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

An Analysis of Shocks to Factors Affecting Inflation in Iran: A Random Forest Approach with Recursive Feature Elimination (RF-RFE) and Bayesian Vector Autoregressive Model (BVAR)

Vahid Rezaei [1] | MohammadReza Lotfalipour [2*] | Seyed Saeed Malek sadati[3] | Narges Salehnia [4]

1. Ph.D. Student of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Ferdowsi University of Mashhad. Email: vahid.rezaei@mail.um.ac.ir(0009-0005-6411-1484)
2. Corresponding Author Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Ferdowsi University of Mashhad. Email: lotfalipour@um.ac.ir(0000-0002-5482-4502)
3 Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Ferdowsi University of Mashhad. Email: msadati@um.ac.ir(0000-0002-0806-7432)
4. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Ferdowsi University of Mashhad. Email: n.salehnia@um.ac.ir(0000-0002-7505-5335)

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
Received: 27 Sept. 2025

Received in revised form:
05 Feb. 2026

Accepted: 22 Apr. 2026

Keywords:
Inflation, Machine Learning, Random Forest, Recursive Feature Elimination (RFE), Bayesian Vector Autoregression (BVAR)

.**JEL**:
E31, C45, C52, O53

ABSTRACT

The primary objective of this study is to investigate the impact of economic shocks on consumer inflation in Iran over the quarterly period 2009:Q1 to 2022:Q1 (1388:1–1400:4). To this end, two complementary methodologiesRandom Forest with Recursive Feature Elimination (RF-RFE) and Bayesian Vector Autoregression (BVAR) were employed. The first-stage results using the RF-RFE approach indicate that among 42 economic variables across seven categories, five key determinants—including producer price inflation, oil and gas sector value-added, quasi-money, market exchange rate, and currency in circulation play the most significant roles in explaining consumer inflation fluctuations. Subsequently, the BVAR model was utilized to analyze the impact of these variables over a 10-period horizon. Impulse Response Function (IRF) analysis reveals that shocks to producer inflation and the exchange rate exert strong, positive, and significant effects on consumer inflation in the short term. Conversely, oil and gas value-added shocks act as a stabilizing and mitigating factor for inflation in the long run. Furthermore, Forecast Error Variance Decomposition (FEVD) demonstrates that the exchange rate plays a dominant and escalating role in explaining inflation volatility, with its contribution rising from zero in the first period to over 60% by the tenth period. These findings

underscore the critical importance of exchange market stability as the focal point of policy interventions for long-term inflation control.

Cite this article: Rezaei, Vahid., Lotfalipour, MohammadReza., Malek sadati, Seyed Saeed &.,Salehnia, Narges. (2025). An Analysis of Shocks to Factors Affecting Inflation in Iran: A Random Forest Approach with Recursive Feature Elimination (RF-RFE) and Bayesian Vector Autoregressive Model (BVAR). *Journal of Economic Modeling Research*, 16 (59), 35-82. DOI: 0000000000000000000

© The Author(s).
Publisher: Kharazmi University
DOI: 00000000000000000000000000
Journal of Economic Modeling Research, Vol, 16, No. 59, 2025, pp. 35-82.

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

بررسی شوک‌های عوامل مؤثر بر تورم در ایران؛ رویکرد جنگل تصادفی با حذف بازگشتی ویژگی‌ها (RF-RFE) و مدل خودرگرسیونی برداری بیزی (BVAR)

وحید رضائی[۱] | محمدرضا لطفعلی پور*[۲] | سید سعید ملک الساداتی[۳] | نرگس صالح نیا

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد
رایانامه: vahid.rezaei@mail.um.ac.ir (۰۰۰۹-۰۰۰۵-۶۴۱۱-۱۴۸۴)
۲. نویسنده مسئول استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد
رایانامه: lotfalipour@um.ac.ir (۰۰۰۰-۰۰۰۲-۵۴۸۲-۴۵۰۲)
۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد
رایانامه: msadati@um.ac.ir (۰۰۰۰-۰۰۰۲-۰۸۰۶-۷۴۳۲)
۴.دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم۰ اداری و اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد
رایانامه: n.salehnia@um.ac.ir (۰۰۰۰-۰۰۰۲-۷۵۰۵-۵۳۳۵)

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:
مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت:
۱۴۰۴/۰۷/۰۵

تاریخ ویرایش:
۱۴۰۴/۱۱/۱۶

تاریخ پذیرش :
۱۴۰۵/۰۲/۰۲

واژه‌های کلیدی:
تورم، جنگل تصادفی با حذف بازگشتی (RF-RFE) ، خودرگرسیون برداری بیزی (BVAR)، یادگیری ماشین

چکیده

هدف اصلی این پژوهش، بررسی اثر شوک‌های اقتصادی بر تورم مصرف‌کننده در ایران طی دوره فصلی ۱۳۸۸:۱ تا ۱۴۰۰:۴ است. در این راستا، از دو روش مکمل انتخاب ویژگی جنگل تصادفی با حذف بازگشتی (RF-RFE) و الگوی خودرگرسیون برداری بیزی (BVAR) بهره گرفته شد. نتایج مرحله اول با استفاده از روش RF-RFE نشان می‌دهد که از بین ۴۲ متغیر اقتصادی در هفت گروه، پنج متغیر کلیدی شامل تورم تولیدکننده، ارزش‌افزوده بخش نفت و گاز، شبه‌پول، نرخ ارز بازار و اسکناس و مسکوک در جریان بیشترین نقش را در تبیین نوسانات تورم مصرف‌کننده دارند. در ادامه، به‌کمک روش BVAR تأثیر این متغیرها بر تورم مصرف‌کننده در ۱۰ دوره موردبررسی قرار گرفت. نتایج تابع واکنش آنی نشان داد که شوک‌های تورم تولیدکننده و نرخ ارز اثرات مثبت، قوی و معناداری بر تورم مصرف‌کننده در کوتاه‌مدت دارند. در مقابل، شوک ارزش‌افزوده نفت و گاز در افق بلندمدت نقش تعدیل‌کننده و کاهنده بر تورم ایفا می‌کند. همچنین، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تورم مصرف‌کننده نشان داد که متغیر نرخ ارز به‌طور قاطعانه‌ای نقش غالب و فزاینده‌ای در توضیح نوسانات تورم دارد و سهم آن از صفر

طبقه‌بندی JEL:
E31, C45, C52, O53

در دوره اول به بیش از ۶۰ درصد در دوره دهم می‌رسد. این یافته بر اهمیت ثبات بازار ارز به‌عنوان کانون اصلی سیاست‌گذاری برای کنترل تورم بلندمدت تأکید می ورزد.

استناد: رضائی، وحید؛ لطفعلی پور، محمدرضا؛ ملک الساداتی، سید سعید؛ و صالح نیا، نرگس (۱۴۰۴). بررسی شوک‌های عوامل مؤثر بر تورم در ایران؛ رویکرد جنگل تصادفی با حذف بازگشتی ویژگیها (RF-RFE) و مدل خودرگرسیونی برداری بیزی (BVAR). *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۶ (۵۹)، ۳۵-۸۲.

DOI: 00000000000000000000

ناشر: دانشگاه خوارزمی. © نویسندگان.

۱. مقدمه

تورم، پدیده‌ای پیچیده و چالش‌برانگیز است که همچنان موردتحقیق و بررسی فعال اقتصاددانان قرار دارد. این پدیده نه‌تنها بر شرایط اقتصادی، بلکه بر زندگی روزمره افراد نیز تأثیرات گسترده‌ای می‌گذارد و اغلب منجر به افزایش استرس، نگرانی واکنش‌های عاطفی شدید در جوامع می‌شود (Stantcheva, 2024).تورم بالا و مهار نشده از طریق مکانیسم‌های متعددی نظیر کاهش قدرت خرید خانوارها، کاهش درآمد واقعی خانوارها ، تحریف مکانیسم قیمت‌ها و توزیع مجدد ثروت به شیوه‌های ناعادلانه کارایی اقتصادی را تضعیف و شکاف‌های اجتماعی-اقتصادی را تعمیق می بخشد(Asab, 2025; Pallotti et al., 2024), این اثرات نه‌تنها بر شاخص‌های کلان اقتصادی (مانند مصرف، سرمایه‌گذاری، و تراز تجاری)، بلکه بر پویایی‌های خُردِ رفتاری عاملان اقتصادی و ادراک عمومی از عدالت توزیعی نیز تأثیرات ساختاری بر جای می‌گذارد. مطالعه کاردوسو همکاران [1](۲۰۲۲) سه مکانیسم کلیدی را تشریح می‌کند که از طریق آن‌ها تورم بر رفاه خانوارها اثر می‌گذارد: نخست، کانال فیشر با ایجاد توزیع مجدد ثروت، درآمد را از طلبکاران خالص (دارای دارایی‌های مالی با بازده اسمی ثابت) به بدهکاران خالص منتقل می‌کند، چراکه افزایش تورم ارزش واقعی بدهی‌ها را کاهش می‌دهد. دوم، کانال درآمد اسمی از طریق تأثیر بر جریان‌های درآمدیِ فاقد مکانیسم تعدیل واقعی (مانند دستمزدهای ثابت یا حقوق بازنشستگی)، به کاهش قدرت خرید گروه‌های آسیب‌پذیری مانند حقوق‌بگیران و بازنشستگان منجر می‌شود. سوم، کانال سبد مصرف ناهمگن نشان می‌دهد که تأثیر تورم بر خانوارها به ترکیب کالاهای مصرفی آن‌ها بستگی دارد؛ به‌طوری‌که اتکای بیشتر به کالاهای با کشش قیمتی پایین (مانند مواد غذایی و انرژی)، آسیب‌پذیری را در برابر شوک‌های تورمی تشدید می‌کند.

علاوه بر این ، در یک محیط تورم بالا، قیمت‌های نسبی به‌طور ناکارآمد در نوسان هستند، زیرا قیمت‌ها از مقدار بهینه خود در فواصل زمانی بین تعدیل قیمت دور می‌شوند. درنتیجه قیمت‌های

[1] (Cardoso et al., 2022)

نسبی دیگر سیگنال‌های درستی در مورد هزینه‌های نسبی تولید نمی‌دهند و باعث می‌شود که کارایی تولید به خطر بیفتد(Nakamura et al., 2018) ازاین‌رو تورم می‌تواند هزینه‌هایی را بر بازده اقتصادی واقعی تحمیل کند،زیرا مکانیسم‌های قیمت‌گذاری را از حالت کارایی خارج کرده و تخصیص بهینه منابع را مختل می‌سازد. در بازارهای نوظهور، این هزینه‌ها اغلب شدیدتر از اقتصادهای توسعه‌یافته است، چراکه تورم در بسیاری از این کشورها هنوز از سطح تعادلی مطلوب فراتر رفته و پایداری کمتری دارد(Chowdhury, 2014). همچنین تورم از طریق افزایش عدم قطعیت در قیمت‌های نسبی، ریسک سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مولد را تشدید می‌کند. این ریسک اضافی، با کاهش نرخ بهره واقعی و افزایش هزینه فرصت سرمایه‌گذاری، انگیزه‌های سرمایه‌گذاری را تضعیف کرده و به انقباض حجم سرمایه‌گذاری و تولید منجر می‌شود(Ha et al., 2019; Zion et al., 1993). مطالعه Madsen (2003) مکانیسم‌های مختلفی که تورم بر سرمایه‌گذاری تحت تأثیر قرار می‌دهد را بیان می‌کند. نخست، کاهش ارزش واقعی استهلاک مالیاتی (بر مبنای قیمت اولیه دارایی) هزینه استفاده از سرمایه را افزایش می‌دهد. دوم، افزایش نرخ بهره اسمی ناشی از تورم، پرداخته‌ای بهره شرکت‌ها را بالابرده و با کاهش سود حسابداری، دسترسی به وام برای پروژه‌های سودآور را محدود می‌کند، حتی اگر ارزش واقعی بدهی‌ها کاهش یابد. سوم، توهم تورمی در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران و شرکت‌ها منجر به استفاده از نرخ بهره اسمی (به‌جای واقعی) به‌عنوان نرخ تنزیل و ارزیابی نادرست جریان‌های نقدی واقعی می‌شود. این عوامل هم‌زمان، هزینه سرمایه را افزایش داده، انگیزه‌های سرمایه‌گذاری مولد را تضعیف و به کاهش تولید و بازدهی بلندمدت دارایی‌ها می‌انجامند، به‌ویژه در شرایط تورمی شدید که این اثرات تشدید می‌شوند.

این پیامدهای تورم بر خانوارها و بنگاه‌ها لزوم اتخاذ چارچوب‌های سیاستی پیشگیرانه و اصلاحات نهادی برای کاهش آسیب‌پذیری اقتصادها در برابر شوک‌های بیرونی را بیش‌ازپیش روشن می‌سازد. ازاین‌رو، به‌منظور به حداقل رساندن پیامدهای نامطلوب اقتصادی و هزینه‌های رفاهی ناشی از افزایش نرخ تورم، سیاست‌گذاران نیاز به درک عمیقی از کانال‌های اصلی انتقال تورم به

اقتصاد واقعی دارند. به‌عبارت‌دیگر، هر عاملی که بر عرضه یا تقاضای کل اقتصاد تأثیر بگذارد، می تواند بر سطح تورم نیز تأثیرگذار باشد؛ برای مثال، تغییرات در قیمت‌های جهانی کالاها، سیاست های پولی و مالی، تحولات فناوری، تغییرات در ساختار بازار کار، و عوامل دیگر که موجب تغییر در الگوی مصرف و تولید می‌شوند، همگی نقشی اساسی در شکل‌گیری اشاره‌ای تورمی دارند. بنابراین، تدوین استراتژی‌های اقتصادی مستحکم مستلزم بررسی دقیق این کانال‌ها و شناسایی عوامل کلیدی است تا بتوان با اتخاذ اقدامات اصلاحی، نسبت به کاهش ریسک‌های ناشی از تورم و تضمین ثبات اقتصادی اقدام نمود.

اقتصاد ایران به‌عنوان یک اقتصاد نفتی و درحال‌توسعه به دلیل ترکیب بی‌نظیر چالش‌های ساختاری، شوک‌های خارجی، و سیاست‌گذاری‌های نامتعارف، به‌عنوان نمونه‌ای کلیدی برای مطالعه عوامل تورم انتخاب‌شده است. اولاً، تحریم‌های بین‌المللی طولانی‌مدت و نوسانات شدید درآمدهای نفتی، بی‌ثباتی در بازار ارز و فشار بر ترازپرداخت ها را تشدید کرده که به شکل مستقیم از کانال افزایش هزینه واردات و کاهش ارزش پول ملی، تورم را دامن می‌زند. ثانیاً، سیاست‌های انبساطی پولی و بودجه‌ای (مانند تأمین کسری بودجه از طریق بانک مرکزی)، همراه با نظام ناکارآمد یارانه‌ها و قیمت‌گذاری دستوری، موجب رشد نقدینگی و شکاف عمیق بین عرضه و تقاضا در بخش های کلیدی (ازجمله کالاهای اساسی و مسکن) شده است. ثالثاً، ساختار انحصاری و رانتی در برخی بازارها، ناکارایی تولید داخلی، و هزینه‌های بالای مبادله، تورم هزینه‌محور را تقویت می‌کند. مطالعه این اقتصاد نه‌تنها درک عمیق‌تری از ریشه‌های تورم در اقتصادهای درحال‌توسعه فراهم می‌کند، بلکه اهمیت اصلاحات نهادی و هماهنگی بین سیاست پولی، مالی، و تجاری را برای کاهش آسیب‌پذیری اقتصادی برجسته می‌سازد.

