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

Predicting the Effects of Fiscal Policies on Greenhouse Emissions (CO2) in Iran: Bayesian Vector Auto Regression (BVAR) Approach

Ebrahim Ghaed[1] | Mohammad Taher Ahmadi Shadmehri[2*] | Mahdi Khodaparast Mashhadi[3] | Narges Salehnia[4]

1. Ph.D. Student Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran. E-mail: Ebrahimghaed@mail.um.ac.ir (0000-0003-2113-8378)
2. Corresponding Author, Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran. E-mail: shadmhri@um.ac.ir (0000-0003-2860-2866)
3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran. E-mail: m_khodaparast@um.ac.ir (0000-0003-2670-8720)
4. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran. E-mail: n.salehnia@um.ac.ir (0000-0002-7505-5335)

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
Received: 21 Dec 2025
Received in revised form:
14 Sep. 2025

Accepted:26 Aug. 2025

Keywords:
Fiscal Policies,
Greenhouse Emissions(CO2),
Bayesian Model Averaging,
Bayesian model.

JEL:
E62, Q53, C22

ABSTRACT

The main purpose of this study is to predicting the effects of fiscal policies on greenhouse emissions in Iran from 1991 to 2021. To achieve this, bayesian model averaging (BMA) and Bayesian vector auto regression (BVAR) approaches were employed. The results indicate that out of 14 fiscal policy variables, the top five models with the highest posterior probabilities were identified using the aforementioned methods. The most effective models included variables such as financial asset acquisitions, oil revenues, corporate taxes, wealth taxes, current expenditures, and other revenues. Subsequently, the impact of these variables on CO2 emissions was analyzed over 10 periods using the BVAR method. The impulse response function results revealed that shocks to the financial asset acquisitions, oil revenues, wealth taxes, current expenditures, and other revenues had positive effects on CO2 emissions, with the most significant impact stemming from shocks to financial asset acquisitions. Conversely, only shocks to the corporate taxes demonstrated a negative effect. Additionally, the variance decomposition of CO2 emission forecast errors indicated that the oil revenues and wealth taxes played the most significant roles in explaining forecast errors, with their contributions increasing during intermediate periods.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

Cite this article: Ghaed, Ebrahim., Ahmadi Shadmehri, Mohammad Taher., Khodaparast Mashhadi, Mahdi., & Salehnia, Narges. (2024). Predicting the Effects of Fiscal Policies on Greenhouse Emissions (CO2) in Iran: Bayesian Vector Auto Regression (BVAR) Approach. *Journal of Economic Modeling Research*, 15 (56), 2024, 26-71. DOI: 0000000000000000000

© The Author(s).
Publisher: Kharazmi University
DOI: 00000000000000000000000000
Journal of Economic Modeling Research, Vol, 15, No. 56, 2024, pp. 26-71.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

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

پیش‌بینی اثرات سیاست‌های مالی بر انتشار گازهای گلخانه‌ای (CO2) در ایران: رهیافت الگوی خود رگرسیون برداری بیزی (BVAR)

ابراهیم قائد[۱] | محمدطاهر احمدی شادمهری*[۲] | مهدی خداپرست مشهدی[۳] | نرگس صالح نیا[۴]

۱.دانشجوی دکتری گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران.
رایانامه: Ebrahimghaed@mail.um.ac.ir (0000-0003-2113-8378)

۲. نویسنده مسئول، استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد ایران.
رایانامه: shadmhri@um.ac.ir (0000-0003-2860-2866)

۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد ایران.
رایانامه: m_khodaparast@um.ac.ir (0000-0003-2670-8720)

۴. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد ایران.
رایانامه: n.salehnia@um.ac.ir (0000-0002-7505-5335)

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:
مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت:
۱۴۰۳/۱۰/۱

تاریخ ویرایش:
۱۴۰۴/۰۶/۲۶

تاریخ پذیرش :
۱۴۰۴/۰۶/۰۴

واژه‌های کلیدی:
سیاست‌های مالی، انتشارگازهای گلخانه‌ای (CO2)، روش میانگین‌گیری بیزی، مدل بیزی.

طبقه‌بندی JEL:
E62, Q53, C22

چکیده

هدف اصلی این پژوهش، پیش‌بینی اثرات سیاست‌های مالی بر انتشار گازهای گلخانه‌ای (CO2) در ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ است. در این راستا، از روش میانگین‌گیری بیزی (BMA) و الگوی خود رگرسیون برداری بیزی (BVAR) بهره گرفته شد. نتایج نشان می‌دهد که با استفاده از روش مذکور، از بین ۱۴ متغیر سیاست‌های مالی، پنج مدل اول با بیشترین احتمال وقوع پسین استخراج شد. بهترین نتایج به مدل‌هایی تعلق داشت که شامل متغیرهای تملک دارایی‌های مالی، درآمد نفت، مالیات اشخاص حقوقی، مالیات بر ثروت، پرداخت‌های جاری و سایر درآمدها بودند. در ادامه، به‌کمک روش BVAR تأثیر این متغیرها بر انتشار CO2 در ۱۰ دوره بررسی شد. نتایج تابع واکنش آنی نشان داد که شوک‌های تملک دارایی‌های مالی، درآمد نفت، مالیات بر ثروت، پرداخت‌های جاری و سایر درآمدها، اثرات مثبتی بر انتشار داشته‌اند که بیشترین اثر مربوط شوک تملک دارایی‌های مالی است. در مقابل، تنها شوک مالیات اشخاص حقوقی، اثر منفی را نشان داد. همچنین، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی انتشار CO2 نشان داد که متغیرهای درآمد نفت و مالیات بر ثروت بیشترین نقش را در توضیح خطای پیش‌بینی دارند و در دوره‌های میانی سهم این متغیرها افزایش می‌یابند.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

استناد: قائد، ابراهیم؛ احمدی شادمهری، محمد طاهر؛ خداپرست مشهدی، مهدی و صالح نیا، نرگس (۱۴۰۴). پیش‌بینی اثرات سیاست‌های مالی بر انتشار گازهای گلخانه‌ای (CO2) در ایران: رهیافت الگوی خود رگرسیون برداری بیزی (BVAR)، *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*۱۵ (۵۶)، ۲۶-۷۱. DOI: 00000000000000000000

ناشر: دانشگاه خوارزمی. © نویسندگان.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

۱. مقدمه

طی سال‌های اخیر، افزایش گازهای گلخانه‌ای و دیگر آلاینده‌های زیست‌محیطی به گرم شدن زمین و ایجاد نگرانی‌هایی درباره پیامدهای منفی آن بر کیفیت محیط‌زیست منجر شده است. این موضوع توجه پژوهشگران را به شناسایی عوامل مؤثر بر آلودگی محیط‌زیست جلب کرده است. در این میان، سیاست‌های مالی دولت‌ها به‌عنوان عواملی با تأثیر بالقوه بر آلودگی و کیفیت محیط‌زیست، از منظر نظری و تجربی اهمیت ویژه‌ای یافته‌اند (نونگ و همکاران[1]، ۲۰۲۱). افزایش فعالیت‌های اقتصادی، به‌ویژه در کشورهای صنعتی و در حال توسعه، منجر به افزایش مصرف انرژی‌های فسیلی شده که از اصلی‌ترین منابع انتشار CO2 به شمار می‌آید. این امر موجب نگرانی‌های زیست‌محیطی در سطح جهانی شده و تأکید بر نقش سیاست‌های مالی در کاهش این اثرات اهمیت بیشتری پیدا کرده است (هالکوس و پایزانوس[2]، ۲۰۱۶).

مطالعات نظری و تجربی بسیاری نشان می‌دهند که اندازه دولت و سیاست‌های مالی با تأثیر بر قیمت‌ها، الگوهای تولید و مصرف و تخصیص منابع، می‌توانند بهبود یا تشدید آلودگی زیست‌محیطی را به دنبال داشته باشند. با توجه به این موارد، می‌توان استدلال نمود که سیاست‌های کلان اقتصادی به ویژه سیاست‌های مالی تأثیر چشمگیری بر کیفیت محیط‌زیست دارند؛ اما این ارتباط در بسیاری از پژوهش‌ها کمتر مورد توجه قرار گرفته است. از یک سو، سیاست‌های مالی مؤثر می‌توانند با تشویق به استفاده از فناوری‌های دوستدار محیط زیست و تغییر رفتار مصرف‌کنندگان، به کاهش انتشار CO2 منجر شوند. از سوی دیگر، نبود سیاست‌های کارآمد و طراحی نامناسب آن‌ها می‌تواند منجر به تشدید مصرف منابع تجدیدناپذیر و افزایش آلودگی شود (زنگ و همکاران[3]، ۲۰۲۴).

در زمینه بررسی تأثیر سیاست‌های مالی بر انتشار CO2 می‌توان بیان کرد که برخی معتقدند که سیاست‌های مالی می‌توانند موجب افزایش انتشار CO2 شوند و مطالعات تجربی انجام شده نظیر

[1]. Nong et al
[2]. Halkos and Paizanos
[3]. Zeng et al

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

مطالعات کاتیرچی اوغلو و کاتیرچی اوغلو[1](۲۰۱۸)، یولان و همکاران[2] (۲۰۱۹)، انسر و همکاران[3] (۲۰۲۰)، آیک و همکاران[4] (۲۰۲۰) و مطالعات داخلی نظیر حکمتی فرید و همکاران (۱۳۹۶) وکریمی خرمی (۱۴۰۱) یک رابطه یک‌طرفه بین سیاست های مالی و انتشار CO2 را نتیجه‌گیری کرده‌اند به این صورت که در مراحل اولیهٔ فرآیند صنعتی شدن، با توجه به اولویت بالای تولید ملی و سطح اشتغال نسبت به محیط‌زیست پاک، دولت مخارج بالایی را در جهت استفاده از منابع طبیعی و سوخت‌های فسیلی برای رسیدن به رشد اقتصادی بالا انجام می‌دهد که این عامل موجب می‌شود تا انتشار CO2 گسترش یابد در این مرحله، با توجه به درآمد سرانه پایین، بنگاه‌های اقتصادی قادر به تأمین مالی هزینه‌های کاهش آلودگی نیستند و به نوعی آثار محیط‌زیست در فرایند رشد اقتصادی نادیده گرفته می‌شوند. درحالی‌که مطالعات دیگری، توسط اقتصاددانان انجام شده است که بعضاً نتیجه عکس را برآورد نموده‌اند و معتقدند که سیاست‌های مالی می‌توانند موجب کاهش انتشار CO2 شوند. از جمله این مطالعات می‌توان به مطالعات هالکوس و پایزانوس[5] (۲۰۱۶)، چشتی و همکاران[6] (۲۰۲۱)، عباس و همکاران[7] (۲۰۲۲)، لی و همکاران[8] (۲۰۲۴) و مطالعات داخلی نظیر کاظم پور چورس و همکاران (۱۳۹۵) و جهانگرد و همکاران (۱۳۹۸) اشاره نمود.

به نظر می‌رسد که رابطه بین سیاست‌های اقتصادی از جمله سیاست مالی و انتشار CO2 موضوعی است که نیازمند بررسی بیشتر است. زیرا که بررسی این عوامل می‌تواند تبیین‌کننده سیاست‌هایی برای بهبود وضعیت این شاخص مهم زیست محیطی برای کشور ایران باشد. بنابراین، این پژوهش به پیش‌بینی اثرات سیاست‌های مالی بر انتشار CO2 در ایران می‌پردازد. همچنین اینکه هنگام اولویت‌بندی بین سیاست‌های مالی بر انتشار CO2، کدام یک از متغیرهای سیاست‌های مالی، در اولویت بیشتری قرار دارند؟ و اینکه احتمال اثرگذاری سیاست‌های مالی بر انتشار CO2 در ایران

1. Katircioglu and Katircioglu
2. Yuelan et al
3. Anser et al
4. Ike et al
5. payzanous
6. Chishti et al
7. Abbass et al
8. Lee et al

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

چگونه است؟ به عنوان دغدغه اصلی این مطالعه مطرح شده است. بر مبنای مزیت‌های ذکر شده بر اساس بررسی‌های صورت گرفته یکی از نخستین مطالعاتی خواهد بود که با به کارگیری روش میانگین‌گیری بیزی[1] (BMA) و الگوی خود رگرسیون برداری بیزی[2] (BVAR) در طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ پیش‌بینی اثرات سیاست‌های مالی بر انتشار CO2 در ایران را مورد توجه و بررسی قرار می‌دهد تا کارایی و اثر بخشی این سیاست‌ها در شرایط مختلف مورد بحث و بررسی قرارگرفته و با اولویت‌بندی ابزارهای سیاست‌های مالی اثرات آنها را قبل از اجرا بتوان تحلیل نمود.

سازمان‌دهی این پژوهش به این صورت است که پس از مقدمه به تبیین مبانی نظری در بخش دوم پرداخته شده است. بخش سوم به مروری بر پیشینه پژوهش اختصاص یافته است. بخش چهارم معرفی مدل پژوهش و روش پژوهش بخش پنجم یافته‌های تجربی و تفسیر نتایج و نهایتاً در بخش پایانی به بحث و نتیجه‌گیری پرداخته شده است.

۲. مبانی نظری

انتشار گازهای گلخانه‌ای به عنوان یک مسأله جهانی در حال حاضر به عرصه سیاست‌های کشورهای مختلف نیز کشیده شده است (عاقلی و همکاران، ۱۳۹۳). فرآیند صنعتی شدن جوامع سبب افزایش مصرف سوخت‌های فسیلی در بخش‌های تولید و حمل و نقل شده است. احتراق این سوخت‌ها منجر به آزاد شدن دی اکسیدکربن در جو می‌گردد. با پیشرفت علم و تکنولوژی، فعالیت‌های بشر به تولید ضایعات، پسماندها، گازهای آلوده و دیگر عواملی می‌انجامد که به طور مستقیم و غیرمستقیم اثرات زیان‌بار قابل توجهی بر زندگی انسان‌ها و محیط زیست دارند (لی و لین[3]، ۲۰۱۵). مهم‌ترین مسأله زیست‌محیطی در حال حاضر، گرمایش جهانی و تغییرات آب و هوایی است. افزایش تدریجی دمای کره زمین عمدتاً به دلیل انتشار گازهای گلخانه‌ای به وقوع می‌پیوندد. دی‌اکسیدکربن با سهم ۵۸/۸ درصد از کل گازهای گلخانه‌ای، بزرگ‌ترین آلاینده به شمار می‌آید (جعفری پرویز خانلو، ۱۴۰۰). بر اساس پیش‌بینی‌های گروه بین‌المللی تحقیقات تغییر اقلیم جهانی، در صورت ادامه روند کنونی انتشار گازهای گلخانه‌ای، به ویژه دی‌اکسیدکربن، دمای جهانی تا سال ۲۱۰۰ بین ۱/۴ تا ۵/۸ درجه

[1]. Bayesian Model Averaging (BMA)
[2]. Bayesian Vector Autoregression (BVAR)
[3]. Li and Lin

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

سانتی‌گراد افزایش خواهد یافت. این پدیده باعث بالا آمدن سطح دریاها و تغییرات شدید در الگوهای جوی خواهد شد (فطرس و همکاران، ۱۳۹۱). انتشار دی‌اکسیدکربن در ایران در چند دهه گذشته به طور چشمگیری افزایش یافته است، به طوری که در بازه زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰، نرخ رشد سالیانه انتشار دی اکسیدکربن در ایران به ۶ درصد رسید. این میزان رشد، ایران را در دسته کشورهای با نرخ بالای انتشار گازهای گلخانه‌ای در مقایسه با روند جهانی قرار می‌دهد (مهدوی و امیر بابایی، ۱۳۹۴). بنابراین، در دنیای امروزی که رشد و توسعه اقتصادی از اهداف کلان و بنیادین کشورها به شمار می‌رود و در کنار آن، حفاظت از محیط‌زیست برای تحقق توسعه پایدار اهمیت دارد، مدیریت و کنترل انتشار آلاینده‌های زیست‌محیطی در کشوری چون ایران نیز به یکی از مسائل اساسی تبدیل شده است. اقتصاد ایران، با تکیه بر منابع انرژی فسیلی، به‌شدت تحت تأثیر سیاست‌های مالی قرار دارد. سیاست‌های مالی از طریق تنظیم هزینه‌های دولت، تخصیص بودجه به بخش‌های مختلف اقتصادی و تعیین الگوهای درآمدی مانند مالیات‌ها و یارانه‌ها، می‌توانند اثرات قابل‌توجهی بر انتشار CO2داشته باشند. از این‌رو، به منظور تبیین دقیق‌تر مفاهیم مورد استفاده در این پژوهش و فراهم‌سازی زمینه‌ای روشن برای درک روابط میان متغیرها، تعاریف کلیدی مرتبط به شرح زیر ارائه می‌شود.

