

**Applied Economics Studies, Iran (AESI)**P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X - Journal Homepage: <https://aes.basu.ac.ir/>

Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran. Owner & Publisher: Bu-Ali Sina University.

© Copyright © 2026 The Authors. Published by Bu-Ali Sina University.

This work is licensed under a 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.

Spatial Analysis of the Interrelationship between Environmental Efficiency and Income Inequality in Iranian Provinces: An Application of the Simultaneous Spatial Equation Model (SSEM)

Somayeh Azami¹ , Fatemeh Hosseini² 

Type of Article: Research

 <https://doi.org/10.22084/aes.2026.32565.3902>

Received: 2026.05.12; Revised: 2026.05.26; Accepted: 2026.07.05

Pp: 9-41

Abstract

Today, increasing greenhouse gas emissions and economic inequalities are key challenges facing policymakers. Understanding the dynamic relationship between these two challenges is important for achieving sustainable development goals. The aim of this study is to investigate the interrelationship between carbon efficiency and income inequality in Iranian provinces. For this purpose, the Simultaneous Spatial Equation Model (SSEM) is used. The SSEM allows the interrelationship between carbon efficiency and income inequality to be analyzed by considering the influence of provinces on one another and spatial spillover effects. First, the total factor carbon efficiency (TFCEE) of Iranian provinces is calculated for the period 2007–2018 using Data Envelopment Analysis (DEA). The results of the cointegration test indicate that there is a long-run relationship between the model variables in the carbon efficiency and income inequality equations. Additionally, the results of the Moran test confirm the spatial correlation in carbon efficiency and income inequality. The estimation of spatial simultaneous equations using the GS2SLS method shows that there is a reciprocal relationship between carbon efficiency and income inequality in middle- and low-income provinces. Reducing income inequality in low-income provinces (with an emphasis on the political economy perspective) and increasing income inequality in middle-income provinces (with an emphasis on consumption theory) lead to significant improvements in carbon efficiency. Improving carbon efficiency in middle- and low-income provinces leads to a significant reduction in income inequality. Policies aimed at improving carbon efficiency and increasing employment in middle- and low-income provinces, as well as industrialization across all income groups, can help reduce income inequality. To achieve sustainable development goals, such as improving income distribution and carbon efficiency, it is recommended that policymaking be adapted to the local conditions of the provinces, taking into account the interrelationships of these goals.

Keywords: Income Distribution, Spatial Econometrics, Data Envelopment Analysis, Total Factor Carbon Efficiency.

JEL Classification: D63, Q43, Q54.

1. Department of Economics, Faculty of Social Sciences and Education, Razi University, Kermanshah, Iran (Corresponding Author). **Email:** s.azami@razi.ac.ir

2. Department of Economics, Faculty of Social Sciences and Education, Razi University, Kermanshah, Iran.

Citations: Azami, S. & Hosseini, F., (2026). Spatial Analysis of the Interrelationship between Environmental Efficiency and Income Inequality in Iranian Provinces: An Application of the Simultaneous Spatial Equation Model (SSEM). *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 15(58): 9-41. <https://doi.org/10.22084/aes.2026.32565.3902>

Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_6759.html?lang=en

1. Introduction

Given the growing threats to sustainable development, increasing income inequality and environmental degradation have attracted more attention than ever in scientific research and policy discourses. Environmental pollution can be linked to the distribution of income and power between the rich and the poor. This assumption raises the question of whether reducing income inequalities can increase carbon emission efficiency. On the other hand, income gaps have long been a major concern in socio-economic development. Many sources attribute this inequality to institutional fragmentation, unequal access to public goods, labor market dualism, and regional development imbalances. While these studies provide important insights, they tend to focus on traditional socio-economic and policy variables and rarely consider the role of environmental or energy-related factors in shaping income distribution. Therefore, understanding the mechanism by which energy efficiency affects income inequality is also crucial. Consequently, understanding the dynamic relationship between inequality and greenhouse gas emissions is important for achieving sustainable development goals. Iran is not only facing an energy imbalance crisis but also ranks seventh among the top 10 countries with the highest carbon dioxide emissions globally. Various development programs have been developed, formulated, and implemented in Iran several times, but the results indicate that inequality still exists at the provincial level and the desired outcomes have not been achieved. Poverty remains higher in certain regions of Iran compared to others, and people lack sufficient access to essential facilities for development and income enhancement. The aim of this study is to investigate the interrelationship between carbon efficiency and income inequality in the provinces of Iran. This study is one of the few studies that simultaneously examine the effect of carbon efficiency on income inequality and the effect of income inequality on carbon efficiency. Understanding the dynamic relationship between carbon efficiency and income inequality not only provides new evidence on the determinants of carbon efficiency and income inequality but also helps policymakers formulate specific policies to reduce income inequality and increase carbon efficiency. In addition, analyzing the results by province provides more information for policymaking that accords with local conditions.