این مقاله با بهره‌گیری از ترکیب روش انتخاب ویژگی جنگل تصادفی با حذف بازگشتی (RF-RFE[1])و مدل خودرگرسیونی برداری بیزی(BVAR) ، رویکردی نوین در شناسایی و

[1] Random Forest-Recursive Feature Elimination

تحلیل شوک‌های مؤثر بر تورم ارائه می‌دهد. نخست با بهره‌گیری از روش جنگل تصادفی و حذف بازگشتی ویژگی‌ها(RF-RFE) ، مجموعه‌ای از متغیرهای کلیدی مؤثر بر تورم شناسایی می‌شوند تا ابعاد مسئله به‌طور قابل‌توجهی کاهش‌یافته و تنها مهم‌ترین عوامل در گام بعدی مدل‌سازی موردتوجه قرار گیرند. در گام دوم، با استفاده از مدل خودرگرسیونی برداری بیزی(BVAR) ، شوک‌های وارده بر هر یک از این متغیرهای منتخب بر روند تورمی موردبررسی قرار می‌گیرد؛ به‌طوری‌که عدم قطعیت برآوردها از طریق توزیع‌های پیشین و پسین صریحاً لحاظ شده و عوامل مهم اقتصاد کلان در قالب توابع واکنش به ضربه تحلیل می‌شوند. مدل‌های خودرگرسیون برداری بیزی (BVAR) ، عدم قطعیت ذاتی در پارامترها و داده‌ها از طریق ترکیب اطلاعات پیشین و پسین به‌صورت نظام‌مند مدل‌سازی می‌شود، درحالی‌که در VAR کلاسیک، معمولاً پارامترها به‌صورت نقطه‌ای و بدون لحاظ این عدم قطعیت برآورد می‌شوند. این ویژگی باعث می‌شود BVAR در نمونه‌های کوچک عملکرد پایدارتری داشته باشد و از بروز بیش‌برازش جلوگیری کند.علاوه بر این، BVARامکان اعمال محدودیت‌های نظری یا ساختاری بر پارامترها را از طریق توزیع‌های پیشین فراهم می‌سازد، درحالی‌که پیاده‌سازی چنین محدودیت‌هایی در چارچوب VAR کلاسیک به دلیل پیچیدگی‌های بهینه‌سازی، دشوارتر است(Gelman & Shalizi, 2013; Virbickaite et al., 2015). این ترکیب روش‌شناختی ضمن پرداختن به چالش‌های ناشی از ابعاد بالای داده و جلوگیری از بیش‌برازش، امکان تفسیر دقیق‌تر و اقتصادی‌سنجی پایدارتر تأثیر متغیرها بر تورم را فراهم می‌سازد.

ساختار این پژوهش به‌گونه‌ای طراحی‌شده است که به بررسی جامع پدیده تورم از جنبه‌های مختلف بپردازد. در بخش دوم، با مروری بر ادبیات نظری تورم، مبانی مفهومی و تئوریک این پدیده اقتصادی ارائه‌شده است که شامل تعریف انواع تورم و عوامل مؤثر بر آن مانند تقاضا و عرضه می‌شود. در بخش سوم، به شواهد تجربی پرداخته‌شده و نقش عوامل سمت تقاضا و عرضه در تغییرات تورم مورد ارزیابی قرارگرفته است که نشان‌دهنده وزن متفاوت این عوامل در دوره‌های مختلف اقتصادی است. بخش چهارم به بررسی داده‌های مورداستفاده در پژوهش و روش‌شناسی

پیشرفته مدل‌های RF-RFE و BVAR اختصاص دارد که به تحلیل دقیق و شناسایی متغیرهای کلیدی مؤثر بر تورم کمک می‌کند. درنهایت، بخش پنجم به ارائه نتایج حاصل از مدل‌ها پرداخته و بینش‌های عملی برای مدیریت و کنترل تورم ارائه می‌دهد.

۲.ادبیات نظری

تعامل عرضه و تقاضا یک جنبه اساسی از تحلیل مکانیسم‌های قیمت‌گذاری اقتصاد است (Ahmad et al., 2024). هر عاملی که منجر به افزایش تقاضای کل اقتصاد شود، معمولاً اشاره‌ای تورمی را تقویت می‌کند؛ زیرا افزایش تقاضا درصورتی‌که عرضه به مقدار کافی افزایش نیابد، موجب افزایش قیمت‌ها خواهد شد. به همین ترتیب، کاهش عرضه کالاها و خدمات نیز به‌عنوان عاملی کلیدی در افزایش تورم مطرح است شوک‌های طرف عرضه به رویدادها یا تغییراتی اشاره دارد که تولید را مختل می‌کند و بر در دسترس بودن کالاها و خدمات در اقتصاد تأثیر می‌گذارد(Mankiw, 2020; Pasimeni, 2022). مطالعات صورت گرفته توسط Blinder and Rudd (2013) and Primiceri (2006) نشان داده‌اند که شوک‌های جانب عرضه در بازار نفت و اشاره‌ای جانب تقاضا ناشی از سیاست‌های پولی انبساطی، در تبیین پدیده تورم فزاینده دهه ۱۹۷۰ میلادی نقش تعیین‌کننده ای داشته است.

تئوری فشار هزینه نشان می‌دهد که تورم درنتیجه کاهش عرضه کل رخ می‌دهد(Takami, 2015) . این کاهش عرضه به دلیل افزایش دستمزدها (که اغلب توسط اتحادیه‌های کارگری ایجاد می‌شود)، سیاست‌های قیمت‌گذاری شرکت‌های انحصاری در اقتصاد و افزایش قیمت مواد خام وارداتی (اغلب به‌عنوان تورم وارداتی شناخته می‌شود) که به دلیل کاهش ارزش پول داخلی و تورم بین‌المللی صورت می‌گیرد، ایجاد می‌شود. با کاهش عرضه، قیمت کالاها و خدمات به سمت بالا حرکت می‌کند (Schwarzer, 2018). برخلاف رویکرد فشار هزینه که تورم را ناشی از افزایش هزینه‌های تولید می‌داند، نظریه کشش تقاضا بر این باور است که تورم زمانی به وقوع می‌پیوندد که تقاضای کل برای کالاها و خدمات افزایش یابد درحالی‌که عرضه کل یا تقریباً ثابت باقی بماند. بر

اساس این دیدگاه، سیاست‌های پولی و مالی انبساطی چه به‌صورت مستقیم و چه به‌صورت غیرمستقیم باعث تحریک تقاضای کل می‌شوند و فشار اضافی تقاضا نسبت به عرضه موجود، قیمت ها را به سمت افزایش سوق می‌دهد(Charles et al., 2022). بروز تورم در این دیدگاه به دلیل افزایش تقاضای کل ناشی از افزایش مصرف و سرمایه‌گذاری مستقل، سیاست مالی انبساطی، سیاست پولی انبساطی، کاهش تقاضای مستقل پول، افزایش صادرات و کاهش واردات می داند(Raza et al., 2023). بنابراین سیاست‌های متعارف اغلب بر تشخیص تقاضامحور از افزایش قیمت‌ها تمرکز دارند، درحالی‌که نسخه‌های سیاستی غیرمتعارف بیشتر بر نیروهای مرتبط با هزینه و نهادها تأکید می‌کنند.(Roncaglia de Carvalho et al., 2018)

در کنار نظریه‌های فشار هزینه و کشش تقاضا که به مؤلفه‌های عرضه و تقاضای کل توجه دارند، نظریه مقداری پول به‌عنوان یک چارچوب بنیادی، بر این باور است که تغییرات در سطح قیمت‌ها درنهایت نتیجه تغییرات در میزان نقدینگی موجود در اقتصاد هستند(Stella, 2021). بر اساس دیدگاه کلاسیک، پول تنها وسیله مبادله‌ای است که هیچ اثر واقعی بر اقتصاد ندارد. در این نظریه، ادعا می‌کند که تغییرات در سطح عمومی قیمت‌های به تغییر در مقدار پول در گردش تعیین می‌شود بر اساس نظریه مقداری پول، اثر بلندمدت پول تنها بر سطح قیمت‌ها است و سطح قیمت‌ها بدون افزایش عرضه پول نمی‌تواند افزایش یابد (Graff, 2008) که این نتیجه همان مفهوم خنثی بودن پول است، که توسط کلاسیک‌ها مطرح‌شده است(Iranmanesh & Jalaee, 2021). درحالی‌که پول‌گرایان معتقدند که تورم صرفاً یک پدیده پولی است که تنها درنتیجه گسترش عرضه پول با نرخی سریع‌تر از رشد ظرفیت تولید غالب است، نظریه تورم کینزی دیدگاه متفاوتی درباره آنچه تورم را تشکیل می‌دهد دارد. به‌عنوان جایگزینی برای مدل پولی تورم، کینز مدل متفاوتی از تورم معرفی کرد، کینزی‌ها معتقد به مداخله دولت در امور یک اقتصاد از طریق سیاست‌های اقتصادی انبساطی و انقباضی هستند که سرمایه‌گذاری را تقویت می‌کند و تقاضا را به سمت تولید کامل در اقتصاد سوق می‌دهد. طبق نظر کینز نوسانات حجم پول می‌تواند بخش‌های حقیقی اقتصاد مانند تولید

و سطح اشتغال را نیز متأثر سازد. ازنظر او تورم زمانی ایجاد می‌شود که مخارج کل بیشتر از درآمد واقعی شود (Kahn, 2022; O'Connell, 2016). نظریه اقتصادی کینزی اذعان می‌کند که تغییرات در عرضه پول مستقیماً بر قیمت‌ها تأثیر نمی‌گذارد و تورم محسوس نتیجه مازاد تقاضا در اقتصاد است که خود را در قیمت‌ها نشان می‌دهد، که این اضافه تقاضا از بخش حقیقی اقتصاد نشأت می‌گیرد(Snowdon & Vane, 2005).

شکل تکامل‌یافته نظریه مقداری پول توسط میلتون فریدمن رهبر مکتب شیکاگو ارائه گردیده است. فریدمن، که اصطلاح پول‌گرایی را ابداع کرد، بر چندین ویژگی کلیدی بلندمدت اقتصاد، ازجمله نظریه مقداری پول و خنثی بودن پول تأکید کرد (Jahan & Papageorgiou, 2014; Williamson & Wright, 2010). درواقع عرضه پول در کوتاه‌مدت عامل تعیین‌کننده قیمت‌ها و احتمالاً سطح تولید است اما در بلندمدت، قیمت‌ها عمدتاً تحت تأثیر نرخ رشد پول قرار می‌گیرند، درحالی‌که هیچ تأثیر بر متغیرهای واقعی اقتصاد مانند تولید حقیقی ندارد (Friedman & Schwartz, 2008). طبق این دیدگاه برای کاهش تورم، باید به‌تدریج از طریق کنترل بانک مرکزی بر پایه پولی، یعنی اتخاذ قاعده رشد پولی، عرضه پول را کاهش دهد. برای کنترل نرخ تورم و از بین بردن انتظارات تورمی، نرخ رشد عرضه پول باید تقریباً برابر با نرخ رشد درآمد واقعی باشد(Coibion et al., 2022).

۳. مطالعات تجربی

عوامل متعددی می‌توانند به‌طور مستقیم یا غیرمستقیم بر سطح تورم تأثیر بگذارند، که در این زمینه اختلاف‌نظرهایی در ارتباط با منشأ تورم، به‌ویژه بین دیدگاه‌های تورم ناشی از سمت عرضه و تورم ناشی از سمت تقاضا، وجود دارد. بخش قابل‌توجهی از ادبیات اقتصادی که به بررسی تأثیر فشار هزینه‌بر تورم می‌پردازد، بر شوک‌های قیمت نفت متمرکزشده است(Diaz et al., 2023). اثرات شوک‌های نفتی می‌تواند از کشوری به کشور دیگر به دلیل تفاوت‌های ساختار اقتصادی، مصرف انرژی وابستگی به بازار بین‌المللی انرژی و اینکه کشور صادرکننده یا واردکننده نفت باشد متفاوت

باشد(Wu et al., 2013). ازجمله این تحقیقات برای کشورهای واردکننده نفت می‌توان به مطالعات Sharma & Shrivastava (2024) و Sarmah & Bal (2021) برای هند، Xiang et al.(2021) و Yang et al. (2023) برای چین، Garzon & Hierro (2021) و Casoli et al. (2024)برای منطقه یورو اشاره کرد، این مطالعات مختلف نشان می‌دهند که نوسانات قیمت نفت، به‌ویژه در کشورهای وابسته به واردات انرژی، می‌تواند از طریق افزایش هزینه‌های تولید واردات، به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها منجر شود. برای کشورهای واردکننده نفت اثر نوسانات قیمت و درنتیجه درآمد نفت برتورم متفاوت است. مطالعه Belloumi et al. (2023) برای عربستان سعودی و برای ایران(2023) .Rafei et al نشان می‌دهد که افزایش قیمت نفت منجر به افزایش تورم در این کشور می‌شود در کشورهای صادرکننده نفت با افزایش درآمدهای نفتی، تقاضای کل به دلیل انبساط مخارج دولت افزایش می‌یابد، که این فشار تقاضا منجر به تورم می‌شود.

علاوه بر این مطالعات(2015).Gokmenoglu et al و (2022).Barros et al نشان می‌دهند که تولیدات صنعتی و کشاورزی به‌عنوان دو عامل کلیدی در تأمین عرضه کالاهای ضروری و فرآوری شده می‌تواند بر تورم تأثیر بگذارد. مطالعه Ferreira et al. (2025) و Adolfsen et al. (2024) نشان می‌دهند محدودیت‌ها و تنگناهای سمت عرضه مانند قیمت انرژی و تا حدی کالاهای صنعتی و هزینه‌های حمل‌ونقل به‌عنوان محرک‌های اصلی تورم در منطقه یورو در سال‌های ۲۰۲۴_۲۰۲۱ نقش پررنگی داشته‌اند. همچنین هزینه‌های نیروی کار نیز یکی از عوامل کلیدی تأثیرگذار بر تورم به شمار می‌آید(Jain et al., 2024) .در شرایطی که نرخ بیکاری در سطح پایین یا متوسط قرار داشته باشد، کارکنان توانایی بیشتری در مذاکرات دستمزد کسب می‌کنند؛ این امر منجر به افزایش دستمزدها و به دنبال آن افزایش هزینه‌های تولید می‌شود که نهایتاً به‌صورت افزایش قیمت کالاها و خدمات به مصرف‌کنندگان منتقل می‌شود(Ahmad et al., 2024). این ارتباط، به‌طور علمی در منحنی فیلیپس توصیف‌شده و نشان‌دهنده رابطه منفی کوتاه‌مدت بین تورم و نرخ بیکاری هست(Moridian et al., 2024).

نوسانات نرخ ارز به‌عنوان یکی از عوامل کلیدی تأثیرگذار بر تورم شناخته می‌شود(Olamide et al., 2022). تعامل اقتصادهای نوظهور در بازارهای بین‌المللی باعث می‌شود که این اقتصادها مستقیماً در معرض شوک‌های خارجی قرار گیرند، به‌طوری‌که نرخ ارز به‌عنوان کانالی عمل می‌کند تا این شوک‌ها را به اقتصاد داخلی منتقل کند(Valogo et al., 2023). نرخ ارز از طریق سه کانال اصلی بر سطح قیمت‌های داخلی تأثیر می‌گذارد. نخست، تغییرات نرخ ارز تأثیر مستقیمی بر قیمت کالاهای واسطه‌ای و کالاهای نهایی وارداتی دارد؛ درصورتی‌که این تغییرات منجر به افزایش قیمت‌ها شود، فشار تورمی در اقتصاد داخلی به‌شدت افزایش پیدا می‌کند. دوم، نرخ ارز به‌صورت غیرمستقیم از طریق تغییر در ترکیب تقاضا، سطح تقاضای کل و حتی دستمزدها بر روند قیمت گذاری تأثیر می‌گذارد؛ به عبارتی، نوسانات ارز می‌تواند الگوی مصرف و تخصیص درآمد را تغییر داده و منجر به افزایش کلی قیمت‌ها شود. سوم، نوسانات نرخ ارز بر ثبات بازار ارز و جریان سرمایه های خارجی تأثیر می‌گذارد، که این تغییرات از طریق اثر بر عرضه پولی در اقتصاد، به‌نوبه خود باعث افزایش قیمت‌های داخلی می‌شود. این سه کانال به‌طور جامع، ابزار اصلی انتقال تغییرات نرخ ارز به سطوح قیمت در اقتصاد داخلی محسوب می‌شوند (J. Jiang & Kim, 2013; T. Y. Liu & Ma, 2024).

