Economic Growth and Development Research Open Access

Spring (2025) 15(58): 107-124

DOI: 10.30473/EGDR.2025.72098.6885

ORIGINAL ARTICLE

Investigating the Impact of Income Inequality on the Quality of the Environment in Provinces of Iran: an Application of the Full Dynamic Spatial Model

Somayeh Azami [1], **Fatemeh Hosseini** [2]

1. Associate Professor, Department of Economics, Razi University, Kermanshah, Iran
2. M.A. Student, Department of Economics, Razi University, Kermanshah, Iran.

Correspondence
Somayeh Azami
Email: s.azami@razi.ac.ir

Received: 17/Aug/2024
Accepted: 27/ Jan /2024

How to cite:

(DOI:10.30473/EGDR.2025.72098.6885)

ABSTRACT

Is income equality-environmental quality a win-win or a trade-off situation? The answer to this question has important implications for economic and environmental policies. Clarifying the relationship between income inequality and carbon emissions can be a reference for achieving sustainable development and improving the income allocation mechanism. This study focuses on the provinces of Iran and analyzes this relationship with spatial econometrics in the period of 2007-2015. The results of the cointegration test confirm the long-term relationship between the variables of the model by considering cross-sectional dependence. Also, the results indicate the confirmation of spatial correlation. The estimation of the Spatial Durbin Model shows that the coefficients of time lagged CO2 emissions and time-spatial lagged CO2 emissions are positive and significant, which is a confirmation of the full dynamics of the model. The spatially lagged independent variables (production, energy intensity and Gini coefficient) are significant on CO2 emissions. The positive and significant spatial dependence coefficient indicates that the emission of CO2 in one province has a positive spillover effect on the emission of CO2 in neighboring provinces. Kuznets' environmental hypothesis is confirmed. Gini coefficient and energy intensity have a positive and significant effect on carbon dioxide emissions. Sustainable economic growth can be achieved by reducing energy intensity. Social equity reduces carbon emissions by redistributing income from rich to poor households. Therefore, implementing policies to improve income distribution and strengthening institutions that can help overcome income inequality by supporting the rights of poor people, along with reforming energy policies, can help improve the quality of the environment in Iran.

KEYWORDS

Income Distribution, Environmental Quality, Full Dynamic- Spatial Durbin Model.

JEL: Q01, Q53,Q23.

Copyright © 2024 The Authors. Published by Payame Noor University.
This work is licensed under Creative Commons Attribution-Noncommercial 4.0 International license (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی

سال پانزدهم، شماره پنجاه و هشت، بهار ۱۴۰۴ (۱۲۴-۱۰۷)

DOI: 10.30473/EGDR.2025.72098.6885

«مقاله پژوهشی»

بررسی تأثیر نابرابری درآمدی بر کیفیت محیط‌زیست در استان‌های ایران: کاربردی از مدل فضایی پویای کامل (FD-SM)

سمیه اعظمی[۱]، فاطمه حسینی[۲]

۱. دانشیار، دانشگاه رازی، دانشکده علوم اجتماعی و تربیتی، گروه اقتصاد.

۲. کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه رازی، گروه اقتصاد.

نویسنده مسئول:
سمیه اعظمی
رایانامه: s.azami@razi.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۷/۱۰
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۹/۲۴

استناد به این مقاله:

(DOI: 10.30473/EGDR.2025.72098.6885)

چکیده

برابری درآمدی ـ کیفیت محیط‌زیست یک موقعیت برنده ـ برنده است یا بده ـ بستان؟ پاسخ به این سؤال پیامدهای مهمی برای سیاست‌های اقتصادی و محیط‌زیستی دارد. شفاف‌سازی رابطه بین نابرابری درآمدی و انتشار کربن می‌تواند مرجعی برای دستیابی به توسعه پایدار و بهبود مکانیسم تخصیص درآمد باشد. این مطالعه، بر استان‌های ایران متمرکز است و با اقتصادسنجی فضایی به تحلیل این ارتباط در فاصله زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۷ می‌پردازد. نتایج آزمون هم انباشتگی با در نظر گرفتن وابستگی مقطعی ارتباط بلندمدت میان متغیرهای مدل را تأیید می‌کند. همچنین، نتایج حاکی از تأیید همبستگی فضایی است. برآورد مدل دوربین فضایی نشان می‌دهد که ضرایب انتشار با وقفه زمانی ($\log CO2_{it-1}$) و انتشار با وقفه زمانی ـ مکانی ($w\log CO2_{it-1}$) مثبت و معنی‌دار است که تأییدی بر پویایی کامل مدل است. تأثیرات فضایی متغیرهای توضیحی (تولید، شدت انرژی و ضریب جینی) با وقفه بر انتشار CO_2 معنی‌دار است. ضریب وابستگی فضایی مثبت و معنی‌دار حاکی از آن است که انتشار CO_2 در یک استان اثر سرریز مثبتی بر انتشار CO_2 در استان‌های همجوار دارد. فرضیه محیط‌زیستی کوزنتس مورد تأیید است. ضریب جینی و شدت انرژی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر انتشار کربن دی‌اکسید دارد. با کاهش شدت انرژی رشد اقتصادی پایدار قابل حصول است. برابری اجتماعی از طریق توزیع مجدد درآمد از خانوار ثروتمند به خانوار فقیر انتشار کربن را کاهش می‌دهد. لذا، اجرای سیاست‌های بهبود توزیع درآمد و تقویت نهادهایی که می‌توانند با حمایت از حقوق مردم فقیر به غلبه بر نابرابری درآمد کمک کنند در کنار اصلاح سیاست‌های انرژی می‌تواند به بهبود کیفیت محیط‌زیست در ایران کمک نماید

واژه‌های کلیدی

توزیع درآمد، کیفیت محیط‌زیست، مدل دوربین فضایی پویای کامل.

طبقه بندی JEL: C23، Q53، Q01.

حق انتشار این مستند، متعلق به نویسندگان آن است. ۱۴۰۳ ©. ناشر این مقاله، دانشگاه پیام نور است.

این مقاله تحت گواهی زیر مستند شده و هر نوع استفاده غیر تجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و یا رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.
Creative commons attribution-Noncommercial 4.0 international license (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

امروزه، مشکلات و مسائل محیط‌زیستی یکی از دغدغه‌ها و نگرانی‌های عمده اکثر کشورها است. نشست سالانه تغییرات آب و هوایی که سالیانه در سطح عالی‌ترین مقامات کشورها برگزار می‌شود علی‌رغم همه انتقاداتی که به ضمانت اجرایی تصمیمات آن وارد است بیانگر اهمیت مسائل محیط‌زیستی است. مشکلات محیط‌زیستی از جنبه‌های مختلف مانند انتشار آلاینده‌ها، استرس آبی، جنگل‌زدایی بررسی شده است. کربن دی‌اکسید یک تهدید بزرگ برای کیفیت محیط‌زیست و رشد اقتصادی پایدار بسیاری از کشورهاست. این تهدید کشورها را تحت فشار قرار داده است که تبدیل به اقتصادهای کم کربن شوند. در نتیجه، یک سری از توافق‌ها مانند پیمان‌نامه سازمان ملل در تغییرات آب و هوایی، پروتکل کیوتو و توافق‌نامه پاریس به منظور کنترل انتشار جهانی CO_2 میان کشورها انجام شده است. علاوه بر این، کشورهای مختلف توسعه یافته و صنعتی سیاست‌های خود را برای کاهش این آلاینده طراحی و اجرا کرده‌اند. این اقدام نشان می‌دهد که کاهش انتشار CO_2 به یک استراتژی مهم برای توسعه پایدار در سال‌های اخیر تبدیل شده است (موشتاق و همکاران[1]، ۲۰۲۰).

دلیل مسائل و مشکلات محیط‌زیستی می‌تواند متفاوت باشد؛ اقتصادی، اجتماعی یا سیاسی. مطالعات اخیر نشان می‌دهد که نه تنها درآمد، بلکه توزیع آن نیز عامل مهمی است که انتشار کربن و در نتیجه کیفیت محیط‌زیست را تعیین می‌کند. نابرابری درآمد به نحوه توزیع نابرابر درآمد در سراسر یک جمعیت اشاره دارد. از معیارهای مختلفی مانند شاخص جینی می‌توان برای تحلیل سطح نابرابری درآمد در یک جمعیت استفاده کرد. اقتصاددانان مدت‌هاست که به پتانسیل نابرابری درآمدی برای تأثیرگذاری بر آلودگی اشاره کرده‌اند. درک این رابطه پیامدهای مهمی در دستیابی به اهداف دوگانه کاهش نابرابری درآمدی و کاهش تغییرات آب و هوایی دارد (روژاس ـ والجس و لاستیوکا[2]، ۲۰۲۰). بنابراین علاقه فزاینده‌ای به تجزیه و تحلیل نقش توزیع درآمد بر انتشار کربن و پیامدهای آن برای محیط‌زیست جهانی وجود دارد. از یک طرف، تغییرات اقلیمی در مرکز جهان سیاسی قرار گرفته و از طرف دیگر نابرابری درآمدی در بسیاری از کشورها در حال افزایش است (پیکتی و گلدهامر[3]، ۲۰۱۴).

چندین مکانیسم انتقال وجود دارد که از طریق آن‌ها توزیع درآمد می‌تواند به طور بالقوه بر انتشار CO_2 سرانه تأثیر بگذارد. مطابق با رهیافت اقتصاد سیاسی بویس[4] (۱۹۹۴)، آلودگی محیط‌زیستی ممکن است به توزیع درآمد و قدرت میان ثروتمندان و فقرا وابسته باشد. ثروتمندان، اگرچه سهم بیشتری در انتشار کربن دارند، اما توانایی بیشتری برای محافظت از خود در برابر اثرات مضر تخریب محیط‌زیست دارند، برعکس، این بار بیشتر بر دوش افراد فقیر است. توراس و بویس[5] (۱۹۹۸) عنوان می‌کنند که نابرابری درآمدی آلودگی را به طور غیرمستقیمی از طریق توزیع قدرت سیاسی متأثر می‌سازد. مکانیسم اقتصاد سیاسی یک رابطه مثبت میان نابرابری درآمدی و انتشار کربن پیش‌بینی می‌کند. محققین مدعی هستند که نابرابری درآمدی ممکن است خطر تنش‌های اجتماعی را افزایش دهند، مهاجرت ناشی از فقر را ترویج کند و کیفیت محیط‌زیست را کاهش دهد. از طرف دیگر، نابرابری درآمدی مطابق با تئوری مصرف به طور مستقیمی آلودگی را از طریق تغییرات مصرف تحت تأثیر قرار می‌دهد. راوالیون و همکاران[6] (۲۰۰۰) و هیرنیک و همکاران[7] (۲۰۰۱) تئوری مصرف را بر پایه رابطه مقعر میان مصرف و آلودگی توسعه دادند. آنها شواهدی از ارتباط منفی نابرابری درآمدی و انتشار کربن پیدا کردند که نشان می‌دهد که یک بده بستان (معاوضه) مستقیم میان عدالت اجتماعی و حفاظت از محیط‌زیست وجود دارد.

