



Semnan University

## Journal of Econometric Modelling

Journal homepage <https://jem.semnan.ac.ir/?lang=en>



### Research Article

## The impact of income inequality on the environmental Kuznets curve in Iran's provinces

Farzaneh Maleki

Ph.D. Student in Economics, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, Semnan, Iran

[Farzanemaleki2023@semnan.ac.ir](mailto:Farzanemaleki2023@semnan.ac.ir)

**Mahboobeh Farahati** (Corresponding Author)

Associate Professor of Economics, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, Semnan, Iran

[m.farahati@semnan.ac.ir](mailto:m.farahati@semnan.ac.ir)

### PAPER INFO

#### **Paper history:**

Received: 09. 04. 2025

Revised: 14. 05. 2025

Accepted: 20. 05. 2025

#### **JEL Classification:**

O44, Q15, O53, C23

#### **Keywords:**

Environmental pollution,  
Economic growth,  
Income inequality,  
Panel ARDL,  
Iran's provinces

### ABSTRACT

In recent decades, the growing environmental pollution has become one of the primary concerns of policymakers and researchers in the field of sustainable development. Economic growth, which has always been one of the key goals of governments, can simultaneously lead to increased pollution in the early stages of development and to its reduction in more advanced stages through technological advancement and increased environmental awareness. Therefore, examining the relationship between economic growth and CO<sub>2</sub> emissions is of considerable importance. However, this relationship may be subject to change under the influence of factors. The main objective of this study is to investigate the role of income inequality in the relationship between economic growth and environmental quality using data from the period 1390-1400 in the provinces of Iran. For this purpose, real GDP per capita, per capita carbon dioxide (CO<sub>2</sub>) emissions, and Gini coefficient are used as indicators of economic growth, environmental pollution, and income inequality, respectively. The results obtained from applying the panel Autoregressive Distributed Lag (ARDL) technique indicate that in the long run, with the increase in per capita income, CO<sub>2</sub> emissions initially increase but after reaching a certain level of per capita income, CO<sub>2</sub> emissions decrease. This result implies that the Environmental Kuznets Curve (EKC) hypothesis is confirmed for the provinces of Iran. Additionally, according to the results, an increase in income inequality causes CO<sub>2</sub> emissions to reach their maximum level at a higher per capita income. Therefore, it is suggested that alongside growth policies, reducing income inequality should be targeted by planners and economic policymakers to improve environmental quality.

© 2023 Published by Semnan University Press. All rights reserved.

## تأثیر نابرابری در آمد بر منحنی زیست محیطی کوزنتس در استان‌های ایران<sup>۱</sup>

فرزانه ملکی

دانشجوی دکترای اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران

[Farzanemaleki2023@semnan.ac.ir](mailto:Farzanemaleki2023@semnan.ac.ir)

محبوبه فراهتی (نویسنده مسئول)

استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران

[m.farahati@semnan.ac.ir](mailto:m.farahati@semnan.ac.ir)

نوع مقاله: علمی - پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۱/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۲/۳۰

### چکیده:

در دهه‌های اخیر، افزایش روزافزون آلودگی‌های زیست‌محیطی به یکی از دغدغه‌های اصلی سیاست‌گذاران و پژوهشگران در حوزه توسعه پایدار تبدیل شده است. رشد اقتصادی که همواره از اهداف کلیدی دولت‌هاست می‌تواند همزمان موجب افزایش آلودگی در مراحل اولیه توسعه و کاهش آن در مراحل پیشرفته‌تر از طریق ارتقاء فناوری و آگاهی‌های زیست‌محیطی شود. از این‌رو، بررسی رابطه میان رشد اقتصادی و انتشار  $CO_2$  از اهمیت قابل توجهی برخوردار است. با این حال، این رابطه ممکن است تحت تأثیر عواملی دستخوش تغییر شود. هدف اصلی این پژوهش بررسی نقش نابرابری درآمد در ارتباط میان رشد اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست با استفاده از داده‌های مربوط به دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۹۰ در استان‌های ایران است. برای این منظور، سرانه تولید ناخالص داخلی حقیقی، سرانه انتشار دی‌اکسید کربن ( $CO_2$ ) و ضریب جینی به‌ترتیب به‌عنوان شاخص‌هایی از رشد اقتصادی، آلودگی محیط‌زیست و نابرابری درآمد به‌کار گرفته شده‌اند. نتایج حاصل از به‌کارگیری تکنیک خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی پانلی (Panel ARDL) نشان می‌دهند که در بلندمدت، با افزایش درآمد سرانه، انتشار  $CO_2$  ابتدا افزایش می‌یابد ولی پس از رسیدن به یک سطح خاصی از درآمد سرانه، انتشار  $CO_2$  کاهش می‌یابد. این نتیجه دلالت دارد که فرضیه منحنی کوزنتس زیست محیطی (EKC) برای استان‌های ایران تأیید می‌شود. همچنین طبق نتایج افزایش نابرابری درآمد موجب می‌شود انتشار  $CO_2$  در سطح بالاتری از درآمد سرانه به حداکثر مقدار خود برسد. بنابراین پیشنهاد می‌شود به موازات سیاست‌های رشدی، کاهش نابرابری درآمد جهت بهبود کیفیت محیط‌زیست توسط برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران اقتصادی هدفگذاری شود.

طبقه‌بندی JEL: O44, O15, O53, C23

کلید واژه‌ها: آلودگی محیط‌زیست، رشد اقتصادی، نابرابری درآمد، تکنیک خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی پانلی، استانهای ایران

۱. این مقاله مستخرج از طرح تحقیقاتی داخلی نوع الف در دانشگاه سمنان است که با استفاده از اعتبار پژوهشی (پژوهانه) دانشگاه سمنان با شماره ۱۴۰۳۲۰۷ ط/۲۲۶/۱۴۰۳ انجام شده است.

## ۱. مقدمه

جهان در عصر حاضر، بحرانی ترین روزهای خود را از لحاظ تخریب منابع طبیعی، افزایش آلاینده-های زیست محیطی، تغییرات آب و هوایی و پایان ذخایر فسیلی می گذراند در این راستا نگرانی عمومی در سراسر جهان در مورد کیفیت محیط زیست، تلاش های زیادی را برای یافتن عوامل تعیین کننده تخریب محیط زیست برانگیخته است.

در سال های اخیر، افزایش سریع تخریب محیط زیست<sup>۱</sup> (ED) به یک مسئله بحرانی تبدیل شده است که مرزهای اکولوژیکی سیاره و توسعه انسانی را تهدید می کند. انتشار گازهای گلخانه ای ناشی از فعالیت های اقتصادی، به ویژه صنعت و کشاورزی، تخریب اکولوژیکی را تسریع می کند. این امر منجر به ظهور بیماری های جدید، ناپایداری اقتصادی و بحران هایی در زندگی اجتماعی شده است (اوزار<sup>۲</sup>، ۲۰۲۳)، علاوه بر این، دستیابی به اهداف توسعه پایدار را پیچیده تر می کند، زیرا تخلیه منابع طبیعی و آسیب به اکوسیستم ها توانایی نسل های آینده برای تأمین نیازهای خود را به خطر می اندازد (حاجیان و کاشانی<sup>۳</sup>، ۱۳۹۰؛ وانگ<sup>۴</sup> و همکاران، ۲۰۲۴). جمعیت جهانی در حال رشد و اقتصادهای سریعاً در حال گسترش، استفاده از سوخت های فسیلی را تشدید کرده و سطح کربن جو و دمای جهانی را به بالاترین حد خود رسانده است (سانوئیس<sup>۵</sup> و همکاران، ۲۰۱۹؛ نونس<sup>۶</sup>، ۲۰۲۳). این روند تأثیرات تغییرات اقلیمی را تشدید کرده و منجر به بروز بلایای طبیعی بیشتری مانند سیلاب ها، خشکسالی ها و رویدادهای آب و هوایی شدید شده است (باتن<sup>۷</sup> و همکاران، ۲۰۲۰). تأثیرات بلندمدت مسائل محیط زیستی فراتر از تخلیه منابع طبیعی است و مستقیماً به رفاه اجتماعی و اقتصادی جوامع آسیب می زند.

در این راستا بسیاری از محققان به کاوش در رابطه بین اقتصاد و محیط زیست می پردازند. زیرا تطبیق رشد اقتصادی با پایداری زیست محیطی یکی از دغدغه های اصلی در بحث اقتصاد محیط زیست است، چراکه تئوری رشد عمدتاً محیط زیست را نادیده گرفته است. یکی از مباحث

---

1. Environmental Degradation

2. Uzar

3. Hajian and Kashani

4. Wang

5. Saunois

6. Nunes

7. Batten

جنبی رشد اقتصادی، مبحث بحران‌های زیست محیطی است. رشد اقتصادی معمولاً به ایجاد خسارت‌های زیست‌محیطی مانند استفاده فزاینده از منابع طبیعی و انتشار حجم زیادی از آلاینده‌های گلخانه‌ای می‌انجامد. از این جهت رشد اقتصادی با تخریب محیط‌زیست و انباشت آلودگی همراه است. این موضوع بر اهمیت مسائل زیست‌محیطی در برنامه‌ریزی‌های اقتصادی کشور افزوده است. برای این اساس، تمامی کشورها تلاش می‌کنند با برنامه ریزی درست و به کارگیری شیوه‌های مناسب و مدرن، نه تنها به اهداف اقتصادی خود دست یابند، بلکه خسارت‌های زیست‌محیطی ناشی از رشد اقتصادی را نیز به حداقل مقدار ممکن برسانند. بنابراین، بررسی رابطه بین کیفیت محیط‌زیست و رشد اقتصادی از اهمیت بالایی برخوردار است

رشد اقتصادی بالا، به نوعی به مصرف سوخت فسیلی مربوط می‌شود که با تولید گازهای گلخانه‌ای<sup>۱</sup> (GHGs) در محیط موجب گرم شدن جو می‌شود (هاناکا و پرتغال پیرا<sup>۲</sup>، ۲۰۱۸؛ توما<sup>۳</sup> و همکاران، ۲۰۲۰). با توجه به اینکه رشد اقتصادی بالا، به محور اصلی تمام سیاست‌های دولت در کشورهای در حال توسعه برای مبارزه با فقر تبدیل شده است لذا در این زمینه، مشکلات جهانی آلودگی محیط‌زیست برآمده از انتشار گازهای گلخانه‌ای، به ویژه انتشار CO<sub>2</sub> منجر شده تا آسیب‌های زیست‌محیطی ناشی از فعالیت‌های اقتصادی به یک مشکل اساسی تبدیل شود.

ایران با انتشار ۶۸۶ میلیون تن دی‌اکسیدکربن از سوخت‌های فسیلی در سال ۲۰۲۲، حدود ۱۸٪ از انتشار جهانی این گاز را به خود اختصاص داده است. این میزان معادل ۷۶۷ تن دی‌اکسیدکربن به ازای هر نفر است. مطالعات نشان می‌دهند که استان‌های ایران در زمینه انتشار دی‌اکسیدکربن با تفاوت‌های قابل توجهی مواجه هستند. برخی استان‌ها به دلیل فعالیت‌های صنعتی، حمل‌ونقل و مصرف بالای انرژی، میزان بالاتری از انتشار دی‌اکسیدکربن را تجربه می‌کنند. در مقابل، استان‌هایی نیز وجود دارند که با بهره‌گیری از منابع انرژی تجدیدپذیر و سیاست‌های زیست‌محیطی مؤثر، موفق به کاهش این میزان شده‌اند. بر اساس داده‌ها طی دهه اخیر، در برخی استان‌ها مانند اصفهان و تهران، کاهش قابل توجهی در میزان انتشار دی‌اکسیدکربن مشاهده می‌شود که به‌طور خاص می‌تواند به واسطه تغییرات صنعتی و بهبود فناوری‌های آلاینده‌گری باشد، در حالی که استان‌هایی مانند هرمزگان و یزد همچنان با انتشار بالای این گاز مواجه‌اند. این

1. Greenhouse gases

2. Hanaki & Portugal-Pereira

3. Toma

موضوع اهمیت ویژه‌ای در راستای سیاست‌گذاری‌های محیط‌زیستی و کاهش تغییرات اقلیمی دارد، چرا که دی‌اکسیدکربن یکی از گازهای گلخانه‌ای اصلی است که تأثیر مستقیمی بر گرمایش جهانی و تغییرات اقلیمی دارد. کاهش این گاز در سطح استان‌ها می‌تواند به بهبود کیفیت هوا، سلامت عمومی و توسعه پایدار در کشور کمک کند.

بیشترین میزان انتشار سرانه دی‌اکسید کربن طی دهه اخیر به‌ترتیب مربوط به استان‌های هرمزگان، یزد، قزوین سمنان، سیستان و بلوچستان، بوشهر، مرکزی، کرمانشاه و اصفهان است. بررسی ارتباط میان رشد اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست در دهه‌های گذشته مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است. از بعد نظری ارتباط میان رشد اقتصادی و شاخص‌های کیفیت زیست‌محیطی به صورت U معکوس می‌باشد که به منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (EKC) مشهور است؛ به‌طوری که انتظار می‌رود در سطوح اولیه رشد اقتصادی، تخریب محیط‌زیست همراه با افزایش درآمد سرانه افزایش یافته و به تدریج با افزایش درآمد سرانه تخریب محیط‌زیست کاهش می‌یابد (حسینی‌نسب و پایکاری، ۱۳۹۱).