برخلاف نتایج تجربی اعلام‌شده، برخی مطالعات معتقدند که تورم در درجه اول ناشی از تغییرات در متغیرهای تقاضامحور است؛ به این معنا که افزایش تقاضای کل نسبت به عرضه موجود به‌عنوان عامل اصلی اشاره‌ای تورمی و افزایش سطح قیمت‌ها محسوب می‌شود. di Giovanni et al. (2023) نشان می‌دهند در دوره دسامبر ۲۰۱۹ تا ژوئن ۲۰۲۲ شوک‌های تقاضای کل تقریباً دوسوم تورم کل ایالات‌متحده را توضیح می‌دهند و محرک‌های سیاست مالی نیمی یا بیشتر از کل اثر تقاضای کل را تشکیل می‌دهند. درواقع اقتصادهای پیشرفته در پاسخ به همه‌گیری کرونا و بحران ناشی از جنگ در اوکراین، با به‌کارگیری بسته‌های محرک مالی و برنامه‌های نجات گسترده، سطح بدهی‌های دولتی خود را به بالاترین حد تاریخی رساندند. این اقدامات انبساطی نه‌تنها ثبات قیمتی

که دهه‌ها به آن دست‌یافته بود را مختل کرد، بلکه زمینه‌ساز افزایش ناگهانی تورم در بازارهای داخلی گردید(Bianchi & Melosi, 2022; Hale et al., 2025). مقادیر زیاد بدهی، احتمال مواجه‌شدن یک اقتصاد با نرخ بهره بالا را تشدید می‌کند و بر مقامات پولی برای کاهش نرخ‌ها فشار وارد می‌کند. این رویکرد نه‌تنها بر نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت تأثیر می‌گذارد، بلکه در طول زمان می‌تواند منجر به نرخ‌های تورم بالاتر و نرخ‌های بهره واقعی و اسمی پایدار شود(Ferrara et al., 2021; Jain et al., 2024). مطالعه Mayer et al. (2013) نشان می‌دهد که هرچند افزایش سطح بدهی می‌تواند به اشاره‌ای تورمی در یک اقتصاد کمک کند وقتی دولت‌ها استقراض را افزایش می‌دهند، اغلب منجر به افزایش هزینه‌ها می‌شود که پس‌ازآن می‌تواند قیمت کالاها و خدمات را بالا ببرد. اما تورم می‌تواند تأثیر متضاد بر بدهی داشته باشد. با افزایش تورم، می‌تواند ارزش واقعی بدهی موجود را از بین ببرد و مدیریت و بازپرداخت تعهدات خود را برای وام‌گیرندگان آسان‌تر کند.

این مشاهدات با تبیین پول‌گرایان تورم، بر اساس گفته معروف Friedman (1996) که تورم همیشه و در همه‌جا یک پدیده پولی است در تضاد است و تنها زمانی تورم رخ می‌دهد که نرخ رشد پول از نرخ رشد واقعی تولید پیشی بگیرد. رابطه بین سیاست پولی و نرخ تورم از طریق کانال‌های مختلف انتقال شوک‌های پولی مانند نرخ بهره، عرضه اعتبار بانکی و نرخ ارز، به اقتصاد تبیین می‌شود(Ben Mimoun et al., 2024). به عبارتی، تغییرات اعمال‌شده توسط بانک مرکزی – به‌عنوان مثال تغییر در نرخ بهره – هزینه سرمایه و درنتیجه الگوهای مصرف و سرمایه‌گذاری را تعدیل می‌کند که در کوتاه‌مدت موجب کاهش یا افزایش تقاضای کل و به‌تبع آن تغییرات در سطح قیمت‌ها می‌شود. علاوه بر این، تأثیرات سیاست پولی از طریق کانال اعتباری بانکی و نیز کانال نرخ ارز نیز مشهود است؛ به‌طوری‌که نوسانات نرخ ارز هم‌زمان باعث تغییر در قیمت کالاهای وارداتی و اختلال در ثبات جریان‌های مالی می‌شود و این امر می‌تواند فشار تورمی را تشدید کند (Bhattacharya, 2014; Nojković & Petrović, 2015).

در ادبیات اقتصادی ایران، مطالعات متعددی به تحلیل عوامل مؤثر بر تورم پرداخته‌اند که هر یک با روش‌شناسی متفاوت، ابعادی از این پدیده پیچیده را روشن می‌سازند. پژوهش دهمرده و کسایی (۱۳۹۰) با بررسی دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۶، با استفاده از مدل ARDL و مجموعه از متغیرها شامل رشد نقدینگی، تورم وارداتی، بهره‌وری نیروی کار، دستمزد، شکاف نرخ ارز، شکاف تولید، کسری بودجه و تنگناهای کشاورزی را به‌عنوان عوامل معنادار شناسایی کردند. یافته کلیدی این مطالعه آن بود که باوجود تأثیر تمامی این عوامل، تورم انتظاری و تنگناهای ساختاری بیشترین نقش را ایفا کرده‌اند و هیچ نظریه واحد اقتصادی به‌تنهایی قادر به تبیین کامل تورم در ایران نیست.در تکمیل این دیدگاه، مطالعه مهرآرا و قبادزاده (۱۳۹۴) با به‌کارگیری روش‌های پیشرفته‌تری مانند مدل بیزی متوسط‌گیر (BMA) و حداقل مربعات متوسط‌گیر (WALS) برای دوره ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۳، به رتبه‌بندی عوامل پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد که رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی، رشد با وقفه نقدینگی و رشد تولید ناخالص داخلی به ترتیب مهم‌ترین متغیرهای تأثیرگذار بر تورم هستند.این نگاه چندوجهی و فراتر از تحلیل صرفاً پولی، در پژوهش نصراصفهانی و یاوری (۱۳۸۲) نیز مورد تأکید قرارگرفته است. آن‌ها نشان دادند که ریشه تورم در ایران صرفاً پولی نیست و عوامل واقعی نیز در مزمن شدن آن نقش دارند. تحلیل آن‌ها حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت، تکانه‌های تورم، رشد نقدینگی و نرخ ارز بر نوسانات تورم مؤثرند. در میان‌مدت، پایداری تورم عمدتاً متأثر از تورم انتظاری است، اما در افق بلندمدت، تکانه‌های بخش واقعی اقتصاد نیز تأثیر تعیین‌کننده‌ای پیدا می‌کنند. همچنین رابطه مثبت رشد نقدینگی و نرخ ارز با تورم مورد تائید قرار گرفت.

بنابراین می‌توان گفت تورم در اقتصاد ایران پدیده‌ای چند علتی، ساختاری است که توضیح آن نیازمند تلفیقی از نظریه‌های پولی، ساختاری و ... است. نقش عوامل خارجی (مانند تورم وارداتی و نرخ ارز)، عوامل داخلی ساختاری و همچنین پویایی انتظارات تورمی در کنار رشد نقدینگی، چارچوب تحلیلی جامعی را برای درک این مسئله فراهم می‌آورد. ازاین‌رو با توجه به‌مرور مطالعات تجربی پیشین در حوزه تورم ایران، نشان‌دهنده دو محدودیت عمده است. نخست، بسیاری از

پژوهش‌ها به دلیل استفاده از روش‌های اقتصادسنجی کلاسیک با محدودیت تعداد کم متغیرهای قابل گنجاندن در مدل مواجه بوده‌اند. این محدودیت، پژوهشگران را ناگزیر می‌ساخت تا بر اساس مبانی نظری یا فرضیات اولیه، تنها بخشی از متغیرهای بالقوه مؤثر را انتخاب کنند. این امر ممکن است به حذف ناخواسته عوامل مهم یا عدم توجه به تعامل پیچیده مجموعه گسترده‌ای از متغیرها بینجامد. دوم، حتی در مطالعاتی که از روش‌های انتخاب مدل (مانند BMA) استفاده کرده‌اند، تمرکز عمدتاً بر رتبه‌بندی تأثیر متغیرها بوده و تحلیل پویایی‌های زمانی و سنجش دقیق شوک‌های وارده از کانال‌های مختلف، کمتر موردتوجه قرارگرفته است.

٤. روش‌شناسی و تصریح مدل

پژوهش حاضر با استفاده از۴۲ متغیر اقتصادی در قالب داده‌های فصلی (سه‌ماهه) طی بازه‌ی زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۴۰۰ که از بانک مرکزی ایران استخراج‌شده، به تحلیل عوامل کلیدی تأثیرگذار بر نرخ تورم می‌پردازد. متغیرهای موردبررسی در قالب یک چارچوب تحلیلی جامع، در هفت گروه اصلی طبقه‌بندی‌شده‌اند: (۱) متغیرهای بخش عرضه اقتصاد (شامل ارزش‌افزوده بخش‌های کشاورزی، صنعت، نفت و گاز، و خدمات)؛ (۲) متغیرهای سمت تقاضا (نظیر مخارج مصرفی خصوصی، مخارج نهایی دولت، و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص)؛ (۳) شاخص‌های تورمی (تورم مصرف‌کننده و تولیدکننده)؛ (۴) متغیرهای پولی و بانکی (مانند حجم نقدینگی، تسهیلات اعطایی بانکی)؛ (۵) متغیرهای مالیاتی و بودجه‌ای (مانند انواع مالیات ، مخارج جاری، و تحصیل دارایی‌های سرمایه‌ای)؛ (۶) متغیرهای نرخ ارز (نرخ ارز بازار و رسمی)؛ و (۷) متغیرهای انرژی و اشتغال (مصرف برق و نرخ بیکاری شهری و روستایی). این طبقه‌بندی باهدف بررسی تعامل پویای میان شوک‌های عرضه و تقاضا، اثرات سیاست‌های پولی و مالی، و نقش عوامل ساختاری (مانند تحولات بخش انرژی و نرخ ارز) در شکل‌گیری تورم طراحی‌شده است. داده‌های مورداستفاده در جدول (۱) ارائه‌شده‌اند.

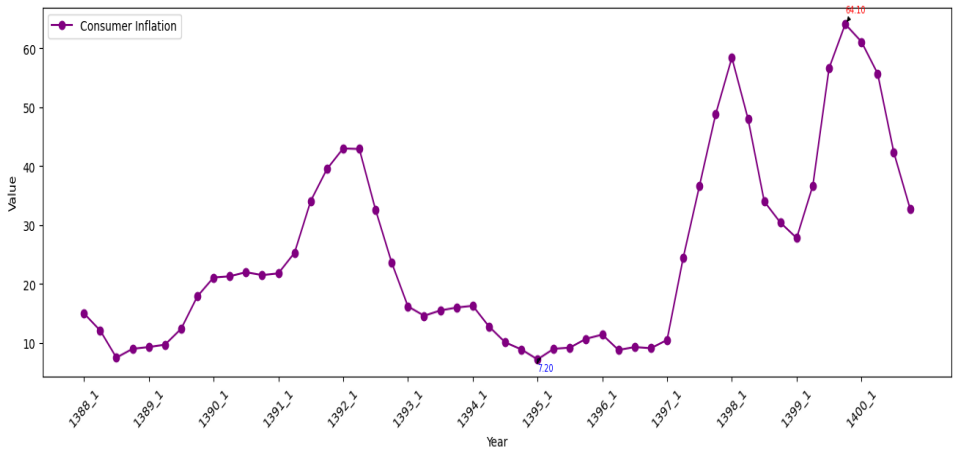
جدول۱: معرفی متغیرهای مدل

ردیف	نام متغیر (واحد)	زیرگروه	ردیف	نام متغیر (واحد)	زیرگروه
۱	تورم مصرف‌کننده (درصد)	تورم مصرف‌کننده	۲۲	دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (میلیارد ریال)	پولی و بانکی
۲	ارزش‌افزوده بخش کشاورزی (میلیارد ریال)	تولید حقیقی	۲۳	بدهی‌های خارجی بانک مرکزی (میلیارد ریال)	پولی و بانکی
۳	ارزش‌افزوده بخش صنعت (میلیارد ریال)	تولید حقیقی	۲۴	بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی (میلیارد ریال)	پولی و بانکی
٤	ارزش‌افزوده نفت و گاز طبیعی (میلیارد ریال)	تولید حقیقی	۲۵	سپرده‌های دولت نزد بانک مرکزی (میلیارد ریال)	پولی و بانکی
۵	ارزش‌افزوده بخش خدمات (میلیارد ریال)	تولید حقیقی	۲۶	بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی (میلیارد ریال)	پولی و بانکی
٦	هزینه مصرف نهایی خصوصی (میلیارد ریال)	تولید حقیقی	۲۷	سپرده قانونی بانک‌ها نزد بانک مرکزی (میلیارد ریال)	پولی و بانکی
۷	هزینه مصرف نهایی دولت (میلیارد ریال)	تولید حقیقی	۲۸	سپرده دیداری بانک‌ها نزد بانک مرکزی (میلیارد ریال)	پولی و بانکی
۸	تشکیل سرمایه ثابت ناخالص (میلیارد ریال)	تولید حقیقی	۲۹	اسکناس و مسکوک در جریان (میلیارد ریال)	پولی و بانکی
۹	صادرات کالاها و خدمات (میلیارد ریال)	تولید حقیقی	۳۰	دارایی‌های خارجی سیستم بانکی (میلیارد ریال)	پولی و بانکی
۱۰	واردات کالاها و خدمات (میلیارد ریال)	تولید حقیقی	۳۱	بدهی‌های ارزی سیستم بانکی (میلیارد ریال)	پولی و بانکی
۱۱	پرداخته‌ای جاری (میلیارد ریال)	تراز پرداخت‌ها	۳۲	بدهی بخش دولتی به سیستم بانکی (میلیارد ریال)	پولی و بانکی

۱۲	واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (میلیارد ریال)	تراز پرداخت‌ها	۳۳	سپرده‌های بخش دولتی نزد سیستم بانکی (میلیارد ریال)	پولی و بانکی
۱۳	تملک دارایی‌های سرمایه‌ای (میلیارد ریال)	تراز پرداخت‌ها	۳۴	بدهی بخش غیردولتی به سیستم بانکی (میلیارد ریال)	پولی و بانکی
۱۴	مالیات بر درآمد شرکت‌ها (میلیارد ریال)	مالیات	۳۵	پول (میلیارد ریال)	پولی و بانکی
۱۵	مالیات بر درآمد شخصی (میلیارد ریال)	مالیات	۳۶	شبه‌پول (میلیارد ریال)	پولی و بانکی
۱۶	مالیات بر ثروت (میلیارد ریال)	مالیات	۳۷	تسهیلات اعطایی شبکه بانکی (میلیارد ریال)	پولی و بانکی
۱۷	حقوق و عوارض گمرکی (میلیارد ریال)	مالیات	۳۸	تولید برق (میلیون کیلووات ساعت)	انرژی
۱۸	مالیات بر کالاها و خدمات (میلیارد ریال)	مالیات	۳۹	مصرف برق (میلیون کیلووات ساعت)	انرژی
۱۹	نرخ ارز بازار آزاد (ریال)	نرخ ارز	۴۰	مصرف برق صنعتی (میلیون کیلووات ساعت)	انرژی
۲۰	نرخ ارز رسمی (ریال)	نرخ ارز	۴۱	نرخ بیکاری (شهری) (درصد)	نیروی کار
۲۱	تورم تولیدکننده (درصد)	تورم تولیدکننده	۴۲	نرخ بیکاری (روستایی) (درصد)	نیروی کار

منبع: یافته‌های پژوهش

در بازه ی زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۴۰۰، نرخ تورم فصلی ایران نوسانات قابل‌توجهی را تجربه کرد که بازتابی از تحولات ساختاری اقتصاد، شوک‌های خارجی (مانند تشدید تحریم‌های بین‌المللی و نوسانات قیمت نفت) و سیاست‌های پولی انبساطی داخلی بود. نمودار (۱) ، روند تورم فصلی را نشان می‌دهد.