ایران کشوری است که در میان ۱۰ کشور با انتشار کربن دی‌اکسید بالا در چند سال اخیر قرار گرفته است. افزایش دمای هوا (که بخشی از آن می‌تواند به دلیل افزایش انتشار کربن دی‌اکسید باشد)، تغییر در تناوب بارندگی، تغییر در نوع بارش در کنار ناترازی انرژی مشکلات عدیده‌ای فراهم نموده است. آیا کاهش نابرابری درآمدی می‌تواند کیفیت محیط‌زیستی را بهبود ببخشد؟ برای پاسخ به این سؤال بر استان‌های ایران تمرکز می‌شود و تأثیر نابرابری درآمدی استان‌ها بر انتشار کربن دی‌اکسید استان‌ها در قالب مدل فضایی پویای کامل[8] بررسی می‌شود. از جمله ویژگی برجسته این مطالعه استفاده از یک مدل جامع فضایی است که پویایی مدل را نیز در بر می‌گیرد. این مدل این امکان را فراهم می‌کند که ضمن لحاظ اثرات

1. Mushtaq et al.
2. Rojas-Vallejos & Lastuka
3. Piketty & Goldhammer
4. Boyce
5. Torras & Boyce
6. Ravallion et al.
7. Heerink et al.
8. Full Dynamic-Spatial Model

سرریز انتشار کربن دی‌اکسید همچنین، اثرات با وقفه زمانی[1] و زمانی- مکانی[2] متغیر وابسته و اثرات فضایی متغیرهای توضیحی با وقفه[3] لحاظ شود. در بسیاری از مطالعات مشخص شده است که بسیاری از متغیرهای اقتصادی و غیر اقتصادی با تأخیر تأثیر خود را نشان می‌دهند. غالب مطالعاتی که در ایران در خصوص تأثیر نابرابری درآمدی بر کیفیت محیطزیست انجام شده است یک مطالعه سری زمانی است که بر داده‌های کشور ایران متمرکز است در حالی که این یک مطالعه پانل است که بر داده‌های استانی متمرکز است. با توجه به عدم دسترسی به داده انتشار کربن دی‌اکسید استان‌ها محققین از طریق مصارف انرژی استانی اقدام به محاسبه انتشار کربن دی‌اکسید استانی نمودند. یکی از ویژگی‌های این تحقیق تمرکز بر مصارف نهایی انرژی استان‌ها است به جای تمرکز بر مصارف انرژی کل استان‌ها. مصارف نهایی انرژی مربوط به مصرف انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی مانند صنعت، حمل‌ونقل، کشاورزی، تجاری، عمومی و خانگی است.

سازمان‌دهی مقاله به این صورت است که در ادامه ادبیات موضوع با تمرکز بر مبانی نظری و پیشینه پژوهش مطرح می‌شود. روش‌شناسی پژوهش و مروری بر داده‌ها موضوع بخش سوم است. یافته‌های تجربی و بحث به بخش چهارم و نتیجه‌گیری و توصیه سیاستی به بخش پنجم اختصاص دارد.

۲- ادبیات موضوع

پایه و اساس تحلیل نقشی که نابرابری درآمد در میانجی‌گری رابطه بین توسعه اقتصادی و تخریب محیطزیست بازی می‌کند فرضیه EKC[4] است. در شصت و هفتمین نشست سالیانه انجمن اقتصادی امریکا در دسامبر ۱۹۵۴، سیمون کوزنتس نطقی با عنوان "رشد اقتصادی و نابرابری درآمد" را ایراد کرد. او عنوان کرد در ابتدا با افزایش درآمد سرانه، نابرابری درآمدی افزایش می‌یابد اما پس از رسیدن به نقطه‌ای با افزایش درآمد سرانه نابرابری درآمدی کاهش می‌یابد (کوزنتس[5]، ۱۹۵۵). در مراحل اولیه رشد درآمد، توزیع درآمد نابرابرتر می‌شود اما با ادامه رشد اقتصادی این توزیع به سمت برابری بیشتر حرکت می‌کند. این ارتباط در حال تغییر میان درآمد سرانه و نابرابری درآمد بوسیله یک منحنی U معکوس که معروف به منحنی کوزنتس است نشان داده می‌شود. در سال ۱۹۹۱ منحنی محیطزیستی کوزنتس معرفی شد. گراسمن و کروگر[6] (۱۹۹۱) عنوان کردند که با افزایش درآمد در سطوح پایین درآمد برخی آلاینده‌ها افزایش می‌یابند اما در سطوح بالاتر پس از رسیدن به یک نقطه برگشتی افزایش درآمد منجر به کاهش سطح آلودگی می‌شود.

۲-۱- نابرابری درآمدی و کیفیت محیطزیست

محققین رهیافت‌های تئوریکی مختلفی را برای درک ماهیت ارتباط میان نابرابری درآمدی و انتشار کربن به کار بردند. مطابق با تحقیقات انجام شده دو کانال عمده برای توضیح تأثیر نابرابری درآمد بر انتشار کربن وجود دارد. یک کانال، رهیافت اقتصاد سیاسی بویس (۱۹۹۴) است. وی عنوان می‌کند که نابرابری درآمدی به گروه‌های با درآمد بالاتر قدرت بیشتری می‌دهد و گروه‌های با درآمد بالاتر می‌توانند هزینه‌های محیطزیستی را به گروه‌های درآمد پایین‌تر تحمیل کنند که این امر امکان تأیید پروژه‌های نامطلوب محیطزیستی را تسهیل می‌کند. در این حالت نابرابری درآمد تأثیر مثبتی بر تخریب محیطزیست دارد. بویس (۲۰۰۳) استدلال می‌کند طبقه ثروتمند جامعه به دلیل مالکیت شرکت‌های آلاینده و مصرف کربن بیشتر کالاها و خدمات صنعتی، تمایل بیشتری به آلودگی محیطزیست دارند. تحت مدل اقتصاد سیاسی بویس، طبقه ثروتمند دارای قدرت چانه‌زنی برای تغییر محیطزیست سیاسی است تا از حفاظت محیطزیست پرهزینه جلوگیری شود. وی بر پایه قاعده تصمیم‌گیری اجتماعی مبتنی بر قدرت، نشان می‌دهد که طبقه ثروتمند از قدرت چانه‌زنی اقتصادی و سیاسی خود برای تضعیف تلاش‌های سیاستگزاران برای حفاظت از محیطزیست استفاده می‌کند. نخبگان ثروتمند با استفاده از قدرت سیاسی و اقتصادی‌شان سود حاصل از فعالیت‌های آلاینده خود را دریافت می‌کنند، در حالی که طبقه فقیر جامعه هزینه‌های آلودگی محیطزیست را متحمل می‌شود. بویس و همکاران (۱۹۹۹) نشان می‌دهند که نابرابری درآمدی بیشتر به تخریب محیطزیست منجر می‌شود.

فرضیه پیشنهادی دیگر برای توضیح همبستگی نابرابری درآمدی و انتشار CO_2، میل نهایی به انتشار است که توسط راوالیون و همکاران (۲۰۰۰) و هیرنیک و همکاران (۲۰۰۱) معرفی شده است. مطابق با تئوری مصرف کینز، میل نهایی به مصرف انرژی گروه‌های با درآمد پایین، بالاتر است. میل نهایی به مصرف انرژی بالاتر، یعنی میل نهایی به انتشار بالاتر.

---

1. Time Lagged Dependent Variable
2. Time and Space Lagged Dependent Variable
3. The Spatially Lagged Independent Variables
4. Environmental Kuznets Curve
5. Kuznets
6. Grossman & Krueger

بنابراین، دو برابر شدن درآمد از طریق افزایش درآمد گروه کم درآمد نشان دهنده تمایل به انتشار کربن نهایی بالاتر است. دراین مورد، افزایش نابرابری درآمدی برای کاهش کربن مفید است. بر اساس مفهوم کینزی میل نهایی به مصرف، MPC خانوارهای کم درآمد بالاتر از MPC خانوارهای پردرآمد است. این نشان می‌دهد که برابری از طریق افزایش درآمد فقرا برای رسیدن به ثروتمندان به معنی میل نهایی به مصرف بالای انرژی و در نتیجه میل نهایی به انتشار بالا است. بنابراین، افزایش برابری در یک جامعه به محیط‌زیست آسیب می‌رساند که مکانیسمی را پیشنهاد می‌کند که رابطه منفی میان نابرابری درآمد و انتشار کربن را توضیح می‌دهد. موقعی که نابرابری درآمدی افزایش پیدا می‌کند، انتشار کربن تمایل به کاهش دارد.

اگرچه این دو دیدگاه، نگاه‌های متفاوتی دارند اما تایید می‌کنند که نابرابری درآمدی و انتشار کربن یک پیوند قوی دارند.

۲-۲- مطالعات تجربی انجام شده در زمینه ارتباط نابرابری درآمدی و کیفیت محیط‌زیست

با توجه به مباحث فوق نابرابری درآمدی و انتشار کربن ارتباط نزدیکی دارند. با این حال، یافته‌ها نشان می‌دهند که اجماعی در مورد نوع این ارتباط وجود ندارد چون محققین ارتباط‌های مختلفی از قبیل؛ خطی، U شکل، U معکوس را پیدا کرده‌اند. برخی مطالعات نیز هیچ ارتباطی بین نابرابری درآمدی و انتشار کربن را نشان نمی‌دهند. لذا، ادبیات شواهد مختلط و غیرقطعی در مورد رابطه نابرابری درآمدی و انتشار CO_2 ارائه می‌دهد. گروهی از مطالعات تجربی پیشنهاد می‌دهند که یک رابطه مثبت میان نابرابری درآمدی و انتشار کربن وجود دارد.

مگنانی[1] و ویلکینسون و پیکت[2] نیز از جمله مطالعات قابل توجهی هستند که توضیحات مختلفی را برای ارتباط منفی میان نابرابری درآمدی و کیفیت محیطی ارائه می‌دهند (مگنانی، ۲۰۰۰: ۴۳۷ و ویلکینسون و پیکت، ۲۰۱۰: ۱۱۳۹).

بویس و ویلکینسون و پیکت بحث می‌کنند که نابرابری درآمدی انسجام و اعتماد اجتماعی را تضعیف می‌کنند و منجر به کاهش مسئولیت اجتماعی می‌شود (بویس، ۲۰۰۳ و ویلکینسون و پیکت، ۲۰۱۰: ۱۱۳۹).

آق بوستانسی و همکاران[3] ارتباط میان نابرابری درآمدی و انتشار کربن در ترکیه را بررسی کردند و نشان می‌دهند که یک رابطه منحصر به فرد میان این دو متغیر در بلندمدت وجود دارد. آنها همچنین گزارش دادند که یک رابطه صعودی یکنوا[4] میان نابرابری و انتشار کربن وجود دارد (آق بوستانسی و همکاران، ۲۰۰۹: ۸۶۴).

