Journal of Economic Modeling Research
Print ISSN: 2228-6454
Online ISSN: 2538-4163
Homepage: https://jemr.khu.ac.ir/

Identifying Unconventional Monetary Policy Shock Using Narrative Sign Restrictions Approach

Mahboobeh Khadem Nematollahy [1*] | Teymour Mohammadi[2] | Abbas Shakeri [3] | Ali Asghar Salem[4]

1. Corresponding Author, Ph.D. Candidate, Economics Faculty, Allameh Tabataba'i university, Tehran, Iran. Email: m.khadem360@gmail.com(0000-0002-8340-0127)
2. Professor of Economics Faculty, Allameh Tabataba'i university, Tehran, Iran. Email: atmahmadi@gmail.com
3. Professor of Economics Faculty, Allameh Tabataba'i university, Tehran, Iran. Email: shakeri.abbas@gmail.com
4. Associate Professor of Economics Faculty, Allameh Tabataba'i university, Tehran, Iran. Email: Salem207@yahoo.com

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
Received:20 Dec. 2024

Received in revised form:
15 Oct. 2025

Accepted: 14 Oct. 2025

Keywords:
Unconventional monetary policy, Quantitative Easing, Narrative sign restrictions, Identification

JEL:
E52 ،E17 ،C22 ، C46

ABSTRACT

The aim of this paper was to estimate the effects of unconventional monetary policy shocks using Narrative sign restrictions method as a novel method, imposing sign restriction on the impulse responses of real interest rate, GDP, GDP price deflator, nonborrowed reserves as well as Total Reserves in response to monetary policy shocks in Iran. Using Narrative sign restrictions model for the period 1983-2020 enables considering the effects of aforementioned five variables as well as identifying the effect of monetary policy shocks on these variables. Narrative sign restrictions constrain signs based on narrative information. According to the liquidity effect, results of the impulse responses function highlights decreasing real interest rate causes increasing in aggregate demand and GDP. With Narrative sign restrictions, real interest rate shocks also have significant impact on GDP through increasing it. To this aim, according to results and also with regard to the importance of unconventional monetary policy in response to crisis, this policy can be applied for resolving stagflation and this supplement policy can be applied besides other policies of Central Bank.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

Cite this article: Khadem Nematollahy, Mahboobeh., Mohammadi, Teymour., Shakeri, Abbas., Salem, Ali Asghar (2024). Identifying Unconventional Monetary Policy Shock Using Narrative Sign Restrictions Approach. *Journal of Economic Modeling Research*, 15 (57), 1-30.
DOI: 0000000000000000000

© The Author(s).
Publisher: Kharazmi University
DOI: 00000000000000000000000000
Journal of Economic Modeling Research, Vol, 15, No. 57, 2024, pp. 1-30.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

Journal of Economic Modeling Research
Print ISSN: 2228-6454
Online ISSN: 2538-4163
Homepage: https://jemr.khu.ac.ir/

شناسایی شوک سیاست پولی غیرمتعارف با رهیافت مقید نمودن علامت تاریخی [1]

محبوبه خادم نعمت اللهی [1*] | تیمور محمدی [2] | عباس شاکری [3] | علی اصغر سالم [4]

۱. نویسنده مسئول، دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران
رایانامه: m.khadem360@gmail.com

۲. استاد، گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران، رایانامه: atmahmadi@gmail.com

۳. استاد، گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران، رایانامه: shakeri.abbas@gmail.com

۴. دانشیار، گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران، رایانامه: Salem207@yahoo.com

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:
مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت:
۱۴۰۳/۰۹/۳۰

تاریخ ویرایش:
۱۴۰۴/۰۷/۲۳

تاریخ پذیرش :
۱۴۰۴/۰۷/۲۲

واژه‌های کلیدی:
سیاست پولی غیرمتعارف، تسهیل مقداری، رهیافت مقید نمودن علامت تاریخی، شناسایی

طبقه‌بندی JEL:
C22، E17، E52، C46

چکیده

هدف این مقاله، برآورد اثرات شوک‌های سیاست پولی غیرمتعارف با استفاده از یک روش جدید به نام رهیافت مقید نمودن علامت تاریخی بر ضربات واکنش نرخ بهره حقیقی، تولید ناخالص داخلی، تولید ناخالص داخلی ضمنی، ذخایر قرض گرفته‌نشده و ذخایر کل ایران بود. با استفاده از رهیافت مقید نمودن علامت تاریخی در دوره زمانی ۱۳۶۲-۱۳۹۹ تاثیر پنج متغیر فوق‌الذکر و هم‌چنین تاثیر شوک سیاست پولی بر هر پنج متغیر بررسی و برآورد می‌شود. رهیافت مقید نمودن علامت تاریخی، مقید نمودن علامت مبتنی بر اطلاعات روایت‌شده است. نتایج نشان داد که مطابق با اثر نقدینگی، کاهش نرخ بهره حقیقی منجر به افزایش تقاضای کل و تولید ناخالص داخلی می‌شود. هم‌چنین با این رهیافت، شوک‌های نرخ بهره حقیقی بر تولید ناخالص داخلی تاثیر قابل ملاحظه‌ای دارند و تولید ناخالص داخلی را افزایش می‌دهند. بر اساس نتایج، ضمن توجه به اهمیت سیاست پولی غیرمتعارف در زمان واکنش به بحران، این نوع سیاست می‌تواند برای خروج از وضعیت رکود تورمی به کار گرفته شود و به عنوان سیاست مکملی در کنار دیگر سیاست‌های بانک مرکزی باشد.

[1] Sign-Restriction Approach

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

استناد: خادم نعمت اللهی ، محبوبه ؛ محمدی ، تیمور؛ شاکری، عباس؛ سالم، علی‌اصغر. (۱۴۰۳). شناسایی شوک سیاست پولی غیرمتعارف با رهیافت مقید نمودن علامت تاریخی. تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۱۵ (۵۷)، ۳۰-۱.

DOI: 0000000000000000000000

ناشر: دانشگاه خوارزمی.

© نویسندگان.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

۱. مقدمه

وقوع بحران بزرگ در سال ۲۰۰۷-۲۰۰۹ باعث اختلالات در بازارهای اعتبار و رکود فعالیت‌های اقتصادی شد. در این زمان، بزرگ‌ترین بانک‌های مرکزی از جمله بانک فدرال رزو، بانک انگلستان، بانک مرکزی اروپا، بانک ژاپن، بانک ملی سوئیس، بانک مرکزی سوئد و نیز بانک ملی دانمارک نرخ‌های بهره اسمی با کف صفر[1] تنظیم کردند و از سیاست‌های پولی غیرمتعارف[2](UMP) استفاده کردند(روسی[3]، ۲۰۱۸، باتاری و نیلی[4]، ۲۰۲۰). سیاست پولی غیرمتعارف متفاوت از سیاست پولی متعارف بود که قبل از بحران مالی جهانی اتخاذ شده بود و بر خلاف سیاست پولی متعارف، هدفی به جز نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت داشت. ابزارهای سیاست پولی غیرمتعارف طراحی شده بودند که بر نرخ‌های بدون ریسک[5] بلندمدت، گسترش اعتبار و نقدینگی، بازیابی شرایط نقدینگی و ارزش-گذاری در سیستم مالی برای حمایت از سازوکار انتقال سیاست پولی تاثیر بگذارند. اصلی‌ترین ابزارهای سیاست‌های پولی غیرمتعارف، سیاست نرخ بهره منفی(NIRP)[6] ، عملیات وام‌دهی در سطح گسترده[7](LOs) برای واسطه‌های مالی، برنامه‌های خرید دارایی[8](APPs) در مقیاس بزرگ و نیز راهنمای جلونگر[9](FG) است(پاتر و اسمت[10]، ۲۰۱۹).

از جمله ابزارهای اقتصادسنجی برای شناسایی شوک‌های سیاست پولی غیرمتعارف، الگوی خودرگرسیونی برداری است که برای توضیح روابط اقتصادی بدون نیاز به وضع تئوری اقتصادی به کار می‌رود. از جمله رویکردهای عمده شناسایی، رویکرد عطفی تجزیه چولسکی، شناسایی با رهیافت مقید نمودن علامت در سیستم معادلات خطی(بلانچارد و واتسون[11]، ۱۹۸۶، برنانکی[12]، ۱۹۸۶) یا تجزیه به مولفه‌های دائمی و موقتی(بلانچارد و کوا[13]، ۱۹۸۹) هستند. یک روش برای

[1] zero-lower bound
[2] unconventional monetary policies
[3] Rossi
[4] Bhattarai and Neely
[5] risk-free rates
[6] Negative interest rate policy
[7] Expanded lending operations
[8] Asset purchase programmes
[9] Forward guidance
[10] Potter and Smets
[11] Blanchard and Watson
[12] Bernanke
[13] Blanchard and Quah

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

شناسایی شوک‌ها، وضع قیود بر علامت ضربه-واکنش‌های[1]ساختاری برای دوره‌های مشخصی بعد از ایجاد شوک می‌باشد که توسط فاست[2](۱۹۹۸)، کانوا و پینا[3](۱۹۹۹)، کانوا و دی نیکلو[4](۲۰۰۲)، اوهلیک[5](۲۰۰۵) و نیز مانتفورد و اوهلیک[6](۲۰۰۹) بسط یافته است. یکی از نواقص رهیافت مقید نمودن علامت، داشتن تعداد زیاد پارامترهای ساختاری است که ممکن است نتایج اقتصادی معنادار از آن‌ها استخراج نشود(چودیک و فیدورا[7]، ۲۰۱۱). بنابراین، در این مقاله یک رویکرد متفاوت و معتبرتر برای شناسایی شوک‌های ساختاری سیاست پولی غیرمتعارف انتخاب می‌کنیم و با قیود دارای علامت بر پارامترهای ساختاری و ضربه-واکنش نشان می‌دهیم که رهیافت مقید نمودن علامت تاریخی یا روایتی، مقید نمودن علامت مبتنی بر اطلاعات تاریخی است و مزایایی مانند استفاده از تعداد کمی از حوادث تاریخی، کم کردن خطای اندازه‌گیری در سری‌های زمانی تاریخی، شناسایی با سرعت بیشتر، کاهش نااطمینانی حول توابع ضربه-واکنش و نیز معنادارتر کردن شکل ضربه-واکنش‌ها دارد. برای دستیابی به این هدف، مقاله بدین شکل سازماندهی می‌شود: در ادامه، پس از مقدمه، در بخش دوم، مبانی نظری موضوع بیان می‌شود، در بخش سوم، پیشینه پژوهش و در بخش چهارم، روش تحقیق با مسئله شناسایی تصریح می‌شود. بخش پنجم، برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها مطرح می‌شود و بخش ششم به نتیجه‌گیری و جمع‌بندی اختصاص می‌یابد.

