

## Analyzing the state-dependent relationships of money multipliers: A new look at the money creation process

Negin Heidarizadeh<sup>1</sup>, Sayed Yahya Abtahi\*<sup>2</sup>, Zohre Tabatabaeinasab<sup>3</sup>, Mohamadali Dehghan Tafti<sup>4</sup>

Received: 14-07-2024

Accepted: 21-06-2025

### Extended Abstract

**Purpose:** The traditional theory of money multipliers states that bank lending is done on the assumption that banks have borrowable funds due to the accumulation of deposits. Most studies related to the credit creation theory attribute the trend of increasing the money ratio and expansion of the money supply largely to the behavior of banks. Above all is the behavior of private individuals through their demand for bank credits. In fact, the latter begins the process of creating money. Given the willingness of banks to lend, if demand for credit is weak, the lending rate and, thus, the increasing money rate will inevitably be low. In this study, following recent studies in this field and for the first time, the behavior of the increasing monetary coefficient in the Iranian economy is analyzed contrary to traditional views. To this end, the role of demand for loans is explained in the process of money creation, and this provides new policy implications.

**Methodology:** In this study, the nonlinear co-integration between the increasing liquidity coefficient and the increasing lending coefficient is expressed through the Granger and Lee threshold cointegration model. To model the relationships of the increasing monetary coefficients and the real output growth rate with respect to the change of time series behavior, the Markov State Dependent Switching Garch (MSGSRCH) time series is employed. In order to analyze the behaviors dependent on the situation of the increasing coefficient and to use the statistical database of the Central Bank of the Islamic Republic of Iran, the seasonal data on the variables of money volume (M1), liquidity (M2), monetary base (MB), total bank deposits (D), loan rate and banking network credit (L), bank reserves (ER) and real GDP (Y) are extracted for the time period of 1978-2021.

**Findings and Discussion:** Using a threshold aggregation process, the long-term

<sup>1</sup>. PhD student, Department of Economics, Islamic Azad University, Yazd branch, Iran. Email:

<sup>2</sup>. Corresponding Author. Associate Professor, Department of Economics, Islamic Azad University, Yazd branch, Iran. Email: abtahi@iauyazd.ac.ir

<sup>3</sup>. Associate Professor, Department of Economics, Islamic Azad University, Yazd branch, Iran. Email:

<sup>4</sup>. Assistant Professor, Department of Economics, Islamic Azad University, Yazd branch, Iran. Email:

nonlinear relationships of increasing the lending ratio and increasing the liquidity ratio are confirmed. The results show that, in the Iranian economy, an increase in the lending ratio is the Granger cause of an increase in the liquidity ratio, and the effect of increasing the liquidity ratio is asymmetric. Finally, the results of the tests show that the adjustment for the long-term equilibrium of the increasing liquidity coefficient is quite asymmetric and meaningful. Also, the results of examining the relationship between different increasing coefficients and economic growth show that, in the recession regime, all increasing monetary coefficients have a negative and significant effect on economic growth. With the regime rotating and being in the boom period, the increasing money coefficient and the increasing lending coefficient have a small but significant positive effect on economic growth. Comparing the mean and estimated coefficients of the models shows that, in the case of the increasing lending coefficient, the mean of the regimes is significantly higher than the increasing coefficients of money and quasi-money.

**Conclusions and policy implications:** The results of this study in the field of increasing monetary coefficient behavior show that, although the traditional approach of increasing monetary coefficient is still in use and policymakers and economists continue to emphasize this approach in controlling liquidity and consequently anti-inflationary policies, it seems that this approach is inadequate in a variety of ways. This research confirms the results of previous studies such as Saqza and Morley (2022), Goodhart (2017) and Carpenter and Demiralop (2012). We emphasize the fact that it is the demand for loans rather than the supply of loans that plays a decisive role in the process of money creation by banks. The process of creating money will not stop until the demand for loans is limited and the society reduces its demand for loans for certain economic reasons, including high inflation, which is mainly the result of fiscal policies and financial indiscipline. As Goodhart (2017) points out, instead of claiming that banks create credit, and then such loans create money, it is closer to the truth to say that the private sector creates credit and money for itself, and that the banking sector is an intermediary that uses private sector customers to do so on the terms and conditions set by banks. However, the central bank of Iran has adopted policies in recent years aimed at limiting access to bank credits to slow down the pace of money creation. Despite the shortcomings of the bank credit market, the demand of the private sector for bank loans has increased due to high inflation. Monetary policymakers can control this cycle to some extent by implementing policies and restrictions, but the implementation of such decisions by the central bank is temporary because, despite the implementation of mandatory policies and strict controls on the supply of credit and credit as well as due to the very high demand for credit, there is no possibility of implementing restrictions by the central bank in medium and long terms. Besides, governments do not support the implementation of such policies due to the severe financial constraints of companies in these circumstances.

It seems that reforms in the money creation cycle and the analysis of the current conditions of the Iranian economy need a serious revision. Attention to the traditional approach of increasing monetary coefficient (minimum) is not enough. Instead of focusing solely on controlling the M1 or monetary base and solely on the sources of



money supply, it is better to focus on controlling the demand for loans and credit from the society. The behavior of individuals and companies in this regard requires special attention. The current conditions of the Iranian economy and the existence of high inflation have also sharply increased the demand for loans from the society. Controlling inflation and its roots seems to be inevitable from a non-monetary perspective to control demand for loans and credits.

**Keywords:** Money Multiplier, Money Creation, Threshold Models, Non-linear Cointegration.

**JEL Classification:** E51, E40, C24.

## تحلیل روابط وابسته به وضعیت ضرایب فزاینده پولی: نگاهی دوباره به فرآیند خلق پول

نگین حیدری‌زاده<sup>۱</sup>، سید یحیی ابطحی<sup>۲\*</sup>، زهره طباطبایی‌نسب<sup>۳</sup>، محمد علی دهقان تفتی<sup>۴</sup>

دریافت: ۱۴۰۳-۰۴-۲۴

پذیرش: ۱۴۰۴-۰۴-۰۱

### چکیده

سیاست‌گذاران در کنترل چرخه پولی و در نتیجه سیاست‌های ضد تورمی همچنان بر رویکرد سنتی خلق پول تأکید می‌کنند اما شواهد حاصل از برخی مطالعات اخیر نشان می‌دهد این رویکرد از طرق مختلف ناکافی است. در مطالعه‌ی حاضر مقادیر وابسته به وضعیت ضرایب فزاینده پولی در اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۴۰۰:۰۴-۱۳۵۷:۰۴ بررسی شده است. با استفاده از یک فرآیند همجمعی آستانه‌ای، روابط بلندمدت غیرخطی ضریب فزاینده وام‌دهی و ضریب فزاینده نقدینگی تأیید شده است. ضریب فزاینده وام‌دهی علت گرنجری ضریب فزاینده نقدینگی است و تعدیل به سمت تعادل بلندمدت کاملاً نامتقارن و معنی‌دار است. همچنین طبق نتایج حاصل از یک مدل چرخش مارکوف گارچ، ضریب فزاینده وام‌دهی دارای مدلی است که در آن میانگین رژیم‌ها به طور قابل توجهی بالاتر از ضرایب فزاینده پول و شبه پول است. پس اصلاح دیدگاه چرخه خلق پول و تحلیل شرایط امروزه اقتصاد ایران نیازمند بازنگری جدی است و توجه به رویکرد سنتی ضریب فزاینده پولی (حداقل) کافی نیست. به‌جای اینکه توجه را تنها بر کنترل پایه پولی و بر منابع عرضه پول قرار داد، بهتر است توجه را به کنترل تقاضای وام و اعتبار از طرف جامعه معطوف کرد. از طرف دیگر شرایط امروز اقتصاد ایران و وجود تورم‌های بالا تقاضای وام را از طرف جامعه به شدت بالا برده است. کنترل تورم و ریشه‌های آن از منظر غیرپولی برای کنترل تقاضای وام و اعتبار اجتناب‌ناپذیر است و امکان ادامه سیاست‌هایی با هدف محدودیت دسترسی به وام و اعتبار بانکی در میان‌مدت و بلندمدت وجود ندارد. کنترل بودجه دولت و جلوگیری از کسری‌های بودجه بالا و بی‌انضباطی‌های مالی در اقتصاد ایران ضرورتی گریزناپذیر برای کنترل تقاضای وام و اعتبار از طرف جامعه و در نتیجه کنترل چرخه پولی است.

**واژگان کلیدی:** خلق پول، ضریب فزاینده پولی، مدل‌های آستانه‌ای، همجمعی غیرخطی.

طبقه‌بندی JEL: C24, E51, E40

<sup>۱</sup> دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران [nheconometrics@gmail.com](mailto:nheconometrics@gmail.com)

<sup>۲</sup> نویسنده مسئول. دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران [abtahi@iauyazd.ac.ir](mailto:abtahi@iauyazd.ac.ir)

<sup>۳</sup> دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران [tabatabaiaenasab@iauyazd.ac.ir](mailto:tabatabaiaenasab@iauyazd.ac.ir)

<sup>۴</sup> استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران [dehghantafi@iauyazd.ac.ir](mailto:dehghantafi@iauyazd.ac.ir)

## ۱- مقدمه

تاکنون موضوع مطالعات متعدد بررسی چگونگی تاثیرگذاری شوک‌های ضریب فزاینده پول بر تولید بوده است. در این زمینه مطالعاتی که از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، مطالعات کاگان<sup>۱</sup> (۱۹۶۵) و بویژه فریدمن و شوارتز<sup>۲</sup> (۱۹۶۳) است که در تاریخ پولی ایالات متحده، رکود بزرگ را ناشی از کاهش شدید ضریب فزاینده پول و در نتیجه غیاب یک سیاست پولی مناسب می‌دانستند. در سال‌های اخیر ارتباط بین ضریب فزاینده پول و نوسانات کلان اقتصادی با استفاده از روش‌های سری زمانی مورد مطالعه قرار گرفته است. در این زمینه می‌توان به مطالعات مهمی مانند کارپنتر و دمیرالپ<sup>۳</sup> (۲۰۱۲) و بناتی و ایرلند<sup>۴</sup> (۲۰۱۷) اشاره کرد. به طور خاص، کارپنتر و دمیرالپ نشان می‌دهند که نظریه ضریب فزاینده سنتی، حداقل از دهه ۱۹۹۰، نوسانات اقتصاد کلان ایالات متحده را توضیح نمی‌دهد. اخیراً بناتی و ایرلند (۲۰۱۷) نشان داده‌اند که چگونه در دوران پس از جنگ جهانی دوم، شوک‌های ضریب فزاینده M1 تأثیرات ناچیزی بر نوسان تولید داشته است، در حالیکه مؤلفه M2 متفاوت از M1 تأثیراتی بر روی کل‌های اسمی بویژه در طول دوره تورم بالا داشته است.