علاوه بر رشد اقتصادی، نابرابری درآمدی نیز بر کیفیت محیط‌زیست اثرگذار است. افزایش نابرابری درآمد در تمام اشکال آن در همه جا، همراه با آلودگی محیط‌زیست، از اولویت‌ها و نگرانی‌های اصلی اهداف توسعه پایدار سازمان ملل هستند (جمعه پور<sup>۱</sup>، ۲۰۱۷). نابرابری درآمد ممکن است منجر به کاهش حفاظت از کیفیت محیط‌زیست شود و در بلندمدت موجب افزایش انتشار مواد سمی گردد، زیرا می‌تواند مشکلاتی در سیاست‌های حفاظت از محیط‌زیست ایجاد کند (گروترا<sup>۲</sup> و همکاران، ۲۰۱۷).

بویس<sup>۳</sup> (۱۹۹۴) برای اولین بار ایده اثرگذاری توزیع درآمد بر تقاضای کیفیت محیط‌زیست را مطرح کرد. به اعتقاد وی ثروتمندان همیشه از قدرت اجتماعی بیشتری برخوردار بوده و ترجیح می‌دهند کالاهای آلوده‌کننده بیشتری مصرف کنند اما مسئولیت کمتری را برای هزینه آلودگی مربوطه متحمل می‌شوند. عدم تعادل توزیع قدرت اجتماعی منجر به توزیع نابرابر درآمد می‌شود، بنابراین، هر چه نابرابری توزیع درآمد بیشتر باشد، کیفیت محیط‌زیست بدتر خواهد شد.

1. Jomehpour

2. Grottera

3- Boyce

سطح حفاظت از محیط‌زیست به دو اثر مطلق و نسبی درآمد بستگی دارد. در حالی که در اثر مطلق همراه با رشد درآمد سرانه، ممکن است توانایی پرداخت برای امکانات زیست‌محیطی افزایش یابد، ولی در اثر نسبی نابرابری درآمدی ممکن است تمایل به پرداخت را با تغییر ترجیحات رای‌دهندگان میانه از مصرف کالاهای عمومی (امکانات زیست‌محیطی)، به شدت کاهش دهد. بر اساس آنچه گفته شد هدف از این پژوهش آنست که نقش نابرابری درآمد را در ارتباط میان رشد اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست در قالب منحنی زیست‌محیطی کوزنتس با استفاده از داده‌های استانی ایران و با به‌کارگیری تکنیک خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی پانلی (Panel ARDL) طی دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۹۰ بررسی نماییم. بدین منظور بعد از مقدمه، در بخش دوم، ادبیات تحقیق شامل ادبیات نظری و تجربی ارائه شده است. در بخش سوم، روش تحقیق و در بخش چهارم، نتایج تجربی ارائه و یافته‌های پژوهش تحلیل و تفسیر می‌شوند. بخش پنجم نیز به نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی اختصاص یافته است.

## ۲. ادبیات تحقیق

بسیاری از دوستداران محیط‌زیست معتقدند که رشد اقتصادی لزوماً مستلزم کاهش کیفیت محیطی است (کول<sup>۱</sup>، ۱۹۹۹). در اوایل دهه هفتاد میلادی بسیاری از صاحب‌نظران رشد اقتصادی و حفظ محیط زیست را در تضاد با یکدیگر در نظر می‌گرفتند. اما در اواخر دهه‌ی هشتاد و اوایل دهه‌ی نود میلادی با معرفی مفهوم توسعه پایدار، رشد اقتصادی با تأکید بر حفظ کیفیت محیط‌زیست مورد توجه قرار گرفت (دهقانیان و همکاران، ۱۳۸۸). گروسمن و کروگر<sup>۲</sup> (۱۹۹۱) نشان داده‌اند که رابطه U معکوس شکل میان تغییرات درآمد و کیفیت محیط‌زیست وجود دارد و این رابطه توسط پانایوتو<sup>۳</sup> (۱۹۹۳) تحت عنوان منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (EKC) نامگذاری شد.

فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در مطالعات متعددی مورد بررسی قرار گرفته‌است که در آن‌ها انتشار CO<sub>2</sub> به عنوان معیاری برای آلودگی محیط‌زیست استفاده می‌شود (چن<sup>۴</sup> و همکاران،

<sup>۱</sup>. Cole

<sup>۲</sup>. Grossman & Krueger

<sup>۳</sup>. Panayotou

<sup>۴</sup>. Chen

۲۰۱۹؛ منیر<sup>۱</sup> و همکاران، ۲۰۲۰). این رویکرد به دلیل ارتباط مستقیم بین دی اکسید کربن و فعالیت‌های انسانی و تأثیر آن بر تغییرات آب و هوا و کیفیت هوا از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است (سنت آکادیری<sup>۲</sup> و همکاران، ۲۰۲۰).

طبق این منحنی در سطوح اولیه رشد اقتصادی که همزمان نیز تخریب محیط‌زیست افزایش می‌یابد مسئله رشد اقتصادی دارای اولویت می‌باشد و به نوعی آثار مخرب رشد اقتصادی بر محیط‌زیست نادیده گرفته می‌شود، که این نتیجه می‌تواند در اثر فرضیه پناهگاه آلودگی<sup>۳</sup> و یا ارزان بودن نهاده محیط‌زیست و داشتن مزیت نسبی باشد. با افزایش روند رشد اقتصادی محیط‌زیست دارای اهمیت بیشتری خواهد شد و بنگاه‌های تولیدکننده آلاینده، ملزم به درونی‌سازی هزینه‌های تخریب زیست‌محیطی خواهند شد و یا قوانین زیست‌محیطی با شدت بیشتری پیگیری می‌شوند، بنابراین همراه با رشد اقتصادی شاخص‌های آلودگی محیط‌زیست کاهش می‌یابد (مرادیان، ۱۳۹۶).

از دیدگاه نظری، سه سازوکار اثرگذاری رشد اقتصادی بر کیفیت زیست‌محیطی قابل شناسایی است که به ترتیب عبارتند از افزایش مقیاس تولید، رشد فنی و تغییرات ساختاری. در سازوکار افزایش مقیاس تولید، سطوح بالاتر تولید ناخالص داخلی به معنی نیاز هرچه بیشتر به نهاده‌ها و در نتیجه منابع طبیعی برای افزایش تولید است. سازوکار رشد فنی به معنی استفاده کاراتر از نهاده‌ها، جایگزینی نهاده‌ها، یا فرایندهای تولید آلاینده با نهاده‌ها و یا فرایندهای کمتر آلاینده‌ها است. آخرین سازوکار با تغییرات ساختار اقتصادی عمل می‌کند. در اولین گام‌های توسعه اقتصادی، تولید از بخش کشاورزی به بخش صنعت انتقال می‌یابد که نتیجه آن، افزایش آلودگی و کاهش کیفیت محیط‌زیست است. با تداوم فرایند صنعتی شدن، بهبود نهاده‌های عمومی و تغییر نیازهای مصرف‌کنندگان، تولید به تدریج از صنایع انرژی‌بر به صنایع دانش‌محور و بخش خدمات انتقال می‌یابد. این تغییر ساختار، نرخ افزایش آلاینده‌ها را کاهش می‌دهد. در حالی که سازوکار افزایش مقیاس

<sup>۱</sup>. Munir

<sup>۲</sup>. Saint Akadiri

<sup>۳</sup>. Pollution Haven Hypothesis

تولید، تأثیر منفی بر محیط‌زیست کشورها دارد، دو سازوکار دیگر با کاهش آلاینده‌ها کیفیت زیست‌محیطی کشورها را بهبود می‌بخشند.

قسمت صعودی منحنی زیست‌محیطی کوزنتس به معنی غلبه سازوکار افزایش مقیاس تولید بر دو سازوکار دیگر رشد فنی و تغییرات ساختاری است که در نهایت سبب افزایش آلاینده‌های زیست‌محیطی می‌شود. اما در ناحیه دوم و نزولی منحنی دو سازوکار کاهش دهنده، قدرتی بیشتر از سازوکار اول می‌یابند که در نهایت باعث کاهش آلودگی زیست‌محیطی کشورها می‌شوند (گروسمن<sup>۱</sup>، ۱۹۹۵؛ ووکینا و همکاران<sup>۲</sup>، ۱۹۹۹).

علاوه بر این تقاضای عمومی بیشتر برای حفاظت از محیط‌زیست یکی دیگر از عواملی است که موجب کاهش آلودگی همراه با رشد اقتصادی می‌شود. در مراحل اولیه رشد و توسعه اقتصادی، مردم نسبت به مسائل زیست‌محیطی اطلاعات کافی ندارند که این مسئله می‌تواند منجر به افزایش آلودگی شود. اما در طی مراحل بعدی رشد، آگاهی مردم نسبت به مسائل زیست‌محیطی افزایش می‌یابد به طوری که برای آن‌ها حفظ و نگهداری محیط‌زیست به عنوان یک ارزش مهم در جامعه تلقی می‌گردد. در این شرایط دولت‌ها از سیاست‌هایی مانند وضع قوانین سخت‌گیرانه در مقابل آلوده‌کنندگان محیط‌زیست جهت پاسخگویی به تقاضای جامعه به داشتن محیط‌زیستی سالم استفاده می‌نمایند (مداح و عبدالهی، ۱۳۹۱). بر این اساس، تقاضا برای کیفیت محیط‌زیست به آگاهی عمومی بستگی دارد. مردم در جوامع نابرابر برخلاف افرادی که در جامعه‌ای برابر که در آن اطلاعات زیست‌محیطی به صورت عمومی افشا می‌شود، زندگی می‌کنند کمتر مستلزم حفاظت از محیط‌زیست هستند. علاوه بر این از نظر تئوری نابرابری درآمد با تغییر ترجیح رای‌دهندگان میانه، بر سیاست‌های عمومی تأثیر می‌گذارد. وقتی رای‌دهندگان میانه ضعیف هستند، بیشتر به سلامت مادی اهمیت می‌دهند و کمتر مایل به پرداخت هزینه برای حفاظت از محیط‌زیست هستند. علاوه بر این در کشورهای دموکراتیک، جوامع با نابرابری بالا تمایل کمتری به حمایت از حفاظت از محیط‌زیست دارند. زیرا فقرا بیشتر نگران بقای روزانه هستند و علاقه

<sup>۱</sup>. Grossman

<sup>۲</sup>. Vukina

کمتری به زندگی دارند (ریدزوان<sup>۱</sup>، ۲۰۱۹). بنابراین نابرابری درآمد می‌تواند بر تقاضای عمومی برای حفاظت از محیط زیست و در نتیجه نقطه بازگشت EKC تأثیر بگذارد.

نابرابری درآمد یکی از عوامل موثر بر تخریب محیط زیست می‌باشد. اولین بار بویس<sup>۲</sup> (۱۹۹۴) از دیدگاه نظری به بررسی چگونگی تأثیر نابرابری بر تخریب محیط‌زیست پرداخته است. وی این فرضیه را مطرح نمود که نابرابری بیشتر ممکن است تخریب محیط‌زیست را از دو طریق افزایش دهد: ۱. تأثیر بر نرخ ترجیح زمانی و ۲. تجزیه و تحلیل هزینه و فایده فعالیت‌های تخریب‌کننده محیط‌زیست. بویس (۱۹۹۴) استدلال می‌کند که نابرابری بیشتر نرخ ترجیح زمانی محیطی را برای فقرا و ثروتمندان افزایش می‌دهد (یعنی نگرانی برای آینده زمین را کاهش می‌دهد) همچنین زمانیکه نابرابری افزایش می‌یابد، فقرا تمایل به بهره‌برداری بیش از حد از سرمایه طبیعی دارند، زیرا آن را تنها منبعی می‌دانند که در اختیار دارند و منبع درآمدی فوری است که می‌تواند تضمینی برای تأمین بقای روزه آنها باشد. از سوی دیگر، نابرابری اقتصادی اغلب با بی‌ثباتی سیاسی و خطر شورش همراه است. این امر باعث می‌شود افراد ثروتمندی که باید بیشتر هزینه‌های مالی حفاظت از محیط‌زیست را متحمل شوند، به جای سرمایه‌گذاری در دفاع از منابع طبیعی محلی، سیاست بهره‌برداری از محیط‌زیست و سرمایه‌گذاری در خارج از کشور (جایی که عدم اطمینان سیاسی کمتر است) را ترجیح دهند. بنابراین، براساس گزارش بویس افزایش نابرابری، هم ثروتمند و هم فقیر را به تخریب بیشتر محیطی که در آن زندگی می‌کنند، ترغیب می‌کند.