۲. مبانی نظری

سیاست پولی که توسط بانک‌های مرکزی اتخاذ می‌شود عمدتا برای نگه داشتن تورم نزدیک تورم هدف در میان‌مدت و دنبال کردن اهداف اشتغال است. قبل از بحران، بانک‌های مرکزی استراتژی-های مشابه‌ای برای سیاست پولی به کارگرفتند. ابزار اصلی سیاست پولی متعارف در این زمان، کنترل نرخ بهره کوتاه‌مدت بود که در آن، تغییر در نرخ سیاستی و انتظارات مردم از اقدامات آتی بانک مرکزی بر شرایط مالی تاثیر داشت. در اواسط بحران، بسیاری از بانک‌های مرکزی با بخش مالی

[1] impulse responses
[2] Faust
[3] Canova and Pina
[4] Canova and de Nicolo
[5] Uhlig
[6] Mountford and Uhlig
[7] Chudik and Fidora

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

زیان‌دیده روبرو بودند و از ابزارهای پولی متعارف فاصله گرفتند. در ابتدا، شرایط مالی به اندازه کافی جوابگوی کاهش در نرخ‌های سیاستی نبود. بعدها، سیاست پولی متعارف دچار محدودیت‌هایی در کف پایین‌تر نرخ‌های بهره شد. بنابراین، بانک‌های مرکزی مجموعه جدیدی از ابزارهای سیاست پولی غیرمتعارف معرفی کردند.

هدف اصلی تحقیق نیز بررسی سیاست پولی غیرمتعارف(UMP) در ایران است و مبانی نظری با قید بودجه و معرفی UMP بیان می‌شود. از آن‌جایی که دولت‌ها برای دستیابی به کالاها و خدمات در اقتصاد باز نیاز به ایجاد درآمد از طریق چاپ پول دارند، برای فهم اشارات درآمدی تورم برای دولت، از قید بودجه استفاده می‌شود که معادله آن به صورت زیر است(والش[1]، ۲۰۱۰).

$$G_t + i_{t-1}B^T{}_{t-1} = T_t + (B^T{}_t - B^T{}_{t-1}) + RCB_t \qquad (1)$$

که در آن، G_t مخارج دولت، $i_{t-1}B^T{}_{t-1}$ پرداخت‌های بهره‌ای بر بدهی معوقه دولت، اندیس بالای T بدهی کل سررسید شده در یک دوره، i_{t-1} نرخ بهره، T_t درآمدهای مالیاتی دولت، $B^T{}_t - B^T{}_{t-1}$ بدهی‌های بهره‌ده دولت و RCB_t[2] نیز دریافتی‌های مستقیم دولت از بانک مرکزی است. رابطه (1) ، تغییرات در بدهی‌ها و دارایی‌های آن را نشان می‌دهد که منجر به تغییر در پایه پولی می‌شوند. از جمله عوامل موثر دیگر بر تغییرات پایه پولی در ایران می‌توان به بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی(ذخایر ناشی از وام به سیستم بانکی[3]) اشاره کرد که همان پولی است که بانک‌ها از بانک مرکزی وام می‌گیرند تا در اختیار بخش خصوصی قرار دهند(شاکری، ۱۳۸۷). به این ترتیب، قید بودجه دولت، با اتصال سیاست‌های پولی و مالی، تعیین می‌کند که چگونه تغییر در ذخیره پول بر سطح قیمت تعادلی تاثیر می‌گذارد(والش، ۲۰۱۰). علاوه بر این، سیاست پولی برای واکنش به بحران مالی با پایین آوردن نرخ بهره، در اقتصاد رشد ایجاد می‌کند. از آن‌جایی که سیاست پولی نمی‌تواند دائم با نرخ بهره پایین در کف صفر در اقتصاد رشد ایجاد کند، نیاز است که از سیاست پولی غیرمتعارف استفاده شود(روسی، ۲۰۱۸). ابزارهای اصلی سیاست‌های پولی غیرمتعارف که در مقدمه به آن‌ها اشاره شد به شرح زیر هستند: ۱) سیاست نرخ بهره منفی(NIRP) که انتخاب

[1] Walsh
[2] direct receipts from the central bank
[3] borrowed reserves

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

نرخ بهره منفی بعد از بحران مالی جهانی جدید است. قبل از وقوع بحران مالی، نرخ بهره در کف صفر به کار گرفته شد و بعد از بحران مالی، کف پایین‌تر موثر(ELB)[1] در کشورها به کار گرفته شد و استفاده بانک‌های مرکزی از نرخ‌های بهره زیر صفر نشان داد که حد موثر ممکن است پایین‌تر باشد. ۲) عملیات وام‌دهی در سطح گسترده(LOs)، افزایش عملیات وام‌دهی برای واسطه‌های مالی است. وام‌دهی بخش مهمی از ابزارهای بانک مرکزی است که با سررسید کوتاه‌مدت طراحی شده برای این‌که اجرای سیاست پولی از طریق نرخ بهره را آسان گرداند. شکست بانک‌ها در اجرای سیاست‌های پولی متعارف بعد از بحران مالی جهانی باعث شد که بانک‌های مرکزی با عملیات وام‌دهی گسترده، نقدینگی زیاد را با هزینه کم‌تر به نهادهای مالی تزریق کنند. ۳) برنامه‌های خرید دارایی (APPs)، خرید دارایی در مقیاس بزرگ به جای خرید اوراق خزانه‌داری کوتاه‌مدت است که با خلق ذخایر توسط بانک مرکزی صورت می‌گیرد و نوعی از تخصیص اعتبار بانک‌ها است. ۴) راهنمای جلونگر (FG)، اطلاعاتی درباره اقدامات سیاستی بانک مرکزی است که در آینده بر انتظارات بخش خصوصی درباره سیاست بانک مرکزی تاثیر می‌گذارند و تمایل بانک مرکزی برای دنبال کردن سیاست پولی برای دوره طولانی‌تر نشان می‌دهد(پاتر و اسمت، ۲۰۱۹). کانال‌های موثر سیاست‌های پولی غیرمتعارف بر بازده‌های دارایی‌ها، سه کانال نقدینگی، سیگنال‌دهی و تراز پرتفوی[2](PB) هستند. کانال نقدینگی[3] می‌تواند قیمت دارایی‌ها را تا حدی بالا ببرد که خرید دارایی، نقدینگی بازار را با یک خریدار بهبود دهند(گاگنون و همکاران[4]، ۲۰۱۱). برای تشخیص کانال‌های سیگنال‌دهی و تراز پرتفوی، یک بازده n ساله برای اوراق بهادار تعریف می‌شود که به صورت مجموع میانگین مورد انتظار نرخ‌های لحظه‌ای و مقداری پاداش[5] است:

$$r_{t,t+n} = \bar{r}_{t,t+n} + TP_{t,n} \qquad (2)$$

$r_{t,t+n}$ بازده در زمان t روی اوراق بهادار n ساله، $\bar{r}_{t,t+n}$ میانگین مورد انتظار نرخ بهره شبانه[6] روی اوراق بهادار n ساله، $TP_{t,n}$ نیز مقدار پاداشی است که بر اوراق بهادار n ساله در زمان t تعلق

[1] effective lower bound
[2] portfolio balance
[3] liquidity channel
[4] Gagnon et al.
[5] Term Premium
[6] Overnight Rate

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

می‌گیرد. در واقع، نشان می‌دهد که بازده اوراق بهادار در بلندمدت بیشتر از بازده اوراق بهادار در کوتاه‌مدت است و خطر افزایش نرخ بهره را برای سرمایه‌گذاران جبران می‌کند. PB از آربیتراژ کامل بین نرخ‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت جلوگیری می‌کند و کانال سیگنال‌دهی نیز بر نرخ‌های بهره بلندمدت از طریق نرخ‌های بهره شبانه اثر می‌گذارد (نیلی[1]، ۲۰۱۵).

کانال‌های انتقال سیاست پولی از دید نظریه اقتصادی، کانال نرخ بهره، کانال نرخ ارز، کانال های قیمت دارایی و کانال اعتباری هستند. کانال نرخ ارز نشان می‌دهد که تغییرات در نرخ ارز بر رقابت-پذیری کالاهای تولیدشده در داخل و خارج کشور و در نهایت تقاضای نسبی کالاها اثر می‌گذارد. هم‌چنین، تغییرات در سیاست پولی بر قیمت دارایی، اعتبارات و در نهایت مصرف و پس‌انداز در اقتصاد اثر دارد. کانال قیمت دارایی بر مصرف و سرمایه‌گذاری از طریق اثر ثروت تاثیر می‌گذارد. به عبارت بهتر، با افزایش قیمت سهام، ارزش سهام مالی فرد افزایش و مصرف نیز بیشتر می‌شود. کانال اعتبار بیانگر آن است که سیاست پولی بر موجودیت اعتبار در بازارها تاثیر می‌گذارد. در این پژوهش، بر کانال نرخ بهره تاکید می‌شود و کاهش نرخ بهره، هزینه سرمایه را کاهش می‌دهد به طوری که به کسب‌وکارها کمک می‌کند تا هزینه‌های سرمایه‌گذاری را افزایش دهند و مصرف کنندگان تهیه مسکن و مخارج بادوام خود را افزایش دهند که نوعی سرمایه‌گذاری حساب می‌شود. این کار منجر به افزایش در تقاضای کل و محصول می‌شود(میشکین[2]، ۱۹۹۶). هم‌چنین، با توجه به این‌که تقاضای پول تابع نرخ بهره، درآمد و ثروت است و در تعادل، عرضه پول با تقاضای پول برابر می‌باشد با کاهش نرخ بهره، وام گرفتن برای قرض‌گیرنده به صرفه می‌شود و سپرده‌های بانک‌ها نزد بانک مرکزی کاهش یافته و در اختیار افراد قرار می‌گیرد. کاهش نرخ بهره هم‌چنین ذخایر قرض گرفته‌نشده را افزایش می‌دهد و بر اساس نظر اقتصاددانان قرن نوزدهم، اثرات پس‌انداز اجباری[3] را به دنبال دارد. به عبارت بهتر، تغییرات در بخشی از منابع اقتصاد به خاطر اثر کاهش نرخ بهره و افزایش تورم، از مصرف رویگردان شده و به سمت شکل‌گیری سرمایه و افزایش ذخایر قرض گرفته‌نشده می‌رود و بر اساس نظریه کینز، کاهش نرخ بهره، تقاضای سفته‌بازی پول و در نهایت،

[1] Neely
[2] Mishkin
[3] Forced saving effects

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

ذخایر قرض گرفته‌نشده افزایش می‌دهد تا در فرصت مناسب تبدیل به دارایی‌هایی مانند سهام، اوراق قرضه و مسکن شوند(شاکری، ۱۳۸۷).