در تئوری سنتی ضریب فزاینده پول ادعا می‌شود که اعطای وام توسط بانک‌ها با این پیش‌فرض انجام می‌گیرد که بانک‌ها دارای وجوه قابل استقراضی هستند که از طریق انباشت سپرده‌ها جمع‌آوری کرده‌اند اما با معرفی نوآوری‌های پولی در اوایل دهه ۱۹۸۰ پیوند بین عرضه پول و تولید تضعیف و ارتباط بین ضریب فزاینده پول و عرضه پول ناپایدار شد. در نتیجه، بانک‌های مرکزی اهداف نرخ بهره را به عنوان جایگزین اهداف کل‌های پولی اتخاذ کردند. در این زمینه، پذیرفته‌شده‌ترین توضیح در مورد فرآیند خلق پول، توضیحی است که توسط نظریه خلق اعتبار ارائه می‌شود، که طبق آن، وقتی بانک وام می‌دهد به‌طور همزمان در حساب بانکی وام‌گیرنده سپرده ایجاد می‌شود. این دیدگاه حاکی از معکوس شدن رابطه علی بین ضریب فزاینده پول و ضریب وام (که توسط نسبت بین وام‌ها و ذخایر بانکی ارائه می‌شود) است. (ورنر<sup>۵</sup>، ۲۰۱۴). در واقع، ضریب وام

<sup>۱</sup>-Cagan (1965)

<sup>۲</sup>-Friedman & Schwartz (1963)

<sup>۳</sup>-Carpenter & Demiralp (2012)

<sup>۴</sup>- Benati & Ireland (2017)

<sup>۵</sup>- Werner (2014).

است که ضریب فزاینده پول را تعیین می‌کند و نه برعکس. همان‌طور که در نظریه سنتی صدق می‌کند. بر این اساس، عرضه پول موجود در اقتصادهای مدرن توسط بانک‌ها از طریق فعالیت وام‌دهی آن‌ها ایجاد می‌شود. بنابراین، بیشتر مطالعات مربوط به نظریه خلق اعتبار، روند ضریب فزاینده پول و گسترش مقدار پول را تا حد زیادی به رفتار بانک‌ها نسبت می‌دهند، اگرچه ادبیات قابل توجهی به این موضوع اختصاص دارد که چه عواملی بر احتمال اعطای وام توسط بانک‌ها تأثیر می‌گذارد. در تکمیل ادبیات موجود در مطالعات اخیر مانند سقزا و مورلی<sup>۱</sup> (۲۰۲۲) استدلال می‌شود که آنچه بر روند خلق پول تأثیر می‌گذارد نه تنها رفتار بانک‌ها، بلکه بالاتر از همه رفتار افراد خصوصی از طریق تقاضای خود برای اعتبار بانکی است. با توجه به تمایل بانک‌ها به اعطای وام، اگر تقاضای افراد برای اخذ اعتبار ضعیف باشد، ضریب وام‌دهی و در نتیجه ضریب فزاینده پول ناگزیر پایین خواهد بود. همان‌طور که سقزا و مورلی (۲۰۲۲) استدلال می‌کنند ضریب فزاینده پول در ایالات متحده پس از بحران مالی نه به دلیل تمایل کم بانک‌ها به ارائه اعتبار، بلکه به دلیل تقاضای اندک برای وام به دلیل اهرم‌زدایی خانوارها و انباشت نقدینگی شرکت‌های آمریکایی به‌طور مداوم پایین باقی مانده است.

طی سال‌های اخیر، تحلیل فرآیند خلق پول بانکی، ضرایب فزاینده پولی و اثرات آن بر تورم در مطالعات مختلفی مورد بررسی قرار گرفته است. در این مطالعه به پیروی از مطالعات اخیر در این حوزه، رفتار ضریب فزاینده پولی در اقتصاد ایران برخلاف دیدگاه‌ها سنتی و با بکارگیری نقش تقاضا برای وام در فرآیند خلق پول مورد تحلیل قرار گرفته است. بر این اساس، نوآوری مطالعه حاضر بر این پایه بنا شده که برخلاف مطالعات گذشته در این حوزه، به جای اینکه به دیدگاه‌های مبتنی بر منابع عرضه پول پردازد توجه خود را به طرف تقاضای وام و اعتبار و لزوم کنترل آن به منظور کنترل خلق پول سیستم بانکی و عوارض نامطلوب ناشی آن در جامعه معطوف می‌کند. این دیدگاه متضمن دلالت‌های سیاستی جدیدی برای اقتصاد ایران است. از آنجا که بنا به تغییر شرایط اقتصادی، سری‌های زمانی دچار تغییر رفتار می‌شود، رهیافت مناسب برای مدل‌سازی چنین رفتارهایی، مدل‌های وابسته به وضعیت<sup>۲</sup> است که دارای ساختارهای غیرخطی هستند؛ بر این اساس، در مطالعه حاضر، روابط ضرایب فزاینده پولی و تأثیر آن‌ها بر رشد اقتصادی در قالب مدل‌های

<sup>۱</sup>- Seghezza & Morelli (2022)

<sup>۲</sup>- State Dependent Models

وابسته به وضعیت مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این راستا، در پژوهش حاضر ابتدا مبانی نظری موجود پیرامون نقش تقاضا برای وام در فرآیند خلق پول در بخش دوم بررسی می‌شود. در بخش سوم، پیشینه مطالعات موجود در خصوص این موضوع آورده شده است. در بخش چهارم، روش‌شناسی مطالعه شرح داده شده است. داده‌های مورد مطالعه و برآورد یک مدل وابسته به وضعیت برای تحلیل روابط بین ضرایب فزاینده پولی در بخش پنجم ارائه شده است. سرانجام، در بخش ششم، نتایج و پیشنهادها آورده شده است.

## ۲- مبانی نظری

با وقوع بحران‌های مالی طی دهه‌های گذشته، موضوع نحوه عملکرد بانک‌ها در ارتباط با عرضه پول مورد توجه قرار گرفته است. در طول قرن گذشته، سه نظریه غالب در زمینه بانکداری مطرح بوده است. اول، نظریه رایج واسطه‌گری مالی بانکداری که بر اساس آن بانک‌ها سپرده‌ها را جمع‌آوری می‌کنند و سپس آن‌ها را همانند سایر واسطه‌های مالی غیربانکی وام می‌دهند. دوم، نظریه قدیمی‌تر ذخیره کسری بانکداری که می‌گوید هر بانک به تنهایی یک واسطه مالی بدون قدرت خلق پول است، اما سیستم بانکی در مجموع قادر به ایجاد پول از طریق فرآیند افزایش چند برابری سپرده‌ها است و ضریب فزاینده پولی را مطرح می‌کند. سوم، نظریه ایجاد اعتبار در بانکداری است. این نظریه بانک‌ها را به عنوان واسطه‌های مالی که سپرده‌ها را برای اعطای وام جمع‌آوری می‌کنند، در نظر نمی‌گیرد، بلکه استدلال می‌کند که هر یک از بانک‌ها در هنگام اعطای وام بانکی، اعتبار و پول خلق می‌کنند. این نظریه‌ها در برخورد حسابداری با وام‌های بانکی و همچنین در پیامدهای سیاستی متفاوت هستند. از آنجایی که بر اساس نظریه غالب واسطه‌گری مالی، بانک‌ها در عمل با سایر واسطه‌های مالی غیربانکی یکسان هستند، معمولاً در مدل‌های اقتصادی مورد استفاده قرار نمی‌گیرد. علاوه بر این، نظریه بانک‌ها به عنوان واسطه صرفاً بر تنظیم کفایت سرمایه بانک‌ها برای جلوگیری از بحران‌های بانکی تأکید می‌کند. اگر این نظریه درست نباشد، مدل‌سازی و سیاست‌گذاری اقتصادی رایج در حال حاضر بدون پایه‌های تجربی خواهد بود (ورنر، ۲۰۱۶). از نظر ورنر، تئوری‌های واسطه‌گری مالی و ذخیره کسری بانکداری با شواهد رد شده است.

اگرچه در بیشتر منابع موجود پیرامون فرایندهای خلق پول و اعتبار در جامعه، هنوز به رویکرد سنتی ضریب فزاینده پول اشاره می‌شود، اما امروزه این رویکرد از طرق مختلف ناکافی به نظر می‌رسد.

مطابق با این رویکرد، وقتی بانک‌ها وام می‌دهند به‌طور همزمان در حساب بانکی وام‌گیرنده سپرده ایجاد می‌شود. این انباشت سپرده‌ها، وجوه قابل استقراض سیستم بانکی را به‌طور مرتب بالا می‌برد و پول و اعتبار خلق می‌شود. اخیراً، کارپنتر و دمیرالپ (۲۰۱۲)، با تکیه بر تحلیل انجام‌شده توسط یوهانس و راشه<sup>۱</sup> (۱۹۸۱) دریافتند که ضریب سنتی پول در این مورد اعتبار محدودی دارد (دهرتی و همکاران<sup>۲</sup>، ۲۰۱۸). در عین حال، ادبیات گسترده‌ای پدید آمده است که بر نقش بانک‌ها و عواملی که بر تمایل این مؤسسات به اعطای اعتبار تأثیر می‌گذارد، تأکید می‌کند. تأکید تقریباً انحصاری بر طرف عرضه وام‌ها عمدتاً از این واقعیت ناشی می‌شود که بانک‌ها می‌توانند چرخه‌های تجاری واقعی را با تأمین اعتبار تقویت کنند.