- **گازهای گلخانه‌ای**: به دسته‌ای از گازهای موجود در جو زمین اطلاق می‌شود که توانایی جذب و بازتاب مجدد پرتوهای فروسرخ[1] ناشی از تابش خورشید را دارند. این فرآیند موجب حفظ گرما در جو و افزایش دمای سطح زمین می‌شود که به پدیده‌ای تحت عنوان اثر گلخانه‌ای[2] منجر می‌گردد. مهم‌ترین گازهای گلخانه‌ای شامل دی‌اکسید کربن (CO4)، متان (CH4) ، اکسید نیتروژن (N2O) و گازهای فلورینه[3] شده می‌باشند. در میان این گازها، دی‌اکسید کربن (CO2) به دلیل سهم بالای آن در انتشار ناشی از فعالیت‌های انسانی، به‌ویژه در حوزه‌های انرژی، حمل‌ونقل و صنایع، مهم‌ترین و پرکاربردترین شاخص در ارزیابی اثرات زیست‌محیطی سیاست‌های اقتصادی و زیست‌محیطی تلقی می‌شود. به همین دلیل، در این

[1]. Infrared
[2]. Greenhouse Effect
[3]. Fluorinated Gases

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

پژوهش CO2 به عنوان نماینده اصلی گازهای گلخانه‌ای مورد بررسی قرار گرفته است (لی و لین، ۲۰۱۵).

- **رشد اقتصادی پایدار**[1]: به رشد مداوم و متوازن تولید ناخالص داخلی (GDP) اطلاق می‌شود که بدون آسیب رساندن به ظرفیت‌های زیست‌محیطی، منابع طبیعی و عدالت اجتماعی، قادر به پاسخگویی به نیازهای اقتصادی حال و آینده جامعه باشد. این نوع رشد نه‌تنها به افزایش کمی تولید و درآمد ملی توجه دارد، بلکه به کارآمدی بهره‌برداری از منابع، کاهش نابرابری‌های اجتماعی و کنترل اثرات منفی زیست محیطی نیز متعهد است. در واقع، رشد اقتصادی پایدار به‌گونه‌ای طراحی می‌شود که تعادل میان توسعه اقتصادی، حفظ محیط‌زیست و رفاه اجتماعی نسل‌های حال و آینده را برقرار کند (واسیلیوا و همکاران[2]، ۲۰۱۹).
- **توسعه پایدار**[3]: به فرآیند تحول اقتصادی، اجتماعی و زیست‌محیطی اطلاق می‌شود که با هدف برآوردن نیازهای نسل کنونی، بدون به خطر انداختن ظرفیت نسل‌های آینده برای تأمین نیازهای مشابه، طراحی می‌شود. این مفهوم بر تعادل میان سه بُعد اصلی توسعه یعنی پیشرفت اقتصادی، عدالت اجتماعی و حفاظت محیط‌زیست تأکید دارد. توسعه پایدار فراتر از رشد اقتصادی صرف، مستلزم طراحی و اجرای سیاست‌هایی است که هم‌زمان بتوانند رفاه انسانی، حفظ تنوع زیستی، عدالت بین‌نسلی و کارایی در استفاده از منابع طبیعی را تضمین کنند (آیتکازینا و همکاران[4]، ۲۰۱۹).
- **الگوهای بهینه**[5]: به مجموعه‌ای از راهبردها، سیاست‌ها یا ساختارهای تصمیم‌گیری اطلاق می‌شود که با حداقل هزینه منابع و حداکثر اثربخشی، قادرند اهداف چندگانه‌ای مانند کاهش انتشار آلاینده‌ها، حفظ پایداری محیط‌زیست و دستیابی به رشد اقتصادی پایدار را به‌طور هم‌زمان محقق سازند. این الگوها معمولاً با بهره‌گیری از روش‌های تحلیلی و مدل‌سازی اقتصادی-زیست‌محیطی استخراج شده و به عنوان ابزار تصمیم‌سازی در سیاست‌گذاری‌های

[1]. Sustainable Economic Growth
[2]. Vasylieva et al
[3]. Sustainable Development
[4]. Aitkazina et al
[5]. Optimal Patterns

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

کلان و بخشی مورد استفاده قرار می‌گیرند. هدف از انتخاب الگوهای بهینه، ایجاد توازن کارآمد میان منافع اقتصادی و الزامات زیست‌محیطی در فرآیند توسعه است (هو و یو[1]، ۲۰۲۲).

- **پروژه‌های پایدار**[2]: به آن دسته از طرح‌ها و برنامه‌های اجرایی اطلاق می‌شود که در تمامی مراحل چرخه عمر خود – از طراحی و برنامه‌ریزی تا اجرا، بهره‌برداری و ارزیابی – به اصول پایداری زیست‌محیطی، کارایی منابع، عدالت اجتماعی و پایداری اقتصادی پایبند هستند. این پروژه‌ها با هدف حداقل‌سازی اثرات منفی زیست‌محیطی (مانند کاهش گازهای گلخانه‌ای و مصرف منابع طبیعی)، افزایش بهره‌وری انرژی و افزایش مشارکت و منافع عمومی طراحی می‌شوند و نقش مهمی در تحقق اهداف توسعه پایدار ایفا می‌کنند (هازمبا و هالوگ[3]، ۲۰۲۱).

از آنجا که سیاست‌های مالی می‌توانند به طور مستقیم یا غیرمستقیم بر رفتار مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان تأثیر گذاشته و در نهایت موجب افزایش یا کاهش انتشار CO2 شوند، شناسایی دقیق ارتباط میان سیاست‌های مالی و انتشار CO2 در ایران امری ضروری است. بنابراین، در ادامه به تبیین رابطه میان سیاست‌های مالی و انتشار گازهای گلخانه‌ای (CO2) پرداخته می‌شود.

۱-۲. رابطه بین سیاست‌های مالی و انتشار گازهای گلخانه‌ای (CO2)

تفسیر هر سیاست بر روی محیط‌زیست از طریق تولید صورت می‌گیرد. رابطه میان سیاست‌های مالی و انتشار CO2 بسته به شرایط اقتصادی و نحوه به کارگیری این سیاست‌ها پیچیده و چندبعدی است؛ به طوری که در برخی موارد، سیاست‌های مالی می‌توانند باعث افزایش انتشار CO2 شوند و در برخی شرایط نیز ممکن است به طور ناخواسته منجر به کاهش انتشار CO2 شوند (یلانچی و پاتا[4]، ۲۰۲۲). جان مینارد کینز[5] به عنوان یکی از مهم‌ترین نظریه‌پردازان این حوزه، سیاست‌های مالی را ابزاری مؤثر برای مدیریت تقاضای کل و تولید ملی می‌دانست. کینز معتقد بود افزایش مخارج دولت یا کاهش مالیات‌ها می‌تواند منجر به افزایش تقاضای کل و رشد اقتصادی شود. این رشد اقتصادی

1. Ho & Yu
2. Sustainable Projects
3. Hazemba & Halog
4. Yilanci and Pata
5. Keynes

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

به نوبه خود ممکن است مصرف انرژی و انتشار گازهای گلخانه‌ای از جمله دی‌اکسید کربن (CO_2) را افزایش دهد، زیرا تولید و حمل ونقل بیشتر معمولاً با مصرف سوخت‌های فسیلی همراه است (ماسگریو[1]، ۱۹۸۷ و منکیو و همکاران[2]، ۲۰۰۷).

در همین راستا، کینزی‌های جدید نیز بر تأثیر سیاست‌های مالی بر تقاضای کل تأکید دارند. آنها معتقدند که مخارج دولت بر زیرساخت‌ها و فناوری می‌تواند هم باعث افزایش بهره‌وری شود و هم به رشد اقتصادی پایدار کمک کند. با این حال، اگر این سیاست‌ها به گونه‌ای طراحی شوند که بیشتر بر مصرف سوخت‌های فسیلی متمرکز باشند، ممکن است به انتشار بیشتر CO_2 منجر شوند. از سوی دیگر، سرمایه‌گذاری در فناوری‌های پاک و انرژی‌های تجدیدپذیر می‌تواند نقش معکوسی ایفا کرده و انتشار گازهای گلخانه‌ای را کاهش دهد (کرایست[3]، ۱۹۶۷ و پالی[4]، ۲۰۱۳). مکتب اقتصادی نئوکلاسیک‌ها نظری متفاوت ارائه می‌کند. آنها معتقدند که سیاست‌های مالی می‌توانند از طریق تغییر رفتار تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان بر انتشار گازهای گلخانه‌ای تأثیر بگذارند. برای مثال، افزایش مالیات‌ها بر مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر می‌تواند هزینه‌های استفاده از این منابع را افزایش داده و مصرف آنها را کاهش دهد. این امر می‌تواند به کاهش انتشار CO_2 منجر شود. اما اگر مالیات‌ها بدون برنامه‌ریزی دقیق اعمال شوند، ممکن است فشار اقتصادی بر بخش تولید وارد کرده و منجر به کاهش رشد اقتصادی شود که خود تأثیرات زیست‌محیطی غیرمستقیمی دارد (کاوشال و پاتاک[5]، ۲۰۱۵). از دیدگاه اقتصاد دانان محیط زیستی مانند استرن[6]، سیاست‌های مالی نقش کلیدی در مبارزه با تغییرات اقلیمی دارند. استرن پیشنهاد می‌دهد که دولت‌ها باید با اعمال مالیات کربن، هزینه‌های زیست‌محیطی را به طور مستقیم به قیمت سوخت‌های فسیلی اضافه کنند. این سیاست می‌تواند به کاهش مصرف انرژی‌های آلاینده و تشویق به استفاده از منابع تجدیدپذیر منجر شود. وی همچنین بر اهمیت سرمایه‌گذاری دولت‌ها در تحقیق و توسعه فناوری‌های سبز تأکید می‌کند تا امکان کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای فراهم شود (استرن، ۲۰۰۶). نظریه چرخه واقعی

1. Musgrave
2. Mankiw et al
3. Christ
4. Palley
5. Kaushal and Pathak
6. Stern

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

کسب و کار[1] (RBC) نیز به نحوی به رابطه سیاست های مالی و محیط زیست مرتبط است. این نظریه بیان می‌کند که سیاست‌های مالی می‌توانند چرخه‌های تجاری را تحت تأثیر قرار داده و به طور غیرمستقیم بر مصرف انرژی و انتشار CO2 اثر بگذارند. برای مثال، در دوره‌های رکود، افزایش مخارج دولت می‌تواند تقاضای کل را تحریک کرده و منجر به افزایش فعالیت‌های اقتصادی و مصرف انرژی شود. این موضوع می‌تواند چالش‌هایی برای کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای ایجاد کند (کواک[2]، ۲۰۱۴ و چان[3]، ۲۰۲۰). در مقابل، مکتب اقتصاد سبز بر این باور است که سیاست‌های مالی باید به جای تحریک رشد اقتصادی مبتنی بر سوخت‌های فسیلی، به سمت توسعه پایدار هدایت شوند. این دیدگاه توصیه می‌کند که دولت‌ها از طریق یارانه دادن به انرژی‌های پاک و افزایش مالیات بر انرژی‌های تجدیدناپذیر، رفتار مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان را تغییر دهند. این رویکرد نه تنها به کاهش انتشار CO2 کمک می‌کند، بلکه باعث می‌شود منابع طبیعی برای نسل‌های آینده حفظ شوند (چین[4]، ۲۰۲۱).

تأثیر سیاست‌های مالی بر انتشار CO2 به طراحی و اجرای آنها بستگی دارد. اگر این سیاست‌ها به گونه‌ای تدوین شوند که علاوه بر دستیابی به اهداف اقتصادی، اثرات زیست‌محیطی را نیز در نظر بگیرند، می‌توانند به طور همزمان به رشد اقتصادی پایدار و کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای منجر شوند. اما در صورت بی‌توجهی به مسائل زیست محیطی، ممکن است سیاست‌های مالی اثرات منفی بر محیط زیست داشته باشند و روند گرمایش جهانی را تشدید کنند (آیک و همکاران، ۲۰۲۰). یکی از نکات کلیدی در بررسی رابطه سیاست‌های مالی و انتشار CO2، دوره زمانی این تأثیرات است. در کوتاه‌مدت، تغییرات سیاست‌های مالی ممکن است به تغییر سریع در مصرف انرژی و انتشار CO2 منجر شود. اما در بلندمدت، این سیاست‌ها می‌توانند از طریق تغییر در ساختار اقتصادی و الگوهای مصرف انرژی تأثیرات پایدارتری بر جای بگذارند. بنابراین، ارزیابی دقیق این رابطه نیازمند در نظر گرفتن تأثیرات کوتاه‌مدت و بلندمدت است (ستایش و همکاران، ۱۳۹۹). بنابراین، با

[1]. Real business-cycle theory (RBC)
[2]. Kwak
[3]. Chan
[4]. Chien

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

توجه به اینکه سیاست‌های مالی ابتدا بر تولید و سپس بر محیط‌زیست تأثیر می‌گذارند، ضروری است این سیاست‌ها به گونه‌ای طراحی شوند که ضمن تحقق اهداف اقتصادی، مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر را کاهش داده و سرمایه‌گذاری در فناوری‌های پایدار را تشویق کنند. تنها با اتخاذ چنین رویکردی جامع می‌توان به توسعه اقتصادی پایدار دست یافت و اثرات منفی زیست‌محیطی را به حداقل رساند.

۳. پیشینه تحقیق

در این بخش، آنچه که به عنوان پیشینه موضوع بدان اشاره خواهد شد ترکیبی از مطالعات در دسترس در حوزه‌ی پیش‌بینی اثرات سیاست‌های مالی بر انتشار گازهای گلخانه‌ای (CO2) هستند.

هالکوس و پایزانوس (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای به ارزیابی اثرات سیاست مالی بر انتشار CO2 در ایالات متحده آمریکا با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری[1] (VAR) در طی دوره ۲۰۱۳-۱۹۷۳ پرداختند. نتایج نشان داد که اجرای سیاست مالی انبساطی از طریق افزایش هزینه‌های دولتی، تأثیری کاهشی بر انتشار گازهای گلخانه‌ای از هر دو منبع آلودگی دارد. در مقابل، کاهش مالیات مبتنی بر کسری بودجه با افزایش انتشار CO2 ناشی از مصرف همراه است. بنابراین الگوی دقیق اثرات به منبع انتشار، به نوع سیاست مالی اجرا شده و همچنین نوع هزینه‌های دولتی بستگی دارد.

چشتی و همکاران (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به ارزیابی تأثیر سیاست‌های مالی و پولی بر انتشار CO2 در اقتصادهای بریکس با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی[2] (OLS)، رویکرد گروه میانگین تلفیقی[3] (PMG) و مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی گسترده (ARDL) در طی دوره ۲۰۱۴-۱۹۸۵ پرداختند. یافته‌ها نشان داد که اول، سیاست مالی انبساطی انتشار CO2 را تشدید می‌کند. با این حال، سیاست مالی انقباضی به‌عنوان یک اقدام مؤثر برای کاهش انتشار CO2 عمل می‌کند. دوم، سیاست‌های پولی انبساطی و انقباضی نیز به ترتیب کیفیت محیط‌زیست را بدتر و بهبود می‌بخشد. سوم، مجموع هزینه‌های مصرف کننده داخلی و سوخت‌های فسیلی ارتباط مثبتی با آلودگی دارند. چهارم، انرژی‌های تجدیدپذیر منجر به کاهش انتشار CO2 می‌شود.

