مستخرج از پایان نامه

فصلنامه انسان و محیط زیست، شماره ۷۲، بهار ۱۴۰۴ (۷۹- ۶۳)

اثر نابرابری درآمد بر ارتباط میان رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست در ایران[۱]

فرزانه ملکی [۲]

محبوبه فراهتی [۳*]

m.farahati@semnan.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۷/۲۶ **تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۹/۱**

چکیده

زمینه و هدف: هدف اصلی مقاله حاضر بررسی اثر نابرابری درآمد بر ارتباط میان رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست در ایران است. در این راستا، 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.

روش بررسی: بدین منظور، یک مدل تجربی با استفاده از رویکرد خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و داده‌های مربوط به دوره زمانی ۱۳۹۹-۱۳۶۳ برآورد می‌شود.

یافته‌ها: نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی نشان می‌دهند که در بلندمدت، با افزایش درآمد سرانه، انتشار CO_2 ابتدا کاهش می‌یابد و پس از فرا رسیدن یک آستانه درآمدی معین شروع به افزایش می‌کند. همچنین، با توجه به یافته‌ها، با افزایش نابرابری درآمد، آلودگی محیط‌زیست در سطح پایین‌تری از درآمد سرانه به حداقل مقدار خود می‌رسد. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهند که تأثیر نابرابری درآمد بر آلودگی محیط‌زیست به سطح درآمد سرانه بستگی دارد و اثر بلندمدت متغیرهای کنترلی مصرف سرانه سوخت‌های فسیلی و سهم ارزش افزوده بخش صنعت و معدن بر آلودگی محیط‌زیست مثبت و از نظر آماری معنادار است.

بحث و نتیجه‌گیری: این نتایج دلالت بر این دارد که فرضیه منحنی کوزنتس زیست محیطی (EKC) مبنی بر رابطه U معکوس شکل میان رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست برای ایران تأیید نمی‌شود. همچنین، افزایش نابرابری درآمد منجر به انتقال منحنی U-شکل توصیف کننده‌ی ارتباط میان رشد اقتصادی و آلودگی محیط‌زیست به سمت چپ می‌شود. مهم‌ترین دلالت سیاستی پژوهش حاضر این است که به موازات سیاست‌های رشدی، توزیع عالانه‌تر درآمد می‌تواند به کاهش آلودگی محیط زیست کمک نماید.

واژه‌های کلیدی: رشد اقتصادی، آلودگی محیط‌زیست، نابرابری درآمد، ایران

طبقه‌بندی JEL: O44، Q53، O15، O53

۱- این مقاله مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی ارشد فرزانه ملکی در دانشگاه سمنان است.

۲- کارشناس ارشد، رشته اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران.

۳- استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران. *(مسوول مکاتبات)

Human and Environment, No. 72, Spring 2025

The effect of income inequality on the relationship between economic growth and environmental pollution in Iran

Farzaneh Maleki [1]
Mahboobeh Farahati [2 *]
m.farahati@semnan.ac.ir

Date of Acceptance:November 22, 2023 Date of Submission: October 18, 2022

Abstract

Background and Objective: The main purpose of this paper is to investigate the effect of income inequality on the relationship between economic growth and environmental pollution in Iran. In this regard, real GDP per capita, carbon dioxide (CO_2) emissions per capita, and Gini coefficient are used as indicators of economic growth, environmental pollution, and income inequality, respectively.

Material and Methodology: To this end, an empirical model is estimated using the autoregressive distributed lag (ARDL) approach and data for the period 1363-1399.

Findings: The results of the cointegration analysis based on the autoregressive distributed lag (ARDL) approach show that in the long-run, as income per capita increases, CO_2 emissions per capita first decrease and then start increasing after a certain income threshold is reached. Also, according to the findings, With the increase of income inequality, environmental pollution reaches its minimum value at a lower level of per capita income. In addition, the results reveal that the impact of income inequality on environmental pollution depends on the level of per capita income and the long-run effect of the control variables of per capita consumption of fossil fuels and the share of added value of the industry and mining sector on environmental pollution is positive and statistically significant.

Discussion and Conclusion: This result implies that the environmental Kuznets curve (EKC) hypothesis of an inverted U-shaped relationship between economic growth and environmental pollution does not hold for Iran. also, an increase in income inequality causes a leftward shift of the U-shaped curve describing the relationship between economic growth and environmental pollution. The most important political implication of this study is that, parallel to the growth policies, a more equal distribution of income can help reduce environmental pollution.

Keywords: Economic growth, environmental pollution, Income inequality, Iran.
JEL Classifications: O44, Q53, O15, O53

1- M. A. of Economic, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, Semnan, Iran.
2- Assistant Professor of Economics, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, Semnan, Iran. *(*Corresponding Author*)

مقدمه

بررسی روند بهره‌برداری از منابع طبیعی و افزایش آلودگی‌ها در سطح جهان مبین فراتر رفتن فعالیت‌های بشر از ظرفیت قابل تحمل کره‌ی زمین است. به طور قطع ادامه روند یاد شده می‌تواند استمرار حیات را در کره‌ی زمین با مخاطرات جدی مواجه کند. به همین دلیل موضوع حفاظت از محیط‌زیست به عنوان یکی از مهمترین مسائل در سطح جهان مطرح شده و در کانون توجه جامعه جهانی قرار گرفته است (۱). هیئت بین‌دولتی تغییرات اقلیمی، میانگین دمای جهانی را تا سال ۲۱۰۰ بین ۱,۴ تا ۸.۵ درجه سانتیگراد پیش‌بینی کرده است که انتشار گازهای گلخانه‌ای عامل اصلی گرم شدن کره زمین خواهند بود (۲).

در انتشار گازهای گلخانه‌ای سهم دی‌اکسید کربن حدود ۷۵ درصد است (۳و۴). کاهش انتشار دی‌اکسید کربن از دو مجرای کلی امکاپذیر است. اول، کنترل فعالیت‌های اقتصادی و به خصوص کاهش مصرف سوخت‌های فسیلی که در تضاد با ضرورت فرآیند رشد و تولید اقتصادی و نیازهای جوامع است و دوم، استفاده از تکنولوژی‌های کارآمد و دوست‌دار محیط‌زیست، به‌نحوی که سطح تولید مورد دلخواه و مصرف انرژی مورد نیاز با انتشار کمتری از دی‌اکسید کربن همراه باشد (۵).

نگرانی در حوزه محیط‌زیست به اوایل دهه هفتاد بر می‌گردد. به عنوان نمونه، گزارش باشگاه رم با عنوان «محدودیت‌های رشد» بر ارتباط بالقوه احتمالی میان کیفیت/تخریب محیط‌زیست و رشد اقتصادی اشاره دارد (۶). در این دوره بسیاری از صاحب‌نظران، رشد اقتصادی و حفاظت از محیط‌زیست 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 و کیفیت محیط‌زیست مورد توجه قرار گرفت (۷). در این راستا، گروسمن و کروگر[1](۱۹۹۱) نشان می‌دهند رابطه U معکوس شکل میان تغییرات درآمد و کیفیت محیط‌زیست وجود دارد که این رابطه توسط پانایوتو[2](۱۹۹۳) تحت عنوان منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (EKC) نامگذاری شد. پانایوتو (۱۹۹۳) برای اولین بار از واژه EKC به دلیل شباهت آن به فرضیه نابرابری درآمدی کوزنتس استفاده نمود و با استفاده از داده‌های بین کشوری، یک ارتباط قوی بین شاخص‌های معین آلودگی و درآمد سرانه به عنوان منحنی U معکوس یافت که از آن زمان، EKC به یک مفهوم اساسی برای تعریف ارتباط بین کیفیت محیط‌زیست و رشد اقتصادی تبدیل شده است. بر اساس فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در مراحل اولیه رشد اقتصادی، تخریب محیط زیست همراه با افزایش درآمد سرانه افزایش یافته و به تدریج با افزایش درآمد سرانه تخریب محیط‌زیست کاهش می‌یابد.