نمودار ۱: روند تورم (بهار ۱۳۸۸ تا زمستان ۱۴۰۰)

منبع:بانک مرکزی

در سال ۱۳۸۸، به دلیل رکود اقتصادی و سیاست‌های انقباضی، روندی نزولی داشت، اما با اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها در اواخر ۱۳۸۹ و تشدید تحریم‌ها از ۱۳۹۰، تورم به‌شدت افزایش یافت. بین سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۶، با اجرای سیاست‌های پولی انقباضی و توافق هسته‌ای (برجام)، نرخ تورم کاهش یافت. اما خروج آمریکا از برجام در ۱۳۹۷ و بازگشت تحریم‌ها، به جهش دوباره تورم منجر شد که با سیاست‌های ارزی ناکارآمد تشدید گردید. در سال‌های ۱۳۹۸ تا ۱۳۹۹، به دلیل رکود ناشی از کرونا و مداخلات ارزی، تورم موقتاً کاهش یافت، اما در اواخر ۱۳۹۹ مجدداً با رشد نقدینگی، کاهش درآمدهای ارزی و شوک‌های ارزی، روند صعودی به خود گرفت. در سال ۱۴۰۰، اصلاحات ارزی و ثبات نسبی در بازار ارز به کنترل نسبی تورم کمک کرد.

در تحلیل سری‌های زمانی، تبدیل لگاریتمی به‌طور گسترده‌ای برای تثبیت واریانس و کاهش نوسانات نسبی در داده‌هایی که رشد نمایی دارند یا دارای نوسانات افزایشی هستند، استفاده می‌شود. مطالعه‌ای توسط (Lütkepohl & Xu, 2012) نشان داد که در بسیاری از متغیرهای اقتصادی، به‌ویژه زمانی که تبدیل لگاریتمی واقعاً واریانس سری را تثبیت می‌کند، پیش‌بینی‌ها به‌طور

قابل‌توجهی بهبود می‌یابند، ازاین‌رو قبل از برآورد مدل تمام متغیرها به‌صورت لگاریتم طبیعی تبدیل می‌شوند.(Yong & Dingming, 2019)

٤. روش‌شناسی موضوع

٤-١. جنگل تصادفی با حذف بازگشتی(RF-RFE)

در این پژوهش در مرحله اول، از روش RF-RFE به‌منظور انتخاب ویژگی‌های بهینه و کاهش ابعاد داده‌ها استفاده‌شده است. این روش، که ترکیبی از دو تکنیک قدرتمند یادگیری ماشین یعنی جنگل تصادفی [١] و حذف بازگشتی ویژگی [٢] است، برای تحلیل داده‌های با ابعاد بالا طراحی‌شده و هدف آن شناسایی ویژگی‌های مؤثر و حذف ویژگی‌های غیرضروری یا کم‌اهمیت هست تا عملکرد مدل نهایی ازنظر دقت و کارایی بهبود یابد. استفاده ازاین‌روش در پژوهش‌هایی که با داده‌های پیچیده و چندبُعدی سروکار دارند، بسیار مفید است. به‌ویژه زمانی که داده‌ها شامل تعداد زیادی ویژگی هستند که برخی از آن‌ها ممکن است با یکدیگر همبستگی داشته باشند، روش RF-RFE می‌تواند به‌طور مؤثرتری این همبستگی‌ها را مدیریت کند ویژگی‌های کلیدی را شناسایی نماید. این روش در مقایسه با روش‌های سنتی جنگل تصادفی، عملکرد بهتری در مواجهه با داده‌های همبسته دارد و می‌تواند به بهبود دقت مدل و کاهش ابعاد داده کمک کند (Darst et al., 2018) در ابتدا، یک مدل جنگل تصادفی با استفاده از تمام ویژگی‌ها ساخته می‌شود. جنگل تصادفی که متشکل از مجموعه‌ای از درخت‌های تصمیم‌گیری است، با نمونه‌گیری تصادفی (بوت‌استرپ) از داده‌ها عمل کرده و در هر گره، ویژگی‌هایی به‌طور تصادفی برای تقسیم انتخاب می‌شوند(Breiman, 2001) .پس از محاسبه اهمیت ویژگی‌ها، ویژگی‌ها بر اساس اهمیت آن‌ها رتبه‌بندی می‌شوند. ویژگی‌هایی که کمترین اهمیت را دارند، برای حذف در نظر گرفته می‌شوند .این فرایند به‌صورت بازگشتی ادامه پیدا می‌کند تا زمانی که تعداد مشخصی از ویژگی‌ها باقی بماند یا معیار عملکرد مدل (مانند دقت پیش‌بینی یا خطای مدل) به نقطه بهینه برسد.(Chen et al., 2018; X. Liu et al., 2023)

---

[١] Random Forest

[٢] Recursive Feature Elimination

رویکرد RF-RFE از دو بخش اصلی تشکیل‌شده است،جنگل تصادفی به‌عنوان الگوریتم پایه برای محاسبه اهمیت ویژگی‌ها و حذف بازگشتی ویژگی‌ها فرآیند بازگشتی که ویژگی‌های کم‌اهمیت را به‌تدریج حذف می‌کند(X. Jiang et al., 2022). الگوریتم جنگل تصادفی (RF) جنگل تصادفی یک روش یادگیری ماشین غیرپارامتریک است. که از ترکیب چندین درخت تصمیم[۱] برای پیش‌بینی استفاده می‌کند. این الگوریتم با استفاده از نمونه‌گیری بوت‌استرپ[۲] و انتخاب تصادفی ویژگی‌ها در هر گره، تنوع را در درخت‌ها ایجاد می‌کند و پیش‌بینی نهایی را از طریق میانگین‌گیری انجام می‌دهد ، ازاین‌رو با استفاده از مجموعه داده آموزشی(Q^*) یک درخت تصمیم ساخته می‌شود. این فرآیند برای N (b=1,2,..,N)درخت تکرار می‌شود ، تا از طریق نمونه‌گیری بوت‌استرپ و انتخاب تصادفی زیرمجموعه‌ای از ویژگی‌ها در هر گره، دقت پیش‌بینی را افزایش دهد و درنهایت یک جنگل تصادفی تشکیل شود. پیش‌بینی نهایی مدل برای بردار ویژگی ورودی x(که شامل تمام متغیرهای مستقل است)، به‌عنوان میانگین خروجی تمام درختان محاسبه می‌شود. رابطه (۱) مقدار پیش‌بینی نهایی را نشان می‌دهد(Jabeur et al.,2024).

$$\hat{Y}(x) = \frac{1}{N}\sum_{b=1}^{N} I_b\,(x) \qquad (۱)$$

در این رابطه، $\hat{Y}(x)$مقدار پیش‌بینی‌شده نهایی مدل است، Nتعداد کل درختان در جنگل است، و $I_b(x)$خروجی پیش‌بینی درخت تصمیم b ام را نشان می‌دهد که در آن b∈{1,2,...,N} ساخت هر درخت تصمیم با انتخاب تصادفی زیرمجموعه‌ای از ویژگی‌ها در هر گره و یافتن بهترین نقطه تقسیم آغاز می‌شود که معیار ناخالصی گره را به حداکثر کاهش دهد. این کاهش خطا، یا کاهش ناخالصی، برای یک گره والد iکه به گره‌های فرزند l(چپ) و k(راست) تقسیم می‌شود، به‌صورت رابطه (۲) محاسبه می‌گردد:

---

[۱] Decision Tree

[۲] Bootstrap Sampling

$$\Delta Impurity(i) = Impurity(i) - \frac{n_i}{n_l} Impurity(l) - \frac{n_i}{n_k} Impurity(k) \quad (۲)$$

که در آن n_i، n_l و n_k به ترتیب تعداد نمونه‌ها در گره‌های والد و فرزندان هستند، و $Impurity(i)$ناخالصی گره مربوطه را نشان می‌دهد. این معیار کاهش ناخالصی، مبنای محاسبه اهمیت ویژگی‌ها است؛ به‌طوری‌که اهمیت خام ویژگی α(یک ویژگی خاص از مجموعه ویژگی‌های ورودی) در درخت bام، با جمع کردن تمام کاهش‌های ناخالصی در تمام گره‌هایی که αدر آن‌ها برای تقسیم استفاده‌شده است، به‌صورت رابطه (۳)محاسبه می‌شود:

$$IM_{\alpha,b} = \sum_{i \in A_\alpha} \Delta \text{ Impurity}(i) \quad (۳)$$

در این رابطه، $A\alpha$ مجموعه گره‌هایی است که ویژگی αدر آن‌ها به‌عنوان معیار تقسیم به‌کاررفته است .اهمیت کلی خام ویژگی αدر سراسر جنگل، با جمع زدن $IM\alpha, b$ در تمام N درخت به دست می‌آید، و سپس برای مقایسه سهم نسبی آن، نرمال‌سازی می‌شود تا مقدار نهایی $IM(\alpha)$در بازه [0,1]قرار گیرد(رابطه (۴)).

$$IM(\alpha) = \frac{\text{IMPORTANCE}(\alpha)}{\sum_\beta \text{IMPORTANCE }(\beta)} \quad (۴)$$

در رابطه (۴) اهمیت IM(α) نرمال‌شده ویژگی α، $\sum_\beta$ IMPORTANCE (β)مجموع اهمیت تمام ویژگی‌ها و IMPORTANCE(α) اهمیت کلی ویژگی αدر جنگل تصادفی را بیان می‌کند ویژگی‌های با IM(α) بالاتر، تأثیر بیشتری در پیش‌بینی دارند.(X. Jiang et al., 2022)پس از ارزیابی اهمیت ویژگی‌ها توسط مدل جنگل تصادفی ، روش حذف بازگشتی ویژگی‌ها (RFE) به عنوان یک فرآیند تکراری برای انتخاب ویژگی‌های بهینه عمل می‌کند؛ به‌طوری‌که با حذف تدریجی ویژگی‌های کم‌اهمیت، مجموعه‌ای از مؤثرترین ویژگی‌ها در بهبود عملکرد مدل را شناسایی می‌نماید. در رویکرد RF-RFE، این فرآیند با استفاده از الگوریتم جنگل تصادفی به‌عنوان

پایه برای محاسبه اهمیت ویژگی‌ها اجرا می‌شود. این فرآیند به‌صورت بازگشتی ادامه می‌یابد تا زمانی که مجموعه ویژگی بهینه، که بالاترین دقت را در اعتبارسنجی متقاطع ارائه می‌دهد، انتخاب شود.

۴-۲. مدل خودرگرسیونی برداری بیزی (BVAR)

مدل‌های خودرگرسیون برداری بیزی (BVAR) به‌عنوان چارچوبی پیشرفته در اقتصادسنجی، با ادغام رویکردهای بیزی در ساختار VAR کلاسیک، بهبود چشمگیری در تحلیل‌های پویای اقتصادی ایجاد کرده‌اند. برخلاف مدل‌های VAR سنتی که با محدودیت‌های تخمینی در شرایط نمونه‌های کوچک، ناهنجاری‌های توزیعی، و عدم توانایی در عدم قطعیت پارامتری مواجه‌اند، BVARها با بهره‌گیری از توزیعات پیشین ساختاریافته، امکان ترکیب اطلاعات پیشینی (مانند باورهای نظری یا شواهد تاریخی) با داده‌های مشاهده‌شده را فراهم می‌کنند. ازاین‌رو درمجموع، مدل BVAR با انعطاف‌پذیری بالا، توانایی مدیریت عدم قطعیت، قابلیت‌های استنباطی پیشرفته، و عملکرد بهتر در شرایط واقعی بازار، به‌ویژه در نمونه‌های محدود یا در حضور توزیع‌های غیرنرمال، نسبت به VAR کلاسیک برتری قابل‌ملاحظه‌ای دارد(Koop et al., 2019). علاوه بر این مدل‌های VAR به‌طور پیش‌فرض تمام متغیرها را به‌عنوان متغیرهای درون‌زا در نظر می‌گیرند، به این معنا که هر متغیر به‌صورت هم‌زمان توسط مقادیر گذشته خود و سایر متغیرهای سیستم توضیح داده می‌شود. این رویکرد ضمن تأکید بر روابط دوطرفه بین متغیرها، درروش‌های سنتی مانند حداقل مربعات معمولی یا بیشینه درستنمایی، نیازمند تعداد زیادی وقفه برای دستیابی به برازش مناسب درون نمونه است. این امر باعث افزایش پیچیدگی مدل، کاهش درجات آزادی و درنهایت ناپایداری نتایج مانند واکنش‌های ضربه‌ای نامعتبر و پیش‌بینی‌های نادرست می‌شود. راهکار فشرده‌سازی بیزی با معرفی پیشین‌های اولیه که وزن بیشتری به ضرایب وقفه‌های مرتبه بالاتر حول صفر اختصاص می‌دهند، ضمن کاهش تعداد وقفه‌های مؤثر، مشکل بیش‌پارامتری را کنترل کرده و عملکرد مدل را در استنتاج‌ها و پیش‌بینی‌های خارج از نمونه بهبود می‌بخشد (Evgenidis & Malliaris, 2022; Sznajderska & Haug, 2023).

VAR (p) به‌صورت رابطه (۵) نوشته می‌شوند:

$$y_t = \gamma_0 + \sum_{j=1}^{p} \Gamma_j y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (۵)$$

که در آن y_t یک بردار $R * 1$ برای $T = 1, \dots, T$ هست. ε_t بردار جملات خطا است که فرض می‌شود $\varepsilon_t \sim N(0, \sum)$ و Γ_j هستند، که در آن Σ ماتریس واریانس و کوواریانس است. با تعریف ماتریس x_t به‌صورت $x_t = (1, y_{t-1}^{`}, y_{t-2}^{`}, \dots y_{t-p}^{`})$ به رابطه (۶) حاصل می‌شود.

$$X = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \dots \\ X_T \end{bmatrix} \quad (۶)$$

با در نظر گرفتن $Z = 1 + R_p$ به‌عنوان تعداد ضرایب موجود در هر یک از معادلات VAR، ماتریس X ابعاد $T * Z$ خواهد داشت. همچنین اگر $A = (UA_1 \dots A_p)^{`}$ باشد، $A = vec(A)$ هست که یک بردار $Z * 1$ است و تمامی ضرایب (و اجزای ثابت) VAR را در یک بردار انباشته قرار می‌دهد. با استفاده از تمامی این تعاریف می‌توان مدل VAR را به دو صورت روابط (۷) و (۸) نوشت:

$$Y = XA + E \quad (۷)$$

یا

$$y = (I_M \otimes X)a + \varepsilon \quad (۸)$$

در رابطه ۸ فرض می‌شود که $\varepsilon \sim N(0, \sum \otimes I_T)$ برقرار است.در رویکرد بایسین، پارامترهای a و Σ به‌عنوان متغیرهای تصادفی با توزیع‌های پیشین مشخص می‌شوند. معمولاً از توزیع‌های طبیعی- مزدوج استفاده می‌شود. برای Σ توزیع پیشین inverse-Wishart به‌صورت $\Sigma \sim IW(S_0, \nu_0)$ که S_0 ماتریس مقیاس و ν_0 درجات آزادی است. برای $a|\Sigma$ توزیع پیشین نرمال $a|\Sigma \sim N(a_0, \Sigma \otimes V_0)$ که a میانگین پیشین و V_0 ماتریس واریانس پیشین است. پیشین

Minnesotaیکی از رایج‌ترین انتخاب‌هاست که ضرایب را به سمت مقادیر خاصی (مانند صفر یا یک) محدود می‌کند و فرض می‌کند متغیرها رفتار تصادفی دارند.