در همین راستا، وُنا و پاتریارکا[5] استدلال می‌کنند که نابرابری درآمدی با جلوگیری از توسعه و انتشار فناوری‌های جدید محیطی، تأثیر منفی بر محیط‌زیست دارد (وُنا و پاتریارکا، ۲۰۱۱: ۲۲۰۸).

گولی و منگ[6] تغییرات در CO_2 را میان خانوارهای چینی در سال ۲۰۰۵ با استفاده از متد داده ـ ستانده (IO) بررسی کردند. آنها دریافتند که خانوارهای ثروتمندتر تمایل بیشتری برای انتشار سرانه دارند. آنها به علاوه، دریافتند که یک خانوار با درآمد بالا انتشارات بیشتری نسبت به یک خانوار با درآمد پایین ایجاد می‌کند. آنها نتیجه‌گیری کردند که برابری اجتماعی از طریق توزیع مجدد درآمد از خانوار ثروتمند به خانوار فقیر انتشار کربن را کاهش می‌دهد (گولی و منگ، ۲۰۱۲: ۱۸۶۸).

بیک و جیسال[7] اثر نابرابری درآمدی بر محیط‌زیست را با استفاده از داده‌های سری زمانی برای امریکا در یک مدل ARDL بررسی می‌کنند. یافته‌های آنها نشان می‌دهد که افزایش نابرابری درآمدی در کوتاه‌مدت و بلندمدت برای محیط‌زیست آسیب‌رسان است (بیک و جیسال، ۲۰۱۳: ۱۴۳۶).

ژانگ و ژائو[8] پیشنهاد کردند که توزیع عادلانه‌تر درآمد به کنترل CO_2 چین کمک می‌کند (ژانگ و ژائو، ۲۰۱۴: ۳۸۷).

هائو و همکاران[9] رابطه میان نابرابری درآمدی و انتشار کربن را در ۲۳ استان چین بررسی می‌کند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که نابرابری درآمدی و انتشار کربن به طور مثبتی به هم مرتبطند (هائو و همکاران، ۲۰۱۶: ۵۳۸).

یرگنسون و همکاران[10] با مطالعه کشور امریکا در بازه زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۷ نشان دادند هر چه سهم درآمدی ۱۰٪ بالای جمعیت بالاتر باشد، انتشار CO2 بالاتر است. آنها استدلال می‌کنند که این به دلیل تأثیر بالقوه سیاسی و اقتصادی ثروت است (یرگنسون و همکاران، ۲۰۱۷: ۴۵).

---

[1]. Megnani
[2]. Wilkinson & Pickett
[3]. Akbostancı et al.

[4]. اگر برای همه x و y که $x \le y$ است، آنگاه $f(x) \le f(y)$.
[5]. Vona & Patriarca
[6]. Golley & Meng
[7]. Baek & Gweisah
[8]. Zhang & Zhao
[9]. Hao et al.
[10]. Jorgenson et al.

یوزار و ایگیوبوگلا[1] درمی‌یابند کاهش نابرابری درآمدی ممکن است مسائل محیطزیستی را کاهش دهد (یوزار و ایگیوبوگلا، ۲۰۱۹: ۱۵۳).

گروهی از مطالعات تجربی نشان می‌دهند میان برابری درآمدی و کیفیت محیطزیست بده-بستان وجود دارد. به عبارتی دیگر، یک رابطه منفی میان نابرابری درآمدی و انتشار کربن وجود دارد.

راوالیون و همکاران و هیرنیک و همکاران نشان می‌دهند که میان برابری درآمدی و کیفیت محیطزیست بده ـ بستان وجود دارد. این یافته نشان می‌دهد که کنترل تغییرات اقلیمی و ترویج عدالت ممکن است نیاز به مبادله بین این دو هدف داشته باشد (راوالیون و همکاران، ۲۰۰۰: ۶۶۱ و هیرنیک و همکاران، ۲۰۰۱: ۳۶۳).

بورگسی[2] نابرابری درآمدی را با ضریب جینی اندازه‌گیری می‌کند و سپس اثر نابرابری درآمدی را بر انتشار کربن سرانه در ۳۷ کشور در بازه زمانی ۱۹۹۵-۱۹۸۸ تحلیل می‌کند. روش حداقل مربعات معمولی و اثرات ثابت نتایج متفاوت یا حتی متضادی ارائه می‌دهد. در روش حداقل مربعات معمولی نابرابری بیشتر باعث کاهش انتشار و در روش اثرات ثابت نابرابری بیشتر باعث افزایش انتشار می‌شود. مطابق با روش اثرات ثابت، به نظر می‌رسد توزیع نابرابر درآمد باعث افزایش انتشار در کشورهای فقیر و کاهش آن در کشورهای غنی می‌شود (بورگسی، ۲۰۰۶: ۱۵).

جان و همکاران[3] دریافتند که نابرابری درآمدی تأثیر منفی بر انتشار آلودگی دارد و افزایش سرمایه انسانی می‌تواند اثرات معکوس اختلافات توزیع درآمدی را جبران کند (جان و همکاران، ۲۰۱۱: ۱۶۹۳).

گرونوالد و همکاران[4] با مطالعه خانوارهای هندی در بازه زمانی ۲۰۰۹-۲۰۰۴ دریافتند که میل نهایی به انتشار با درآمد کاهش می‌یابد. این نشان می‌دهد که نابرابری بیشتر باعث کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای می‌شود (گرونوالد و همکاران، ۲۰۱۲: ۸).

گرانوالد و همکاران با استفاده از داده‌های ۱۵۸ کشور دریافتند که اثر نابرابری درآمدی بر انتشار کربن به سطح درآمد وابسته است. برای اقتصادهای با درآمد کم و متوسط نابرابری درآمدی بالاتر، انتشار کربن کمتر است. به این ترتیب، نابرابری درآمدی می‌تواند کیفیت محیطزیست را بهبود ببخشد. در اقتصادهای با درآمد متوسط بالا و با درآمد بالا یک ارتباط مثبت میان نابرابری درآمدی و انتشار کربن وجود دارد (گرانوالد و همکاران، ۲۰۱۷: ۲۵۳).

هابلر[5] با استفاده از رگرسیون کوانتایل نشان می‌دهد که یک رابطه منفی میان نابرابری درآمدی و انتشار کربن وجود دارد. در حالی که نتایج تخمین اثر ثابت وی حاکی از ارتباط‌های بی‌معنی این دو متغیر است (هابلر، ۲۰۱۷: ۱۸۰).

گروهی از مطالعات تجربی پیشنهاد می‌دهد رابطه غیرخطی میان برابری درآمدی و کیفیت محیطزیست وجود دارد.

لیو و همکاران[6] با استفاده از داده‌های ۲۰۱۵-۱۹۹۷ و مدل ARDL رابطه غیرخطی میان نابرابری درآمدی و کارایی کربن را در امریکا نشان می‌دهند. همان طور که سهم درآمدی ۱۰ درصد بالاتر افزایش می‌یابد انتشار کوتاه مدت افزایش می‌یابد؛ در حالی که انتشار بلندمدت کاهش می‌یابد. از آنجایی که نابرابری درآمدی بر عادات مصرفی مصرف‌کنندگان و تولیدی تولیدکنندگان تأثیر می‌گذارد، ممکن است طول بکشد تا بر ساختار انرژی و انتشار آلودگی تأثیر بگذارد. بنابراین، ارتباط میان نابرابری درآمدی و انتشار کربن ممکن است در طول زمان تغییر کند (لیو و همکاران، ۲۰۱۹: ۳۸۴).

جیائو و همکاران[7] با استفاده از یک مدل ARDL غیر خطی در هند در بازه زمانی ۲۰۱۸-۱۹۸۰ نشان می‌دهند نابرابری درآمدی موجب افزایش انتشار کربن در بلندمدت می‌شود (جیائو و همکاران، ۲۰۲۱: ۴).

وانگ و همکاران[8] عنوان می‌کنند کشورهای با سطوح یکسان نابرابری درآمدی کارایی انتشار کربن یکسان ندارند. این نتیجه می‌تواند به این دلیل باشد که ارتباط نابرابری درآمدی و کارایی انتشار تحت تأثیر فاکتورهای دیگر از قبیل؛ نرخ رشد اقتصادی و ساختار سنی قرار دارد. لذا آنها با در نظر گرفتن الگوهای آستانه‌ای، نشان می‌دهند تحت تأثیر پیری جمعیت یک رابطه U شکل میان نابرابری درآمدی و کارایی انتشار کربن وجود دارد. همچنین، تحت تأثیر رشد اقتصادی، یک رابطه U- معکوس میان نابرابری درآمدی و کارایی انتشار کربن وجود دارد (وانگ و همکاران، ۲۰۲۳: ۳).

---

1. Uzar & Eyuboglu
2. Borghesi
3. Jun et al.
4. Grunewald et al.
5. Hubler
6. Liu et al.
7. Jiao et al.
8. Wang et al.

گروهی از مطالعات تجربی نشان می‌دهند رابطه معنی‌داری میان برابری درآمدی و کیفیت محیط‌زیست وجود ندارد.

اسکراگز[1] عنوان کرد توزیع درآمد هیچ ارتباط ضروری با تخریب محیط‌زیست ندارد. وی استدلال کرد توزیع درآمد ارتباطی با تخریب محیط‌زیست ندارد و یا تأثیر مثبت نابرابری بر محیط‌زیست با تأثیر منفی نابرابری بر محیط‌زیست خنثی می‌شود. این نتیجه بدان دلیل است که افراد فقیر با مصرف کمتر نسبت به افراد ثروتمند کمتر آلودگی را افزایش می‌دهند (از این رو نابرابری کمتر باعث کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای می‌شود)، اما همچنین فقرا از انرژی کمتری نسبت به ثروتمندان استفاده می کنند (در نتیجه نابرابری کمتر باعث افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای می‌شود) (اسکراگز، ۱۹۹۸: ۲۶۸).

گوندو و دیندا[2] شواهدی مبنی بر ناهمگنی میان کشورها ارائه کردند و نشان دادند که تأثیر نابرابری درآمدی بر انتشار کربن دی‌اکسید در مدلی که همه کشورها را شامل می‌شود معنی‌دار نیست، اما وقتی که کشورها به دو گروه جغرافیایی تقسیم می‌شود معنی‌دار می‌شود (گوندو و دیندا، ۲۰۰۸: ۳۸۰).

یرگنسون و همکاران نتوانستند یک رابطه معنی‌دار آماری میان نابرابری درآمدی (با معیار ضریب جینی) و انتشار کربن دی‌اکسید در کشور امریکا در بازه زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۷پیدا کنند (یرگنسون و همکاران، ۲۰۱۷: ۴۳).

در ایران نیز مطالعاتی در زمینه تأثیر نابرابری درآمدی بر کیفیت محیط‌زیست انجام شده است. فطرس و برزگر با استفاده از داده‌های پانل در بازه زمانی ۲۰۰۷-۱۹۹۵ در آسیای مرکزی و ایران نشان می‌دهند که کشش‌پذیری انتشار کربن دی‌اکسید تابعی از ضریب جینی است (فطرس و برزگر، ۱۳۹۲: ۱۵۰).