۳. پیشینه تحقیق

از آن‌جایی‌که بررسی و شناسایی سیاست پولی غیرمتعارف از اهمیت زیادی برخوردار است. مطالعات زیادی در این زمینه صورت گرفته که در ادامه به برخی از مهم‌ترین مطالعات در داخل و خارج کشور پرداخته می‌شود.

داوتیان[1](۲۰۲۳) با اشاره به اثرات توزیعی سیاست پولی غیرمتعارف و استفاده از مدل SVAR نشان می‌دهد که این نوع سیاست برای رفع رکود مناسب می‌باشد و نرخ بیکاری را کاهش می‌دهد در حالی‌که شرایط مالی را تثبیت می‌کند. در مطالعه دیگر، ملینا و ویلا[2](۲۰۲۳) با برآورد بیزین یک مدل DSGE نشان دادند که شوک‌های سرمایه در دوره بحران مالی و کوید ۱۹، تولید و تورم را کاهش دادند و شوک‌های سیاست پولی بعد از بحران به افزایش تولید و خروج از رکود کمک می‌کنند. هم‌چنین، دویر و همکاران[3](۲۰۲۳) نشان دادند که سیاست پولی غیرمتعارف ابزارهای مفیدی برای استفاده در زمان بحران مالی هستند. در مطالعه‌ای دیگر، ابهوف و همکاران[4](۲۰۲۱) با بررسی تاثیر سیاست پولی غیرمتعارف بر انتظارت تورمی در منطقه اروپا طی سال‌های ۲۰۰۹-۲۰۱۸ نشان می‌دهند که در کوتاه‌مدت، این سیاست تورم انتظاری را بالا می‌برد ولی تورم واقعی را افزایش نمی‌دهد. در همین راستا، گیاکامانی و همکاران[5](۲۰۲۱) با استفاده از مدل VAR و رهیافت مقید نمودن علامت تاریخی و نیز متغیرهای GDP، GDP ضمنی، ذخایر کل، ذخایر وام گرفته‌نشده، نرخ بهره فدرال رزو و نیز شاخص قیمت مصرف‌کننده برای سال‌های ۱۹۶۵-۲۰۰۷ اثرات شوک سیاست پولی بررسی کردند. نتایج نشان داد که شوک مثبت پولی، تولید را تغییر می‌دهد. علاوه بر این، چنگ و یانگ[6](۲۰۲۰) اثرات شوک‌های سیاست پولی را با استفاده از رهیافت

[1] Davtyan
[2] Melina and Villa
[3] Dwyer et al.
[4] Abhoff et al.
[5] Giacomini et. al
[6] Cheng and Yang

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

مقید کردن علامت تاریخی برای شناسایی شوک‌ها و داده‌های تولید، نرخ وجوه فدرال و نیز شاخص قیمت کالاهای چین مربوط به سال‌های ۱۹۶۵-۲۰۰۷ بررسی کردند. نتایج نشان داد که سیاست پولی انقباضی، تولید را کاهش می‌دهد. در همین راستا، آریاس و همکاران[1] (۲۰۱۸) به ارزیابی اثرات شوک‌های سیاست‌های پولی با استفاده از مدل SVAR و رهیافت مقیدنمودن علامت و نیز داده‌های مربوط به ۶ متغیر تولید، قیمت‌ها، قیمت‌های کالاها، ذخایر کل[2]، ذخایر قرض‌گرفته‌نشده[3] و نرخ وجوه فدرال طی سال‌های ۱۹۶۵-۲۰۰۷ پرداخته‌اند. نتایج بیانگر این بوده که یکی از عوامل مهم بر کاهش تولید، افزایش در نرخ وجوه فدرال بوده است. هم‌چنین، اینو و روسی[4](۲۰۱۸) با استفاده از داده‌های بازده اوراق بهادار آمریکا مربوط به دوره ۱۹۹۵-۲۰۱۶ و مدل خودرگرسیونی برداری، شوک‌های اقتصادی را شناسایی کردند. نتایج نشان داد که سیاست پولی نامتعارف، تولید و تورم را افزایش می‌دهد. به طور مشابه، بوکس و همکاران[5](۲۰۱۷) با بررسی اثرات شوک‌های سیاست پولی نامتعارف بر ترازنامه بانک مرکزی اروپا مربوط به دوره ۲۰۰۷-۲۰۱۴، اثر شوک را با رهیافت مقید کردن علامت و قید صفر آزمون کردند. نتایج بیانگر تاثیر مثبت سیاست پولی نامتعارف در زمان بحران، بر تولید و قیمت‌ها است. به همین ترتیب، رفیق و مالیک[6](۲۰۰۸) تاثیر شوک‌های سیاست پولی بر تولید با استفاده از رهیافت مقیدنمودن علامت در کشورهای آلمان، فرانسه و ایتالیا در دوره ۲۰۰۵-۱۹۸۰ بررسی کردند. نتایج نشان داد که افزایش نرخ بهره، تولید را کاهش می‌دهد. هم‌چنین، اوهلیک(۲۰۰۵) با استفاده از داده‌های ماهانه GDP، GDP ضمنی، ذخایر کل، ذخایر قرض‌گرفته-نشده، نرخ بهره و شاخص قیمت کالا[7] در دوره ۱۹۶۵-۱۹۹۵ برای کشور آمریکا و نیز رهیافت مقیدنمودن علامت شوک‌های سیاست پولی را شناسایی کرد. نتایج نشان داد که واکنش تولید ناخالص داخلی، تولید ناخالص داخلی ضمنی و ذخایر قرض‌گرفته‌نشده به شوک سیاست پولی انقباضی، منفی است. در ایران، هاشمی دیزج و همکاران(۱۴۰۱) با استفاده از روش GMM اثرات

[1] Arias et. al.
[2] total reserves
[3] Nonborrowed reserves
[4] Inoue and Rossi
[5] Boeckx et al.
[6] Rafiq and Mallick
[7] commodity price index

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

سیاست پولی بر تورم و رشد عرضه پول را برآورد کردند. طاهری بازخانه(۱۴۰۱) به بررسی ارتباط سیاست پولی با شکاف تولید و انحراف تورم با استفاده از داده‌های ۱۳۶۸-۱۴۰۱ پرداخت و با استفاده از تبدیل موجک پیوسته نشان داد که بین شکاف تورم و سیاست پولی ارتباط معناداری وجود دارد. آزادی و همکاران(۱۴۰۰) تاثیر سرریز سیاست پولی اروپا بر ایران با استفاده از داده‌های سال ۲۰۰۱-۲۰۱۹ به همراه شاخص ترکیبی از سیاست پولی متعارف و غیرمتعارف بررسی کردند. نتایج نشان داد که شوک سیاست پولی انقباضی منجر به کاهش تولید، صادرات و واردات ایران شده است. علاوه بر این، محمدی خیاره(۱۳۹۹) با استفاده از مدل SVAR نشان دادند که تولید و عرضه پول در سیاست پولی بر پویایی تورم نقش موثر دارند. محسنی و همکاران(۱۳۹۸) با استفاده از داده‌های سال ۱۳۸۴-۱۳۹۵ و مدل VAR، تاثیر سیاست تسهیل مقداری به عنوان ابزار سیاست پولی نامتعارف بررسی کردند. آن‌ها دریافتند که تسهیل مقداری بر رشد تولید ناخالص داخلی، صادرات غیرنفتی و سرمایه‌گذاری، تاثیر مثبت دارد. در مطالعه‌ای دیگر، محسنی و همکاران(۱۳۹۸) با استفاده از داده-های سال ۱۳۸۵-۱۳۹۶ و الگوی خودرگرسیونی برداری بیزین، نشان دادند که شاخص شرایط مالی به عنوان ابزار سیاست پولی نامتعارف بر تولید ناخالص داخلی و سرمایه‌گذاری تاثیر دارد. به همین ترتیب، میرجلیلی(۱۳۹۵) با بررسی تطبیقی سیاست پولی متعارف در مقابل سیاست پولی نامتعارف، نتیجه گرفت که در زمان بحران نیاز است که سیاست پولی نامتعارف استفاده شود و بعد از عادی شدن شرایط اقتصادی، بانک‌های مرکزی از سیاست پولی متعارف استفاده می‌کنند. هم‌چنین، پروین و همکاران(۱۳۹۳) با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۶۰-۱۳۹۱ و مدل تعادل عمومی پویایی تصادفی کینزی نشان دادند که شوک نرخ سود بانکی افزایش تولید را به دنبال دارد. هم‌چنین، درگاهی و صداقت پرست(۱۳۹۳) با استفاده از داده‌های تولید، تورم و نرخ ارز طی سال‌های ۱۳۴۰-۱۳۸۹ و روش SVAR نشام دادند که تکانه پولی بر تولید و تورم اثرگذار است. به طور مشابه، جعفری صمیمی و رجایی(۱۳۸۷) با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۹۹۰-۲۰۰۳ و نیز مدل داده‌های تابلویی و نیز روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته و رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط، تاثیر سیاست پولی متعارف و سیاست پولی نامتعارف در تعدادی از کشورهای در حال‌توسعه را برآورد کردند. نتایج بیانگر اثر معنادار سیاست پولی نامتعارف بر رشد اقتصادی بود. بنابراین، با توجه به اهمیت سیاست پولی

