

ORIGINAL ARTICLE

The Impact of the Required Reserve Rate on the Inflation Rate and Economic Growth in Iran (System of Simultaneous Equations Approach)

Masoud Saadatmehr¹, Nasrin Mansori²

1. Assistant Professor,
Department of Economics,
Payame Noor University,
Tehran, Iran.

2. Assistant Professor,
Department of Economics,
Payame Noor University,
Tehran, Iran.

Correspondence

Masoud Saadatmehr
Email:
m.saadatmehr@pnu.ac.ir

ABSTRACT

Iran's economy has been facing the phenomenon of inflation for many decades, which has been unbridled inflation in many periods. Therefore, in order to control the inflation rate, some policy makers are looking towards applying a contractionary monetary policy by increasing the required reserve rate. But this policy has been criticized due to the fact that it reduces production and economic growth and as a result creates recession in the economy. To what extent the increase in the required reserve rate with the aim of controlling inflation will reduce production and economic growth is a central question that the present research was made to answer. For this purpose, the system of simultaneous equations using the 3SLS method has been used. The data used in the present research is a time series of 1979-2018, which was collected from the database of the Central Bank of the Islamic Republic of Iran. The results showed that the variables of the required reserve rate and the excess reserve rate have a negative effect and the monetary base growth rate has a positive effect on the volume of money in Iran's economy. Also, the results showed that increasing the required reserve rate as a contractionary monetary policy can reduce the growth rate of the money volume and the inflation rate in the Iranian economy without changing the real production.

KEY WORDS

Inflation Rate, Monetary Policy, Required Reserve Rate, Simultaneous Equations.

JEL Classification: C32, E23, E58.

فصلنامه علمی

پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی

«مقاله پژوهشی»

تأثیر نرخ ذخیره قانونی بر نرخ تورم و رشد اقتصادی در ایران (رویکرد سیستم معادلات همزمان)

مسعود سعادت مهر^۱، نسرين منصورى^۲

چکیده

اقتصاد ایران در طول دهه های متمادی با پدیده تورم مواجه بوده که در دوره های زیادی تورم به صورت افسار گسیخته بروز نموده است. از این رو، در جهت کنترل نرخ تورم نگاه برخی از سیاست گذاران به سمت اعمال یک سیاست انقباضی پولی از طریق افزایش نرخ ذخیره قانونی معطوف شده است. اما این سیاست، از این جهت که باعث کاهش تولید و رشد اقتصادی و در نتیجه ایجاد رکود در اقتصاد، مورد انتقاد واقع شده است. اینکه افزایش نرخ ذخیره قانونی با هدف کنترل تورم، تا چه اندازه باعث کاهش تولید و رشد اقتصادی می شود، سؤال محوری است که تحقیق حاضر جهت پاسخ به آن صورت گرفته است. به این منظور، از سیستم معادلات همزمان به روش 3SLS استفاده شده است. داده های مورد استفاده در تحقیق حاضر، به صورت سری زمانی ۱۳۵۸-۱۳۹۷ بوده که از پایگاه داده بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گردآوری شده اند. نتایج نشان داد که متغیرهای نرخ ذخایر قانونی و نرخ ذخیره اضافی تأثیر منفی و نرخ رشد پایه پولی تأثیر مثبت بر حجم پول در اقتصاد ایران دارند. همچنین نتایج نشان داد که افزایش نرخ ذخیره قانونی به عنوان یک سیاست انقباضی پولی می تواند نرخ رشد حجم پول و نرخ تورم در اقتصاد ایران را بدون تغییر در تولید حقیقی کاهش دهد.

واژه های کلیدی

سیاست پولی، معادلات همزمان، نرخ ذخیره قانونی، نرخ تورم.

طبقه بندی JEL: E58, E23, C32

۱. استادیار اقتصاد، دانشگاه پیام نور

تهران، ایران

۲. استادیار اقتصاد، دانشگاه پیام نور

تهران، ایران

نویسنده مسئول:

مسعود سعادت مهر

رایانامه:

m.saadatmehr@pnu.ac.ir

۱- مقدمه

قانونی، به عنوان یک سیاست انقباضی از طریق کاهش حجم پول و نقدینگی بدون کاهش معنی‌داری در تولید و رشد اقتصادی، در کنترل تورم در شرایط تورمی بالا، مؤثر خواهد بود. با تأیید این فرضیه، سیاست‌گذاران پولی می‌توانند از این ابزار بدون ترس از ایجاد رکود، تورم را در اقتصاد کنترل نمایند. لذا تحقیق حاضر، با این هدف برای اقتصاد ایران انجام شده است. از آنجا که تاکنون هیچ تحقیقی با این فرض و این زمینه ذهنی در اقتصاد ایران انجام نشده است، تحقیق حاضر ضرورت داشته و دارای نوآوری خاص خود می‌باشد.

۲- مبانی نظری و مدل تحقیق

پایه پولی، شامل مجموع اسکناس و مسکوک در دست مردم، ذخایر قانونی و ذخایر اضافی بانک‌ها است. بانک مرکزی با تعیین نرخ ذخیره قانونی بر حجم ذخایر بانکی تأثیر گذاشته و باعث تغییر در حجم پول و نقدینگی می‌شود. تغییرات حجم پول و نقدینگی تحت تأثیر دو عامل پایه پولی و ضریب فزاینده است. برای بررسی این موضوع در ادامه، مکانیسم خلق پول و نقدینگی آمده است (رحمانی، ۱۳۸۶: ۷۲-۶۱).

فرض کنید بانک‌ها درصدی از سپرده‌های جاری را به صورت ذخایر قانونی (R) و درصدی را به صورت ذخیره اضافی (E) نگهداری می‌کنند. نرخ این ذخایر بر اساس رابطه ۱ و ۲ به ترتیب Π و ϵr می‌باشد.

$$rr = \frac{R}{D} \quad (۱)$$

$$er = \frac{E}{D} \quad (۲)$$

مردم نیز بخشی از پول خود را به صورت نقد و بخشی از آن را به صورت سپرده نگهداری می‌کنند. فرض بر این است که نسبت اسکناس (CU) به سپرده جاری (D) مقدار ثابت cd باشد:

$$cd = \frac{CU}{D} \quad (۳)$$

مجموع ذخایر قانونی و اضافی بعلاوه اسکناس و مسکوک در دست مردم (CU)، ذخایر اولیه بانک یا پایه پولی (H) را تشکیل می‌دهند (کاپوچینسکی و پیتریکا، ۲۰۱۹: ۱۱):

$$H = R + E + CU \quad (۴)$$

با جای‌گذاری رابطه ۱، ۲ و ۳ در رابطه ۴ خواهیم داشت:

سیاست‌های پولی یکی از مهمترین سیاست‌های دولت و به ویژه بانک مرکزی جهت تأثیرگذاری بر متغیرهای کلان اقتصاد مانند تولید و تورم، مورد استفاده قرار می‌گیرد. سیاست‌های پولی از طریق ابزارهای متنوعی اجرا می‌شود که یکی از مهمترین این ابزارها، تعیین نرخ ذخیره قانونی برای انواع سپرده‌های بانکی است که توسط بانک مرکزی به صورت دستوری تعیین می‌گردد. بانک مرکزی جهت تأثیرگذاری بر متغیرهای تورم و تولید می‌تواند از این ابزار استفاده نماید. به طور کلی افزایش نرخ ذخیره قانونی یک سیاست انقباضی پولی بوده که از طریق کاهش حجم پول و نقدینگی باعث کاهش تولید و کنترل تورم می‌شود. به همین ترتیب، کاهش نرخ ذخیره قانونی یک سیاست انبساطی پولی بوده که با افزایش در حجم پول و نقدینگی، باعث افزایش تولید و همچنین افزایش نرخ تورم در اقتصاد می‌گردد. بنابراین تغییر نرخ ذخیره قانونی همواره به عنوان یک ابزار سیاست‌گذاری مورد توجه سیاست‌گذاران پولی جهت مدیریت نرخ تورم و رشد اقتصادی بوده است. از طرف دیگر، اقتصاد ایران در طول دهه‌های متعددی با پدیده تورم مواجه بوده که در دوره‌های زیادی تورم به صورت افسار گسیخته بروز نموده است. از این رو، در جهت کنترل نرخ تورم افسار گسیخته، نگاه برخی از سیاست‌گذاران به سمت اعمال یک سیاست انقباضی پولی از طریق افزایش نرخ ذخیره قانونی معطوف شده است. اما این سیاست، از این جهت که باعث کاهش تولید و رشد اقتصادی و در نتیجه ایجاد رکود در اقتصاد می‌شود، مورد انتقاد واقع شده است. اینکه افزایش نرخ ذخیره قانونی با هدف کنترل تورم، تا چه اندازه باعث کاهش تولید و رشد اقتصادی می‌شود، سؤال محوری است که تحقیق حاضر جهت پاسخ به آن صورت گرفته است. از آنجا که در اقتصاد ایران بازارهای سوداگری زیادی مانند بازار ارز، بازار طلا، بازار خودرو، بازار مسکن و ... شکل گرفته است و بخش زیادی از حجم نقدینگی در این بازارهای در حال گردش می‌باشد، این فرضیه به ذهن متبادر می‌شود که بخش اعظم کاهش حجم پول و نقدینگی ناشی از سیاست افزایش نرخ ذخیره قانونی، می‌تواند در این بازارها اتفاق افتاده و کمتر بخش تولید حقیقی را متأثر سازد. در این صورت، افزایش نرخ ذخیره قانونی به عنوان یک سیاست انقباضی جهت کنترل تورم افسار گسیخته، بیشترین انقباض پولی را در بخش سوداگری ایجاد نموده و اندک تأثیری بر بخش تولید خواهد گذاشت. بنابراین می‌توان این فرضیه را مطرح نمود که افزایش نرخ ذخیره

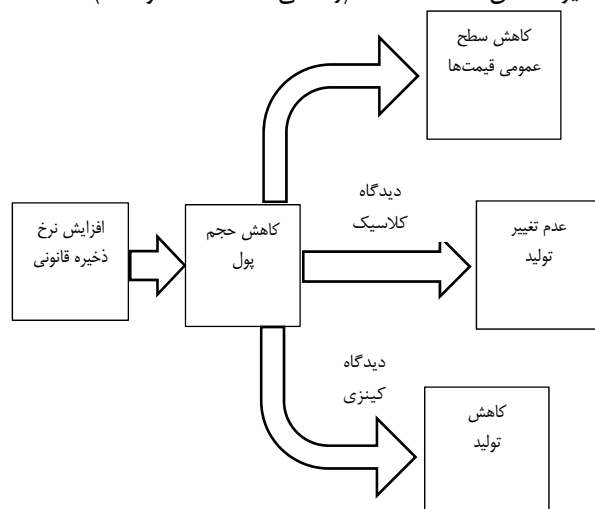
K را قرار داد. K در واقع نسبتی از درآمد اسمی است که برای خرید کالاها و خدمات نهایی به صورت نقد نگهداری می‌شود (جیانگ، چانگ و لین لی، ۲۰۱۵: ۲۵۵).

$$M = K P y \quad (11)$$

بر اساس معادله کمبریج، چون حجم تولید در کوتاه‌مدت تغییر نمی‌کند و سرعت گردش پول نیز ثابت فرض می‌شود با افزایش حجم پول، سطح عمومی قیمت‌ها به همان نسبت افزایش می‌یابد (لشکری، ۱۳۹۳: ۴۱).

به این ترتیب، بر اساس معادله ۷ افزایش نرخ ذخیره قانونی (II) ضریب فزاینده را کاهش داده و به تبع آن حجم پول کاهش می‌یابد و بر اساس رابطه ۱۱ کاهش حجم پول باعث کاهش سطح عمومی قیمت‌ها و در نتیجه کاهش نرخ تورم می‌شود.

کاهش حجم پول در دیدگاه‌های کینزی و کلاسیکی تأثیر متفاوتی بر سطح تولید خواهد داشت. در دیدگاه کلاسیک و نئوکلاسیک، سیاست‌های پولی خنثی بوده و تأثیر بر متغیرهای حقیقی اقتصاد مانند تولید و اشتغال نداشته و تنها متغیرهای اسمی را تغییر می‌دهند. اما بر اساس دیدگاه کینزین‌ها، سیاست‌های پولی قادر خواهند بود سطح تولید و اشتغال را در اقتصاد تحت تأثیر قرار دهند. بنابراین افزایش نرخ ذخیره قانونی به عنوان یک سیاست انقباضی پولی، باعث کاهش حجم پول شده و بر اساس دیدگاه کلاسیک تنها سطح عمومی قیمت‌ها را کاهش می‌دهد و تأثیری بر تولید حقیقی ندارد اما بر اساس دیدگاه کینزی، علاوه بر کاهش سطح عمومی قیمت‌ها باعث کاهش در تولید واقعی می‌شود. در نمودار زیر جهت علیت متغیرها نشان داده شده است (رحمانی، ۱۳۸۶: ۲۷۲ و ۲۸۲).



شکل ۱. جهت علیت متغیرهای مدل (رحمانی، ۱۳۸۶)

$$D = \frac{I}{rr+er+cd} H \quad (5)$$

حجم پول (M) برابر مجموع سپرده‌های جاری و اسکناس و مسکوک در دست مردم است.

$$M = D + CU \quad (6)$$

در رابطه ۶ بجای CU و D مقادیر آنها از روابط ۳ و ۵ شد و رابطه ۷ به دست آمد.

$$M = \frac{I+cd}{rr+er+cd} H \quad (7)$$

در رابطه ۷ عبارت $\frac{I+c}{rr+er+c}$ را ضریب افزایش حجم پول می‌گویند (کاپوچینسکی و پیتیریکا، ۲۰۱۹). در این رابطه نرخ ذخیره قانونی (II) در مخرج ضریب فزاینده قرار دارد. با افزایش نرخ ذخیره قانونی، مقدار ضریب فزاینده کاهش یافته و از این طریق باعث کاهش حجم پول در اقتصاد می‌شود. بنابراین بر اساس رابطه (۷) یک معادله اقتصادسنجی به صورت رابطه (۸) جهت بررسی تأثیر نرخ ذخیره قانونی بر حجم پول در نظر گرفته شد. در این رابطه، RM_t نرخ رشد حجم پول و RH_t نرخ رشد پایه پولی هستند.

$$RM_t = \gamma_0 + \gamma_1 rr_t + \gamma_2 er_t + \gamma_3 cd_t + \gamma_3 RH_t + \varepsilon_{1t} \quad (8)$$