از طرفی بویس (۱۹۹۴) معتقد است ثروت و قدرت در تعیین تصمیمات اجتماعی به شدت همبستگی دارند. در یک جامعه نابرابر، افراد ثروتمند به احتمال زیاد قدرت سیاسی بالایی دارند و می‌توانند به شدت بر تصمیم‌گیری در مورد پروژه‌های مخرب محیط‌زیست تأثیر بگذارند. چنین تصمیماتی مبتنی بر تجزیه و تحلیل هزینه-منفعت است، یعنی رقابت میان افرادی که از اقدامات مخرب زیست‌محیطی سود می‌برند ("برندگان") و کسانی که هزینه‌های آن را متحمل می‌شوند ("بازنده‌ها"). به اعتقاد بویس افراد ثروتمند عموماً برندگان هستند، در حالی که افراد فقیر بازنده سرمایه‌گذاری‌هایی هستند که تأثیرات زیست‌محیطی دارند. در نتیجه، نابرابری اقتصادی که توزیع قدرت را تحت تأثیر قرار می‌دهد احتمال اجرای پروژه‌ها و سرمایه‌گذاری‌های زیان‌بار

---

<sup>1</sup>. Ridzuan

<sup>2</sup>. Boyce

زیست‌محیطی را افزایش می‌دهد. زیرا نابرابری قدرت ثروتمندان را در تحمیل هزینه‌های زیست‌محیطی، در مقابل فقرا تقویت می‌کنند.

در ادامه، برخی مطالعات انجام شده داخلی و خارجی در ارتباط با فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس مرور می‌شوند:

هونگ و شاو<sup>۱</sup> (۲۰۰۶) فرضیه کوزنتس زیست‌محیطی را برای ۹ حوضه هوایی تایوان با به‌کارگیری داده‌های ماهیانه طی دوره زمانی ۱۹۸۸-۱۹۹۷ بررسی کردند. نتایج حاصل از به‌کارگیری آزمون هاسمن و روش حداقل مربعات دومرحله‌ای نشان می‌دهند که ارتباط میان نیتروژن دی‌اکسید / مونوکسید کربن ( $CO / NO_2$ ) و درآمد سرانه به شکل U وارون است. بنابراین فرضیه EKC در کشور تایوان تایید می‌شود.

ون و آزوماهو<sup>۲</sup> (۲۰۰۷) با استفاده از مدل‌های پارامتریک<sup>۳</sup> و مدل‌های نیمه‌پارامتریک<sup>۴</sup> برای ۵۹ کشور در حال توسعه طی سال‌های ۱۹۷۲-۱۹۹۴ نشان می‌دهند، فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس تأیید نمی‌شود.

فودا<sup>۵</sup> و همکاران (۲۰۱۰) به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و انتشار آلاینده‌ها شامل دی‌اکسید کربن ( $CO_2$ ) و دی‌اکسید گوگرد ( $SO_2$ ) با استفاده از داده‌های سری زمانی و تحلیل هم‌انباشتگی طی بازه زمانی ۲۰۰۴-۱۹۶۱ برای اقتصاد تونس پرداختند. طبق نتایج یک رابطه U معکوس بین رشد اقتصادی و انتشار  $SO_2$  و یک رابطه یکنواخت افزایشی بین رشد اقتصادی و انتشار  $CO_2$  برقرار است.

یوبیدالله<sup>۶</sup> (۲۰۱۱) فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را با استفاده از تکنیک سیستم معادلات همزمان طی سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۷۰ برای بریتانیا بررسی کردند. نتایج نشان دهنده وجود رابطه بلندمدت بین انتشار مونوکسید کربن ( $CO$ ) از حمل و نقل جاده‌ای و تولید ناخالص داخلی است. همچنین فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس U شکل معکوس برای کشور بریتانیا در بلندمدت تأیید می‌شود.

1. Hung & Shaw

2. Van & Azomahou

3. Parametric

4. Semiparametric

5. Fodha

6. Ubaidillah

شهباز<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۱۳) با استفاده از تکنیک ARDL نشان می‌دهند فرضیه منحنی زیست-محیطی کوزنتس برای ترکیه طی سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۷۰ تأیید می‌شود. همچنین نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجر مبتنی بر رویکرد VECM نشان‌دهنده علیت دو طرفه بین رشد اقتصادی و انتشار CO<sub>2</sub> است.

جبلی<sup>۲</sup> و همکاران (۲۰۱۶) با استفاده از تکنیک‌های حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح شده<sup>۳</sup> (FMOLS) و حداقل مربعات معمولی پویا<sup>۴</sup> (DOLS) برای ۲۵ کشور OECD طی سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۸۰ نشان می‌دهند که، فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در بلندمدت تأیید می‌شود. همچنین، طبق نتایج افزایش مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر باعث افزایش انتشار CO<sub>2</sub> می‌شود.

ریدزوان (۲۰۱۹) تأثیر نابرابری درآمد بر منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را با استفاده از یک نمونه بزرگ از کشورها بررسی کردند. با در نظر گرفتن انتشار گاز SO<sub>2</sub> به‌عنوان نماینده آلودگی و ضریب جینی به‌عنوان نماینده نابرابری درآمد نتایج نشان می‌دهند که نابرابری درآمد منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را به سمت راست منتقل می‌کند.

ژانگ<sup>۵</sup> (۲۰۲۱) فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را با استفاده از رویکرد ARDL طی بازه زمانی ۲۰۱۴-۱۹۷۱ برای کشور چین بررسی کردند. مطابق نتایج، رابطه‌ای N شکل بین انتشار CO<sub>2</sub> و تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه در بلندمدت وجود دارد. بنابراین فرضیه EKC تأیید نمی‌شود. همچنین، تأثیر مصرف انرژی و شهرنشینی بر روی انتشار گازهای گلخانه‌ای در بلندمدت به ترتیب مثبت و منفی است.

وانگ<sup>۶</sup> و همکاران (۲۰۲۳) فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را با در نظر گرفتن نابرابری درآمدی به‌عنوان متغیر آستانه برای ۵۶ کشور توسعه‌یافته طی سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۸ بررسی کردند. نتایج حاصل از برآورد مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای نشان می‌دهند، نابرابری درآمدی رابطه بین رشد اقتصادی و انتشار کربن را از U شکل معکوس به N شکل تغییر می‌دهد. طبق

1. Shahbaz

2. Jebli

3. Fully modified ordinary least squares

4. Dynamic Ordinary Least Square

5. Zhang

6. Wang

نتایج در دوره‌هایی که نابرابری درآمدی پایین است، رشد اقتصادی به طور معناداری انتشار کربن را افزایش می‌دهد. با این حال، با افزایش نابرابری درآمد، رشد اقتصادی انتشار کربن را کاهش می‌دهد ولی این تاثیر معنادار نیست. ولی، در دوره‌هایی که نابرابری درآمد در سطح بالایی قرار دارد، رشد اقتصادی انتشار کربن را به طور معناداری افزایش می‌دهد.

کوستاکیس<sup>۱</sup> (۲۰۲۴) به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی، باز بودن مالی و تخریب محیط زیست در کشورهای منتخب آسه‌آن (انجمن کشورهای جنوب شرقی آسیا) با استفاده از مدل‌های رگرسیون داده‌های پانلی نسل دوم<sup>۲</sup> و کوانتایل‌ها با برآوردگرهای اثرات ثابت طی بازه زمانی ۲۰۱۸-۱۹۹۶ پرداختند. مطابق یافته‌ها فرضیه EKC فقط برای سنگاپور تایید می‌شود. همچنین، تاثیر باز بودن مالی بر انتشار CO2 مثبت است.

اپرا<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۲۵) به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و انتشار CO2 در چارچوب فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس با استفاده از رویکرد ARDL در کشورهای دریای سیاه طی دوره زمانی می‌پردازند. نتایج حاکی از تایید فرضیه EKC است. همچنین، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) سبب کاهش انتشار CO2 در بلندمدت شده است، بنابراین فرضیه پناهگاه آلودگی رد می‌شود.

مهرابی بشرآبادی (۱۳۸۹) فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده در ایران بررسی کرد. نتایج نشان می‌دهند فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در ایران تایید می‌شود. همچنین سایر یافته‌ها نشان می‌دهند آزادسازی تجاری در بلندمدت موجب کاهش آلودگی محیط زیست می‌شود.

حری و همکاران (۱۳۹۲) فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) طی سال‌های ۲۰۰۷-۱۹۷۱ در کشور ایران بررسی کردند. طبق نتایج، توسعه مالی منجر به کاهش انتشار دی اکسید کربن در ایران می‌شود. علاوه بر این با افزایش مصرف انرژی، انتشار گاز دی اکسید کربن افزایش می‌یابد. بنابراین، فرضیه کوزنتس زیست‌محیطی در بلندمدت برای کشور ایران تایید نمی‌شود.

1. Kostakis

2. Second-generation panel data

3. Oprea

استادزاد و بهلولی (۱۳۹۴) فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس را با استفاده از مدل بهینه-سازی تکاملی الگوریتم ژنتیک برای ایران بررسی کردند. طبق نتایج، قدرت پیش بینی الگوی انحراف مطلق خطاها (LAD) در الگوی پویا بیشتر از روش حداقل کردن مقدار مجذور انحراف خطا (LS) است. لذا به عنوان نتیجه کلی می توان گفت که اقتصاد ایران در بخش صعودی منحنی زیست محیطی کوزنتس قرار دارد.

نونژاد و روزی طلب (۱۳۹۷) فرضیه منحنی کوزنتس زیست محیطی را با استفاده از داده های سری زمانی سالانه طی سال های ۱۳۵۸-۱۳۹۱ برای اقتصاد ایران بررسی کردند. نتایج حاصل از به کارگیری روش خودرگرسیون با وقفه های توزیعی گسترده (ARDL) نشان می دهند که اثر افزایش درآمد ملی، تولید برق، آزادسازی تجاری، مصرف گاز طبیعی، مصرف کل فرآورده های نفتی و سرمایه گذاری بر انتشار گاز دی اکسیدکربن مثبت و معنادار است.

کاررونی و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهشی ضمن بررسی رابطه میان درآمد سرانه و انتشار دی اکسیدکربن سرانه در قالب تصریح جدیدی از منحنی زیست محیطی کوزنتس، به مطالعه چگونگی اثرگذاری فساد بر نقطه بازگشت این منحنی در میان کشورهای توسعه یافته و درحال توسعه طی سال های ۲۰۱۳-۱۹۹۴ پرداختند. نتایج حاصل دلالت بر وجود رابطه U شکل معکوس میان درآمد سرانه و انتشار دی اکسیدکربن سرانه برای کشورهای توسعه یافته و رابطه U شکل برای کشورهای درحال توسعه دارد. همچنین اثر معنادار فساد بر سطح درآمد سرانه در نقطه بازگشت منحنی های مربوطه باعث می شود سطح درآمد سرانه در نقطه بازگشت منحنی کوزنتس کشورهای توسعه یافته افزایش و در نقطه بازگشت منحنی U شکل کشورهای درحال توسعه کاهش یابد.

مولائی و همکاران (۱۳۹۹) فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس و پناهگاه آلودگی را با استفاده از ردپای اکولوژیک به عنوان شاخص تخریب محیط زیست طی دوره ۲۰۱۱-۱۹۶۵ برای اقتصاد ایران بررسی کردند. مطابق نتایج حاصل از تکنیک ARDL درآمد سرانه، توسعه بازارهای مالی، شهرنشینی و آزادسازی تجارت در کوتاه مدت و بلندمدت اثر مثبت و معنادار و شاخص توسعه انسانی اثر منفی و معنادار بر ردپای اکولوژیک سرانه دارند. نتایج نشان می دهند که ارتباط میان درآمد و ردپای اکولوژیک سرانه به شکل N است لذا فرضیه EKC تایید نمی شود.

حیدری و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی رابطه رشد اقتصادی و مصرف آب در ۶۰ کشور از نقاط مختلف جهان و در دوره ۲۰۱۲-۱۹۹۲ را با رویکرد داده های پانلی با اثرات ثابت بررسی کردند.

یافته‌ها حاکی از آنست که رابطه‌ای زنگوله‌ای میان رشد اقتصادی و مصرف آب وجود دارد که با فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس سازگار می‌باشد؛ به طوریکه با افزایش درآمد سرانه، مصرف آب افزایش یافته و با ادامه رشد اقتصادی، مصرف آب کاهش می‌یابد. از طرفی نسبت زمین‌های کشاورزی تأثیر معناداری بر مصرف آب ندارد ولی نسبت جمعیت شهرنشین با مصرف آب رابطه مثبت و معناداری دارد.

پارسا و همکاران (۱۴۰۰) تأثیر عوامل اقتصادی موثر بر تخریب محیط‌زیست را با روش سیستم معادلات همزمان (3SLS) در بازه زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۵ برای ۲۶ کشور منتخب در حال توسعه و ۱۷ کشور منتخب توسعه یافته در چارچوب فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس بررسی کردند. نتایج بیانگر عدم تایید فرضیه EKC در کشورهای توسعه یافته و تأیید این فرضیه در کشورهای حال توسعه است.