[1].Vector Autoregressions (VAR)
[2]. Ordinary Least Squares regression (OLS)
[3]. The Long run and Short Run Pool Mean Group (PMG)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

عباس و همکاران (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای به بررسی اثرات سیاست مالی بر آلودگی محیط‌زیست در پاکستان با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری (VAR) در طی دوره ۲۰۱۸-۱۹۷۶ پرداختند. نتایج نشان داد که هزینه‌های دولت در بخش‌های عمومی (آموزش و سلامت) اثر کاهشی بر انتشار CO2 داشته است و درآمد دولت که از مالیات‌ها جمع‌آوری می‌شود، اگرچه رشد اقتصادی را بهبود می‌بخشد اما آلودگی محیط‌زیستی را افزایش می‌دهد. در پاکستان، یک سناریوی سیاست مالی اجرا شده است که هزینه‌های دولت را برای کاهش اثرات انتشار CO2 افزایش می‌دهد. بنابراین، سیاست‌گذاران باید جهت‌گیری صحیح را برای توزیع امکان پذیر منابع در هر بخش دولتی از طریق ساختاری قدرتمند ارائه دهند که در نهایت منجر به کاهش انتشار CO2 شود.

لی و همکاران (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر سیاست مالی سبز بر انتشار کربن در بنگاه‌های اقتصادی چین با استفاده از روش تفاوت در اختلافات[1] (DID) و بهره‌گیری از یک مجموعه داده پانلی منحصر به فرد در سطح خرد در طی دوره ۲۰۲۲ -۲۰۰۹ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که سیاست مالی سبز نقش مهمی در کاهش انتشار کربن بنگاه‌های تولیدی در شهرهای پایلوت ایفا کرده است. این امر از طریق افزایش یارانه‌های مالی به بنگاه‌ها، تقویت فعالیت‌های تحقیق و توسعه و کاهش قابل‌توجه در سطح و شدت مصرف انرژی حاصل شده است. علاوه بر این، اثر منفی سیاست مالی سبز بر عملکرد انتشار کربن در بنگاه‌های تولیدی در مناطقی با فشار مالی محلی بالا و عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی بیشتر، صنایع با انتشار بالا و سرمایه‌بر و بنگاه‌های تولیدی دولتی و غیر بازرگانی مشهودتر است. در نهایت، سیاست مالی سبز تأثیر معناداری بر تولید و ارزش افزوده بنگاه‌ها ندارد، اما به کاهش سطح انتشار مجموعه‌ای از آلاینده‌ها کمک می‌کند.

کاظم پور چورس و همکاران (۱۳۹۵) بررسی تأثیر سیاست‌های مالی بر انتشار گاز CO2 در ایران به تفکیک در بخش تولید و مصرف با استفاده از مدل خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی گسترده[2] (ARDL) در طی دوره ۱۳۹۱-۱۳۵۷پرداختند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که مخارج دولت به‌عنوان یکی از مهم‌ترین شاخص‌های سیاست مالی دولت دارای اثر منفی و معنی‌داری بر

[1]. Difference-In-Difference Method (DID)
[2]. Autoregressive Distributed Lag Stationarity Model (ARDL)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

میزان انتشار گاز CO2 در هر دو بخش تولید و مصرف می‌باشد و درآمد دولت با میزان انتشار در بخش مصرف رابطه مستقیم و معنی‌داری دارد.

حکمتی فرید و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی اثر غیرمستقیم سیاست مالی بر کیفیت محیط‌زیست در کشورهای در حال توسعه با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی[1] (PSTR) در طی دوره ۲۰۱۴-۱۹۹۰ پرداختند. نتایج نشان داد که رابطه غیرخطی بین متغیرهای توضیحی و انتشار CO2وجود داشته و اندازه دولت به صورت غیر مستقیم در نحوه اثرگذاری مصرف انرژی، جمعیت و تولید ناخالص سرانه بر انتشار گاز دی‌اکسیدکربن مؤثر است. مقدار آستانه‌ای متغیر انتقال برابر ۲/۰۰۵۲ و پارامتر شیب برابر ۱۴/۵۳۲ برآورد شده است. همچنین بر اساس نتایج، لحاظ نمودن تنها یک تابع انتقال با یک حد آستانه‌ای برای برآورد غیرخطی مدل کفایت می‌کند. در رژیم اول مصرف انرژی، جمعیت و تولید ناخالص داخلی دارای تأثیر مثبت و معناداری بر انتشار دی‌اکسیدکربن بوده که این تأثیر با عبور از حد آستانه‌ای و در رژیم دوم برای دو متغیر مصرف انرژی و جمعیت بیشتر شده است. در این رژیم نیز اثر تولید ناخالص داخلی سرانه بر انتشار کماکان CO2 مثبت بوده ولی مقدار آن در مقایسه با رژیم اول کاهش یافته است.

جهانگرد و همکاران (۱۳۹۸) به مقایسه آثار اقتصادی به کارگیری مالیات بر انتشار کربن و مالیات بر قیمت انرژی در اقتصاد ایران با استفاده از مدل تعادل عمومی قابل محاسبه[2] (CGE) در طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۵۸ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد، این دو نوع مالیات بر قیمت‌های نسبی حامل‌های انرژی به شکل متفاوتی تأثیرگذارند. هر دو نوع مالیات باعث کاهش انتشار می‌شود اما مالیات بر کربن با اخذ مقادیر کمتر مالیات به ازای مقدار یکسان کاهش انتشار، از مالیات بر قیمت انرژی کاراتر است. بر اساس یافته‌های این پژوهش، استفاده از مالیات بر کربن توأم با باز توزیع درآمد، سیاستی مناسب برای کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای و عمل به تعهدات بین‌المللی ایران است.

کریمی خرمی (۱۴۰۱) در مطالعه‌ای تأثیر سیاست‌های مالی بر آلودگی‌های زیست محیطی در ایران با استفاده از مدل رگرسیون خطی چند متغیره[3] (MLR) در طی دوره زمانی ۱۳۹۹-۱۳۹۰

[1]. Panel Smooth Transition Regression Model (PSTR)
[2]. Computable General Equilibrium Model (CGE)
[3]. Multiple Linear Regression Model (MLR)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

بررسی نمود. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که کل هزینه‌های دولتی، کل درآمدهای دولتی و تولید ناخالص داخلی، تأثیر مستقیم و معنی‌داری بر افزایش گاز دی اکسیدکربن و آلودگی‌های زیست محیطی دارند و نرخ بهره تأثیر معنی‌داری ندارد. بنابراین سیاست‌های مالی دولت باید بازنگری اساسی داشته باشد تا روند فعلی افزایش گاز دی اکسیدکربن و آلودگی‌های زیست محیطی تغییر پیدا کند.

خلیلیان و همکاران (۱۴۰۳) در مطالعه‌ای اثرات سیاست‌های پولی و مالی بر آلاینده‌های زیست محیطی در ایران با استفاده از مدل خود توضیح غیرخطی با وقفه‌های گسترده[1] (NARDL) طی دوره ۲۰۲۰-۱۹۸۰ بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، انتشار کربن دی‌اکسید دوره قبل، رشد اقتصادی، نرخ ذخایر قانونی و نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت و هزینه‌های دولت تأثیر منفی بر انتشار آلاینده‌ها دارند. همچنین، شوک‌های مختلف اقتصادی و مالی، از جمله رشد اقتصادی، هزینه‌های دولت، نرخ ذخایر قانونی و نسبت مالیات، تأثیرات مثبت و منفی متنوعی بر انتشار دی‌اکسید کربن دارند. در بلندمدت، انتشار دی‌اکسید کربن دوره قبل، شوک منفی هزینه‌های دولت و شوک مثبت نرخ ذخایر قانونی اثر کاهشی و شوک‌های مرتبط با رشد اقتصادی، نرخ ذخایر قانونی و نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی، تأثیر افزایشی بر انتشار دی‌اکسید کربن داشته‌اند.

با بررسی مطالعات انجام شده، به نظر می‌رسد مطالعه‌ای که با استفاده از روش میانگین‌گیری بیزی (BMA) و الگوی خود رگرسیون برداری بیزی (BVAR) به پیش‌بینی اثرات سیاست‌های مالی بر انتشار CO_2 در ایران پرداخته شده باشد، انجام نشده است. با توجه به این خلاء مطالعاتی، انجام مطالعه پیشرو حائز اهمیت است.

٤. مدل تحقیق و روش برآورد

در بخش‌های پیش رو، ابتدا به توضیح و تشریح روش میانگین‌گیری مدل بیزی (BMA) پرداخته می‌شود و سپس مدل خودرگرسیون برداری بیزی (BVAR) به عنوان مرحله تکمیلی تحلیل معرفی و بررسی خواهد شد.

[1]. Nonlinear Autoregressive Distributed Lag Stationarity Model (NARDL)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

۱-٤. میانگین‌گیری مدل بیزی (BMA)

اقتصاددانان برای داشتن مدل مناسب با عدم قطعیت در انتخاب متغیر و عدم قطعیت در انتخاب مدل (نوع، تعداد و ترکیب متغیرها) مواجه بوده‌اند. میانگین‌گیری مدل بیزی (BMA) یک استراتژی ساخت مدل است که عدم قطعیت مدل را در نتایج مربوط به پارامترهای برآورد شده در نظر می گیرد (نعمتی و همکاران، ۱۳۹۸). روش BMA به این معنی است که: میانگین‌گیری تمام مدل‌های خطی ممکن، زمانی که تعداد زیادی متغیر مستقل بالقوه و در نتیجه مدل‌های بی‌شماری وجود دارد (توماس و همکاران[1]، ۲۰۰۷). میانگین‌گیری مدل بیزی بهترین مدل را انتخاب نمی‌کند، اما همان‌طور که از نام آن پیداست، میانگین تمامی مدل‌های رگرسیونی ممکن را به دست می‌آورد و آنها را اولویت‌بندی می‌کند. این وزن‌ها، احتمالات پسین بیزی مدل‌های فردی هستند (فانگ و همکاران[2]، ۲۰۱۶). با استفاده از این روش، عدم قطعیت در انتخاب متغیرهای مؤثر و عدم قطعیت در مشخصات مدل برطرف می‌شود. همخطی چندگانه انتخاب متغیرهای مستقلی را که باید در مدل گنجانده شوند بسیار دشوار می‌کند. روش‌های رایج مانند انتخاب متغیر گام به گام سعی در غلبه بر این مشکل داشته‌اند. با این حال، روش BMA این مشکل را به شکل ساده‌تری حل می‌کند. در روش میانگین-گیری بیزی به این سؤال پاسخ داده می‌شود که اگر تمام متغیرهایی که طبق نظریه‌های مختلف بر انتشار دی اکسید کربن تأثیر دارند، به طور هم‌زمان در مدل لحاظ شوند، کدام متغیرها اثر خود را حفظ می‌کنند (متغیرهای قوی یا ضعیف) و کدام متغیرها اثر خود را از دست می‌دهند (متغیرهای شکننده) (محمدی و همکاران، ۱۳۹۹ و پناهی و همکاران[3]، ۲۰۲۱).

مگنس و همکاران[4] (۲۰۱۰)، با تخصیص کلیت آماری در تخمین استاندارد BMA و تمایز بین رگرسیون‌های اصلی و کمکی، برآوردگرهای میانگین‌گیری مدل بیزی را توسعه دادند. این برآوردگر نیز همانند دیگر برآوردگرهای بیزی، اطلاعات قبلی محقق در مورد پارامترهای مجهول مدل را با اطلاعات به دست آمده از داده‌ها ترکیب می‌کند. مدل رگرسیون خطی زیر را در نظر بگیرید:

[1]. Thomas et al
[2]. Fang et al
[3]. Panahi et al
[4]. Magnus et al

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

$$y = X_1\beta_1 + X_2\beta_2 + u \qquad (۱)$$

که در آن y بردار متغیر وابسته است و X_j $(j = 1,2)$ ماتریس‌های مشاهدات مربوط به متغیرهای مستقل است و رگرسیون‌های غیرتصادفی در زیرمجموعه‌های X1 و X2 قرار می‌گیرند. u نیز بردار تصادفی از مؤلفه‌های اخلال است که بعد نرمال در نظر گرفته می‌شود. دلیل تمایز بین X1 و X2 این است که X1 شامل متغیرهای توضیحی است که محقق به لحاظ نظری یا به هر دلیل دیگری حضور آن را در مدل قطعی مدنظر قرار می‌دهد. در حالی که X2 حاوی متغیرهای توضیحی است که کمتر در مورد حضور آنها در مدل مطمئن هستیم. عدم قطعیت مدل به این دلیل است که به منظور بهبود ویژگی‌های آماری برآورد رگرسیون‌های اصلی، زیرمجموعه‌هایی از رگرسیون‌های ثانویه گنجانده شده است (دانیلوف و مگنوس[1]، ۲۰۰۴).

ماتریس X1 رگرسیون‌های اصلی است و ماتریس X2، رگرسیون‌های کمکی[2] نامیده می‌شوند. از آنجایی که عدم قطعیت مدل به متغیر k2 متغیر از X2 محدود می‌شود، تعداد مدل‌های ممکن که مورد بررسی قرار می‌گیرند برابر با 2k2 است. مدل M_i نشانگر فضای مدل است که توسط زیر مجموعه k2i از رگرسیون‌های فرعی به دست می‌آید. مدل M_i به صورت رابطه زیر نمایش داده می‌شود:

$$y = X_1\beta_1 + X_2\beta_2 + \varepsilon_i \qquad i = 1,2 \qquad (۲)$$

ضریب هر یک از متغیرهای توضیحی برابر با میانگین وزنی ضرایب به دست آمده از الگوهای موجود است که وزن‌ها برابر با احتمال وقوع هر الگو است. تخمین هر ضریب پس از میانگین‌گیری از آن ضریب در تمامی الگوهای ممکن به صورت زیر بدست می‌آید:

$$\hat{\beta}_1 = \sum_{i=1}^{I} \lambda_i \hat{\beta}_{1i} \qquad (۳)$$

که در آن λ_i وزن‌های غیرمنفی تصادفی هستند که مجموع آن برابر یک و β_{1i} تخمینی از β_1 به شرطی که مدل M_i به‌دست‌آمده باشد (مگنس و همکاران، ۲۰۱۰).

[1]. Danilov and Magnus
[2]. Auxiliary

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

٤-٢. مدل خودرگرسیون برداری بیزی (BVAR)

در مدل‌های خودرگرسیون برداری (VAR) یک مشکل اساسی که وفور پارامتر نامیده می‌شود، وجود دارد و در مواردی که تعداد مشاهدات کم هستند، بیشتر بروز می‌کند و پیش‌بینی‌های مدل را دچار اختلال می‌کند؛ بنابراین باید به دنبال راهی بود که تعداد پارامترهای مدل را کاهش داد و مدل‌ها را مقید نمود. روش‌های بیزی به عنوان روشی برای غلبه بر این مشکل به طور روز افزون مورد توجه محققان قرارگرفته است (خوشه گل گروسی و افشاری، ۱۳۹۸). مدل‌های VAR(p) به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$y_t = a_0 + \sum_{j=1}^{P} A_j y_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

که y_t برای $T = 1, \dots, T$ یک بردار $M * 1$ می‌باشد. ε_t بردار جملات خطا که فرض بر این است A_j و $\varepsilon_t \sim N(0, \sum)$ ماتریس ضرایب متغیرها می‌باشد. با تعریف ماتریس x_t به صورت $x_t = (1, y_{t-p}^{`})$ داریم:

$$X = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \dots \\ X_T \end{bmatrix} \qquad (۵)$$

با در نظر گرفتن $K = 1 + M_p$ به عنوان تعداد ضرایب موجود در هر یک از معادلات VAR، ماتریس X ابعاد $T * K$ خواهد داشت. همچنین اگر $A = (UA_1 \dots A_p)^{`}$ باشد، $A = vec(A)$ می‌باشد که یک بردار $Km * 1$ بوده و تمامی ضرایب (و اجزای ثابت) VAR را در یک بردار انباشته است. با استفاده از تمامی این تعاریف می‌توان مدل VAR را به دو صورت نوشت:

$$Y = XA + E \qquad (۶)$$

یا

$$y = (I_M \otimes X)a + \varepsilon \qquad (۷)$$

در رابطه ۶ $\varepsilon \sim N(0, \sum \otimes I_T)$ برقرار است. می‌توان تابع راست نمایی را از چگالی نمونه‌ای $p(y|a, \sum)$ به دست آورد و نشان داد که این تابع حاوی دو بخش است: یکی توزیع شرطی $\sum$ و دیگری توزیع $\sum^{-1}$ که یک توزیع ویشارت است:

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

$$a|\sum y \sim N(\hat{a}, \sum \otimes (X`X)^{-1} \quad (۸)$$

$$\sum^{-1}|y \sim W(S^{-1} * T - K - M - 1) \quad (۹)$$

در اینجا $\hat{A} = (X`X)^{-1}X`Y$ برآورد OLS از $\hat{a} = vec(\hat{A})$ و $S = \left(Y - X\hat{A}\right)`(Y -$ $X\hat{A}$)است. این سیستم شامل M × K پارامتر است؛ بنابراین در مدل‌های خود بازگشت برداری، تعداد ضرایب معمولاً از تعداد مشاهدات بیشتر است که باعث می‌شود برآورد پارامترها غیر دقیق و نزدیک به صفر باشد. برای حل این مشکل، دو روش اصلی وجود دارد: مدل‌های ساختار (SVAR) و مدل-های بیزی (BVAR). در هر دو روش تعداد ضرایب مدل توسط پژوهشگر کاسته می‌شود. با این تفاوت که در مدل‌های ساختاری، پژوهشگر برخی ضرایب را صفر فرض می‌کند، اما در مدل‌های بیزی، به هر ضریب یک توزیع احتمال با میانگین صفر و واریانس مشخص اختصاص داده می‌شود. هرچه واریانس کوچک‌تر باشد، اطمینان از صفر بودن ضریب بیشتر است. روش‌های بیزی با ترکیب تابع راست‌نمایی و پیشین، تابع پسین معتبری ارائه می‌دهند که حتی در صورت تعیین نادرست پارامترها در تابع راست‌نمایی، امکان استنباط بیزی دقیق را فراهم می‌کند (صاحب‌هنر و همکاران، ۱۳۹۱).