بر اساس نظریه مقداری پول، حجم پول عامل تعیین کننده ارزش آن است و تورم، ناشی از افزایش دائمی حجم پول است. در این خصوص، فلیپ کاگان بیان می‌کند که در بلندمدت حجم پول علت اساسی تغییر سطح قیمت‌ها است. همان گونه که عرضه پول افزایش می‌یابد ارزش واقعی پول به علت تورم کاهش می‌یابد و افراد به طور عقلایی مقدار پول کمتری نزد خود نگه می‌دارند و نرخ تورم به تدریج از نرخ انبساط پولی بیشتر می‌شود. نظریه مقداری پول کلاسیک‌ها را می‌توان در قالب معادله کمبریج به صورت رابطه ۹ نوشت (جیانگ، چانگ و لین لی، ۲۰۱۵: ۲۵۵).

$$M V = P y \quad (9)$$

در این رابطه، M حجم پول، V سرعت گردش پول، P سطح عمومی قیمت‌ها و Y تولید حقیقی است. مارشال معادله ۹ را به صورت زیر بر حسب M حل نمود.

$$M = \frac{1}{V} P y \quad (10)$$

چون سرعت گردش پول در یک دوره کوتاه‌مدت ثابت فرض می‌شود پس $\frac{1}{V}$ نیز ثابت است و می‌توان به جای آن عدد ثابت

استفاده قرار گرفت.

۳- پیشینه تحقیق

طاهری فرد و موسوی آزاد در یک تحقیق به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران پرداخته‌اند. این تحقیق با استفاده از سیستم معادلات همزمان (TSL) برای دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۶۰ در ایران انجام شده است. نتایج نشان داد که کاهش نرخ ذخیره قانونی تأثیری بر متغیرهای حقیقی مانند تولید و اشتغال نداشته ولی باعث افزایش نقدینگی و ایجاد تورم می‌شود (طاهری فرد و موسوی آزاد، ۱۳۸۷: ۱۳۷). امیری و پیرداده بیرانوند تأثیر ابزارهای سیاست پولی را بر رکود تورمی در اقتصاد ایران در دوره زمانی ۱۳۵۵-۱۳۹۴ را با استفاده از روش (ARDL) بررسی نموده‌اند. نتایج نشان داد که نرخ تورم هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت رابطه معکوس با نرخ ذخیره قانونی دارد. اما رشد اقتصادی با نرخ ذخیره قانونی رابطه مستقیم دارد (امیری و پیرداده بیرانوند، ۱۳۹۶: ۱۹).

حاجی قاسمی، نجاتی و صالحی در یک تحقیق تأثیر نرخ بهره و نرخ ذخیره قانونی را بر متغیرهای کلان در اقتصاد ایران بررسی نموده‌اند. این تحقیق با استفاده از سیستم معادلات همزمان و به روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) برای دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۶۲ انجام شده است. نتایج بیانگر آن است که افزایش نرخ ذخیره قانونی باعث افزایش نرخ تورم و کاهش تولید می‌شود (حاجی قاسمی، نجاتی و صالحی، ۱۳۹۶: ۱۱۷).

نیازی محسنی و همکاران در یک تحقیق به بررسی تأثیر سیاست پولی بر تولید و تورم در ایران با لحاظ درجه استقلال بانک مرکزی پرداخته‌اند. این تحقیق با استفاده از یک مدل VAR با داده‌های سری زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۷ انجام شده است. نتایج نشان می‌دهد که افزایش نرخ ذخیره قانونی بر روی تولید اثر منفی و معنی‌داری دارد و نرخ تورم را نیز کاهش می‌دهد (نیازی محسنی و همکاران، ۱۳۹۷: ۱۵۱).

علایی، صلاح منش و آرمن کارایی سیاست پولی را تحت شرایط نااطمینانی بررسی نموده‌اند. در این مطالعه با استفاده از داده‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۶ اقتصاد ایران به تعیین شاخص نااطمینانی اقتصادی با استفاده از الگوریتم بهینه‌یابی جستجوی موجودات همزیست (SOS) پرداخته شده است. سپس با استفاده از رویکرد خودرگرسیون برداری برهم کنشی (IVAR) به محاسبه‌ی توابع واکنش تکانه‌ای متغیرهای تورم و تولید به شوک وارده بر متغیر حجم پول تحت سطوح

با توجه به نظریه مقداری پول کمبریج و با پیروی از بونیا^۱ (۲۰۱۶)، گلاگر و توبین (۲۰۱۵)، رضوان و همکاران (۲۰۱۴) و آکاتوری^۲ (۲۰۱۹) مدل تحقیق جهت بررسی تأثیر حجم پول بر نرخ تورم به صورت رابطه ۱۲ بیان می‌شود. در این رابطه، INF_t نرخ تورم و RM_t نرخ رشد حجم پول و Ry_t نرخ رشد تولید حقیقی هستند.

$$INF_t = \beta_0 + \beta_1 RM_t + \beta_2 Ry_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

اقتصاد ایران در دهه‌های گذشته دائماً در اشتغال ناقص بوده و هیچگاه شرایط اشتغال کامل مد نظر اقتصاد کلاسیک را تجربه نموده است. لذا، انتظار می‌رود به اقتصاد کینزی نزدیک بوده و سیاست‌های پولی انقباضی سطح تولید و اشتغال را کاهش دهد. اما از آنجا که در اقتصاد ایران بازارهای سوداگری زیادی مانند بازار ارز، بازار طلا، بازار خودرو، بازار مسکن و ... شکل گرفته است و بخش زیادی از حجم نقدینگی در این بازارها در گردش است، لذا، این فرضیه به ذهن متبادر می‌شود که بخش اعظم کاهش حجم پول و نقدینگی ناشی از سیاست افزایش نرخ ذخیره قانونی به عنوان یک سیاست انقباضی پولی، در این بازارها اتفاق افتاده و کمتر بخش تولید متأثر از کاهش نقدینگی می‌شود. در این صورت، افزایش نرخ ذخیره قانونی به عنوان یک سیاست انقباضی جهت کنترل تورم افسار گسیخته، بیشترین انقباض پولی را در بخش سوداگری ایجاد نموده و اندک تأثیری بر بخش تولید می‌گذارد. لذا سیاست‌های پولی، می‌توانند در اقتصاد ایران همانند اقتصاد کلاسیک تنها سطح عمومی قیمت‌ها را تغییر دهند. با این وجود، با توجه به مبانی نظری اقتصاد کینزی حاکی از تأثیرگذاری سیاست‌های پولی بر تولید و به پیروی از بیولا و همکاران^۳ (۲۰۱۵) و امیری و پیرداده بیرانوند (۱۳۹۶) مدل تحقیق جهت بررسی تأثیر نرخ ذخیره قانونی بر تولید به صورت رابطه ۱۳ در نظر گرفته می‌شود. اما با ملاحظات فوق انتظار بر این است که تأثیر حجم پول بر تولید معنی‌دار نباشد.

$$Ry_t = \alpha_0 + \alpha_1 RM_t + \alpha_2 RN_t + \alpha_3 RG_t + \varepsilon_{3t} \quad (13)$$

در رابطه ۱۳، RM_t نرخ رشد حجم پول، RN_t نرخ رشد جمعیت و RG_t نرخ رشد مخارج دولت هستند.