نادمی و همکاران (۱۴۰۱) با بررسی مجموعه‌ای از کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته و با استفاده از روش پانل آستانه‌ای و در بازه زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۰ نشان می‌دهند که منحنی زیست-محیطی کوزنتس در کشورهای مورد بررسی وجود دارد و ارتقای سطح آموزش یکی از دلایل کاهش میزان آلودگی در این جوامع است. به عبارت دیگر، در سطوح ابتدایی توسعه، آموزش به دلیل عدم گستردگی نمی‌تواند اکثریت جامعه را از خطرات آلودگی آگاه سازد اما با توسعه نظام آموزشی بخصوص آموزش عالی در فرآیند توسعه، مسئله محیط زیست به یک مسئله اولویت‌دار برای جامعه تبدیل می‌شود.

جوهری و همکاران (۱۴۰۳) با به‌کارگیری روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) طی دوره زمانی ۱۹۹۰-۲۰۲۲ نشان دادند شاخص توسعه انسانی اثر منفی و آزادی سیاسی اثر مثبت و معنی‌داری بر پایداری محیط زیست شامل ردپای اکولوژیک، انتشار دی اکسید کربن و عملکرد زیست محیطی دارند. از طرفی طبق نتایج رابطه U معکوس میان شاخص توسعه انسانی و پایداری محیط زیست تأیید شده است.

اعظمی و همکاران (۱۴۰۳) با در نظر گرفتن اطلاعات آماری ۲۶ کشور توسعه یافته و ۴۱ کشور در حال توسعه در فاصله زمانی ۲۰۲۱-۲۰۰۰ و به‌کارگیری برآوردهای FGLS و PCSE نشان دادند در هر دو گروه کشورها مصرف انرژی تجدیدپذیر تأثیر مثبت و معنی‌دار بر کیفیت محیط زیست دارد و قدرمطلق این تأثیر در کشورهای توسعه یافته بیش‌تر از کشورهای در حال توسعه

است، در حالی که این نتیجه برای انرژی‌های فسیلی کمتر است. از طرفی طبق نتایج رابطه N شکل میان رشد-آلودگی در هر دو گروه کشورها تأیید می‌شود.

فراہتی و ملکی (۱۴۰۳) با در نظر گرفتن سرانه تولید ناخالص داخلی و رد پای اکولوژیکی سرانه به عنوان شاخص‌های رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست، به بررسی ارتباط میان این دو متغیر در ایران طی دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۶۳ می‌پردازند. نتایج حاصل از به‌کارگیری رویکرد رگرسیون انتقال ملایم (STR) با در نظر گرفتن شاخص نابرابری درآمد به‌عنوان متغیر انتقال، نشان می‌دهند که رشد اقتصادی در چارچوب یک ساختار دو رژیم بر رد پای اکولوژیکی سرانه تأثیرگذار است. طبق نتایج در رژیم اول، زمانی که نابرابری درآمد کمتر از سطح آستانه‌ای  $GINI^* = 0/418777$  است، افزایش رشد اقتصادی موجب کاهش رد پای اکولوژیکی می‌شود ولی در رژیم دوم، وقتی نابرابری درآمد از این سطح آستانه‌ای عبور می‌کند، رشد اقتصادی موجب افزایش رد پای اکولوژیکی می‌شود.

در برخی مطالعات پیشین تأثیر رشد اقتصادی بر آلودگی محیط زیست و در برخی مطالعات نیز تأثیر نابرابری درآمد بر ارتباط میان رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست با در نظر گرفتن شاخص‌های مختلف آلودگی و به‌کارگیری تکنیک‌های مختلف اقتصادسنجی بررسی شده است. هدف از این پژوهش بررسی اثر تعاملی نابرابری درآمد و رشد اقتصادی بر آلودگی محیط زیست در استان‌های ایران است. یعنی به عبارتی در این پژوهش با استفاده از داده‌های ۳۱ استان ایران بررسی می‌کنیم نابرابری درآمد چگونه بر موقعیت منحنی زیست محیطی کوزنتس تأثیر می‌گذارد.

### ۳. روش‌شناسی تحقیق

هدف اصلی این مطالعه بررسی نقش نابرابری درآمد در ارتباط میان رشد اقتصادی و انتشار دی اکسید کربن در ۳۱ استان ایران به پیروی از ریدزوان (۲۰۱۹) و وانگ و همکاران (۲۰۲۳) طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۴۰۰ طبق معادله رگرسیونی زیر است:

$$CO_{2it} = \beta_0 + \beta_1 GDP_{it} + \beta_2 GDP_{it}^2 + \beta_3 GDP_{it} * GINI_{it} + \beta_4 GINI_{it} + \beta_5 INF_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

که در معادله (۱)،  $CO_2$  انتشار دی اکسید کربن، GDP تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت ۱۴۰۰ (به عنوان شاخص رشد اقتصادی)، GINI ضریب جینی شهری (شاخص نابرابری

درآمد) و  $INF$  نرخ تورم است.  $t$  و  $i$  نیز به ترتیب نشان‌دهنده زمان و مکان می‌باشند. در این معادله رگرسیونی اگر ضرایب  $\beta_1$  و  $\beta_2$  به ترتیب مثبت و منفی و از لحاظ آماری معنادار باشند، فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس مبنی بر رابطه  $U$  معکوس میان رشد اقتصادی و آلودگی محیط‌زیست تأیید می‌شود و در مقابل اگر ضرایب  $\beta_1$  و  $\beta_2$  به ترتیب منفی و مثبت و از لحاظ آماری معنادار باشند، رابطه میان رشد اقتصادی و آلودگی محیط‌زیست  $U$  شکل خواهد بود. حال اگر  $\beta_3$  مثبت (منفی) و از لحاظ آماری معنادار باشد، نشان می‌دهد با افزایش نابرابری درآمد منحنی مورد نظر به سمت راست (چپ) منتقل می‌شود.

با توجه به آنکه حدود ۶۰ درصد از انتشار گازهای گلخانه‌ای ناشی از فعالیت‌های بشر مربوط به انتشار گاز دی‌اکسید کربن است، در این پژوهش میزان انتشار این گاز به عنوان شاخصی از آلودگی محیط زیست در نظر گرفته شده است. برای محاسبه میزان انتشار  $CO_2$  در استان‌های ایران از داده‌های چهار سوخت اصلی شامل نفت کوره، نفت گاز، نفت سفید و بنزین استفاده شده است که بیشترین میزان انتشار  $CO_2$  را در میان حامل‌های انرژی دارند. بدین منظور، ابتدا مصرف این چهار سوخت ضرب در ضریب‌های انتشار  $CO_2$  مربوط به هر سوخت شده و سپس مقادیر به دست آمده با یکدیگر جمع شده‌اند.

منبع هر یک از متغیرهای مدل در جدول (۱) گزارش شده است:

جدول (۱): معرفی متغیرهای مدل

| متغیر                                       | نماد   | واحد        | منبع                                  |
|---------------------------------------------|--------|-------------|---------------------------------------|
| سرنانه انتشار دی اکسید کربن                 | $CO_2$ | لیتر        | ترازنامه انرژی و ترازنامه هیدروکربوری |
| تولید ناخالص داخلی سرنانه به قیمت ثابت ۱۴۰۰ | GDP    | میلیون ریال | مرکز آمار ایران                       |
| ضریب جینی شهری                              | GINI   | -           | مرکز آمار ایران                       |
| نرخ تورم                                    | INF    | -           | مرکز آمار ایران                       |

منبع: یافته‌های پژوهش

برخی از آماره‌های توصیفی مربوط به داده‌ها در جدول (۲) گزارش شده است:

جدول (۲): توصیف آماری داده‌ها

| متغیر | تعداد مشاهدات | میانگین  | انحراف معیار | حداقل    | حداکثر   |
|-------|---------------|----------|--------------|----------|----------|
| GDP   | ۳۴۱           | ۱/۰۳۴۳۱۷ | ۱/۰۶۸۹۰۹     | ۰/۲۲۵۸۵۱ | ۷/۰۳۳۹۹۵ |
| GINI  | ۳۴۱           | ۰/۳۲۳۰۹۶ | ۰/۰۳۷۴۲۱     | ۰/۲۳۳۰۰۰ | ۰/۴۹۲۹۰۰ |
| CO2   | ۳۴۱           | ۰/۰۷۷۳۳۰ | ۰/۰۳۹۴۱۳     | ۰/۰۳۲۶۶۷ | ۰/۳۳۲۶۸۲ |
| INF   | ۳۴۱           | ۰/۳۸۰۶۸۱ | ۰/۱۴۶۱۵۹     | ۰/۰۷۱۸۱۱ | ۰/۶۱۱۰۰۹ |

منبع: یافته‌های پژوهش

این آماره‌ها به‌عنوان معیارهایی از گرایش مرکزی (میانگین) و تغییرپذیری (انحراف معیار، کمینه و بیشینه)، ویژگی‌های توزیعی داده‌های هر یک از متغیرها را خلاصه می‌کنند. روند انتشار دی اکسید کربن سرانه طی دوره زمانی ۱۳۹۰ الی ۱۴۰۰ برای ۳۱ استان ایران<sup>۱</sup> در نمودار (۱) ارائه شده است.

در بسیاری از استان‌ها، به ویژه در سال‌های اولیه (۱۳۹۰ تا ۱۳۹۳)، انتشار دی اکسید کربن نوسانات زیادی داشته است. به عنوان مثال، در استان‌های تهران و اصفهان میزان انتشار دی اکسید کربن در این دوره نوسان‌های قابل توجهی داشته است. این نوسانات ممکن است ناشی از تغییرات فعالیت‌های اقتصادی، صنعتی، مصرف انرژی و سایر عوامل تاثیرگذار باشد. برخی از استان‌ها در این دوره، مانند خراسان رضوی، افزایش در میزان انتشار دی اکسید کربن داشته‌اند، در حالی که دیگر استان‌ها همچون گیلان و مازندران کاهش‌هایی را تجربه کرده‌اند. از سال ۱۳۹۴ به بعد، در بسیاری از استان‌ها کاهش قابل توجهی در میزان سرانه انتشار دی اکسید کربن مشاهده می‌شود. این روند کاهشی می‌تواند به دلیل اقدامات مختلفی مانند بهبود تکنولوژی‌های سوختی، افزایش بهره‌وری انرژی، تغییرات در مصرف سوخت‌های فسیلی و گسترش منابع انرژی پاک (مثل انرژی خورشیدی و بادی) باشد. استان‌هایی مانند فارس، آذربایجان شرقی و کرمان شاهد این کاهش‌ها بوده‌اند. همچنین، سیاست‌های محیط‌زیستی و برنامه‌های کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای در این دوره ممکن است تأثیرگذار بوده باشد.

<sup>۱</sup> به ترتیب (۱) آذربایجان شرقی، (۲) آذربایجان غربی، (۳) اردبیل، (۴) اصفهان، (۵) البرز، (۶) ایلام، (۷) بوشهر، (۸) تهران، (۹) چهارمحال و بختیاری، (۱۰) خراسان جنوبی، (۱۱) خراسان رضوی، (۱۲) خراسان شمالی، (۱۳) خوزستان، (۱۴) زنجان، (۱۵) سمنان، (۱۶) سیستان و بلوچستان، (۱۷) فارس، (۱۸) قزوین، (۱۹) قم، (۲۰) کردستان، (۲۱) کرمان، (۲۲) کرمانشاه، (۲۳) کهگیلویه و بویراحمد، (۲۴) گلستان، (۲۵) گیلان، (۲۶) لرستان، (۲۷) مازندران، (۲۸) مرکزی، (۲۹) هرمزگان، (۳۰) همدان و (۳۱) یزد

در برخی استان‌ها، روند کاهش انتشار دی‌اکسید کربن از سال ۱۳۹۴ به بعد کاملاً واضح است و این کاهش در طول سال‌ها ادامه یافته است. برای مثال، در استان‌هایی مانند البرز، همدان و خراسان جنوبی، این کاهش به‌طور پیوسته ادامه داشته و نشان‌دهنده سیاست‌ها و اقدامات مؤثر در زمینه کاهش آلاینده‌ها و انرژی‌های پاک است. این استان‌ها شامل مناطقی هستند که اقدامات مؤثری در جهت کاهش انتشار دی‌اکسید کربن انجام داده‌اند یا تغییرات ساختاری و صنعتی داشته‌اند که به کاهش مصرف انرژی و سوخت‌های فسیلی منجر شده است.

برخی استان‌ها روند کاهشی واضحی در طول سال‌ها نداشته و میزان انتشار دی‌اکسید کربن در آن‌ها یا ثابت باقی مانده یا تغییرات کمتری را نشان داده است. به عنوان مثال، استان‌های سیستان و بلوچستان و کرمانشاه در این دوره بیشتر شاهد ثبات در میزان انتشار بوده‌اند. این تغییرات ممکن است به دلیل عدم تحول جدی در بخش‌های صنعتی، انرژی و حمل‌ونقل در این استان‌ها باشد. در این استان‌ها، تغییرات در سیاست‌ها یا زیرساخت‌ها ممکن است کمتر بوده و نیاز به اقدامات بیشتری برای کاهش انتشار دی‌اکسید کربن احساس می‌شود.