برای بدست آوردن تابع راست نمایی از چگالی نمونه‌ای $p(y|a,\sum)$، می‌توان آن را به دو بخش تقسیم کرد: یکی توزیع شرطی $\sum$ و دیگری توزیع $\sum^{-1}$ که یک توزیع ویشارت است(روابط ۹ و ۱۰):

$$a|\sum y \sim N(\hat{a}, \sum \otimes (X`X)^{-1} \quad (۹)$$

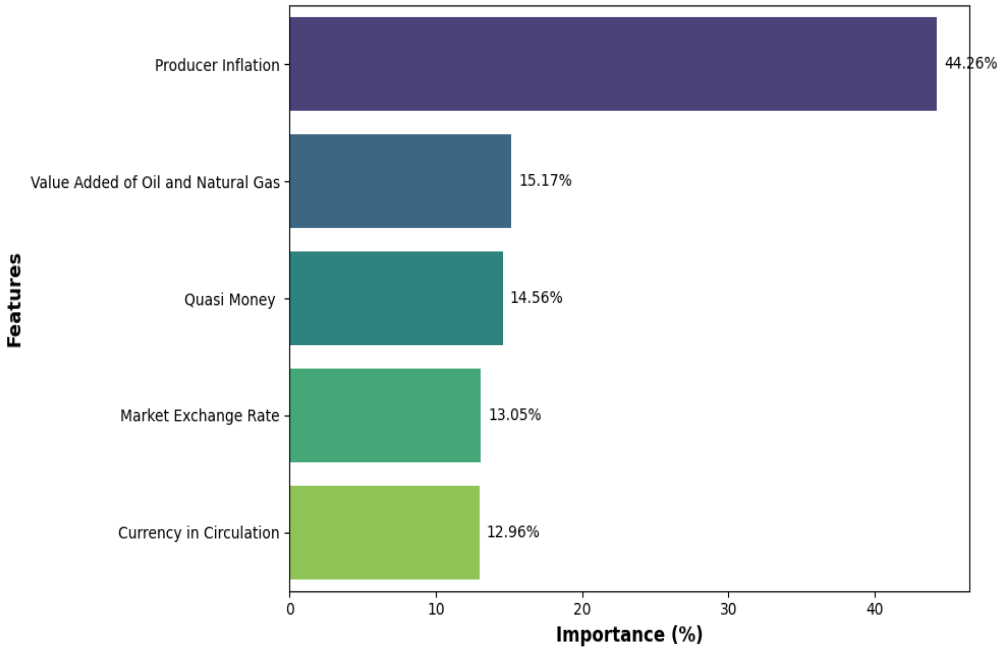
$$\sum^{-1}|y \sim W(S^{-1} * T - Z - R + 1) \quad (۱۰)$$

در اینجا $\hat{A} = (X`X)^{-1}X`Y$ برآورد OLS از $\hat{a} = vec(\hat{A})$ و $S = (Y - X\hat{A})`(Y -$ $X\hat{A}$)است. همچنین، تعداد پارامترهای مدل که از رابطه RZ(حاصل‌ضرب ابعاد بردار متغیرها و تعداد ضرایب) به دست می‌آید، نشان‌دهنده پیچیدگی محاسباتی و خطر بیش‌برازش در نسخه کلاسیک VAR است که در BVAR از طریق تنظیم پارامترهای پیشین کاهش می‌یابد.

۵. نتایج مدل

پیش از برآورد مدل، برای بهینه‌سازی عملکرد مدل RF_RFE از تکنیک GridSearchCV استفاده شد. این روش با جستجوی گسترده در میان ترکیب‌های مختلف پارامترها بهترین پارامترها را برای مدل جنگل تصادفی شناسایی کرد. پارامترهای بهینه شامل موارد زیر است با اعمال پارامترهای بهینه‌شده از طریق روش GridSearchCV، مدل RF_RFE بهینه‌ترین عملکرد خود را با ضریب تعیین (R^2) برابر 0.92 نشان داد. این بهبود چشمگیر در امتیاز R^2، گویای افزایش توانایی مدل در تبیین واریانس متغیر هدف و اثربخشی تنظیم دقیق هایپرپارامترها در ارتقای عملکرد پیش‌بینی است. در این فرآیند، الگوریتم حذف بازگشتی ویژگی مبتنی بر جنگل تصادفی (RF_RFE) با آنالیز اهمیت متغیرها، پنج ویژگی کلیدی را شناسایی کرد که بیشترین سهم را در توضیح تغییرات تورم را دارند. این ویژگی‌ها به ترتیب اهمیت عبارت‌اند از :میزان اهمیت هر یک از متغیرها به‌صورت زیر است: تورم تولیدکننده بااهمیت ۴۴/۲۶ درصد، ارزش‌افزوده نفت و گاز طبیعی بااهمیت

١٥/١٧درصد، شبه پول بااهمیت ١۴/۵۶ درصد، نرخ ارز بازار بااهمیت ١٣/٠۵درصد و اسکناس و مسکوک در جریان بااهمیت١٢/٩۶درصد به ترتیب در رده‌های بعدی اهمیت قرار گرفتند.



نمودار ٢: نتایج اهمیت متغیرها بر اساس مدلRF_RFE

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج مدل RF_RFE پژوهش در نمودار (٣) نشان می‌دهد تورم در ایران پدیده‌ای چندبعدی است که هم عوامل عرضه (مانند ارزش‌افزوده بخش نفت و گاز) و هم عوامل تقاضا (شبه پول و پول در گردش) در شکل‌گیری آن نقش کلیدی داشته‌اند. تورم تولیدکننده با سهم ۴۴/۲۶درصدی، به‌عنوان محرک اصلی، گویای انتقال فشار هزینه‌های تولید (نظیر افزایش قیمت مواد اولیه) به قیمت مصرف‌کننده است. از سوی دیگر، سهم قابل‌توجه شبه پول (۱۴/۵۶ درصد) و اسکناس و مسکوک در جریان (۱۲/۹۶ درصد)، نقش سیاست‌های پولی انبساطی و رشد نقدینگی را در دامن‌زدن به تقاضای کل و تورم تقویت می‌کند. نرخ ارز بازار (۱۳/۵ درصد) نیز به‌عنوان کانال انتقال شوک‌های

خارجی، از طریق افزایش قیمت کالاهای وارداتی و انتظارات تورمی، فشار مضاعفی بر سطح عمومی قیمت‌ها وارد کرده است. در کنار این عوامل، وابستگی اقتصاد به ارزش‌افزوده نفت و گاز (۱۳/۱۷ درصد) موجب شده تا نوسانات درآمدهای نفتی و تحریم‌ها، بی‌ثباتی در بازارهای مالی و ارزی را تشدید کند. برای ارزیابی دقت و تعمیم‌پذیری مدل RF_RFE، از اعتبارسنجی متقابل با ۵ بخش[1] استفاده‌شده است. نتایج این اعتبارسنجی نشان‌دهنده عملکرد متناسب مدل بر روی داده‌های مختلف است. میانگین امتیاز R^2 برابر با ۸۲ درصد بوده که عملکرد کلی مدل را قابل‌قبول نشان می‌دهد. این میانگین بیانگر تعمیم‌پذیری مناسب مدل برای داده‌های جدید است. .جدول (۲) نتایج اعتبارسنجی به شرح زیر است:

جدول ۲: نتایج اعتبار سنجی مدل RF_RFE

Fold	R^2 Score
۱	۰/۹۷
۲	۰/۶۰
۳	۰/۹۵
٤	۰/۸۸
۵	۰/۷۱
میانگین	۰/۸۲

منبع: محاسبات پژوهش

این جدول نشان می‌دهد که مدل RF_RFE در اغلب موارد عملکرد خوبی داشته و توانایی پیش‌بینی مناسبی برای داده‌های مختلف دارد.

پس‌از انتخاب پنج متغیر کلیدی با استفاده از مدلRF_RFE ، در گام بعدی، این متغیرها وارد مدل BVAR(مدل خودرگرسیون برداری بیزی) می‌شوند. هدف اصلی از این اقدام، تحلیل جامع

[1] 5-fold Cross-Validation

تر و دقیق‌تر تأثیر متغیرهای کلیدی منتخب بر متغیر وابسته (تورم) با در نظر گرفتن تعاملات پویا وابستگی‌های متقابل بین متغیرها در یک چارچوب چندمعنائی‌ای است. مدل BVAR با استفاده از رویکرد بیزی، امکان ترکیب اطلاعات پیشینی با داده‌های نمونه را فراهم می‌کند و از این طریق، ناپایداری برآوردها در مدل‌های کلاسیک VAR غلبه می‌کند. با توجه به مطالب فوق، مدل BVAR را می‌توان به‌صورت رابطه (١١) تصریح کرد:

$$CINF_t = a_t + \beta_1 PINF_t + \beta_2 VAOG_t + \beta_3 QM_t + \beta_4 MER_t + \beta_5 CIC_t + U_t \qquad (١١)$$

که در آن $CINF$ تورم مصرف‌کننده، $FINF$ تورم تولیدکننده ، $VAOG$ارزش‌افزوده نفت و گاز ،QM شبه پول ،MER نرخ ارز بازار آزاد و CIC اسکناس و مسکوک در جریان است. Uجملات پسماند مدل است و $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6$ ضرایب متغیرهای مستقل نمونه هستند که لازم است تخمین زده شوند.

٥-١.آزمون مانایی

قبل از برآورد جهت جلوگیری از برآورد کاذب بودن، پایایی متغیرها موردبررسی قرار می‌گیرد. این پژوهش از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته[١] جهت بررسی پایایی متغیرهای پژوهش استفاده‌شده است.

١. Augmented Dickey-Fuller (ADF)

جدول ۳: نتایج بررسی پایایی متغیرها

متغیرها	سطح		تفاضل مرتبه اول		نتیجه
	آماره HEGY	مقدار بحرانی	آماره HEGY	مقدار بحرانی	
CINF	-۱/۱۰	-۱/۹۳	-۲/۳۰	-۲/۸۸	I(1)
PINF	-۱/۳۲	-۱/۷۶	-۳/۶۶	-۲/۹۰	I(1)
VAOG	-۱/۱۴	-۰/۰۶	-۵/۰۲	-۲/۹۲	I(1)
QM	-۱/۰۸	-۰/۷۱	-۴/۲۱	-۲/۹۴	I(1)
MER	-۱/۱۱	-۰/۳۹	-۴/۳۴	-۲/۹۴	I(1)
CIC	-۱/۳۶	-۱/۹۳	-۴/۴۵	-۲/۹۱	I(1)

* سطح I(1)، تفاضل مرتبه اول I(1) و تفاضل مرتبه دوم I(2) هست.

مأخذ: محاسبات پژوهش

نتایج آزمون جدول (۳)، نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبتنی بر عدم وجود خودهمبستگی بین جملات اخلال در آن‌ها رفع شده و تمامی متغیرها، با یک‌بار تفاضل گیری از آن‌ها، مانا می‌شوند.

۵-۲.آزمون همجمعی

با توجه به اینکه کلیه‌ی متغیرهای موردبررسی در این مطالعه از نوع I(1) (ناایستا در سطح اما ایستا پس از یک‌بار تفاضل گیری) شناسایی شدند، از آزمون همجمعی به‌منظور تحلیل وجود رابطه هم انباشتگی بین متغیرها و تعیین تعداد بردارهای همجمعی استفاده گردید. این آزمون امکان بررسی ارتباط بلندمدت بین متغیرهای ناایستا را فراهم می‌کند، به‌گونه‌ای که در صورت تائید وجود رابطه همجمعی، می‌توان استنتاج کرد که علیرغم ناایستا بودن برخی از متغیرها، یک تعادل ساختاری پایدار در بلندمدت میان آن‌ها برقرار است. این رویکرد علاوه بر کشف روابط تعادلی پایدار، مشکل بروز رگرسیون کاذب ناشی از استفاده از داده‌های ناایستا در مدل‌سازی را نیز مرتفع می‌سازد، چراکه

بردارهای همجمعی به‌عنوان مکانیزم تعدیل‌کننده، انحرافات کوتاه‌مدت از رابطه بلندمدت را اصلاح می‌کنند.

جدول٤: نتایج آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن

Unrestricted Cointegration Rank Test (λ_{trace})				**Unrestricted Cointegration Rank Test (λ_{max})**			
Hypothesized No. of CE(s)	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob. Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob. Critical Value
None	۱۳۸/۵۱	۶۹/۸۱	۰/۰۰	None	۶۸/۴۸	۳۳/۸۷	۰/۰۰
At most 1	۷۰/۰۲	۴۷/۸۵	۰/۰۰	At most 1	۳۴/۷۷	۲۷/۵۸	۰/۰۰
At most 2	۳۵/۲۵	۲۹/۷۹	۰/۰۱	At most 2	۲۱/۳۳	۲۱/۱۳	۰/۰۴
At most 3	۱۳/۹۲	۱۵/۴۹	۰/۰۸	At most 3	۱۳/۴۶	۱۴/۲۶	۰/۰۶
At most 4	۰/۴۵	۳/۸۴	۰/۴۹	At most 4	۰/۴۵	۳/۸۴	۰/۴۹

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن بر اساس آماره‌های Trace و Max-Eigen نشان می‌دهد که فرض صفر مبنی بر نبود رابطه‌ی هم‌انباشتگی در سطوحNone ، At most 1و At most 2 رد می‌شود. بنابراین، وجود حداقل سه بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل تائید می‌شود. این نتایج تأکید می‌کند که بین متغیرهای موردبررسی، سه رابطهٔ پایدار بلندمدت وجود دارد که شواهد قوی از همگرایی در بلندمدت را فراهم می‌کند.

۳,۵. تعیین وقفه بهینه

پس‌ازآنجام آزمون‌های ریشه واحد و بررسی هم‌انباشتگی میان متغیرها با استفاده از روش جوهانسن، وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرها تائید شد. در ادامه، باهدف دستیابی به مدلی دقیق و معتبر، تعیین مرتبه بهینه وقفه‌ها برای مدل خودرگرسیون برداری بیزی (BVAR) انجام می‌شود.

جدول ٥: نتایج معیارهای اطلاعاتی برای تعیین طول وقفه بهینه مدل

Lag	AIC	HQ	SC
۱	-۱۵/۰۷	-۴۵/۱۴	-۱۳/۴۳
۲	-۱۴/۷۳	-۱۳/۵۸	-۱۱/۶۸
۳	-۱۵/۴۷	-۱۳/۷۹	-۱۱/۰۳

منبع: محاسبات پژوهش

همان‌طور که در جدول ۶ نشان داده‌شده است، بررسی نتایج معیارهای اطلاعاتی نشان می‌دهد که اگرچه شاخص AIC در وقفه ۳ بهترین برازش را می‌پسندد، اما دو معیار HQ و SC که به ترتیب مجازات ملایم‌تری و سنگین‌تری برای پارامترهای اضافی اعمال می‌کنند، هر دو کمترین ارزش خود را در وقفه ۱ ثبت کرده‌اند. ازآنجاکه معیار SC به‌عنوان محافظه‌کارترین معیار در نمونه‌های متوسط و کوچک شناخته می‌شود و HQ نیز در این شرایط به تعادل خوبی میان دقت مدل و پرهیز از پیچیدگی بیش‌ازحد می‌رسد، مناسب‌ترین انتخاب برای طول وقفه بهینه مدل استفاده از یک وقفه است.

٥-٤. آزمون معیارهای ارزیابی دقت پیش‌بینی

مدل‌های BVAR سه جز دارند؛ تابع چگالی پیشین[۱]، تابع چگالی پسین[۲] و تابع راست نمایی[۳] بر اساس اینکه از چه نوع تابع پیشینی در مدل استفاده شود نتایج متفاوتی حاصل می‌گردد. ازاین‌رو انتخاب تابع پیشین در مدل BVAR از اهمیت خاصی برخوردار است؛ بنابراین پیش‌فرض‌های محقق می‌تواند در نتایج مدل تأثیر داشته باشد. در این مطالعه، مدل BVAR با استفاده از تابع پیشین نرمال-ویشارت[۴] برآورد شده است. ضرایب وقفه‌ای مدل دارای توزیع نرمال پیشین با میانگین صفر به‌جز وقفه اول متغیر وابسته، و ماتریس واریانس-کوواریانس خطاها دارای توزیع ویشارت است. این انتخاب پیشین امکان انعطاف‌پذیری بیشتر مدل و تکرارپذیری مطالعه را فراهم می‌کند. چهار تابع

۱. Prior density function

۲. Posterior density function

۳. Likelihood function

۴. Normal Wishart

پیشین مینه سوتا[1]، نرمال ویشارت، سیمز-زا (نرمال ویشارت)[2] و سیمز-زا (نرمال فلت)[3] برای تخمین مدل استفاده می‌شود که در جدول زیر ارائه گردیده است:

جدول ٦. پیش‌بینی یک دوره جلوتر متغیرهای مدل

تابع پیشین مورداستفاده	$CINF_{\tau+1}$	$PINF_{\tau+1}$	$VAOG_{\tau+1}$	$QM_{\tau+1}$	$MER_{\tau+1}$	$CIC_{\tau+1}$
مینه سوتا	۳/۲۱	۴/۳۶	۲/۳۰	۴/۲۸	۶/۸۵	۳/۳۳
نرمال ویشارت	۳/۲۰	۵/۲۶	۲/۴۴	۴/۱۵	۶/۷۵	۳/۳۳
سیمز-ژا (نرمال ویشارت)	۳/۲۰	۲/۳۱	۲/۱۰	۴/۱۵	۶/۶۳	۳/۳۳
سیمز-ژا (نرمال فلت)	۳/۲۰	۳/۴۶	۲/۳۶	۴/۰۳	۶/۶۶	۳/۳۰
مقدار واقعی	۳/۲۳	۵/۵۲	۲/۴۴	۴/۳۶	۶/۹۸	۳/۳۳

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۶)، ازآنجایی‌که در مدل‌های BVAR، مقادیر پیش‌بینی‌شده هر تابع با مقدار واقعی، مشخص می‌شود در متغیر $CINF_{\tau+1}$ تمام توابع پیشین عملکردی نزدیک به مقدار واقعی ۳/۲۳ دارند. در مورد متغیر $PINF_{\tau+1}$ در تابع پیشین نرمال ویشارت با مقدار ۵/۲۶ نزدیک‌ترین تخمین با مقدار واقعی ۵/۵۴ است. متغیر $VAOG_{\tau+1}$ در تابع پیشین نرمال ویشارت با مقدار ۲/۴۴ نزدیک‌ترین تخمین با مقدار واقعی ۲/۴۴ است. برای متغیر $QM_{\tau+1}$ در تابع پیشین مینه سوتا با مقدار ۴/۲۸ نزدیک‌ترین تخمین با مقدار واقعی ۴/۳۶ است. متغیر $MER_{\tau+1}$ در تابع پیشین مینه سوتا با مقدار ۶/۸۵ نزدیک‌ترین تخمین با مقدار واقعی ۶/۹۸ است. در متغیر $CIC_{\tau+1}$ تمام توابع پیشین عملکردی نزدیک به مقدار واقعی ۳/۳۳ دارند.