اما ادبیات جدید بر این واقعیت تأکید می‌کنند که تقاضا برای وام بیش از عرضه وام نقش تعیین‌کننده‌ای در روند خلق پول توسط بانک‌ها دارد (مک‌لی و همکاران<sup>۳</sup>، ۲۰۱۴). همانگونه که گودهارت<sup>۴</sup> (۲۰۱۷) اشاره می‌کند: "به‌جای اینکه ادعا کنیم بانک‌ها اعتبار ایجاد می‌کنند و سپس چنین وام‌هایی پول ایجاد می‌کنند، به حقیقت نزدیک‌تر است که بگوییم بخش خصوصی برای خود اعتبار و پول ایجاد می‌کند و بخش بانکی واسطه است که از طریق آن، مشتریان بخش خصوصی این کار را با شرایط و ضوابط تعیین‌شده توسط بانک‌ها انجام دهند". بنابراین، فرآیند خلق پول را می‌توان به این صورت خلاصه کرد که فرآیند از زمانی که شرکت‌ها در مورد میزان دریافت تصمیم می‌گیرند، شروع می‌شود. بانک‌ها با توجه به تمایل‌شان به اعطای وام، درخواست‌های شرکت‌ها را به‌طور کامل یا جزئی برآورده می‌کنند.

## ۲-۱- تقاضا برای وام و خلق پول

فرآیند خلق پول در بالا را می‌توان به‌طور رسمی در قالب یک مدل ارائه کرد. طبق مطالعه بوریو و دیسیانات<sup>۵</sup> (۲۰۱۱)، فرض می‌شود که بانک مرکزی سیاست "جداسازی" را اتخاذ می‌کند، و میزان ذخایری که بانک مرکزی به سیستم بانکی تزریق می‌کند هیچ تأثیری بر سیاست نرخ بهره ندارد و برون‌زا است. در نهایت، مانند سایر مطالعات، فرض می‌شود که سپرده‌های بانکی توسط وام‌های

1 -Johannes & Rasche (1981)

2 - Doherty et al. (2018)

3 - McLeay et al, (2014)

4 -Goodhart (2010)

5 - Borio & Disyatat (2011)

بانکی ایجاد می‌شود. با این حال، با توجه به این موارد، به تقاضای وام اهمیت بیشتری داده و مشخصات دقیق‌تری ارائه می‌شود.

فرض می‌شود سمت دارایی ترازنامه بانک‌ها شامل وام‌ها  $L$  و کل ذخایر  $RT$  است که ذخایر اجباری،  $Rob$  (کسری از سپرده‌ها،  $kD$ ) و ذخایر آزاد،  $RL$  را شامل می‌شود. مقدار  $RT$  به دلیل رژیم جداسازی که توسط بانک مرکزی دنبال می‌شود، برون‌زا است، با این حال، ترکیب  $RT$  می‌تواند به دلیل متغیر بودن مقدار  $Rob$  به دلیل مسیر رشد سپرده تغییر کند. سمت بدهی ترازنامه بانک‌ها، سپرده‌ها،  $D$  را شامل می‌شود.

مانند سایر مطالعات، بانک‌ها مقدار وام‌هایی را انتخاب می‌کنند که سود آن‌ها را با توجه به رابطه (۱) به حداکثر می‌رساند:

$$\pi = i_L L - i_D D + i_R R_T - V \quad (1)$$

که در آن  $i_L$  نرخ بهره وام‌ها،  $i_D$  نرخ سود سپرده‌ها،  $i_R$  نرخ بهره ذخایر است و جمله  $V = \nu L^2$  نشان‌دهنده هزینه‌های ریسک اعتباری است. این متغیر با مقدار وام‌ها به طور نسبی افزایش می‌یابد و  $\nu$  پروکسی برای محدودیت‌های طرف عرضه است. سطح وام‌هایی که سود بانک را به حداکثر می‌رساند عبارت از  $L^S = \frac{i_L - i_R}{2\nu}$  است.

برای یافتن سطح تعادلی وام‌ها لازم است تقاضا برای وام‌ها در نظر گرفته شود و این علاوه بر سطح نرخ بهره وام‌ها، تحت تأثیر منابع مالی در دسترس بنگاه‌ها و انتخاب‌های سرمایه‌گذاری آن‌ها قرار می‌گیرد. به طور خاص، فرض می‌شود که این تقاضا به دو عامل بستگی دارد: خالص وام‌دهی به بخش خصوصی  $nl$  و نرخ بهره وام‌ها. متغیر خالص وام‌دهی برابر با سود منهای سود تقسیمی سهام منهای سرمایه‌گذاری است. فرض می‌شود که وقتی خالص وام‌دهی مثبت است، یعنی زمانی که شرکت‌ها سود بالایی دارند یا فرصت‌های سرمایه‌گذاری پایینی دارند، تقاضا برای وام کم است:

$$L^D = a - nl - bi_L \quad (2)$$

از تقاطع تقاضا و عرضه وام مقدار تعادلی وام‌ها به دست می‌آید:

$$L^* = \frac{a - nl - bi_R}{1 + 2\nu b} \quad (3)$$

که به‌طور منفی به ظرفیت خالص وام‌دهی بانک‌ها یا قرض‌گیری بنگاه‌ها، و به‌موضع سیاست پولی و محدودیت‌های مقرراتی بستگی دارد. با توجه به مقدار وام‌ها، می‌توان ضریب فزاینده وام‌دهی را محاسبه کرد، یعنی:

$$m_L = \frac{L}{D} = \frac{L}{L + R_T} \quad (۴)$$

از آنجایی که اولین مشتق آن نسبت به مقدار وام مثبت است، افزایش در مقدار وام باعث افزایش ضریب فزاینده وام‌دهی می‌شود. ضریب فزاینده وام‌دهی، مقدار ضریب فزاینده پول را تعیین می‌کند. با فرض اینکه، طبق معمول، مقدار اسکناس  $C$  کسری از سپرده‌ها باشد:  $C = cD$  می‌توان نوشت:

$$m = \frac{M}{H} = \frac{C + D}{C + R_T} = 1 + \frac{m_L}{1 + c - m_L} \quad (۵)$$

از آنجایی که مشتق اول ضریب فزاینده پول با توجه به ضریب فزاینده وام‌دهی مثبت است، افزایش در ضریب فزاینده وام‌دهی، ضریب فزاینده پول را افزایش می‌دهد. در مجموع، سه گزاره از موارد فوق ناشی می‌شود:

۱. ضریب فزاینده پول به ضریب فزاینده وام‌دهی بستگی دارد. زمانی که دومی افزایش می‌یابد (افت می‌کند)، ضریب فزاینده پول نیز افزایش (کاهش) می‌یابد.
۲. هنگامی که ضریب فزاینده وام‌دهی افزایش می‌یابد، ترکیب ذخایر تغییر می‌کند. بویژه، تأثیر ذخایر آزاد بر کل ذخایر کاهش می‌یابد، درحالی‌که تأثیر ذخایر اجباری افزایش می‌یابد.
۳. ضریب فزاینده وام‌دهی به عرضه و تقاضای اعتبار بستگی دارد. در نتیجه، کاهش تقاضا برای اعتبار، ناشی از تغییرات در خالص وام اخذشده توسط بخش خصوصی، به کاهش ضریب فزاینده وام‌دهی کمک می‌کند.

### ۳- پیشینه پژوهش

درگاهی و هادیان<sup>۱</sup> (۱۳۹۵) با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزین‌های جدید، آثار تکانه‌های پولی ناشی از ضریب فزاینده و پایه پولی بر نوسانات متغیرهای کلان اقتصاد ایران را بررسی

<sup>۱</sup>-Hadian (2016)

کرده‌اند، نتایج حاکی از آن است که به ازای رشدهای یکسان نقدینگی، افزایش نقدینگی از محل ضریب فزاینده نسبت به پایه پولی، ضمن تحریک تولید، دارای تورم کمتر است.

کمیجانی و همکاران<sup>۱</sup> (۱۳۹۷) در مطالعه خود دیدگاه‌های رایج و دلالت‌های آن پیرامون ماهیت بانک و فرایند خلق پول بانکی را مورد بررسی قرار داده‌اند. بر اساس نتایج این پژوهش، تحلیل استدلال‌های موافق دیدگاه‌های واسطه‌گری مالی و ضریب فزاینده، نشان می‌دهد که ریشه‌های مهم فهم نادرست ماهیت بانک مواردی همچون برداشت کالایی نسبت به پول، مغالطه ترکیب و خلط مباحث خرد و کلان، بی‌توجهی به اصول حسابداری دوطرفه، عدم تفکیک ترازنامه بانک مرکزی و بانک‌ها و عدم توجه به اقتضائات سیاست هدف‌گذاری نرخ بهره توسط بانک مرکزی است. همچنین مؤمنی و همکاران<sup>۲</sup> (۱۳۹۹) در مطالعه خود به نقد نظریه ضریب فزاینده پایه پولی و برخی دلالت‌های اقتصاد کلان نظریه خلق اعتبار بانکی پرداخته‌اند. از منظر آن‌ها، بحران مالی دهه اخیر نشان داد فهم رایج از ماهیت بانک و فرایند خلق پول بانکی نادرست است زیرا این واقعیت که هر بانک به صورت فردی دارای توانایی خلق پول (اعتبار) است و در هنگام خلق پول، سند بدهی خود را منتشر می‌کند (نظریه خلق اعتبار بانکی)، موجب معکوس شدن برخی از نظریه‌های اقتصاد کلان می‌شود. رئیسی و همکاران<sup>۳</sup> (۱۴۰۱) مکانیسم خلق پول توسط سیستم بانکی را در قالب یک سیستم پویای اقتصاد اعتباری بر مبنای پارامترهای اقتصاد کلان و خرد شبیه‌سازی کرده‌اند. بر اساس نتایج این پژوهش، هرچه میل نهایی به مصرف از ثروت و درآمد بیشتر شود، منجر به افزایش مخارج برنامه‌ریزی شده کارگزاران، درخواست وام بیشتر و در نهایت افزایش حجم پول می‌شود؛ همچنین افزایش نرخ بازپرداخت‌ها به دلیل پرداخت‌های بیشتر کارگزاران، منجر به افزایش سرعت گردش پول نیز می‌شود؛ همچنین اصفهانی و همکاران<sup>۴</sup> (۱۴۰۲) در مطالعه خود خلق پول بانکی و ساز و کار انتقال تکانه‌ها را بررسی کرده‌اند. در این مطالعه، با بسط یک مدل کینزی جدید با فرض چسبندگی قیمتی، پیامدهای کارکرد انتقال نقدینگی بانک‌ها بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد تا زمانی که

