

## بررسی تأثیر نااطمینانی رشد پول بر رشد اقتصادی ایران

دکتر جعفر حقیقت\*

امید محمد قلی پور تپه\*\*

### چکیده

افزایش در نااطمینانی رشد پول، نااطمینانی فعالیت‌های اقتصادی را افزایش می‌دهد و این نااطمینانی نیز به نوبه خود منجر به 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  
\*\* دانشجوی دکتری اقتصاد اسلامی، دانشگاه تبریز  
تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۸/۶ تاریخ تأیید: ۱۳۹۳/۱۱/۱۰  
Email: Jhaghighat79@gmail.com  
Email: ie.mohammadgholipour@yahoo.com

## ۱. مقدمه

بررسی روند رشد حجم نقدینگی طی دوره ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۸۹:۴ نشان می‌دهد که حجم نقدینگی نوسانات زیادی دارد که این امر می‌تواند بر روی رشد اقتصادی کشور تأثیر نامطلوبی داشته باشد. همچنین دو دوره با نوسانات متفاوت را می‌توان تشخیص داد که نوسانات در طی دوره زمانی سالیان ۱۳۶۹ تا ۱۳۷۶ از میزان نوسانات در دوره ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۹ بیشتر است که این امر گویای ناهمسانی واریانس در رشد حجم پول در طی بازه زمانی تحقیق است. تغییر مداوم و غیرقابل پیش‌بینی در حجم نقدینگی و نوسانات شدید آن، برنامه‌ریزی عوامل اقتصادی بخش خصوصی را دچار نااطمینانی شدیدی درباره شرایط آینده حجم نقدینگی و در نتیجه سایر متغیرهای اقتصادی 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 آنها تأثیر منفی می‌گذارد و بدین ترتیب رشد اقتصادی کاهش می‌یابد.

هدف این مقاله بررسی تأثیر نوسانات رشد حجم نقدینگی یا نااطمینانی رشد پول بر رشد 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 آزمون کرانه‌های پسران، شین و اسمیت<sup>۳</sup> (۲۰۰۱) استفاده شده است.

## ۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

ادبیات نظری اولیه در مورد آثار کلان یک رشد پول بی‌ثبات<sup>۴</sup> بر کانال نرخ بهره تأکید کرده‌اند که از طریق آن بی‌ثباتی رشد پول سطح فعالیت اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. به‌عنوان مثال ماسکارو و ملتزر<sup>۵</sup> (۱۹۸۴) و اوانس<sup>۶</sup> (۱۹۸۴) استدلال می‌کنند که نوسانات رشد پولی،<sup>۷</sup> نوسانات نرخ بهره را افزایش می‌دهد و از این‌رو ریسک اوراق قرضه نیز افزایش می‌یابد. افزایش در ریسک نگهداری اوراق قرضه، تقاضا برای پول و نرخ‌های بهره را افزایش می‌دهد و در نتیجه سرمایه‌گذاری و تولید را کاهش می‌دهد (سرلیتس و رحمان،<sup>۸</sup> ۲۰۰۹، ص ۶۰۸).

1. Generalized Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity

2. Auto Regressive Distributed Lags

4. Volatile Money Growth

6. Evans

8. Serletis, Apostolos and Rahman, Sajjadur

3. Pesaran M. H & Shin Y & Smith R. J

5. Mascaro A, Meltzer A. H

7. Money Growth Volatility

از طرف دیگر برخی از تئوری‌های اقتصادی بیان می‌کنند که مکانیسم اثرگذاری ناپاطمینانی پولی بر رشد اقتصادی بدین صورت است که افزایش در نوسانات پولی منجر به افزایش عدم اطمینان در مورد شرایط آینده اقتصادی می‌گردد که این امر نیز به نوبه خود باعث می‌شود تقاضای پول به دلیل افزایش در تقاضای احتیاطی پول افزایش یابد. افزایش در تقاضای پول، سرعت گردش پول را پایین می‌آورد. کاهش سرعت گردش پول باعث کاهش سطح تولید ملی و رشد آن می‌شود (بلانگیو،<sup>۱</sup> ۱۹۸۴، ص ۲۴). تا جایی که بررسی‌های حاصل از تحقیق نشان می‌دهد، در مورد تأثیرگذاری ناپاطمینانی رشد پول بر رشد اقتصادی در کشور، هنوز مطالعه‌ای صورت نگرفته است.