برای بررسی دقیق‌تر میزان دقت پیش‌بینی هر یک از توابع پیشین، از شاخص[4] استفاده‌شده است و سپس با استفاده از شاخص RMSE بهترین آن‌ها برای تابع عکس‌العمل آنی استفاده می‌گردد. این شاخص به‌صورت رابطه (۱۲) قابل‌تعریف است.

---

۱. Minnesota

۲. Sims and Zha

۳. Normal-Flat

4. Root Mean Square Error (RMSE)

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{\tau=\tau_0}^{T-h}\left[y_{i,\tau+h}^{0} - E(y_{i,\tau+h}|Data_{\tau})\right]^2}{T-h-\tau_0+1}} \qquad (۱۲)$$

با در نظر گرفتن $\tau + h$ و افق پیش‌بینی از $h = 1$ تا $h = 10$ خروجی هر یک مدل‌های پیشین باهم موردبررسی و مقایسه قرارگرفته است. در جدول زیر شاخص RMSE برای توابع مختلف پیشین و افق‌های پیش‌بینی $(h = 1,2,3,4,5,6,7,8,9,10)$ نشان داده‌شده است.

جدول ۷. شاخص RMSE پیش‌بینی مدل‌های مختلف برای ۱۰ دوره جلوتر

تابع پیشین مورداستفاده	۱ دوره جلوتر	۲ دوره جلوتر	۳ دوره جلوتر	٤ دوره جلوتر	٥ دوره جلوتر
مینه سوتا	۰/۰۱۱۸	۰/۰۳۰۰	۰/۰۴۳۶	۰/۰۴۲۶	۰/۰۳۲۱
نرمال ویشارت	۰/۰۱۱۶	۰/۰۲۶۴	۰/۰۴۳۰	۰/۰۲۳۶	۰/۰۳۰۲
سیمز-ژا (نرمال ویشارت)	۰/۰۱۶۲	۰/۰۴۲۳	۰/۰۷۵۴	۰/۰۳۵۴	۰/۰۵۳۶
سیمز-ژا (نرمال فلت)	۰/۰۱۷۱	۰/۰۲۸۳	۰/۰۷۳۶	۰/۰۷۲۵	۰/۰۴۳۶
تابع پیشین مورداستفاده	**٦ دوره جلوتر**	**۷ دوره جلوتر**	**۸ دوره جلوتر**	**۹ دوره جلوتر**	**۱۰ دوره جلوتر**
مینه سوتا	۰/۰۸۶۳	۰/۰۳۰۲	۰/۰۲۰۱	۰/۰۵۲۵	۰/۰۸۸۸
نرمال ویشارت	۰/۰۸۱۶	۰/۰۲۱۲	۰/۰۱۵۵	۰/۰۵۲۱	۰/۰۷۳۶
سیمز-ژا (نرمال ویشارت)	۰/۰۸۶۸	۰/۰۴۳۶	۰/۰۵۳۶	۰/۰۵۳۸	۰/۰۸۵۰
سیمز-ژا (نرمال فلت)	۰/۰۸۳۲	۰/۰۶۳۵	۰/۰۶۳۴	۰/۰۵۷۰	۰/۰۸۵۶

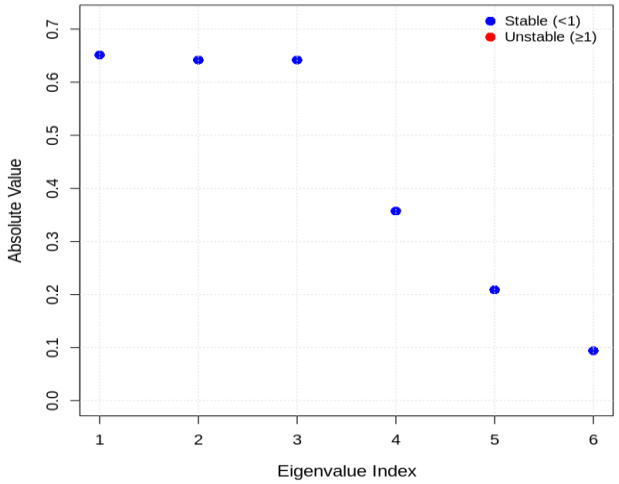
منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۷)، تابع پیشین نرمال ویشارت نسبت به سایر توابع پیشین مقدار کمتری را در دوره‌های ۱تا ۱۰ نشان می‌دهد؛ بنابراین الگوی BVAR با استفاده از تابع پیشین نرمال ویشارت پیش‌بینی دقیقی‌تری در مقایسه با سایر توابع پیشین ارائه می‌کند. ازاین‌رو، برای تابع عکس‌العمل آنی متغیرهای مدل استفاده می‌شود.

۵-۵. آزمون ثبات مدل و همگرایی زنجیره مارکوف

روش BVAR با اعمال توزیع‌های پیشین به تنظیم پارامترها و کاهش نوسانات پیش‌بینی کمک می‌کند؛ این ویژگی مزیت بنیادینی در برابر مدل‌های VAR کلاسیک است که به علت تعداد بالای پارامترها ممکن است دچار بی‌ثباتی شوند. بااین‌حال، نتایج BVAR به فرضیات اولیه (مانند انتخاب

توزیع پیشین و تعیین هایپرپارامترها) بسیار حساس است و در صورت محدودیت یا نویز در داده‌های تاریخی، دقت پیش‌بینی کاهش می‌یابد. به همین دلیل، پیش از هرگونه تحلیل پیش‌بینی یا شوک، باید پایداری پسین ضرایب را از بررسی کرد تا مطمئن شد که مدل به بی‌ثباتی منتهی نمی‌شود.



نمودار ۳: مقادیر ویژه ماتریس همراه درروشBVAR

منبع: محاسبات پژوهش

در مدل‌های VAR و BVAR، ماتریس همراه[1] ابزاری کلیدی برای تحلیل پویایی‌های سیستم معادلات تفاضلی است. این ماتریس با بازنویسی مدل VAR به شکل یک سیستم معادلات مرتبه اول ساخته می‌شود و ضرایب تمام تأخیرهای زمانی متغیرها را در برمی‌گیرد. مقادیر ویژه[2] این ماتریس، شاخصی اساسی برای ارزیابی پایداری دینامیکی مدل محسوب می‌شوند: اگر تمام مقادیر ویژه در ناحیه پایداری (مثلاً قدر مطلق کمتر از ۱ یا موقعیت خاصی نسبت به محورهای مختصات) قرار گیرند، سیستم پایدار است و نوسانات ناشی از شوک‌های خارجی به‌مرورزمان میرا می‌شوند. در مقابل، وجود مقادیر ویژه خارج از این ناحیه، نشان‌دهنده ناپایداری است که پیش‌بینی‌ها را

[1] Companion Matrix

[2] Eigenvalues

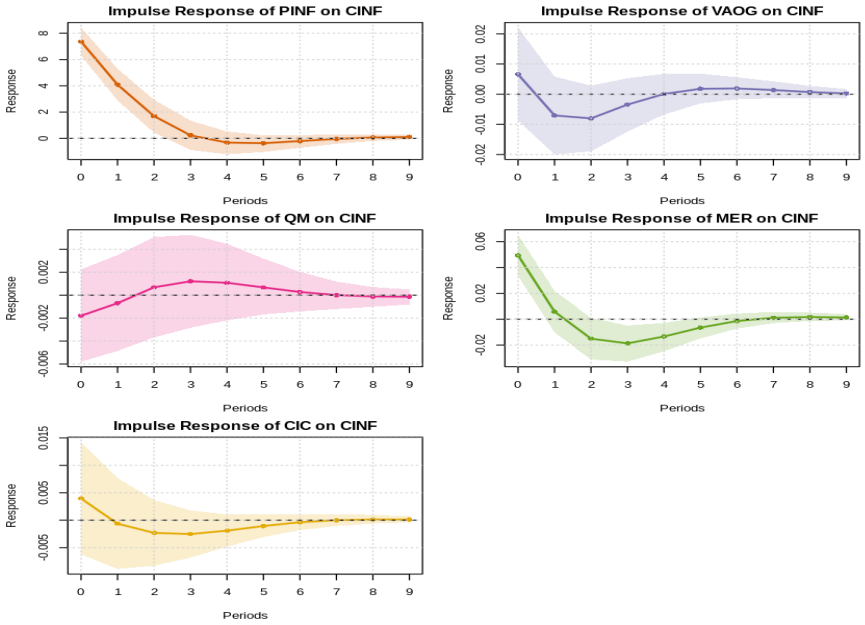
غیرقابل اتکا می‌کند. در مدل BVAR، تحلیل پایداری با ادغام توزیع‌های پیشین بیزی[1] تکمیل می‌شود. این توزیع‌ها با اعمال محدودیت‌های آماری بر ضرایب مدل، به‌طور غیرمستقیم بر مقادیر ویژه تأثیر می‌گذارند و از بیش برازش[2] جلوگیری می‌کنند. نمودار مقادیر ویژه ماتریس همراه همچنین به‌عنوان ابزاری تشخیصی برای شناسایی بیش پارامتری[3] عمل می‌کند. برای مثال، خروج یک یا چند مقدار ویژه از ناحیه پایداری، هشداردهنده پیچیدگی غیرضروری مدل مانند تعداد بالای تأخیرها یا متغیرهای زائد است و نیاز به ساده‌سازی ساختار مدل را نشان می‌دهد. علاوه بر این، مقایسه نمودارهای پایداری پسین[4] تحت تنظیمات مختلف هایپرپارامترها مانند شدت تأثیر پیشین مینسوتا یا روش‌های نمونه‌گیری MCMC، امکان ارزیابی حساسیت مدل به انتخاب‌های اولیه را فراهم می‌کند. این رویکرد به پژوهشگران اجازه می‌دهد تا تعادل بهینه بین دانش پیشین[5] و انعطاف‌پذیری داده‌ها را شناسایی کنند. درنهایت، این نمودارها نه‌تنها پایه ریاضیِ پایداری مدل را تائید می‌کنند، بلکه با آشکارسازی نشانه‌های بیش پارامتری و تأثیر تنظیمات بیزی، نقش محوری در افزایش قابلیت اتکای پیش‌بینی‌های VAR و BVAR ایفا می‌نمایند. نتایج آزمون پایداری در نمودار (۴) نشان می‌دهد چون همه نقاط (مقادیر ویژه) درون ناحیه پایداری قرار می‌گیرند، مدل پایدار و باثبات است. این به معنای آن است که شوک‌های واردشده به سیستم به‌مرورزمان اثر خود را از دست می‌دهند و متغیرها به تعادل بازمی‌گردند.

٥-٦. تابع واکنش آنی

پس از اطمینان از پایداری مدل BVAR، برای تحلیل روابط پویا و تعادلی بین متغیرها، توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی موردبررسی قرار گرفت. تابع عکس‌العمل آنی، اثر پویای یک شوک معیار (به‌اندازه یک انحراف معیار) به یکی از متغیرهای سیستم را بر متغیرهای

[1] Bayesian Priors
[2] Overfitting
[3] Over-parameterization
[4] Posterior Stability Plots
[5] Prior Knowledge

دیگر در یک افق زمانی مشخص نشان می‌دهد. در این تحلیل، نواحی اطمینان ۹۵ درصدی (معمولاً به‌صورت نوارهای سایه‌دار یا خطوط نقطه‌چین در نمودارها نمایش داده می‌شوند) محاسبه و ارائه‌شده‌اند. یک پاسخ زمانی ازنظر آماری معنادار تلقی می‌شود که خط صفر (محور افقی) در طول دوره موردنظر در خارج از ناحیه اطمینان قرار گیرد. این رویکرد امکان تفکیک بین واکنش‌های واقعی و نوسانات تصادفی را فراهم می‌کند.



نمودار ٤: نتایج توابع واکنش آنی

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل آنی در نمودار (۴) ارائه‌شده است. تفسیر دقیق این نتایج با تأکید بر معناداری آماری به شرح زیر است، شوک به تورم تولیدکننده (FINF): یک شوک مثبت و معیار در FINF، منجر به یک افزایش فوری، مثبت و ازنظر آماری معنادار در تورم مصرف‌کننده (CINF) در دوره اول می‌شود (خط صفر خارج از ناحیه اطمینان است). این یافته، که از مکانیسم انتقال فشار هزینه‌ها از بخش تولید به مصرف حمایت می‌کند، با مطالعات پیشین که تورم تولیدکننده

را یک شاخص پیش رو برای تورم مصرف‌کننده می‌دانند، همسو است (به‌عنوان مثال، اشاره به مطالعات مرتبط). بااین‌حال، این اثر معنادار به‌سرعت میرا می‌شود و پس از حدود ۳ دوره، پاسخ CINF ازنظر آماری غیر معنادار می‌گردد (خط صفر در داخل ناحیه اطمینان قرار می‌گیرد). این میرا شدن سریع می‌تواند نشان‌دهنده جذب بخشی از هزینه‌ها توسط تولیدکنندگان یا اثر تعدیل‌کننده رقابت در بازار مصرف باشد. شوک به ارزش‌افزوده نفت و گاز (VAOG): واکنش CINF به یک شوک مثبت در VAOG الگوی پیچیده‌تری را نشان می‌دهد. در کوتاه‌مدت (دوره اول)، یک افزایش مثبت اما عموماً کوتاه‌مدت و با درجه پایین‌تری از معناداری آماری (در مقایسه با شوک FINF) مشاهده می‌شود که می‌تواند ناشی از افزایش اولیه تقاضای حاصل از درآمدهای دولت باشد. نکته قابل‌توجه، تغییر جهت پاسخ در دوره‌های بعدی به سمت مقادیر منفی است. اگرچه ناحیه اطمینان در این بخش ممکن است خط صفر را دربگیرد (غیر معنادار)، روند کاهشی خود حائز اهمیت است. این روند با تبیین‌های مبتنی بر امکان اجرای سیاست‌های تعدیل بودجه‌ای یا افزایش یارانه‌ها توسط دولت در اثر درآمدهای نفتی اضافی، که درنهایت فشار تورمی را مهار می‌کند، قابل توضیح است. این نتیجه‌گیری کیفی با یافته‌های مطالعاتی مانند Mien (۲۰۲۲) که بر اثرات نامتقارن وابسته به بافت شوک‌های نفتی تأکیددارند، همخوانی دارد. شوک به شبه‌پول (QM): پاسخ CINF به یک شوک مثبت در QM یک الگوی چندفازی معنادار را آشکار می‌سازد. در دوره‌های ابتدایی، یک کاهش منفی و معنادار در تورم مشاهده می‌شود که منطبق با فرضیه قفل شدن نقدینگی در سپرده‌های مدت‌دار و کاهش سرعت گردش پول است. باگذشت زمان (در افق میان‌مدت)، این اثر منفی تضعیف‌شده و پاسخ به سمت صفر یا مقادیر کمی مثبت حرکت می‌کند، که احتمالاً بازتاب آزادسازی تدریجی سپرده‌ها و اثر انباشت سود بر تقاضا است. این تحلیل پویا، نقش پیچیده نقدینگی (به تفکیک اجزای آن) در تعیین تورم را تائید می‌کند و با چارچوب مطالعاتی مانند Reynard (۲۰۲۳) و Ryczkowski (۲۰۲۱) سازگار است. شوک به نرخ ارز (MER): شوک مثبت به MER باعث یک افزایش قوی، مثبت و ازنظر آماری معنادار در CINF در دوره‌های اولیه می‌شود که اثر