در این تحقیق، با توجه به مبانی نظری معادلات ۸، ۱۲ و ۱۳ با ۹ متغیر و ۱۲ پارامتر در قالب سیستم معادلات همزمان مورد

1. Bhunia
2. Okotori
3. Babalola et al.

۱۹۷۰ و روش هم انباشتگی یوهانسن استفاده شده است. نتایج نشان داد که بهترین ابزار سیاست پولی جهت مهار تورم نرخ ذخیره قانونی است. نرخ ذخیره قانونی رابطه منفی با نرخ تورم در مالزی دارد (رضوان و همکاران، ۲۰۱۴: ۴۷۳).

اتولورین و اکیان^۵ در یک تحقیق، اثرگذاری سیاست پولی را بر رکود اقتصادی و تورم در دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۸۴ در نیجریه را با استفاده از یک مدل VAR بررسی نموده‌اند. نتایج حاکی از آن است که سیاست پولی نقش مهمی در کنترل تورم داشته اما بر روی تولید تأثیر معنی‌داری ندارد (اتولورین و اکیان، ۲۰۱۷: ۸۰).

پرمیوس^۶ کارایی سیاست پولی را در باربادوس، جامائیکا، ترینداد و توباگو را با استفاده داده‌های ماهانه از ۲۰۱۴-۲۰۰۲ به روش خودرگرسیون برداری (VAR) بررسی نموده‌اند. نتایج نشان داد که نسبت ذخیره قانونی مکمل خوبی برای سیاست نرخ بهره برای دستیابی به اهداف کلان اقتصادی به ویژه در اقتصادهای باز کوچک است (پرمیوس، ۲۰۱۸: ۹۰۳).

خلیلی و سعودی^۷ در یک تحقیق در دوره زمانی ۲۰۱۸-۱۹۹۰ به روش ARDL به بررسی تأثیر سیاست پولی بر تولید و تورم در الجزایر پرداخته‌اند. در این تحقیق، میزان تأثیرگذاری سیاست پولی از دو کانال پولی و کانال وام بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد که سیاست پولی از طریق کانال پولی تأثیر معنی‌داری بر تولید نداشته اما از طریق کانال وام تأثیر معناداری دارد (خلیلی و سعودی، ۲۰۲۱: ۲۳۳).

۴-روش‌شناسی پژوهش

جهت برآورد ضرایب، معادلات ۸، ۱۲ و ۱۳ در قالب سیستم معادلات همزمان^۸ ابتدا باید مساله تشخیص بررسی شود. برای این کار باید دو شرط درجه‌ای^۹ و رتبه‌ای^{۱۰} را برای هر معادله جداگانه بررسی نمود. در جدول ۲ نتیجه این بررسی آمده است. در این خصوص، M تعداد متغیرهای درون‌زای مدل، m تعداد متغیرهای درون‌زای هر معادله هستند. همچنین K تعداد متغیرهای از پیش تعیین شده مدل و k تعداد متغیرهای از پیش تعیین شده هر معادله می‌باشند. اگر $k > m - 1$ باشد، معادله بیش از حد مشخص^{۱۱} و اگر $k = m - 1$

نااطمینانی بالا و پایین پرداخته شده است. نتایج حاکی از آن است که واکنش متغیر تولید و تورم به شوک وارد شده بر متغیر حجم پول متفاوت است به طوری که واکنش متغیر تولید تحت سطح نااطمینانی پایین، بیشتر از سطح نااطمینانی بالا است. این در حالی است که واکنش متغیر تورم برعکس می‌باشد (علایی، صلاح منش و آرمین، ۱۳۹۹: ۱۵).

نصیری فر به بررسی اثر شوک‌های مثبت و منفی ناشی از سیاست‌های پولی طی سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۹ بر مقدار تولیدات بخش صنعت در ایران با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی (ARDL) پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های منفی و مثبت سیاست پولی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت بر میزان تولیدات صنعتی کشور تأثیر منفی داشته‌اند. همچنین نتایج حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت اثرات شوک‌های منفی بیشتر از اثرات شوک‌های مثبت بوده است اما در بلندمدت شوک‌های مثبت پولی تأثیر بیشتری نسبت به شوک‌های منفی داشته‌اند (نصیری فر، ۱۴۰۰: ۸۳).

منگشا و هولمز^۱ به بررسی سیاست‌های پول در اریتره پرداخته‌اند. برای این کار از داده‌های سری زمانی فصلی ۲۰۰۸-۱۹۹۶ و از مدل خودرگرسیون برداری استفاده شده است. یافته نشان می‌دهد که نرخ ذخیره قانونی یک ابزار مهم سیاست پولی جهت کنترل تورم در اریتره است (منگشا و هولمز، ۲۰۱۳: ۷۸۶).

واتی^۲ در یک تحقیق به بررسی تأثیر ابزارهای سیاست پولی بر رشد اقتصادی در اندونزی با استفاده از داده‌های سری زمانی ۲۰۰۵-۱۹۹۰ پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که افزایش نرخ ذخیره قانونی تأثیر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی دارد (واتی، ۲۰۱۴: ۲۰۳).

لیو و مارگاریتز^۳ در یک تحقیق به بررسی تأثیر سیاست پولی بر نرخ تورم در چین پرداخته‌اند. این تحقیق با استفاده از داده‌های ۲۰۱۰-۱۹۹۶ به روش مدل تصحیح خطا (ECM) انجام شده است. یافته حاکی از وجود یک رابطه بلندمدت بین نرخ ذخیره قانونی و نرخ تورم است (لیو و مارگاریتز، ۲۰۱۴: ۱۳۷).

رضوان و همکاران^۴ به بررسی رابطه سیاست پولی با تورم در کشور مالزی پرداخته‌اند. در این تحقیق از داده‌های ۲۰۱۰-

5. Otolorin & Akapan

6. Primus

7. Khelili & Saoudi

8. System of simultaneous equations approach

9. Order condition of Identifiability

10. rank condition of identifiability

11. Over Identified

1. Mengesha & Holmes

2. Waty

3. Liu & Margaritis

4. Ridzuan et al.

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Z_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & Z_2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & Z_M \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \vdots \\ \delta_M \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_M \end{bmatrix} \quad (۱۵)$$

معادله ۱۵ را به شکل ساده زیر می‌توان نوشت:

$$y = Z\delta + U \quad (۱۶)$$

برای جملات خطا، شرط $E(U|X) = 0$ برقرار است بنابراین خواهیم داشت:

$$E(UU'|X) = \bar{\Sigma} = \sum \otimes I_T \quad (۱۷)$$

$$= \begin{bmatrix} \sigma_{11}I_T & \sigma_{12}I_T & \dots & \sigma_{1M}I_T \\ \sigma_{21}I_T & \sigma_{22}I_T & \dots & \sigma_{23}I_T \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{M1}I_T & \sigma_{M2}I_T & \dots & \sigma_{MM}I_T \end{bmatrix} \quad (۱۸)$$

$$E(uu') = \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1M} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \dots & \sigma_{23} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{M1} & \sigma_{M2} & \dots & \sigma_{MM} \end{bmatrix}$$

در روابط ۱۷ و ۱۸، $\bar{\Sigma}$ یک ماتریس $TM \times TM$ و Σ ماتریس $M \times M$ است. Σ ماتریس واریانس کواریانس جملات خطای معادلات است (قربانی، ۱۳۹۲: ۳۶-۳۵).