<sup>۱</sup> -Komijani et al, (2018)

<sup>۲</sup> - Momeni et al, (2020)

<sup>۳</sup> - Raeisi et al, (2022)

<sup>۴</sup> - Esfahani et al, (2023)

بانک به سپرده‌های سرمایه‌گذاری خانوار به عنوان منبع حاشیه‌ای تأمین مالی وام دسترسی دارد، توانایی بانک در خلق پول تنها بر رفتار متغیرهای اسمی تأثیرگذار است.

بیلیسی<sup>۱</sup> (۲۰۱۷) با استفاده از داده‌های فصلی آمریکا و کانادا طی دوره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۴۷ و با بکارگیری مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای به برآورد ضریب فزاینده سیاست پولی پرداخته و نشان می‌دهد که با در نظر گرفتن نرخ بیکاری که نشان‌دهنده ادوار تجاری در اقتصاد است به عنوان متغیر آستانه، ضریب فزاینده سیاست پولی طی دوره رکود، بزرگ‌تر از دوره رونق است؛ همچنین سانگ<sup>۲</sup> (۲۰۱۹) از طریق داده‌های ثانویه جمع‌آوری شده از سال ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۸ و با استفاده از روش (VAR) تأثیر سیاست پولی بر رشد اقتصادی در ویتنام را مورد بررسی قرار داده است. نتایج نشان می‌دهد که بین متغیرهای سیاست پولی و رشد اقتصادی رابطه وجود دارد و عرضه پول در سطح بالایی تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارد و نرخ بهره تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد. سقرا و مورلی<sup>۳</sup> (۲۰۲۰) در مطالعه خود به بررسی این موضوع پرداخته‌اند که چرا ضریب فزاینده پولی پس از بحران مالی ایالات متحده به‌طور مداوم پایین باقی مانده است؟. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که افزایش متوسط سپرده‌ها و تداوم سطوح پایین ضریب فزاینده پولی ایالات متحده در پی کاهش تقاضا برای وام‌ها توسط بخش خصوصی انجام شده است.

ستیواتی و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۲۴) به بررسی این موضوع پرداخته است که سیاست پولی چگونه بر تورم و رشد اقتصادی در اندونزی تأثیر گذاشته است. این پژوهش از روش‌های پژوهش کیفی با تکنیک‌های جمع‌آوری داده‌ها از مجلات و کتاب‌های الکترونیکی در رابطه با تأثیر سیاست پولی بر نرخ تورم و رشد اقتصادی استفاده کرده است. نتایج تجزیه و تحلیل نشان می‌دهد که اثر سیاست پولی بر تورم و رشد اقتصادی در اندونزی معنی‌دار است و بانک اندونزی به دنبال ایجاد یک محیط مساعد برای ایجاد رشد اقتصادی پایدار از طریق روش‌های مختلف مانند حفظ ثبات ارز، نظارت بر ثبات مالی، کنترل اعتبارات و تنظیم نرخ‌های بهره است. دونائف<sup>۵</sup> (۲۰۲۴) در مطالعه خود رابطه بین ضریب اعتباری سیستم بانکی کشور و نسبت تولید ناخالص داخلی اسمی به پایه پولی را مورد مطالعه قرار داده است. نتایج مطالعه وی نشان می‌دهد که افزایش نرخ سود بانک مرکزی برای کاهش تورم

1- Bilosi (2017)

2- Sang (2019)

3- Seghezza & Morelli (2020)

4- Setiawati et al. (2024)

5- Dunaev (2024)

منجر به کاهش شدید ضریب وام‌دهی به تولید می‌شود، درحالی‌که مقررات اعتباری این امکان را ایجاد می‌کند که با هدف‌گذاری بدون تغییر نرخ سود و بدون کاهش وام، تورم را کاهش یابد.

#### ۴- روش‌شناسی پژوهش

مدل‌های مرسوم اغلب فرآیندهای متقارن و خطی را برای متغیرهای همجمع در نظر می‌گیرند. برای مثال، آزمون همجمعی انگل-گرنجر یک روش‌شناسی دو مرحله‌ای را به کار می‌برد تا رابطه تعادلی بلندمدت را برآورد کند. اندرز و گرنجر<sup>۱</sup> (۱۹۹۸) و اندرز و سیکلوز<sup>۲</sup> (۲۰۰۱) تأکید می‌کنند که چنانچه فرآیند تعدیل، نامتقارن باشد آنگاه آزمون همجمعی انگل-گرنجر دچار تصریح نادرست است و مکانیسم تصحیح خطا قادر نیست فرآیند حقیقی تعدیل را شناسایی کند. آن‌ها تصریح دیگری را برای مدل تصحیح خطا در چارچوب مدل‌های خودرگرسیون آستانه‌ای پیشنهاد کرده‌اند. اندرز و سیکلوز (۲۰۰۱) آزمون‌های همجمعی نامتقارن را با به کارگیری مدل‌های خودرگرسیون آستانه‌ای (TAR) و خودرگرسیون آستانه‌ای مومنتوم<sup>۳</sup> (M - TAR) در آزمون‌های ریشه واحد پسماندهای رگرسیون همجمعی توسعه داده‌اند. فرض کنید انحراف از تعادل بلندمدت همانند یک فرآیند TAR عمل می‌کند:

$$\Delta\mu_t = I_t\rho_1\mu_{t-1} + (1 - I_t)\rho_2\mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

که در آن  $I_t$  تابع شاخص هویساید<sup>۴</sup> یا همان تابع شاخص است:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \mu_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{if } \mu_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (7)$$

در مدل TAR فوق، تابع شاخص  $I_t$  به سطح  $\mu_{t-1}$  وابسته است. اما می‌توانیم  $I_t$  را به عنوان تابعی از تغییر دوره قبل  $\mu_{t-1}$  (یعنی  $\Delta\mu_{t-1}$ ) در نظر بگیریم و بنابراین تابع شاخص (۸) را به عنوان جایگزینی برای رابطه (۷) معرفی کنیم:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta\mu_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{if } \Delta\mu_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (8)$$

1 - Enders & Granger (1998)

2 - Enders & Siklos(2001)

3 - Momentum Threshold Autoregressive Models

4- Heaviside indicator function

جایگزین کردن رابطه (۸) با (۷) بویژه زمانی حائز اهمیت است که تعدیل به گونه‌ای نامتقارن باشد که سری‌ها، حرکت بیشتری در یک جهت نسبت به جهت دیگر نشان دهند. مدل‌هایی که با استفاده از روابط (۶) و (۸) ساخته می‌شود خودرگرسیون آستانه‌ای مومنتوم ( $M - TAR$ ) نامیده می‌شود. ضرایب تعدیل نامتقارن  $\rho_1$  و  $\rho_2$  یک فرایند کاهشی خودرگرسیون وابسته به وضعیت را ایجاد می‌کند. برای مثال در مدل  $M - TAR$  چنانچه  $\Delta\mu_{t-1} \geq 0$ ، مقدار تعدیل  $\rho_1\mu_{t-1}$  است درحالی‌که اگر  $\Delta\mu_{t-1} < 0$  مقدار تعدیل  $\rho_2\mu_{t-1}$  خواهد بود. در مدل  $TAR$ ، چنانچه  $|\rho_2| > |\rho_1|$ ، آنگاه انحراف مثبت از تعادل بلندمدت نسبت به انحراف منفی از پایداری بیشتری برخوردار خواهد بود. به عبارت دیگر، زمانی که خطای تعادل بالاتر از آستانه است تعدیل به کندی صورت می‌گیرد درحالی‌که وقتی خطای تعادل پایین‌تر از جذب‌کننده است تعدیل با شتاب صورت می‌گیرد. در مدل  $M - TAR$  نیز چنانچه  $|\rho_2| > |\rho_1|$ ، زمانیکه  $\Delta\mu_{t-1}$  مثبت است کاهش خودرگرسیونی اندک است اما با  $\Delta\mu_{t-1}$  منفی، این کاهش اساسی و قابل توجه خواهد بود. در چنین شرایطی، افزایش‌ها تمایل به پایداری دارند درحالی‌که کاهش‌ها تمایل دارند تا سریعاً به جذب‌کننده بازگشت کنند (ابطحی، ۱۴۰۱).