مستقیم انتقال قیمت کالاهای وارداتی و نهاده‌های تولید را نشان می‌دهد. اگرچه دامنه این پاسخ مثبت در بلندمدت ممکن است کاهش یابد، اما پایداری علامت مثبت در طول افق موردبررسی (حتی اگر در برخی دوره‌ها ازنظر آماری کاملاً معنادار نباشد) حاکی از اثرات ماندگار ناشی از شکل‌گیری انتظارات تورمی و هدایت نقدینگی به سمت بازارهای دارایی است. این یافته از استدلال‌های مطرح‌شده در مطالعاتی مانند Ha et al. (۲۰۲۰) و Nasir et al. (۲۰۲۱) پشتیبانی می‌کند. شوک به اسکناس و مسکوک در جریان (CIC): واکنش CINF به شوک CIC نیز معناداری آماری در کوتاه‌مدت را نشان می‌دهد. افزایش نقدینگی در دسترس مستقیم خانوارها، تقاضا و درنتیجه سطح قیمت‌ها را با شدت بیشتری نسبت به شوک QM در کوتاه‌مدت تحت تأثیر قرار می‌دهد. بااین‌حال، میرا شدن نسبی این اثر در بلندمدت را می‌توان به عواملی مانند تغییر ترکیب دارایی‌های مردم به سمت دارایی‌های غیر نقدی، یا اثرگذاری سیاست‌های انقباضی بانک مرکزی برای جذب نقدینگی اضافی نسبت داد.

۵-۷. تجزیه واریانس

پس از وارد شدن یک شوک مشخص به سیستم، تمامی متغیرها روند متقارنی نسبت به پیش‌بینی‌های سیستم طی می‌کنند. اگر فاصله به وجود آمده را خطای پیش‌بینی نام‌گذاری کنیم، بررسی این موضوع که چند درصد از خطای به وجود آمده به دلیل شوک هست با توجه به مدل برآورد شده جدول زیر توسط S.E[1] ستون مربوط به S.E میزان خطای پیش‌بینی تورم مصرف‌کننده (CINF) را ارائه می‌کند که از طریق متغیر تورم مصرف‌کننده (CINF) و متغیرهای مستقل الگو برآورد شده است.

جدول ۸: نتایج تجزیه واریانس

دوره	S.E	CINF	PINF	VAOG	QM	MER	CIC
۱	۵/۰۰	۱۰۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۲	۷/۱۵	۷۲/۲۱	۲/۶۹	۰/۰۸	۰/۷۶	۲۱/۱۸	۳/۰۶

[1]. Standard Error (S.E)

۳	۹/۴۴	۴۶/۱۱	۵/۹۰	۰/۰۵	۱/۴۰	۴۰/۴۲	۶/۰۹
۴	۱۱/۵	۳۱/۶۵	۷/۸۸	۰/۱۳	۱/۷۱	۵۰/۸۴	۷/۷۶
۵	۱۳/۱	۲۴/۳۲	۸/۸۴	۰/۳۳	۱/۸۲	۵۶/۱۲	۸/۵۴
۶	۱۴/۳	۲۰/۶۱	۹/۲۰	۰/۶۰	۱/۸۵	۵۸/۸۴	۸/۸۷
۷	۱۵/۰	۱۸/۷۶	۹/۲۳	۰/۸۹	۱/۸۳	۶۰/۲۸	۸/۹۷
۸	۱۵/۵	۱۷/۸۶	۹/۱۳	۱/۱۸	۱/۸۱	۶۱/۰۴	۸/۹۷
۹	۱۵/۷	۱۷/۴۳	۱۲/۱۰	۱/۴۴	۱/۷۷	۶۱/۴۲	۸/۹۲
۱۰	۱۵/۹	۱۷/۲۳	۱۲/۲۵	۱/۶۶	۱/۷۵	۶۱/۶۱	۸/۸۶

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج در جدول (۸)، نشان می‌دهد که برای تمام دوره‌ها، بیشترین خطای پیش‌بینی مربوط به تورم مصرف‌کننده (CINF) هست که روند آن در طول دوره کاهشی بوده و در مقابل، متغیر نرخ ارز (MER)بیشترین نقش را در توضیح خطای پیش‌بینی دارد و در دوره‌های میانی (۴ تا ۱۰)، سهم این متغیر به‌طور پیوسته افزایش می‌یابد. به‌گونه‌ای که سهم نرخ ارز از ۰ درصد در دوره اول به ۶۱/۶۱ درصد در دوره دهم رسیده است که بیانگر تأثیر قوی و فزاینده‌ی بلندمدت این متغیر بر نوسانات تورم هست. همچنین، سهم تورم تولیدکننده (PINF) نیز روندی افزایشی داشته و از ۰ درصد در دوره اول به ۱۲/۲۵ درصد در دوره دهم می‌رسد که حاکی از نقش مکمل ولی کم اثرتر آن نسبت به شوک ارزی است. در مقابل، سهم متغیرهای ارزش‌افزوده نفت و گاز (VAOG) و شبه‌پول (QM)در تمامی دوره‌ها ناچیز بوده که نشان می‌دهد تأثیر این عوامل بر نوسانات تورم مصرف‌کننده در مقایسه با عامل ارز، بسیار محدود و کمرنگ است.

٦. خلاصه و نتیجه گیری

این پژوهش با بررسی جامع عوامل مؤثر بر تورم، نشان می‌دهد که این پدیده اقتصادی حاصل تعامل هم‌زمان شوک‌های سمت عرضه و تقاضا، سیاست‌های پولی و مالی، و متغیرهای ساختاری است. در این مطالعه، به‌منظور تحلیل دقیق‌تر سازوکارهای تورمی، از ترکیب دو روش پیشرفته انتخاب ویژگی جنگل تصادفی با حذف بازگشتی (RF-RFE) و مدل خودرگرسیونی برداری بیزی (BVAR) استفاده‌شده است. در مرحله نخست، به کمک روش حذف تکرارشونده (RFE) در چارچوب

جنگل تصادفی (RF)، متغیرهای کلیدی مؤثر بر تورم استخراج می‌شوند، نتایج حاصل از اجرای الگوریتم RF-RFE با نشان می‌دهد که پنج متغیر کلیدی به ترتیب اهمیت عبارت‌اند از: تورم تولیدکننده با سهم ۴۴/۲۶ درصد، ارزش‌افزوده نفت و گاز طبیعی بااهمیت ۱۵/۱۷ درصد، شبه پول با تأثیر ۱۴/۵۶ درصد، نرخ ارز بازار با سهم ۱۳/۰۵ درصد، و اسکناس و مسکوک در جریان بااهمیت ۱۲/۹۶ درصد. این یافته‌ها گویای آن است که تورم در ایران پدیده‌ای چندوجهی است که هم از عوامل سمت عرضه (به‌ویژه بخش انرژی) و هم از عوامل سمت تقاضا (رشد نقدینگی و سیاست‌های پولی) تأثیر می‌پذیرد. این متغیرهای منتخب همراه با نرخ تورم، در قالب یک مدل BVAR قرار می گیرند. مدل‌های خودرگرسیونی برداری بیزی (BVAR) با در نظر گرفتن ساختار عدم قطعیت و استفاده از توزیع‌های پیشین، امکان تحلیل دقیق‌تری از اثرات شوک‌های اقتصادی را فراهم می‌سازند و درک پویاتر و علمی‌تری از روند تورم ارائه می‌دهند.

یافته‌های اصلی این پژوهش می‌توان به نقش برجسته تورم تولیدکننده در افزایش تورم مصرف‌کننده اشاره کرد. به‌عبارت‌دیگر، فشار هزینه‌های تولید و افزایش قیمت مواد اولیه، مستقیماً به مصرف‌کنندگان منتقل می‌شود و موجب افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌گردد. تحلیل توابع واکنش آنی مدل BVAR نشان داده است که یک شوک مثبت در تورم تولیدکننده، تأثیر فوری و معناداری بر تورم مصرف‌کننده دارد، اما این اثر پس از سه دوره کاهش می‌یابد و میرا می‌شود، زیرا بازار از طریق سازوکارهای رقابتی و جذب هزینه توسط تولیدکنندگان، بخشی از اثرات تورمی را تعدیل می‌کند. نکته مهم دیگر، نقش کلیدی نرخ ارز بازار آزاد در شکل‌دهی به انتظارات تورمی و فشار قیمتی کالاهای وارداتی است. افزایش ناگهانی نرخ ارز منجر به جهش قیمتی در کالاهای واسطه‌ای و نهایی شده، که این افزایش هزینه تولید به مصرف‌کنندگان منتقل‌شده و تورم را شدت می‌بخشد. با گذر زمان و اعمال سیاست‌های اصلاحی بانک مرکزی، این اثرات تا حدی کاهش می‌یابد، اما همچنان انتظارات تورمی ناشی از نوسانات ارزی موجب حفظ سطح بالای قیمت‌ها در اقتصاد می‌شود.

همچنین نقش شبه پول و نقدینگی در تحریک تورم قابل‌توجه است. رشد شبه پول در کوتاه‌مدت منجر به کاهش تورم مصرف‌کننده می‌شود، زیرا بخش عمده‌ای از نقدینگی در سپرده‌های مدت‌دار قفل‌شده و سرعت گردش پول را کاهش می‌دهد. اما در میان‌مدت، اثرات تجمعی سود سپرده‌ها و بازگشت نقدینگی به چرخه اقتصادی موجب افزایش تقاضا و فشار تورمی می‌شود. وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی نیز عاملی مهم در نوسانات تورمی محسوب می‌شود. نوسانات ارزش‌افزوده نفت و گاز تأثیر دومرحله‌ای بر تورم دارد: در مرحله اول، افزایش درآمدهای نفتی موجب افزایش هزینه‌های دولت و تقاضای کل شده، که تورم را افزایش می‌دهد. اما در مرحله دوم، با ورود این درآمدها به بودجه دولت و اجرای سیاست‌های تثبیت‌کننده، اثرات تورمی تا حدی تعدیل می‌شود.

باوجود تلاش برای به‌کارگیری چارچوبی مناسب جهت تحلیل شوک‌های مؤثر بر تورم، این پژوهش با برخی محدودیت‌های روش‌شناختی و داده‌ای مواجه است که لازم است در تفسیر نتایج موردتوجه قرار گیرد. نخست، مدل خودرگرسیونی برداری بیزی (BVAR) به‌طور ذاتی یک رویکرد پیش‌بینی‌محور است و اگرچه امکان تحلیل پویایی‌های زمانی واکنش متغیرها به شوک‌ها را فراهم می‌کند، اما استنباط علیت ساختاری از نتایج آن به‌صورت مستقیم امکان‌پذیر نیست. بنابراین، اهمیت نسبی متغیرها در بهبود دقت پیش‌بینی تورم لزوماً به معنای وجود روابط علی قوی و پایدار میان آن‌ها نیست. دوم، اگرچه آزمون‌های مانایی و همجمعی نشان‌دهنده وجود روابط بلندمدت میان متغیرها هستند، در این پژوهش به‌جای استفاده از چارچوب‌های مبتنی بر تصحیح خطا (VECM)، از مدل BVAR استفاده‌شده است. این انتخاب باهدف افزایش پایداری برآوردها و بهبود عملکرد پیش‌بینی در نمونه محدود صورت گرفته، بااین‌حال عدم تصریح صریح سازوکار تصحیح خطای بلندمدت می‌تواند به‌عنوان یکی از محدودیت‌های تحلیل روابط تعادلی بلندمدت تلقی شود. سوم، انتخاب وقفه ۱ برای مدل BVAR بر اساس معیارهای اطلاعاتی محافظه‌کارانه و (SC و HQ) انجام‌شده است. اگرچه این انتخاب به کاهش بیش‌برازش و افزایش ثبات نتایج کمک می‌کند، اما ممکن است بخشی از پویایی‌های پیچیده‌تر و اثرات با وقفه سیاست‌های اقتصادی را

به‌طور کامل منعکس نکند. به‌ویژه در شرایطی که اثرگذاری سیاست‌ها با تأخیر زمانی همراه است، استفاده از وقفه‌های بالاتر می‌تواند اطلاعات تکمیلی فراهم کند. چهارم، ارزیابی عملکرد پیش‌بینی مدل بر اساس پیش‌بینی‌های یک دوره جلوتر و معیارهای خطای استاندارد انجام‌شده است. اگرچه این رویکرد در ادبیات BVAR رایج است، اما بررسی افق‌های پیش‌بینی بلندمدت‌تر می‌تواند تصویر جامع‌تری از توان پیش‌بینی مدل ارائه دهد که در این مطالعه به‌طور کامل موردتوجه قرار نگرفته است. درنهایت، نتایج به‌شدت به کیفیت و دسترسی داده‌های کلان اقتصادی وابسته است. هرگونه خطای اندازه‌گیری، تغییر در تعاریف متغیرها یا وقفه‌های آماری می‌تواند بر برآوردها و تفسیر نتایج اثرگذار باشد. ازاین‌رو، تعمیم نتایج این پژوهش به سایر دوره‌های زمانی یا اقتصادهای دیگر باید بااحتیاط صورت گیرد.