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

غیرمتعارف در رفع بحران‌های موجود در کشورها، مطالعات متعددی در مورد این سیاست و همچنین ابزارهای موثر بر آن در کشورهای مختلف صورت گرفته است و با توجه به این‌که سیاست پولی غیرمتعارف در ایران کاربرد کمی دارد، بررسی و شناسایی این نوع سیاست و اجرایی کردن آن نقش مهمی در اقتصاد دارند. به همین دلیل، در پژوهش حاضر تلاش می‌شود که با استفاده از روش مقید نمودن علامت تاریخی، سیاست پولی غیرمتعارف در ایران بررسی شود. لازم به ذکر است که مدل آریاس و همکاران (۲۰۱۸) و نیز اوهلیک(۲۰۰۵) قید مثبت بر نرخ بهره حقیقی را بررسی کردند در حالی‌که در این مطالعه، نرخ بهره منفی بررسی و شناسایی می‌شود. از آن‌جایی‌که شناسایی شوک سیاست پولی غیرمتعارف با مدل خودرگرسیونی برداری ساختاری چالش‌هایی مانند متغیر وابسته صفر و ثابت و نیز نمونه کوچک دارد، برای رفع آن چند راه‌حل از جمله: نرخ بهره بلندمدت صفر، مدل نرخ سایه‌ای، شناسایی با واریانس ناهمسانی، شناسایی با ابزارهای خارجی، شناسایی در فرکانس بالا[1]، مدل خودرگرسیونی برداری تابعی[2]و رهیافت مقیدنمودن علامت استفاده می‌شود. از این رو، این مطالعه درصدد است با رهیافت مقیدنمودن علامت تاریخی، علامت نرخ بهره را مشخص و سیاست پولی غیرمتعارف در ایران را شناسایی کند. به همین منظور، تاثیر نرخ بهره حقیقی، تولید ناخالص داخلی، تولید ناخالص داخلی ضمنی، ذخایر قرض گرفته‌نشده و ذخایر کل در ایران با استفاده از رهیافت مقید نمودن علامت تاریخی برآورد می‌شود و نیز ضربه‌واکنش‌ها و تجزیه واریانس محاسبه می‌شود.

٤. مدل تحقیق و روش برآورد

٤-١ رهیافت مقید نمودن علامت

روش مورد استفاده، رهیافت مقیدنمودن علامت تاریخی می‌باشد که علامت نرخ بهره و دیگر متغیرها را تعیین می‌کند و سیاست پولی غیرمتعارف شناسایی می‌شود. در ابتدا، مدل خودرگرسیونی برداری به صورت زیر بیان می‌شود:

$$B_0X_t = c + B_1X_{t-1} + \cdots + B_pX_{t-p} + \varepsilon_t \qquad (3)$$

[1] High-Frequency Identification
[2] Functional VARs

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

که در معادله (3) ، $B(L) = B_0 - B_1L - \cdots - B_pL^p$ چندجمله‌ای وقفه‌دار و B ها ماتریس ضرایب ساختاری نامشخص، c بردار مقادیر ثابت و ε_t بردار $n \times 1$ از شوک‌های ساختاری است(روسی، ۲۰۱۸). تخمین سازگار معادله (3) به دلیل وجود همبستگی بین متغیرهای توضیحی و شوک‌های مدل وجود ندارد و برای شناسایی کامل ماتریس ضرایب B نیاز است که قیود شناسایی وضع شود. با توجه به ماتریس B_0^{-1} و $E(\varepsilon_t\acute{\varepsilon}_t) = I_n$ بعد از وضع قیود، معادلات زیر بدست می‌آید:

$$X_t = B_0^{-1}\{c + B_1X_{t-1} + \cdots + B_pX_{t-p} + \varepsilon_t\} \qquad (4)$$

$$E(B_0^{-1}\varepsilon_t\acute{\varepsilon}_tB_0^{-1}) = E\left(B_0^{-1}I_n\acute{B}_0^{-1}\right) = \Omega$$

$$P = B_0^{-1}, \acute{P}P = \Omega$$

به دلیل متقارن بودن ماتریس واریانس-کواریانس Ω تعداد معادلات مستقل $n(n+1)/2$ است در صورتی که n^2 پارامتر ناشناخته وجود دارد و برای شناسایی کامل ماتریس ضرایب B نیاز است که $n(n-1)/2$ قید شناسایی وضع شود. بنابراین، در ابتدا، لازم دانستیم که بردار ضربه[1] را تعریف کنیم. اگر p (بردار ضربه) متعلق به فضای برداری R^m باشد($p \in R^m$). می‌توان گفت که p ستونی از ماتریس پایین مثلثی P است و ضربه-واکنش‌ها با توجه به بردار p محاسبه می-شوند(اوهلیک، ۱۹۹۷). مدل خودرگرسیونی برداری ساختاری را می‌توان به صورت مدل میانگین متحرک نوشت و توابع ضربه-واکنش را بدست آورد(واتسون، ۱۹۹۴). r_{ijl} واکنش X_{jt} به i امین شوک ساختاری در دوره l به شوک را نشان می‌دهد:

$$r_{ijl} = s_j\emptyset^l d_i \;\; for\; l \geq 0 \;\; i,j = (1,2,\dots,n), B_0^{-1}B_1 = \emptyset \qquad (5)$$

برای انتخاب بردار s_j ، از عنصری از ماتریس P به نام d_i استفاده می‌شود که ضرایب فرم تقلیل‌یافته $\emptyset$ را شامل می‌شود (چودیک و فیدورا، ۲۰۱۱). معادله $F(\theta) = r_{ijl}$ ضرایب واکنش شوک‌ها را نشان می‌دهد. برای دستیابی به توزیع ضرایب واکنش، به گام شبیه‌سازی نیاز است. در این مرحله، جهت حفظ قیود و نشانه‌گذاری دقیق، از علامت‌گذاری خاصی استفاده می‌شود.

[1] Impulse vector

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

در این راستا، یک ماتریس مثلثی متعامد R تعریف می‌شود که به‌صورت زیر است:

$$R = \begin{bmatrix} \cos(\mu) & \sin(\mu) & 0 \\ \sin(\mu) & -\cos(\mu) & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \qquad (6)$$

این ماتریس به ما امکان می‌دهد تا ماتریس Ω را به شکلی دیگر بازنویسی کنیم. در واقع، هدف آن است که شوک ساختاری مورد نظر، بیشترین تأثیر را بر بهره‌وری (تولید ناخالص داخلی واقعی) داشته باشد، در حالی که هم‌زمان اثر آن بر سایر متغیرها از جمله ذخایر قرض‌گرفته‌نشده، حداقلی باشد. با توجه به معادله $\acute{P}P = \Omega$، می‌توان ضرایب واکنش را بازنویسی کرد.

با فرض اینکه $B = PR$ باشد، آنگاه $\acute{B}B = \Omega$ نیز برقرار خواهد بود. برای تعیین R، ماتریس R به گونه‌ای انتخاب می‌شود که اگر شوک مورد نظر در راستای آن تعریف شود، آنگاه حاصل‌ضرب $R\acute{R} = I$ برقرار باشد. در این صورت، اگر شرط علامت‌گذاری برقرار نشود، آن علامت رد و فرایند تکرار خواهد شد (اوهلیک، ۲۰۱۷).

۲-۴ رهیافت مقید نمودن علامت تاریخی

رهیافت مقید نمودن علامت تاریخی در این پژوهش، مکمل رهیافت مقید نمودن علامت سنتی[1] است و پارامترهای ساختاری را حول وقایع تاریخی مقید می‌کند به طوری‌که شوک‌های ساختاری و تجزیه تاریخی با روایت‌های ثابت تطبیق دارند. در واقع، این رهیافت بین شوک‌های مختلف تمایز قائل می‌شود و توانایی شناسایی اجزای مختلف شوک را دارد(آنتولین-دیاز و روبیو-رامیرز[2]،۲۰۱۸). اطلاعات تاریخی[3] در بازار نفت توسط کیلیان و مورفی[4](۲۰۱۴) استفاده شد برای این‌که اعتبار روش شناسایی پیشنهادی آن‌ها را تائید کند. در واقع، روش‌های بیزین روبیو-رامیرز و همکاران(۲۰۱۰) و نیز آریاس و همکاران (۲۰۱۸) برای تطبیق با رهیافت مقید نمودن علامت تاریخی نیاز به تعدیل دارند. در رهیافت مقید نمودن علامت سنتی، طبقه‌ای از قیود در یک تابع به صورت زیر است:

[1] The traditional sign restrictions
[2] Antolin-Diaz and Rubio-Ramirez
[3] Narrative information
[4] Kilian and Murphy

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

$$\Gamma(\theta) = \left(\acute{e}_{1,n}F\acute{(}\theta)\acute{S}_1, \dots, \acute{e}_{n,n}F\acute{(}\theta)\acute{S}_n\right) > 0 \qquad (7)$$

با انتخاب درست S_j و $F(\theta)$ و نیز مقید نمودن علامت درست بر ضربه واکنش‌ها، پارامترهای ساختاری درست اعمال می‌شوند. $F(\theta)$ انباشت ضربه‌واکنش‌ها در افق‌های زمانی مختلف و S_j یک ماتریس $s_j \times r_j$ است که r_j قید برای شناسایی j شوک ساختاری وضع می‌شود که در بخش قبلی ذکر شد. بنابر موارد فوق‌الذکر، تجزیه تاریخی در رهیافت مقید نمودن علامت تاریخی به این صورت تعریف می‌شود که توزیع تجمعی هر شوک را نسبت به تغییر غیرمنتظره متغیرها بین دو دوره را اندازه‌گیری می‌کند و کمک jامین شوک به تغییر غیرمنتظره در iامین متغیر بین دوره t و t+h به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\mathrm{H}_{i,j,t,t+h}(\theta, \varepsilon_t, \dots, \varepsilon_{t+h}) = \sum_{l=0}^{h} \acute{e}_{i,n}L_l(\theta)e_{j,n}\acute{e}_{j,n}\varepsilon_{t+h-l} \qquad (8)$$

که θ تابع ضربه-واکنش، $(\varepsilon_t, \dots, \varepsilon_{t+h})$ بردار شوک‌های ساختاری، $L_l(\theta) = B_0^{-1}$ ماتریس معکوس ضرایب فرم ساختاری، $e_{j,n}$ jامین ستون ماتریس I_n برای $1 \le i$ و $j \le n$ برای $h \ge 0$ است. در اولین طبقه از این رهیافت، قید مثبت و منفی بر علامت شوک‌ها وضع می‌شود. در طبقه دوم از این رهیافت، اطلاعات تاریخی وجود دارد که یک شوک خاص منجر به حرکت غیرمنتظره در متغیرها در یک دوره خاص شده است. برای مثال، رکود تورمی در ایران طی سال‌های اخیر منجر به ایجاد تغییرات مهم در متغیرها شده است. این اطلاعات بیانگر شدت نسبی کمک jامین شوک به تغییر غیرمنتظره در iامین متغیر بین دوره‌های زمانی مختلف، تجزیه تاریخی[1] نامیده می‌شود. با توجه به مقالات کیلیان(۲۰۰۸) و هامیلتون[2](۲۰۰۹) که حوادث برون‌زای اصلی را بعد از ۱۹۷۳ بررسی کردند، حوادث رخدادی در کل اقتصاد ایران و تاثیر آن‌ها بر نرخ بهره و سایر متغیرها بررسی می‌شود(کریستیانو و همکاران[3]، ۱۹۹۹). در راستای هدف پژوهش، از رهیافت مقیدنمودن علامت تاریخی آنتولین-دیاز و روبیو-رامیرز(۲۰۱۸) استفاده می‌شود که توابع ضربه-واکنش محاسبه شوند و مدل سیاست پولی نامتعارف ایران برآورد می‌شود.