2. Materials and Methods

To show the interrelationship between carbon efficiency and income inequality, a Spatial Simultaneous Equation Model (SSEM) that takes into account the influence of neighboring provinces on each other is used. In the SSEM, it is possible to analyze the correlation and relationship between carbon efficiency and income inequality by considering the influence

of provinces on one another and spatial spillover effects. To achieve this goal, first, the total factor carbon efficiency (TFCEE) of Iranian provinces is calculated using the Data Envelopment Analysis (DEA) method. Then, the equations of total factor carbon efficiency and income inequality are estimated by considering the interactions between them, using the GS2SLS method for three provincial groups (high-, middle-, and low-income).

3. Data

The statistical population in this study comprises the provinces of Iran, which were studied during the period 2006–2018. Data related to the provinces were collected from the Statistical Center of Iran.

4. Discussion

The results of the cointegration test indicate that there is a long-run relationship between the model variables in the carbon efficiency and income inequality equations. Additionally, the results of the Moran test confirm the spatial correlation in carbon efficiency and income inequality. The estimation of the SSEM using the GS2SLS method shows that reducing income inequality significantly leads to an improvement in carbon efficiency in low-income provinces. Increasing income inequality significantly leads to an improvement in carbon efficiency in the middle-income provinces group. Improving carbon efficiency in middle- and low-income provinces significantly leads to a reduction in income inequality. This is mainly due to the positive correlation between energy efficiency and social efficiency. Therefore, the analysis shows that there is a reciprocal relationship between carbon efficiency and income inequality in middle- and low-income provinces. In high-income provinces, carbon efficiency has a significant effect on income inequality, whereas income inequality has no significant effect on carbon efficiency.

5. Conclusion

To formulate appropriate policies, it is recommended that policymakers adapt their strategies to local conditions to simultaneously reduce income inequality and increase carbon efficiency. Strengthening income redistribution and social security systems in low-income provinces will help increase carbon efficiency. It is recommended that income redistribution policies in middle-income provinces be accompanied by complementary policies to increase carbon efficiency, such as economic growth policies and improvements to the industrial structure. Policies focused on improving carbon efficiency, increasing employment, and driving industrialization can help reduce income inequality in middle-

and low-income provinces. Industrialization leads to a reduction in income inequality in all groups, but it is recommended that this strategy be adopted in high-income provinces alongside complementary policies to improve carbon efficiency. Policies aimed at increasing employment among middle- and low-income populations lead to improved carbon efficiency.

Acknowledgments

The authors would like to express their sincere gratitude for the cooperation of the editor, members of the editorial board, and the esteemed referees.

Author Contributions

The first author was responsible for the conceptualization, development of the conceptual model, and design of the research framework. The second author conducted data collection, database development, and the organization of research documentation.

Conflict of Interest

There is no conflict of interest.



فصلنامه علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
 شاپای چاپی: ۲۵۲۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲۲-۲۳۲۲ - وبسایت نشریه: <https://aes.basu.ac.ir>
 نشریه گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران.
 حق انتشار این مستند، متعلق به نویسنده (گان) آن است. ۱۴۰۵ - ناشر این مقاله، دانشگاه بوعلی سینا است.
 این مقاله تحت گواهی زیر منتشر شده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.
 آدرس زیر مجاز است.
 Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>)



تحلیل فضایی ارتباط متقابل کارایی زیست محیطی و نابرابری درآمدی در استان های ایران: کاربرد از مدل معادلات هم زمان فضایی (SSEM)