هراتی و همکاران با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته در بازه زمانی ۲۰۰۲-۲۰۱۲ برای ۵۷ کشور نشان می‌دهند نابرابری درآمدی بیشتر منجر به تخریب محیط‌زیست می‌شود (هراتی و همکاران، ۱۳۹۴: ۲۱۴).

ابراهیمی و همکاران با استفاده از الگوی ARDL و در بازه زمانی ۱۳۹۱-۱۳۵۷ نشان می‌دهند با بهبود توزیع درآمد سرانه کربن کاهش می‌یابد. خیری و همکاران(۱۳۹۶) با استفاده از الگوی ARDL و در بازه زمانی ۱۳۹۵-۱۳۴۵ نشان می‌دهند که بازه‌های زمانی مختلف سیاست‌های توزیع برابر درآمدی باعث کاهش آلودگی زیست‌محیطی در ایران می‌شود (ابراهیمی و همکاران، ۱۳۹۵: ۶۸).

هراتی و همکاران با استفاده از الگوی ARDL و در بازه زمانی ۱۳۹۲-۱۳۴۶نشان می‌دهند در کوتاه‌مدت و بلندمدت بهبود توزیع درآمد تأثیر مثبت بر کیفیت محیط‌زیست دارد (هراتی و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۲۵).

لعل خضری و کریمی با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۹۴-۱۳۵۷ با استفاده از الگوی ARDL نشان می‌دهند افزایش ضریب جینی منجر به افزایش معنی‌داری انتشار کربن دی‌اکسید در ایران می‌گردد (لعل خضری و کریمی، ۱۳۹۸: ۲۴۰).

یوسف زاده و مهدویان برای بازه ۱۳۹۵-۱۳۸۶ نشان می‌دهند با افزایش نابرابری درآمدی انتشار کربن افزایش می‌یابد (یوسف زاده و مهدویان، ۱۳۹۹:).

غالب مطالعاتی که در ایران در خصوص تأثیر نابرابری درآمدی بر کیفیت محیط‌زیست انجام شده است یک مطالعه سری زمانی است که بر داده‌های کشور ایران متمرکز است. در گروه دیگری از پژوهش‌ها کشور ایران با دیگر کشورها در قالب یک مدل پانل مطالعه می‌گردد. مطالعه کشور ایران به تنهایی به طور خاص نتایج دقیق‌تری در مورد ایران به همراه دارد تا مطالعه کشور ایران با دیگر کشورها در قالب مدل‌های پانل. همچنین، مطالعات استانی یک کشور می‌تواند نتایج دقیق‌تری به همراه داشته باشد تا مطالعه کل کشور.

بورگسی عنوان می کند تحقیقات آینده باید رابطه بین کیفیت محیط‌زیست و نابرابری را در مطالعات تک کشوری بررسی کند. لذا، در پژوهش حاضر، بر استان‌های ایران تمرکز می‌شود و تأثیر نابرابری درآمدی بر انتشار کربن دی‌اکسید در قالب یک مدل فضایی پویای کامل بررسی می‌شود. این مدل این امکان را فراهم می‌کند که ضمن لحاظ اثرات سرریز انتشار کربن دی‌اکسید همچنین، اثرات با وقفه زمانی و زمانی ـ مکانی متغیر وابسته و اثرات فضایی متغیرهای توضیحی با وقفه لحاظ گردد. در مطالعات متعددی مشخص شده است که بسیاری از متغیرهای اقتصادی و غیر اقتصادی با تأخیر تأثیر خود را نشان می‌دهند. یکی دیگر از ویژگی این پژوهش، تمرکز بر مصارف نهایی انرژی استان‌ها است. انتشار کربن دی‌اکسید استان‌ها بر اساس مصارف نهایی انرژی محاسبه می‌شود. مصرف نهایی انرژی عبارتست از عرضه اولیه انرژی منهای انرژی مصرف شده در بخش تبدیلات (بورگسی، ۲۰۰۶: ۵).

---

[1]. Scruggs
[2]. Coondoo & Dinda

۳- روش‌شناسی و داده

مدل پایه تحقیق به صورت رابطه (۱) تصریح می‌شود.

(۱)

$$\log CO_{۲_{it}} = \alpha_{.} + \alpha_{۱} \log Gini_{it} + \alpha_{۲} X_{it} + a_i + \gamma_t + V_{it}$$

$\log CO_{۲it}$ متغیر وابسته است. CO_2 انتشار کربن دی‌اکسید سرانه و بیانگر کیفیت محیطزیست است. i و t به ترتیب بیانگر مقطع (استان) و زمان است. Gini ضریب جینی و بیانگر نابرابری درآمدی است. X متغیرهای کنترلی است که شامل $\log GDP_{it}$، $\log GDP^{۲}{}_{it}$ و $\log EI_{it}$ است. GDP تولید ناخالص داخلی سرانه و EI شدت انرژی است. a_i و γ_t به ترتیب اثرات ثابت مقطعی (استانی) و زمانی (سال) و V_{it} جمله اختلال است.

این سوال مهم در برآورد رابطه (۱) قابل طرح است که آیا باید از روش اقتصادسنجی فضایی استفاده شود؟ برای پاسخ به این سؤال ابتدا باید وابستگی فضایی بررسی شود. اگر وابستگی فضایی وجود داشته باشد، می‌توان از روش اقتصادسنجی فضایی استفاده کرد. لذا، در ادامه به بررسی تحلیل وابستگی فضایی و چگونگی آزمون آن پرداخته می‌شود.

۳-۱- تحلیل وابستگی فضایی[1]

از شاخص جهانی موران[2] برای آزمون همبستگی فضایی انتشار کربن استفاده می‌شود. به عبارتی دیگر بررسی می‌شود که آیا انتشار کربن وابستگی فضایی دارد یا خیر. شاخص موران به صورت رابطه (۲) تعریف می‌شود.

$$I = \frac{\sum_{i=۱}^{N}\sum_{j=۱}^{N} W_{ij}(X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_{i=۱}^{n}(X_i - \bar{X})^{۲}} \qquad (۲)$$

I شاخص موران و N تعداد واحدهای فضایی (در مطالعه حاضر تعداد استان‌ها) نمایه شده بر اساس مکان (استانهای این مطالعه) i و j است. W ماتریس وزنی فضایی است که درایه‌های آن با W_{ij} نشان داده می‌شود. مقدار درایه‌های واقع بر قطر ماتریس برابر با صفر است. اگر i و j دارای مرز مشترک باشند، درایه مربوط به آنها ۱ و در غیر این صورت ۰ است. X متغیری است که آزمون فضایی بر روی آن انجام می‌شود (در مطالعه حاضر متغیر انتشار کربن دی‌اکسید) و $\bar{X}$ متوسط X برای همه مقاطع (استان‌ها) است. شاخص موران بین ۱- و ۱ در تغییر است. معنی‌داری این شاخص با مرتبه Z آزمون می‌شود.

$$Z = \frac{I - E(I)}{\sqrt{Var(I)}} \qquad (۳)$$

که $E(I)$ متوسط شاخص موران و $Var(I)$ واریانس آن است.

۳-۲- مدل‌های اقتصادسنجی فضایی

با وجود همبستگی فضایی و اثر سرریز فضایی انتشار کربن، روش‌های اقتصادسنجی سنتی ممکن است منجر به برآوردهای تورش‌دار شوند، بنابراین باید مدل‌های اقتصادسنجی فضایی استفاده شود. در این پژوهش مدل (۴) به عنوان یک مدل کلی فضایی در نظر گرفته شده است:

(۴)

$$Y_{it} = \tau Y_{it-۱} + \varphi W Y_{it-۱} + \rho W Y_{it} + \beta X_{it} + \theta D Z_{it} + a_i + \Upsilon_t + V_{it}$$

$$V_{it} = \lambda E V_{it} + u_{it}$$

Y متغیر وابسته و X بردار متغیرهای توضیحی مدل (شامل متغیرهای توضیحی اصلی و متغیرهای کنترلی) است. W ماتریس وزنی فضایی متغیر وابسته، D ماتریس فضایی متغیرهای مستقل با وقفه فضایی، z رگرسورهای با وقفه که با ماتریس وزنی همراه هستند و E ماتریس فضایی جملات اختلال هست. β بردار ضرایب رگرسیونی متغیرهای توضیحی، ρ ضریب رگرسیون فضایی متغیر وابسته، θ بردار ضریب رگرسیون فضایی متغیرهای مستقل و λ ضریب رگرسیون فضایی جمله خطاست. Υ_t اثرات زمانی و a_i اثرات فردی است. مدل (۴) می‌تواند در ۵ گروه کلی خلاصه گردد؛ SAR[3]، SDM، SAC[4]، SEM[5] و GSPRE[6]. مدل SAR در رابطه (۵) خلاصه می‌شود. در همه انواع این مدل $\theta = \lambda = ۰$ است.

(۵)

$$Y_{it} = \tau Y_{it-۱} + \varphi W Y_{it-۱} + \rho W Y_{it} + \beta X_{it} + a_i + \Upsilon_t + V_{it}$$

$$V_{it} = u_{it}$$

انواع مدل SAR عبارتند از:

---

[1]. Spatial Correlation Analysis
[2]. Moran Index
[3]. Spatial Autoregressive Model
[4]. Spatial Autocorrelation Model
[5]. Spatial Error Model
[6]. Genaralized Spatial Panel Random Effects Model

$$\theta = \lambda = \varphi = ۰ \quad (۶)$$
$$\theta = \lambda = \tau = ۰$$
$$\theta = \lambda = ۰$$
$$\theta = \lambda = \varphi = \tau = ۰$$

انواع SDM در رابطه (۷) خلاصه می‌شود. در همه انواع این مدل $\lambda = ۰$ است.

(۷)

$$Y_{it} = \tau Y_{it-۱} + \varphi W Y_{it-۱} + \rho W Y_{it} + \beta X_{it} + \theta D Z_{it} + a_i + \Upsilon_t + V_{it}$$
$$V_{it} = u_{it}$$

انواع مدل SDM عبارتند از:

$$\lambda = \tau = \varphi = ۰ \quad (۸)$$
$$\lambda = \varphi = ۰$$
$$\lambda = \tau = ۰$$
$$\lambda = ۰$$

یک مدل SAC در رابطه (۹) خلاصه می‌شود. در این مدل $\theta = \varphi = \tau = ۰$ است.

$$Y_{it} = \rho W Y_{it} + \beta X_{it} + a_i + \Upsilon_t + V_{it} \quad (۹)$$
$$V_{it} = \lambda E V_{it} + u_{it}$$

یک مدل SEM در رابطه (۱۰) خلاصه می‌شود. در این مدل $\rho = \theta = \varphi = \tau = ۰$ است.

$$Y_{it} = \beta X_{it} + a_i + \Upsilon_t + V_{it} \quad (۱۰)$$
$$V_{it} = \lambda E V_{it} + u_{it}$$

یک مدل GSPRE عبارتست از:

$$Y_{it} = \beta X_{it} + a_i + \Upsilon_t + V_{it} \quad (۱۱)$$
$$V_{it} = \lambda E V_{it} + u_{it}$$
$$a_i = \Psi w \alpha_i + m u_i$$

استفاده از انواع مدل‌های فضایی نیاز به آزمون‌های بیشتری دارد. از طریق آزمون والد و آزمون نسبت، نوع مدل اقتصادسنجی فضایی تعیین می‌شود.