[1] Historical decomposition
[2] Hamilton
[3] Christiano et al.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

۵. داده‌ها و نتایج تجربی

۵-۱ تصریح مدل

در مطالعات آریاس و همکاران (۲۰۱۸)، چنگ و یانگ(۲۰۲۰) و نیز اوهلیک(۲۰۰۵) برای چنین تحقیقی متغیرهای نرخ بهره، تولید ناخالص داخلی، تولید ناخالص داخلی ضمنی، ذخایر قرض گرفته‌نشده و ذخایر کل لحاظ شده است. بر این اساس، در اکثر مطالعاتی که در این خصوص صورت می‌گیرد، متغیرهای فوق لحاظ می‌شوند. بر این مبنا، مدل مورد برآورد پژوهش عبارت است از:

$$B_0X_t = c + B_1X_{t-1} + \cdots + B_pX_{t-p} + \varepsilon_t \qquad (9)$$

که درآن، بردار $X_t = (r_t, g_t, gdef_t, nbr_t, tr_t)$ و $B_s = (B_0, B_1, \dots, B_p)$ ماتریس ضرایب فرم ساختاری هستند. r_t نرخ بهره حقیقی، g_t تولید ناخالص داخلی، $gdef_t$ تولید ناخالص داخلی ضمنی، nbr_t ذخایر قرض گرفته‌نشده و tr_t ذخایر کل هستند. نرخ بهره حقیقی از کسر نرخ بهره اسمی از تورم بدست آمده است. تولید ناخالص داخلی ارزش‌افزوده اضافه شده توسط تولیدکنندگان ساکن یک کشور و تولید ناخالص داخلی ضمنی همان تقسیم تولید ناخالص داخلی اسمی بر تولید ناخالص داخلی واقعی است. لازم به ذکر است که داده‌های مربوط به ذخایر کل از سپرده‌های بانک‌ها نزد بانک مرکزی ایران گرفته شده است که شاخص اصلی ذخایر کل به حساب می‌آید و در ترازنامه جز بدهی بانک مرکزی می‌باشند. علاوه بر این، داده‌های مربوط به ذخایر قرض‌گرفته‌نشده نیز از کسر بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی از ذخایر کل بدست آمده است. هم‌چنین، ذخایر کل موجود در مدل جمع سپرده‌های دیداری و قانونی بانک‌ها نزد بانک مرکزی است. لازم به ذکر است که در این پژوهش، کانال نرخ بهره بررسی می‌شود به این صورت که کاهش نرخ بهره، هزینه سرمایه را کاهش و سرمایه‌گذاری را افزایش داده به طوری که منجر به افزایش در تقاضای کل و محصول می‌شود(میشکین، ۱۹۹۶).

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

۵-۲ تجزیه و تحلیل یافته‌ها

تحقیق مورد نظر، داده‌های نرخ بهره، تولید ناخالص داخلی، تولید ناخالص داخلی ضمنی، ذخایر قرض گرفته‌نشده و ذخایر کل را برای کشور ایران طی سال‌های ۱۳۶۲-۱۳۹۹ بررسی می‌کند و علامت این متغیرها با سیاست پولی غیرمتعارف شناسایی می‌شود. در واقع، از داده‌های بانک جهانی و بانک مرکزی استفاده می‌شود و ضربه-واکنش‌های حاصل از رهیافت مقید نمودن علامت تاریخی برای افق زمانی ۳۸ سال برای ایران مشخص می‌شوند. علاوه بر این، از dlog متغیرها به جز نرخ بهره در تخمین استفاده شده است. برای بررسی روابط بین متغیرها، در ابتدا آزمون ریشه واحد صورت می‌گیرد. در جدول ۱-۱(ضمیمه ۱)، مقدار آماره دیکی فولر همگی متغیرها از قدرمطلق مقدار بحرانی در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد بزرگ‌تر است و متغیرها مانا هستند. هم‌چنین، با توجه به اهمیت زیاد تعیین وقفه بهینه در مدل، از معیار اطلاعاتی آکایک، معیار شوارتز، معیار حنان کوین و نیز خطای پیش‌بینی استفاده می‌شود. نتایج جدول ۱، وقفه ۳ را نشان می‌دهد.

جدول ۱: معیارهای اطلاعاتی برای تعیین تعداد وقفه بهینه

وقفه	logL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	-۹۷/۴۹	NA	۰/۰۰۰۲	۶/۰۲	۶/۲۵	۶/۱۰۵
۱	-۷۳/۳۲	۴۸/۳۳	۰/۰۰۰۳	۶/۰۷	۷/۴۲	۶/۵۳
۲	-۵۱/۳۳	۴۳/۹۷	۰/۰۰۰۴	۶/۲۵	۸/۹۵	۷/۳۵
۳	-۲۵/۲۰	۵۲/۲۶	۰/۰۰۰۵	۴/۷۸*	۵/۳۹*	۷/۵۵
٤	۴۰/۶۲	۱۳۱/۶۷	۰/۰۰۰۰۸	۶/۱۸	۷/۴۱	۶/۶۸

منبع: یافته‌های پژوهش

از آن‌جایی که در تخمین پارامترهای مدل، نیاز است متغیرهای درون‌زا، مانای کواریانس[1] باشند، گام بعدی، بررسی پایایی[2] متغیرها می‌باشد. جدول ۱-۳ (ضمیمه ۱) نشان می‌دهد که همه مقادیر ویژه داخل دایره واحد قرار دارند و مدل خودرگرسیونی برداری، شرط پایایی را برآورد می‌کند.

[1] covariance stationary
[2] stability

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

جدول۲: نتایج مدل خودرگرسیونی برداری با رهیافت مقید نمودن علامت تاریخی

متغیرها	متغیرها	ضرایب	Se	z آماره	$P > \|z\|$	فاصله اعتماد ۹۵ درصد
g	L3.*g*	۰/۰۲	۰/۱۴	۰/۱۴	۰/۸۸	۰/۳۱ −۰/۲۶
	L3.*gdef*	۰/۲۴	۰/۰۹	۲/۶۰	۰/۰۰۹	۰/۴۳ ۰/۰۶
	L3.*nbr*	۰/۰۲	۰/۰۲	۱/۱۸	۰/۲۳	۰/۰۶ −۰/۰۱
	L3.*tr*	−۰/۰۲	۰/۰۲	−۱/۲۰	۰/۲۳	۰/۰۱ −۰/۰۶
	L3.*i*	−۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	−۱/۲۵	۰/۲۱	۰/۰۰۰۷ −۰/۰۰۳
	t	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۱	۰/۷۴	۰/۴۵	۰/۰۰۲ −۰/۰۰۱
	_cons	−۱/۰۰۵	۱/۴۰	−۰/۷۲	۰/۴۷	۱/۷۴ −۳/۷۵
gdef	L3.*g*	۰/۳۹	۰/۲۶	۱/۵۲	۰/۱۲	۰/۹۱ −۰/۱۱
	L3.*gdef*	۰/۰۰۰۴	۰/۱۶۴	۰/۰۰	۰/۹۹	۰/۳۲ −۰/۳۲
	L3.*nbr*	۰/۰۷	۰/۰۳	۲/۰۴	۰/۰۴	۰/۱۵۴ ۰/۰۰۳
	L3.*tr*	−۰/۰۰۰۴	۰/۰۳۴	−۰/۰۱	۰/۹۹	۰/۰۶ −۰/۰۶
	L3.*i*	−۰/۰۰۶	۰/۰۰۱	−۳/۵۹	۰/۰۰۰	−۰/۰۰۲ −۰/۰۰۹
	t	−۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	۰/۲۱	۰/۸۳	۰/۰۰۳ −۰/۰۰۲
	_cons	۵/۵۸	۲/۴۱	۲/۳۱	۰/۰۲	۵/۱۸ ۰/۸۴
nbr	L3.*g*	−۱/۹۵	۳/۱۲	−۰/۶۳	۰/۵۳	۴/۱۶ −۸/۰۷
	L3.*gdef*	۳/۲۵	۲/۱۶	۱/۵۱	۰/۱۳۲	۷/۴۹ −۰/۹۸
	L3.*nbr*	۰/۴۳	۰/۴۶	۰/۹۴	۰/۳۴	۱/۳۳ −۰/۴۶
	L31.*tr*	−۰/۵۴	۰/۴۱	۱/۳۲	۰/۱۸	۱/۳۴ −۰/۲۶
	L3.*i*	۰/۰۰۷	۰/۰۲	۰/۳۶	۰/۷۱	۰/۰۴ −۰/۰۳
	t	۰/۰۰۱	۰/۰۲	۰/۰۸	۰/۹۳	۰/۰۴ −۰/۰۳
	_cons	−۳/۳۹	۲۸/۷۷	−۰/۱۲	۰/۹۰۶	۵۲/۹۹ −۵۹/۷۸
tr	L3.*g*	۰/۰۶	۳/۳۵	−۰/۰۲	۰/۹۸	۶/۵۰ −۶/۶۳
	L3. *gdef*	۱/۵۵	۲/۱۰	۰/۷۴	۰/۴۵	۵/۶۷ −۲/۵۶
	L3.*nbr*	۲/۱۴	۰/۴۸	−۴/۴۵	۰/۰۰۰	−۱/۱۹ −۳/۰۸
	L3.*tr*	۱/۳۹	۰/۴۴	۳/۱۷	۰/۰۰۲	۲/۲۶ ۰/۵۳
	L3.*i*	−۰/۰۱	۰/۰۲	−۰/۴۸	۰/۶۳	۰/۰۳ −۰/۰۵
	t	−۰/۰۰۰۷	۰/۰۲	−۰/۰۴	۰/۹۷	۰/۰۴ −۰/۰۴
	_cons	−۰/۰۱	۳۰/۸۸	−۰/۰۰	۱/۰۰۰	۶۰/۵۱ −۶۰/۵۴
i	L3.*g*	۴۵/۰۵	۲۹/۸۶	۱/۵۱	۰/۱۳	۱۳/۵۸ −۱۳/۴۸