سمیه اعظمی^۱ ID، فاطمه حسینی^۲ ID

نوع مقاله: پژوهشی

شناسه دیجیتال: <https://doi.org/10.22084/aes.2026.32565.3902>
 تاریخ دریافت: ۱۴۰۵/۰۲/۲۲، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۵/۰۳/۰۵، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۴/۱۴
 صص: ۴۱-۹

چکیده

امروزه، افزایش انتشار گازهای گلخانه ای و نابرابری های اقتصادی چالش های کلیدی پیش روی سیاست گذاران است. درک رابطه پویا بین این دو چالش برای دستیابی به اهداف توسعه پایدار مهم است. هدف این مطالعه، بررسی ارتباط متقابل کارایی کربن و نابرابری درآمدی در استان های ایران است. بدین منظور، از مدل معادلات هم زمان فضایی (SSEM) استفاده می شود. در مدل معادلات هم زمان فضایی این امکان فراهم می شود که ارتباط متقابل کارایی کربن و نابرابری درآمدی با در نظر گرفتن تأثیرپذیری استان ها از یکدیگر و اثرات سرریز فضایی تحلیل شود. در ابتدا کارایی کربن کل عوامل تولید (TFCEE) استان های ایران در فاصله زمانی ۱۳۹۷-۱۳۸۶ مطابق با تحلیل پوششی داده (DEA) محاسبه می شود. نتایج آزمون هم انباشتگی حاکی از آن است که رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل در معادلات کارایی کربن و نابرابری درآمدی وجود دارد. همچنین، نتایج آزمون موران همبستگی فضایی در کارایی کربن و نابرابری درآمدی را تأیید می کند. برآورد معادلات هم زمان فضایی به روش GS2SLS نشان می دهد که ارتباط متقابل میان کارایی کربن و نابرابری درآمدی در استان های با درآمد متوسط و پایین وجود دارد. کاهش نابرابری درآمدی در استان های با درآمد پایین (تأکید بر دیدگاه اقتصاد سیاسی) و افزایش نابرابری درآمدی در استان های با درآمد متوسط (تأکید بر ثنوری مصرف) منجر به بهبود معنی دار کارایی کربن می شود. بهبود کارایی کربن در استان های با درآمد متوسط و پایین منجر به کاهش معنی دار نابرابری درآمدی می شود. کاهش چگالی جمعیت در استان های با درآمد پایین و رشد اقتصادی، صنعتی شدن و کاهش چگالی جمعیت در استان های با درآمد متوسط منجر به افزایش معنی دار کارایی کربن می شود. رشد اقتصادی، صنعتی شدن و شهرنشینی تأثیر منفی و معنی دار بر کارایی کربن در استان های با درآمد بالا دارند. صنعتی شدن در همه گروه های درآمدی و اشتغال در استان های با درآمد متوسط و پایین منجر به کاهش معنی دار نابرابری درآمدی می شود. سیاست های بهبود کارایی کربن و افزایش اشتغال در استان های با درآمد متوسط و پایین و صنعتی شدن در همه گروه های درآمدی می تواند به کاهش نابرابری درآمدی کمک نماید. توصیه می شود برای حصول هم زمان اهداف توسعه پایدار، بهبود توزیع درآمدی و کارایی کربن سیاست گذاری با در نظر گرفتن ارتباطات متقابل اهداف با شرایط محلی استان ها سازگار شوند.

کلیدواژگان: توزیع درآمد، اقتصادسنجی فضایی، تحلیل پوششی داده، کارایی کربن کل عوامل.

طبقه بندی JEL: D63, Q43, Q54.

۱. گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و تربیتی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران (نویسنده مسئول).

Email: s.azami@razi.ac.ir

۲. گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و تربیتی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران.