کمیجانی، توکلیان و توکلیان (۱۳۹۲) با استفاده از یک مدل گارچ سه متغیره (-Trivariate GARCH) رابطه علیت گرنجری بین شش متغیر تورم، رشد تولید، رشد قیمت نفت، ناپاطمینانی تورم (نااطمینانی اسمی)، ناپاطمینانی تولید (نااطمینانی حقیقی) و ناپاطمینانی قیمت نفت را در اقتصاد ایران در طی بازه زمانی ۱۳۶۷:۱ تا ۱۳۸۶:۴ بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که با افزایش ناپاطمینانی رشد تولید، هم تورم و هم رشد افزایش می‌یابد؛ اما فرضیه فریدمن (۱۹۷۷) درباره اینکه افزایش ناپاطمینانی تورمی باعث کاهش رشد تولید می‌شود را نمی‌توان پذیرفت.

غلامی و کمیجانی (۱۳۸۹) در راستای بررسی رابطه بین ناپاطمینانی تورم و رشد و دیگر متغیرهای اقتصادی، برای به دست آوردن ناپاطمینانی تورمی از یک مدل Trivariate-GARCH در طی بازه زمانی ۱۳۶۷:۱ تا ۱۳۸۷:۲ استفاده کرده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که افزایش ناپاطمینانی تورم طبق فرضیه فریدمن باعث کاهش رشد تولید در اقتصاد ایران می‌شود.

سرلتیس و رحمان<sup>۲</sup> (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای با عنوان آثار تولیدی بی‌ثباتی پولی با استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره ۱۹۶۷:۱ تا ۲۰۱۴:۱ برای اقتصاد آمریکا، تأثیر ناپاطمینانی رشد پول را بر روی تولید صنعتی این کشور بررسی کرده‌اند. در این مطالعه براساس تقسیم بندی مرکز ثبات مالی (CFS)<sup>۳</sup> از مقیاس‌های مختلف برای پول (M1, M2, ...) استفاده شده و مدل<sup>۴</sup> Asymmetric<sup>۴</sup> Asymmetric BEKK, Bivariate VARMA, GARCH-in Mean به کار گرفته شده است. آنها نتایجی را مبنی بر اینکه افزایش ناپاطمینانی در مورد رشد پول (تمامی انواع تقسیم بندی-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 با استفاده از داده‌های فصلی برای اقتصاد آمریکا در طی دوره ۱۹۵۹:۱ تا ۲۰۰۵:۴ به این نتیجه رسیده‌اند که ناپاطمینانی 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

سرلتیس و شاهمرادی<sup>۱</sup> (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<sup>۲</sup> (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 موارد 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 غیر معمول به‌وسیله دوره‌هایی از ثبات نسبی دنبال می‌شوند. در این صورت فرض واریانس ثابت برای چنین حالت‌هایی مناسب نخواهد بود. انگل<sup>۳</sup> (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:

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

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

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = a_0 + a_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + a_2 \hat{\varepsilon}_{t-2}^2 + \dots + a_q \hat{\varepsilon}_{t-q}^2 + v_t \quad (2)$$

که  $v_t$  یک فرایند نوفه سفید است. در حالت کلی به‌جای تصریح (۲) بهتر است  $v_t$  به‌صورت یک جزء اخلاص حاصل‌ضربی<sup>۴</sup> 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

واریانس ناهمسان شرطی خودرگرسیون<sup>۱</sup> یا ARCH(q) می‌نامند که توسط انگل به صورت 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 به صورت 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، ص ۱۵۹):

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

بولرسلو<sup>۲</sup> (۱۹۸۶) کار اصلی انگل را به نحوی گسترش داد که واریانس شرطی به صورت یک فرایند ARMA بیان شود. در این حالت فرایند خطا به صورت زیر بیان می‌شود:

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

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

بنابراین حالت تعمیم یافته یک مدل ARCH(p, q) یک مدل GARCH(p, q)<sup>۳</sup> نامیده می‌شود که در این نوع مدل هر دو جزء خودرگرسیون و میانگین متحرک در معادله واریانس شرطی وارد می‌شوند (همان، ص ۱۵۹).