پژوهش حاضر از لحاظ روش، علی-تحلیلی و از نظر هدف، کاربردی بوده و روش جمع‌آوری اطلاعات نیز از نوع اسنادی-کتابخانه‌ای است، کلیه متغیرها به صورت سالیانه و بر اساس مطالعات انسر و همکاران (۲۰۲۰) و چشتی و همکاران (۲۰۲۱) به عنوان متغیرهای مؤثر بر انتشار CO2 در اقتصاد ایران استخراج شده‌اند. دوره مورد استفاده با توجه به دسترسی همه داده‌ها از سال ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ در نظر گرفته‌شده است و از نرم افزارهای Eviews13 وR جهت برآورد روشBMA و مدلBVAR استفاده گردیده است. جدول (۱)، تعریف و منبع استخراج متغیرهای وابسته و مستقل بکار رفته در این پژوهش را توصیف می‌کند.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

جدول۱. تعریف و منبع استخراج متغیرهای پژوهش

علامت اختصاری	نام متغیرها	تعریف و واحد متغیرها	منبع
CO2	انتشارگازهای گلخانه‌ای	میزان گازهای آلاینده منتشرشده از فعالیت‌های انسانی که باعث گرمایش جهانی می‌شوند (میلیون تن)* - متغیر واقعی – منبع رسمی	Central Bank of the Islamic Republic of Iran (CBI) https://tsd.cbi.ir
OilR	درآمد نفت	درآمد حاصل از صادرات نفت خام و فرآورده‌های نفتی (میلیارد ریال)* - متغیر اسمی - منبع رسمی	Central Bank of the Islamic Republic of Iran (CBI) https://tsd.cbi.ir
LET	مالیات اشخاص حقوقی	مالیات دریافتی از شرکت‌ها و نهادهای حقوقی (میلیارد ریال)* - متغیر اسمی - منبع رسمی	Central Bank of the Islamic Republic of Iran (CBI) https://tsd.cbi.ir
IT	مالیات بر درآمد	مالیات دریافتی از درآمد افراد و مشاغل (میلیاردریال)*- متغیر اسمی - منبع رسمی	Central Bank of the Islamic Republic of Iran (CBI) https://tsd.cbi.ir
WT	مالیات بر ثروت	مالیات اخذشده از دارایی‌ها و انتقالات ثروت (میلیارد ریال)* - متغیر اسمی - منبع رسمی	Central Bank of the Islamic Republic of Iran (CBI) https://tsd.cbi.ir
CST	مالیات بر مصرف و فروش	مالیات بر کالاها و خدمات مصرفی و فروش آنها (میلیارد ریال)*- متغیر اسمی - منبع رسمی	Central Bank of the Islamic Republic of Iran (CBI) https://tsd.cbi.ir
OI	سایر درآمدها	درآمدهای غیرنفتی و غیر مالیاتی دولت از منابع متفرقه (میلیارد ریال)* - متغیر اسمی - منبع رسمی	Central Bank of the Islamic Republic of Iran (CBI) https://tsd.cbi.ir
CUP	پرداخت‌های جاری	هزینه‌های جاری دولت برای عملیات عمومی و اداری (میلیارد ریال)* - متغیر اسمی - منبع رسمی	Central Bank of the Islamic Republic of Iran (CBI) https://tsd.cbi.ir
COP	پرداخت‌های عمرانی	هزینه‌های دولت برای پروژه‌های زیر بنایی و توسعه‌ای (میلیارد ریال)* - متغیر اسمی - منبع رسمی	Central Bank of the Islamic Republic of Iran (CBI) https://tsd.cbi.ir

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

TFA	واگذاری دارایی‌های مالی	درآمد حاصل از فروش اوراق بدهی و سایر دارایی‌های مالی دولت (میلیارد ریال)* - متغیر اسمی - منبع رسمی	Central Bank of the Islamic Republic of Iran (CBI) https://tsd.cbi.ir
AFA	تملک دارایی‌های مالی	هزینه‌های دولت برای خرید اوراق بدهی و سایر دارایی‌های مالی (میلیارد ریال)* - متغیر اسمی - منبع رسمی	Central Bank of the Islamic Republic of Iran (CBI) https://tsd.cbi.ir
NDPCB	خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی	تفاوت بین بدهی و سپرده‌های بخش دولتی نزد بانک مرکزی (میلیارد ریال)* - متغیر اسمی - منبع رسمی	Central Bank of the Islamic Republic of Iran (CBI) https://tsd.cbi.ir
NDPB	خالص بدهی بخش دولتی به بانک‌ها	تفاوت بین بدهی و سپرده‌های بخش دولتی نزد بانک‌ها (میلیارد ریال)* - متغیر اسمی - منبع رسمی	Central Bank of the Islamic Republic of Iran (CBI) https://tsd.cbi.ir
NDPBS	خالص بدهی بخش دولتی به سیستم بانکی	مجموع خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی و بانک‌ها (میلیارد ریال)* - متغیر اسمی - منبع رسمی	Central Bank of the Islamic Republic of Iran (CBI) https://tsd.cbi.ir
NDNGBS	بدهی بخش غیردولتی به سیستم بانکی	کل بدهی‌های بخش غیردولتی شامل افراد و شرکت‌ها به بانک‌ها (میلیارد ریال)* - متغیر اسمی - منبع رسمی	Central Bank of the Islamic Republic of Iran (CBI) https://tsd.cbi.ir

* متغیرهایی که واحد آن‌ها میلیارد ریال است (یعنی دارای ماهیت پولی هستند)، به صورت اسمی (Nominal) و متغیرهایی که واحد آن‌ها میلیون تن است (مانند انتشار گازهای گلخانه‌ای)، به صورت واقعی (Real) در نظر گرفته شده‌اند.

منبع: یافته‌های تحقیق

۵. داده‌ها و نتایج تجربی

۵-۱. روش میانگین‌گیری مدل بیزی (BMA)

یکی از مهم‌ترین مشکلات روش‌های اقتصادسنجی متعارف، نااطمینانی در خصوص انتخاب مدل بهینه و متغیرهای مؤثر می‌باشد. لذا به کارگیری روش میانگین‌گیری مدل بیزی به عنوان راهکاری برای غلبه بر این نااطمینانی معرفی شد؛ چرا که یکی از مهم‌ترین مزیت‌های تحلیل BMA قابلیت اطمینان بالای ضرایب برآوردی متغیرهای توضیحی آن است. این ضرایب تنها بر اساس یک مدل منفرد برآورد نشده بلکه برابر با میانگین وزنی ضرایب برآوردی هریک از متغیرها در 2^k تکرار یا

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

نمونه‌گیری مؤثر از مدل‌ها بدست می‌آید. جدول (۲)، میانگین وزنی تأثیر متغیرهای مطالعه بر انتشار CO2 بر مبنای تحلیل میانگین‌گیری بیزی آورده شده است. در این‌جا تخمین زن اصلی تنها شامل متغیر جمله ثابت است و سایر متغیرها به عنوان متغیر کمکی وارد شده‌اند. در تحلیل میانگین-گیری بیزی احتمال حضور متغیر در الگو[1](PIP) معیار مناسبی برای تشخیص قوی بودن ارتباط متغیر توضیحی با متغیر وابسته است. اگر مقدار PIP بزرگتر از ۰/۵۰درصد باشد نشانه یک رگرسور[2] قوی است. در واقع اگر محقق هیچ اطلاعاتی در خصوص الگوی صحیح نداشته باشد، توزیع یکسانی را برای همه الگوها در نظر می‌گیرد. در چنین شرایطی همه الگوها شانس یکسانی برای انتخاب شدن دارند و احتمال پیشین اینکه متغیر مورد نظر به الگو تعلق داشته باشد ۰/۵۰درصد خواهد بود. لذا اگر PIPبیشتر از ۰/۵۰درصد باشد، این موضوع نشانه‌ای برای حمایت از شمول آن متغیر در الگو خواهد بود.

جدول۲. نتایج تحلیل روش میانگین‌گیری بیزی (BMA)

متغیرها	میانگین پسین ضرایب (Post Mean)	انحراف معیار پسین ضرایب (Post SD)	احتمال حضور متغیر در مدل (PIP)
جمله ثابت (عرض از مبدأ)	۲/۳۸۹۱۳۳۳۷	–	۱
AFA	۰/۵۲۱۵۷۱۸۶	۰/۲۶۱۷۷۴۲	۰/۹۰
OilR	۰/۰۹۶۱۲۳۳۲	۰/۱۵۵۶۹۸۱	۰/۴۱
LET	-۰/۴۸۵۹۰۲۳۷	۰/۹۴۹۴۵۰۵	۰/۳۶
WT	۰/۳۲۰۹۴۵۳۵	۰/۸۷۲۰۶۶۸	۰/۲۹
CUP	۰/۲۸۳۸۸۶۸۰	۰/۹۵۰۹۳۵۰	۰/۲۸
OI	۰/۱۹۸۹۷۹۶۷	۰/۴۶۸۳۸۵۳	۰/۲۹
IT	۰/۰۴۰۰۱۰۰۴	۰/۹۶۹۴۱۰۲	۰/۲۵
TFA	-۰/۰۵۴۹۰۹۷۹	۰/۱۹۰۲۲۰۴	۰/۲۳
NDPCB	-۰/۰۱۶۸۴۶۹۴	۰/۰۵۱۰۶۸۷	۰/۲۲
CST	۰/۰۲۳۲۰۵۹۴	۰/۱۱۷۹۱۹۶	۰/۱۸
COP	-۰/۰۰۵۵۵۱۳۴	۰/۱۸۹۹۱۹۹	۰/۱۷

[1]. Posterior Inclusion Probability (PIP)

[2]. در اینجا منظور از رگرسور(Regressor) متغیر توضیحی یا مستقل است که در مدل رگرسیون برای توضیح یا پیش‌بینی متغیر وابسته استفاده می‌شود.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

NDPBS	۰/۰۰۸۸۷۳۷۵	۰/۰۵۸۶۴۶۱	۰/۱۸
NDNGBS	۰/۰۰۱۲۸۷۵۲	۰/۰۷۲۴۷۷۵	۰/۱۶
NDPB	-۰/۰۰۱۱۲۶۹۶	۰/۰۷۲۸۶۳۹	۰/۱۵

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج در جدول (۲)، نشان می‌دهدکه عرض از مبدأ با احتمال پسین ۱ به عنوان متغیری کلیدی در تمامی مدل‌ها حضور دارد. **متغیرهای تأثیرگذار مثبت** شامل: تملک دارایی‌های مالی (AFA): با احتمال حضور ۰/۹۰ درصد و ضریب ۰/۵۲۱، بیشترین تأثیر مثبت را دارد. این سرمایه‌گذاری‌ها با تأمین مالی پروژه‌های صنعتی و توسعه‌ای، انتشار CO2 را افزایش می‌دهند. درآمد نفت (OilR): با احتمال حضور ۰/۴۱ درصد و ضریب ۰/۰۹۶، از طریق افزایش تولید و صادرات محصولات نفتی و گسترش فعالیت‌های صنعتی وابسته به انرژی‌های فسیلی، موجب افزایش انتشار CO2 می‌شود. مالیات بر ثروت (WT): با احتمال حضور ۰/۲۹ درصد و ضریب ۰/۳۲۰، از طریق تحریک سرمایه‌گذاری در صنایع آلاینده، موجب افزایش انتشار CO2 می‌شود. پرداخت‌های جاری (CUP): با احتمال حضور ۰/۲۸ درصد و ضریب ۰/۲۸۳، با افزایش هزینه‌های عمومی و تحریک مصرف انرژی در بخش‌های دولتی، منجر به افزایش انتشار CO2 می‌شود. سایر درآمدها (OI): با احتمال حضور ۰/۲۹ درصد و ضریب ۰/۱۹۸، از طریق تأمین منابع مالی برای پروژه‌های آلاینده، باعث افزایش انتشار CO2 می‌شود. سایر متغیرهای مدل چون مالیات بر درآمد (IT)، مالیات بر مصرف و فروش (CST)، خالص بدهی بخش دولتی به سیستم بانکی (NDPBS) و بدهی بخش غیردولتی به سیستم بانکی (NDNGBS)، به ترتیب با احتمال حضور ۰/۲۵، ۰/۱۸، ۰/۱۸و ۰/۱۶ درصد و ضریب ۰/۰۴۰، ۰/۰۲۳، ۰/۰۰۸ و ۰/۰۰۱ تأثیرات مثبت و کمی بر انتشار CO2 دارند. این متغیرها می‌توانند به طور غیرمستقیم از طریق افزایش تقاضا برای مصرف انرژی یا تأمین منابع مالی برای فعالیت‌های اقتصادی پرکربن موجب افزایش انتشار CO2 شوند. **متغیرهای تأثیرگذار منفی** شامل: مالیات اشخاص حقوقی (LET): با احتمال حضور ۰/۳۶ درصد و ضریب ۰/۴۸۵-، بیشترین تأثیر منفی را دارد. این مالیات‌ها از طریق تشویق به سرمایه‌گذاری در فناوری‌های کم‌کربن، منابع خارجی را به سمت فناوری‌های پاک هدایت می‌کند. واگذاری دارایی‌های مالی (TFA): با احتمال حضور ۰/۲۳ درصد و ضریب ۰/۰۵۴-، با کاهش فشار مالی داخلی و جذب سرمایه‌های خارجی، به سمت پروژه‌های

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

زیست‌محیطی و کم‌کربن هدایت می‌شود که در نتیجه انتشار CO2 کاهش می‌یابد. خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی (NDPCB): با احتمال حضور ۰/۲۲ درصد و ضریب ۰/۰۱۶-، منابع را به پروژه‌های زیست‌محیطی و کم‌کربن تخصیص می‌دهد. پرداخت‌های عمرانی (COP) با احتمال حضور ۰/۱۷ درصد و ضریب ۰/۰۰۵- منابع را به پروژه‌های زیربنایی کم‌کربن تخصیص می‌دهد و به کاهش انتشار CO2 کمک می‌کند و خالص بدهی بخش دولتی به بانک‌ها (NDPB) با احتمال حضور ۰/۱۵ درصد و ضریب ۰/۰۰۱- کمترین تأثیر منفی نسبت به سایر متغیرها بر انتشار CO2 دارد.