#### ۴-۱- مدل همجمعی آستانه‌ای گرنجر و لی (۱۹۸۹)

در این پژوهش، برای تصریح همجمعی غیرخطی بین ضریب فزاینده نقدینگی و ضریب فزاینده وام‌دهی، مدل همجمعی آستانه‌ای گرنجر و لی به صورت رابطه (۹) و (۱۰) در نظر گرفته شده است:

$$\begin{aligned} \Delta m2_t &= \mu_s + \lambda_s^+ E_{t-1}^+ + \lambda_s^- \bar{E}_{t-1} + \sum_{j=1}^J \alpha_s^+ \Delta ld_{t-j}^+ + \sum_{j=1}^J \alpha_s^- \Delta ld_{t-j}^- + \sum_{j=1}^J \beta_s^+ \Delta m2_{t-j}^+ + \sum_{j=1}^J \beta_s^- \Delta m2_{t-j}^- + u_s \\ \Delta ld_t &= \mu_v + \lambda_v^+ E_{t-1}^+ + \lambda_v^- \bar{E}_{t-1} + \sum_{j=1}^J \alpha_v^+ \Delta ld_{t-j}^+ + \sum_{j=1}^J \alpha_v^- \Delta ld_{t-j}^- + \sum_{j=1}^J \beta_v^+ \Delta m2_{t-j}^+ + \sum_{j=1}^J \beta_v^- \Delta m2_{t-j}^- + u_v \end{aligned}$$

که در آن  $m2$  و  $ld$  به ترتیب متغیرهای ضریب فزاینده نقدینگی و ضریب فزاینده وام‌دهی و  $\mu$ ،  $\lambda$ ،  $\alpha$  و  $\beta$  ضرایب،  $u$  جمله خطا و  $\Delta$  عملگر تفاضل مرتبه اول است. تمام مقادیر با وقفه تفاضل مرتبه اول متغیرها به صورت اجزای مثبت و منفی در نظر گرفته شده‌اند. به گونه‌ای که  $\Delta ld^+$  برابر است با  $ld_{t-1} - ld_{t-2}$  اگر  $ld_{t-1} > ld_{t-2}$  و در غیر این صورت برابر با صفر است. همین‌طور  $\Delta ld^-$

برابر با  $ld_{t-1} - ld_{t-2}$  است اگر  $ld_{t-1} < ld_{t-2}$  و در غیر این صورت برابر با صفر است. حداکثر مقدار وقفه  $\lambda$  نیز از طریق معیار اطلاعاتی AIC حاصل می‌شود. سرانجام جمله تصحیح خطای E نیز که به صورت

$$E_{t-1}^+ = I_t \xi_{t-1} \text{ و } E_{t-1}^- = (1 - I_t) \xi_{t-1}$$

تعریف می‌شود، با توجه به انتخاب مدل *MTAR* سازگار با سه وقفه در بخش قبل، در اینجا معادلات مربوط به تصریح گرنجر و لی برآورد می‌شود.

#### ۴-۲- ضرایب فزاینده پولی و نرخ رشد تولید حقیقی

سرانجام برای مدل‌سازی روابط ضرایب فزاینده پولی و نرخ رشد تولید حقیقی با توجه به تغییر رفتار سری‌های زمانی، مدل‌های سری زمانی وابسته به وضعیت مارکوف سوئیچینگ گارچ (MSGARCH) بکار برده شده و در قالب روابط (۱۱) تا (۱۳) تصریح شده است:

$$\Delta Y_t^{(i)} = \mu^{(i)} + \theta^{(i)} \text{Multiplier}_t^{(i)} + u_t, i = 0, 1$$

$$u_t = \sigma_t \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim i. i. d. N(0, 1)$$

$$\sigma_t^{2(i)} = \omega^{(i)} + \alpha^{(i)} u_{t-1}^2 + \beta^{(i)} \sigma_{t-1}^2$$

در معادله‌ی (۱۱) به عنوان معادله میانگین شرطی،  $\Delta Y_t^{(i)}$  نشان‌دهنده‌ی نرخ رشد اقتصادی است که بین رژیم‌های پایین و بالا چرخش می‌کند. مقدار ثابت  $\mu^{(i)}$  نیز بین رژیم پایین و بالای رشد اقتصادی چرخش می‌کند و  $\text{Multiplier}_t^{(i)}$  برداری از متغیرهای ضریب فزاینده پولی شامل  $M1$ ،  $CM$  و  $LD$  است. از آنجا که تصریح همزمان متغیرهای پولی در معادله‌ی میانگین شرطی منجر به بروز هم خطی چندگانه می‌شود، ضریب فزاینده پولی به صورت مجزا در معادله‌ی میانگین شرطی وارد می‌شود.

### ۵- نتایج تجربی

در ادامه پس از معرفی داده‌ها و متغیرهای پژوهش، نتایج حاصل از برآورد مدل ارائه و تحلیل می‌شود.

#### ۵-۱- داده‌ها و متغیرهای پژوهش

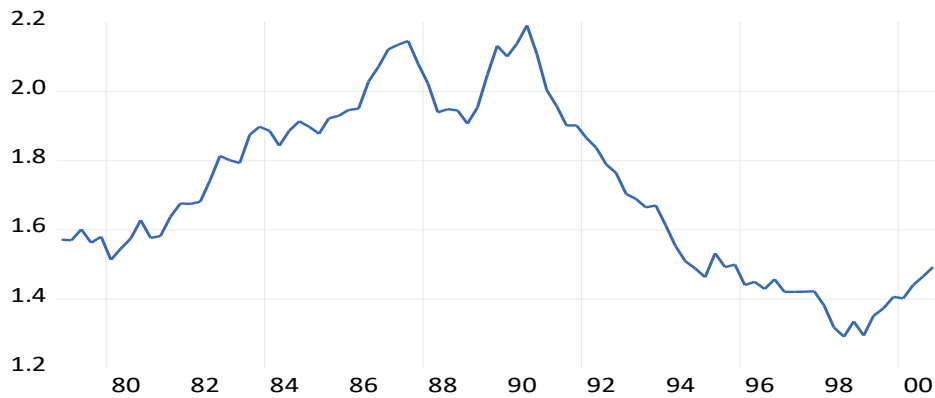
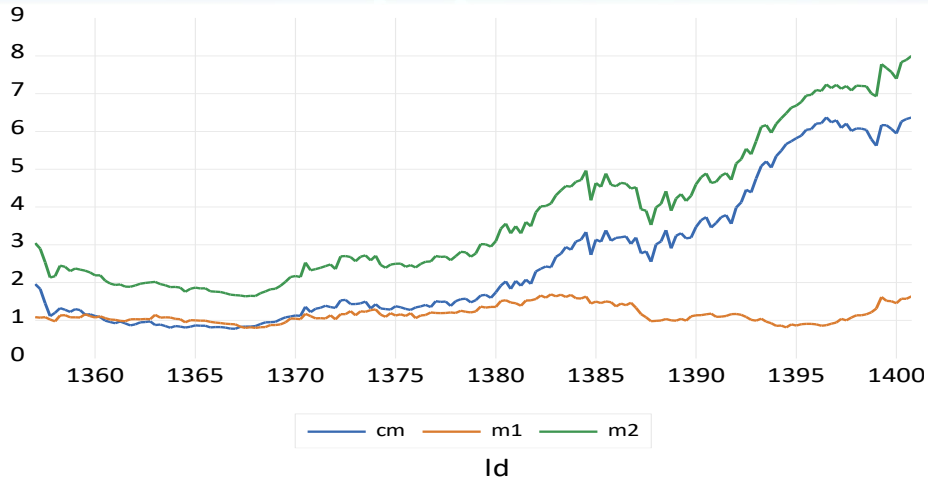
جهت تحلیل رفتارهای وابسته به وضعیت ضریب فزاینده پولی به پیروی از مطالعه سقزا و مورلی<sup>۱</sup> (۲۰۲۰) و با بهره‌گیری از پایگاه آماری بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، داده‌های فصلی متغیرهای حجم پول (M1)، نقدینگی (M2)، پایه پولی (MB)، میزان کل سپرده‌های بانکی (D)، میزان وام و اعتبارات شبکه بانکی (L)، ذخایر بانک‌ها (ER) و تولید ناخالص داخلی حقیقی (Y) طی دوره زمانی ۱۳۵۷:۰۱-۱۴۰۰:۰۴ استخراج شده و متغیرهای ضریب فزاینده پول (M1)، ضریب فزاینده شبه‌پول (CM)، ضریب فزاینده وام‌دهی (LD) و ضریب فزاینده ذخایر (ER) مطابق جدول (۱) محاسبه شده است. بر این اساس، مقادیر ضرایب فزاینده پولی طی دوره مورد مطالعه در نمودار (۱) نشان داده شده است. ضرایب فزاینده شبه‌پول و نقدینگی از اواخر دهه ۱۳۶۰ در ایران یک‌روند صعودی را آغاز کرده است و به استثنای اوایل دهه ۱۳۸۰ در بقیه دوره‌ها روند صعودی خود را حفظ کرده است. به عنوان نمونه، ضریب فزاینده نقدینگی با رشد ۳۰۰ درصدی از مقدار ۲ در اوایل دهه ۱۳۶۰ به مقدار بیش از ۸ در سال‌های اخیر رسیده است.

جدول ۱: محاسبه ضرایب فزاینده پولی

شرح متغیرها	نماد متغیرها	روش محاسبه
ضریب فزاینده پول	M1	$\frac{M1}{MB}$
ضریب فزاینده شبه‌پول	CM	$\frac{M2 - M1}{MB}$
ضریب فزاینده نقدینگی	M2	$\frac{M2}{MB}$
ضریب فزاینده وام‌دهی	LD	$\frac{L}{D}$
ضریب فزاینده ذخایر	ER	$\frac{ER}{MB}$

مأخذ: یافته‌های پژوهش

<sup>۱</sup>- Seghezza and Morelli (2020)



نمودار ۱: ضرایب فزاینده پولی

### ۵-۲-آزمون ریشه واحد

برای جلوگیری از ایجاد رگرسیون کاذب، پایایی سری‌های زمانی مورد بررسی قرار می‌گیرد. جهت بررسی پایایی سری‌های زمانی، روش‌های بسیاری وجود دارد که انتخاب روش به ماهیت داده‌ها و متغیرهای مورد بررسی بستگی دارد. در این مطالعه، جهت بررسی پایایی سری‌های زمانی از آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته (ADF) استفاده شده و نتایج در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲: آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF)

ارزش احتمال		مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد	آماره t		متغیرها
			تفاضل مرتبه اول	سطح	
۰/۰۰۰۱	۰/۸۱	-۲/۸۹	-۱۴/۴۵	-۰/۸۳	Y
۰/۰۱	۰/۸۳	-۲/۸۹	-۳/۴۴	-۰/۷۳	CM
۰/۰۰	۰/۷۸	-۲/۸۹	-۵/۵۵	-۰/۸۹	M1
۰/۰۰	۰/۷۶	-۲/۸۹	-۷/۰۴	-۰/۹۶	LD
۰/۰۰	۰/۱۴	-۲/۸۹	-۱۳/۷۶	-۲/۴۱	ER

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج ارائه شده در جدول (۲) نشان می‌دهد که آماره ADF تمامی متغیرهای مورد مطالعه کوچک‌تر از مقادیر بحرانی جدول در سطح ۵٪ است. بنابراین متغیرهای مذکور در سطح ناپایا است. بنابراین آزمون برای متغیرهای ناپایا با یکبار تفاضل تکرار شده است. نتایج حاصل از جدول حاکی از آن است که تمامی متغیرها با یکبار تفاضل گیری پایا شده‌است.