مزیت استفاده از مدل‌های GARCH این است که از ورود وقفه‌های زیاد در معادله واریانس شرطی جلوگیری می‌کند؛ زیرا عبارت  $h_{t-i}$  به طور ضمنی وقفه‌های  $\varepsilon_{t-i}^2$  را شامل می‌شود. برای مدل‌های GARCH همانند فرایند ARCH واریانس غیرشرطی به صورت 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، ص ۱۵۹):

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

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

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

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

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 هم‌انباشتگی روش‌های قدیمی، از جمله روش دو مرحله‌ای انگل گرنجر<sup>۱</sup>، جوهانسون، جوهانسون و جوسیلیوس<sup>۲</sup> 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 هم‌انباشتگی، برای تحلیل هم‌انباشتگی در مورد مطالعات نمونه کوچک کارایی ندارند و استفاده از نتایج آنها می‌تواند گمراه‌کننده باشد (نصرالهی، ۱۳۸۳، ص ۹۴).

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 غیر مقید (UECM)<sup>۳</sup> با استفاده از برآوردگر حداقل مربعات معمولی (OLS) است. مدل تصحیح خطای غیر مقید زیر برای بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی استفاده شده است.

(۴)

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

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 &amp; Granger

2. Johansen &amp; Juselius

3. Unrestricted Error Correction Model (UECM)

عدم وجود هم‌انباشتگی پذیرفته می‌شود و هیچ‌گونه رابطه بلندمدتی بین متغیرهای تحت بررسی وجود ندارد. همچنین در صورتی که آماره  $t$  محاسبه شده درون این کرانه‌های بحرانی قرار گیرد، 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 نتایج آن در جدول (۱) آورده شده است. همان‌طور که از جدول مشخص است، تمامی متغیرها به‌جز متغیر رشد نقدینگی که در سطح ایستا است، با یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند.

جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد

سطح	آماره	مقادیر بحرانی	
		0.10	0.05
$\Delta LY$	-2.90	-1.61	-1.95
$\Delta LDR$	-4.95	-3.21	-3.56
$\Delta LVARGM$	-7.80	-2.58	-2.90
GM2	-14.69	-3.16	-3.46

در ادامه رفتار رشد حجم نقدینگی با استفاده از مدل ARMA<sup>۱</sup> پیش‌بینی شده و در مرحله بعدی وجود و یا عدم وجود خود همبستگی و ناهمسانی واریانس با استفاده از آزمون‌های مربوطه بررسی می‌شود و با توجه به اینکه مدل پیش‌بینی کننده رفتار متغیر رشد حجم نقدینگی دارای ناهمسانی واریانس است، لذا برای برآورد نااطمینانی رشد پول از مدل  $GARCH(1, 1)$  استفاده 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) <sup>2</sup>	0.30	1.93	0.053
GARCH(-1)	0.60	3.29	0.001

1. Autoregressive Moving Average

بنابراین معادله واریانس شرطی برآورد شده، به صورت زیر است:

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

که در آن ضرایب تخمین زده شده شرط لازم و کافی برای مدل GARCH را براساس مبانی نظری و تئوریک 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  $0/90$  و کوچکتر از یک است. به بیان دیگر شرط لازم برای اینکه شوک‌های وارده به جمله اخلاص 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 اخلاص مثبت و معنادار باشد که این شرط نیز تأمین شده است.

در مرحله بعد نتایج تخمین تأثیر این ناطمینانی 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

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

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)	
$F_H = 0.003[0.99]$		$F_{SC} = 0.01[0.95]$	
$X_H^2 = 0.003[0.99]$		$X_{SC}^2 = 0.01[0.95]$	



همان‌طورکه مشاهده می‌شود ناطمینانی 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 به صورت 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 ناطمینانی پولی است. بنابراین افزایش ناطمینانی در رشد حجم پول می‌تواند اثر یک سیاست مالی (مخارج عمرانی دولت) را خنثی کند. نتایج آزمون‌های ناهمسانی واریانس ( $F_H$  و  $X_H^2$ ) و خودهمبستگی سریالی ( $F_{SC}$  و  $X_{SC}^2$ ) که در انتهای جدول آمده است، حکایت از خوبی برازش مدل دارد.