۱-۱-۵. انتخاب الگوهای بهینه

الگوهای بهینه بر اساس ترکیبات مختلف متغیرها ارائه می‌شوند. انتخاب متغیرها برای طراحی هر مدل باید به گونه‌ای باشد که در نهایت مدل جدید از ناحیه‌ای انتخاب شود که احتمال پسین در آن بیشتر باشد و احتمال وقوع مدل مربوطه نیز افزایش یابد. مدل‌های بهینه بر اساس معیارهای اطلاعاتی نظیر آکائیک[1] و شوارتز بزین[2] انتخاب می‌شوند. هر چه مقدار معیار مذکور کمتر و قدر مطلق آن‌ها بیشتر باشد، الگوی مورد نظر به لحاظ برازش در رتبه بالاتری قرار می‌گیرد. جدول (۳)، ترکیبی از متغیرهای توضیحی را در ۵ مدل اول که به ترتیب دارای بیشترین احتمال وقوع پسین هستند نشان می‌دهد.

جدول۳. نتایج بررسی الگوی بهینه

متغیرها / نوع مدل	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ٤	مدل ٥
AFA	۱	۱	۱	۱	۱
OilR	۱	۱	۰	۱	۰
LET	۱	۱	۱	۰	۰
WT	۱	۰	۱	۱	۰
CUP	۱	۱	۰	۰	۰
OI	۱	۰	۰	۰	۱
IT	۰	۰	۰	۰	۰
TFA	۰	۰	۰	۰	۰
NDPCB	۰	۰	۰	۰	۰

[1]. Akaike Information Criterion (AIC)
[2]. Schwarz-Bayesian Criterion (SBC)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

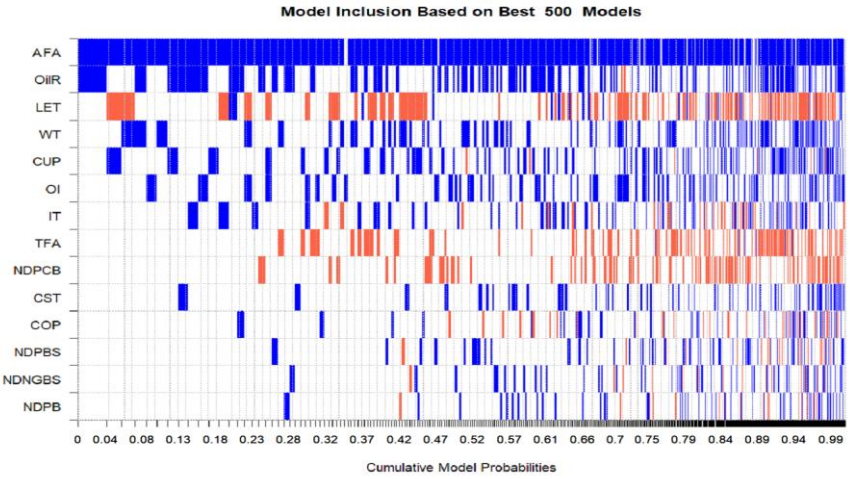
CST	۰	۰	۰	۰	۰
COP	۰	۰	۰	۰	۰
NDPBS	۰	۰	۰	۰	۰
NDNGBS	۰	۰	۰	۰	۰
NDPB	۰	۰	۰	۰	۰
PMP (Exact)	۰/۹۰۵۹۳۷۸	۰/۵۲۷۵۸۴۵	۰/۵۲۰۸۶۸۸	۰/۴۰۴۸۰۷۴	۰/۳۹۵۴۱۸۲
PMP (MCMC)	۰/۹۰۵۹۳۷۸	۰/۵۲۷۵۸۴۵	۰/۵۲۰۸۶۸۸	۰/۴۰۴۸۰۷۴	۰/۳۹۵۴۱۸۲
AIC	-۴۷۸/۹۳۶۴	-۴۷۶/۳۶۵۱	-۴۷۰/۳۳۷۱	-۴۷۰/۲۲۷۵	-۴۶۳/۳۰۱۴
SBC	-۴۸۴/۲۳۰۴	-۴۸۱/۵۳۷۶	-۴۷۷/۳۷۸۱	-۴۷۷/۱۰۳۶	-۴۶۹/۰۳۰۴

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در جدول (۳) مشاهده می‌شود، از بین ۱۴ متغیر سیاست‌های مالی، با ۱۰۲۴ بار تکرار برآورد، پنج مدل اول با بیشترین احتمال وقوع پسین استخراج گردیدند. بهترین نتایج مربوط به مدل‌هایی بودند که شامل متغیرهای تملک دارایی‌های مالی، درآمد نفت، مالیات اشخاص حقوقی، مالیات بر ثروت، پرداخت‌های جاری و سایر درآمدها بودند. همچنین نتایج بر اساس میزان احتمال پسین انتخاب هر یک از مدل‌ها در روش تحلیلی ((PMP (Exact) و روش عددی (PMP (MCMC)) نشان دهنده آن است که مدل بهینه اول دارای بالاترین میزان احتمال پسین در هر دو روش است. علاوه بر این بر اساس معیارهای اطلاعاتی آکائیک (AIC) و شوارتز بزین (SBC) مدل‌های اول و دوم که شامل متغیرهای تملک دارایی‌های مالی، درآمد نفت، مالیات اشخاص حقوقی، مالیات بر ثروت، پرداخت‌های جاری و سایر درآمدها هستند بهینه‌ترین مدل‌ها برای بررسی انتشار CO2 می‌باشند.

به منظور رسیدن به یک دیدگاه جامع‌تر از نتایج و برای اینکه بتوان ترکیب متغیرهای سیاست‌های مالی را در ۵ مدل برتر مشاهده نمود از نمودار احتمال تجمعی مدل نیز استفاده شده است.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]



نمودار ۱. ترکیب متغیرهای سیاست‌های مالی در ۵۰۰ مدل بهینه

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود، رنگ آبی مربوط به ضرایب مثبت، رنگ قرمز مربوط به ضرایب منفی و رنگ سفید حاکی از عدم حضور متغیر در مدل (یا ضرایب صفر) است. محور افقی بهترین مدل‌ها را نشان می‌دهد که توسط احتمال پسین مدل‌ها[1] (PMPs) رتبه‌بندی شده است. تملک دارایی‌های مالی، درآمد نفت، مالیات بر ثروت، پرداخت‌های جاری و سایر درآمدها در همه مدل‌ها با ضریب مثبت و مالیات اشخاص حقوقی در همه مدل‌ها با ضریب منفی وجود دارند که تأثیرگذارترین متغیرها بر انتشار CO2 هستند.

در ادامه متغیرهایی که بر اساس پنج مدل اول به روش BMA برآورد و شناسایی شده‌اند، اکنون با استفاده از روش BVAR پیش‌بینی خواهند شد تا اثرات آنها در بلندمدت بر انتشار CO2 به طور دقیق مورد بررسی قرار گیرند.

۲-۵. مدل خودرگرسیون برداری بیزی (BVAR)

از آنجا که هدف اصلی این مطالعه پیش‌بینی اثرات سیاست‌های مالی بر انتشار CO2 است و مدل مورد استفاده الگوی خودرگرسیون برداری بیزی (BVAR) می‌باشد. نظریه‌های اقتصادسنجی تأکید می‌کنند که متغیرهای مدل باید به صورت لگاریتمی باشند تا پدیده‌های ناهمگنی احتمالی را حذف

[1]. Posterior Model Probability

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

کنند. بنابراین، در این مطالعه نیز متغیرها به صورت لگاریتمی در مدل وارد شده‌اند و مدل مورد بررسی برگرفته از مطالعات آپرجیس و پاینه[1] (۲۰۱۲) و ماجی[2] (۲۰۱۵) به صورت رابطه (۱۱) و (۱۲) مطرح می‌شود.

$$CO2_t = f(AFA_t, OilR_t, LET_t, WT_t, CUP_t, OI_t) \quad (۱۱)$$

$$LCO2_t = La + \beta_1 LAFA_t + \beta_2 LOilR_t + \beta_3 LLET_t + \beta_4 LWT_t + \beta_5 LCUP_t + \beta_6 LOI_t + U_t \quad (۱۲)$$

در رابطه بالا، LCO2: نشان دهنده لگاریتم انتشارگازهای گلخانه‌ای به عنوان متغیر وابسته، LAFA: لگاریتم تملک دارایی‌های مالی، LOilR: لگاریتم درآمد نفت، LLET: لگاریتم مالیات اشخاص حقوقی، LWT: لگاریتم مالیات بر ثروت، LCUP: لگاریتم پرداخت‌های جاری و LOI: لگاریتم سایر درآمدها است. U جملات 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.

قبل از برآورد مدل اقتصادسنجی، لازم است پیش‌آزمون‌هایی انجام شود. در این بخش ابتدا برای شناخت بهتر متغیرهای پژوهش، آمار توصیفی آنها که شامل اطلاعاتی در خصوص میانگین، انحراف معیار، حداقل مقدار و حداکثر مقدار است بیان می‌شود. سپس آزمون پایایی متغیرها، آزمون همجمعی، تعیین وقفه بهینه، مدل BVAR، آزمون ثبات مدل، تابع واکنش آنی[3] و تجزیه واریانس نیز مورد بررسی قرار می‌گیرند.

[1]. Apergis and Payne
[2]. Chowdhury et al
[3]. Impulse Response Function (IRF)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

جدول ٤. بررسی آمارهای توصیفی پژوهش

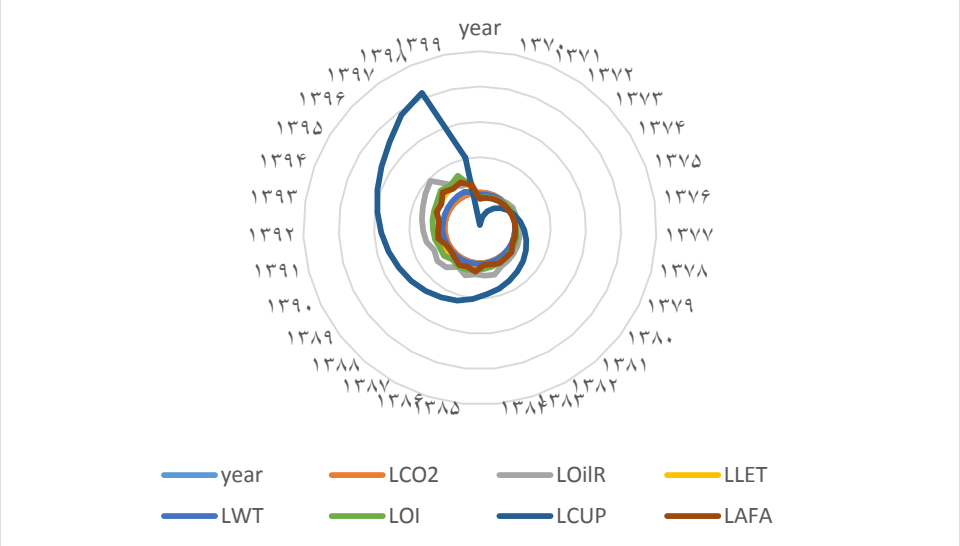
متغیرها	میانگین	انحراف معیار	حداقل مقدار	حداکثر مقدار	چولگی
لگاریتم انتشار گازهای گلخانه‌ای (CO2)	۶/۰۴۶۷۷	۰/۳۳۴۳۵	۵/۲۷۰۳۸	۶/۶۴۰۲۶	-۰/۳۹۱۱۷
لگاریتم تملک دارایی‌های مالی	۱۱/۵۳۱۱	۱/۰۴۴۸۹	۸/۸۸۵۸۷	۱۳/۰۴۳۰	-۰/۹۰۸۸۴
لگاریتم درآمد نفت	۱۲/۳۰۴۷	۱/۱۷۴۰۶	۸/۰۵۱۶۲	۱۳/۷۳۸۸	-۱/۶۹۳۶۰
لگاریتم مالیات اشخاص حقوقی	۱۱/۶۱۲۷	۱/۰۵۰۹۶	۸/۷۲۴۵۵	۱۳/۱۳۶۰	-۰/۹۸۱۵۰
لگاریتم مالیات بر ثروت	۱۰/۰۹۹۵	۱/۰۸۲۵۵	۶/۸۱۳۴۵	۱۱/۵۹۵۸	-۱/۱۱۹۷۲
لگاریتم پرداخت‌های جاری	۱۳/۵۴۱۰	۱/۰۴۶۶۰	۱۰/۷۶۸۶	۱۴/۹۶۷۲	-۰/۹۵۹۱۴
لگاریتم سایر درآمدها	۱۱/۸۴۵۸	۱/۰۸۴۲۱	۸/۵۳۵۷۴	۱۳/۳۱۵۲	-۱/۱۴۶۸۲

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول (۴)، لگاریتم انتشار گازهای گلخانه‌ای (CO2) دارای میانگین ۶/۰۴ است. حداکثر مقدار این شاخص ۶/۶۴ و حداقل مقدار آن ۵/۲۷ می‌باشد. با توجه به اینکه فاصله میانگین تا حداقل مقدار بیشتر است، توزیع داده‌ها بیشتر به سمت مقادیر بالا گرایش دارند و از طرفی بر اساس مقدار چولگی منفی در تمامی متغیرها، توزیع چوله به چپ است. انحراف معیار ۰/۳۳ نیز نشان‌دهنده پراکندگی قابل توجهی در داده‌های انتشار گازهای گلخانه‌ای است. لگاریتم تملک دارایی‌های مالی دارای میانگین ۱۱/۱۱ و انحراف معیار ۱/۰۴ است. حداکثر مقدار این شاخص ۱۳/۰۴ و حداقل مقدار آن ۸/۸۸ می‌باشد. فاصله زیاد بین حداقل و حداکثر مقادیر نشان‌دهنده تفاوت‌های قابل توجه در تملک دارایی‌های مالی در دوره‌های مختلف است. لگاریتم درآمد نفت میانگینی برابر با ۱۲/۳۰ دارد. حداکثر مقدار این شاخص ۱۳/۷۳ و حداقل مقدار آن ۸/۰۵ است. انحراف معیار ۱/۱۷ نشان‌دهنده تغییرات نسبی در داده‌های درآمد نفت است که احتمالاً به نوسانات جهانی نفت در دوره‌های مختلف بستگی دارد. لگاریتم مالیات اشخاص حقوقی دارای میانگین ۱۱/۶۱ و انحراف معیار ۱/۰۵ است. حداکثر مقدار این شاخص ۱۳/۱۳ و حداقل مقدار آن ۸/۷۲ است. فاصله زیاد بین حداکثر و حداقل مقدار نشان‌دهنده تفاوت‌های عمده در میزان مالیات اشخاص حقوقی است. لگاریتم مالیات بر ثروت میانگینی برابر با ۱۰/۰۹ دارد. حداکثر مقدار این شاخص ۱۱/۵۹ و حداقل مقدار آن ۶/۸۱ است. انحراف معیار ۱/۰۸ نوسانات قابل توجهی را در داده‌ها نشان

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

می‌دهد که می‌تواند به تغییرات در سیاست‌های مالی مربوط باشد. لگاریتم پرداخت‌های جاری میانگینی برابر با ۱۳/۵۴ دارد. حداکثر مقدار این شاخص ۱۴/۹۶ و حداقل مقدار آن ۱۰/۷۶ است. انحراف معیار ۱/۰۴ نشان‌دهنده تغییرات معقول در داده‌ها است که ممکن است ناشی از سیاست‌های مالی دولت باشد. لگاریتم سایر درآمدها با میانگین ۱۱/۸۴ و انحراف معیار ۱/۰۸ نشان‌دهنده تفاوت‌های قابل توجهی در سایر درآمدها است. حداکثر مقدار این شاخص ۱۳/۳۱ و حداقل مقدار آن ۸/۵۳ می‌باشد. این مقادیر نشان‌دهنده تغییرات قابل توجه در منابع درآمدی غیر نفتی است. همچنین در ادامه روند هر یک از متغیرهای اصلی مدل (LCO2، LAFA، LOilR، LLET، LWT، LCUP و LOI) در دوره زمانی مورد مطالعه ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ نیز ترسیم شده است.