سطح حفاظت از محیط‌زیست به دو اثر مطلق و نسبی درآمد بستگی دارد. در حالی‌که 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. بویس[3](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 محیط زیست بدتر خواهد شد(۸).

در دیدگاهی دیگر آرو[4]و همکاران (۱۹۹۵) مطرح می‌کنند که در کشورهای با درآمد پایین مردم به رفاه مادی بیش از کیفیت محیط‌زیست اهمیت می‌دهند اما زمانی که کشور به درآمد سرانه بالا می‌رسد، مردم توجه بیشتری به محیط‌زیست می‌نمایند(۹). ترجیحات مصرف‌کنندگان می‌تواند از طریق درخواست انواع

1- Grossman & Krueger
2- Panayotou
3- Boyce
4- Arrow

مالیات زیست‌محیطی، تعرفه‌ها، یارانه‌ها و نیز مقررات به طور غیرمستقیم بر منحنی کوزنتس اثر بگذارد (۱۰و۱۱).

سؤال اساسی پژوهش حاضر این است که آیا نابرابری درآمد بر موقعیت منحنی زیست‌محیطی کوزنتس تأثیر دارد؟ برای پاسخگویی به این پرسش، بعد از مقدمه، در بخش دوم، مبانی نظری و ادبیات تحقیق ارائه شده است. بخش سوم به روش تحقیق اختصاص یافته است. در بخش چهارم، تجزیه و تحلیل نتایج تجربی انجام می‌گیرد و در بخش پنجم، نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه شده است.

ادبیات تحقیق

از بعد نظری رابطه بین رشد اقتصادی و شاخص‌های کیفیت زیست‌محیطی به صورت U معکوس می‌باشد که به منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (EKC) معروف است. ایدهٔ منحنی زیست‌محیطی کوزنتس از مطالعهٔ مشهور کوزنتس (۱۹۵۵) اقتباس شده است. کوزنتس معتقد بود میان رشد اقتصادی و نابرابری درآمد رابطه‌ای به شکل U معکوس وجود دارد. منحنی زیست‌محیطی کوزنتس نیز بر اساس رابطه‌ای مشابه میان رشد اقتصادی و آلودگی زیست‌محیطی معرفی شده است.

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. این نتیجه می‌تواند در اثر فرضیه پناهندگی آلاینده و یا ارزان بودن نهاده محیط‌زیست و داشتن مزیت نسبی باشد. با افزایش روند رشد اقتصادی، محیط‌زیست دارای اهمیت بیشتری می‌شود و بنگاه‌های تولیدکننده آلاینده، ملزم به درونی‌سازی هزینه‌های تخریب زیست‌محیطی گردیده و یا قوانین زیست‌محیطی با شدت بیشتری پیگیری می‌شوند، بنابراین همراه با رشد اقتصادی شاخص‌های آلودگی محیط‌زیست کاهش می‌یابد (۱۲).

طبق تئوری منحنی زیست‌محیطی کوزنتس، افزایش آلودگی همیشه با افزایش رشد، بیشتر نمی‌شود. این تئوری ادعا می‌کند سطحی از درآمد وجود دارد که اگر جامعه به آن سطح از درآمد برسد، آلودگی همزمان با افزایش درآمد کاهش می‌یابد. عواملی که منجر به کاهش آلودگی می‌شوند عبارتند از (۱) تغییرات در ترکیب تولید، (۲) بکارگیری فناوری تولید مدرن و (۳) تقاضای عمومی بیشتر برای حفاظت از محیط‌زیست (۱۳).

در نخستین گام‌های توسعه اقتصادی، تولید از بخش کشاورزی به بخش صنعت انتقال می‌یابد که نتیجه تبعی آن، افزایش آلودگی و کاهش کیفیت محیط‌زیست است. اما با تداوم فرایند صنعتی‌شدن، بهبود نهادهای عمومی و تغییر نیازهای مصرف‌کنندگان، تولید در گذر زمان از صنایع انرژی‌بر به صنایع دانش‌محور و بخش خدمات انتقال می‌یابد. این تغییر ساختار، نرخ افزایش آلاینده‌ها را کاهش می‌دهد. از طرفی به‌کارگیری فناوری تولید مدرن به معنای استفاده کاراتر از نهاده‌ها، جایگزینی نهاده‌ها، یا فرایندهای تولید آلاینده با نهاده‌ها و یا فرایندهای کمتر آلاینده، حرکت به سوی تولید محصولات بوم‌گرا، تولید کمتر ضایعات و یا تبدیل آنها به اشکال کمتر آلاینده است (۱۴، ۱۵و ۱۶).

عامل سوم به طور گسترده‌ای به عنوان مهم‌ترین محرک برای بخش رو به کاهش EKC شناخته می‌شود (۱۷). 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 طوری‌که 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(۱۸). 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 به‌صورت 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 کمتری به زندگی دارند (۱۹). بنابراین نابرابری درآمد می‌تواند بر تقاضای عمومی برای حفاظت از محیط زیست و در نتیجه نقطه بازگشت EKC تأثیر بگذارد.

اولین بار بویس[1](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 روزنه 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 عموما برندگان هستند، در حالی‌که افراد فقیر بازنده سرمایه‌گذاری‌هایی هستند که تأثیرات زیست‌محیطی دارند. در نتیجه، نابرابری اقتصادی که توزیع قدرت را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد احتمال اجرای پروژه‌ها و سرمایه‌گذاری‌های زیان‌بار زیست‌محیطی را افزایش می‌دهد. زیرا نابرابری قدرت ثروتمندان را در تحمیل هزینه‌های زیست‌محیطی، در مقابل فقرا تقویت می‌کنند (۲۰).

پیشینه تحقیق

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

ون و آزومهوب[2](۲۰۰۷) با استفاده از مدل‌های پارامتریک[3]و مدل‌های نیمه‌پارامتریک[4] برای ۵۹ کشور در حال توسعه طی سال‌های ۱۹۷۲-۱۹۹۴ نشان می‌دهند، فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس تأیید نمی‌شود.

جلیل و محمود[5](۲۰۰۹) با استفاده از رهیافت خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی[6](ARDL) طی سال‌های ۲۰۰۵-۱۹۷۵ نشان می‌دهند که، فرضیه EKC برای چین تأیید می‌شود. همچنین طبق نتایج تجارت تأثیر مثبت و معنی‌داری بر انتشار CO_2 دارد. همچنین نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجری حاکی از علیت یک‌طرفه از رشد اقتصادی به انتشار CO_2 است.

لی[7]و همکاران (۲۰۱۰) فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[8](GMM) طی سال‌های ۲۰۰۱-۱۹۸۰ برای ۹۷ کشور بررسی می‌نمایند. نتایج حاکی از تأیید فرضیه EKC در آمریکا و اروپا و عدم تأیید این فرضیه در آفریقا، آسیا و اقیانوسیه است.

1- Boyce
2- Van & Azomahou
3- Parametric
4- Semiparametric
5- Jalil & Mahmud
6- Auto regressive distributed lag
7- Lee
8- Generalized method of moments

آکپان و چوکو[1](۲۰۱۱) با استفاده از تکنیک ARDL و داده‌های سری زمانی سالانه طی سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۶۰ نشان می‌دهند که فرضیه EKC برای نیجریه تأیید نمی‌شود.

شهباز[2] و همکاران (۲۰۱۳) با استفاده از تکنیک ARDL نشان می‌دهند فرضیه EKC برای ترکیه طی سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۷۰ تأیید می‌شود. همچنین نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجر مبتنی بر رویکرد VECM[3] نشان‌دهنده علیت دو طرفه بین رشد اقتصادی و انتشار CO_2 است.

چو[4] و همکاران (۲۰۱۴) نشان می‌دهند فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس برای ۲۲ کشور OECD طی سال‌های ۲۰۰۰-۱۹۷۱ تأیید می‌شود.

جبلی[5] و همکاران (۲۰۱۶) با استفاده از تکنیک‌های حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح شده[6] (FMOLS) و حداقل مربعات معمولی پویا[7](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_2 می‌شود.

