مبدأ مثبت بوده و ضریب واریانس شرطی جمله اخلال مثبت و معنادار باشد که این شرط نیز تأمین شده است.

در مرحله بعد نتایج تخمین تأثیر این نااطمینانی رشد پولی بر روی رشد اقتصادی آورده شده است. در ابتدا آزمون وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحقیق براساس آزمون کرانه‌های پسران و همکاران (۲۰۰۱) انجام و نتایج آن در جدول (۳) ارائه شده است که رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحقیق را تأیید می‌کند.

جدول ۳: نتیجه آزمون کرانه‌ها

سطح معناداری	10%		5%	
حد بالا و پایین مقادیر بحرانی	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
	-3.13	-3.63	-3.41	-3.95
آماره t حاصل از برآورد	t = - 10.11			

نتیجه تخمین رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها در جدول (۴) آورده شده است.

جدول ۴: نتایج تخمین ضرایب کوتاه‌مدت

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
LY(-1)	0.52	6.10	0.000
LY(-2)	-0.18	-2.71	0.088
LY(-4)	0.72	10.16	0.000
LY(-5)	-0.49	-5.82	0.000
LDR	0.06	3.11	0.002
LVARGM	-0.06	-4.35	0.000
C	1.66	3.37	0.001
Trend	0.004	3.75	0.000
$\bar{R}^2 = 0.98$		F = 477.38 (0.000)	
$F_H = 0.003[0.99]$ $X^2_H = 0.003[0.99]$		$F_{SC} = 0.01[0.95]$ $X^2_{SC} = 0.01[0.95]$	

Archive of SID

همان‌طورکه مشاهده می‌شود نااطمینانی رشد پولی رابطه منفی با رشد اقتصادی دارد و با افزایش یک درصدی آن، رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت به اندازه ۰/۰۶ درصد کاهش می‌یابد. همچنین با افزایش یک درصدی مخارج عمرانی دولت به اندازه ۰/۰۶ درصد به رشد اقتصادی افزوده می‌شود. با توجه به اینکه مدل تخمین زده شده به‌صورت لگاریتمی است، این ضرایب در واقع کشش متغیر وابسته نسبت به متغیرهای مستقل هستند. نکته‌ای که از ضرایب تخمین زده شده مشخص است اینکه، کشش مخارج عمرانی دولت برابر با منفی کشش نااطمینانی پولی است. بنابراین افزایش نااطمینانی در رشد حجم پول می‌تواند اثر یک سیاست مالی (مخارج عمرانی دولت) را خنثی کند. نتایج آزمون‌های ناهمسانی واریانس (F_H و X^2_H) و خودهمبستگی سریالی (F_{SC} و X^2_{SC}) که در انتهای جدول آمده است، حکایت از خوبی برازش مدل دارد.

جدول (۵) نتایج تخمین ضرایب بلندمدت را نشان می‌دهد. براساس نتایج نااطمینانی رشد پول در بلندمدت نیز تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد و با افزایش یک درصدی آن رشد اقتصادی در بلندمدت ۰/۱۹ درصد کاهش خواهد یافت. اندازه این ضریب نسبت به میزان آن در کوتاه‌مدت بسیار بیشتر است و در نتیجه نااطمینانی رشد پولی به‌صورت بلندمدت تأثیر بسیار بیشتری در کاهش رشد اقتصادی خواهد داشت. همچنین با افزایش یک درصدی مخارج دولت در بلندمدت رشد اقتصادی ۰/۱۸ درصد افزایش خواهد یافت که تقریباً برابر با تأثیر نااطمینانی رشد پول است.

جدول ۵: نتایج تخمین ضرایب بلندمدت

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
LDR	0.18	3.42	0.001
LVARGM	-0.19	-3.39	0.001
C	5.007	9.86	0.000

نتایج الگوی تصحیح خطا نیز در جدول (۶) آورده شده است. همان‌طورکه از جدول مشخص است ضریب تصحیح خطا منفی، معنادار و حدود ۰/۳۳ می‌باشد که نشان‌دهنده این امر است که در صورت وارد شدن شوک و انحراف از تعادل، در هر دوره ۰/۳۳ درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

جدول ۶: نتایج تخمین الگوی تصحیح خطا

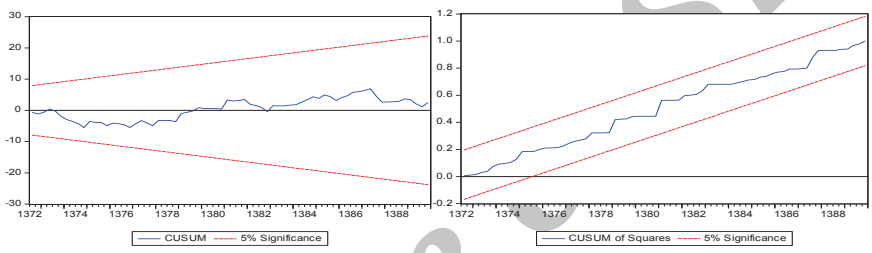
متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
DLY(-1)	-0.15	-1.99	0.050
DLY(-2)	-0.34	-4.60	0.000
DLY(-3)	-0.22	-2.63	0.010

Archive of SID

www.SID.ir

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
DLY(-4)	0.47	5.90	0.000
DLDR	0.07	4.85	0.000
DLVARGM	-0.04	-1.77	0.080
C	0.005	0.59	0.555
ECM	-0.33	-4.73	0.000

اما چون پارامترهای بی‌ثبات منجربه نتیجه‌گیری اشتباه می‌شوند، آزمون ثبات ساختاری پارامترها انجام گرفته و نتایج آن در نمودار (۱) در صفحه بعد آورده شده است که ثبات آنها را در سطح ۹۵ درصد تأیید می‌کنند.