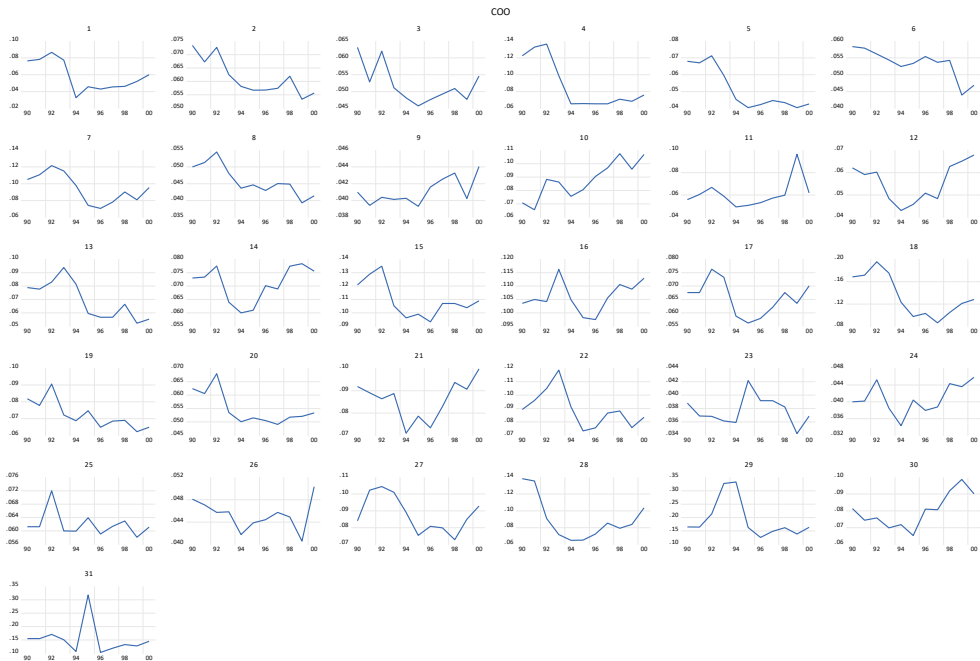
در برخی استان‌ها، نوسانات غیرقابل پیش‌بینی در انتشار دی‌اکسید کربن مشاهده شده است. این نوسانات می‌تواند به دلیل تغییرات در مصرف انرژی، تغییرات اقتصادی، یا عوامل دیگری مانند تغییرات در فعالیت‌های صنعتی، جابه‌جایی جمعیت، یا وقوع بحران‌ها باشد. برای مثال، استان‌هایی مانند خوزستان و آذربایجان غربی نوسانات بیشتری را در میزان انتشار دی‌اکسید کربن تجربه کرده‌اند. این نوع نوسانات معمولاً در استان‌هایی که وضعیت اقتصادی و صنعتی پیچیده‌تری دارند، بیشتر مشاهده می‌شود.

در مجموع، به نظر می‌رسد که روند کلی در سطح کشور نشان‌دهنده یک کاهش در میزان انتشار دی‌اکسید کربن از سال ۱۳۹۴ به بعد است. این روند کاهش ممکن است ناشی از سیاست‌های ملی و محلی در جهت کاهش گازهای گلخانه‌ای، تغییرات در ترکیب انرژی مصرفی و پیشرفت‌های تکنولوژیکی در صنایع باشد. استان‌هایی مانند تهران، اصفهان و فارس که بخش بزرگی از فعالیت‌های صنعتی و تجاری کشور را دارند، در این کاهش سهم بسزایی داشته‌اند.

روند کلی انتشار دی‌اکسید کربن در استان‌های ایران از سال ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ به وضوح نشان‌دهنده نوسانات و کاهش‌های تدریجی است. این روند کاهش در بسیاری از استان‌ها به دنبال اقدامات محیط‌زیستی، تغییرات اقتصادی و صنعتی و بهبود در مصرف انرژی اتفاق افتاده

است. استان‌هایی مانند فارس، البرز و خراسان رضوی در این روند کاهشی پیشگام بوده‌اند، در حالی که استان‌هایی همچون خوزستان و سیستان و بلوچستان همچنان با چالش‌های خاص خود در کاهش انتشار دی‌اکسید کربن روبه‌رو هستند.

### نمودار (۱): روند انتشار سرانه دی‌اکسید کربن به تفکیک استان‌های ایران



منبع: یافته‌های پژوهش

روند تولید ناخالص داخلی سرانه ۳۱ استان در نمودار (۲) ارائه شده است. بر اساس داده‌ها، استان‌های مختلف ایران تولید ناخالص داخلی سرانه متفاوتی دارند که این نشان‌دهنده تفاوت‌های اقتصادی در استان‌ها است. استان‌هایی مانند بوشهر و کهگیلویه و بویراحمد در برخی سال‌ها تولید ناخالص داخلی سرانه بالاتری دارند، در حالی که استان‌هایی مانند سیستان و بلوچستان و آذربایجان غربی در برخی سال‌ها تولید ناخالص داخلی کمتری دارند. بوشهر: بالاترین تولید ناخالص داخلی سرانه را دارد، که به دلیل منابع عظیم نفت و گاز در این استان است. تهران: دومین استان با تولید ناخالص داخلی سرانه بالا است که به دلیل مرکزیت اقتصادی و صنعتی این استان در کشور است. کهگیلویه و بویراحمد: اگرچه در برخی سال‌ها در رتبه

بالایی قرار دارد، اما تولید ناخالص داخلی سرانه آن در سال‌های اخیر کاهش یافته است، که ممکن است به دلیل نوسانات اقتصادی و تغییرات در سیاست‌ها باشد. سیستان و بلوچستان: یکی از استان‌هایی است که تولید ناخالص داخلی سرانه آن به شدت پایین است. این استان با مشکلات اقتصادی زیادی روبرو است که موجب کاهش رشد اقتصادی آن می‌شود.

برخی استان‌ها رشد اقتصادی مثبت و برخی دیگر کاهش تولید ناخالص داخلی سرانه را تجربه کرده‌اند. استان‌هایی مانند یزد، ایلام و سمنان در برخی سال‌ها رشد قابل توجهی را در تولید ناخالص داخلی سرانه خود تجربه کرده‌اند. استان‌هایی مانند آذربایجان غربی، خراسان جنوبی و کرمانشاه در بیشتر سال‌ها تغییرات کمتری در تولید ناخالص داخلی سرانه خود داشته‌اند و به نظر می‌رسد که در برخی موارد دچار رکود یا کاهش در این شاخص بوده‌اند.

تفاوت‌های زیادی در تولید ناخالص داخلی سرانه استان‌ها وجود دارد. استان‌هایی مانند بوشهر، کهگیلویه و بویراحمد، خوزستان و ایلام به دلیل داشتن منابع طبیعی غنی (نفت، گاز و معادن) تولید ناخالص داخلی بالاتری دارند. استان‌هایی مانند تهران، اصفهان، یزد و فارس به دلیل توسعه صنعتی و زیرساخت‌های پیشرفته‌تر، تولید ناخالص داخلی بالاتری دارند. استان‌هایی که بیشتر به بخش‌های خدماتی، صنعتی و تولیدی متکی هستند، معمولاً تولید ناخالص داخلی بالاتری دارند، در حالی که استان‌هایی با وابستگی بیشتر به کشاورزی و منابع طبیعی ممکن است نوسانات بیشتری را تجربه کنند.

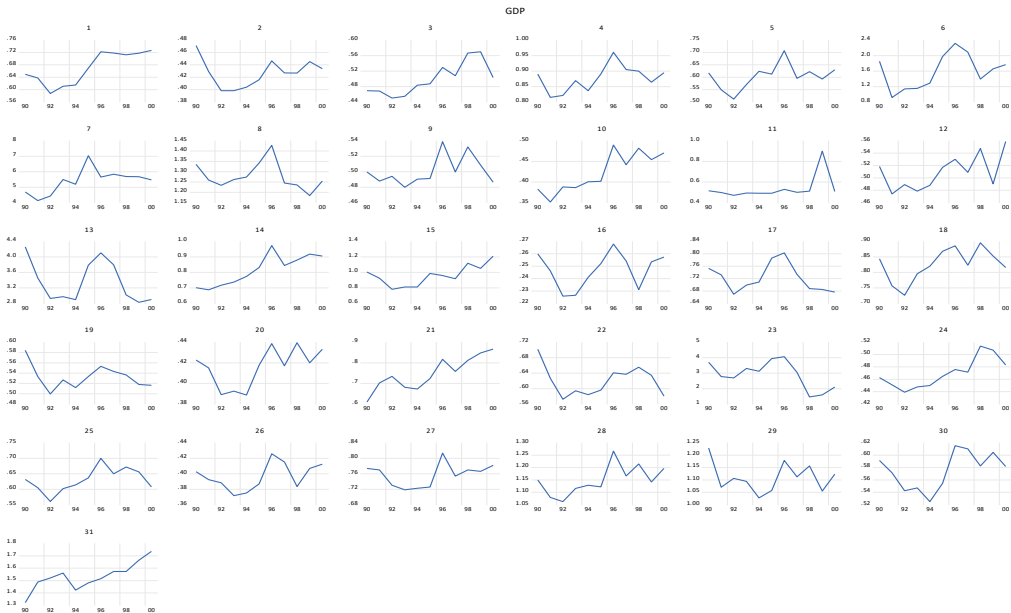
مقایسه کلی روند انتشار سرانه دی اکسید کربن و روند تولید ناخالص داخلی سرانه استان‌ها نشان می‌دهد، استان‌های با انتشار دی اکسید کربن بالا و تولید ناخالص داخلی سرانه بالا مانند تهران، بوشهر و خوزستان نشان‌دهنده مناطق صنعتی و اقتصادی قدرتمند هستند که در عین حال اثرات زیست‌محیطی بیشتری دارند.

استان‌های با انتشار دی اکسید کربن پایین و تولید ناخالص داخلی سرانه پایین مانند سیستان و بلوچستان، کردستان و کهگیلویه و بویر احمد، نشان‌دهنده مناطق کمتر توسعه‌یافته یا دارای کمترین تمرکز صنعتی هستند.

استان‌هایی مانند اصفهان، قزوین و فارس، که در آن‌ها انتشار دی اکسید کربن بالاست، نشان‌دهنده حضور صنایع تولیدی هستند، اما تولید ناخالص داخلی سرانه این استان‌ها به دلیل رشد صنعتی و اقتصادی بالا، در سطح قابل قبولی قرار دارد.

مقایسه استان‌ها نشان می‌دهد که بین انتشار دی اکسید کربن و تولید ناخالص داخلی سرانه ارتباط مستقیمی وجود دارد. استان‌های صنعتی و با منابع انرژی غنی معمولاً انتشار بالاتری دارند، اما از نظر اقتصادی نیز وضعیت بهتری دارند. برعکس، استان‌های کمتر صنعتی یا توسعه‌یافته، معمولاً دارای انتشار کربن پایین‌تری هستند اما تولید ناخالص داخلی سرانه پایین‌تری دارند.

### نمودار (۲): روند تولید ناخالص داخلی سرانه به تفکیک استان‌های ایران

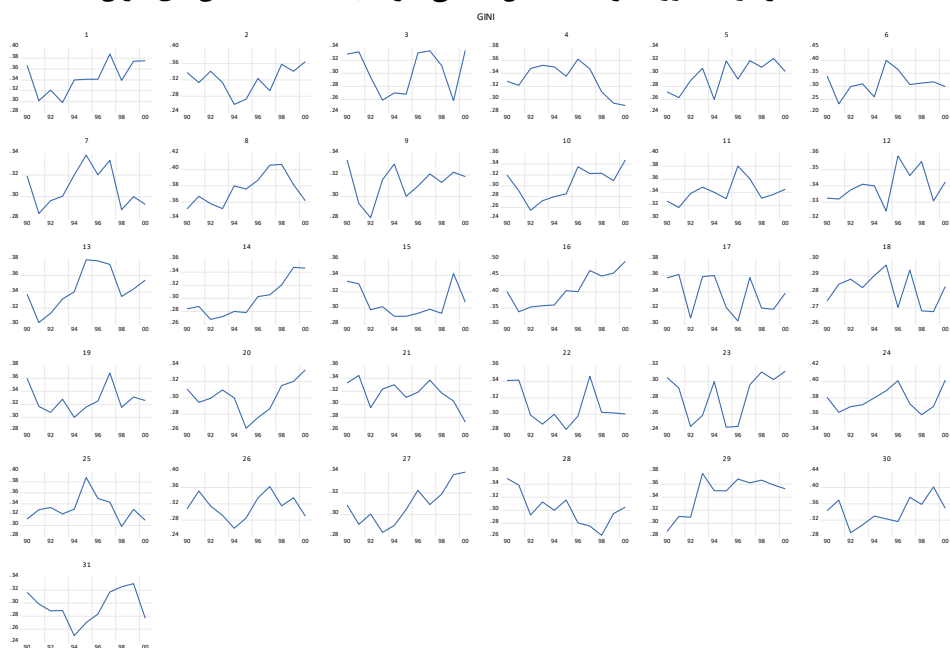


منبع: یافته‌های پژوهش

روند نابرابری درآمد در ۳۱ استان کشور در نمودار (۳) گزارش شده است. همانطور که مشاهده می‌شود، استان سیستان و بلوچستان در سال‌های اخیر شاهد بالاترین ضریب جینی در میان استان‌های دیگر بوده است. به طور خاص، در سال ۱۴۰۰ ضریب جینی این استان به مقدار ۰.۴۹۲۹ رسیده که نشان‌دهنده نابرابری شدید درآمدی در این استان است. تهران نیز همواره در میان استان‌های با ضریب جینی بالا قرار دارد. به ویژه در سال ۱۳۹۷ تا ۱۳۹۹، ضریب جینی این استان به طور قابل توجهی افزایش یافته است و در سال ۱۴۰۰ به ۰.۳۶۱۸ رسیده است. در مقابل، آذربایجان غربی در برخی سال‌ها (مانند سال‌های ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵) ضریب