۳-۳- داده

به منظور مطالعه ماهیت ارتباط نابرابری درآمدی و انتشارکربن دی‌اکسید در ایران چند نکته قابل ذکر است. با توجه به اینکه متغیر وابسته انتشار کربن دی‌اکسید است و دسترسی به این داده به تفکیک استانی وجود ندارد لذا ابتدا باید مصرف حامل‌های انرژی برای هر استان استخراج شود و سپس با استفاده از ضرایب انتشار هر حامل، انتشار کربن دی‌اکسید مربوط به آن حامل محاسبه شود. استخراج داده مصرف حامل‌های انرژی به دلیل وجود ۳۱ استان و تعداد چند حامل فرایند زمان‌بری است.

در این پژوهش بر مصرف نهایی انرژی استان‌ها تمرکز و داده‌های آن از ترازنامه انرژی استخراج می‌شود. مصرف نهایی انرژی عبارتست از عرضه اولیه انرژی منهای انرژی مصرف شده در بخش تبدیلات. بخش تبدیلات برای تولید فرآورده‌های گوناگون احتیاج به انواع مختلف منابع اولیه انرژی دارد. پالایشگاه‌های نفت، نیروگاه‌ها، واحدهای کک سازی، واحدهای کوره بلند جزء بخش تبدیلات هستند. مصارف نهایی انرژی مربوط به مصرف انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی مانند صنعت، حمل و نقل، کشاورزی، تجاری، عمومی و خانگی است (احمدیان، ۱۳۸۱).

بخش‌های اقتصادی برق، گاز طبیعی، گاز مایع، نفت سفید، بنزین، نفت گاز و نفت کوره مصرف می‌کنند. این پژوهش بر ۴ حامل نفت سفید، بنزین، نفت گاز و نفت کوره متمرکز است. در خصوص این انتخاب چند نکته قابل ذکر است. ضریب انتشار کربن دی‌اکسید نفت سفید، بنزین، نفت گاز و نفت کوره به ترتیب ۷۱، ۶۸، ۷۳ و ۷۶ کیلو تن کربن دی‌اکسید بر پتا ژول است که این مقدار برای گاز طبیعی ۵۵ است. لذا، حامل‌های نفت سفید، بنزین، نفت گاز و نفت کوره سوخت‌های کثیف‌تری در مقایسه با گاز طبیعی هستند. علاوه بر این، داده مصرف گاز طبیعی استان سیستان و بلوچستان برای سال‌های قبل از ۱۳۹۳ و استان البرز برای سال‌های قبل از ۱۳۹۴در دسترس نیست. همچنین، برای برخی استان‌ها مانند چهارمحال بختیاری، قزوین، قم، کهگیلویه و بویر احمد و یزد در بسیاری از سال‌ها داده‌ای برای گاز مایع در دسترس نبود. ناقص بودن داده این حامل‌ها منجر شد که آزمون موران همبستگی فضایی را تأیید نکند. لذا، گاز طبیعی و گاز مایع در نظر گرفته نشد. همچنین، مصرف برق در محاسبه انتشار کربن دی‌اکسید در نظر گرفته نشده است. مصرف برق به واسطه تولید برق منجر به انتشار کربن دی‌اکسید می‌شود. برق در نیروگاه‌ها تولید می‌شود که مطابق با ترازنامه انرژی ایران نیروگاه‌ها شامل بخاری، گازی، سیکل ترکیبی، دیزلی، برق آبی، بادی، خورشیدی و بیوگاز است. سوخت فسیلی نیروگاه‌ها عبارتند از: گازوییل، نفت کوره، گاز طبیعی، گاز کک و گاز کوره بلند. برای محاسبه انتشار کربن دی‌اکسید ناشی از مصرف برق باید حامل‌ها و ضرایب انتشار تفکیک شوند. اما پژوهش حاضر متمرکز بر مصارف نهایی انرژی است و تمرکزی بر مصرف انرژی بخش تبدیلات ندارد و از آنجا که برق در نیروگاه‌ها

بدست می‌آید لذا انتشار کربن دی‌اکسید تولید برق در نظر گرفته نشده است.

انتشار کربن دی‌اکسید برای هر حامل انرژی بر اساس ضرایب انتشار مربوط به آن حامل محاسبه شده است. مطابق با IPCC[1]، انتشار کربن دی‌اکسید ناشی از احتراق سوخت‌های فسیلی و فرآیندهای صنعتی بیشترین سهم را در انتشار گاز گلخانه‌ای تشکیل می‌دهد.

(۱۲) میزان انتشار آلاینده = سطح فعالیت × ضریب انتشار

(Emission= Activity Data ×Emission Factor)

Emission میزان انتشار گاز گلخانه‌ای بر حسب واحد جرمی (به طور مثال تن)، Activity Data سطح فعالیت فرایند یا شاخه ایجاد کننده انتشار (برحسب به طور مثال لیتر و یا ژول) و Emission Factor ضریب انتشار و برحسب تن بر لیتر و یا گرم بر ژول است. در محاسبه انتشار کربن دی‌اکسید، واحد حامل انرژی با توجه به واحد ضریب انتشار انتخاب و به تناسب آن واحد انرژی تبدیل می‌شود. مطابق با جدول ۱ ضرایب انتشار ارائه شده است که ضرایب بر حسب گرم بر لیتر است. در پایان، متغیر انتشار کربن دی اکسید کل حامل‌ها بر جمعیت تقسیم شده است که به صورت سرانه در مدل استفاده شود.

متغیر دیگر که در این پژوهش استفاده شده است شدت انرژی است. شدت انرژی استانی از تقسیم مصرف انرژی استانی بر تولید ناخالص استانی بدست آمده است. به منظور محاسبه مصرف انرژی استان‌ها میزان هر حامل انرژی به بشکه نفت خام تبدیل شده است، سپس مصرف انرژی حامل‌ها بر حسب بشکه نفت خام با هم جمع شده است و مصرف انرژی هر استان برحسب بشکه نفت خام به دست آمده است. لازم به ذکر است که حامل‌های انرژی ابتدا به MBTU، سپس به ژول و در نهایت از ژول به بشکه نفت خام تبدیل شده است.

تولید ناخالص داخلی استانی با استفاده از تقسیم آن به جمعیت به تولید ناخالص سرانه تبدیل شده است. ضریب جینی متغیر دیگری است که در این پژوهش استفاده شده و نماینده نابرابری درآمدی است. جدول (۲) گزارشی از منبع گردآوری داده‌ها و توصیف آماری متغیرهای مدل ارائه می‌دهد.

٤- یافته‌های تجربی و بحث

٤-١- بررسی ارتباط بلندمدت متغیرهای مدل

به منظور بررسی وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرهای الگو ابتدا بایستی وابستگی مقطعی و سپس پایایی متغیرهای الگو بررسی گردد. همه آزمون‌ها و برآورد مدل در نرم‌افزار استاتا انجام شده است. در این مطالعه، آزمون وابستگی مقاطع بر اساس آزمون CD[2] پسران انجام می‌شود (پسران[3]، ۲۰۰۴). آماره CD بر اساس معادله (۱۳) محاسبه می‌شود:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\hat{\rho}_{ij}\right)} \qquad (۱۳)$$

T فاصله زمانی، N تعداد مقاطع و $\hat{\rho}_{ij}$ همبستگی pair-wise میان مقاطع است. نتایج آزمون وابستگی مقطعی فریدمن در جدول (۳) گزارش می‌شود.

مطابق با مقدار احتمال، فرضیه مقابل دال بر وجود وابستگی مقطعی تأیید می‌شود. بنابراین بین مقاطع (استان‌ها) وابستگی وجود دارد. این بدان مفهوم است که در استان‌های مورد مطالعه یک شوک که یک استان را تحت تأثیر قرار می‌دهد استان دیگر را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنابراین برای انجام آزمون ریشه واحد از آزمون‌های نسل دوم مانند پسران (۲۰۰۷) که این وابستگی را در نظر می‌گیرند استفاده می‌شود. پسران (۲۰۰۷) آزمون ریشه واحد IPS [4] را با در نظر گرفتن وابستگی مقطعی پیشنهاد دادند (CIPS). برای بررسی ریشه واحد متغیرها از آزمون ایم، پسران و شین استفاده شده است. جدول (۴) نتایج این آزمون را گزارش می‌دهد.

$$CIPS = N^{-1}\sum_{i=1}^{N} t_i(N,T) \qquad (۱۴)$$

لازم به ذکر است که دو متغیر $\log GDP_{it}$ و $\log GDP^2_{it}$ در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد ریشه واحد ندارند و پایا هستند. لذا، این دو متغیر در سطوح معنی‌داری کمتر از ۱۰ درصد ریشه واحد دارند و پایا نیستند ((1) I). با توجه به نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها، می‌بایست آزمون هم‌انباشتگی با وجود وابستگی مقطعی به منظور بررسی وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرهای مدل انجام گردد. بنابراین، فرآیند هم‌انباشتگی پانل جدید که توسط وسترلاند[5] (۲۰۰۷) معرفی شده است به کار می‌رود. وسترلاند (۲۰۰۷) چهار آزمون پانل جدید با یک گزینه بوت استرپینگ[6] که وجود روابط

[1]. Intergovernmental Panel on Climate Change

[2]. Cross-Dependency Test
[3]. Pesaran
[4]. Im-Pesaran-Shin
[5]. Westerland
[6]. Boot-Strapping

بلندمدت میان متغیرهـای هـم‌انباشـته را بـا وجـود همبسـتگی مقاطع آزمون می‌کند را توسعه داد. هدف بررسی وجـود و عـدم وجود ارتباط بلندمدت است کـه از طریـق مـدل تصـحیح خطـا تعیین می‌شود. جدول (۵) نتایج آزمون هم‌انباشتگی وسترلاند را گزارش می‌دهد.

مطابق با جدول (۵)، وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرهای مدل تأیید می‌گردد.