References

Adolfsen, J. F., Ferrari Minesso, M., Mork, J. E., & Van Robays, I. (2024). Gas price shocks and euro area inflation. *Journal of International Money and Finance*, *149*, 103183. https://doi.org/10.1016/J.JIMONFIN.2024.103183

Ahmad, M., Zebo, K., Ismailova, N., Eid Balbaa, M., Akramova, N., & Ul Ain, N. (2024). Effect of the Supply-Side factors on inflation in South Asia: An analysis of oil price, technology, and labor market dynamics. *Research in Globalization*, *8*, 100210. https://doi.org/10.1016/J.RESGLO.2024.100210

Asab, N. A. (2025). Are supply shocks a key driver of global Inflation? Evidence from CPI and GDP deflator analysis. *Research in Globalization*, *10*, 100279. https://doi.org/10.1016/J.RESGLO.2025.100279

Barros, G. S. A. de C., Carrara, A. F., Castro, N. R., & Silva, A. F. (2022). Agriculture and inflation: Expected and unexpected shocks. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, *83*, 178–188. https://doi.org/10.1016/J.QREF.2021.12.002

Belloumi, M., Aljazea, A., & Alshehry, A. (2023). Study of the impact of crude oil prices on economic output and inflation in Saudi Arabia. *Resources Policy*, *86*, 104179. https://doi.org/10.1016/J.RESOURPOL.2023.104179

Ben Mimoun, M., Boukhatem, J., & Raies, A. (2024). Aggregate demand and inflation response to monetary policy shocks in Tunisia. *Journal of Policy Modeling*, *46*(3), 592–612. https://doi.org/10.1016/J.JPOLMOD.2024.01.009

Bhattacharya, R. (2014). Inflation dynamics and monetary policy transmission in Vietnam and emerging Asia. *Journal of Asian Economics*, *34*, 16–26. https://doi.org/10.1016/J.ASIECO.2014.05.001

Bianchi, F., & Melosi, L. (2022). Inflation as a Fiscal Limit. *SSRN Electronic Journal*. https://doi.org/10.2139/ssrn.4205158

Blinder, A. S., & Rudd, J. B. (2013). 2. The Supply- Shock Explanation of the Great Stagflation Revisited. In M. D. Bordo & A. Orphanides (Eds.), *The Rebirth of Modern Central Banking* (pp. 119–178). University of Chicago Press. https://doi.org/doi:10.7208/9780226043555-006

Breiman, L. (2001). Random forest. *Machine Learning*, *45*(1), 5–32. https://doi.org/10.1023/A:1010933404324

Cardoso, M., Ferreira, C., De España, B., Leiva, J. M., Nuño, G., Rodrigo, T., & Vazquez, S. (2022). *The Heterogeneous Impact of Inflation on Households' Balance Sheets*. ideas.repec.org/p/aoz/wpaper/176.html

Casoli, C., Manera, M., & Valenti, D. (2024). Energy shocks in the Euro area: Disentangling the pass-through from oil and gas prices to inflation. *Journal of International Money and Finance*, *147*, 103154. https://doi.org/10.1016/J.JIMONFIN.2024.103154

Charles, C. O., Ohazulume, C. G., & Emerenini. (2022). The Determinants of Inflation in Nigeria. *African Journal of Economics and Sustainable Development*, *5*(3), 54–72. https://doi.org/10.52589/AJESD-VLI3AGIB

Chen, Q., Meng, Z., Liu, X., Jin, Q., & Su, R. (2018). Decision Variants for the Automatic Determination of Optimal Feature Subset in RF-RFE. *Genes*, *9*(6), 301. https://doi.org/10.3390/genes9060301

Chowdhury, A. (2014). Inflation and Inflation-Uncertainty in India: The Policy Implications Inflation and Inflation-Uncertainty in India: The Policy Implications of the Relationship of the Relationship Inflation And Inflation-Uncertainty in India: The Policy Implications of The Relationship. In *Journal of Economic Studies* (Vol. 41, Issue 1). https://epublications.marquette.edu/econ_fac/437

Coibion, O., Gorodnichenko, Y., & Weber, M. (2022). Monetary Policy Communications and Their Effects on Household Inflation Expectations. *Journal of Political Economy*, *130*(6), 1537–1584. https://doi.org/10.1086/718982

Darst, B. F., Malecki, K. C., & Engelman, C. D. (2018). Using recursive feature elimination in random forest to account for correlated variables in high dimensional data. *BMC Genetics*, *19*(S1), 65. https://doi.org/10.1186/s12863-018-0633-8

Dahmardeh, N., & Kasaei, Z. (2011). Roots of inflation in Iran's economy (1959-2007). *Jostarhaye Eghtesadi ba Roykarde Eslami / Economic Essays with Islamic Approach*, 8(15), 165-188.

di Giovanni, J., Kalemli-Özcan, Ş., Silva, A., & Yıldırım, M. A. (2023). Quantifying the Inflationary Impact of Fiscal Stimulus under Supply Constraints. *AEA Papers and Proceedings*, *113*, 76–80. https://doi.org/10.1257/pandp.20231028

Diaz, E. M., Cunado, J., & de Gracia, F. P. (2023). Commodity price shocks, supply chain disruptions and U.S. inflation. *Finance Research Letters*, *58*, 104495. https://doi.org/10.1016/J.FRL.2023.104495

Ferreira, V., Abreu, A., & Louçã, F. (2025). The rise and fall of inflation in the Euro Area (2021-2024): A heterodox perspective. *Structural Change and Economic Dynamics*, *72*, 103–110. https://doi.org/10.1016/J.STRUECO.2024.12.004

Friedman, M. (1996). The Counter-Revolution in Monetary Theory. In G. E. Wood (Ed.), *Explorations in Economic Liberalism: The Wincott Lectures* (pp. 3–21). Palgrave Macmillan UK. https://doi.org/10.1007/978-1-349-24967-1_1

Friedman, M., & Schwartz, A. J. (2008). *A monetary history of the United States, 1867-1960*.

Garzon, A. J., & Hierro, L. A. (2021). Asymmetries in the transmission of oil price shocks to inflation in the eurozone. *Economic Modelling*, *105*, 105665. https://doi.org/10.1016/J.ECONMOD.2021.105665

Gelman, A., & Shalizi, C. R. (2013). Philosophy and the practice of Bayesian statistics. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, *66*(1). https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.2011.02037.x

Gokmenoglu, K., Azin, V., & Taspinar, N. (2015). The Relationship between Industrial Production, GDP, Inflation and Oil Price: The Case of Turkey. *Procedia Economics and Finance*, *25*, 497–503. https://doi.org/10.1016/S2212-5671(15)00762-5

Graff, M. (2008). The Quantity Theory of Money in Historical Perspective Working Paper. *KOF Working Papers*, *196*. https://doi.org/https://doi.org/10.3929/ethz-a-005582276

Ha, J., Kose, M. A., & Ohnsorge, F. (2019). *Inflation in Emerging and Developing Economies Evolution, Drivers, and Policies*. http://www.worldbank.org/inflation

Ha, J., Stocker, M. M., & Yilmazkuday, H. (2020). Inflation and exchange rate pass-through. *Journal of International Money and Finance*, *105*, 102187. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2020.102187

Hale, G., Leer, J., & Nechio, F. (2025). Fiscal policy design and inflation: The COVID-19 pandemic experience. *Journal of International Money and Finance*, *150*, 103210. https://doi.org/10.1016/J.JIMONFIN.2024.103210

Iranmanesh, N., & Jalaee, S. A. (2021). Testing the long-run neutrality and superneutrality of money in a developing country: Evidence from Iran. *MethodsX*, *8*, 101251. https://doi.org/10.1016/J.MEX.2021.101251

Jabeur, S. B., Mefteh-Wali, S., & Viviani, J. L. (2024). Forecasting gold price with the XGBoost algorithm and SHAP interaction values. *Annals of Operations Research*, *334*, 679–699. https://doi.org/10.1007/s10479-021-04187-w

Jahan, S., & Papageorgiou, C. (2014). What is monetarism. *Finance and Development*, *51*(1), 38–39. https://www.imf.org/external/pubs/ft/fandd/2014/03/basics.htm

Jain, M., Kostyshyna, O., & Zhang, X. (2024). How do people view wage and price inflation? *Journal of Monetary Economics*, *145*, 103552. https://doi.org/10.1016/J.JMONECO.2024.01.005

Jiang, J., & Kim, D. (2013). Exchange rate pass-through to inflation in China. *Economic Modelling*, *33*, 900–912. https://doi.org/10.1016/J.ECONMOD.2013.05.021

Jiang, X., Zhang, Y., Li, Y., & Zhang, B. (2022). Forecast and analysis of aircraft passenger satisfaction based on RF-RFE-LR model. *Scientific Reports*, *12*(1). https://doi.org/10.1038/s41598-022-14566-3

Kahn, R. F. (2022). Inflation—A Keynesian View. In M. C. Marcuzzo & P. Paesani (Eds.), *Richard F. Kahn: Collected Economic Essays* (pp. 253–259). Springer International Publishing. https://doi.org/10.1007/978-3-030-98588-2_13

Liu, T. Y., & Ma, J. T. (2024). Exchange rate and inflation between China and the United States: A bootstrap rolling-window approach. *Economic Systems*, *48*(1), 101152. https://doi.org/10.1016/J.ECOSYS.2023.101152

Liu, X., Ding, N., Shi, J., & Sun, C. (2023). An Identity Recognition Model Based on RF-RFE: Utilizing Eye-Movement Data. *Behavioral Sciences*, *13*(8), 620. https://doi.org/10.3390/bs13080620

Luetkepohl, H., & Xu, F. (2012). The role of the log transformation in forecasting economic variables. *Empirical Economics*, 42(3), 619–638. https://doi.org/10.1007/s00181-010-0440-1

Madsen, J. B. (2003). Inflation and Investment. *Scottish Journal of Political Economy*, *50*(4), 375–397. https://doi.org/10.1111/1467-9485.5004002

Mankiw, N. G. (2020). *Principles of Economics.* Cengage Learning.

Mayer, E., Rüth, S., & Scharler, J. (2013). Government debt, inflation dynamics and the transmission of fiscal policy shocks. *Economic Modelling*, *33*, 762–771. https://doi.org/10.1016/J.ECONMOD.2013.05.011

Mehrara, M., & Ghobadzadeh, R. (2016). Factors affecting inflation in Iran: A Bayesian model averaging (BMA) and weighted average least squares (WALS) approach. *Pajouheshnameye Eghtesad va Barnamerizi / Journal of Economics and Planning Research*, 21(1), 57-82.

Mien, E. (2022). Impact of oil price and oil production on inflation in the CEMAC. Resources Policy, 79, 103010. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.103010

Moridian, A., Radulescu, M., Usman, M., Mahdavian, S. M. R., Hagiu, A., & Serbanescu, L. (2024). Unemployment rate and its relationship with government size, trade, inflation, urbanization, and economic growth in Romania. *Heliyon*, e41579. https://doi.org/10.1016/J.HELIYON.2024.E41579

Nakamura, E., Steinsson, J., Sun, P., & Villar, D. (2018). The Elusive Costs of Inflation: Price Dispersion during the U.S. Great Inflation. *The Quarterly Journal of Economics*, *133*(4), 1933–1980. https://doi.org/10.1093/qje/qjy017

Nasir, M. A., Huynh, T. L. D., & Vo, X. V. (2020). Exchange rate pass-through & management of inflation expectations in a small open inflation targeting economy. *International Review of Economics & Finance*, *69*, 178-188. https://doi.org/10.1016/j.iref.2020.04.010

Nasresfahani, R., & Yavari, K. (2003). Nominal and real factors affecting inflation in Iran: A vector autoregression (VAR) approach. *Pajouheshhaye Eghtesadiye Iran / Iranian Journal of Economic Research*, 5(16), 69-99. SID. https://sid.ir/paper/2754/fa

Nojković, A., & Petrović, P. (2015). Monetary policy rule in inflation targeting emerging European countries: A discrete choice approach. *Journal of Policy Modeling*, *37*(4), 577–595. https://doi.org/10.1016/J.JPOLMOD.2015.03.016

O'Connell, J. (2016). On Keynes on inflation and unemployment. *The European Journal of the History of Economic Thought*, *23*(1), 82–101. https://doi.org/10.1080/09672567.2013.824998

Olamide, E., Ogujiuba, K., & Maredza, A. (2022). Exchange Rate Volatility, Inflation and Economic Growth in Developing Countries: Panel Data Approach for SADC. *Economies*, *10*(3), 67. https://doi.org/10.3390/economies10030067

Pallotti, F., Paz-Pardo, G., Slacalek, J., Tristani, O., & Violante, G. L. (2024). Who bears the costs of inflation? Euro area households and the 2021–2023 shock. *Journal of Monetary Economics*, *148*, 103671. https://doi.org/10.1016/J.JMONECO.2024.103671

Pasimeni, P. (2022). Supply or Demand, that is the Question: Decomposing Euro Area Inflation. *Intereconomics*, *57*(6), 384–393. https://doi.org/10.1007/s10272-022-1092-z

Primiceri, G. E. (2006). Why Inflation Rose and Fell: Policy-Makers' Beliefs and U. S. Postwar Stabilization Policy. *Quarterly Journal of Economics*, *121*(3), 867–901. https://doi.org/10.1162/qjec.121.3.867

Rafei, M., Mamipour, S., & Bahari, N. (2023). Dynamic path through of oil price shocks into inflation in Iran: application of Markov switching and TVP-VAR models. *International Journal of Energy Sector Management*, *17*(6), 1119–1136. https://doi.org/10.1108/IJESM-05-2022-0016

Raza, H., Laurentjoye, T., Byrialsen, M. R., & Valdecantos, S. (2023). Inflation and the role of macroeconomic policies: A model for the case of Denmark. *Structural Change and Economic Dynamics*, *67*, 32–43. https://doi.org/10.1016/J.STRUECO.2023.06.006

Reynard, S. (2023). Central bank balance sheet, money and inflation. *Economics Letters*, *224*, 111028. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2023.111028

Roncaglia de Carvalho, A., Ribeiro, R. S. M., & Marques, A. M. (2018). Economic development and inflation: a theoretical and empirical analysis. *International Review of Applied Economics*, *32*(4), 546–565. https://doi.org/10.1080/02692171.2017.1351531

Ryczkowski, M. (2021). Money and inflation in inflation-targeting regimes–new evidence from time–frequency analysis. *Journal of Applied Economics*, *24*(1), 17-44. https://doi.org/10.1080/15140326.2020.1830461

Sarmah, A., & Bal, D. P. (2021). Does Crude Oil Price Affect the Inflation Rate and Economic Growth in India? A New Insight Based on Structural VAR Framework. *The Indian Economic Journal*, *69*(1), 123–139. https://doi.org/10.1177/0019466221998838

Schwarzer, J. A. (2018). Retrospectives: Cost-Push and Demand-Pull Inflation: Milton Friedman and the "Cruel Dilemma". *Journal of Economic Perspectives*, *32*(1), 195–210. https://doi.org/10.1257/jep.32.1.195

Sharma, P., & Shrivastava, A. K. (2024). Economic Activities and Oil Price Shocks in Indian Outlook: Direction of Causality and Testing Cointegration. *Global Business Review*, *25*(3), 771–790. https://doi.org/10.1177/09721509921990491

Snowdon, B., & Vane, H. R. (2005). *Modern macroeconomics: its origins, development and current state*. Edward Elgar Publishing. https://books.google.de/books?hl=fa&lr=&id=z-c4AgAAQBAJ&oi=fnd&pg=PR1&dq=A+modern+guide+to+macroeconomics++snowdon%E2%80%8F&ots=i5iUgDqVNu&sig=qIQox-tYWYwXpIVCBPxKDdbl0l8v=onepage&q=A%20modern%20guide%20to%20macroeconomics%20%20snowdon%E2%80%8F&f=false

Stantcheva, S. (2024). Why Do We Dislike Inflation? *Brookings Papers on Economic Activity*, *2004*(1), 1–46. https://doi.org/10.1353/eca.2024.a943913

Stella, P. (2021). Interpreting Modern Monetary Reality. *Journal of Applied Corporate Finance*, *33*(4), 8–23. https://doi.org/10.1111/jacf.12475

Takami, N. (2015). The Baffling New Inflation: How Cost-Push Inflation Theories Influenced Policy Debate in the Late-1950s United States. *History of Political Economy*, *47*(4), 605–629. https://doi.org/10.1215/00182702-3321336

Valogo, M. K., Duodu, E., Yusif, H., & Baidoo, S. T. (2023). Effect of exchange rate on inflation in the inflation targeting framework: Is the threshold level relevant? *Research in Globalization*, *6*, 100119. https://doi.org/10.1016/j.resglo.2023.100119

Virbickaite, A., Ausín, M. C., & Galeano, P. (2015). Bayesian inference methods for univariate and multivariate garch models: A survey. *Journal of Economic Surveys*, *29*(1). https://doi.org/10.1111/joes.12046

Williamson, S., & Wright, R. (2010). New Monetarist Economics: Models. *Handbook of Monetary Economics*, *3*(C), 25–96. https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53238-1.00002-8

Wu, L., Li, J., & Zhang, Z. X. (2013). Inflationary effect of oil-price shocks in an imperfect market: A partial transmission input–output analysis. *Journal of Policy Modeling*, *35*(2), 354–369. https://doi.org/10.1016/J.JPOLMOD.2012.01.008

Xiang, L., Zhang, H., Gao, K., & Xiao, Z. (2021). Oil volatility–inflation pass through in China: Evidence from wavelet analysis. *Energy Reports*, *7*, 2165–2177. https://doi.org/10.1016/J.EGYR.2021.04.021

Yang, T., Dong, Q., Du, M., & Du, Q. (2023). Geopolitical risks, oil price shocks and inflation: Evidence from a TVP–SV–VAR approach. *Energy Economics*, *127*, 107099. https://doi.org/10.1016/J.ENECO.2023.107099

Zion, U. Ben, Spiegel, U., & Yagil, J. (1993). Inflation, investment decisions and the Fisher Effect. *International Review of Economics & Finance*, *2*(2), 195–206. https://doi.org/10.1016/1059-0560(93)90023-J