نمودار ۲. مقایسه روند متغیرهای اصلی مدل از سال ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج نمودار (۲)، می‌توان دریافت که LCO2 : روندی نسبتاً افزایشی داشته و به‌ویژه در دهه‌های اخیر، با افزایش مصرف انرژی و فعالیت‌های اقتصادی، به‌طور ملایمی افزایش یافته است، هرچند در برخی سال‌ها مانند دوره تحریم یا رکود اقتصادی، افت‌هایی مشاهده می‌شود LAFA : نیز با روندی صعودی همراه بوده که بیانگر افزایش تملک دارایی‌های مالی در طول زمان است. با این حال، نوساناتی در برخی سال‌ها به‌ویژه سال‌های بحران اقتصادی یا تغییر دولت‌ها قابل مشاهده

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

است LOilR : دارای نوسانات قابل توجهی است که به‌شدت با تغییرات قیمت جهانی نفت و میزان صادرات ایران ارتباط دارد. دوره‌های افت شدید، معمولاً همزمان با تحریم‌های بین‌المللی و کاهش صادرات نفتی رخ داده است. LLET : روندی افزایشی اما نه کاملاً یکنواخت دارد. افزایش آن در برخی سال‌ها ممکن است نتیجه‌ی گسترش پایه مالیاتی یا بهبود نظام مالیاتی باشد. LWT : نیز نوسانات محسوسی را نشان می‌دهد و افزایش یا کاهش آن می‌تواند ناشی از تغییر در قوانین مالیاتی مربوط به ثروت یا سیاست‌های مالیاتی عدالت محور باشد. LCUP : روندی نسبتاً صعودی و پایدار دارد و نشان‌دهنده افزایش هزینه‌های جاری دولت است. رشد این شاخص می‌تواند تحت تأثیر افزایش حقوق و دستمزد، یارانه‌ها و هزینه‌های اداری باشد. LOI : نیز روندی نوسانی دارد که به وضعیت درآمدهای غیرنفتی دولت و سیاست‌های مربوط به متنوع‌سازی منابع درآمدی بستگی دارد.

بنابراین بررسی روندها، علاوه بر ارائه تصویری دقیق از رفتار گذشته متغیرها، مبنای مناسبی برای تحلیل‌های پیش‌رو در قالب مدل‌های اقتصادسنجی و پیش‌بینی‌های آتی فراهم می‌سازد.

۱-۲-۵. آزمون پایای متغیرها

قبل از برآورد جهت جلوگیری از برآورد کاذب بودن، پایایی متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد. این پژوهش از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته[1] جهت بررسی پایایی متغیرهای پژوهش استفاده شده است.

جدول ۵. نتایج بررسی پایایی متغیرها

متغیرها	سطح		تفاضل مرتبه اول		نتیجه
	آماره ADF	مقدار بحرانی	آماره ADF	مقدار بحرانی	
LCO2	-۱/۵۰	-۲/۹۹	-۴/۴۷	-۲/۹۷	I(1)
LAFA	-۱/۶۱	-۲/۹۶	-۵/۳۳	-۲/۹۶	I(1)
LOilR	-۱/۱۸	-۲/۹۷	-۷/۴۵	-۲/۹۶	I(1)
LLET	-۱/۰۹	-۲/۹۶	-۳/۰۳	-۲/۹۵	I(1)
LWT	-۱/۲۴	-۲/۹۶	-۳/۵۳	-۲/۹۶	I(1)
LCUP	-۱/۳۷	-۲/۹۶	-۳/۵۵	-۲/۹۶	I(1)
LOI	-۰/۹۵	-۲/۹۶	-۸/۱۸	-۲/۹۶	I(1)

منبع: یافته‌های تحقیق

[1]. Augmented Dickey-Fuller (ADF)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

نتایج آزمون جدول (۵)، نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبتنی بر عدم وجود خودهمبستگی بین جملات اخلال در آنها رفع شده و تمامی متغیرها، با یک‌بار تفاضل‌گیری از آنها، مانا می‌شوند.

۲-۲-۵. آزمون هم‌جمعی

چنانچه در بررسی پایایی متغیرها بعضی از آنها با تفاضل‌گیری پایا شوند باید از آزمون همجمعی استفاده نمود. اگر همجمعی بین متغیرها وجود داشته باشد با وجود برخی از متغیرهای ناپایا، رابطه بلندمدت بین متغیرها برقرار است و مشکل وجود رگرسیون کاذب برطرف می‌شود بر اساس روش یوهانسن[۱] جهت تعیین بردارهای همجمعی[۲]، از آزمون‌های ماتریس اثر λ_{trace} و حداکثر مقادیر ویژه λ_{max} استفاده می‌شود. جدول ۶، نتایج مربوط به تعیین تعداد بردارهای همگرایی توسط این دو آزمون را نشان می‌دهد.

جدول ٦. نتایج آزمون همجمعی

آزمون ماتریس اثر (λ_{trace})			آزمون حداکثر مقادیر ویژه (λ_{max})		
تعداد بردارهای همجمعی	مقدار آماره	احتمال	تعداد بردارهای همجمعی	مقدار آماره	احتمال
None *	۲۹۹/۴۷	۰/۰۰۰۰	*None* *	۱۲۲/۶۳	۰/۰۰۰۰
At most 1 *	۱۷۶/۸۴	۰/۰۰۰۰	*At most 1* *	۸۱/۱۷	۰/۰۰۰۰
At most 2 *	۹۵/۶۶	۰/۰۰۰۱	*At most 2* *	۴۷/۱۸	۰/۰۰۰۸
At most 3 *	۴۸/۴۷	۰/۰۴۳۷	*At most 3*	۲۳/۰۰	۰/۱۷۳۴
At most 4	۲۵/۴۷	۰/۱۴۵۲	*At most 4*	۱۴/۵۱	۰/۳۲۳۹
At most 5	۱۰/۹۵	۰/۲۱۴۴	*At most 5*	۹/۶۲	۰/۲۳۷۷
At most 6	۱/۳۲	۰/۲۴۹۳	*At most 6*	۱/۳۲	۰/۲۴۹۳

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در جدول (۶) ملاحظه می‌شود، بر اساس نتایج هر دو آزمون λ_{trace} وآزمون λ_{max}، وجود چهار بردار همگرایی در آزمون λ_{trace} و وجود سه بردار همگرایی در آزمون λ_{max} بین متغیرهای مدل تأیید می‌شود. با توجه به اینکه آزمون اثر معمولاً حساس‌تر به تعداد بردارهای همجمعی است. بنابراین، می‌توان گفت چهار بردار همجمعی بین متغیرها وجود دارد.

[1]. Johansen - Josielius
[۲]. Co-Integration

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

۳-۲-۵. تعیین وقفه بهینه

یکی از مراحل اصلی در تخمین الگوهای VAR، انتخاب درجه بهینه وقفه مدل است. با توجه به تعداد کم مشاهدات از معیار شوارتز - بزین (SBC) برای تعیین وقفه بهینه استفاده می‌شود که نتایج این آزمون در جدول (۷)، نشان داده شده است.

جدول ۷. تعیین طول وقفه بهینه

HQ	SC	AIC	FPE	LR	Log L	Lag
۸/۷۳	۸/۹۶	۸/۶۳	۱/۳۳e-۰۵	NA	-۱۱۸/۱۹	۰
-۰/۷۳	۱/۰۷	-۱/۵۶	۵/۴۶e-۱۰	۲۸۵/۱۵	۷۸/۶۹	۱
-۳/۹۶*	-۰/۵۶*	-۵/۵۱*	۲/۰۵e-۱۱*	۱۰۲/۶۶*	۱۸۵/۰۲	۲

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون جدول (۷)، نشان می‌دهد که کمترین مقدار معیار شوارتز بزین (SBC) در وقفه دو بدست آمده است و می‌توان بیان داشت که وقفه دو به عنوان وقفه بهینه می‌باشد.

٤-۲-۵. مدل خودرگرسیون برداری بیزی (BVAR)

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. از این رو انتخاب تابع پیشین در مدل BVAR از اهمیت خاصی برخوردار است؛ بنابراین پیش‌فرض‌های محقق می‌تواند در نتایج مدل تأثیر داشته باشد. چهار تابع پیشین مینه سوتا[۴]، نرمال ویشارت[۵]، سیمز-زا (نرمال ویشارت)[۶] و سیمز-زا (نرمال فلت)[۷] برای تخمین مدل استفاده می‌شود که در جدول زیر ارائه گردیده است:

1. Prior density function
2. Posterior density function
3. Likelihood function
4. Minnesota
5. Normal Wishart
6. Sims and Zha
7. Normal-Flat

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

جدول ۸. پیش‌بینی یک دوره جلوتر متغیرهای مدل

تابع پیشین مورد استفاده	$LCO2_{\tau+1}$	$LAFA_{\tau+1}$	$LOilR_{\tau+1}$	$LLET_{\tau+1}$	$LWT_{\tau+1}$	$LCUP_{\tau+1}$	$LOI_{\tau+1}$
مینه سوتا	۵/۶۴	۱/۵۴	۲/۲۸	۶/۳۰	۵/۹۱	۳/۴۲	۴/۹۶
نرمال ویشارت	۵/۶۷	۱/۲۶	۲/۱۸	۶/۴۷	۵/۷۵	۳/۶۳	۴/۸۸
سیمز–ژا (نرمال ویشارت)	۵/۶۱	۱/۳۱	۲/۰۷	۶/۵۳	۵/۹۶	۳/۳۵	۴/۹۸
سیمز–ژا (نرمال فلت)	۵/۶۱	۱/۴۶	۲/۲۱	۶/۴۴	۵/۹۶	۳/۳۵	۴/۸۵
مقدار واقعی	۵/۶۱	۱/۶۷	۲/۴۴	۶/۶۰	۵/۹۶	۳/۷۰	۴/۹۸

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جداول (۸)، از آنجایی که در مدل‌های BVAR، مقادیر پیش‌بینی‌شده هر تابع با مقدار واقعی، مشخص می‌شود در متغیر $LCO2_{\tau+1}$ تمام توابع پیشین عملکردی نزدیک به مقدار واقعی ۵/۶۱ دارند. در مورد متغیر $LAFA_{\tau+1}$ در تابع پیشین مینه سوتا با مقدار ۱/۵۴ نزدیک‌ترین تخمین با مقدار واقعی ۱/۶۷ است. متغیر $LOilR_{\tau+1}$ در تابع پیشین مینه سوتا با مقدار ۲/۲۸ نزدیک‌ترین تخمین با مقدار واقعی ۲/۲۴ است. برای متغیر $LLET_{\tau+1}$ با مقدار تابع سیمز–زا (نرمال ویشارت) مقدار ۶/۵۳ را تخمین می‌زند که به مقدار واقعی ۶/۶۰ نزدیک است. متغیر $LWT_{\tau+1}$ تمام توابع پیشین عملکردی نزدیک به مقدار واقعی ۵/۹۶ دارند. در متغیر $LCUP_{\tau+1}$ تابع پیشین نرمال ویشارت با مقدار ۳/۶۳ نزدیک‌ترین تخمین با مقدار واقعی ۳/۷۰ است. برای متغیر $LOI_{\tau+1}$ تابع پیشین سیمز–زا (نرمال ویشارت) با مقدار ۴/۹۸ نزدیک‌ترین تخمین با مقدار واقعی ۴/۹۸ است.

همچنین برای بررسی دقیق‌تر میزان پیش‌بینی مدل‌های مختلف از شاخص‌هایی همچون میانگین مربع خطاها[1] استفاده می‌شود و سپس با استفاده از شاخص RMSE بهترین آنها برای تابع عکس‌العمل آنی استفاده می‌گردد. این شاخص به صورت رابطه (۱۳) قابل تعریف است.

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{\tau=\tau_0}^{T-h}\left[y_{i,\tau+h}^{0} - E(y_{i,\tau+h}|Data_{\tau})\right]^2}{T-h-\tau_0+1}} \qquad (۱۳)$$

با در نظر گرفتن $\tau + h$ و افق پیش‌بینی از $h = 1$ تا $h = 10$ خروجی هر یک مدل‌های پیشین باهم مورد بررسی و مقایسه قرار گرفته 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 داده شده است.

[1]. Root Mean Square Error (RMSE)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

جدول ۹. شاخص RMSE پیش‌بینی مدل‌های مختلف برای ۱۰ دوره جلوتر

تابع پیشین مورد استفاده	۱ دوره جلوتر	۲ دوره جلوتر	۳ دوره جلوتر	٤ دوره جلوتر	٥ دوره جلوتر
مینه سوتا	۰/۰۲۸۱	۰/۰۳۱۰	۰/۰۴۵۳	۰/۰۱۳۴	۰/۰۶۳۷
نرمال ویشارت	۰/۰۱۵۴	۰/۰۲۴۷	۰/۰۳۷۵	۰/۰۱۰۲	۰/۰۳۷۵
سیمز-ژا (نرمال ویشارت)	۰/۰۲۴۶	۰/۰۵۱۶	۰/۰۵۳۷	۰/۰۲۷۶	۰/۰۴۲۵
سیمز-ژا (نرمال فلت)	۰/۰۴۳۲	۰/۰۲۴۶	۰/۰۵۳۱	۰/۰۶۳۴	۰/۰۴۸۶
تابع پیشین مورد استفاده	**٦ دوره جلوتر**	**۷ دوره جلوتر**	**۸ دوره جلوتر**	**۹ دوره جلوتر**	**۱۰ دوره جلوتر**
مینه سوتا	۰/۰۲۷۶	۰/۰۵۳۴	۰/۰۲۱۵	۰/۰۲۶۷	۰/۰۴۳۶
نرمال ویشارت	۰/۰۱۷۳	۰/۰۴۲۶	۰/۰۲۸۹	۰/۰۴۱۵	۰/۰۴۸۳
سیمز-ژا (نرمال ویشارت)	۰/۰۳۴۷	۰/۰۶۸۲	۰/۰۴۲۶	۰/۰۲۵۶	۰/۰۶۹۶
سیمز-ژا (نرمال فلت)	۰/۰۴۷۵	۰/۰۸۶۹	۰/۰۳۰۲	۰/۰۶۳۷	۰/۰۵۳۲

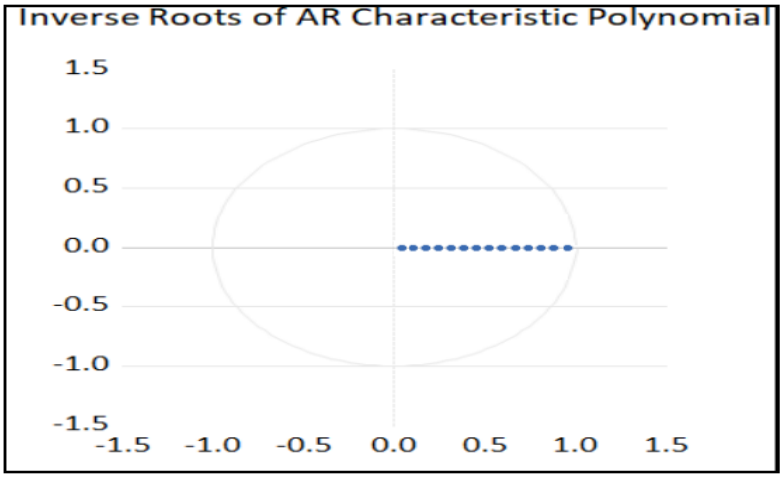
منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۹)، تابع پیشین نرمال ویشارت نسبت به سایر توابع پیشین مقدار کمتری را در دوره‌های ۱تا ۷ نشان می‌دهد؛ بنابراین الگوی BVAR با استفاده از تابع پیشین نرمال ویشارت پیش‌بینی دقیقی‌تری در مقایسه با سایر توابع پیشین ارائه می‌کند. از این رو، برای تابع عکس‌العمل آنی متغیرهای مدل استفاده می‌شود.