جینی نسبتاً پایینی داشته است (۰.۲۶ و ۰.۲۷۳)، که نشان‌دهنده توزیع درآمدی نسبتاً برابرتر است. اردبیل نیز یکی از استان‌هایی است که در بیشتر سال‌ها، ضریب جینی آن پایین بوده و به خصوص در سال ۱۳۹۹ ضریب جینی این استان به ۰.۲۵۷۹ کاهش یافته است. این در حالیست که، در برخی استان‌ها مانند فارس و کرمانشاه، نوسانات زیادی در ضریب جینی مشاهده می‌شود. به عنوان مثال، در فارس، ضریب جینی در سال ۱۳۹۲ به ۰.۳۰۷۹ کاهش یافته اما دوباره در سال ۱۳۹۷ به ۰.۳۵۷۴ افزایش یافته است. در استان خوزستان، ضریب جینی از ۰.۳۳۷ در سال ۱۳۹۰ به ۰.۳۵۴۲ در سال ۱۴۰۰ افزایش یافته است، که نشان‌دهنده افزایش نابرابری درآمد در این استان است. در استان‌هایی مانند اصفهان، قزوین و یزد، روند کاهشی در ضریب جینی مشاهده می‌شود. برای مثال، در استان اصفهان ضریب جینی از ۰.۳۵۲۳ در سال ۱۳۹۳ به ۰.۲۹۰۷ در سال ۱۴۰۰ کاهش یافته است. البرز و زنجان نیز از جمله استان‌هایی هستند که روند کاهشی در ضریب جینی داشته‌اند.

### نمودار (۳): روند تولید ناخالص داخلی سرانه به تفکیک استان‌های ایران



منبع: یافته‌های پژوهش

به منظور برآورد مدل از رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی پنلی (Panel ARDL) استفاده می‌نماییم. فرم کلی مدل به صورت زیر است:

$$\Delta y_{it} = \phi_{i,t-1} + \beta_i X_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{p-1} \gamma_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

که در معادله (۲)،  $i = 1, 2, \dots, N$  بیان‌کننده تعداد مقاطع و  $t = 1, 2, \dots, T$  به دوره زمانی اشاره دارد.  $y_{it}$  متغیر وابسته و  $X_{it}$  به متغیرهای توضیحی مدل اشاره دارد.  $\mu_i$  اثر ثابت و  $\varepsilon_{it}$  جمله پسماند معادله است. این رویکرد برای ترکیبی از متغیرهای مانا در سطح  $I(0)$  و یا مانا با یکبار تفاضل‌گیری  $I(1)$  می‌تواند به کار گرفته شود. به عبارت دیگر حداکثر درجه انباشتگی متغیرها نباید بزرگتر از یک باشد. همچنین، در این رویکرد امکان برآورد ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت وجود دارد. این رویکرد شامل سه روش متفاوت برای برآورد روابط کوتاه مدت و بلندمدت است که شامل روش میانگین گروهی<sup>۱</sup> (MG)، روش میانگین گروهی تلفیقی<sup>۲</sup> (PMG) و روش اثرات ثابت پویا<sup>۳</sup> (DEF) است که هر سه روش از برآوردگر حداکثر درست‌نمایی استفاده می‌کنند.

روش برآورد PMG توسط ایم، پسران و شین (۱۹۹۷، ۱۹۹۹) ارائه شده است که حد واسط دو روش MG (که در آن شیب‌ها و عرض از مبداها اجازه دارند بین مقاطع متفاوت باشند و روش اثرات ثابت پویا (که در آن شیب‌ها ثابت بوده و فقط عرض از مبداها اجازه تغییر دارند) قرار می‌گیرد. روش PMG این محدودیت را در نظر می‌گیرد که ضرایب بلندمدت بین مقاطع یکسان باشند در حالی که ضرایب کوتاه‌مدت اجازه تغییر ندارند؛ به بیانی ساده‌تر این روش ضرایب بلندمدت را برای تمام مقاطع یکسان در نظر می‌گیرد ولی عرض از مبدا، ضرایب ECM، ضرایب کوتاه‌مدت و واریانس جملات خطا را برای هر مقطع محدود نمی‌کند (پسران، ۱۹۹۹، منجذب و دهقانی، ۱۳۹۸).

#### ۴. نتایج تحقیق

ابتدا وضعیت مانایی سری‌های زمانی با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد لوین، لین و چو و ایم،

1. Mean Group

2. Pooled Mean Group

3. Dynamic Fix Effect

پسران و شین با عرض از مبدأ بررسی می‌شود. نتایج در جدول (۳) گزارش شده است:

جدول (۳): آزمون مانایی متغیرهای پژوهش

| در سطح               |             |                        |             | متغیر       |
|----------------------|-------------|------------------------|-------------|-------------|
| لوین، لین و چو (LLC) |             | ایم، پسران و شین (IPS) |             |             |
| احتمال               | آماره متغیر | احتمال                 | آماره متغیر |             |
| ۰/۰۰۰۰               | -۴/۷۵۱۲۵    | ۰/۲۷۰۱                 | -۰/۶۱۲۵۰    | CO2         |
| ۰/۱۱۳۳               | -۱/۲۰۹۳۲    | ۰/۴۹۷۱                 | -۰/۰۰۷۳۶    | GDP         |
| ۰/۱۴۳۵               | -۱/۰۶۴۶۰    | ۰/۵۲۶۱                 | ۰/۰۶۵۳۴     | GDP^2       |
| ۰/۰۱۰۲               | -۲/۳۱۷۷۹    | ۰/۰۸۱۹                 | -۱/۳۹۲۱۸    | GINI        |
| ۰/۱۰۷۱               | -۱/۲۴۲۲۲    | ۰/۵۷۶۰                 | ۰/۱۹۱۷۶     | GDP*GINI    |
| ۰/۰۷۸۷               | -۱/۴۱۳۷۱    | ۰/۵۰۱۰                 | ۰/۰۰۲۳۹     | INF         |
| یکبار تفاضل گیری     |             |                        |             | متغیر       |
| لوین، لین و چو (LLC) |             | ایم، پسران و شین (IPS) |             |             |
| احتمال               | آماره متغیر | احتمال                 | آماره متغیر |             |
| ۰/۰۰۰۰               | -۱۱/۷۴۶۴    | ۰/۰۰۰۰                 | -۴/۷۲۲۸۲    | D(CO2)      |
| ۰/۰۰۰۰               | -۵/۴۸۳۵۸    | ۰/۰۰۰۰                 | -۳/۹۰۵۸۶    | D(GDP)      |
| ۰/۰۰۰۰               | -۵/۶۵۷۵۷    | ۰/۰۰۰۱                 | -۳/۸۶۱۷۹    | D(GDP^2)    |
| ۰/۰۰۰۰               | -۸/۶۹۵۵۱    | ۰/۰۰۰۰                 | -۴/۸۹۱۷۳    | D(GINI)     |
| ۰/۰۰۰۰               | -۵/۳۹۲۷۹    | ۰/۰۰۰۰                 | -۴/۰۱۷۶۵    | D(GDP*GINI) |
| ۰/۰۹۷۵               | -۱/۲۹۵۶۴    | ۰/۲۹۳۲                 | -۰/۵۴۴۱۹    | D(INF)      |

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق نتایج فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای متغیرهای انتشار دی اکسید کربن و ضریب جینی رد می‌شود در حالیکه متغیرهای سرانه تولید ناخالص داخلی، توان دوم سرانه تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم و حاصلضرب ضریب جینی و تولید ناخالص داخلی سرانه در سطح مانا نیستند و با یکبار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. بنابراین متغیرها ترکیبی از  $I(1)$  و  $I(0)$  هستند. به‌منظور اطمینان از وجود هم‌انباشتگی میان متغیرها از آزمون هم‌انباشتگی کائو استفاده می‌نماییم:

جدول (۴): نتایج آزمون هم‌انباشتگی

| آماره ADF | احتمال | نتیجه |
|-----------|--------|-------|
|-----------|--------|-------|

|                          |        |           |
|--------------------------|--------|-----------|
| تأیید وجود رابطه بلندمدت | ۰/۰۵۹۰ | -۱/۵۶۳۱۴۳ |
|--------------------------|--------|-----------|

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق نتایج متغیرهای مدل رگرسیون هم‌انباشته هستند یعنی میان متغیرها وجود رابطه تعادلی بلندمدت تأیید می‌شود. از آنجایی که حداکثر درجه انباشتگی متغیرها بزرگتر از یک نیست، از رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی پنلی (Panel ARDL) استفاده می‌نماییم. در این پژوهش از روش میانگین گروهی تلفیقی (PMG) به‌منظور برآورد مدل استفاده شده و برای تمام متغیرها بر اساس معیار شوارتز-بیزین یک وقفه به‌صورت بهینه تعیین شده است. نتایج برآورد مدل در دو بازه زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت در جدول (۵) خلاصه شده است:

جدول (۵): نتایج برآورد مدل

| نام متغیر            | نتایج برآورد ضرایب بلندمدت   |              |           |        |
|----------------------|------------------------------|--------------|-----------|--------|
|                      | ضریب                         | انحراف معیار | آماره t   | احتمال |
| GDP                  | ۰/۰۲۶۷۷۴                     | ۰/۰۰۲۰۸۳     | ۱۲/۸۵۵۸۲  | ۰/۰۰۰۰ |
| GDP <sup>2</sup>     | -۰/۰۰۸۸۷۷                    | ۰/۰۰۰۱۷۸     | -۴۹/۸۴۱۹۹ | ۰/۰۰۰۰ |
| GINI                 | ۰/۰۵۲۸۳۴                     | ۰/۰۰۱۵۰۰     | ۳۵/۲۳۳۱۲  | ۰/۰۰۰۰ |
| GDP*GINI             | ۰/۱۱۱۸۲۹                     | ۰/۰۰۷۷۳۰     | ۱۴/۴۶۷۱۲  | ۰/۰۰۰۰ |
| INF                  | ۰/۰۳۸۶۵۶                     | ۰/۰۰۰۷۱۲     | ۵۴/۲۸۱۰۲  | ۰/۰۰۰۰ |
| نام متغیر            | نتایج برآورد ضرایب کوتاه‌مدت |              |           |        |
|                      |                              |              |           |        |
| D(GDP)               | -۱/۹۸۹۲۲۹                    | ۰/۷۸۷۱۹۸     | -۲/۵۲۶۹۷۴ | ۰/۰۱۲۵ |
| D(GDP <sup>2</sup> ) | ۱/۴۰۱۹۷۲                     | ۰/۴۷۳۱۹۱     | ۲/۹۶۲۸۰۶  | ۰/۰۰۳۵ |
| D(GINI)              | -۰/۱۵۷۶۷۶                    | ۰/۹۰۳۹۸۵     | -۰/۱۷۴۴۲۳ | ۰/۸۶۱۸ |
| D(GDP*GINI)          | ۰/۳۱۱۳۲۷                     | ۱/۱۲۴۸۰۴     | ۰/۲۷۶۷۸۳  | ۰/۷۸۲۳ |
| D(INF)               | ۰/۰۱۰۴۵۵                     | ۰/۰۱۲۵۹۷     | ۰/۸۲۹۹۷۵  | ۰/۴۰۷۹ |
| CointEq(-1)          | -۰/۲۴۱۲۱۳                    | ۰/۰۶۱۶۵۸     | -۳/۹۱۲۱۲۳ | ۰/۰۰۰۱ |

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق نتایج ضریب تولید ناخالص داخلی سرانه مثبت و ضریب توان دوم تولید ناخالص داخلی سرانه منفی و هر دو ضریب از لحاظ آماری معنادار می‌باشند. بنابراین، فرضیه منحنی زیست-محیطی کوزنتس مبنی بر ارتباط U شکل معکوس میان رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست تأیید می‌شود. طبق این نظریه، در مراحل ابتدایی رشد اقتصادی، آلودگی و تخریب محیط زیست

افزایش می‌یابد. این به این دلیل است که در ابتدا صنایع به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه تمایل دارند تا با استفاده از فناوری‌های قدیمی و منابع طبیعی ارزان‌تر، تولید بیشتری داشته باشند که منجر به افزایش آلودگی می‌شود. اما با پیشرفت اقتصادی و بهبود استانداردهای زندگی، دولت‌ها و جوامع بیشتر به مسائل زیست‌محیطی توجه می‌کنند و در نتیجه، آلودگی کاهش می‌یابد. از طرفی طبق نتایج افزایش نابرابری درآمد موجب افزایش انتشار دی اکسید کربن در استانهای ایران می‌شود. در جوامع با نابرابری درآمدی بیشتر، آلودگی محیط‌زیست به دلیل مصرف بالاتر در گروه‌های پردرآمد که منابع آلوده‌کننده بیشتری مصرف می‌کنند، دسترسی محدود گروه‌های کم‌درآمد به فناوری‌های پاک، کمبود خدمات عمومی و زیرساخت‌ها در مناطق فقیرتر که به افزایش آلودگی محلی منجر می‌شود، ضعف در فشار عمومی برای اجرای سیاست‌های زیست‌محیطی در جوامع نابرابر و توسعه نامتوازن شهری که به آلودگی بیشتر در مناطق فقیرتر می‌انجامد، افزایش می‌یابد. از طرفی نتایج نشان می‌دهند ضریب متغیر  $GDP*GINI$  مثبت و از لحاظ آماری معنادار است. بنابراین، افزایش نابرابری درآمد موجب انتقال منحنی زیست‌محیطی کوزنتس به سمت راست می‌شود یعنی به عبارتی موجب می‌شود انتشار دی اکسید کربن در سطح بالاتری از تولید ناخالص داخلی سرانه به حداکثر مقدار خود برسد. در جوامع با نابرابری کمتر، دولت‌ها توانایی بیشتری در اجرای سیاست‌های زیست‌محیطی مؤثر و بهبود زیرساخت‌های زیست‌محیطی دارند. رشد اقتصادی به افزایش منابع مالی برای تقویت این سیاست‌ها و اجرای استانداردهای زیست‌محیطی منجر می‌شود. علاوه بر این، در جوامع با نابرابری کمتر، فشار عمومی برای حفاظت از محیط‌زیست و ارتقاء کیفیت زندگی ممکن است قوی‌تر باشد. رشد اقتصادی همچنین به افزایش آگاهی عمومی و مشارکت فعال‌تر در مسائل زیست‌محیطی کمک کرده و در نتیجه می‌تواند به کاهش آلودگی منجر شود.