### ۳-۵- نتایج تحلیل‌های همجمعی خطی

در این بخش، تحلیل همجمعی خطی بوسیله روش یوهانسن انجام شده است. برای اجرای روش یوهانسن ابتدا لازم است با استفاده از معیارهای اطلاعاتی، طول وقفه مدل تعیین شود، در این راستا با اجرای یک مدل خودرگرسیون برداری (VAR) بر داده‌ها، طول وقفه بدست آمد. بر پایه کمترین مقادیر آماره‌های اطلاعاتی آکائیک (AIC)، هنان کوئین (HQ) و بی‌زین شوارتز (SC) چهار وقفه در برآورد مدل بکار گرفته شده است. اکنون با اجرای آزمون‌های همجمعی خطی یوهانسن می‌توان وجود رابطه همجمعی از نوع خطی را بین ضریب فزاینده نقدینگی و ضریب فزاینده وام‌دهی آزمون کرد. بدون وجود اطلاع قبلی، سه تصریح متفاوت از مدل (با روند، با عرض از مبدأ، بدون روند و عرض از مبدأ) انجام شده است. نتایج برآورد تمامی حالت‌های ممکن در جدول (۳) آورده شده است. نتایج جدول نشان می‌دهد که در هر دو آزمون در حالت وجود عرض از مبدأ در مدل، آماره آزمون  $\lambda_{\max} = ۳۰/۷$  و  $\lambda_{\text{trace}} = ۳۳/۴۴$  از تمام مقادیر بحرانی در سطوح معنی‌داری ارائه شده

بزرگ‌تر است و فرضیه صفر عدم وجود همجمعی ( $r = 0$ ) رد می‌شود. اگرچه برای فرضیه صفر وجود یک رابطه همجمعی ( $r = 1$ )، مقادیر آماره‌های آزمون در حد قابل توجهی کاهش می‌یابد و از تمام سطوح معنی‌داری ارائه شده کمتر است. بنابراین در هر دو آزمون وجود یک بردار همجمعی خطی بین ضریب فزاینده نقدینگی و ضریب فزاینده وام‌دهی تأیید می‌شود.

جدول ۳: نتایج آزمون‌های همجمعی یوهانسن بر ضریب فزاینده نقدینگی و ضریب فزاینده وام‌دهی

آزمون	تصریح	مقادیر بحرانی			
		آماره آزمون	۱۰٪	۵٪	۱٪
<b>Johansen <math>\lambda_{max}</math></b>					
$r \leq 1$	none	۰/۲۷	۶/۵	۸/۱۸	۱۱/۶۵
$r = 0$	none	۳/۰۲	۱۲/۹۱	۱۴/۹	۱۹/۱۹
$r \leq 1$	constant	۴/۲۷	۷/۵۲	۹/۲۴	۱۲/۹۷
$r = 0$	constant	۳۰/۷ <sup>***</sup>	۱۳/۷۵	۱۵/۶۷	۲۰/۲
$r \leq 1$	trend	۲/۷۳	۲/۴۹	۱۲/۲۵	۱۶/۲۶
$r = 0$	trend	۸/۳۵	۱۶/۸۵	۱۸/۹۶	۲۳/۶۵
<b>Johansen <math>\lambda_{trace}</math></b>					
$r \leq 1$	none	۰/۲۷	۶/۵	۸/۹	۱۱/۶۵
$r = 0$	none	۳/۲۹	۱۵/۶۶	۱۷/۹۵	۲۳/۵۲
$r \leq 1$	constant	۲/۷۴	۷/۵۲	۹/۲۴	۱۲/۹۷
$r = 0$	constant	۳۳/۴ <sup>***</sup>	۱۷/۸۵	۱۹/۹۶	۲۴/۶۰
$r \leq 1$	trend	۲/۷۳	۱۰/۴۹	۱۲/۲۵	۱۶/۲۶
$r = 0$	trend	۱۱/۰۸	۲۲/۷۶	۲۵/۳۲	۳۰/۴۵

\*\*\*، \*\*، ° به ترتیب بیانگر معنی‌داری ضرایب در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ هستند.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

#### ۵-۴- تحلیل‌های همجمعی آستانه‌ای

برای برآورد یک رابطه همجمعی آستانه‌ای بین ضریب فزاینده نقدینگی و ضریب فزاینده وام‌دهی، چهار مدل TAR، MTAR (مومنتم TAR) و مدل‌های سازگار و متناظر با این دو مدل (Consistent MTAR و Consistent TAR) برآورد شده است. خلاصه نتایج حاصل شده از برآورد مدل‌های همجمعی آستانه‌ای در جدول (۴) نشان داده شده است. با توجه به حداقل مجموع

مجذور خطاها برای مدل MTAR سازگار، مقدار آستانه  $0/174$ - و برای مدل TAR سازگار، مقدار آستانه  $0/608$  برآورد شده است. مدل MTAR سازگار دارای حداقل مقدار AIC برابر با  $88/6$ - و حداقل معیار BIC برابر با  $76/4$ - است. بر این اساس، بین مدل‌های آستانه‌ای برآورد شده مدل MTAR سازگار به عنوان مدل منتخب در نظر گرفته می‌شود. مطابق با نتایج برآورد این مدل، آزمون F برای فرضیه صفر عدم وجود همجمعی در مقابل وجود همجمعی آستانه‌ای ( $H_0: \rho_1 = \rho_2$ ) دارای آماره  $4/20$  است و در سطح معنی‌داری  $5\%$  رد می‌شود. بنابراین ضریب فزاینده نقدینگی و ضریب فزاینده وام‌دهی دارای همجمعی با تعدیل آستانه‌ای هستند. علاوه بر این، آماره F برای فرضیه صفر وجود تقارن در فرایند تعدیل به سمت تعادل بلندمدت در مقابل عدم تقارن فرآیند تعدیل ( $H_0: \rho_1 = \rho_2$ ) برابر با  $5/7$  در سطح  $5\%$  معنی‌دار است. بنابراین فرایند تعدیل زمانی که شکاف بین ضریب فزاینده نقدینگی و ضریب فزاینده وام‌دهی به سمت تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود، نامتقارن است.

برآورد نقطه‌ای تعدیل بازده برای شوک‌های مثبت  $0/007$ - و برای شوک‌های منفی  $0/122$ - است. انحراف مثبت از تعادل بلندمدت که در نتیجه وضعیت ( $\Delta \hat{\xi}_{t-1} \geq -0/174$ ) رخ می‌دهد در نرخ  $0/7\%$  در هر دوره حذف می‌شود که البته این ضریب معنی‌دار نیست. انحراف منفی از تعادل بلندمدت که در نتیجه وضعیت ( $\Delta \hat{\xi}_{t-1} < -0/174$ ) ایجاد می‌شود با نرخ  $12/2\%$  در هر دوره حذف می‌شود و این ضریب کاملاً معنی‌دار است. بنابراین همگرایی بسیار پایین‌تری برای انحراف‌های مثبت (بالای آستانه) از تعادل بلندمدت نسبت به انحراف‌های منفی (پایین آستانه) وجود دارد.

جدول (۴): نتایج آزمون‌های همجمعی آستانه‌ای

Item	TAR	Consistent TAR	MTAR	Consistent MTAR
Thresh	۰	۰/۶۰۸	۰	-۰/۱۷۴
$\rho_1$	-۰/۰۲۹	-۰/۰۰۹	-۰/۰۴۸	-۰/۰۰۷
آماره t	(-۰/۹۷۱)	(-۰/۳۳۱)	(-۱/۵۵۲)	(-۰/۳۱۴)
$\rho_2$	-۰/۰۳۹	-۰/۰۶۹	-۰/۰۲۲	-۰/۱۲۲
آماره t	(-۱/۳۰۷)	(-۲/۱۳۶)	(-۰/۷۵۱)	(-۲/۸۸۵)
AIC	-۸۲/۹۴	-۸۴/۹۹	-۸۳/۲۹	-۸۸/۶۳
BIC	-۷۰/۶۷	-۷۲/۷۲	-۷۱/۰۲	-۷۶/۳۶
LB (4)	۰/۴۲۱	۰/۴۴۰	۰/۴۳۷	۰/۶۲۹
LB (8)	۰/۴۳۰	۰/۴۶۴	۰/۴۰۳	۰/۶۸۱
LB (12)	۰/۴۲۵	۰/۴۹۷	۰/۳۹۱	۰/۷۱۵
آزمون فرضیه‌ها:				
$\Psi(H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0)$	۱/۳۱۲	۲/۳۳۲	۱/۴۸۳	**۴/۲۰۵
$F(H_0: \rho_1 = \rho_2)$	۰/۰۵۲	۲/۰۳۱	۰/۳۸۴	**۵/۶۶۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

### ۵-۶- برآورد مدل همجمعی آستانه‌ای گرنجر و لی

با توجه به انتخاب مدل MTAR سازگار با سه وقفه در بخش قبل، در اینجا معادله‌های مربوط به تصریح گرنجر و لی برآورد می‌شود.