ریدزوان[8](۲۰۱۹) تأثیر نابرابری درآمد بر منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را برای مجموعه‌ای از کشورها طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۹۱ بررسی می‌نمایند. با در نظر گرفتن انتشار گاز SO_2 به عنوان نماینده آلودگی و متغیر نابرابری ضریب جینی، نتایج نشان می‌دهند نابرابری درآمد نقطه بازگشت منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را افزایش می‌دهد.

دوگان[9] و همکاران (۲۰۲۰) برای کشورهای عضو BRICST (برزیل، روسیه، هند، چین، آفریقای جنوبی، ترکیه) طی دوره ۲۰۱۴-۱۹۸۰ نشان می‌دهند فرضیه EKC معتبر نیست و از طرفی، شدت انرژی و ساختار انرژی تعیین‌کننده‌های مهم تخریب زیست‌محیطی هستند.

ژانگ[10](۲۰۲۱) فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را با استفاده از تکنیک ARDL طی سال‌های ۲۰۱۴- ۱۹۷۱ برای کشور چین بررسی می‌نمایند. نتایج نشان می‌دهند که رابطه N شکل بین انتشار دی‌اکسید کربن و سرانه تولید ناخالص داخلی واقعی در بلندمدت وجود دارد. همچنین طبق نتایج مصرف انرژی و شهرنشینی بر انتشار دی‌اکسید کربن در بلندمدت به ترتیب اثر مثبت و منفی دارند.

رحمان[11] و همکاران (۲۰۲۲) با استفاده از روش ARDL غیرخطی طی سال‌های ۲۰۱۸-۱۹۹۰ نشان می‌دهند، فرضیه EKC برای ۲۲ کشور توسعه‌یافته جهان تأیید می‌شود. همچنین، نتایج نشان‌دهنده علیت دو طرفه میان انرژی‌های تجدیدپذیر و انتشار CO_2، نوآوری تکنولوژیکی و انتشار CO_2، تولید ناخالص داخلی و انرژی‌های تجدیدپذیر و انرژی‌های تجدیدپذیر و نوآوری‌های تکنولوژیکی است. همچنین طبق نتایج علیت یک طرفه از تولید ناخالص داخلی به انتشار CO_2 و کیفیت صادرات به نوآوری تکنولوژیکی برقرار است. علاوه بر این طبق نتایج انرژی‌های تجدیدپذیر و کیفیت صادرات به عنوان عوامل موثر در کاهش انتشار CO_2 می‌باشند.

هوندی[12] و همکاران (۲۰۲۲) تأثیر آزادی اقتصادی و نابرابری درآمد را بر انتشار CO_2 تحت فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس، در کشورهای جنوب صحرای آفریقا با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۵ بررسی می‌کنند. نتایج حاصل از به‌کارگیری برآوردگر PMG-ARDL[13]، تأییدکننده فرضیه EKC در بلندمدت است. همچنین طبق نتایج، آزادی اقتصادی تأثیر معناداری بر انتشار CO_2 ندارد در حالیکه نابرابری درآمد، صنعتی‌شدن و مصرف انرژی تجدیدناپذیر اثر مثبت و معناداری بر انتشار CO_2 در بلندمدت دارند. همچنین نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجری نشان می‌دهند، آزادی اقتصادی، نابرابری درآمد، مصرف انرژی تجدیدپذیر، مصرف انرژی تجدید

1- Akpan & Chuku
2- Shahbaz
3- Vector Error Correction Model
4- Cho
5- Jebli
6- Fully modified ordinary least squares
7- Dynamic Ordinary Least Square
8- Ridzuan
9- Dogan
10- Zhang
11- Rahman
12- Hundie
13- Pooled Mean Group-ARDL

ناپذیر، صنعتی‌شدن، شهرنشینی و رشد اقتصادی علیت گرنجر انتشار CO_2 هستند

ماساگونی و بودیونو[1] (۲۰۲۳) با به‌کارگیری تکنیک ARDL نشان می‌دهند فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس برای اندونزی تأیید نمی‌شود. علاوه بر این مصرف انرژی فسیلی تأثیر مثبت و مصرف انرژی تجدیدپذیر و سیاست‌های احیا جنگل تأثیر منفی بر انتشار دی‌اکسید کربن دارند.

وانگ[2] و همکاران (۲۰۲۳) فرضیه EKC را با در نظر گرفتن نابرابری درآمدی به عنوان متغیر آستانه برای ۵۶ کشور توسعه‌یافته طی سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۸ بررسی می‌نمایند. 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 نتایج رشد اقتصادی به طور معناداری انتشار کربن را در دوره‌های نابرابری درآمدی پایین افزایش می‌دهد. با این حال، با وارد شدن به طبقه متوسط نابرابری درآمد، رشد اقتصادی انتشار کربن را کاهش می‌دهد ولی این تاثیر معنادار نیست. ولی، در دوره‌های نابرابری درآمد بالا رشد اقتصادی انتشار کربن را به طور معناداری افزایش می‌دهد.

یونیتا[3] و همکاران (۲۰۲۳) با به کارگیری مدل تصحیح خطا طی سال‌های ۲۰۲۱-۱۹۹۰ نشان می‌دهند که فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس در اندونزی در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأیید نمی‌شود. طبق نتایج متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه تأثیر مثبت و معناداری بر انتشار CO_2 در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارد در حالیکه نابرابری درآمد هیچ اثر معنی‌داری در کوتاه‌مدت و در بلندمدت بر انتشار CO_2 ندارد. اثر متغیر جمعیت در کوتاه‌مدت معنی‌داری نیست اما در بلندمدت اثر مثبت و معنی‌داری بر انتشار CO_2 دارد.

برقی اسکویی(۱۳۸۷) فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را در قالب چهار گروه کشوری، شامل کشورهایی با درآمد سرانه بالا، کشورهایی با درآمد سرانه متوسط بالا، کشورهایی با درآمد سرانه متوسط پایین و کشورهایی با درآمد سرانه پایین طی دوره زمانی ۲۰۰۲-۱۹۹۲ بررسی می‌نمایند. نتایج حاصل از به‌کارگیری تکنیک اثرات ثابت نشان می‌دهند، افزایش آزادسازی تجاری و افزایش درآمد سرانه موجب کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن در کشورهای با درآمد سرانه بالا و کشورهای با درآمد سرانه متوسط بالا و منجر به افزایش انتشار دی‌اکسیدکربن در دوگروه دیگر از کشورها می‌شود.

پورنظمی سیس (۱۳۸۸) با استفاده از روش LSTAR و به‌کارگیری مدل دو رژیمی طی سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۳۸ برای کشور ایران نشان می‌دهند که، رابطه بین درآمد سرانه و انتشار گاز دی‌اکسید کربن همواره افزایشی بوده ولی نرخ تأثیرگذاری درآمد سرانه بر آلودگی محیط‌زیست در رژیم اول نسبت به رژیم دوم بالاتر است.

محمدباقری (۱۳۸۹) با استفاده از تکنیک ARDL طی سال‌های ۱۹۶۵-۲۰۰۸برای ایران نشان می‌دهند که، انتشار دی‌اکسید کربن نسبت به تولید ناخالص داخلی بی‌کشش است اما مقدار آن در بلندمدت بیش‌تر از کوتاه‌مدت است. علاوه بر این، کشش انتشار دی‌اکسید کربن نسبت به مصرف انرژی در کوتاه‌مدت و بلندمدت مشابه و نزدیک به یک است.

حسینی‌نسب و پایکاری (۱۳۹۱) برای دو گروه کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه طی دوره ۲۰۰۰-۱۹۸۰ نشان می‌دهند، فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس برای هر دو نوع آلودگی (آب و هوا) در کشورهای توسعه‌یافته مورد تأیید قرار می‌گیرد. در حالی‌که این فرضیه در کشورهای درحال توسعه فقط برای آلودگی آب تأیید می‌شود.