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

	$gdef$ L3.	۱۸/۵۲	۱۸/۷۲	۰/۹۹	۰/۳۲	۱۸/۱۷- ۵۵/۲۱
	L3.nbr	۱۱/۴۸	۴/۲۹	۲/۶۷	۰/۰۰۸	۳/۰۶ ۱۹/۹۰
	L3.tr	۹/۲۶-	۳/۹۲	۲/۳۶-	۰/۰۱	۱۶/۹۶- ۱/۵۷-
	L3.i	۰/۱۰-	۰/۲۰۳	۰/۵۰-	۰/۶۱	۰/۵۰۰- ۰/۲۹
	t	۰/۳۶-	۰/۱۹	۱/۸۸-	۰/۰۶	۰/۷۵- ۰/۰۱
	_cons	۵۱۶/۶۷	۲۷۵/۲۶	۱/۸۸	۰/۰۶	۲۲/۸۲- ۳۶/۱۷

اطلاعات معادلات برآورد شده

معادله	پارامترها	RMSE	R2	χ^2	$P > \chi^2$
g	۱۶	۰/۰۴۳	۰/۴۸	۳۲/۱۹	۰/۰۰۹۴
$gdef$	۱۶	۰/۰۷۴	۰/۶۴	۶۱/۹۱	۰/۰۰۰۰
nbr	۱۶	۰/۸۸	۰/۶۱	۵۳/۲۲	۰/۰۰۰۰
tr	۱۶	۰/۹۵	۰/۶۶	۶۸/۹۸	۰/۰۰۰۰
i	۱۶	۸/۵۰	۰/۶۵	۶۳/۶۵	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول ۲ در بخش gdef نشان می‌دهد که نرخ بهره حقیقی با یک وقفه بر تولید ناخالص داخلی، تولید ناخالص داخلی ضمنی و ذخایر قرض گرفته‌نشده تاثیر مثبت و بر ذخایر کل تاثیر منفی دارد. به عبارت بهتر، کاهش نرخ بهره باعث شده که وام گرفتن برای قرض‌گیرنده به صرفه شود و سپرده‌های بانک‌ها نزد بانک مرکزی(tr) کاهش یافته و سرمایه‌گذاری و تولید افزایش یابد. این مدل هم‌چنین نظریه کینزی‌ها را تایید می‌کند که کاهش نرخ بهره، عرضه پول را افزایش و سرمایه-گذاری را بالا برده و موجب افزایش تقاضای کل و محصول می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که ذخایر قرض گرفته‌نشده در اثر کاهش نرخ بهره افزایش یافته است. بر اساس نظر اقتصاددانان قرن نوزدهم مبنی بر اثرات پس‌انداز اجباری در اثر کاهش نرخ بهره می‌توان نشان داد که بخشی از منابع اقتصاد از مصرف رویگردان شده و به سمت شکل‌گیری سرمایه و افزایش ذخایر قرض گرفته‌نشده می‌رود.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

بر اساس نظریه کینز نیز می‌توان استنباط کرد که با کاهش نرخ بهره، تقاضای سفته‌بازی پول و ذخایر قرض گرفته‌نشده افزایش یافته تا در فرصت مناسب تبدیل به دارایی‌هایی مانند سهام، اوراق قرضه و مسکن شوند. نتایج هم‌چنین نشان می‌دهد که فواصل اعتماد در برخی متغیرها کوچک‌تر می‌شوند که بیانگر بهتر شدن تخمین‌ها است و این در حالی است که در مدل خودرگرسیونی برداری بدون رهیافت مقید نمودن علامت تاریخی، فواصل اعتماد عریض‌تر بودند. نتایج آزمون علیت گرنجر نیز نشان می‌دهد که نرخ بهره علت دیگر متغیرها می‌باشد(جدول ۱-۴ در ضمیمه ۱).

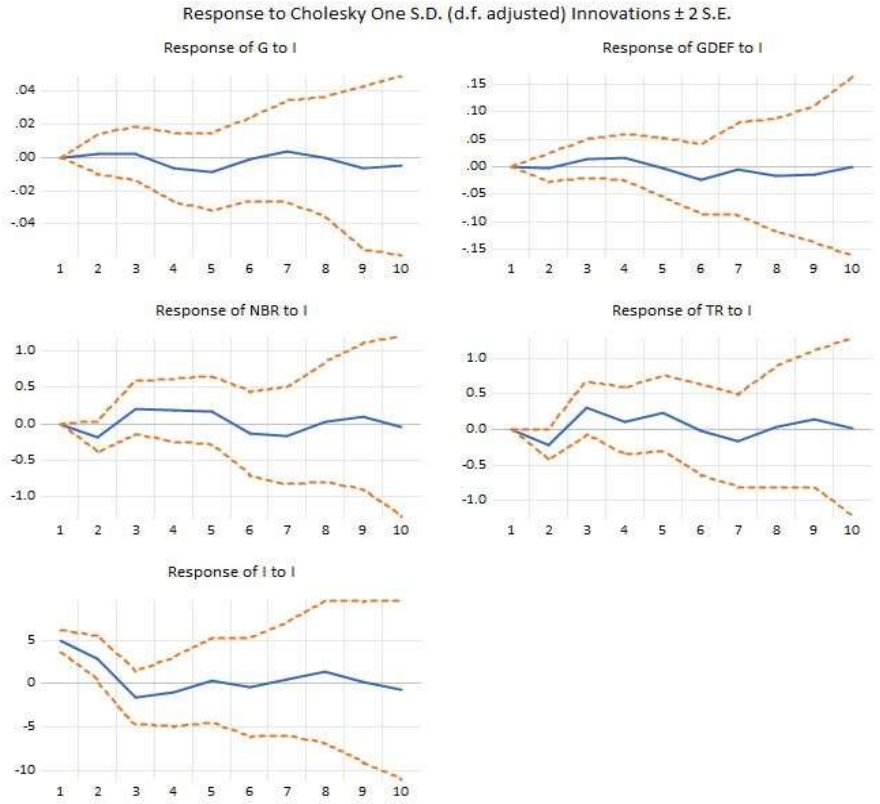
نتایج نمودار ۱ نشان می‌دهد که در واکنش به شوک سیاست پولی غیرمتعارف، تولید ناخالص داخلی، تولید ناخالص داخلی ضمنی و ذخایر قرض‌گرفته‌نشده افزایش می‌یابد که در شکل توابع ضربه-واکنش ۱ مشهود است. همانند مقاله برنانکی و میهو[1](۱۹۹۸) و سیاست پولی انبساطی، با کاهش نرخ بهره، حجم پول افزایش می‌یابد که سرمایه‌گذاری افزایش و تولید و درآمد کشور بالا می‌رود و بعد از گذشت چند دوره، روند ثابت به خود می‌گیرد. توابع ضربه-واکنش نمودار ۱ همانند مطالعه کریستیانو و همکاران[2](۲۰۰۵) نشان دادند که شوک‌های سیاست‌های پولی غیر متعارف تأثیر معنی‌دار بر تولید و تورم دارند. علاوه بر این، همانند مطالعه پیرزمن[3](۲۰۰۵) نشان داده شد که سیاست پولی بر کل اقتصاد تاثیر دارد. هم‌چنین، مشخص است که همانند مطالعه اوهلیک(۲۰۰۵)، تولید ناخالص داخلی، تولید ناخالص داخلی ضمنی و ذخایر قرض‌گرفته‌نشده به شوک سیاست پولی واکنش نشان می دهند.

در نمودار ۲(تجزیه تاریخی متغیرها بر اساس رخدادها)، متغیر i در سال ۱۳۷۵ منفی شده که با دوران اصلاحات و شکوفایی اقتصادی در سال ۷۶ مطابقت دارد و بیانگر آن است که نرخ بهره پایین آمده که به افزایش سرمایه‌گذاری و اصلاحات کمک شود. افزایش ملایم i با کاهش درآمد دولت و افزایش هزینه جنگ و کاهش شدید سرمایه‌گذاری دولتی در سال‌های ۶۵ تا ۶۷ مطابقت دارد. در سال ۱۳۷۵، g ، $gdef$ و nbr از شوک i متاثر شده و تولید ناخالص داخلی در ایران در این سال‌ها بالا بوده که این خود به علت کاهش نرخ بهره، شوک تقاضا و نیز هزینه‌های بازسازی

[1] Bernanke and Mihov
[2] Christiano et al.
[3] Peersman

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

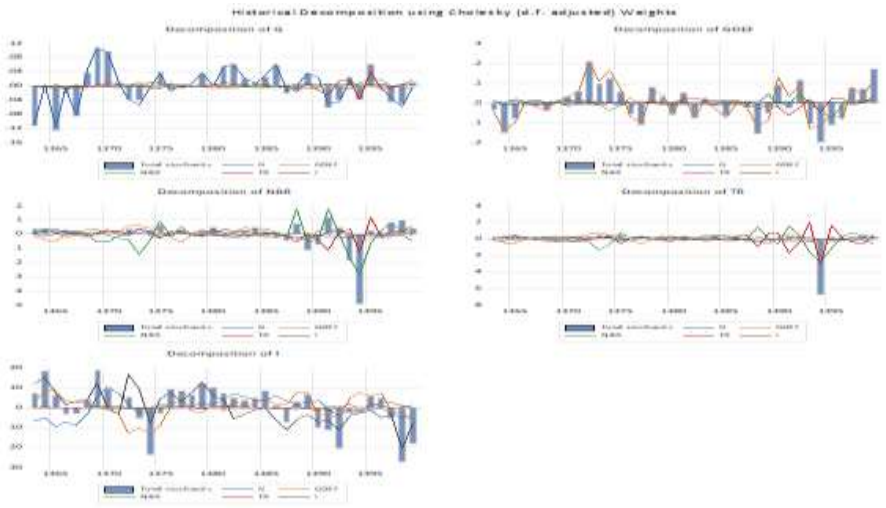
بعد از جنگ تحمیلی بوده است. در طی سال‌های ۱۳۹۰ به بعد نیز g به علت رشد اقتصادی منفی، تورم بالا، رکود عمیق و نیز کاهش شدید تولید نفت به علت تحریم‌های آمریکا در سال ۹۲ کاهش یافت(کاتوزیان و نفیسی، ۱۴۰۰). i از سال ۱۳۹۰ به بعد کاهش داشته که هدف سیاست پولی غیرمتعارف است.