خلاصه نتایج برآورد مدل تصحیح خطای نامتقارن گرنجر و لی در جدول (۵) گزارش شده است. مقادیر آماره‌های اطلاعاتی AIC و BIC نشان می‌دهد که معادله ضریب فزاینده نقدینگی برازش بهتری نسبت به معادله ضریب فزاینده وام‌دهی دارد. فرضیه‌های

$$H_{01}: \alpha_i^+ = \alpha_i^- = 0$$

و

$$H_{02}: \beta_i^+ = \beta_i^- = 0$$

در واقع علیت گرنجر بین ضریب فزاینده نقدینگی و ضریب فزاینده وام‌دهی را آزمون می‌کند. مقدار آماره F این آزمون نیز در جدول (۵) آورده شده است. آماره F برابر با ۷/۴۱ و ارزش احتمال صفر



در فرضیه  $H_{01}: \alpha_i^+ = \alpha_i^- = 0$  نشان می‌دهد که فرضیه صفر "ضریب فزاینده وام‌دهی علت گرنجری ضریب فزاینده نقدینگی نیست" در سطح معنی‌داری بالایی رد می‌شود اما مقدار آماره F برابر با ۰/۷۷۵ با ارزش احتمال نزدیک به یک در فرضیه  $H_{02}: \beta_i^+ = \beta_i^- = 0$  نشان می‌دهد که فرضیه صفر "ضریب فزاینده نقدینگی علت گرنجری ضریب فزاینده وام‌دهی نیست" رد نمی‌شود.

جدول ۵: نتایج مدل تصحیح خطای نامتقارن با وجود هم‌جمعی آستانه‌ای

	ضرایب	lm2	le	ضرایب	lm2	le
$\mu$		۰/۰۹۲*	۰/۱۰۲**	$\beta_2^+$	-۰/۶۰۹	۰/۷۰۸
$\alpha_1^+$		-۰/۲۹۸*	۰/۳۶۳			
$\alpha_2^+$		۰/۵۵۴	۰/۳۷۶	$\beta_1^-$	-۰/۰۳۱**	۰/۸۴۰
				$\beta_2^-$	-۱/۶۳۵*	۰/۸۴۵
$\alpha_1^-$		-۰/۲۲۶**	۰/۳۹۱			
$\alpha_2^-$		۰/۹۴۳***	۰/۴۱۱*	$\lambda^+$	۰/۰۰۵*	۰/۰۸۸
				$\lambda^-$	۰/۴۰۹***	۰/۱۴۸*
$\beta_1^+$		۱۸۴*۰/	۰/۷۳۷			
$R^2$		۰/۲۶۵	۰/۲۴۸			
	AIC	۱۱۵/۸۸	-۱/۵۲	BIC	۱۴۵/۳۳	۲۷/۹۳
	LB(4)	۰/۴۷۴	۰/۴۵۳	LB(8)	۰/۹۷۵	۰/۸۳۲

آزمون فرضیه‌ها:

$H_{01}: \alpha_i^+ = \alpha_i^- = 0$  برای تمام وقفه‌ها  $3/29*** [0.03]$

$H_{02}: \beta_i^+ = \beta_i^- = 0$  برای تمام وقفه‌ها  $0.775 [0.03]$

$H_{03}: \sum \alpha^+ = \sum \alpha^-$   $2/01 [0.22]***$

$H_{04}: \sum \beta^+ = \sum \beta^-$   $0.98 [0.42]***$

$H_{05}: \lambda^+ = \lambda^-$   $1/21 [0.13]***$

\*\*\*، \*\*، \* به ترتیب بیانگر معنی‌داری ضرایب در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ هستند. مقادیر داخل [] مقدار احتمال آزمون را نشان می‌دهند.

فزاینده نقدینگی و ضریب فزاینده وام‌دهی بر یکدیگر در جدول (۵) مورد بررسی قرار گرفته است و به اثر نامتقارن وقفه‌های توزیع شده در هر معادله مربوط می‌شود. مقدار آماره آزمون برابر با  $۷/۳۶$  با ارزش احتمال صفر در فرضیه برابری مجموع ضرایب  $\alpha$  مثبت و منفی نشان می‌دهد که فرضیه صفر تقارن اثرگذاری ضریب فزاینده وام‌دهی بر ضریب فزاینده نقدینگی رد می‌شود. بنابراین، اثرگذاری ضریب فزاینده وام‌دهی بر ضریب فزاینده نقدینگی نامتقارن است. اما فرضیه تقارن اثرگذاری ضریب فزاینده نقدینگی بر ضریب فزاینده وام‌دهی با توجه به آماره آزمون  $۰/۹۸$  با ارزش احتمال  $۰/۴۲$  رد نمی‌شود. سرانجام، نتیجه آزمون  $H_{05}: \lambda^+ = \lambda^-$  برای معادله ضریب فزاینده نقدینگی با آماره آزمون  $۹/۶۸$  نشان می‌دهد که تعدیل به سمت تعادل بلندمدت ضریب فزاینده نقدینگی کاملاً نامتقارن و معنی‌دار است.

### ۵-۷- برآورد ضرایب فزاینده پولی و نرخ رشد تولید حقیقی

مطابق با تصریح روابط (۱۱) تا (۱۳) ضرایب فزاینده پولی و نرخ رشد تولید حقیقی در قالب سه مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ با احتمال انتقال ثابت  $(MS - FTP - GARCH(1,1))$  برآورد شده و نتایج در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول ۶: نتایج برآورد مدل  $MS - FTP - GARCH$  برای ضرایب فزاینده پولی

رژیم صفر			رژیم یک				
LD (1,1)	CM (1,1)	M1 (1,1)	LD (1,1)	CM (1,1)	M1 (1,1)		
۰/۰۳	۰/۰۱ <sup>oo</sup>	۰/۰۲ <sup>oo</sup>	$\mu^{(1)}$	۰/۱۲ <sup>oo</sup>	۰/۰۳	۰/۰۹ <sup>oo</sup>	$\mu^{(0)}$
(۰/۰۲)	(۰/۰۰۸)	(۰/۰۱)		(۰/۰۰۴)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۷)	
۰/۰۳ <sup>oo</sup>	-۰/۰۰۵ <sup>oo</sup>	۰/۰۱ <sup>oo</sup>	$\theta^{(1)}$	-۰/۰۳ <sup>oo</sup>	-۰/۰۰۵ <sup>oo</sup>	-۰/۰۰۳ <sup>oo</sup>	$\theta^{(0)}$
(۰/۰۱)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۸)		(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۷)	
۰/۰۰۳ <sup>oo</sup>	۰/۰۰۶ <sup>oo</sup>	۰/۰۰۰۳ <sup>oo</sup>	$\omega^{(1)}$	۰/۰۰۱ <sup>oo</sup>	۰/۰۰۵ <sup>oo</sup>	۰/۰۰۰۱ <sup>oo</sup>	$\omega^{(0)}$
(۰/۰۰۰۹)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۰۳)		(۰/۰۰۰۱)	(۰/۰۰۰۲)	(۰/۰۰۰۱)	
۰/۲۹	۰/۰۰۰۱	۰/۲۳ <sup>oo</sup>	$\alpha^{(1)}$	۰/۴۹	۰/۱۴	۰/۳۹ <sup>oo</sup>	$\alpha^{(0)}$
(۰/۱۹)	(۰/۰۰۰۱)	(۰/۱۵)		(۰/۲۶)	(۰/۳۴)	(۰/۱۱)	
۰/۵۸ <sup>oo</sup>	۰/۲۱	۰/۶۵ <sup>oo</sup>	$\beta^{(1)}$	۰/۳۴	۰/۶۳	۰/۲ <sup>oo</sup>	$\beta^{(0)}$

رژیم یک			رژیم صفر			
LD (1, 1)	CM (1, 1)	M1 (1, 1)	LD (1, 1)	CM (1, 1)	M1 (1, 1)	
(۰/۲۳)	(۰/۱۶)	(۰/۲۳)	(۰/۴۵)	(۰/۴۵)	(۰/۳۱)	
۰/۹۶	۰/۹۵	۰/۹۰	۰/۹۸	۰/۹۷	۰/۹۳	$P_{00}$
۴	۳/۸۹	۳/۷۲	۱۸۲/۰۹	۱۷۵/۳۹	۱۷۱/۸۲	Log Likelihood
۳/۷۷	۷۲/۳	۳/۴۹	۳/۹۱	۳/۸۲	۳/۶۳	HQ

یافته‌های پژوهش

اعداد داخل () نشان‌دهنده انحراف معیار است.

\*\* نشان‌دهنده سطح معنی‌داری ۵٪ است.

نتایج حاصل از برآورد مدل با ضرایب فزاینده مختلف نشان می‌دهد که در رژیم رکود اقتصادی، تمامی ضرایب فزاینده پولی اثر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد. با چرخش رژیم و قرار گرفتن در رژیم رونق، ضریب فزاینده پول و ضریب فزاینده وام‌دهی اثر مثبت کم اما معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد. اما مقایسه میانگین و ضرایب برآورد شده مدل‌ها نشان می‌دهد که ضریب فزاینده وام‌دهی دارای مدلی است که در آن میانگین رژیم‌ها به‌طور قابل توجهی بالاتر از ضرایب فزاینده پول و شبه پول است. از طرفی، نگاهی به برآورد احتمالات انتقال برای هر دو رژیم نیز نشان می‌دهد که احتمال پایداری رژیم رکود در همه موارد بیشتر از رژیم رونق بوده است.

## ۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در مطالعه‌ی حاضر مقادیر وابسته به وضعیت ضرایب فزاینده پولی در اقتصاد ایران طی بازه‌ی زمانی ۱۴۰۰:۰۴-۱۳۷۸:۰۴ مورد بررسی قرار گرفته است. با استفاده از یک فرایند همجمعی آستانه‌ای، روابط بلندمدت غیرخطی ضریب فزاینده وام‌دهی و ضریب فزاینده نقدینگی تأیید شده و نتایج نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران ضریب فزاینده وام‌دهی علت گرنجری ضریب فزاینده نقدینگی است و اثرگذاری ضریب فزاینده وام‌دهی بر ضریب فزاینده نقدینگی نامتقارن است. سرانجام، نتیجه آزمون‌ها نشان می‌دهد که تعدیل به سمت تعادل بلندمدت ضریب فزاینده نقدینگی کاملاً نامتقارن و معنی‌دار است. از طرف دیگر، نتایج حاصل از برآورد رابطه ضرایب فزاینده مختلف با رشد اقتصادی نشان می‌دهد که در رژیم رکود اقتصادی، تمامی ضرایب فزاینده پولی اثر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارند. با چرخش رژیم و قرار گرفتن در رژیم رونق، ضریب فزاینده پول و ضریب فزاینده وام‌دهی اثر مثبت کم اما معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارند اما مقایسه میانگین و

ضرایب برآورد شده مدل‌ها نشان می‌دهد که ضریب فزاینده وام‌دهی دارای مدلی است که در آن میانگین رژیم‌ها به طور قابل توجهی بالاتر از ضرایب فزاینده پول و شبه پول است.

در مجموع نتایج این مطالعه در حوزه رفتار ضریب فزاینده پولی نشان می‌دهد که اگرچه رویکرد سنتی ضریب فزاینده پولی همچنان مورد توجه است و سیاست‌گذاران و اقتصاددانان در کنترل نقدینگی و در نتیجه سیاست‌های ضد تورمی همچنان بر این رویکرد تأکید می‌کنند اما به نظر می‌رسد این رویکرد از طرق مختلف ناکافی است. نتایج این پژوهش نتایج مطالعات پیشین همچون سفزرا و مورلی<sup>۱</sup> (۲۰۲۲)، گودهارت<sup>۲</sup> (۲۰۱۰) و کارپنتر و دمیرالپ<sup>۳</sup> (۲۰۱۲) را تأیید می‌کند. پس بر اساس نتایج حاصل شده می‌توان تایید کرد که این تقاضا برای وام بیش از عرضه وام است که نقش تعیین‌کننده‌ای در روند خلق پول توسط بانک‌ها دارد. تا زمانیکه به دلایل مشخص اقتصادی از جمله وجود تورم‌های بالا که به طور عمده منتج از سیاست‌های مالی و بی‌انضباطی‌های مالی است تقاضا برای وام محدود نشود و جامعه تقاضا برای وام خود را کاهش ندهد فرایند خلق پول از حرکت باز نمی‌ایستد. همانگونه که گودهارت (۲۰۱۷) اشاره می‌کند: به جای اینکه ادعا کنیم بانک‌ها اعتبار ایجاد می‌کنند و سپس چنین وام‌هایی پول ایجاد می‌کنند، به حقیقت نزدیک‌تر است که بگوییم بخش خصوصی برای خود اعتبار و پول ایجاد می‌کند و بخش بانکی واسطه است که از طریق آن مشتریان بخش خصوصی این کار را با شرایط و ضوابط تعیین شده توسط بانک‌ها انجام می‌دهند. اگرچه بانک مرکزی ایران طی سال‌های اخیر سیاست‌هایی باهدف محدودیت دسترسی به وام و اعتبار بانکی برای کاهش سرعت خلق پول اتخاذ کرده است. اما باوجود نواقص بازار اعتبارات بانکی، تقاضای ایجادشده از طرف بخش خصوصی برای وام‌های بانکی به دلیل تورم‌های بالا افزایش یافته است. سیاست‌گذار پولی با اعمال سیاست‌ها و محدودیت‌هایی می‌تواند این چرخه را تا حدودی کنترل کند اما اجرای چنین تصمیماتی از طرف بانک مرکزی موقتی است چراکه با وجود اعمال سیاست‌های دستوری و کنترل‌های شدید در عرصه عرضه وام و اعتبار به دلیل تقاضای بسیار بالای وام، امکان اجرای محدودیت‌ها توسط بانک مرکزی در میان‌مدت و بلندمدت وجود ندارد. از طرفی دولت‌ها نیز به دلیل محدودیت‌های شدید

1- Seghezza & Morelli (2022)

2- Goodhart (2010)

3- Carpenter & Demiralp (2012)

مالی شرکت‌ها در این شرایط از اجرای چنین سیاست‌هایی حمایت نمی‌کنند. به نظر می‌رسد اصلاح دیدگاه چرخه خلق پول و تحلیل شرایط امروزه اقتصاد ایران نیازمند بازنگری جدی است. توجه به رویکرد سنتی ضریب فزاینده پولی (حداقل) کافی نیست. به جای اینکه توجه خود را صرفاً بر کنترل M1 یا پایه پولی و صرفاً بر منابع عرضه پول قرار دهیم بهتر است توجه خود را به کنترل تقاضای وام و اعتبار از طرف جامعه معطوف کنیم. بررسی رفتارهای افراد و شرکت‌ها در این خصوص نیازمند توجه ویژه است. از طرف دیگر شرایط امروز اقتصاد ایران و وجود تورم‌های بالا تقاضای وام را از طرف جامعه به شدت بالا برده است. به نظر می‌رسد کنترل تورم و ریشه‌های آن از منظر غیر پولی برای کنترل تقاضای وام و اعتبار اجتناب‌ناپذیر است و بدیهی است که در گام نخست، اصلاح سیاست‌های مالی و کنترل بودجه دولت و جلوگیری از کسری‌های بودجه بالا و متوالی در اقتصاد ایران ضرورتی گریزناپذیر برای کنترل تورم و در نتیجه کنترل چرخه پولی است. تا زمانی که بی‌انضباطی‌های مالی و در نتیجه کسری بودجه‌های دولت کنترل نشود امکان کنترل کامل و بهینه چرخه پولی نیز وجود ندارد.

## References

- Abtahi, S.Y. (2022). *Econometrics of Regime switching Models, Theory and Application of Threshold Models* (Vol. 1). Tehran, Noore Elm. (In Persian).
- Biolsi, C., (2017). [Nonlinear effects of fiscal policy over the business cycle](#). *Journal of Economic Dynamics and Control*, Elsevier, vol. 78(C), 54-87.
- Borio, C. & Disyatat, P.(2011). Global Imbalances and the Financial Crisis: Link or No Link?. *BIS Working Paper*, p. 346.
- Carpenter, S. & Demiralp, S.(2012). Money, reserves, and the transmission of monetary policy: does the money multiplier exist?. *Journal of Macroeconomics*, 34, 59-75.
- Dargahi, H. & Hadian, M. (2017). Comparing Effects of Monetary Shocks Caused by Monetary Base and Monetary Multiplier in Iranian Economy. *Economic Research*, 17(67), 189-219. (In Persian).
- Doherty, E., Jackman, B. & Perry, E.(2018). Money in the Australian Economy. *Reserve Bank of Australia Bulletin* (September).
- Dunaev, B.B.(2024). Economy Regulating by Using the Credit Multiplier. *Cybern System Analysis*. 60, 234-247.
- Enders, W. & Granger, C. W. J. (1998). Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates. *Journal of Business & Economic Statistics*, 16(3), 304-311.
- Enders, W. & Siklos, P. (2001). Cointegration and threshold adjustment. *Journal of Business & Economic Statistics*, 19(2), 166-176.

- Esfahani, M., Mahmoudzadeh, A. & Madanizadeh S. (2023). Banks Money Creation and the Transmission Mechanism of Shocks. *Journal of Planning and Budgeting*, **28**(2), 3-44. (In Persian).
- Falahi, F. (2014). Money-Output Relationship in Iran: A Markov Switching Causality. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, **3**(11), 107-128. (In Persian).
- Johannes, J. & Rasche, R. (1981). Can the reserves approach to monetary control really work? . *Journal of Money Credit Bank*. 13, 298–313.
- Goodhart, C.A.E. ( 2010). Money, credit and bank behavior: need for a new approach. *Natl. Inst. Econ. Rev.* 214, F1–F10.
- Kumijani, A., Abrishami, H. & Rohani, S. A. (2018). The Nature of Banks and the Money Creation Process; Criticism of Common Views and Implications. *Journal of Iran's Economic Essays (JIEE)*, **15**(29), 9-38. (In Persian).
- McLeay, M., Radia, A. & Ryland, T.(2014). Money creation in the modern economy. *Bank Engl. Quartely Bulletin*. 54, 14–27.
- Momeni, F., Shakeri, A. & Moghiseh, M. (2020). The Criticism of Money Base Multiplier Theory and Some Macroeconomic Implications of Credit Creation Theory of Banking. *Journal of Economics and Modelling*, **11**(2), 65-96. (In Persian).
- Raeisi, M., Zare, H., Ebrahimi, M. & Aminifard, A. (2022). Simulation of the mechanism of money creation by the banking system and its circulation in a dynamic system of credit economy. *Journal of Iranian Economic Issues*, **9**(1), 227-266. (In Persian).
- Seghezza, E & Morelli, P. (2020). Why the monety multiplier has remained persistently so low in the post crisis United States?. *Economic modelling*. 92,309-317.
- Setiawati, E., Wijayanti, O., Yuma, K. & Afifah, A. (2024). Analysis Of The Influence Of Monetary Policy On Inflation Rates And Economic Growth In Indonesia. *Jurnal Ekonomi, Manajemen dan Akuntansi*, **2**(1).45-75.
- Vitalii, B. & Alina, R. (2020). The Impact of Monetary Policy on Economic Growth in Ukraine. *Ekonomista*, **1**, 94-115.
- Werner, R.A. (2014). Can banks individually create money out of nothing? The theories and the empirical evidence. *International Review of Finance*. 36, 1–19.
- Werner, R.A. (2016). A lost century in economics: Three theories of banking and the conclusive evidence. *International Review of Financial Analysis*. International Review of Financial Analysis, **46**, 361–37.