بلالی و همکاران (۱۳۹۲) با بهره‌گیری از تکنیک ARDL طی دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۳۹ نشان می‌دهند، فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در بخش انرژی مورد تأیید است. همچنین نوسانات قیمت نفت تأثیر معنی‌دار و معکوسی بر انتشار دی‌اکسید کربن دارد.

امیرنژاد و اسدپور کردی (۱۳۹۳) با استفاده از تکنیک ARDL طی سال‌های ۲۰۱۱- ۱۹۶۵ در ایران نشان می‌دهند که، در بلندمدت و کوتاه‌مدت رابطه درجه سوم (حالت N شکل) میان

1- Massagony & Budiono
2- Wang
3-Yunita

درآمد سرانه و انتشار دی‌اکسید کربن وجود دارد. علاوه بر این باربودن تجارت در کوتاه‌مدت و شدت انرژی در بلندمدت اثر مثبت و معنی‌داری بر انتشار دی‌اکسید کربن دارند.

جلیلی و همکاران (۱۳۹۵) فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را با استفاده از روش PMG طی سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۸۰ برای ۱۱ کشور عضو اوپک بررسی می‌نمایند. نتایج حاکی از تأیید فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس است. طبق نتایج افزایش مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر و سوخت‌های فسیلی منجر به افزایش انتشار CO_2 می‌شود. علاوه بر این، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر تأثیر معناداری بر کاهش انتشار CO_2 ندارد.

مرادیان (۱۳۹۶) فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۷۰برای استان‌های ایران بررسی می‌نمایند. نتایج حاصل از به‌کارگیری روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته امکان‌پذیر[1] (FGLS) نشان‌دهنده تأیید فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در استان‌های ایران است.

ناهیدی امیرخیز و همکاران (۱۳۹۷) با استفاده از تکنیک ARDL و داده‌های دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۶۵ نشان می‌دهند، فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در ایران تأیید می‌شود و از طرفی ایران هنوز به نقطه بازگشت منحنی زیست‌محیطی کوزنتس نرسیده است. نتایج نشان می‌دهند بین مصرف فرآورده‌های نفتی و آلودگی محیط‌زیست رابطه مثبت وجود دارد.

معرفی متغیرها و توصیف داده‌ها

در این پژوهش تأثیر نابرابری درآمد بر ارتباط میان رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست به‌صورت تجربی طی دوره زمانی ۱۳۶۳-۱۳۹۹ بررسی می‌شود. بدین منظور معادله رگرسیونی به‌صورت زیر در نظر گرفته شده است:

داربیدی و همکاران (۱۳۹۹) با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی فضایی طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۸۶ نشان می‌دهند، فرضیه EKC برای استان‌های ایران تأیید می‌شود. همچنین، طبق نتایج R&D و سرمایه انسانی تأثیر منفی و معناداری بر آلودگی هوا در استان‌های ایران دارند.

جعفری پرویزخانلو و همکاران (۱۴۰۰) با استفاده از روش پانل دیتا طی سال‌های ۲۰۱۵-۲۰۰۰ نشان می‌دهند، فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس درکشورهای حوزه خلیج فارس تأیید می‌شود. علاوه بر این تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر انتشار CO_2 به شکل U معکوس است.

سیفی‌پور (۱۴۰۰) فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را با استفاده از روش ARDL و روش FMOLS طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۶۰ برای کشور ایران بررسی می‌نمایند. نتایج حاکی از تأیید فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس در بخش صنعت ایران است. در مطالعات پیشین تأثیر رشد اقتصادی بر آلودگی محیط زیست بررسی شده است. همچنین برخی مطالعات به بررسی تأثیر نابرابری درآمد بر کیفیت محیط زیست پرداخته‌اند. هدف از این پژوهش بررسی اثر تعاملی نابرابری درآمد و رشد اقتصادی بر آلودگی محیط زیست در ایران است. به عبارت دیگر این مطالعه در صدد پاسخ به این پرسش است که نابرابری درآمد چگونه بر ارتباط میان رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست اثر می‌گذارد.

$$CO_{2t} = \alpha + \beta_1 GDP_t + \beta_2 GDP_t^2 + \beta_3 GDP_t * GINI_t + \delta_1 GINI_t + \delta_2 FUS_t + \delta_3 Sanat + +\varepsilon_t \qquad (۱)$$

که درآن CO_2 انتشار سرانه دی‌اکسید کربن (به عنوان شاخص آلودگی محیط زیست)، GDP سرانه تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۳۹۰ (به عنوان شاخص رشد اقتصادی)، GINI شاخص نابرابری درآمد، FUS مصرف سرانه سوخت‌های فسیلی و Sanat سهم ارزش افزوده بخش صنعت و معدن از کل تولید ناخالص داخلی است. در این معادله رگرسیونی اگر ضرایب β_1 و β_2 به ترتیب مثبت و منفی و از لحاظ آماری معنادار باشند، فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس مبنی بر رابطه U معکوس میان درآمد سرانه و الودگی تأیید می‌شود و در مقابل اگر ضرایب β_1 و β_2 به ترتیب منفی و مثبت و از لحاظ آماری معنادار باشند، رابطه میان درآمد سرانه و الودگی U شکل خواهد بود. حال اگر β_3 مثبت (منفی) و از لحاظ آماری معنادار باشد، نشان می‌دهد

1- Feasible generalized least squares

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(۲۱)، در این پژوهش میزان انتشار این گاز به عنوان شاخصی از آلودگی محیط زیست در نظر گرفته شده است. و از آنجاییکه حدود ۹۰ درصد از تولید کل گازهای گلخانه‌ای $CO2$ جهان ناشی از احتراق سوخت‌های فسیلی است (۲۲و ۲۳)، مصرف سرانه سوخت‌های فسیلی به عنوان متغیر کنترلی در نظر گرفته شده است. از طرفی آلودگی ناشی از صنایع، منبع اصلی آلودگی است که در اثر فعالیت‌های مصنوعی ایجاد می‌شود. در میان صنایع نیروگاه‌های حرارتی، کارخانه‌های تولید مواد شیمیایی، تولید سیمان، کاغذ، نساجی، دباغی و غیره منابع اصلی الودگی هوا هستند (۲۴و ۲۵). از جمله دلایل انتشار آلاینده در بخش صنعت می‌توان به ضریب بالای انتشار آلاینده ناشی از احتراق سوخت‌های فسیلی، سهم بیشتر این سوخت‌ها در تامین انرژی بخش صنعت ، قیمت پایین آن‌ها و در نتیجه استفاده ناکارا از آن اشاره کرد (۲۶). از این رو، سهم ارزش افزوده بخش صنعت و معدن از کل تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر کنترلی دیگری به مدل اضافه شده است.

داده‌های توزیع درآمد از سال ۱۳۶۳ بصورت ریز داده موجوداست. در نتیجه، شاخص ضریب‌جینی در فاصله سال‌های ۱۳۹۹-۱۳۶۳ با استفاده از ریز داده‌ها برآورد شده است. اطلاعات مربوط به تولید ناخالص داخلی سرانه بر حسب قیمت پایه سال ۱۳۹۰ و ارزش افزوده بخش صنعت و معدن طی دوره ۱۳۹۹-۱۳۶۳ از نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است، اطلاعات آماری انتشار سرانه دی‌اکسید کربن (تن به ازای هر نفر) اطلس داده‌جهانی[1]است و مصرف سرانه سوخت‌های فسیلی (کیلووات ساعت) از بررسی آماری انرژی جهان[2]است. برخی از آماره‌های توصیفی مربوط به داده‌ها در جدول (۱) گزارش شده است:

جدول ۱- آماره‌های توصیفی داده‌های مربوط به متغیرها منبع: یافته‌های پژوهش

Table 1. Descriptive statistics of data related to variables

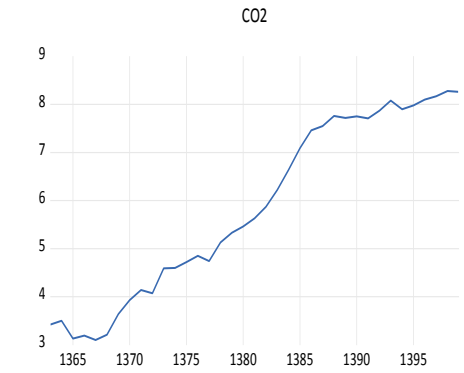
متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
CO_2	۳۷	۵/۸۵۹۱۸۹	۱/۸۶۱۰۶۴	۳/۱۰۰۰۰۰	۸/۲۸۰۰۰۰
GINI	۳۷	۰/۴۱۵۷۱۴	۰/۰۲۸۱۷۹	۰/۳۵۲۲۰۰	۰/۴۶۴۲۰۰
GDP	۳۷	۰/۰۶۷۰۹۳	۰/۰۱۲۱۳۳	۰/۰۴۵۲۵۶	۰/۰۸۵۶۱۵
FUS	۳۷	۲۳۹۹۰/۲۶	۸۶۶۴/۲۶۷	۱۱۹۰۷/۳۴	۳۷۳۲۶/۲۳
Sanat	۳۷	۰/۱۴۸۵۸۴	۰/۰۲۶۴۷۳	۰/۱۰۰۸۱۸	۰/۱۹۱۷۱۱

علاوه بر این، نمودارهای مربوط به انتشار سرانه دی اکسیدکربن و تولید ناخالص داخلی سرانه برای بازه زمانی ۱۳۹۹-۱۳۶۳ به‌ترتیب در نمودارهای (۱) و (۲) و شاخص ضریب جینی (GINI) برای بازه زمانی مورد نظر در نمودار (۳) ترسیم شده‌اند. همان‌طور که ملاحظه می‌شود تولید ناخالص داخلی سرانه از سال ۱۳۶۳ تا سال ۱۳۶۸، همزمان با جنگ ایران و عراق و از طرفی افزایش سریع جمعیت، سیر نزولی داشته است. این در حالیست که، از سال ۱۳۶۸ تا سال ۱۳۹۰ با توجه به بهبود تولید کل و کاهش نرخ رشد جمعیت در دهه‌های ۷۰ و ۸۰، روندی بیشتر صعودی طی کرده است. همچنین، تولید سرانه از سال ۱۳۹۰ تا پایان دوره به دلیل وجود تحریم‌ها و نبود فضای با ثبات اقتصادی روند پایداری نداشته است. طبق نمودار(۲)، انتشار سرانه دی اکسید کربن در ایران به استثنای دوره ۱۳۶۳ تا ۱۳۶۸ که روندی تقریبا نزولی طی کرده است، از سال ۱۳۶۸ تا پایان دوره روندی تقریبا

1- World Data Atlas

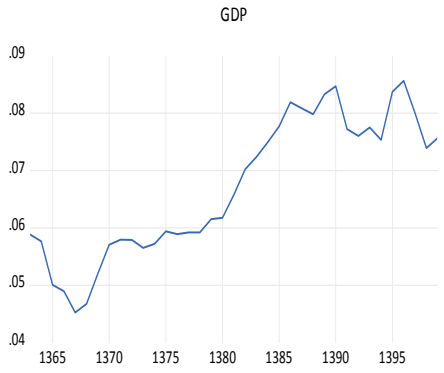
2- Statistical Review of World Energy

صعودی داشته است. همچنین، نمودار (۳) نشان می‌دهد شاخص ضریب جینی طی سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۵ روندی یشتر رو به کاهش داشته است. این شاخص طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲روندی نزولی از خود نشان داده است که مهمترین اتفاق این دوره اجرای طرح هدفمندی یارانه‌ها بوده است. این شاخص پس از آن تا پایان دوره از روندی بیشتر صعودی برخوردار بوده است. کمترین ضریب جینی طی دوره مورد بررسی مربوط به سال ۱۳۹۲ و برابر با ۰/۳۶۵ است.



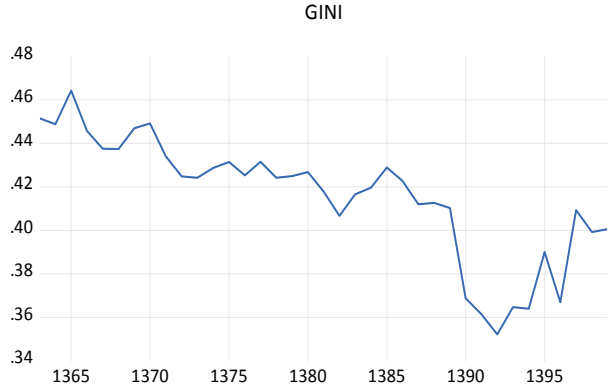
نمودار ۱- انتشار دی اکسید کربن

Diagram 1. Carbon dioxide emissions



نمودار ۲- درآمد سرانه

Diagram 2. Per capita income



نمودار ۳- شاخص *ضریب* جینی

Diagram 3. Gini coefficient index

روش شناسی و نتایج تجربی

ابتدا وضعیت مانایی سری‌های زمانی با استفاده از آزمون فیلیپس- پرون[1] بررسی می‌شود. مزیت بارز این آزمون آنست که شکست‌های ساختاری را در نظر می‌گیرد. نتایج در جدول (۲) گزارش شده است:

1- Phillips-Perron

جدول ۲- نتایج آزمون ریشه واحد

Table 2. The results of the unit root test

در سطح				با یکبار تفاضل گیری			
متغیر	تصریح	آماره آزمون	p-value	متغیر	تصریح	آماره آزمون	p-value
CO2	C	-۰/۴۱۲۳۶۹	۰/۸۹۶۴	CO2	C	-۴/۸۸۱۲۴۵	۰/۰۰۰۳
	C/T	-۱/۹۶۶۱۷۵	۰/۵۹۹۴		C/T	-۴/۷۹۸۳۴۲	۰/۰۰۲۵
	No	۲/۹۰۸۴۴۱	۰/۹۹۸۷		No	-۳/۷۶۳۷۰۹	۰/۰۰۰۴
GDP	C	-۰/۹۳۹۶۳۶	۰/۷۶۳۸	GDP	C	-۴/۳۶۹۷۴۰	۰/۰۰۱۴
	C/T	-۲/۰۹۸۰۱۰	۰/۵۲۹۴		C/T	-۴/۲۸۲۶۲۹	۰/۰۰۹۱
	No	۰/۵۳۶۳۷۵	۰/۸۲۷۱		No	-۴/۴۳۶۰۲۲	۰/۰۰۰۱
GDP^2	C	-۰/۹۸۳۶۲۱	۰/۷۴۸۷	GDP^2	C	-۴/۶۴۵۴۸۹	۰/۰۰۰۷
	C/T	-۲/۰۶۹۷۹۲	۰/۵۴۴۵		C/T	-۴/۵۵۷۴۰۰	۰/۰۰۴۶
	No	۰/۳۵۲۱۱۵	۰/۷۸۱۳		No	-۴/۶۷۲۹۵۵	۰/۰۰۰۰
GINI	C	-۱,۶۶۳۱۷۹	۰/۴۴۰۹	GINI	C	-۷/۵۰۳۷۴۴	۰/۰۰۰۰
	C/T	-۲/۶۱۰۰۸۸	۰/۲۷۸۴		C/T	-۷/۴۵۶۴۵۴	۰/۰۰۰۰
	No	-۰/۸۶۸۹۵۸	۰/۳۳۲۷		No	-۷/۵۷۰۰۲۲	۰/۰۰۰۰
GDP*GINI	C	-۱/۳۶۳۸۷۱	۰/۵۸۸۹	GDP*GINI	C	-۵/۲۵۰۲۳۵	۰/۰۰۰۱
	C/T	-۲/۳۵۳۷۹۲	۰/۳۹۶۱		C/T	-۵/۱۴۹۱۳۱	۰/۰۰۱۰
	No	۰/۱۲۷۵۱۸	۰/۷۱۶۷		No	-۵/۲۹۸۰۶۹	۰/۰۰۰۰
FUS	C	۰/۳۳۴۹۳۹	۰/۹۷۷۰	FUS	C	-۶/۴۹۴۹۰۴	۰/۰۰۰۰
	C/T	-۲/۴۱۲۶۲۲	۰/۳۶۷۳		C/T	-۶/۵۱۳۴۲۱	۰/۰۰۰۰
	No	۴/۴۷۸۶۱۱	۱/۰۰۰۰		No	-۴/۳۲۴۷۲۴	۰/۰۰۰۱
SANAT	C	-۱/۸۳۹۵۶۴	۰/۳۵۶۱	SANAT	C	-۵/۳۲۳۲۳۲	۰/۰۰۰۱
	C/T	-۱/۸۲۲۵۵۲	۰/۶۷۲۸		C/T	-۵/۲۴۸۸۷۹	۰/۰۰۰۸
	No	۰/۵۲۸۲۶۸	۰/۸۲۵۲		No	-۵/۲۷۴۰۲۵	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نمادهای C، C/T و No به‌ترتیب نشانگر تصریح‌های با عرض از مبدأ و بدون روند زمانی، با عرض از مبدأ و روند زمانی و بدون عرض از مبدأ و روند زمانی هستند. مقادیر احتمال آماری (p-value) بر حسب مقادیر بحرانی دیکی-فولر محاسبه شده‌اند. فرضیه صفر بیانگر وجود ریشه واحد است.