نمودار ۱: ضربه-واکنش متغیرها نسبت به شوک سیاست پولی غیرمتعارف در VAR برای ۱۰ دوره

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]



نمودار ۲ : تجزیه تاریخی

منبع: یافته‌های پژوهش

٦. نتیجه‌گیری

هدف این مقاله، شناسایی شوک‌های سیاست پولی غیرمتعارف بود. بدین منظور، از رهیافت مقید نمودن علامت تاریخی طی دوره ۱۳۶۲-۱۳۹۹ استفاده شد. نتایج نشان داد که کاهش نرخ بهره حقیقی در سال‌های اخیر به افزایش سرمایه‌گذاری و تولید کمک شایانی کرده است. با توجه به این‌که بانک مرکزی ایران از سال ۹۶ تا ۹۹ سیاست کاهش نرخ بهره را در پیش گرفته، نرخ بهره صفر یا منفی که هدف سیاست پولی غیرمتعارف است، برآورد شده است. در عرصه سیاست‌گذاری، سیاست‌گذاران می‌توانند از سیاست‌های پولی غیرمتعارف استفاده کنند که باعث جلوگیری از کاهش عرضه پول می‌شود و در واقع عرضه پول را افزایش دهند به طوری‌که در جامعه رونق ایجاد کند که هم اشتغال مردم افزایش یابد و هم قدرت خرید مردم بالا رود.

با وجود این‌که سیاست پولی سال‌های اخیر در زمینه افزایش تولید موفق بوده است اما هم‌چنان به علت مسائلی مانند رکود تورمی در ایران، یکی از مسائل فراگیر در ایران، افزایش هزینه‌های تولید و کاهش تولید بوده است. بنابراین می‌توان با سیاست پولی غیرمتعارف، به افزایش تولید و مقابله با

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

رکود کمک کرد. هم‌چنین باید توجه داشت که سیاست پولی غیرمتعارف تورم انتظاری در کوتاه-مدت افزایش می‌دهد ولی بر تورم واقعی تاثیری ندارد و می‌تواند به عنوان یک استراتژی در راستای کاهش و مقابله با تورم لحاظ شود. همان‌طورکه ابهوف و همکاران(۲۰۲۱) یک معیار جدیدی از سیاست پولی غیرمتعارف معرفی می‌کنند و با استفاده از روش Qual VAR و بررسی تاثیر این نوع سیاست بر انتظارت تورمی در منطقه اروپا طی سال‌های ۲۰۰۹-۲۰۱۸ نشان می‌دهند که در کوتاه-مدت، شوک غیرمنتظره سیاست پولی غیرمتعارف، تورم انتظاری را بالا می‌برد ولی تورم واقعی را افزایش نمی‌دهد، ما نیز اشاره می‌کنیم که در اجرای سیاست پولی غیرمتعارف نباید نگران افزایش تورم و ابرتورم‌های جدی بود.

References

ABhoff, S., Belke, A. & Osowski, T. (2021). Unconventional monetary policy and inflation expectations in the Euro area. Economic Modelling, 102, 1-15.

Antolin-Diaz, J. & Rubio-Ramirez, J. F. (2018). Narrative Sign Restrictions for SVAR, American Economic Review, 108(10), 2802–2829.

Arias, J. E., Rubio-Ramirez, J. F. & Waggoner, D. F. (2018). Inference Based on Structural Vector Autoregressions Identified with Sign and Zero Restrictions: Theory and Applications. Econometrica, 86 (2), 685–720.

Azadi, N., Jafari, M. & Hadian, E. (2022). Spillover Effects of the ECB's Monetary Policy on Macroeconomic Variables in Iran: A Structural Approach, Quarterly Journal of Economics and Modelling, Shahid Beheshti University, 12(4), 75-110. (In Persian).

Bernanke, B. S. & Mihov. I. (1998). Measuring Monetary Policy, The Quarterly Journal of Economics, 113(3), 869-902.

Bernanke, Ben S., (1986). Alternative Explanations of the Money-Income Correlation. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Elsevier, 25(1), 49-99.

Bhattarai, S. & Neely, C.J. (2020). An Analysis of the Literature on International Unconventional Monetary Policy, Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper, 2016-021E, 1-39.

Blanchard, O. J. & Quah D. (1989). The Dynamics Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances, American Economic Review, 79(4), 655-673.

Blanchard, O. J. & Watson, M. W. (1986). Are Business Cycles All Alike? The American Business Cycle: Continuity and Change. R.J. Gordon, ed. Chicago: University of Chicago Press, 1-59.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

Boeckx, J., Dossche, M. & Peersman G. (2017). Effectiveness and Transmission of the ECB's Balance Sheet Policies, International Journal of Central Banking, 13(1), 297-333.

Canova, F. & De Nicolo, G. (2002). Monetary Disturbances Matter for Business Cycle Fluctuations in the G-7, Journal of Monetary Economics, 49(6),1131-1159.

Canova, F. & Pina J. (1999). Monetary Policy Misspecification in VAR Models, Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper (2333), 1-56.

Cheng, K. & Yang Y. (2020). Revisiting the effects of monetary policy shocks: Evidence from SVAR with narrative sign restrictions, Economics Letters, 1-4.

Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. Journal of political Economy, 113(1), 1-45.

Christiano, L.J., Eichenbaum, M. & Evans, C.L. (1999). Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?, in: J. B. Taylor and M. Woodford (ed.), Handbook of Macroeconomics1 , 1, Chapter 2, 65-148.

Chudik, A. & Fidora, M. (2011). Using the global dimension to identify shocks with sign restrictions, European Central Bank, 1-27.

Dargahi, H. and Sedaghatparast, E. (2013). The Impacts of Price and Policy Shocks on Output and Inflation In the Iranian Economy: SVAR Approach. Journal of Economics and Modelling, 4(13), 1-33. (In Persian).

Davtyan, K. (2023). Unconventional monetary policy and economic inequality. Economic Modelling, 106380, 1-12.

Dwyer, G. P., Gilevska, B., Nieto, M. J. & Samartin, M. (2023). The effects of the ECB’s unconventional monetary policies from 2011 to 2018 on banking assets. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 1-33.

Faust, J. (1998). On the robustness of the identified VAR conclusions about money, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 49, 207–244.

Gagnon, J., Raskin, M., Remache, J. & Sack, B. (2011). The financial market effects of the Federal Reserve’s large-scale asset purchases. International Journal of Central Banking, 7(1), 45-52.

Giacomini, R., Kitagawa, T. & Read, M. (2021). identification and Inference Under Narrative Restrictions, 1-60.

Hamilton, J. D. (2009). Causes and Consequences of the Oil Shock of 2007-08, National Bureau of Economic Research, (No. w15002), 1-71.

Hashemi Dizaj, A. , Hazeri Niri, H. and Samadzadeh, S. (2022). The Impact of Monetary Policy on Inflation in Oil Developing Countries and Developed Countries. *Journal of Development and Capital*, *7*(2), 213-232. (In Persian).

Inoue, A. & Rossi B. (2018). The Effects of Conventional and Unconventional Monetary Policy: A New Approach, mimeo, 1-74.

Jafari Samimi, A. & Rajaeei, M. H. (2008). The Impact of Orthodox & Heterodox Policies on Economic Growth in Developing Countries: Empirical Evidence,

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

Journal of knowledge and development (scientific research), 15(25), 1-20. (In Persian).

Katozian, M. A. & Nafisi M. R. (2021). The book called political economy of Iran: From Constitutionalism to the end of Pahlavi government, 1-440. (In Persian).

Kilian, L. & Murphy D. P. (2014). The Role of Inventories and Speculative Trading in the Global Market for Crude Oil, Journal of Applied Econometrics, 29 (3), 454–478.

Kilian, L. (2008). Exogenous Oil Supply Shocks: How Big Are They and How Much Do They Matter for the U.S. Economy? Review of Economics and Statistics, 90 (2), 216–240.

Melina, G., & Villa, S. (2023). Drivers of Large Recessions and Monetary Policy Responses. Journal of International Money and Finance, 102894, 1-47.

Mirjalili, S. H. (2016). Comparative study of conventional versus unconventional monetary policy, Research institute of Humanities and Cultural studies, 2: 111-125. (In Persian).

Mishkin, F. S. (1996). The channels of monetary transmission: Lessons for monetary policy, 1-29.

Mohammadi Khyareh, M. (2020). Monetary Policy and Inflation Dynamics in Iran: New Evidences. *Journal of Development and Capital*, *5*(1), 111-130. (In Persian).

Mohseni, H., Pahlavani, M., Shahiki Tash, M. N. & Mirjalili, H. (201۹). Analysis of the role of unconventional monetary policy using financial situation index: BVAR approach, Quarterly Journal of Economics and Modelling, Shahid Beheshti university, 1-32. (In Persian).

Mohseni, H., Shahiki Tash, M. N., Pahlavani, M. & Mirjalili, H. (2019). The Effect of Credit Easing Policy on Macroeconomic Variables in Iran, Applied Economics Studies, 1-27. (In Persian).

Mountford, A., & Uhlig, H. (2009). What are the effects of fiscal policy shocks? Journal of applied econometrics, 24(6), 960-992.

Neely, J. C. (2015). Unconventional monetary policy had large international effects, Journal of Banking & Finance, 101–111.

Parvin, S., Shakeri, A., & Ahmadian, A. (2014). Balance Sheet Effects of Monetary Policy on Banking System and Macroeconomic Variables of the Iranian Economy: A DSGE Approach. Iranian Journal of Economic Research, 19(58), 77-115. (In Persian).

Peersman, G. (2005). What caused the early millennium slowdown? Evidence based on vector autoregressions. Journal of Applied Econometrics, 20(2), 185-207.