جدول (۵) نتایج تخمین ضرایب بلندمدت را نشان می‌دهد. براساس نتایج ناطمینانی 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 ناطمینانی رشد پولی به صورت 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 ناطمینانی 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

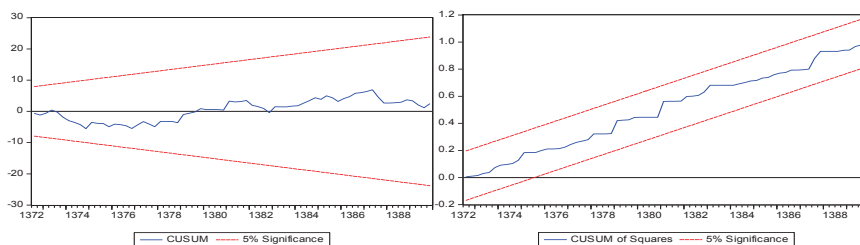
نتایج الگوی تصحیح خطا نیز در جدول (۶) آورده شده است. همان‌طورکه از جدول مشخص است ضریب تصحیح خطا منفی، معنادار و حدود ۰/۳۳ می‌باشد که نشان‌دهنده این امر است که در صورت وارد شدن شوک و انحراف از تعادل، در هر دوره ۰/۳۳ درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

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

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 بی ثبات منجر به نتیجه گیری اشتباه می شوند، 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 می کنند.



نمودار ۱: نتایج آزمون ثبات ضرایب

## ۵. نتیجه گیری

در این تحقیق ابتدا نااطمینانی رشد پولی با استفاده از روش GARCH تخمین زده شد و سپس تأثیر کوتاه مدت و بلندمدت آن با استفاده از روش ARDL بر روی رشد اقتصادی بررسی شد. نتایج حاکی از آن است که در کوتاه مدت با افزایش نااطمینانی رشد پول، رشد اقتصادی کاهش می یابد. نتایج بلندمدت نیز رابطه منفی بین افزایش نااطمینانی پول و رشد اقتصادی را تأیید می کنند. مقایسه ضرایب کوتاه مدت با ضرایب بلندمدت نشان می دهد که اندازه ضرایب در بلندمدت خیلی بیشتر از کوتاه مدت است. از آنجایی که مدل به صورت لگاریتمی تصریح شده است، بنابراین می توان گفت که کشش بلندمدت رشد اقتصادی نسبت به نااطمینانی رشد پول خیلی بیشتر از کشش کوتاه مدت است. بنابراین اگر نااطمینانی رشد پولی به صورت بلندمدت وجود داشته باشد، اثرات منفی شدیدتری بر رشد اقتصادی کشور خواهد داشت. بنابراین سیاست گذاران اقتصادی باید ثبات رشد حجم پول و سیاست پولی را در سیاست گذاری های خود درباره حجم نقدینگی و سیاست پولی در نظر داشته باشند.

## منابع

۱. غلامی، امیر و اکبر کمیجانی (۱۳۸۹)، «رابطه بین تورم، ناطمینانی تورم، رشد سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی در ایران»، فصلنامه اقتصاد کاربردی، ش ۳.
۲. کشاورز حداد، غلامرضا و امید مهدوی (۱۳۸۴)، «آیا بازار سهام کانالی برای گذر سیاست پولی است؟»، مجله تحقیقات اقتصادی، ش ۷۱، ص ۱۴۷-۱۷۰.
۳. کمیجانی، اکبر؛ حسین توکلیان و علی توکلیان (۱۳۹۲)، «بررسی علیت میان تورم، رشد تولید، قیمت نفت و ناطمینانی آنان با استفاده از یک مدل گارچ سه متغیره برای ایران»، پژوهشنامه اقتصاد کلان، ش ۱۵.
۴. نصرالهی، محمد (۱۳۸۳)، «تابع تقاضای واردات کل ایران: یک ارزیابی مجدد با رویکرد آزمون کرانه‌ها»، مجله تحقیقات اقتصادی، ش ۶۶، ص ۹۱-۱۱۲.
5. Belongio, T. Micheal (1984), *Money Growth Variability and GNP*, Available at: [research.stlouisfed.com/publications/review/84/04/Money\\_Apr1984.pdf](http://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.

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.