Email: 69f.h.hoseiny@gmail.com

ارجاع به مقاله: اعظمی، سمیه؛ و حسینی، فاطمه، (۱۴۰۵). تحلیل فضایی ارتباط متقابل کارایی زیست محیطی و نابرابری درآمدی در استان های ایران: کاربرد از مدل معادلات هم زمان فضایی (SSEM). مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۵۸(۱): ۹-۴۱. <https://doi.org/10.22084/aes.2026.32565.3902>

صفحه اصلی مقاله در سامانه نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_6759.html?lang=fa

۱. مقدمه

باتوجه به تهدیدهای فرآیندهای توسعه پایدار، افزایش نابرابری درآمدی و تخریب محیط‌زیست بیش از هر زمان دیگر موردتوجه زیادی را در تحقیقات علمی و گفتمان سیاست‌گذاری به خود جلب کرده‌اند. COP27^۱ (بیست و هفتمین کنفرانس احزاب) که در سال ۲۰۲۲م. به میزبانی مصر برگزار شد، بر لزوم رسیدگی به بحران آب و هوا، محدود کردن افزایش دمای جهانی به ۱/۵ درجه سانتی‌گراد نسبت به سطوح ماقبل صنعتی، تسریع تغییر به سمت اقتصاد کم کربن و حمایت از جوامع آسیب‌پذیر با تلاش‌های سازگاری با آب و هوا تأکید کردند. آلودگی محیط‌زیستی می‌تواند به توزیع درآمد و قدرت میان ثروتمندان و فقرا وابسته باشد. این پیش‌فرض، این پرسش را مطرح می‌کند که، آیا کاهش نابرابری‌های درآمدی^۲ می‌تواند کارایی انتشار کربن را افزایش دهد. از نظر تئوری، در جوامعی که اختلاف درآمد را تجربه می‌کنند، مناطق با سطوح درآمد پایین‌تر ممکن است به دلیل دسترسی محدود به فناوری پیشرفته یا گزینه‌های انرژی پایدار به دلیل محدودیت‌های مالی، به شیوه‌های کمتر سازگار با محیط‌زیست برای ارتقای استانداردهای زندگی خود متوسل شوند. این می‌تواند کارایی کربن را مختل کند، رشد اقتصادی و تنش حفظ محیط‌زیست را تشدید کند. علاوه بر این به دلیل تفاوت در سطوح درآمدی تأثیر نابرابری درآمد بر بازده انرژی ممکن است ناهمگن باشد.

ازسوی دیگر، شکاف درآمدی مدت‌هاست که دغدغه اصلی توسعه اجتماعی-اقتصادی بوده است. شکاف درآمدی رو به گسترش در داخل و بین ملت‌ها، چالش‌هایی را برای انسجام اجتماعی، ثبات اقتصادی و توسعه پایدار ایجاد می‌کند. بسیاری از منابع، این نابرابری را به تقسیم‌بندی نهادی، دسترسی نابرابر به کالاهای عمومی، دوگانه‌گرایی بازار کار و عدم تعادل توسعه منطقه‌ای نسبت می‌دهند (آفریدی و همکاران^۳، ۲۰۱۵؛ لو و وانگ^۴، ۲۰۱۳). عوامل دیگری مانند انتقال‌های مالی، انباشت سرمایه انسانی و ساختار صنعتی نیز به عنوان عوامل کلیدی تعیین‌کننده اختلاف درآمد بررسی شده‌اند (یوان و همکاران^۵، ۲۰۲۰). درحالی‌که این مطالعات بینش‌های مهمی ارائه می‌دهند، تمایل دارند بر متغیرهای سنتی اجتماعی-اقتصادی و سیاستی تمرکز کنند و به ندرت نقش عوامل محیطی یا مرتبط با انرژی را در شکل‌دهی توزیع درآمد در نظر می‌گیرند (تاپکو و تاگکو^۶، ۲۰۲۰). از این روی، درک مکانیسم تأثیر بهره‌وری انرژی بر نابرابری درآمد نیز بسیار مهم است. بررسی این که آیا کارایی کربن نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد، بنابراین رشد اقتصادی را با حفظ محیط‌زیست همسو می‌کند، برای پیشبرد پایداری محیط‌زیست و رسیدگی به شکاف‌ها در روش‌های تحقیقاتی فعلی بسیار مهم است (تان و آپراسن^۷، ۲۰۲۱). بهبود کارایی کربن می‌تواند منجر به دستیابی به منافع متفاوتی در بخش‌های اقتصادی گردد و به طور مستقیم و غیرمستقیم فعالیت‌ها و شاخص‌های اقتصادی مانند: تولید ناخالص داخلی، اشتغال، تراز تجاری و قیمت‌های انرژی را تحت تأثیر خود قرار دهد (آزانس بین‌المللی انرژی^۸، ۲۰۱۴). از یک سو، بهره‌وری انرژی بالاتر به کاهش هزینه‌های تولید کمک می‌کند و در نتیجه منافع مشترک بیشتری را برای سرمایه‌گذاری در راه‌حل‌های انرژی‌های تجدیدپذیر فراهم می‌کند (روزنو

¹ The 27th annual meeting of the Conference of the Parties to the United Nations Framework Convention on Climate Change (UNFCCC).