Potter, S. M. & Smets, F. (2019). Unconventional monetary policy tools: a cross-country analysis, Committee on the Global Financial System,1-85.

Rafiq, M.S. & Mallick, S.K. (2008). The effect of monetary policy on output in EMU3: A sign restriction approach, Journal of Macroeconomics, 1756–1791.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

Rossi, B. (2018). Identifying and Estimating the Effects of Unconventional Monetary Policy in the Data: How to do it and what have we learned? ICREA-Univ. Pompeu Fabra, Barcelona GSE, and CREI, 1-36.

Rubio-Ramirez, J. F., Waggoner, D. F., & Zha, T. (2010). Structural vector autoregressions: Theory of identification and algorithms for inference. The Review of Economic Studies, 77(2), 665-696.

Shakeri, Abbas. (2008). Macroeconomic theories and policies, Pars Navisa Publication, 1-1139. (In Persian).

Taheri Bazkhaneh S. The relationship between monetary policy and the output gap, inflation deviation and the gap in the foreign exchange market in Iran with the approach of Taylor's rule. jemr 2022; 13 (49) :45-83. (In Persian).

Uhlig, H. (1997). What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure, 1-46.

Uhlig, H. (2005). What are the effects of a shock to monetary policy? Results from an agnostic identification procedure, Journal of Monetary Economics, 52, 381-419.

Uhlig, H. (2017). Shocks, sign restrictions, and identification. Advances in economics and econometrics, (2), 1-33.

Walsh, C. E. (2010). Monetary Theory and Policy, 3, 1-639.

Watson, M. W. (1994). Vector autoregressions and cointegration. Handbook of econometrics, 4, 2843-2915.

ضمیمه ۱:

جدول ۱-۱: نتایج آزمون مانایی دیکی فولر

متغیرها	آماره آزمون	مقدار بحرانی دیکی فولر		
		۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد
g	-۵/۰۵	-۲/۶۲	-۱/۹۵	-۱/۶۱
$gdef$	-۸/۳۸	-۲/۶۲	-۱/۹۵	-۱/۶۱
nbr	-۲/۰۰۶	-۲/۶۲	-۱/۹۵	-۱/۶۱
tr	-۴/۸۵	-۲/۶۲	-۱/۹۵	-۱/۶۱
i	-۲/۸۷	-۲/۶۲	-۱/۹۵	-۱/۶۱

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

جدول۱-۲ : نتایج مدل خودرگرسیونی برداری

معادله	پارامترها	RMSE	R2	χ^2	$P > \chi^2$
g	۱۲	۰/۰۳	۰/۷۲	۵۷/۰۱	۰/۰۰۰۰
$gdef$	۱۲	۰/۰۸۷	۰/۶۷	۴۲/۶۱	۰/۰۰۰۰
nbr	۱۲	۰/۷۱	۰/۸۰	۸۷/۵۲	۰/۰۰۰۰
tr	۱۲	۰/۶۹	۰/۸۶	۹۷/۶۲	۰/۰۰۰۰
i	۱۲	۷/۳۲	۰/۸۰	۱۴۱/۶۹	۰/۰۰۰۰

متغیرها	متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آمارهz	$P > \|z\|$	فاصله اعتماد ۹۵ درصد	
g	L3.g	۰/۵۹	۰/۱۳۰	۴/۵۶	۰/۰۰۰	۰/۳۴	۰/۸۵
	L3.$gdef$	۰/۰۰۷	۰/۰۷۲	۰/۱۰	۰/۹۱۷	−۰/۱۳۴	۰/۱۴۹
	L3.nbr	۰/۰۱۵	۰/۰۱۵	۱/۰۴	۰/۲۹۹	−۰/۰۱۳	۰/۰۴۶
	L3.tr	−۰/۰۲	۰/۰۱۷	−۱/۱۸	۰/۲۳	−۰/۰۵۵	۰/۰۱۳
	L3.i	۰/۰۰۰۰۱	−۰/۰۰۰۸	۰/۰۲	۰/۹۸	−۰/۰۰۱	۰/۰۰۱
	_cons	−۰/۴۲	۱/۲۲	−۰/۳۵	۰/۷۳	−۲/۸۱	۱/۹۷
$gdef$	L3.g	۰/۱۲۲	۰/۲۴۱	۰/۵۱	۰/۶۱	−۰/۳۵	۰/۵۹
	L3.$gdef$	۰/۱۰۶	۰/۱۵۸	۰/۶۷	۰/۵۰۲	−۰/۲۰۳	۰/۴۱۶
	L3.nbr	۰/۱۲۴	۰/۰۴۷	۲/۶۴	۰/۰۰۸	۰/۰۳۱	۰/۲۱۶
	L3.tr	−۰/۰۲۱	۰/۰۳۹	−۰/۵۴	۰/۵۹	−۰/۰۹۹	۰/۰۵
	L3.i	−۰/۰۰۵	۰/۰۰۱	−۲/۸۶	۰/۰۰۴	−۰/۰۰۸	−۰/۰۰۱
	_cons	۰/۱۳	۰/۰۴	۳/۱۲	۰/۰۰۲	−۴/۴۰	۳/۷۸
nbr	L3.g	−۰/۷۳۶	۲/۱۱	−۰/۳۵	۰/۷۲۸	−۴/۸۸	۳/۴۱
	L3.$gdef$	۳/۳۰	۱/۴۲	۲/۳۳	۰/۰۲	۰/۵۲	۶/۰۹
	L3.nbr	۰/۵۴	۰/۲۴	۲/۲۰	۰/۰۲	۰/۰۵	۱/۰۳
	L31.tr	−۰/۵۰	۰/۳۴	−۱/۴۵	۰/۱۴	−۱/۱۸	۰/۱۷
	L3.i	۰/۰۸	۰/۰۱۶	۵/۳۱	۰/۰۰۰	−۰/۰۵۴	۰/۱۱۹
	_cons	−۰/۷۳	۰/۳۸	−۱/۹۳	۰/۰۵	−۱/۴۹	۰/۰۱
tr	L3.g	۱/۰۶	۲/۰۳	۰/۵۲	۰/۶۰۲	−۲/۹۲	۵/۰۴
	L3.$gdef$	۴/۴۷	۱/۵۶	۲/۸۶	۰/۰۰۴	۱/۴۱	۷/۵۴
	L3.nbr	۰/۵۴	۰/۴۰۱	۱/۳۶	۰/۰۰۰	۰/۹۲۴	۲/۰۲

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

	L3.*tr*	−۰/۳۷	۰/۲۹	−۱/۲۴	۰/۲۱۳	۰/۲۱ −۰/۹۵
	L3.*i*	۰/۰۶	۰/۰۱	۴/۲۰	۰/۰۰۰	۰/۰۹ −۰/۰۳
	_cons	−۰/۷۰۵	۰/۳۷	−۱/۸۹	۰/۰۵	۰/۰۲ −۱/۴۳
i	L3.*g*	۷/۷۵	۲۱/۶۵	۰/۳۶	۰/۷۲	۵۰/۱۹ −۳۴/۶۸
	L3.*gdef*	۳۲/۰۸	۱۴/۱۵	۲/۲۷	۰/۰۲	۱۲/۶۶ ۴/۳۳
	L3.*nbr*	۱۲/۶۵	۳/۹۹	۳/۱۷	۰/۰۰۲	۲۰/۴۷ ۴/۸۲
	L3.*tr*	−۷/۴۰۳	۳/۵۵	−۲/۰۹	۰/۰۳	۵/۲۷ −۱۴/۳۶
	L3.*i*	۰/۳۶	۰/۲۰۷	۱/۷۳	۰/۰۸	۰/۷۶ −۰/۰۴
	_cons	۲/۰۸	۳/۹۱	۰/۵۳	۰/۵۹	۹/۷۶ −۵/۵۸

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۱-۳: شرط مانایی یا پایایی مقادیر ویژه

مقادیر ویژه	قدر مطلق
۰/۷۰۰۶ + i−۰/۰۸۴	۰/۷۰۵
۰/۷۰۰۶ _ i−۰/۰۸۴	۰/۷۰۵
۰/۶۶۹	۰/۶۶۹
۰/۴۴۷ + i۰/۴۹۱	۰/۶۶۵
۰/۴۴۷ − i۰/۴۹۱	۰/۶۶۵
۰/۲۴۸ + i−۰/۳۹۱	۰/۴۶۴
۰/۲۴۸ − i−۰/۳۹۱	۰/۴۶۴
۰/۴۰۱ + i۰/۱۷۲	۰/۴۳۶
۰/۴۰۱ − i۰/۱۷۲	۰/۴۳۶
−۰/۲۱۴	۰/۲۱۴

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

جدول ۱-٤: آزمون علیت گرنجر

معادله	متغیر موثر(علت)	χ^2	df	$P > \chi^2$
g	$gdef$	۰/۰۱۴	۲	۰/۹۹
g	nbr	۶/۹۰	۲	۰/۰۳
g	tr	۸/۹۶	۲	۰/۰۱
g	i	۱/۰۰۸	۲	۰/۶۰
g	all	۱۱/۳۱	۸	۰/۱۸
$gdef$	g	۲/۰۱	۲	۰/۳۶
$gdef$	nbr	۴/۷۵	۲	۰/۰۹
$gdef$	tr	۲/۷۷	۲	۰/۲۵
$gdef$	i	۷/۶۶	۲	۰/۰۲
$gdef$	all	۱۴/۲۱	۸	۰/۰۷
nbr	g	۰/۷۴	۲	۰/۶۸
nbr	$gdef$	۳/۱۵	۲	۰/۲۰
nbr	tr	۱۸/۰۹	۲	۰/۰۰۰
nbr	i	۱۲/۶۰	۲	۰/۰۰۲
nbr	all	۵۲/۹۱	۸	۰/۰۰۰
tr	g	۱/۰۶	۲	۰/۵۸
tr	$gdef$	۵/۶۷	۲	۰/۰۵
tr	nbr	۳۸/۴۰	۲	۰/۰۰۰
tr	i	۷/۵۶	۲	۰/۰۲
tr	all	۷۱/۳۳	۸	۰/۰۰۰
i	g	۰/۴۷	۲	۰/۷۸
i	$gdef$	۰/۳۸	۲	۰/۸۲
i	nbr	۰/۶۴	۲	۰/۷۲
i	tr	۰/۵۸	۲	۰/۷۴
i	all	۱/۴۰	۸	۰/۹۹

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]