این نتیجه با نتایج مطالعه رزیدوان (۲۰۱۹) همخوانی دارد. در مطالعه رزیدوان این نتیجه حاصل شد که با افزایش نابرابری درآمد دیرتر وارد شاخه نزولی منحنی زیست‌محیطی کوزنتس می‌شویم که همراه با رشد اقتصادی، آلودگی محیط زیست کاهش می‌یابد. نتیجه مطالعه فراهتی و ملکی (۱۴۰۳) نیز این نتایج را تأیید می‌کند در مطالعه فراهتی و ملکی نیز با در نظر گرفتن شاخص نابرابری درآمد به‌عنوان متغیر انتقال این نتیجه حاصل شد که اگر نابرابری درآمد کمتر از سطح آستانه است، افزایش رشد اقتصادی موجب کاهش آلودگی محیط‌زیست می‌شود ولی وقتی

نابرابری درآمد از سطح آستانه عبور می‌کند، رشد اقتصادی موجب افزایش آلودگی محیط‌زیست می‌شود.

با در نظر گرفتن سرانه تولید ناخالص داخلی و ردپای اکولوژیکی سرانه به عنوان شاخص‌های رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست، به بررسی ارتباط میان این دو متغیر در ایران طی دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۶۳ می‌پردازند. نتایج حاصل از به‌کارگیری رویکرد رگرسیون انتقال ملایم (STR) با در نظر گرفتن شاخص نابرابری درآمد به‌عنوان متغیر انتقال، نشان می‌دهند که رشد اقتصادی در چارچوب یک ساختار دو رژیم بر ردپای اکولوژیکی سرانه تأثیرگذار است. طبق نتایج در رژیم اول، زمانی که نابرابری درآمد کمتر از سطح آستانه‌ای  $GINI^* = 0/418777$  است، افزایش رشد اقتصادی موجب کاهش رد پای اکولوژیکی می‌شود ولی در رژیم دوم، وقتی نابرابری درآمد از این سطح آستانه‌ای عبور می‌کند، رشد اقتصادی موجب افزایش رد پای اکولوژیکی می‌شود.

از طرفی معنادار بودن ضریب متغیر  $GDP^*GINI$  نشان می‌دهد تأثیر نابرابری درآمد بر انتشار دی اکسید کربن در استان‌های ایران به سطح تولید ناخالص داخلی سرانه وابسته است.

دیگر نتایج حاکی از تأثیر مثبت و معنادار تورم بر انتشار دی اکسید کربن در استان‌های ایران است. در فضای تورمی، بی‌ثباتی اقتصادی موجب می‌شود که سرمایه‌گذاران، هم در بخش خصوصی و هم دولتی، تمایل کمتری برای سرمایه‌گذاری در پروژه‌های بلندمدت مانند توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر یا بهینه‌سازی مصرف انرژی داشته باشند. همین موضوع باعث می‌شود تا زیرساخت‌های قدیمی که کارایی پایینی دارند، همچنان مورد استفاده قرار گیرند و مصرف بالای انرژی و در نتیجه آلودگی بیشتر محیط‌زیست ادامه پیدا کند. همچنین در دوره‌های تورمی، بنگاه‌های صنعتی برای حفظ سودآوری خود به‌ویژه در نبود حمایت‌های مالی کافی، معمولاً به افزایش تولید از طریق روش‌های ارزان و سریع روی می‌آورند که اغلب شامل استفاده از ماشین‌آلات قدیمی و غیربهینه است. این فرایند نیز با مصرف بالای سوخت همراه بوده و به انتشار بیشتر گازهای آلاینده می‌انجامد. در نهایت، باید توجه داشت که در شرایط دشوار اقتصادی ناشی از تورم، سیاست‌گذاران و نهادهای نظارتی تمرکز خود را بیشتر بر مدیریت بحران‌های کوتاه‌مدت مانند تأمین کالاهای اساسی، کنترل قیمت‌ها یا جلوگیری از نارضایتی اجتماعی می‌گذارند. به همین دلیل، مسائلی مانند حفظ محیط‌زیست و کاهش انتشار آلاینده‌ها به حاشیه می‌روند و نظارت بر صنایع آلاینده کاهش می‌یابد.

از طرفی نتایج کوتاه‌مدت نشان می‌دهند ضریب تولید ناخالص داخلی سرانه منفی و ضریب توان

دوم تولید ناخالص داخلی سرانه مثبت و هر دو ضریب از لحاظ آماری معنادار هستند. بنابراین ارتباط میان تولید ناخالص داخلی سرانه و انتشار سرانه دی‌اکسید کربن در کوتاه‌مدت به صورت U شکل است. یعنی به عبارتی، فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس مبنی بر رابطه U معکوس شکل میان تولید ناخالص داخلی سرانه و انتشار دی‌اکسید کربن در استان‌های ایران در کوتاه‌مدت تأیید نمی‌شود. همچنین، اثر تعاملی نابرابری درآمد و تولید ناخالص داخلی سرانه بر انتشار دی‌اکسید کربن در کوتاه‌مدت معنادار نمی‌باشد. دیگر نتایج نیز حاکی از عدم معناداری اثر نابرابری درآمد و نرخ تورم بر انتشار دی‌اکسید کربن در کوتاه‌مدت است. ضریب وقفه اول عبارت تصحیح خطا در سطح ۱٪ معنی‌دار است. این ضریب نشان می‌دهد در هر دوره زمانی، ۲۴/۱۲۱۳ درصد انحراف (مثبت یا منفی) متغیر وابسته از مسیر تعادلی خود تصحیح می‌شود.

## ۵. نتیجه‌گیری

در سال‌های اخیر، رشد نگران‌کننده آلودگی‌های زیست‌محیطی، به‌ویژه انتشار گاز دی‌اکسید کربن ( $CO_2$ )، توجه بسیاری از سیاست‌گذاران و پژوهشگران حوزه توسعه پایدار را به خود جلب کرده است. از طرفی، فرآیند رشد و توسعه اقتصادی در کشورهای مختلف طی دهه‌های اخیر، چالش‌های زیست‌محیطی را به یکی از دغدغه‌های اصلی برنامه‌ریزان اقتصادی تبدیل کرده است. در این زمینه، تحلیل عوامل مؤثر بر ارتباط میان رشد اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست و همچنین عواملی که بر این رابطه تأثیر می‌گذارند، در چارچوب فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس اهمیت ویژه‌ای دارد. بر اساس نظریه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس، در مراحل اولیه رشد اقتصادی، تخریب محیط‌زیست همراه با افزایش درآمد سرانه تشدید می‌شود، اما به تدریج و با افزایش بیشتر درآمد سرانه، تخریب محیط‌زیست کاهش می‌یابد. با این حال، این رابطه ممکن است تحت تأثیر عوامل مختلف تغییر کند.

هدف این پژوهش بررسی نقش نابرابری درآمد بر ارتباط میان رشد اقتصادی و آلودگی محیط‌زیست با استفاده از داده‌های مربوط به دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۹۰ در استان‌های ایران است. بدین منظور، ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری درآمد و سرانه تولید ناخالص داخلی حقیقی و سرانه انتشار دی‌اکسید کربن به ترتیب به عنوان شاخص‌هایی از رشد اقتصادی و آلودگی محیط‌زیست مورد استفاده قرار گرفته‌اند. همچنین نرخ تورم به عنوان متغیر کنترلی

وارد مدل شده است. سپس، یک مدل تجربی تصریح و با استفاده از رویکرد Panel ARDL برآورد شده است. نتایج نشان دهنده تایید فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس در استان های ایران در بلندمدت است. منحنی زیست محیطی کوزنتس نشان می دهد که رابطه بین رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست به صورت U معکوس یا غیر خطی است. به عبارت دیگر، در مراحل اولیه رشد اقتصادی، تولید و مصرف بیشتر منجر به افزایش آلودگی می شود. در این مرحله، صنایع آلوده کننده بیشتر رشد می کنند، نیاز به منابع انرژی بیشتر است و ممکن است ضوابط زیست محیطی کمتری وجود داشته باشد که باعث افزایش آلودگی می شود. این مرحله را می توان به دوران صنعتی شدن کشورهای در حال توسعه یا کشورهای توسعه نیافته نسبت داد که بیشتر تمرکزشان بر رشد اقتصادی و افزایش تولید است. اما پس از رسیدن به یک سطح خاص از درآمد سرانه و توسعه اقتصادی، دولت ها متوجه اهمیت پایداری زیست محیطی می شوند و شروع به اعمال قوانین و استانداردهای زیست محیطی می کنند. در این مرحله، فناوری های سبز و بازسازی صنعتی به کار می آیند و این فرآیند باعث کاهش آلودگی و بهبود شرایط محیطی می شود. به عبارت ساده تر، با رسیدن به یک سطح از توسعه اقتصادی و رفاه اجتماعی، اولویت ها به سمت حفاظت از محیط زیست و منابع طبیعی تغییر می کند و این می تواند منجر به کاهش آلودگی شود.

از طرفی نتایج نشان می دهند افزایش نابرابری درآمد این منحنی را به سمت راست منتقل می کند. یعنی به عبارتی موجب می شود انتشار دی اکسید کربن در سطح بالاتری از تولید ناخالص داخلی سرانه به حداکثر مقدار خود برسد. از طرفی افزایش نابرابری درآمد به صورت مستقیم نیز موجب افزایش آلودگی محیط زیست می شود.

در جوامعی که نابرابری درآمدی کمتر است، تفاوت های اقتصادی و اجتماعی میان گروه های مختلف جامعه کاهش می یابد. این موضوع تأثیرات زیادی در نحوه تعامل مردم و دولت ها با مسائل زیست محیطی دارد. در این جوامع، دولت ها قادرند سیاست های زیست محیطی مؤثرتری را پیاده سازی کنند، زیرا منابع مالی و انسانی بیشتری برای این منظور در اختیار دارند و مردم نیز در فرآیند تصمیم گیری های زیست محیطی نقش فعال تری ایفا می کنند. یکی از دلایل این امر این است که در جوامع با نابرابری کمتر، سطح رفاه عمومی بالاتر است و بنابراین فشار عمومی برای حفظ محیط زیست و بهبود کیفیت زندگی بیشتر است. به عبارت دیگر، افراد به دلیل دسترسی بیشتر به آموزش، اطلاعات و منابع، تمایل دارند که مسائل زیست محیطی را

جدی‌تر بگیرند و از دولت‌ها خواستار اقداماتی در این زمینه شوند. همچنین، رشد اقتصادی در چنین جوامعی می‌تواند منابع مالی بیشتری را در اختیار دولت‌ها قرار دهد که می‌توانند آن را در جهت تقویت زیرساخت‌های زیست‌محیطی، مانند ایجاد سامانه‌های مدیریت پسماند، توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر، و بهبود قوانین زیست‌محیطی هزینه کنند. این فرآیند کمک می‌کند که دولت‌ها استلزامات زیست‌محیطی مؤثرتری را ایجاد و اجرا کنند. همچنین در جوامع با نابرابری کمتر، رشد اقتصادی معمولاً به افزایش آگاهی عمومی و مشارکت فعال‌تر مردم در مسائل زیست‌محیطی می‌انجامد. افراد در این جوامع، به دلیل دسترسی به اطلاعات و آموزش‌های بهتر، بیشتر از مشکلات زیست‌محیطی آگاه می‌شوند و تمایل بیشتری به مشارکت در فعالیتهای حفاظت از محیط‌زیست دارند. این آگاهی و مشارکت می‌تواند منجر به فشار اجتماعی بیشتر برای کاهش آلودگی، بهبود شرایط محیطی و اعمال سیاست‌های زیست‌محیطی مؤثرتر شود.