۵-۲-۵. آزمون ثبات مدل

در بخش‌های قبلی مشخص شد که تمامی متغیرها در سطح پایا نیستند و نیز نشان داده شد که بر اساس معیار شوارتز بزین (SBC) وقفه دو وقفه بهینه مدل است. در این قسمت در صورت عدم ثبات الگوی BVAR نتایج بدست آمده قابل‌اطمینان نیست. به همین منظور از نمودار AR جهت بررسی این آزمون مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این آزمون چنانچه معکوس ریشه‌های مشخصه کمتر از واحد باشند و در داخل دایره (با شعاع ۱) قرار گیرند، مدل تخمین زده شده پایدار است. نتایج به دست آمده نمودار زیر، نشان دهنده پایداری مدل است.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]



نمودار ۳. نتایج آزمون ثبات مدل

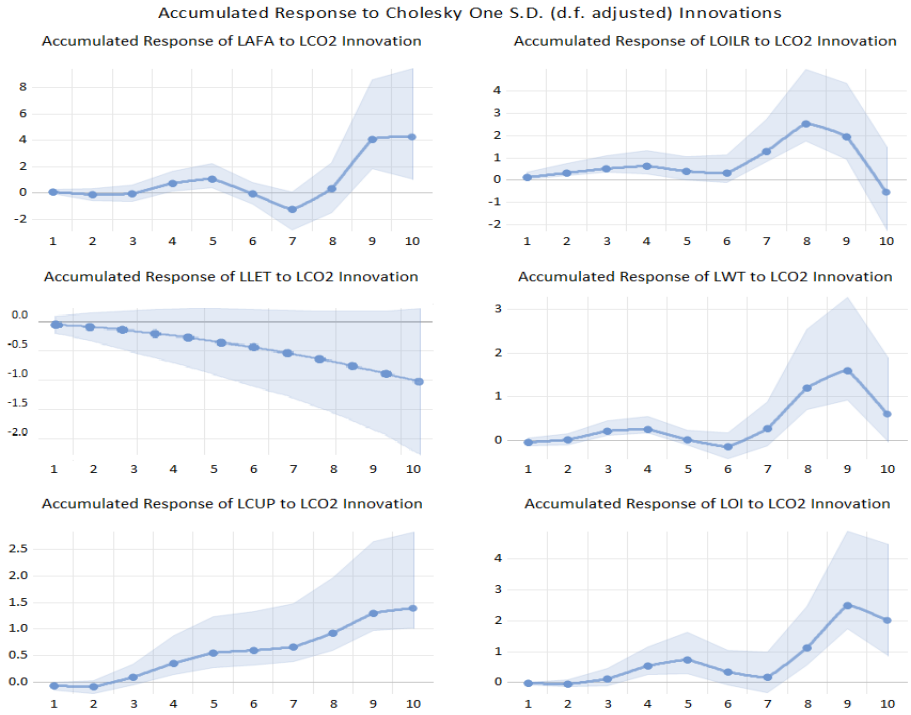
منبع: یافته‌های تحقیق

٦-٢-٥. تابع واکنش آنی

برای اینکه بتوان رابطه تعادلی بلندمدت برای مدل‌های BVAR را به خوبی تحلیل کرد، باید تابع واکنش آنی و تجزیه واریانس را مورد بررسی قرار داد. توابع واکنش آنی رفتار پویای متغیرهای الگو در طول زمان به هنگام تکانه وارده شده به اندازه یک انحراف معیار را نشان می‌دهد. شیوه شناسایی تکانه‌های ساختاری در این پژوهش، مبتنی بر تجزیه چولسکی (Cholesky Decomposition)است. در این روش، با اعمال یک محدودیت مثلثی پایین‌بر ماتریس واریانس- کوواریانس خطاها، ترتیب خاصی از واکنش متغیرها نسبت به شوک‌ها در نظر گرفته می‌شود. در این بخش واکنش پویای LCO2 در اثر شوکی به اندازه یک انحراف معیار بر LAFA، LOilR، LLET، LWT، LCUP و LOI بر اساس تجزیه چولوسکی[1] برای ۱۰ دوره به شرح ذیل ارائه گردیده است:

[1]. Cholesky

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]



نمودار ٤. تابع واکنش آنی انتشار CO2 در اثر تکانه به اندازه یک انحراف معیار

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج تابع واکنش آنی در نمودار (۴)، نشان می‌دهدکه یک شوک مثبت در تملک دارایی‌های مالی (LAFA) در دوره‌های ابتدایی (تا دوره سوم) اثر پایداری بر انتشار CO2 دارد و تغییرات چشمگیری مشاهده نمی‌شود. از دوره سوم به بعد، این اثر با شیب بیشتری افزایش یافته و در دوره ششم به تعادل نسبی می‌رسد. پس از دوره ششم، شوک مذکور منجر به کاهش انتشار CO2 می‌شود که این روند تا دوره هشتم ادامه دارد. با این حال، از دوره هشتم به بعد، اثر شوک به طور قابل‌توجهی معکوس شده و افزایش شدید انتشار CO2 را به همراه دارد. در اقتصاد ایران، تملک دارایی‌های مالی عمدتاً به سمت فعالیت‌هایی هدایت می‌شود که نقش قابل‌توجهی در انتشار گازهای گلخانه‌ای دارند، نظیر سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های انرژی مبتنی بر سوخت‌های فسیلی، صنایع سنگین و توسعه پروژه‌های نفت و گاز. این نوع سرمایه‌گذاری‌ها، در کوتاه‌مدت ممکن است بهبودهای موقتی در بهره‌وری یا کاهش موقت انتشار CO2 را نشان دهند، اما در بلندمدت با افزایش تولید و مصرف

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

انرژی فسیلی، موجب افزایش شدید انتشار CO_2 می‌شوند. فقدان سیاست‌های مناسب برای هدایت این دارایی‌ها به سمت پروژه‌های پایدار و انرژی‌های تجدیدپذیر، یکی از دلایل کلیدی تشدید این روند است. بنابراین، شوک مثبت در این متغیر به دلیل ساختار اقتصاد وابسته به کربن ایران، به رشد انتشار CO_2 در بلندمدت منجر می‌شود. در خصوص درآمد نفت (LOilR)، تابع عکس‌العمل آنی نشان می‌دهد که یک شوک مثبت از همان ابتدای دوره اول تا دوره چهارم به صورت ملایم منجر به افزایش انتشار CO_2 می‌شود. از دوره چهارم تا دوره ششم، اثر شوک به تعادل نسبی می‌رسد و تغییرات قابل توجهی مشاهده نمی‌شود. با این حال، از دوره ششم به بعد، شوک مثبت موجب افزایش قابل توجه انتشارCO_2 می‌شود که این روند تا دوره دهم ادامه دارد و سپس به تدریج کاهش یافته و به صفر نزدیک می‌شود. در اقتصاد ایران، وابستگی شدید به درآمدهای نفتی و استفاده گسترده از منابع فسیلی برای تأمین انرژی، منجر به رشد انتشار CO_2 در اثر شوک‌های مثبت درآمد نفت می‌شود. در خصوص شوک منفی در مالیات اشخاص حقوقی (LLET)، تابع واکنش آنی نشان می‌دهد که از همان ابتدای دوره اول به بعد اثرات انقباضی قابل توجهی بر انتشار CO_2 دارد. با توجه به اینکه کاهش مالیات اشخاص حقوقی توسط دولت فشار مالی بر شرکت‌ها را کم می‌کند این خود می‌تواند دلیلی برای کاهش انتشار CO_2 در ایران باشد، زیرا شرکت‌ها با دسترسی به منابع مالی بیشتر، به استفاده بهینه‌تر از انرژی و بهره‌گیری از فناوری‌های کم‌کربن تمایل پیدا می‌کنند. در خصوص شوک مثبت در مالیات بر ثروت (LWT)، تابع واکنش آنی نشان می‌دهد که از همان ابتدای دوره اول تا دوره چهارم، اثر ملایمی بر افزایش انتشار CO_2 مشاهده می‌شود. از دوره چهارم تا دوره ششم به تعادل نسبی می‌رسد، اما از دوره ششم به بعد، شوک موجب افزایش قابل توجه انتشار CO_2 می‌شود که این روند تا دوره دهم ادامه دارد و سپس به تدریج کاهش یافته و به صفر نزدیک می‌شود. مالیات بر ثروت می‌تواند به دلیل افزایش هزینه‌ها و فشار مالی بر ثروتمندان و کسب وکارهای بزرگ، موجب کاهش مصرف منابع انرژی و فعالیت‌های پرکربن شود. با این حال، در بلندمدت، افزایش این مالیات‌ها ممکن است باعث کاهش تمایل سرمایه‌گذاران به سرمایه‌گذاری در پروژه‌های پایدار و افزایش وابستگی به منابع انرژی آلاینده‌تر شود که در نهایت به افزایش انتشار CO_2 درکشور منجر می‌شود. درخصوص شوک مثبت در پرداخت‌های جاری (LCUP)، تابع واکنش آنی نشان

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

می‌دهد که از همان ابتدای دوره اول به بعد اثرات انبساطی قابل توجهی بر انتشار CO2 دارد. در ایران، بخش قابل توجهی از مصرف انرژی در بخش‌های صنعتی و حمل‌ونقل است، بنابراین، افزایش پرداخت‌های جاری در اقتصاد ایران می‌تواند باعث رشد تقاضای انرژی و به تبع آن، افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای شود. در خصوص شوک مثبت در سایر درآمدها (LOI)، تابع واکنش آنی نشان می‌دهد که از ابتدای دوره اول تا دوره سوم، انتشار CO2 ثابت می‌ماند. از دوره سوم تا دوره پنجم، با شیب ملایمی افزایش می‌یابد. سپس، از دوره پنجم تا دوره هفتم، انتشار CO2 به حالت تعادل نسبی می‌رسد. از دوره هفتم تا دوره دهم، این شوک منجر به افزایش شدیدتر انتشار CO2 می‌شود. افزایش سایر درآمدهای دولت، مانند درآمدهای حاصل از صادرات غیرنفتی یا درآمدهای مالیاتی از بخش‌های غیرنفتی، ممکن است منجر به افزایش مصرف و تقاضای انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی شود. این درآمدها می‌توانند به افزایش سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها، گسترش صنایع و بخش‌های تولیدی و همچنین افزایش تقاضا برای انرژی و منابع دیگر منجر شوند. در ایران که بخش قابل توجهی از اقتصاد وابسته به مصرف انرژی است، این افزایش تقاضا می‌تواند به افزایش انتشار CO2کمک کند.

بنابراین در یک جمع‌بندی کلی می‌توان بیان کرد که شوک‌های تملک دارایی‌های مالی، درآمد نفت، مالیات بر ثروت، پرداخت‌های جاری و سایر درآمدها، اثرات مثبتی بر انتشار CO2 دارند که بیشترین اثر مربوط شوک تملک دارایی‌های مالی است. این یافته پژوهش ما در راستای نتایج مطالعات اوغلو و کاتیرچی اوغلو (۲۰۱۸)، یولان و همکاران (۲۰۱۹)، آیک و همکاران (۲۰۲۰)، حکمتی فرید و همکاران (۱۳۹۶) و کریمی خرمی (۱۴۰۱) است، آن‌ها با مطالعه تأثیر سیاست‌های مالی بر انتشار CO2 با استفاده از مدل‌های رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) و رگرسیون خطی چند متغیره (MLR) گزارش دادند که تأثیر مثبت و معناداری بین سیاست‌های مالی و انتشار گازهای گلخانه‌ای برقرار است و سیاست‌های مالی انتشار CO2 را افزایش می‌دهد. در مقابل، تنها شوک مالیات اشخاص حقوقی است که اثر منفی بر انتشار CO2دارد. این یافته پژوهش ما در راستای نتایج مطالعات هالکوس و پایزانوس (۲۰۱۶)، عباس و همکاران (۲۰۲۲)، لی و همکاران (۲۰۲۴)، کاظم پور چورس و همکاران (۱۳۹۵) و جهانگرد و همکاران (۱۳۹۸) است آنها با مطالعه اثر سیاست‌های

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

مالی بر انتشار CO2 با استفاده از مدل‌های خودرگرسیون برداری (VAR)، مدل خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی گسترده (ARDL) و روش تفاوت در اختلافات (DID) معتقد بودند که سیاست-های مالی یک اقدام مؤثر برای کاهش انتشار CO2 است.

۷-۲-۵. 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 می‌باشد با توجه به مدل برآورد شده جدول زیر توسط S.E[1] ستون مربوط به S.E میزان خطای پیش‌بینی انتشار گازهای گلخانه‌ای (CO2) را ارائه می‌کند که از طریق متغیر انتشار CO2 و متغیرهای مستقل الگو برآورد شده است.

جدول ۱۰. نتایج تجزیه واریانس

دوره	S.E	LCO2	LAFA	LOilR	LLET	LWT	LCUP	LOI
۱	۰/۰۷۹	۱۰۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۲	۰/۰۹۲	۸۵/۸۲	۰/۲۱۶	۰/۰۰۱	۷/۹۱	۴/۹۰	۱/۱۰	۰/۰۲۵
۳	۰/۱۱۵	۶۴/۴۷	۰/۴۳۸	۰/۹۱۷	۶/۲۴	۲۵/۴۲	۲/۴۳	۰/۰۵۸
۴	۰/۱۶۶	۵۲/۸۳	۲/۷۹	۲۰/۹۹	۷/۷۰	۴۱/۱۲	۱/۱۷	۰/۳۷۲
۵	۰/۲۳۰	۴۳/۸۸	۶/۵۱	۲۱/۷۹	۷/۸۴	۱۷/۴۸	۲/۰۱	۰/۴۵۴
۶	۰/۲۵۶	۳۵/۷۷	۶/۲۱	۲۰/۹۷	۹/۲۱	۲۵/۳۲	۲/۰۹	۰/۳۹۷
۷	۰/۳۴۲	۲۶/۳۹	۵/۳۷	۲۷/۴۹	۱۸/۱۹	۱۹/۳۰	۲/۴۶	۰/۷۷۸
۸	۰/۴۲۰	۱۷/۵۹	۵/۱۳	۱۸/۶۵	۱۲/۳۹	۴۱/۷۱	۳/۹۴	۰/۵۸۰
۹	۰/۶۱۳	۲۲/۱۸	۳/۹۰	۳۴/۳۶	۱۶/۹۶	۱۹/۸۷	۱/۹۹	۰/۷۱۹
۱۰	۰/۸۵۹	۲۰/۳۴	۶/۵۰	۲۴/۶۴	۱۳/۵۲	۳۰/۷۶	۳/۵۰	۰/۷۰۶

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج در جدول (۱۰)، نشان می‌دهد که برای تمام دوره، بیشترین خطای پیش‌بینی مربوط به انتشار گازهای گلخانه‌ای (LCO2) می‌باشد که روند آن در طول دوره کاهشی بوده و در مقابل، متغیرهای درآمد نفت (LOilR) و مالیات بر ثروت (LWT) بیشترین نقش را در توضیح خطای پیش‌بینی دارند و در دوره‌های میانی (۴تا۱۰)، سهم این متغیرها افزایش می‌یابند. به گونه‌ای که سهم درآمد نفت از

[1]. Standard Error (S.E)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

۰ درصد در دوره اول به ۲۴/۶۴ درصد در دوره دهم رسیده است و سهم مالیات بر ثروت از ۰ درصد در دوره اول به ۳۰/۷۶ درصد در دوره دهم افزایش یافته است که بیانگر تأثیر بلندمدت این متغیرها بر فعالیت‌های اقتصادی و در نتیجه انتشار CO2 می‌باشند.