تخمین زننده OLS هر معادله به صورت جداگانه به صورت رابطه ۱۹ است که یک تخمین زننده ناسازگار و ناکارا است.

$$\delta_{OLS} = (Z'Z)^{-1}Z'y \quad (۱۹)$$

برای برطرف کردن مشکل ناسازگاری از روش متغیرهای ابزاری و برای رفع مشکل ناکارایی از روش GLS استفاده می‌شود. فرض کنید \bar{W} شرایط یک تخمین زننده IV را دارد به طوری که یک تخمین زننده سازگار ولی ناکارا را به صورت زیر ارائه می‌دهد.

$$\hat{\delta}_{IV} = (\bar{W}'Z)^{-1}\bar{W}'y \quad (۲۰)$$

اکنون برای رفع مشکل ناکارایی، با استفاده از روش GLS ماتریس $\bar{\Sigma}$ به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\hat{\delta}_{IV.GLS} = \bar{W}'(\bar{\Sigma})^{-1}\bar{W}'(\bar{\Sigma})^{-1}y \quad (۲۱)$$

$$= [\bar{W}'(\bar{\Sigma})^{-1} \otimes I]Z^{-1}\bar{W}'(\Sigma^{-1} \otimes I)y$$

اگر در رابطه ۲۱، عبارت Σ^{-1} با عناصر σ_{ij} نشان داده شود و \bar{W} مجموعه متغیرهای ابزاری باشند آنگاه می‌توان نوشت:

$$\hat{\delta}_{IV.GLS} \quad (۲۲)$$

$$= \begin{bmatrix} \sigma_{11}W_1'Z_1 & \sigma_{12}W_1'Z_2 & \dots & \sigma_{1M}W_1'Z_M \\ \sigma_{21}W_2'Z_1 & \sigma_{22}W_2'Z_2 & \dots & \sigma_{2M}W_2'Z_M \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{M1}W_M'Z_1 & \sigma_{M1}W_M'Z_2 & \dots & \sigma_{MM}W_M'Z_M \end{bmatrix}^{-1}$$

معادله دقیقاً مشخص^۱ است (عطرکار روشن و هاشمی، ۱۳۹۵: ۱۹۵).

جدول ۱. نتایج بررسی شرط درجه‌ای

شماره معادله	M	m	K	k	K-k	m-1	نتیجه
۸	۳	۱	۶	۴	۲	۰	بیش از حد مشخص
۱۲	۳	۳	۶	۰	۶	۲	بیش از حد مشخص
۱۳	۳	۲	۶	۲	۴	۱	بیش از حد مشخص

با توجه به نتایج جدول ۱، چون همه معادلات بیش از حد مشخص هستند برای تخمین ضرایب مدل باید از روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای (3SLS) استفاده کرد. روش 3SLS یکی از روش‌های سیستمی برای تخمین معادلات همزمان است که در سه مرحله انجام می‌شود.

مرحله اول: برآورد فرم حل شده برای متغیرهای درون‌زا در هر معادله. برای مثال، برای معادله Z_j اگر Y_j بردار متغیرهای درون‌زا در آن معادله باشد، به روش OLS معادله $Y_j = X_j\pi_j + v_j$ را تخمین می‌شود.

مرحله دوم: عبارت $\hat{Y}_j = X_j\hat{\pi}_j$ را برآورد شده و در معادله Z_j به جای Y_j مقدار آن را از $Z_j + \hat{v}_j$ قرار داده می‌شود و ضرایب آن را برآورد می‌گردد. با استفاده از این تخمین‌ها، خطاهای معادله محاسبه شده و واریانس و کوواریانس بین جملات خطا $(\hat{\sigma}_{ij})$ به دست می‌آید.

مرحله سوم: از روش حداقل مربعات وزنی، ضرایب سیستم معادلات برآورد می‌گردد. در این روش، وزن‌ها معادل $\hat{\sigma}_{ij}$ هستند (قربانی، ۱۳۹۲: ۳۵-۳۴). معادله Z_j را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$y_j = Z_j\delta_j + u_j \quad Z_j = [Y_j \quad X_j] \quad \delta_j = \begin{bmatrix} \gamma_j \\ \beta_j \end{bmatrix} \quad (۱۴)$$

در رابطه ۱۴، y_j بردار $T \times 1$ و Y_j ماتریس $T \times M_j$ و X_j ماتریس $T \times K_j$ و Z_j ماتریس $T \times (M_j + K_j)$ و γ_j بردار $M_j \times 1$ و β_j بردار $K_j \times 1$ و δ_j بردار $(M_j + K_j) \times 1$ هستند. رابطه ۱۴ را برای کل سیستم معادلات همزمان می‌توان به صورت زیر نوشت:

۱۳۹۷-۱۳۵۸ بوده که از پایگاه داده بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گردآوری شده‌اند. کلیه متغیرها بر اساس نرخ رشد و بر حسب درصد محاسبه شده‌اند. در جدول ۲ آمار توصیفی متغیرها شامل، میانگین، انحراف معیار، ماکزیمم، مینیمم، چولگی و کشیدگی آمده است. همان طور که مشاهده می‌شود مقادیر چولگی و کشیدگی همه متغیرها بین ۲ و -۲ بوده که حاکی از نرمال بودن توزیع داده‌ها است.

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرها

متغیر	میانگین	انحراف معیار	مینیمم	ماکزیمم	چولگی	کشیدگی
RM _t	۲۱/۷۹	۱۰/۳۲	۴۶/۵۲	-۱/۹۱	-۰/۰۱	-۰/۰۹
rr _t	۱۹/۷۸	۳/۸۳	۲۱/۵۰	۱۰/۳۸	-۰/۰۴	-۱/۵۱
er _t	۵/۱۹	۳/۱۸	۱۳/۲۱	۱/۶۲	۱/۱۲	-۰/۶۵
cd _t	۴۰/۴۲	۱۵/۰۱	۷۵/۷۸	۲۱/۱۹	-۰/۹۴	-۰/۰۱
RH _t	۵۱/۷۷	۸/۸۰	۴۶/۳۹	۴/۱۹	-۰/۶۴	-۰/۴۷
INF _t	۱۸/۸۲	۹/۲۶	۴۹/۴۰	۲/۷۰	۱/۰۴	۱/۷۰
Ry _t	۲/۹۲	۵/۳۲	۱۳/۰۸	-۱۰/۳۷	-۰/۴۲	-۰/۲۲
RN _t	۱/۹۹	-۰/۹۷	۳/۹۱	۱/۲۱	۱/۳۰	-۰/۱۴
RG _t	۲۱/۵۷	۲۰/۲۳	۹۴/۱۷	-۱۰/۶۷	۱/۱۹	۱/۷۳

ماخذ: محاسبات تحقیق

۴- تجزیه و تحلیل داده‌ها

در تحلیل سری‌های زمانی لازم است پایایی متغیرها بررسی شود. برای این کار از آزمون دکی فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده شد. در این آزمون تعداد وقفه‌ها با توجه به شاخص شوارتز - بیزین تعیین گردید. نتایج حاصل در جدول ۳ آمده است.