نمودار ۱: نتایج آزمون ثبات ضرایب

۵. نتیجه‌گیری

در این تحقیق ابتدا نااطمینانی رشد پولی با استفاده از روش GARCH تخمین زده شد و سپس تأثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت آن با استفاده از روش ARDL بر روی رشد اقتصادی بررسی شد. نتایج حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت با افزایش نااطمینانی رشد پول، رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. نتایج بلندمدت نیز رابطه منفی بین افزایش نااطمینانی پول و رشد اقتصادی را تأیید می‌کنند. مقایسه ضرایب کوتاه‌مدت با ضرایب بلندمدت نشان می‌دهد که اندازه ضرایب در بلندمدت خیلی بیشتر از کوتاه‌مدت است. از آنجایی‌که مدل به‌صورت لگاریتمی تصریح شده است، بنابراین می‌توان گفت که کشش بلندمدت رشد اقتصادی نسبت به نااطمینانی رشد پول خیلی بیشتر از کشش کوتاه‌مدت است. بنابراین اگر نااطمینانی رشد پولی به‌صورت بلندمدت وجود داشته باشد، اثرات منفی شدیدتری بر رشد اقتصادی کشور خواهد داشت. بنابراین سیاست‌گذاران اقتصادی باید ثبات رشد حجم پول و سیاست پولی را در سیاست‌گذاری‌های خود درباره حجم نقدینگی و سیاست پولی در نظر داشته باشند.

Archive of SID

منابع

۱. غلامی، امیر و اکبر کمیجانی (۱۳۸۹)، «رابطه بین تورم، نااطمینانی تورم، رشد سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی در ایران»، فصلنامه اقتصاد کاربردی، ش۳.

۲. کشاورز حداد، غلامرضا و امید مهدوی (۱۳۸۴)، «آیا بازار سهام کانالی برای گذر سیاست پولی است؟»، مجله تحقیقات اقتصادی، ش ۷۱، ص۱۴۷-۱۷۰.

۳. کمیجانی، اکبر؛ حسین توکلیان و علی توکلیان (۱۳۹۲)، «بررسی علیت میان تورم، رشد تولید، قیمت نفت و نااطمینانی آنان با استفاده از یک مدل گارچ سه متغیره برای ایران»، پژوهشنامه اقتصاد کلان، ش۱۵.

۴. نصرالهی، محمد (۱۳۸۳)، «تابع تقاضای واردات کل ایران: یک ارزیابی مجدد با رویکرد آزمون کرانه‌ها»، مجله تحقیقات اقتصادی، ش۶۶، ص۹۱-۱۱۲.

5. Belongio, T. Micheal (1984), *Money Growth Variability and GNP*, Available at: research.stlouisfed.com/publications/review/84/04/Money_Apr1984.pdf.

6. Bollerslev, Tim (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, Vol 31, pp.307–327.

7. Engle, Robert F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica,* 50(4), pp.987–1008.

8. Evans P (1984), "The effects on output of money growth and interest rate volatility in the United States", *J Polit Econ,* vol.92, pp.204–222.

9. Friedman, M. (1977), "Nobel Lecture: Inflation and Unemployment", *Journal of Political Economy*, vol.85, pp.451–72.

10. Hallett, Andrew Hughes and Peersman Gert and Piscitelli Laura (2004), "Investment under Monetary Uncertainty: a Panel Data Investigation", *Emprica*, vol.31, pp.137–162.

11. Mascaro A, Meltzer A. H (1983) "Long and short-term interest rates in a risky world", *J Monet Econ*, vol.12, pp.485–518

12. Pesaran, M. H. & et al (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, vol.16, pp.289–326.

Archive of SID

www.SID.ir

13. Serletis, Apostolos and Shahmoradi Akbar (2005), "Velocity and Variability of Money Growth: Evidence from a VARMA, GARCH–M Model", *University of Calgary's Discussion Paper*, Available at: http://www.econ.ucalgary.ca/reseach/research.html.///سایت یافت نشد///

14. Serletis, Apostolos and Rahman, Sajjadur (2014), "On the Output Effect of Monetary Variability". *Open Econo Rev*, http://link.springer.com/article/10.1007%2fs11079-014-9325-9#page-1. /// سایت یافت نشد///

15. Serletis, Apostolos and Rahman, Sajjadur (2009), "The Output Effects of Money Growth Uncertainty: Evidence from a Multivariate GARCH–in–Mean VAR", *Open Econ Rev*, vol.20, pp.607–630.

Archive of SID

www.SID.ir