جدول ۱. حامل‌های انرژی و ضرایب انتشار کربن دی‌اکسید

حامل‌ها	ضریب انتشار	واحد
نفت سفید	۲۶۱۰/۸	گرم بر لیتر
بنزین	۲۲۸۹/۸	گرم بر لیتر
نفت کوره	۳۰۰۱/۳	گرم بر لیتر
نفت گاز	۲۶۸۴/۷	گرم بر لیتر

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. توصیف آماری متغیرهای الگو

متغیر	ماکزیمم	مینیمم	میانگین	انحراف معیار	تعداد مشاهدات	واحد	منبع
تولید ناخالص داخلی	۱/۶۰e+۰۹	۲/۷۰e+۰۷	۱/۹۷e+۰۸	۲/۹۵e+۰۸	۲۷۹	میلیون ریال	مرکز آمار ایران https://www.cbi.ir/simplelist/4454.aspx
ضریب جینی	۰/۴۶۸۷۹	۰/۲۳۳	۰/۳۳۱۹۴۳۳	۰/۰۴۰۵۱۰۷	۲۷۶	–	مرکز آمار ایران https://amar.org.ir/statistical-information/statid/22124
جمعیت	۱/۳۰e+۰۷	۵۵۰۱۷۱	۲۴۵۳۷۰۶	۲۲۹۲۸۳۳	۲۷۹	نفر	مرکز آمار ایران https://amar.org.ir/population-and-migration
نفت سفید	۹۱۷۴۸۵	۶۸۱۳	۱۵۱۶۰/۲	۱۴۹۴۹۱/۵	۲۷۷	هزار لیتر	وزارت نیرو https://isn.moe.gov.ir/
بنزین	۵۴۵۸۱۸۱	۱۴۴۰۰۹	۷۹۱۶۱۸/۲	۹۰۰۴۸۴/۲	۲۷۷	هزار لیتر	
نفت کوره	۴۱۲۳۹۹۹	۳۳۸۱	۱۸۲۲۱۳/۳	۳۵۰۰۴۶/۱	۲۷۷	هزار لیتر	
نفت گاز	۲۹۹۱۳۶۵	۱۲۴۲۷۲	۸۸۵۰۰۹/۳	۶۵۷۹۴۸/۵	۲۷۷	هزار لیتر	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۳. آزمون وابستگی مقطعی

آزمون	آماره	مقداراحتمال	نتیجه
پسران	۷۲/۴۵	۰/۰۰۰	تأیید وابستگی مقطعی
فریدمن	۱۷/۹۴	۰/۰۰۰	تأیید وابستگی مقطعی

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ٤. آزمون ریشه واحد: بررسی پایایی متغیرهای مدل

متغیر	آماره CIPS	٪۱	٪۵	٪۱۰	نتیجه
$\log CO2_{it}$	-۱/۹۱۶	-۲/۵۵	-۲/۳۳	-۲/۲۱	I (1)
$\log GDP_{it}$	-۲/۲۸۴	-۲/۵۵	-۲/۳۳	-۲/۲۱	I (0)
$\log GDP^{2}_{it}$	-۲/۲۳۸	-۲/۵۵	-۲/۳۳	-۲/۲۱	I (0)
$\log Gini_{it}$	-۲/۵۵۰	-۲/۵۵	-۲/۳۳	-۲/۲۱	I (0)
$\log EI_{it}$	-۱/۵۶۴	-۲/۵۵	-۲/۳۳	-۲/۲۱	I (1)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵. آزمون هم‌انباشتگی: بررسی ارتباط بلندمدت میان متغیرهای مدل

نتیجه	مقدار احتمال	آماره	
تایید ارتباط بلندمدت میان متغیرهای مدل	۰/۰۰۰	۵/۸۹۲۲	Variance ratio

مأخذ: یافته‌های پژوهش

٤-۲- تحلیل خودهمبستگی فضایی

قبل از اینکه از مدل اقتصادسنجی فضایی برای بررسی ارتباط میان انتشار کربن دی‌اکسید و نابرابری درآمدی استفاده شود وجود اثرات فضایی متغیرها برای انتخاب مدل فضایی مناسب تأیید می‌شود. در این مطالعه، تحلیل خودهمبستگی فضایی با استفاده از شاخص موران و نمودار پراکنش (Scatter Plot) انجام شده است، سپس تخمین‌های اقتصادسنجی فضایی انجام شده است. آزمون موران در جدول (۶) فرضیه صفر مبنی بر نبود خودهمبستگی فضایی را رد می‌کند، بنابراین وجود خودهمبستگی فضایی در استان‌های ایران تایید می‌شود.

جدول ٦. آزمون موران: تحلیل همبستگی فضایی

I	E(I)	Sd(I)	Z	P-value
۰/۰۱۲	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۳	۴/۷۲۸	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

شاخص موران Global برای همه استان‌ها محاسبه می‌شود و یک آماره کلی است و جزئیات زیادی در مورد همبستگی فضایی استان‌ها ارائه نمی‌دهد بدین‌منظور در ادامه بر خوشه‌بندی فضایی تمرکز می‌شود. نمودار (۱) نمودار پراکنش شاخص موران را برای متغیر انتشار CO_2 را برای بازه زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۷ را نشان می‌دهد. عمده استان‌ها در ربع اول و سوم واقع شده‌اند. خط قرمز رنگ از ربع اول و سوم می‌گذرد. این نتایج این حقیقت را نشان می‌دهد که یک خودهمبستگی فضایی مثبت در انتشار CO_2 میان استان‌های ایران وجود دارد و CO_2 ویژگی‌های تجمع فضایی محلی قابل توجهی دارد. لازم به ذکر است مطابق با نقشه خوشه‌ای LISA، Local Moran's I Scatter Plot به چهار ربع تقسیم می‌شود: بالا ـ بالا، پایین ـ بالا، پایین ـ پایین و بالا ـ پایین. بالا ـ بالا و پایین ـ پایین به خودهمبستگی فضایی مثبت و پایین ـ بالا و بالا ـ پایین به خودهمبستگی فضایی منفی اشاره دارد. بر این اساس، برای محقق ضروری است که موقعیت مکانی را هنگام انجام تحقیقات در مورد موضوعات مرتبط در نظر بگیرد.

٤-۳- انتخاب مدل

به منظور انتخاب مدل مناسب، از آزمون‌های هاسمن و والد استفاده می‌شود. از آنجا که مدل‌های اثر ثابت و اثر تصادفی اغلب برای تحلیل داده‌های تابلویی استفاده می‌شوند، انتخاب مدل مناسب ضروری است. از آزمون هاسمن برای بررسی وجود درون‌زایی متغیرهای توضیحی به منظور تخمین اثرات ثابت و تصادفی استفاده می‌شود. در این راستا، ابتدا آزمون هاسمن برای مدل تابلویی بدون در نظر گرفتن اثرات فضایی انجام می‌شود. جدول (۷) نتایج آزمون هاسمن را برای بررسی وجود اثرات ثابت گزارش می‌دهد.

جدول ۷. آزمون هاسمن: بررسی وجود اثرات ثابت

prob	Chi2
۰/۰۰۰	۹۳/۸۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج نشان می‌دهد که مدل اثر تصادفی در سطح معنی‌داری ۱٪ رد می‌شود. در ادامه، بررسی می‌شود که کدام‌یک از مدل‌های فضایی انتخاب شود. دو آزمون جداگانه انجام می‌شود: انتخاب مدل SEM در مقابل SDM و انتخاب مدل SAR در مقابل SDM. برای این انتخاب از آزمون والد استفاده می‌شود.

مطابق با جدول (۸) هر دو آزمون فرضیه صفر را رد می‌کنند و مدل SDM انتخاب می‌شود.

٤-٤- برآورد مدل

در نهایت رابطه (۱۴) برای بررسی تأثیر نابرابری درآمدی بر انتشار کربن در استان‌های ایران برآورد می‌شود.

$$\begin{aligned}\log CO2_{it} = {} & \tau \log CO2_{it-1} + \varphi w \log CO2_{it-1} \\ & + \rho w \log CO2_{it} + \beta_1 \log GDP_{it} \\ & + \beta_2 \log GDP^2_{it} + \beta_3 \log Gini_{it} \\ & + \beta_4 \log EI_{it} + \theta_1 w \log GDP_{it} \\ & + \theta_2 w \log GDP^2_{it} + \theta_3 w \log Gini_{it} \\ & + \theta_4 w \log EI_{it} \\ & + (a_i) + \Upsilon_t + V_{it}\end{aligned} \qquad (۱۵)$$

رابطه (۱۵) یک مدل پویای کامل فضایی است. از این جهت پویای کامل گفته می‌شود که متغیر وابسته با وقفه زمانی ($\log CO2_{it-1}$) و با وقفه زمانی- مکانی ($w\log CO2_{it-1}$) در سمت راست به عنوان متغیرهای توضیحی قرار گرفته‌اند. همچنین، رابطه (۱۴) یک مدل دوربین فضایی است به این معنی که متغیرهای توضیحی با وقفه فضایی در سمت راست به عنوان متغیر توضیحی قرار گرفته‌اند ($w\log GDP_{it}, w\log GDP^2_{it}, w\log Gini_{it}, w\log EI_{it}$) حضور متغیر $w\log CO2_{it}$ در سمت راست مدل به عنوان متغیرهای توضیحی ویژگی فضایی به مدل می‌دهد. نتایج برآورد مدل (۱۴) که یک مدل FD-SDM است در جدول (۹) گزارش شده است.

مطابق با جدول (۹)، پارامتر وابستگی فضایی یا ضریب خودرگرسیون فضایی(ρ) مثبت و معنی‌دار است که نشان می‌دهد اثرات سرریز فضایی قوی بر انتشار کربن ایران وجود دارد. به عبارت دیگر، انتشار کربن دی‌اکسید در یک استان اثر سرریز مثبت بر انتشار کربن دی‌اکسید در استان‌های همجوار دارد. این بدان مفهوم است که هر چه انتشار کربن دی‌اکسید در استان‌های نزدیک کمتر (بیشتر) باشد، انتشار کربن دی‌اکسید یک استان خاص کمتر (بیشتر) است.

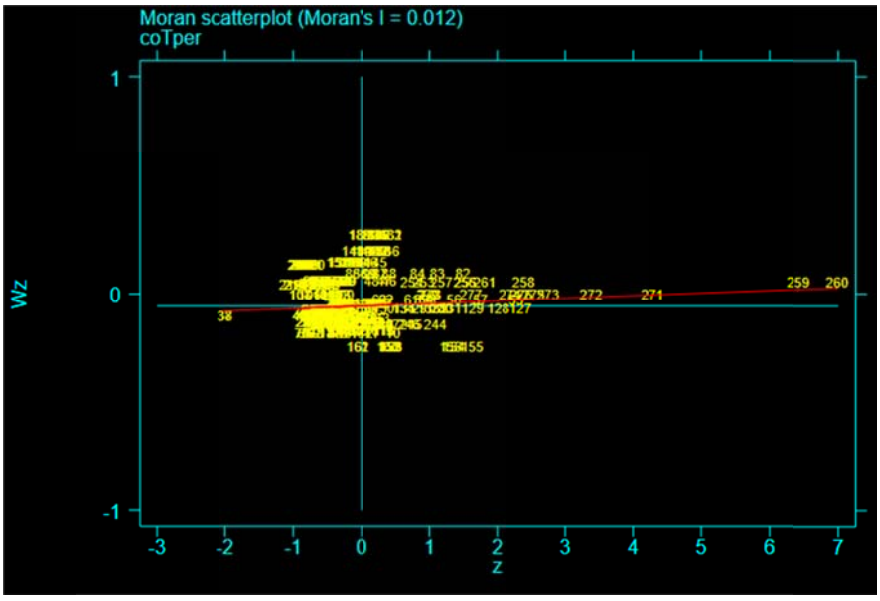
$w\log GDP_{it}$، $w\log GDP^2_{it}$ و $w\log EI_{it}$ $w\log Gini_{it}$ رگرسورهایی هستند که تأثیر فضایی با وقفه را بر متغیر وابسته یعنی انتشار کربن دی‌اکسید نشان می‌دهند. در واقع، حضور این متغیرها در مدل وجه تمایز مدل دوربین از دیگر مدل‌های فضایی است که اجازه می‌دهد متغیرهای توضیحی با وقفه فضایی در مدل حضور داشته باشند. دیگر مدل‌های فضایی این امکان را فراهم نمی‌کنند. ضرایب تاخیر فضایی متغیرهای مدل از نظر آماری معنی‌دار هستند که نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی، شدت انرژی و نابرابری درآمدی اثرات سرریزی بر انتشار کربن دی‌اکسید در فضا دارند.