از آنجایی که حداکثر درجه انباشتگی متغیرها بزرگتر از یک نیست، می‌توان از آزمون باند مبتنی بر مدل ARDL برای تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی میان متغیرها استفاده نمود. یکی از مزایای این مدل آنست که برای دوره‌های زمانی کوچک نتایج قابل قبولی ارائه می‌دهد. در این رویکرد نخست، تعداد وقفه‌های بهینه متغیرها در مدل ARDL(p,q) زیر تعیین می‌شود:

$$y_t = \alpha + \sum_{j=1}^{p} \phi_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} \boldsymbol{\theta}_j' \boldsymbol{x}_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

که $\boldsymbol{x}_t$ یک بردار $k \times 1$ از رگرسورهای چندگانه و $\boldsymbol{\theta}_j$ یک بردار $k \times 1$ از ضرایب مربوطه است. برای این منظور، می‌توان از معیارهای اطلاعاتی استاندارد استفاده کرد. مبدأ را از مدل فوق حذف کرد یا یک روند زمانی یا متغیرهای مجازی را به آن افزود. در مرحله بعدی، مدل رگرسیونی (۲) در یک فرم تصحیح خطا به‌صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \boldsymbol{\theta}' \boldsymbol{x}_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \boldsymbol{\varphi}_j' \Delta \boldsymbol{x}_{t-j} + \varepsilon_t \quad (۳)$$

که $\rho = \sum_{j=1}^{p} \phi_j - 1$ ،$\gamma_j = -\sum_{i=j+1}^{p} \phi_i$ برای j=1,…,p-1، $\theta = \sum_{j=0}^{q} \theta_j$ ،$\varphi_0 = \theta_0$ ،$\varphi_j = -\sum_{i=j+1}^{q} \theta_j$ برای j=1,…,q-1. سپس فرضیه صفر عدم وجود هم‌انباشتگی میان متغیرها ($\rho = 0$ و $\theta = 0$) آزمون می‌شود. برای بررسی این فرضیه، آزمون والد استفاده می‌شود که در این آزمون، مقدار محاسبه شده آماره F با مقادیر بحرانی باند که توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) گزارش شده‌اند، مقایسه می‌شود. چنانچه مقدار آماره آزمون بزرگتر از باند (مقدار بحرانی) بالا باشد، یک ارتباط هم‌انباشتگی یا بلندمدت میان متغیرها به فرم زیر وجود دارد:

$$y_t = \delta + \acute{\beta} x_t + u_t \quad (۴)$$

خطای استاندارد هر یک از ضرایب برآورد شده را می‌توان با استفاده از روش دلتا محاسبه نمود. می‌توان مدل تصحیح خطای (۳) را به‌صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\Delta y_t = \rho ECT_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \boldsymbol{\varphi}_j' \Delta \boldsymbol{x}_{t-j} + \varepsilon_t \quad (۵)$$

به‌طوری‌که ECT_t بیانگر جزء پسماند رابطه بلندمدت (۴) است که به‌عنوان عبارت تصحیح خطا شناخته می‌شود. ضریب وقفه اول این عبارت (ρ) نیز سرعت تعدیل نامیده می‌شود. که نشان می‌دهد در هر دوره زمانی چه سهمی از انحراف (مثبت یا منفی) متغیر وابسته از مسیر تعادلی بلندمدت تصحیح می‌شود. در این مطالعه، مدل ARDL بدون عرض از مبدأ و روند زمانی برآورد و تعداد وقفه‌های بهینه با استفاده از معیار شوارتز- بیزین تعیین شده است. از آماره دوربین-واتسون و آزمون LM برای بررسی مشکل خود همبستگی و از آزمون ARCH برای بررسی مشکل ناهمسانی واریانس استفاده شده است که نتایج حاصل نشان دهنده عدم وجود مشکل خودهمبستگی و عدم وجود مشکل ناهمسانی واریانس در مدل است. همچنین طبق نتایج آماره F، تمامی متغیرهای موجود در مدل تأثیر معناداری بر متغیر وابسته دارند. تمامی نتایج در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳- نتایج آزمون‌های تشخیصی

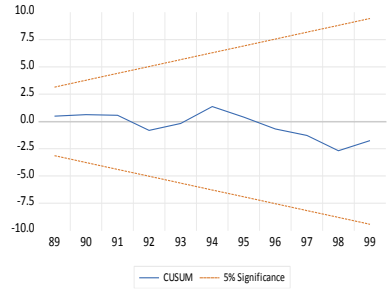
Table 3. Results of diagnostic tests

آزمون	آماره آزمون	$Prob$
ARCH	۰/۱۰۷۴۴۵	۰/۷۴۵۳
LM Test	۱/۲۵۹۹۶۳	۰/۳۲۹۳
R-squared	۰/۹۹۹۶۲۸	
$DW-statistic$	۲/۵۹۵۰۸۱	

منبع: یافته‌های پژوهش

چنانچه پارامترهای مدل در طول دوره مطالعه با ثبات نباشند، نتایج برآورد این پارامترها و استنباط‌های آماری در خصوص آنها از اعتبار کافی برخوردار نیستند. از این جهت در این پژوهش تکنیک‌های حاصل‌جمع تجمعی (CUSUM) و حاصل‌جمع

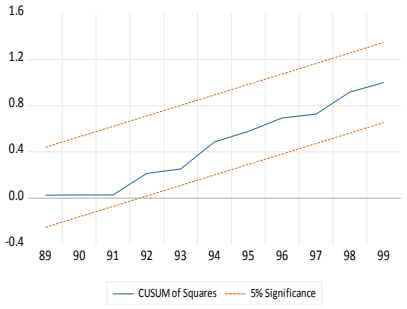
تجمعی مجذورات (CUSUMSQ) که توسط براون[1] و همکاران (۱۹۷۵) پیشنهاد شده است، جهت بررسی پایداری مدل استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها در نمودارهای (۴) و (۵) نشان می‌دهند پارامترهای مدل از ثبات لازم برخوردار هستند.