جدول ۳. بررسی پایایی متغیرهای مدل با استفاده از آزمون ADF

متغیر	تعداد وقفه	عرض از مبدا	روند	مقدار آماره ADF	مقدار بحرانی	نتیجه
RM _t	۰	√	-	۳/۹۹	۲/۹۳	پایا
rr _t	۰	√	√	۳/۶۵	۳/۵۲	پایا
er _t	۰	√	-	۳/۴۱	۲/۹۳	پایا
cd _t	۱	-	-	۲/۵۴	۱/۹۴	پایا
RH _t	۰	√	-	۴/۵۳	۲/۹۳	پایا
INF _t	۱	√	-	۴/۵۱	۲/۹۴	پایا
Ry _t	۱	√	-	۴/۵۳	۲/۹۴	پایا
RN _t	۰	-	-	۲/۲۱	۱/۹۴	پایا
RG _t	۴	√	√	۳/۴۴	۲/۹۴	پایا

ماخذ: محاسبات تحقیق

$$\begin{bmatrix} \sum_{j=1}^M \sigma_{1j} W'_1 y_j \\ \sum_{j=1}^M \sigma_{2j} W'_2 y_j \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^M \sigma_{Mj} W'_M y_j \end{bmatrix}$$

در سیستم معادلات ۲۱ عبارت $\bar{W}'(\bar{\Sigma})^{-1} \otimes I)Z$ را می‌توان به صورت زیر محاسبه نمود:

$$\bar{W}'(\bar{\Sigma})^{-1} \otimes I)Z = [W'_1 \quad W'_2 \quad \dots \quad W'_M] \begin{bmatrix} Z_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & Z_2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & Z_M \end{bmatrix} \quad (23)$$

$$\bar{W} = \begin{bmatrix} W'_1 \\ W'_2 \\ \vdots \\ W'_M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} W_{11} & W_{21} & \dots & W_{T1} \\ W_{12} & W_{22} & \dots & W_{T2} \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ W_{1M} & W_{2M} & \dots & W_{TM} \end{bmatrix} \quad (24)$$

اکنون برای تخمین زننده 3SLS، ابتدا \bar{W} معادل \hat{Z} تعریف می‌شود.

$$\bar{W} = \hat{Z} = \begin{bmatrix} \hat{Z}_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \hat{Z}_2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \hat{Z}_M \end{bmatrix} \quad (25)$$

$$= \begin{bmatrix} X(X'X)^{-1}X'Z_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & X(X'X)^{-1}X'Z_1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & X(X'X)^{-1} \end{bmatrix}$$

رابطه ۲۵ برای \hat{Z}_j به صورت زیر است که یک تخمین زننده 2SLS است.

$$\hat{Z}_j = X(X'X)^{-1}X'Z_j \quad (26)$$

بنابراین تخمین زننده IV برابر است با:

$$\hat{\delta}_{IV} = (\hat{Z}'Z)^{-1}\hat{Z}'y \quad (27)$$

با توجه به اینکه \hat{Z} یک تخمین زننده 2SLS است تخمین زننده رابطه ۲۷ نیز یک تخمین زننده 2SLS است. اگر همبستگی بین جملات خطای معادلات در نظر گرفته شود باید از تخمین زننده روش GLS استفاده a.n. در این صورت تخمین زننده 3SLS به صورت زیر به دست می‌آید. (قربانی، ۱۳۹۲: ۳۹).

$$\hat{\delta}_{3SLS} = [\hat{Z}'(\Sigma^{-1} \otimes I)Z]^{-1}\hat{Z}'(\Sigma^{-1} \otimes I)y$$

داده‌های مورد استفاده در تحقیق حاضر، به صورت سری زمانی

به اندازه ۱/۹۷ درصد کاهش می‌دهد در حالی که یک درصد افزایش در نرخ ذخیره قانونی، نرخ رشد حجم پول را تنها به میزان ۰/۹۷ درصد کاهش می‌دهد. از طرف دیگر، ضریب تأثیرگذاری نرخ ذخیره قانونی بر حجم پول بیشتر از پایه پولی می‌باشد. در این خصوص، متغیر نسبت اسکناس و مسکوک به سپرده‌های دیداری تأثیر معنی‌داری بر رشد حجم پول ندارد. نتایج همچنین حاکی از آن است که، نرخ ذخیره قانونی می‌تواند به عنوان ابزار مستقیم سیاست پولی در اقتصاد ایران در کنترل حجم پول مؤثر باشد. افزایش یک درصد در نرخ ذخیره قانونی به عنوان سیاست انقباضی پولی می‌تواند نرخ رشد حجم پول را ۰/۹۷ درصد کاهش دهد و این با مبانی نظری تحقیق کاملاً سازگار است.

نتایج حاصل از تخمین معادله ۱۲ در قالب سیستم معادلات همزمان در جدول ۴ نشان می‌دهد که دو متغیر نرخ رشد حجم پول (RM_t) و نرخ رشد تولید حقیقی (Ry_t) تأثیر معنی‌داری بر نرخ تورم در اقتصاد ایران دارند. در این خصوص، نرخ رشد حجم پول تأثیر مستقیم و نرخ رشد تولید حقیقی تأثیر معکوس بر نرخ تورم دارند. بنابراین نرخ رشد حجم پول به عنوان یک ابزار سیاست پولی می‌تواند در کنترل تورم در ایران مؤثر باشد. اگر نرخ رشد حجم پول یک درصد کاهش یابد نرخ تورم در اقتصاد ایران به میزان ۰/۳۶ درصد کاهش می‌یابد. همچنین نتایج حاکی از آن است که افزایش یک درصد در نرخ رشد تولید می‌تواند نرخ تورم را به میزان ۰/۸ درصد کاهش دهد. بنابراین کاهش رشد حجم پول و افزایش تولید حقیقی به عنوان دو عامل مؤثر در کاهش نرخ تورم در اقتصاد ایران محسوب می‌شوند.

نتایج برآورد معادله ۱۳ در جدول ۴ نشان می‌دهد که متغیرهای نرخ رشد جمعیت فعال (RN_t) و نرخ رشد مخارج دولت (RG_t) تأثیر مثبت و معنی‌داری بر تولید حقیقی در اقتصاد ایران دارند. همچنین، متغیر نرخ رشد حجم پول (RM_t) تأثیر معنی‌داری بر تولید حقیقی ندارد. به عبارت دیگر، اگر حجم پول در اقتصاد ایران افزایش یا کاهش یابد تولید حقیقی تغییر نمی‌کند و این یک نتیجه مهم برای اقتصاد ایران است و فرضیه تحقیق حاضر را تقویت می‌کند.

با مقایسه معادلات برآورد شده به صورت همزمان در جدول ۴ می‌توان گفت اگر بانک مرکزی نرخ ذخیره قانونی را به عنوان ابزار مستقیم سیاست پولی به اندازه یک درصد افزایش دهد با توجه به معادله ۸ نرخ رشد حجم پول به اندازه ۰/۹۷ درصد کاهش می‌یابد و طبق معادله ۱۲ نرخ تورم به

نتایج آزمون ADF در جدول ۳ نشان می‌دهد که کلیه متغیرها پایا هستند به عبارت دیگر $I(0)$ می‌باشند. بنابراین، احتمال رگرسیون کاذب کاملاً منتفی است و بدون نگرانی از رگرسیون کاذب می‌توان مدل را تخمین زد. در ادامه، سیستم معادلات همزمان به روش 3SLS برآورد گردید که نتایج آن در جدول ۴ آمده است.