ضرایب متغیرهای $\log GDP_{it}$، $\log GDP^2_{it}$، $\log EI_{it}$ و $\log Gini_{it}$ به لحاظ آماری معنی‌دار هستند. اما، در یک مدل اقتصادسنجی فضایی، ضریب رگرسیون متغیر توضیحی نمی‌تواند مستقیماً تأثیر خود را بر متغیر توضیح داده شده منعکس کند، زیرا اثرات پارامترهای مدل تاخیری فضا ممکن است شامل اثر مستقیم[1]، اثر غیرمستقیم[2] و اثر القایی[3] باشد. بنابراین، ضروری است اثر القایی حذف شود و به علاوه اثر کل[4] به اثر مستقیم و اثر غیرمستقیم تجزیه گردد. اثر مستقیم تأثیر افزایش یک واحد در x_k در یک منطقه معین بر y در همان منطقه (به طور میانگین در مناطق) را نشان می‌دهد. اثر غیر مستقیم تأثیر افزایش یک واحد در x_j در یک منطقه معین بر روی y در همه مناطق دیگر به طور مشترک (به طور متوسط در مناطقی که ضربه به طور بالقوه می‌تواند رخ دهد) را نشان می‌دهد. اثر کل تأثیر افزایش یک واحد در x_k در یک منطقه معین بر روی y در همه مناطق به طور مشترک (به طور متوسط در مناطقی که ضربه به طور بالقوه می‌تواند رخ دهد). به طور مثال، اگر x در یک استان افزایش یابد بر همان استان (اثر مستقیم) و همچنین بر استان‌های همجوار (اثر غیرمستقیم) تأثیر دارد. اثر کل به تأثیر x بر خود استان و استان‌های همجوار اشاره دارد. لذا، همان‌طور که توسط لساژ و پیس[5] (۲۰۰۹) پیشنهاد شد، اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل برای تصحیح تفسیر ضرایب SDM در جدول (۱۰) محاسبه می‌شود.

مطابق با جدول (۱۰)، اثرات مستقیم اختلاف کمی با

[1]. Direct Effect
[2]. Indirect Effect
[3]. Inducing Effect
[4]. Total Effect
[5]. Lesage & Pace

ضرایب تخمینی جدول (۹) نشان می‌دهد. علاوه بر این، اثر غیرمستقیم، اثر سرریز فضایی را بیان می‌کند. با توجه به مثبت بودن ضریب $\log GDP_{it}$ و منفی بودن ضریب $\log GDP^{2}_{it}$ می‌توان استدلال نمود منحنی محیطزیستی کوزنتس در استان‌های ایران مورد تأیید است. شدت انرژی به طور معنی‌داری منجر به افزایش انتشار کربن دی‌اکسید در استان‌های ایران شده است. نابرابری درآمدی به طور معنی‌داری منجر به افزایش انتشار کربن دی‌اکسید استان‌ها می‌شود. لذا، انتظار می‌رود افزایش نابرابری درآمدی موجب افزایش نرخ ترجیح زمانی محیط‌زیستی و به دنبال آن کاهش نگرانی‌های محیطزیستی در ایران شود. با افزایش نرخ رجحان زمانی افراد اهمیت بیشتری به زمان حال می‌دهند. افراد بیشتر تمایل دارند هزینه‌های بلندمدت را برای منافع کوتاه‌مدت بپذیرند و کمتر تمایل دارند هزینه‌های کوتاه‌مدت را برای منافع بلندمدت بپذیرند (بویس، ۱۹۹۴). همچنین، با افزایش نابرابری درآمدی افراد با درآمد پایین ممکن است روش‌های تصادفی را برای بهبود استاندارد زندگی خود انتخاب کنند، حتی به بهای تخریب محیطزیست. با افزایش نابرابری درآمد، افراد فقیر از آنجایی‌که محیطزیست را به عنوان تنها منبع فوری درآمد می‌پندارند، بیش از حد معمول به بهره‌برداری از محیطزیست می‌پردازند. از سوی دیگر، نابرابری اقتصادی اغلب با بی‌ثباتی سیاسی همراه است که این امر موجب می‌شود افراد ثروتمند به جای تأمین هزینه مالی حفاظت از محیطزیست و منابع طبیعی محلی به سمت سیاست بهره‌برداری از محیطزیست بومی و سرمایه گذاری در خارج از کشور که عدم‌اطمینان سیاسی پایین‌تر است، روی آورند. بنابراین افزایش نابرابری درآمد منجر به تخریب بیشتر محیطزیست در ایران می‌گردد.



نمودار ۱. اسکاتر پلات Moran's I و نقشه LISA (Local Indicator Statical Association) برای انتشار CO_2

جدول ۸. آزمون والد: انتخاب مدل فضایی

مدل SAR در مقابل SDM			مدل SEM در مقابل SDM		
نتیجه	مقدار احتمال	آماره	نتیجه	مقدار احتمال	آماره
انتخاب مدل SDM	۰/۰۰۰	chi2(4) = ۵۶۲/۶۷	انتخاب مدل SDM	۰/۰۰۰	chi2(4) = ۵۹۴/۷۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۹. برآورد مدل FD-SDM

متغیرها	ضرایب	مقدار ضریب	مقدار احتمال
$\log CO2_{it-1}$	τ	۰/۹۰۵۳۵۹۶	۰/۰۰۰
$w\log CO2_{it-1}$	φ	۲/۸۴۹۰۷۲	۰/۰۰۰
Spatial: $w\log CO2_{it}$	ρ	۱/۰۲۴۱۶	۰/۰۰۲
$\log GDP_{it}$	β_1	۳/۵۵۲۵۴	۰/۰۰۰
$\log GDP^2_{it}$	β_2	−۰/۹۰۹۶۳۷۲	۰/۰۰۰
$\log EI_{it}$	β_3	۰/۱۸۲۶۲۴۴	۰/۰۰۰
$\log Gini_{it}$	β_4	۰/۱۴۲۳۹۰۹	۰/۰۰۷
$w\log GDP_{it}$	θ_1	۷۱/۳۵۳۱۱	۰/۰۰۰
$w\log GDP^2_{it}$	θ_2	−۱۸/۱۶۳۵۲	۰/۰۰۰
$w\log EI_{it}$	θ_3	۰/۸۶۹۰۵۶	۰/۰۰۰
$w\log Gini_{it}$	θ_4	۰/۹۷۹۲۸۶۹	۰/۰۰۵
Variance sigma2_e		۰/۰۱۰۶۴۸۶	۰/۰۰۰
R-se: within = ۰/۴۰۴۵ between = ۰/۸۸۶۸ overall = ۰/۷۳۱۵			
Number of obs = ۲۴۸			
Log-likelihood = −۸۱۸/۱۵۵۸			
AIC = −۴۱۲/۹۱۵۸			
BIC = −۳۷۰/۷۵۴۶			

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج پژوهش حاضر منطبق بر رهیافت اقتصاد سیاسی بویس (۱۹۹۴) است و رهیافت "میل نهایی به انتشار" راوالیون و همکاران (۲۰۰۰) و هیرنیک و همکاران (۲۰۰۱) در ایران مورد تأیید نمی‌باشد. همچنین، نتایج این پژوهش هم سو با نتایج فطرس و برزگر (۱۳۹۲)، هراتی و همکاران (۱۳۹۴)، ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۵)، خیری و همکاران (۱۳۹۶)، هراتی و همکاران (۱۳۹۶) و لعل خضری و کریمی (۱۳۹۸) است که نشان می‌دهند کاهش نابرابری درآمدی می‌تواند به بهبود کیفیت محیطزیست و کنترل و کاهش آلودگی در ایران کمک نماید.

۵- نتیجه‌گیری و توصیه سیاستی

در ادبیات اجماع و اتفاق نظری در نوع ارتباط نابرابری درآمدی و کیفیت محیطزیست وجود ندارد، زیرا نابرابری درآمد می‌تواند انتشار کربن را از طریق چندین مسیر تحت تأثیر قرار دهد. این پژوهش با هدف شفاف سازی رابطه نابرابری درآمد و انتشار CO_2 در ایران و با استفاده از یک مدل دوربین فضایی با پویایی کامل و داده‌های ۳۱ استان ایران در فاصله زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۵ انجام شده است.

مطابق با نتایج برآورد مدل، منحنی محیطزیستی کوزنتس در استان‌های ایران مورد تأیید است. با تأیید تجربی فرضیه محیطزیستی کوزنتس در ایران می‌توان چنین استنباط کرد که افزایش درآمد در جامعه سازوکارهایی از جمله وضع قوانین کنترلی، مالیات بر آلودگی، گروه‌های سبز را به فعالیت وامی‌دارد که به تدریج آلودگی‌های محیطزیستی حاصل از مراحل اولیه رشد اقتصادی را پاک کرده و از شدت آن می‌کاهد. با افزایش درآمد و بدنبال آن افزایش تقاضا برای محیطزیست با کیفیت انتظار می‌رود آلودگی‌های محیطزیستی کاهش یابند. تصریح

سیاستی منحنی محیطزیستی کوزنتس همان‌طور که در گزارش توسعه جهانی ۱۹۹۲ و در دیگر گزارشات ارائه شده است آن است که توسعه بهترین درمان برای حل مسائل محیطزیستی است. وجود منحنی محیطزیستی کوزنتس از آن جهت حایز اهمیت است که ممکن است مبنای سیاست‌گذاری محیطزیستی در سطح ملی و حتی بین‌المللی قرار گیرد. برخی از تحلیل‌گران محیطزیستی، بر مبنای این پژوهش‌ها معتقدند که همین‌طور که کشورهای در حال توسعه رشد می‌کنند، به طور خودکار آلاینده‌ها کاهش خواهد یافت.