نمودار ۴-آزمون پایداری CUSUM

Diagram 4. CUSUM stability test

منبع: یافته‌های پژوهش



نمودار ۵- آزمون پایداری CUSUMSQ

Diagram 5. CUSUMSQ stability test

منبع: یافته‌های پژوهش

در مرحله بعد با توجه به پایداری مدل، رویکرد باند برای تشخیص ارتباط هم‌انباشتگی میان متغیرهای پژوهش استفاده می‌شود:

جدول ۴- نتایج آزمون هم‌انباشتگی

Table 4. The results of the cointegration test

آزمون باند (تشخیص ارتباط هم انباشتگی)			
آماره آزمون (F)	سطح معنی‌داری	مقادیر بحرانی	
		باند پائین	باند بالا
۶/۸۸۵۷۱۸	۱۰٪	۱/۷۵	۲/۸۷
	۵٪	۲/۰۴	۳/۲۴
	۲/۵٪	۲/۳۲	۳/۵۹
	۱٪	۲/۶۶	۴/۰۵
نتایج برآورد ضرایب بلندمدت			
نام متغیر	ضرایب	آماره آزمون(t)	مقدار احتمال آماری (p-value)
GDP	-۱۹۴/۳۲۸۴	-۵/۹۶۴۴۹۵	۰/۰۰۰۱
GDP^2	۳۴۷۴/۴۱۴	۸/۱۶۰۳۹۲	۰/۰۰۰۰
$GINI * GDP$	-۵۲۳/۹۴۶۰	-۷/۶۹۱۰۸۰	۰/۰۰۰۰
FUS	۰/۰۰۰۱۱۱	۱۰/۴۸۷۵۳	۰/۰۰۰۰
Sanat	۱۰/۰۰۹۷۳	۵/۸۵۴۷۶۲	۰/۰۰۰۱
GINI	۳۱/۱۸۶۶۶	۷/۱۲۱۵۹۴	۰/۰۰۰۰
سرعت تعدیل			
$\hat{\rho}$	انحراف معیار	آماره t	$p-value$
-۰/۵۹۳۰۴۲	۰/۰۶۸۷۱۲	-۸/۶۳۰۸۱۴	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته های پژوهش

1- Brown

باتوجه به آنکه مقدار آماره F بزرگتر از مقدار بحرانی بالا در سطح معنی داری ۱ درصد است، رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها وجود دارد. نتایج حاصل از برآورد ضرایب بلندمدت در جدول (۴) نشان می‌دهند که ضریب درآمد سرانه منفی و معنادار و ضریب مربع آن مثبت و معنادار است. به عبارتی، ارتباط میان درآمد سرانه و انتشار دی‌اکسید کربن به صورت U شکل است. بنابراین، فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس مبنی بر رابطه U معکوس شکل میان درآمد سرانه و انتشار دی‌اکسید کربن در ایران تأیید نمی‌شود. از طرفی طبق نتایج ضریب متغیر GDP*GINI منفی و از لحاظ آماری معنادار است. بنابراین، نابرابری درآمد موجب می‌شود انتشار دی‌اکسید کربن در سطح پایین‌تری از درآمد سرانه به حداقل مقدار خود برسد.

از طرفی طبق نتایج، ضریب متغیر GINI هم از لحاظ آماری معنادار است و با توجه به معنادار بودن ضریب متغیر GDP*GINI می‌توان نتیجه گرفت، تأثیر نابرابری درآمد بر آلودگی محیط زیست به سطح تولید ناخالص داخلی سرانه وابسته است. برای بدست آوردن حد آستانه تولید ناخالص داخلی سرانه به صورت زیر عمل می‌نماییم؛

$$\frac{\partial CO_2}{\partial GINI} = 0 \Rightarrow 31.18666 - 523.9460 * \text{GDP} = 0 \Rightarrow \text{GDP} = 0.059523$$

طبق نتایج سطح آستانه تولید ناخالص داخلی سرانه برابر با ۰/۰۵۹۵ است به گونه‌ای که اگر سطح تولید ناخالص داخلی سرانه از این سطح آستانه بیشتر باشد، افزایش نابرابری درآمد موجب کاهش انتشار دی‌اکسید کربن می‌شود و با افزایش سطح تولید ناخالص داخلی سرانه، این ارتباط منفی میان نابرابری درآمد و انتشار دی‌اکسید کربن تقویت می‌شود. این در حالیست که اگر سطح تولید ناخالص داخلی سرانه از این حد آستانه کمتر باشد با افزایش نابرابری درآمد، انتشار دی‌اکسید کربن افزایش می‌یابد و افزایش سطح تولید ناخالص داخلی سرانه این ارتباط مثبت را تضعیف می‌نماید.

همچنین، نتایج نشان می‌دهند یک واحد افزایش در مصرف سرانه سوخت‌های فسیلی موجب افزایش معناداری در انتشار دی‌اکسید کربن می‌شود و سهم ارزش افزوده بخش صنعت و معدن از کل GDP نیز موجب افزایش معناداری در انتشار دی‌اکسید کربن می‌شود.

نتایج برآورد مدل تصحیح خطا در بخش پائینی جدول (۴) گزارش شده‌اند. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، ضریب وقفه اول عبارت تصحیح خطا معادل ۰/۵۹۳۰- برآورد شده است که در سطح ۱٪ معنی‌داری است. این ضریب نشان می‌دهد در هر دوره زمانی، ۵۹/۳ درصد انحراف (مثبت یا منفی) متغیر وابسته از مسیر تعادلی خود تصحیح می‌شود.

بحث و نتیجه گیری

هدف بسیاری از سیاست‌های اقتصادی دستیابی به سطوح بالاتر رشد اقتصادی است. اگرچه انرژی به عنوان عامل محرک رشد اقتصادی محسوب می‌شود ولی استفاده بیش از حد از انرژی‌های تجدیدناپذیر در فرایند رشد اقتصادی می‌تواند موجب آلودگی‌های زیست‌محیطی شود. در این راستا فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس بیان می‌کند که در مسیر توسعهٔ اقتصادی آلودگی ابتدا افزایش یافته و پس از ثابت ماندن در سطح معینی، به تدریج کاهش می‌یابد یعنی رابطه میان رشد اقتصادی و آلودگی محیط‌زیست به صورت U معکوس است. سوالی که از دیرباز مطرح بوده آنست که آیا رشد اقتصادی می‌تواند با آلودگی زیست‌محیطی کمتری همراه باشد؟

هدف این پژوهش بررسی اثر نابرابری درآمد بر ارتباط میان رشد اقتصادی و آلودگی محیط‌زیست با استفاده از داده‌های مربوط به دوره زمانی ۱۳۶۳-۱۳۹۹ برای ایران است. بدین منظور، ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری درآمد و سرانه تولید ناخالص داخلی حقیقی و سرانه انتشار دی‌اکسید کربن به‌ترتیب به‌عنوان شاخص‌هایی از رشد اقتصادی و آلودگی محیط‌زیست مورد استفاده قرار گرفته‌اند. همچنین متغیرهای مصرف سرانه سوخت‌های فسیلی و سهم ارزش افزوده بخش صنعت و معدن از تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیرهای کنترلی وارد مدل شده‌اند. سپس، یک مدل تجربی تصریح و با استفاده از رویکرد

ARDL برآورد شده است. نتایج تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی نشان می‌دهند که، در بلندمدت با افزایش درآمد سرانه، انتشار دی‌اکسید کربن نخست کاهش یافته و پس از رسیدن به حداقل مقدار خود شروع به افزایش می‌کند. یعنی رابطه میان درآمد سرانه و انتشار دی‌اکسید کربن به صورت U شکل است. این نتیجه نشان می‌دهد فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس مبنی بر رابطه U شکل معکوس میان درآمد سرانه و آلودگی محیط‌زیست در ایران تأیید نمی‌شود. از طرفی طبق نتایج نابرابری درآمد موجب می‌شود انتشار دی‌اکسید کربن در سطح پایین‌تری از درآمد سرانه به حداقل مقدار خود برسد یعنی به عبارتی موجب انتقال منحنی به سمت چپ می‌شود. بر این اساس، هرچه نابرابری درآمدی بیشتر باشد، زودتر وارد بازه صعودی منحنی می‌شویم که همراه با رشد اقتصادی، آلودگی محیط‌زیست افزایش می‌یابد. این نتیجه منطبق با نتیجه مطالعه ریدزوان (۲۰۱۹) است. اگرچه نتیجه مطالعه ریدوزان (۲۰۱۹) تأییدکننده فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس برای مجموعه‌ای از کشورها است، ولی نتیجه این مطالعه نشان می‌دهد که، با فزایش نابرابری درآمد دیرتر از شاخه صعودی منحنی زیست محیطی کوزنتس که همزمان با رشد اقتصادی، آلودگی محیط‌زیست افزایش می‌یابد، خارج می‌شویم.