جدول ۴. نتایج تخمین مدل به روش 3SLS

رابطه (۸)				
$RM_t = \gamma_0 + \gamma_1 rr_t + \gamma_2 er_t + \gamma_3 cd_t + \gamma_4 RH_t + \varepsilon_{1t}$				
متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
عرض از مبدا	۲۸/۹۹	۸/۸۷	۳/۳۰	*.۰/۰۰۱
rr_t	-۰/۹۷	-۰/۴۵	۲/۱۵	*.۰/۰۱۰
er_t	-۱/۹۷	-۰/۵۹	-۳/۳۲	*.۰/۰۰۱
cd_t	-۰/۱۷	-۰/۱۲	۱/۴۱	۰/۱۶۰
RH_t	-۰/۴۹	-۰/۱۵	۳/۲۸	*.۰/۰۰۱
$\bar{R}^2 = 0.64$		$DW = 1.72$		
رابطه (۱۲)				
$INF_t = \beta_0 + \beta_1 RM_t + \beta_2 Ry_t + \varepsilon_t$				
متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
عرض از مبدا	۱۳/۶۷	۲/۹۲	۴/۶۶	*.۰/۰۰۰
RM_t	۰/۳۶	-۰/۱۲	۲/۹۴	*.۰/۰۰۳
Ry_t	-۰/۸۰	-۰/۲۳	-۳/۴۵	۰/۰۰۰
$\bar{R}^2 = 0.71$		$DW = 1.79$		
رابطه (۱۳)				
$Ry_t = \alpha_0 + \alpha_1 RM_t + \alpha_2 RN_t + \alpha_3 RG_t + \varepsilon_{3t}$				
متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
عرض از مبدا	-۶/۰۰	۲/۷۴	-۲/۱۸	*.۰/۰۱۰
RM_t	-۰/۱۳	-۰/۱۴	-۰/۸۸	۰/۳۷۶
RN_t	۰/۶۶	-۰/۳۹	۲/۲۸	*.۰/۰۰۸
RG_t	-۰/۳۵	-۰/۱۳	۲/۵۱	*.۰/۰۱۳
$\bar{R}^2 = 0.51$		$DW = 1.88$		

* معنی‌دار در سطح خطای کمتر از ۵ درصد

ماخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به جدول ۴، نتایج تخمین مدل ۸ نشان می‌دهد که متغیرهای نرخ ذخیره قانونی (rr_t) نرخ ذخیره اضافی بانک‌های تجاری (er_t) و نرخ رشد پایه پولی (RH_t) تأثیر معنی‌داری بر نرخ رشد حجم پول در اقتصاد ایران دارند. به طوری که، متغیرهای نرخ ذخیره قانونی و اضافی تأثیر منفی و نرخ رشد پایه پولی تأثیر مثبت بر حجم پول دارند. نتایج نشان می‌دهد که ضریب تأثیرگذاری نرخ ذخیره اضافی بانک‌های تجاری بر رشد حجم پول بیشتر از نرخ ذخیره قانونی است. به طوری که یک درصد افزایش در نرخ ذخیره اضافی نرخ رشد حجم پول را

میزان $0/36$ درصد کاهش می‌یابد. از طرف دیگر، این سیاست انقباضی با توجه به نتیجه حاصل در معادله 13 تولید حقیقی را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد. بنابراین افزایش نرخ ذخیره قانونی به عنوان یک سیاست انقباضی پولی می‌تواند نرخ تورم را در اقتصاد ایران بدون تغییر در تولید حقیقی کاهش دهد. همین استدلال با شدت بیشتری در مورد نرخ ذخیره اضافی بانک‌های تجاری صادق است و درجه تأثیرگذاری نرخ ذخیره اضافی در کنترل حجم پول و تورم بدون تغییر در تولید حقیقی بیشتر از نرخ ذخیره قانونی است. اما، تعیین نرخ ذخیره اضافی به طور مستقیم در اختیار بانک مرکزی نیست و بانک مرکزی با واسطه می‌تواند به این ابزار متوسل شود. از این رو، میزان تأثیر گذاری نرخ ذخیره اضافی بانک‌ها بر کنترل تورم بدون تغییر در تولید را نمی‌توان با قطعیت عنوان نمود.

۵- جمع‌بندی و توصیه سیاستی

در این تحقیق جهت بررسی تأثیر نرخ ذخیره قانونی بر حجم پول و تورم در اقتصاد ایران از سیستم معادلات همزمان به روش 3SLS استفاده شد. در نتیجه 3 معادله با 9 متغیر و 12 پارامتر با استفاده از مبانی نظری و مطالعات تجربی استخراج گردید. نتایج حاصل از تخمین مدل نشان داد که متغیرهای نرخ ذخیره قانونی و نرخ ذخیره اضافی تأثیر منفی بر حجم پول و متغیر نرخ رشد پایه پولی تأثیر مثبت بر حجم پول در اقتصاد ایران دارند. ضریب تأثیرگذاری نرخ ذخیره اضافی بانک‌های تجاری بر رشد حجم پول بیشتر از نرخ ذخیره قانونی است. به همین ترتیب، ضریب تأثیرگذاری نرخ ذخیره قانونی بر حجم پول بیشتر از پایه پولی می‌باشد. همچنین نتایج نشان داد که افزایش نرخ ذخیره قانونی به عنوان یک سیاست انقباضی پولی می‌تواند نرخ رشد حجم پول و به تبع آن نرخ تورم را در اقتصاد ایران کاهش دهد. این نتیجه با یافته‌های امیری و پیرداده بیرانوند (۱۳۹۶)، حاجی قاسمی و همکاران (۱۳۹۶) در ایران، منگشا و هولمز (۲۰۱۳) در آرژانتین و رضوان و همکاران (۲۰۱۴) در مالزی مطابقت دارد. همچنین، نتایج حاکی از آنست که متغیر نرخ رشد حجم پول تأثیر معنی‌داری بر تولید حقیقی در اقتصاد ایران ندارد. به عبارت دیگر، اگر حجم پول در اقتصاد ایران افزایش یا کاهش یابد تولید حقیقی تغییر نمی‌کند و این یک نتیجه مهم برای اقتصاد ایران است. زیرا می‌توان با

افزایش نرخ ذخیره قانونی به عنوان یک سیاست، حجم پول و به تبع آن نرخ تورم را کاهش داد بدون اینکه تولید تغییر کند. این نتیجه با یافته‌های اتولورین و اکپان (۲۰۱۷) در نیجریه و خلیلی و سعودی (۲۰۲۱) در الجزایر مطابقت دارد. برای توضیح دلیل این رخداد می‌توان گفت که در اقتصاد ایران بازارهای سوداگری زیادی مانند بازار ارز، بازار طلا، بازار مسکن و بازار خودرو وجود دارد که بخش زیادی از حجم پول و نقدینگی در این بازارها در گردش است. به گونه‌ای که، وقتی حجم پول در اقتصاد ایران کاهش یا افزایش می‌یابد به تبع آن شدت فعالیت‌های سوداگرانه در این بازارها کاهش یا افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر انبساط یا انقباض پولی، بیشتر به انبساط و انقباض در بازارهای سوداگرانه منجر شده و کمتر به بخش تولید منتقل می‌شود. از این جهت، افزایش حجم پول و انبساط پولی قادر به خروج اقتصاد ایران از وضعیت رکودی نیست و تنها به افزایش تورم در بازارهای سوداگرانه منتهی می‌شود. لذا به سیاست‌گذاران بانک مرکزی ایران پیشنهاد می‌شود جهت کنترل تورم و همچنین کاهش فعالیت‌های سوداگرانه در اقتصاد ایران، حجم پول در اقتصاد را کاهش دهند. همچنین با توجه به نتایج حاصل، پیشنهاد می‌شود جهت کاهش حجم پول و نقدینگی و به تبع آن کنترل تورم، سیاست افزایش نرخ ذخیره قانونی را بدون هراس از کاهش تولید اعمال نمایند. افزایش نرخ ذخیره قانونی به عنوان یک سیاست انقباضی پولی می‌تواند نرخ تورم را در اقتصاد ایران بدون تغییر در تولید کاهش دهد. همین استدلال با شدت بیشتری در مورد نرخ ذخیره اضافی بانک‌های تجاری صادق است. با این تفاوت که، درجه تأثیرگذاری نرخ ذخیره اضافی در کنترل حجم پول و تورم بیشتر از نرخ ذخیره قانونی است. با توجه به اینکه، تعیین نرخ ذخیره اضافی در اختیار بانک‌های تجاری بوده و بانک مرکزی با واسطه می‌تواند به این ابزار متوسل شود، لذا، میزان تأثیرگذاری نرخ ذخیره اضافی بانک‌ها بر کنترل تورم را نمی‌توان با قطعیت عنوان نمود. بنابراین اگرچه شدت تأثیرگذاری افزایش نرخ ذخیره قانونی بر کنترل تورم کمتر از نرخ ذخیره اضافی است اما به دلیل، اعمال مستقیم توسط بانک مرکزی و قطعیت بیشتر در حصول نتیجه سیاست بهتری خواهد بود.