یافته‌ها همچنین نشان می‌دهد شدت انرژی محرک مهمی برای انتشار کربن دی‌اکسید در استان‌های ایران است. انتظار می‌رود توجه به شدت انرژی منجر به حصول رشد اقتصادی پایدار شود. به عبارتی، با کاهش شدت انرژی (افزایش کارایی انرژی) رشد اقتصادی پایدار قابل دستیابی است و افزایش تولید می‌تواند نگرانی در مسائل تغییرات آب و هوایی ایجاد نکند.

نابرابری درآمدی عامل محرکی برای انتشار کربن دی‌اکسید در استان‌های ایران است. نتایج حاکی از آن است که نابرابری درآمدی در ایران هزینه‌های زیست‌محیطی به همراه داشته است. لذا، می‌توان با کاهش نابرابری درآمدی به بهبود کیفیت محیطزیست کمک نمود. بهبود توزیع درآمد و قدرت سیاسی در کاهش تخریب محیطزیست مؤثر است. یک توزیع درآمد برابرتر، قدرت سیاسی بیشتری را به شهروندان می‌بخشد و به آنها اجازه می‌دهد تا خواسته‌های خود را برای کیفیت محیطزیست بیان کنند. بنابراین، برابری درآمدی ـ کیفیت محیطزیست در ایران یک مورد برنده ـ برنده است تا بده ـ بستان. در واقع، کاهش نابرابری درآمدی و افزایش کیفیت محیطزیست به عنوان اهداف عمده جوامع در ایران در تضاد با هم نیستند و تلاش برای کاهش نابرابری درآمدی می‌تواند بهبود کیفیت محیطزیست را به همراه داشته باشد. لذا، کاهش نابرابری درآمدی و کاهش انتشار کربن در ایران به طور همزمان قابل حصول است.

عمدتاً یافته‌های پژوهش حاضر بر این موضوع متمرکز است که ایران و دیگر کشورهایی که رابطه مشابهی میان نابرابری درآمدی و کیفیت محیطزیست تجربه می‌کنند باید سطح نهادهایی را تقویت کنند که می‌توانند با حمایت از حقوق مردم فقیر به غلبه بر نابرابری درآمد کمک کنند. با توجه به نقش شدت انرژی در تخریب محیطزیست راهکارهایی مانند پیشرفت تکنولوژی‌های پاک، توسعه آموزش عمومی و آگاه‌سازی جهت بهینه‌سازی مصرف انرژی، استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر می‌تواند در راستای کاهش شدت انرژی فسیلی توصیه می‌گردد.اجرای سیاست‌های بهبود توزیع درآمد در کنار بازنگری سیاست‌های انرژی می‌تواند به بهبود کیفیت محیطزیست در ایران کمک نماید.

تحقیقات آتی می‌تواند متمرکز بر مصارف انرژی کل باشد و انتشار کربن دی‌اکسید بخش تبدیلات را در نظر بگیرد.

منابع

Ahmadian, M. (2002). "Renewable Resources Economics". Samt Publications. (In Persian).

Akbostancı, E., S. Türüt-Aşık. & Tunç. G. İ. (2009). "The Relationship between Income and Environment in Turkey: Is there an Environmental Kuznets Curve?". *Energy Policy*, 37(3), 861-867.

Baek, J. & Gweisah, G. (2013). "Does Income Inequality Harm the Environment? Empirical Evidence from the United States". *Energy Policy*, 62, 1434-1437.

Borghesi, S. (2006). "Income Inequality and the Environmental Kuznets Curve". In: Basili, M., Franzini, M., Vercelli, A. (Eds.), Environment, Inequality and Collective Action. Routledge, London, U.K.

Boyce, J. K. (1994). "Inequality as a Cause of Environmental Degradation". *Ecological Economics*, 11(3), 169-178.

Boyce J. K. (2003). "Inequality and environmental protection", WP 52, Political Economy Research Institute, University of Massachusetts, Amherst, MA.

Boyce, J., Klemer, A., Templet, P. & Willis, C. (1999). "Power Distribution, the Environment and Public Health: a State-Level Analysis". *Ecological Economics*, 29, 127–140 .

Coondoo, D. & Dinda, S. (2008). "Carbon

Dioxide Emission and Income: a Temporal Analysis of Cross-Country Distributional Patterns". *Ecological Economics*, 65, 375–385.

Cropper, M. & Griffiths, C. (1994). "The Interaction of Population Growth and Environmental Quality". *American Economic Review*, 84, 250–254.

Ebrahimi, M., Babaei A. Esmaili, M. & Kafili, V. (2016). "Income Inequality and Environmental Quality: A Case Study of Iran". *Quarterly Journal of Econometric Modeling*, 2(1). 59-79. (In Persian.(

Futros, M. & Barzegar, H. (2013). "Effects of Some Macroeconomic Variables on Carbon Dioxide Emissions in Central Asia and Iran, 1995-2007". Macroeconomics Research Paper, 16, 141-158. (In Persian).

Golley, J. & Meng, X. (2012). "Income Inequality and Carbon Dioxide Emissions: The Case of Chinese Urban Households". *Energy Economics*, 34(6), 1864-1872.

Grossman, G. M. & Krueger, A. B. (1991). "Environmental Impacts of a North American free Trade Agreement". National Bureau of Economic Research.

Grunewald, N., Harteisen, M., Lay, J., Minx, J. & Renner, S. (2012). "The Carbon footprint of Indian Households". 32nd General Conference of the International Association for Research in Income and Wealth, 5-11.

Grunewald, N., Klasen, S., Martínez-Zarzoso, I. & Muris, C. (2017). "The Trade-Off between Income Inequality and Carbon Dioxide Emissions". *Ecological Economics*, 142, 249-256.

Hao, Y., Chen, H. & Zhang. Q. (2016). "Will Income Inequality Affect Environmental Quality? Analysis Based on China's Provincial Panel Data". *Ecological Indicators*, 67, 533-542.

Harati, J., Ebrahimi Salari, T. & Amini, T. (2019). "Investigating the Impact of Income Distribution Inequality on Carbon Dioxide Emissions in Iran (with Emphasis on Energy Intensity)". *Quarterly Journal of Environmental Economics and Natural Resources*. 1(1). 111-138. (In Persian.(

Herati, J., Dehghani, A., Taghizadeh, H. & Amini, T. (2015). "Investigating the Impact of Economic and Political Inequality on Environmental Quality in Selected Countries. GMM Panel Approach Panel GMM Approach". *Economic Modeling Research*. 33. 197-231. (In Persian).

Heerink, N., Mulatu, A. & Bulte, E. (2001). "Income Inequality and the Environment: Aggregation Bias in Environmental Kuznets Curves". *Ecological Economics*, 38(3), 359-367.

Hübler, M. (2017). "The Inequality-Emissions Nexus in the Context of Trade and Development: A Quantile Regression Approach". *Ecological Economics*, 134, 174-185.

Jiao, Z., Sharma, R., Kautish, P. & Hussain, H. I. (2021). "Unveiling the Asymmetric Impact of Exports, Oil Prices, Technological Innovations, and Income Inequality on Carbon Emissions in India". *Resour Policy*, 74, 102408.

Jorgenson, A., Schor, J. & Huang, X. (2017). "Income Inequality and Carbon Emissions in the United States: a State-Level Analysis, 1997–2012". *Ecological Economics*, 134, 40-48.

Jun, Y., Zhong-kui, Y. & Peng-fei, S. (2011). "Income Distribution, Human Capital and Environmental Quality: Empirical Study in China. Energ". Procedia, 5, 1689-1696.

Khairy, M., Dehbashi, V. & Esmaeil Pourmoghaddam, H. (2018). "Analyzing the Effect of Income Inequality on Environmental Quality in Iran (by Presenting an Applied Model in Environmental Planning)". *New Perspectives in Human Geography*, 10(2), 13-31. (In Persian).

Kuznets, S. (1995). "Economic Growth and Income Inequality". American. Economic. *Association*. 45(1), 1-28.

Lalkhezri, H. & Karimi Potanlar, S. (2019). "Evaluation the Effect of Income Inequality on Carbon Dioxide Emissions in Iran (with Emphasis on Energy Intensity)". *Journal of Iranian Economic*, 6(1). 229-251. (In Persian).

LeSage, J. & Pace, R. K. (2009). "Introduction to Spatial Econometrics". Chapman and Hall/CRC.

Liu, C., Jiang, Y. & Xie, R. (2019). "*Does Income Inequality Facilitate Carbon Emission Reduction in the US?*". Journal of Cleaner Production, 217, 380-387.

Magnani, E. (2000). "The Environmental Kuznets Curve, Environmental Protection Policy and Income Distribution". *Ecological Economics*, 32, 431–443.

Mushtaq, A., Chen, Z., Ud Din, N., A., Xiaolu Zhang, X. (2020). "Income Inequality, Innovation and Carbon Emission: Perspectives on Sustainable Growth". *Economic Research*, 33(1), 769-787.

Piketty, T. & Goldhammer, A. (2014). "Capital in the Twenty-First Century". The Belknap Press of Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts.

Ravallion, M., Heil, M. & Jalan, J. (2000). "Carbon Emissions and Income Inequality". *Oxford Economic Papers*, 52(4), 651-669.

Rojas-Vallejos, J. & Lastuka, A. (2020). "The Income Inequality and Carbon Emissions Trade-off Revisited". *Energy Policy*, 139, 111302.

Scruggs, L. A. (1998). "Political and Economic Inequality and the Environment". *Ecological Economics*, 26, 259-275.

Torras, M. & Boyce, J. K. (1998). "Income, Inequality, and Pollution: a Reassessment of the Environmental Kuznets Curve". *Ecological Economics*, 25, 147-160.

Uzar, U. & Eyuboglu, K. (2019). "The Nexus Between Income Inequality and CO2 Emissions in Turkey". *Journal of Cleaner Production*, 227(6), 149–157.

Vona, F. & Patriarca, F. (2011). "Income Inequality and the Development of Environmental Technologies". *Ecological Economics*, 70, 2201–2213.

Wang, Q., Li, L. L. & Li, R. (2023). "Uncovering the Impact of Income Inequality and Population Aging on Carbon Emission Efficiency: an Empirical Analysis of 139 Countries". *Science of the Total Environment*, 857, 159508.

Wilkinson, R. G., Pickett, K. E. & De Vogli, R. (2010). "Equality, Sustainability, and Quality of Life". *British Medical Journal*, 341, 1138–1140.

Yousefzadeh, F. & Mahdaviyan, M. (2019). "Calculating the Gini Coefficient Index and Investigating Its Effects on Environmental Pollution in Iran". *Quarterly Journal of Strategic and Macro Policies*, 8, 142-170. (In Persian).

Zhang, C. & Zhao, W. (2014). "Panel Estimation For Income Inequality And CO2 Emissions: A Regional Analysis In China". *Applied Energy*. 136, 382-392.

MENA Countries With Spatial Econometric Approach". *Quarterly Journal of Energy Economics Studies*, 19(19), 219-251. (In Persian).