با توجه به نتایج فوق، اجرای سیاست‌های کلان اقتصادی در جهت بهبود رشد اقتصادی (افزایش درآمد سرانه) می‌تواند کاهش آلودگی زیست‌محیطی (انتشار دی‌اکسید کربن) را به‌دنبال داشته باشد. با این وجود، مطابق با نتایج روند کاهشی آلودگی محیط زیست تا رسیدن به سطح معینی از درآمد سرانه ادامه دارد. اما همان‌طور که نتایج نشان می‌دهند کاهش نابرابری درآمد می‌تواند این سطح آستانه‌ای درآمد سرانه را در بلندمدت افزایش دهد.

از طرفی طبق نتایج، سطح درآمد سرانه نیز بر ارتباط میان نابرابری درآمد و آلودگی زیست‌محیطی تأثیر می‌گذارد. بر اساس نتایج توصیه می‌شود، برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران اقتصادی سیاست‌های رشدی را در دستور کار خود قرار دهند ولی به موازات این سیاست‌ها، کاهش نابرابری درآمد جهت کاهش آلودگی محیط‌زیست مورد توجه قرار گیرد. در این راستا دولت می‌تواند با پرداخت یارانه به طبقات پایین درآمدی کشور، ایجاد نظام مالیاتی کارآمد و همچنین ارتقای سطح بهداشت و آموزش به توزیع برابرتر درآمد در جامعه کمک نمایند.

طبق نتایج اثر متغیرهای مصرف سرانه سوخت‌های فسیلی و سهم ارزش افزوده بخش صنعت و معدن بر الودگی محیط‌زیست در بلندمدت مثبت و معنادار است. بخش صنایع یکی از بخش‌هایی است که انرژی زیادی را مصرف می‌کند که به دلیل استفاده از سوخت‌های فسیلی و تجهیزات فرسوده بخش زیادی از انتشار دی‌اکسیدکربن را به خود اختصاص داده است. در این راستا استفاده از ماشین‌آلات جدید با تکنولوژی‌های سبز و سازگار با محیط‌زیست، ایجاد قوانین فنی و استانداردهای زیست‌محیطی در تولید محصولات صنعتی، استفاده از انرژی‌های نو و تجدیدپذیر در این بخش از سیاست‌های پیشنهادی به منظور کاهش آلودگی است. البته باید توجه داشت تغییر تکنولوژی انرژی فسیلی به تکنولوژی تولید انرژی‌های تجدیدپذیر زمان‌بر و نیازمند هزینه‌های مالی زیادی است. بنابراین نیاز به حمایت‌های مالی و ایجاد زمینه برای همکاری‌های بین‌المللی و حمایت از سرمایه‌گذاران خصوصی از سوی دولت‌ها است.

References

1. Ghafari Gulak, Marzieh, Investigating the relationship between environmental pollutants and Iran's economic growth with emphasis on the Kuznets curve. Master's thesis, Yazd University,2009: 43-57. (In Persian)
2. Pachauri, R. K., Allen, M. R., Barros, V. R., Broome, J., Cramer, W., Christ, R., . . . Dasgupta, P. 2014. Climate change 2014: Synthesis report. Contribution of working groups i, ii and iii to the fifth assessment report of the intergovernmental panel on climate change. Geneva, Switzerland: IPCC
3. Atasoy, B. S. 2017. Testing the Environmental Kuznets Curve hypothesis across the US: Evidence from panel mean group estimators.

Renewable and Sustainable Energy Reviews, 77, 731-747.

4. Sirag, A., Matemilola, B. T., Law, S. H., & Bany-Ariffin, A. 2018. Does Environmental Kuznets Curve hypothesis exist? Evidence from dynamic panel threshold. Journal of Environmental Economics and Policy, 7(2), 145-165.
5. Amiri, Hossein; Lesian Saeedpour and Abbas Kalantari, 2015, Investigating the threshold effect of income on the intensity of carbon dioxide emissions in selected MENA countries: a non-linear panel data approach, Iran Energy Economics Journal, 5(17), 39- 66. (In Persian)
6. Meadows, D.H., Randers, J., Meadows, D.L., & Behrens, W.W. 1972. The limits to growth: a report for the club of Rome's project on the predicament of mankind. New York: Universe Books.
7. Dehghanian, Siavash; Alireza Kokhaki and Ali Kolahi Ahri.2009. environmental economy. Mashhad: Ferdowsi University Press. (In Persian)
8. Boyce, J.K. 1994. Inequality as a cause of environmental degradation. Ecological Economics, 11, 169-178.
9. Arrow, K., Bolin, B., Costanza, R., Dasgupta, P., Folke, C., Holling, C. S., ... & Pimentel, D. 1995. Economic growth, carrying capacity, and the environment. Ecological economics, 15(2), 91-95.
10. Khosh Akhlaq, Rahman; Rahim Delali Esfahani and Nasser Yarmohamedian, 2011, Kuznets environmental curve analysis using the environmental quality process included in household consumption basket selection, Economic Modeling Research, 2(6),85-104. (In Persian)
11. 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)
12. Moradian, Fereshte,parametric and non-parametric estimation of Kuznets environmental curve (case study of Iran). Master's thesis, Razi University,2017:32-48. (In Persian)
13. Grossman, G. M., Krueger, A. B. 1996. The Inverted-U: what does it mean? Environment and Development Economics, 1, 119-122.
14. Grossman, G. M. 1995. Pollution and growth: what do we know?, In: I. Goldin and L.A. Winters (Editors) The Economics of Sustainable Development, Cambridge University Press, Cambridge, 19-47.
15. Vukina, T., Beghin, J. C., & 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(4), 582-598.
16. Mirshjaaian Hosseini, Hossein and Farhad Rahbar,2011, Investigation of Kuznets Environmental Spatial Curve in Asian Countries (Case Study: Carbon Dioxide Gas and Suspended Particles), Environmental Journal, 37(58), 1-14. (In Persian)
17. Barrett, S., & Graddy, K. 2000. Freedom, growth, and the environment. *Environment and Development Economics*, 5, 433-456.
18. 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)

19. Ridzuan, s. 2019. Inequality and the environmental Kuznets curve. Journal of Cleaner Production, 228, 1472-1481.
20. Ravallion, M., Heil, M., & Jalan, J. 2000. Carbon emissions and income inequality. Oxford Economic Papers, 52(4), 651-669.
21. Fitras, Mohammad Hassan and Hamideh Barzegar,2013, Effects of some macroeconomic variables on carbon dioxide gas emissions in Central Asia and Iran (1995 to 2007), Macroeconomic Research, 8(16), 141-158. (In Persian)
22. Olivier J.G.J. (PBL), Janssens-Maenhout, G. (EC-JRC), Muntean, M. (EC-JRC), Jeroen, A. H. W. P. (PBL). 2016. Trends in Global CO2 emissions: 2016 report. European Commission-Joint Research Center. Available at: http://edgar.jrc.ec.europa.eu/news_docs/jrc-2016-trends-inglobal-co2-emissions-2016-report-103425.pdf
23. Jalili, Zahra; Abbas Alavi Rad and Ebrahim Sharifi, 2016, The simultaneity of renewable and non-renewable energy consumption in the Kuznets environmental curve in selected OPEC countries: application of the PMG method,Iranian Energy Economy Research Journal, 6(21), 63-92. (In Persian)
24. The site of the scientific and specialized information center for transportation and traffic. Available at: http://www.ttic.ir
25. 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)
26. Tahamipour Zarandi, Morteza; Samaneh Abedi, Afshin Sefahan and Sajjad Fethullahi,2021, Investigating the impact of the added value of the industrial sector on the emission of carbon dioxide gas in Iran: Kuznets environmental curve approach, Journal of Strategic Research in Agricultural Sciences and Natural Resources, 6(1), 85-100. (In Persian)