٦. نتیجه‌گیری و بحث

در سال‌های اخیر، بحران‌های زیست‌محیطی ناشی از تغییرات اقلیمی و افزایش گازهای گلخانه‌ای، لزوم توجه به تأثیر سیاست‌های مالی بر وضعیت محیط‌زیست را به‌طور چشمگیری برجسته کرده است. ایران به‌عنوان یک کشور نفت‌خیز که به شدت به سوخت‌های فسیلی وابسته است، یکی از آسیب‌پذیرترین کشورهای جهان در برابر تغییرات اقلیمی و انتشار گازهای گلخانه‌ای، به‌ویژه دی‌اکسید کربن، محسوب می‌شود. در این زمینه، سیاست‌های مالی که بر فعالیت‌های اقتصادی اثرگذارند، می‌توانند نقشی مؤثر در کاهش و مدیریت انتشار CO2 ایفا کنند. هدف این مطالعه پیش‌بینی اثرات سیاست‌های مالی بر انتشار گازهای گلخانه‌ای (CO2) در ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ با استفاده از روش‌های پیشرفته میانگین‌گیری بیزی (BMA) و خودرگرسیون برداری بیزی (BVAR) است. نتایج نشان می‌دهد که با استفاده از روش مذکور، از بین ۱۴ متغیر سیاست‌های مالی، پنج مدل اول با بیشترین احتمال وقوع پسین استخراج شد. بهترین نتایج به مدل‌هایی تعلق داشت که شامل متغیرهای تملک دارایی‌های مالی، درآمد نفت، مالیات اشخاص حقوقی، مالیات بر ثروت، پرداخت‌های جاری و سایر درآمدها بودند. در ادامه، به‌کمک روش BVAR تأثیر این متغیرها بر انتشار CO2 در ۱۰ دوره بررسی شد. نتایج تابع واکنش آنی نشان داد که شوک‌های تملک دارایی‌های مالی، درآمد نفت، مالیات بر ثروت، پرداخت‌های جاری و سایر درآمدها، اثرات مثبتی بر انتشار داشته‌اند که بیشترین اثر مربوط شوک تملک دارایی‌های مالی است. در مقابل، تنها شوک مالیات اشخاص حقوقی، اثر منفی را نشان داد. همچنین، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی انتشار CO2 نشان داد که متغیرهای درآمد نفت و مالیات بر ثروت بیشترین نقش را در توضیح خطای پیش‌بینی دارند و در دوره‌های میانی (۴تا۱۰) سهم این متغیرها افزایش می‌یابند. این یافته‌ها بر اهمیت طراحی سیاست های مالی به‌طور هدفمند و استراتژیک تأکید می‌کند. در اقتصاد ایران که وابستگی زیادی به منابع انرژی فسیلی دارد، سیاست‌گذاری در زمینه‌های مالی می‌تواند تأثیرات قابل توجهی در جهت کاهش آلودگی زیست محیطی و بهبود وضعیت اقتصادی ایفا کند. از سوی دیگر، با

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

توجه به سهم بالای درآمد نفت در تأمین منابع مالی کشور، طراحی سیاست‌های مالی و اقتصادی که بتوانند از این منابع به‌طور پایدار بهره‌برداری کنند و همزمان به کاهش انتشار CO_2 کمک کنند، ضروری به نظر می‌رسد. با توجه به نتایج این پژوهش، پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران ایرانی، در فرآیندهای تصمیم‌گیری اقتصادی، به‌ویژه در سیاست‌های مالی، توجه ویژه‌ای به اثرات زیست‌محیطی داشته باشند. استفاده از سیاست‌های مالی متنوعی که وابستگی به منابع فسیلی را کاهش دهد و منابع مالی دیگری همچون مالیات بر ثروت و درآمد نفت را به‌گونه‌ای پایدار مدیریت کند، می‌تواند به کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای در بلندمدت کمک کند. به‌علاوه، اعمال سیاست‌های تشویقی برای سرمایه‌گذاری در انرژی‌های تجدیدپذیر و استفاده از ابزارهای مالی برای کاهش شدت کربن‌زدایی در بخش‌های مختلف اقتصادی می‌تواند به بهبود وضعیت زیست محیطی ایران منجر شود.

۷. محدودیت‌های پژوهش و پیشنهادات برای تحقیقات آتی

اگرچه این پژوهش با بهره‌گیری از روش‌های پیشرفته آماری نظیر میانگین‌گیری بیزی (BMA) و مدل خودرگرسیون برداری بیزی (BVAR) به بررسی اثرات سیاست‌های مالی بر انتشار گازهای گلخانه‌ای در ایران پرداخته است، اما با محدودیت‌هایی نیز مواجه بوده است. نخست، به‌دلیل فقدان داده‌های سری زمانی بلندمدت برای برخی متغیرهای زیست‌محیطی یا سیاستی، تمرکز پژوهش تنها بر متغیرهای در دسترس مانند CO_2 و شاخص‌های مالی متمرکز شده است. دوم، این مطالعه صرفاً بر اثرات سیاست‌های مالی تمرکز داشته و از تحلیل هم‌زمان سایر سیاست‌ها مانند سیاست‌های انرژی، سیاست‌های محیط‌زیستی یا فناوری‌های سبز غفلت شده است. سوم، به‌علت ماهیت اسمی برخی متغیرها و محدودیت در دسترسی به داده‌های واقعی یا تعدیل شده بر حسب تورم، نتایج ممکن است تا حدودی تحت‌تأثیر تغییرات سطح عمومی قیمت‌ها قرار گرفته باشند. در نهایت، محدودیت در سنجش متغیرهای غیررسمی یا اثرات غیرقابل مشاهده (نظیر فساد، ناکارایی اجرایی و...) از دیگر محدودیت‌های این پژوهش است. در راستای گسترش این حوزه پژوهشی، برای تحقیقات آتی پیشنهاد می‌شود:

- از داده‌های پانل در مقایسه بین‌کشوری برای بررسی تفاوت ساختارهای مالی و زیست‌محیطی کشورها استفاده شود؛

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

- سیاست‌های مالی با سایر سیاست‌ها مانند سیاست‌های انرژی، نوآوری و سیاست‌های تنظیمی زیست‌محیطی، در چارچوب مدل‌های ساختاری پیچیده‌تر مورد بررسی قرار گیرد؛
- مدل‌های پویای غیرخطی با تفکیک بخشی (مانند بخش انرژی، صنعت، یا دولتی) توسعه یابند تا منشأ دقیق‌تر انتشار گازهای گلخانه‌ای شناسایی شود.

۸. تقدیر و تشکر

این پژوهش حاصل بخشی از رساله دکتری نویسندهٔ اول است که با حمایت دانشگاه فردوسی مشهد اجرا شده است. نویسندگان لازم می‌دانند از دانشجویان و استادان دانشکده اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد که در اجرای این پژوهش شرکت داشته‌اند، تشکر و قدردانی کنند. همچنین، از پیشنهادها و توصیه‌های شایسته داوران محترم و ناشناس که در بهبود کیفی مقاله نقش مهمی داشته‌اند و نیز از کارشناس پژوهش (حسین تقی زاده) فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی تشکر و قدردانی می‌شود.

References

Abbass, K., Song, H., Khan, F., Begum, H., & Asif, M. (2022). Fresh insight through the VAR approach to investigate the effects of fiscal policy on environmental pollution in Pakistan. Environmental Science and Pollution Research, 29(16), 23001-23014.

Anser, K., Syed, Q., Khalid, N., Turi, J. A., & Shah, J. A. (2020). Impact of Monetary Policy Uncertainty and Fiscal Policy Uncertainty on CO2 Emissions in the Us. Economic Modelling, 37(11), 547-557.

Apergis, N., & Payne, J. E. (2012). Renewable and non-renewable energy consumption-growth nexus: Evidence from a panel error correction model. Energy economics, 34(3), 733-738.

Aqeli, L., Sadeghi, H., & Asvar, A. (2014). The effect of democracy on environmental pollution: Evidence from selected oil exporting countries, Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 11(2), 40-21. (In Persian).

Aitkazina, M. A., Nurmaganbet, E., Syrlybekkyzy, S., Koibakova, S., Zhidebayeva, A. E., & Aubakirov, M. Z. (2019). THREATS TO SUSTAINABLE DEVELOPMENT DUE TO INCREASE OF GREENHOUSE GAS EMISSIONS IN A KEY SECTOR. Journal of Security & Sustainability Issues, 9(1).

Chan, Y. T. (2020). Are macroeconomic policies better in curbing air pollution than environmental policies? A DSGE approach with carbon-dependent fiscal and monetary policies. Energy Policy, 141, 111454.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

Chien, F., Hsu, C. C., Zhang, Y., Tran, T. D., & Li, L. (2021). Assessing the impact of green fiscal policies and energy poverty on energy efficiency. Environmental Science and Pollution Research International, 29(3), 4363.

Chishti, M. Z., Ahmad, M., Rehman, A., & Khan, M. K. (2021). Mitigations pathways towards sustainable development: assessing the influence of fiscal and monetary policies on carbon emissions in BRICS economies. Journal of Cleaner Production, 292, 126035.

Christ, C. F. (1967). A short-run aggregate-demand model of the interdependence and effects of monetary and fiscal policies with Keynesian and classical interest elasticities. The American Economic Review, 57(2), 434-443.

Danilov, D., & Magnus, J. R. (2004). On the harm that ignoring pretesting can cause. Journal of Econometrics, 122(1), 27-46.

Fotros, M. H., Najarzadeh, A., and Pirouz Mohammadi, F. (2012). Studying the relationship between air pollution, energy intensity and openness of the Iranian economy, Economic Journal, 12(11), 59-77. (In Persian).

Fang, X., Li, R., Kan, H., Bottai, M., Fang, F., & Cao, Y. (2016). Bayesian model averaging method for evaluating associations between air pollution and respiratory mortality: a time-series study. BMJ open, 6(8), e011487.

Ho, W. T., & Yu, F. W. (2022). Optimal selection of predictors for greenhouse gas emissions forecast in Hong Kong. Journal of cleaner production, 370, 133310.

Hazemba, M., & Halog, A. (2021). Systematic review of how environmental management policies are incorporated into national development plans in order to achieve sustainable development. Environmental Challenges, 3, 100041.

Halkos, G. E., & Paizanos, E. A. (2016). The effects of fiscal policy on CO2 emissions: evidence from the USA. Energy policy, 88, 317-328.

Hekmati Farid, S., Rezazadeh, A., & Fattahi, F. (2017). The Indirect Effect of Fiscal Policy on Environmental Quality in Developing Countries: A PSTR Approach, Journal of Environmental Researches, 8(16), 115-126. (In Persian).

Ike, G. N., Usman, O., & Sarkodie, S. A. (2020). Fiscal policy and CO2 emissions from heterogeneous fuel sources in Thailand: evidence from multiple structural breaks cointegration test. Science of the Total Environment, 702, 134711.

Jafari Parviz Khanloo, K., Paytakhti Oskoui, S.A., & Azli, R. (2021). Investigating the impact of information and communication technology and economic growth on environmental pollution: A case study of the Persian Gulf countries, journal of Economic Studies and Policies, 8 (1), 111-138. (In Persian).

Jahangard, E., Banoui, A.A., Barkhodari, S., Amehad, H., & Dodabinejad, A. (2019). Comparing the economic effects of applying a carbon emission tax and an energy price tax in the Iranian economy: A computable general equilibrium approach, Journal of Iranian Energy Economics, 8 (30), 61-92. (In Persian).

Karimi Khorami, A. (2022). The impact of financial policies on environmental pollution in Iran, 2nd International Conference on Management Laboratory and

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

Innovative Approaches in Management and Economics, Imam Hossein University, Tehran. (In Persian).

Katircioglu, S., & Katircioglu, S. (2018). Testing the role of fiscal policy in the environmental degradation: the case of Turkey. Environmental Science and Pollution Research, 25(6), 5616-5630.

Kaushal, L. A., & Pathak, N. (2015). The causal relationship among economic growth, financial development and trade openness in Indian economy. International Journal of Economic Perspectives, 9(2), 5-22.

Kazempour Choros, A., Karimi Tekanloo, Z., & Barghi Oskouei, M. M. (2016). Studying the effect of fiscal policies on CO2 emissions in Iran, separated into production and consumption sectors, Master's thesis, University of Tabriz. (In Persian).

Khalilian, A., Haghighat, J., Asgharpour, H., & Behboudi, D. (2024). The effects of monetary and fiscal policies on environmental pollutants in Iran: A nonlinear approach, Journal of Technology in Entrepreneurship and Strategic Management, 3(1), 51-66. (In Persian).

Khoshe Gol Grosi, M., & Afshari, Z. (2019). The effect of macroeconomic shocks on investment in the housing sector in Iran using the Bayesian vector autoregression method, Journal of Urban Economics and Management, 8(30), 51-65. (In Persian).

Kwak, S. (2014). The dynamics of state fiscal behavior over the business cycle: Are state fiscal policies procyclical?. The American Review of Public Administration, 44(5), 550-574.

Lee, C. C., Wang, E. Z., & Tang, H. (2024). Green fiscal policy and carbon emission: Enterprises' level evidence from China. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 203, 114795.

Li, K., & Lin, B. (2015). Impacts of urbanization and industrialization on energy consumption/CO2 emissions: does the level of development matter?. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 52, 1107-1122.

Magnus, J. R., Powell, O., & Prüfer, P. (2010). A comparison of two model averaging techniques with an application to growth empirics. Journal of econometrics, 154(2), 139-153.

Mahdavi, A., & Amir Babaei, S. (2015). Studying the effect of financial development on environmental quality in Iran, Journal of Economic Research (Sustainable Growth and Development), 15(4), 1-23. (In Persian).

Mohammadi, T., khiabani N, Bahrami J., & fahimifar F, (2020). Comparison of Different Methods of Predicting Iran's Economic Growth with an Emphasis on Dynamic Model Selection and Dynamic Model Averaging. The Economic Research (Sustainable Growth and Development), 20(4), 93-123. (In Persian).

Maji, I. K. (2015). Does clean energy contribute to economic growth? Evidence from Nigeria. Energy Reports, 1, 145-150.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]

Mankiw, N. G., Kneebone, R. D., McKenzie, K. J., & Rowe, N. (2007). Principles ofmacroeconomics.https://www.amazon.com/Principles-of-Macroeconomics/dp/0176872833

Musgrave, R. A. (1987). US fiscal policy, Keynes, and Keynesian economics. Journal of Post Keynesian Economics, 10(2), 171-182.

Nemati, Gh., Alizadeh, M., & Fotros, M. H. (2019). Identifying factors affecting private sector investment in housing with emphasis on fiscal and monetary policies: Bayesian approach, Journal of Urban Economics and Management, 8(29), 87-109. (In Persian).

Nong, D., Simshauser, P., & Nguyen, D. B. (2021). Greenhouse gas emissions vs CO2 emissions: Comparative analysis of a global carbon tax. Applied Energy, 298, 117223.

Palley, T. I. (2013). Keynesian, classical and new Keynesian approaches to fiscal policy: Comparison and critique. Review of Political Economy, 25(2), 179-204.

Panahi, F., Ehteram, M., Ahmed, A. N., Huang, Y. F., Mosavi, A., & El-Shafie, A. (2021). Streamflow prediction with large climate indices using several hybrid multilayer perceptrons and copula Bayesian model averaging. Ecological Indicators, 133, 108285.

Saheb-Honar, H., Cheshmi, A., & Fallahi, M. A. (2012). Studying the effect of monetary shocks on different sectors of the Iranian economy, Economic Growth and Development Research (EGDR), 3(11), 41-56. (In Persian).

Setayesh, S., Hanifi, F., & Zomordian, Gh. (2020). Studying the relationship between inflation rate and deposit facility rate gap in the Iranian economy, Journal of Business Management, 12(45), 111-137. (In Persian).

Stern, N. (2006). Stern review: the economics of climate change. HM treasury.

Thomas, D. C., Jerrett, M., Kuenzli, N., Louis, T. A., Dominici, F., Zeger, S., & Bates, D. (2007). Bayesian model averaging in time-series studies of air pollution and mortality. Journal of Toxicology and Environmental Health, Part A, 70(3-4), 311-315.

Vasylieva, T., Lyulyov, O., Bilan, Y., & Streimikiene, D. (2019). Sustainable economic development and greenhouse gas emissions: The dynamic impact of renewable energy consumption, GDP, and corruption. Energies, 12(17), 3289.

Yilanci, V., & Pata, U. K. (2022). On the interaction between fiscal policy and CO2 emissions in G7 countries: 1875–2016. Journal of Environmental Economics and Policy, 11(2), 196-217.

Yuelan, P., Akbar, M. W., Hafeez, M., Ahmad, M., Zia, Z., & Ullah, S. (2019). The nexus of fiscal policy instruments and environmental degradation in China. Environmental Science and Pollution Research, 26(28), 28919-28932.

Zeng, I. Y., Du, C., Xiong, J., Gong, T., & Wu, T. (2024). Tax policy or carbon emission quota: A theory on traditional ICEV transportation regulation. Energy, 289, 129848.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-07-01]