با توجه به نتایج پژوهش و تأثیر تعاملی نابرابری درآمد بر رابطه میان رشد اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست، چند توصیه سیاستی به شرح زیر قابل طرح است:

-توجه هم‌زمان به رشد اقتصادی و کاهش نابرابری: سیاست‌گذاران باید رشد اقتصادی را به گونه‌ای هدایت کنند که توأم با کاهش نابرابری درآمدی باشد، چرا که نابرابری می‌تواند موجب تأخیر در تحقق اثرات زیست‌محیطی مثبت رشد شود.

-توسعه سیاست‌های بازتوزیعی: اجرای نظام مالیاتی عادلانه و بازتوزیعی، به‌ویژه از طریق مالیات‌های تصاعدی بر درآمدهای بالا، می‌تواند با کاهش نابرابری درآمدی، زمینه را برای اجرای مؤثرتر سیاست‌های زیست‌محیطی فراهم کند. همچنین، تقویت شبکه‌های تأمین اجتماعی و گسترش خدمات عمومی می‌تواند به بهبود عدالت درآمدی و کاهش فشار بر محیط‌زیست در بلندمدت کمک کند.

-سرمایه‌گذاری در فناوری‌های پاک و آموزش زیست‌محیطی: تخصیص بخشی از درآمدهای حاصل از رشد اقتصادی به توسعه زیرساخت‌های زیست‌محیطی و ترویج فناوری‌های کم‌کربن، به‌ویژه در مناطق با درآمد پایین، نقش مؤثری در کنترل آلودگی ایفا خواهد کرد.

-افزایش مشارکت اجتماعی: توانمندسازی جوامع محلی و ارتقاء آگاهی عمومی نسبت به پیامدهای زیست محیطی، به ویژه در جوامع با نابرابری پایین، می تواند منجر به افزایش مطالبه گری عمومی و تقویت اجرای سیاست های زیست محیطی شود.

با توجه به نتایج پژوهش و وجود تفاوت های ساختاری میان استان های مختلف ایران، در استان هایی که در مراحل اولیه رشد اقتصادی خود هستند و با افزایش آلودگی مواجه اند، افزایش نظارت بر صنایع آلوده کننده ضروری است. این استان ها نیاز به ایجاد و تقویت قوانین زیست محیطی دارند تا از تولید بیشتر آلودگی جلوگیری کنند. به ویژه قوانینی که صنایع را ملزم به استفاده از فناوری های پاک و کم کربن کنند، باید به طور جدی اجرایی شوند.

در استان های دارای رشد اقتصادی بالا و در حال توسعه، توسعه انرژی های تجدیدپذیر مانند انرژی خورشیدی، بادی و بیوگاز می تواند کمک کند تا رشد اقتصادی با کاهش آلودگی همراه باشد. همچنین، حمایت از نوآوری های سبز و توسعه فناوری های پاک در صنایع و کشاورزی، به ویژه در استان هایی که تولید آلاینده دارند، می تواند در کاهش اثرات منفی آلودگی مفید باشد. برای کاهش تأثیر نابرابری درآمد بر آلودگی، باید برنامه های توزیع درآمد و حمایت از اقشار کم درآمد در دستور کار قرار گیرد. ایجاد برنامه های آموزشی و آگاهی رسانی برای اقشار مختلف جامعه، به ویژه در مناطق محروم تر، می تواند آن ها را به استفاده بهینه تر از منابع طبیعی و کاهش تولید آلودگی تشویق کند. همچنین، استان هایی که نابرابری درآمد در آن ها بیشتر است، نیاز به برنامه های حمایتی برای تسهیل دسترسی به فناوری های پاک و بهبود شرایط زیست محیطی دارند.

## References

- Batten, S., Sowerbutts, R., & Tanaka, M. (2020). Climate change: Macroeconomic impact and implications for monetary policy. *Ecological, societal, and technological risks and the financial sector*, 13-38.
- Boyce, J.K. 1994. Inequality as a cause of environmental degradation. *Ecological Economics*, 11, 169-178.

- Chen, Y., Wang, Z., & Zhong, Z. (2019). CO2 emissions, economic growth, renewable and non-renewable energy production and foreign trade in China *Renew. Renewable Energy*, 131, 208–16.
- Cole, M.A. (1999). Limits to Growth , Sustainable Developmant and Environmental Kuznets Curves: An Examination of the Environmental Impact of Economic Development. *Sustainable Development*, 7, 109-123.
- Dehghanian, S., Kouchaki, A., & Kolahi Ahari, A. (2009). Environmental Economics. Mashhad: Ferdowsi University Press. (In Persian)
- Farahati, M., & Maleki, F. (2024). Income Inequality and the Economic Growth-Environmental Pollution Nexus in Iran: Smooth Transition Regression (STR) Approach. *Economic Policies and Research*, 3(2), 87-111. (In Persian)
- Grossman, G. M., & Krueger, A. B. (1995). Pollution and growth: what do we know. *The economics of sustainable development*, 19, 41.
- Grottera, C., Pereira Jr, A. O., & La Rovere, E.L. (2017). Impacts of carbon pricing on income inequality in Brazil. *Climate and Development*, 9(1), 80-93.
- Hajian, M., & Kashani, S. J. (2021). Evolution of the concept of sustainability. From Brundtland Report to sustainable development goals. In *Sustainable resource management* (pp. 1-24). Elsevier.
- Hanaki, K., & Portugal-Pereira, J. (2018). The effect of biofuel production on greenhouse gas emission reductions. In *Biofuels and sustainability: holistic perspectives for policy-making* (pp. 53-71). Tokyo: Springer Japan.
- Heidari, M., Khademaliozadeh, A., & Khorsandi, M. (2020). Investigating the effect of economic growth on water resources consumption; in the framework of the environmental Kuznets curve EKC (case study: selected countries 1992-2012). *Agricultural Economics Research*, 12(1), 163-180. (In Persian)
- Horee, H. R., Galali, S. A., & Gafare, S. (2013). Examining the impact of financial development and energy consumption on the environmental degradation in Iran in the framework of the environmental Kuznets curve hypothesis (EKC). *Iranian Energy Economics*, 2(6), 27-48. (In Persian)

Hosseini Nasab, S. E., & Paykari, S. (2012). Study of Economic Growth and Trade Relaxation on the Pollution of Environment. *Economic Magazine*, 12(9&10), 61-82. (In Persian)

Hung, M. F., & Shaw, D. (2004). Economic growth and the environmental Kuznets curve in Taiwan: a simultaneity model analysis. *Human Capital, Trade, and Public Policy in Rapidly Growing Economies: From Theory to Empirics*, 269.

Saunois, M., Stavert, A. R., Poulter, B., Bousquet, P., Canadell, J. G., Jackson, R. B., Raymond, P.A., Dlugokencky, E.J., Houweling, S., Patra, P.K. and Ciais, P. (2019). The global methane budget 2000–2017. *Earth System Science Data Discussions*, 2019, 1-136.

Jebli, M. B., Youssef, S. B., & Ozturk, I. (2016). Testing environmental Kuznets curve hypothesis: The role of renewable and non-renewable energy consumption and trade in OECD countries. *Ecological Indicators*, 60, 824-831.

Jomehpour, M. (2017). Identifying Strategic Priorities for the Sustainable Development of Rural Areas Based on Local Community Planning. *Journal of Sustainable Rural Development*, 1(2), 161-170.

Kazrooni, Alireza; Hossein Asgharpour, Ali Agha Mohammadi and Elham Zakai Alamdari, 2019, Investigating the effects of corruption on the environmental Kuznets curve, a case study of developed and developing countries. *Economic Modeling Research Quarterly*, 10(37), 7- 38. (In Persian)

Kostakis, I. (2024). An empirical investigation of the nexus among renewable energy, financial openness, economic growth, and environmental degradation in selected ASEAN economies. *Journal of Environmental Management*, 354, 120398.

Madah, Majid and Maryam Abdulahi, 2012, The effect of the quality of institutions on environmental pollution in the framework of the Kuznets curve using static and dynamic data panel patterns (case study: member countries of the Organization of the Islamic Conference), *Quarterly Journal of Environmental and Energy Economics*, 2 (5), 171-186. (In Persian)

Mehrabi Bashar Abadi, H., Jalaei Esfand Abadi, S. A., Baghestani, A. A., & Sherafatmand, H. (2010). Impact of Trade Liberalization on Environment Pollution in Iran. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, (1), 2-41. (In Persian)

Molaei, M., Kavooosi, K. M., & Rafiee, H. (2010). Investigation of cointegration relationship between per capita GDP and per capita CO2 emission and existence of environmental Kuznets curve for CO2 in Iran. *Advanced Environmental Sciences*, 8(1), 205-206. (In Persian)

Monjazez, M. R., & Dehgani, L. (2019). Estimation of Life Insurance Capacity in Iran A Panel ARDL Approach. *Jemr*, 10 (37), 39-67. (In Persian)

Moradian, F. (2017). Parametric and Nonparametric Estimation of the Environmental Kuznets Curve (The Case of Iran). Master's Thesis, Razi University. (In Persian)

Munir, Q., Lean, H. H., & Smyth, R. (2020). CO2 emissions, energy consumption and economic growth in the ASEAN-5 countries: a cross-sectional dependence approach. *Energy Economics*, 85, 104571.

Nademi, Y., Jalili Kamjoo, S. P., & Nazari, S. (2023). The Impact of Education on the Environmental Kuznets curve: a Threshold Panel Approach. *Macroeconomics Research Letter*, 17(36), 151-172. (In Persian)

Nasrallahi, Zahra and Marzieh Ghafari Gulak, 2010, Air pollution and factors affecting it (a case study of SPM and SO2 emissions in Iran's manufacturing industries), *Economic Research Quarterly*, 10(3), 75-95. (In Persian)

Nonejad, M., & Roozitalab, A. (2019). The Effects of Economic Growth and Energy Consumption on Environmental Pollution: A Case Study of Iran. *Environmental and Natural Resource Economics*, 3(3), 99-124. (In Persian)

Nunes, R. (2023). *Nem vertical nem horizontal: uma teoria da organização política*. Ubu Editora.

Ostadzad, A. H., & Bahlouli, P. (2015). The Impact of Renewable Energy on the Environmental Kuznets Curve in Iran. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 2(2), 127-154. (In Persian)

- Parsa, S., Zare, M. M. R., ZIAABADI, M., & Mehrabi, B. H. (2021). Investigating the effect of economic factors on environmental degradation using the 3SLS panel approach (Selection of Developing and Developed Countries). *Journal of Environmental Science and Technology*, 9(23), 191-204. (In Persian)
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American statistical Association*, 94(446), 621-634.
- Ridzuan, s. 2019. Inequality and the environmental Kuznets curve. *Journal of Cleaner Production*, 228, 1472-1481.
- Saint Akadiri, S., Alola, A. A., Olasehinde-Williams, G., & Etokakpan, M. U. (2020). The role of electricity consumption, globalization and economic growth in carbon dioxide emissions and its implications for environmental sustainability targets. *Science of The Total Environment*, 708, 134653.
- Shahbaz, M., Ozturk, I., Afza, T., & Ali, A. (2013). Revisiting the environmental Kuznets curve in a global economy. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 25, 494-502.
- Toma, P., Miglietta, P.P., Morrone, D., & Porrini, D. (2020). Environmental Risks and Efficiency Performances: The Vulnerability of Italian Forestry Firms. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 27, 2793–2803.
- Ubaidillah, N. Z. (2011). The relationship between income and environment in UK's road transport sector: is there an EKC. In *2011 International Conference on Economics and Finance Research IPEDR*.
- Uzar, U. (2023). More press freedom more renewable energy: Analysis for high income OECD countries, *Journal of Cleaner Production*. 428(20), 139386.
- Van, P.N., & Azomahou, T. (2007). Nonlinearities and heterogeneity in environmental quality: An empirical analysis of deforestation. *Journal of Development Economics*, (84)1, 291-309.

- Oprea, S. V., Bâra, A., & Georgescu, I. (2025). An economic and environmental perspective of the economic growth, emissions, foreign investment and renewables integration in the Black Sea region. *Kybernetes*.
- Vukina, T., Beghin, J., & Solakoglu, E.G. (1999). Transition to markets and the environment: Effects of the change in the composition of manufacturing output, *Environment and Development Economics*, 4, 582-598.
- Wang, Q., Yang, T., & Li, R. (2023). Does income inequality reshape the environmental Kuznets curve (EKC) hypothesis? A nonlinear panel data analysis. *Environmental Research*, 216, 114575.
- Wang, Q., Zhang, F., Li, R., & Sun, J. (2024). Does artificial intelligence promote energy transition and curb carbon emissions? The role of trade openness. *Journal of Cleaner Production*, 447, 141298.
- Zhang, j.( 2021). Environmental Kuznets Curve Hypothesis on CO2 Emissions: Evidence for China. Department of Economics, *Journal of Risk and Financial Management*, 14(3), 93.