منابع

- امیری، حسین و پیرداده بیرانوند، محبوبه (۱۳۹۶). "تأثیر ابزارهای سیاست پولی بر رکود تورمی در ایران". *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، دوره ۷، شماره ۲۱، ۳۲-۱۹. حاجی قاسمی، شهناز؛ نجاتی، مهدی و صالحی، نورالله (۱۳۹۶). "ارزیابی اثرات نرخ بهره واقعی و نرخ ذخیره قانونی بر متغیرهای منتخب کلان اقتصاد ایران". *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، دوره ۴، شماره ۳، ۱۱۷-۱۴۲.
- رحمانی، تیمور (۱۳۸۶). *اقتصاد کلان*. تهران، انتشارات دانشگاه پیام نور. چاپ اول.
- طاهری فرد، احسان و موسوی آزاد، افسانه (۱۳۸۷). "اثر بخشی سیاست پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران". *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۳، شماره ۸۳، ۱۶۱-۱۳۷.
- عطرکار روشن، صدیقه و هاشمی، زهرا (۱۳۹۵). "بررسی تأثیر باز بودن تجارت بر فقر در ایران با رویکرد سیستم معادلات همزمان". *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، دوره ۳، شماره ۱، ۲۰۴-۱۸۳.
- Alaei, R., Salahmanesh, A. & Arman, S.A. (2020). "Monetary Policy Efficiency Under Economic Uncertainty (Research in Iranian Economy)". *Economic Growth and Development research*, 11(41), 15-34. (in Persian)
- Amiri, H. & Pirdadeh Biranvand, M. (2017). "The Effect of Monetary Policy Instruments On Inflationary Stagnation in Iran". *Applied Economics*, 7(21), 19-32. (in Persian)
- Atrkar Roshan, S. & Hashemi, Z. (2016). "Investigating the Impact of Trade Openness on Poverty in Iran with the Simultaneous Equation System Approach". *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 3(1), 183-204. (in Persian)
- Babalola, O. O., Danladi, J. D., Akomolafe, K. J. & Ajiboye, O. P. (2015). "Inflation, Interest Rates and Economic Growth in Nigeria". *European Journal of Business and Management*, 7(30), 91-102.
- Bhunia, A. (2016). "How Inflation and Interest Rates are Related to Economic Growth? a Case of India". *Journal of Finance and Accounting*, 4(1), 20-26.
- Ghorbani, M. (2012). "System of Simultaneous Equations in Econometrics." *Mashhad, Ferdowsi University*. (in Persian)
- Glocker, C. & Towbin, P. (2015). "Reserve Requirements as a Macroprudential Instrument—Empirical Evidence From Brazil". *Journal of Macroeconomics*, 44, 158-176.
- Haji Ghasemi, S., Nejati, M. & Salehi, N. (2017). "Evaluating the Effects of Real Interest Rate and Reserve Requirements on the Selected Macro Variables of the Iranian Economy". *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 4(3), 117-142. (in Persian)
- Jiang, C., Chang, T. & Lin Li, X. (2015). "Money Growth and Inflation in China: New Evidence from a Wavelet Analysis". *International Review of Economics &*

- Finance*, 35, 249-261.
- Kapuscinski, M. & Pietryka, I. (2019). "The Impact of the Excess Reserves of the Banking Sector on Interest Rates and Money Supply in Poland". *Narodowy Bank Polski, Economic Research Department, Working Paper No. 300*, 4-32.
- Khelili, F. Z. & Saoudi, M. (2021). "Effect of Monetary Policy on Output and Inflation in Algeria through the Main Transmission Channels in the Period (1990-2018)". *Al-riyada for Business Economics Journal*, 7(1), 233-244.
- Lashgari, M. (2013). *Money, Currency and Banking*. Tehran, Payam Noor University Press, first edition. (in Persian)
- Liu, M. & Margaritis, D. (2014). "Inflation, Monetary Policy and Reserve Requirement Ratio Adjustments in China", *Frontiers of Business Research in China*, 8(2), 137-153.
- Mengesha, L. G. & Holmes, M. J. (2013). "Monetary Policy and its Transmission Mechanisms in Eritrea". *Journal of Policy Modeling*, 35(5), 766-780.
- Nasiri Far, I. (1400). "Investigating the Dynamic Effects of Monetary Policy Shocks on Industrial Production in Iran". *Quarterly Journal of Applied Economics*, 11(38), 83-93. (in Persian)
- Niazimohseni, M., Shahrestani, H., Hojabr Kiani, K. & Ghafari, F. (2018). "The Effect of Monetary Policy Shocks on Macroeconomic Variables with Focusing on Central Bank Independence". *Journal of Monetary & Banking Research*, 11 (36), 182-151. (in Persian)
- Okotori, T. (2019). "The Dynamics of Monetary Policy and Inflation in Nigeria". *Journal of Economics and Finance*, 10(2), 37-49.
- Otolorin, G. E. & Akapan, P. E. (2017). "Effectiveness of Monetary Policy Transmission Channels in a Recessedeconomy". *Uyo Journal of sustainable development*, 2 (2), pp.80-100.
- Primus, K. (2018). "The Effectiveness of Monetary Policy in small Open Economies". *Journal of policy modeling*, 40(5), 903-933 .
- Rahmani, T. (1386). "Macroeconomics". *Tehran, Payam Noor university, First Edition*. (in Persian)
- Ridzuan, A. R., Saadiah, M., Ismail, M., Mohd Noor, A. H. & Ahmed, E. M. (2014). "Monetary Instruments and Inflation: Econometric Analysis Based on Malaysia Economy". *Asian Journal of Agricultural Extension, Economics & Sociology*, 3(6), 473-487.
- Taheri Fard, E. & Mousavi Azad, A. (2008). "The Effectiveness of Monetary Policy on Macroeconomic Variables". *Journal of Economic Research*, 43(83), 137-161. (in Persian)
- Waty, F. (2014). "Interdependency between Monetary Policy Instruments and Indonesian Economic Growth". *Journal of Economics and International Finance*. 6(9), 203-220..