² Income Inequality

³ Afridi *et al.*

⁴ Lu & Wang

⁵ Yuan *et al.*

⁶ Topco & Tugcu

⁷ Tan & Uprasen

⁸ International Atomic Energy Agency

و بایر^۱، ۲۰۱۷). ازسوی دیگر، بهبود کارایی کربن فرصت‌های سرمایه‌گذاری خوبی برای ساخت تأسیسات انرژی را فراهم می‌کند که منجر به بهبود کارایی تخصیص منابع اجتماعی می‌شود (افلاکی و همکاران، ۲۰۱۳).

از این‌روی، درک رابطه پویا بین نابرابری و انتشار گازهای گلخانه‌ای برای دستیابی به اهداف توسعه پایدار مهم است. کشور ایران نه تنها با بحران ناترازی انرژی روبه‌رو است، بلکه همچنین، در میان ۱۰ کشور با انتشار دی‌اکسید کربن بالا؛ هفتمین منتشرکننده دی‌اکسید کربن در جهان به‌شمار می‌رود. افزایش دمای هوا که بخشی از آن می‌تواند به دلیل افزایش انتشار دی‌اکسید کربن باشد، تغییر در تناوب بارندگی، تغییر در نوع بارش در کنار ناترازی انرژی مشکلات عدیده‌ای را فراهم آورده است. همچنین، می‌توان انتظار داشت ایجاد امکانات و فرصت‌های برابر در مناطق مختلف بتواند توسعه یافتگی را در کل جامعه ایجاد نماید. در ایران چندین بار برنامه‌های مختلف توسعه، تدوین و به اجرا گذاشته شده است، اما نتایج حاکی از آن است که کماکان نابرابری در سطح استان‌های مختلف وجود دارد و دستاوردهای موردنظر نیز به دست نیامده است. هنوز فقر در تعدادی از مناطق ایران بیشتر از سایر مناطق است و افراد به برخی از امکانات لازم برای توسعه و ارتقا درآمد دسترسی کافی ندارند (نجفی و همکاران، ۱۳۹۶).

هدف این مطالعه بررسی ارتباط متقابل کارایی کربن و نابرابری درآمدی در استان‌های ایران است. برای نشان دادن ارتباط متقابل کارایی کربن و نابرابری درآمدی، از مدل معادلات هم‌زمان فضایی (SSEM) استفاده می‌شود که تأثیرپذیری استان‌های همجوار از یکدیگر را لحاظ کند. در الگوی معادلات هم‌زمان فضایی پانل این امکان فراهم می‌شود که همبستگی و ارتباط کارایی کربن و نابرابری درآمدی با در نظر گرفتن تأثیرپذیری استان‌ها از یکدیگر و اثرات سرریز فضایی تحلیل شود. برای دستیابی به این هدف ابتدا کارایی کربن کل عوامل تولید^۲ (TFCEE) استان‌های ایران در فاصله زمانی ۱۳۹۷-۱۳۸۶ با استفاده از روش تحلیل پوششی داده (DEA) محاسبه می‌شود. این مطالعه، یکی از معدود مطالعاتی است که به‌طور هم‌زمان تأثیر کارایی کربن بر نابرابری درآمد و همچنین تأثیر نابرابری درآمدی بر کارایی کربن را بررسی می‌کند. درک رابطه پویا بین کارایی کربن و نابرابری درآمد نه تنها شواهد تازه‌ای در مورد عوامل تعیین‌کننده کارایی کربن و نابرابری درآمد ارائه می‌دهد، بلکه به سیاست‌گذاران کمک می‌کند تا سیاست‌های ویژه‌ای برای کاهش نابرابری درآمد و افزایش کارایی کربن تدوین کنند. علاوه بر این، تجزیه و تحلیل نتایج به تفکیک استان‌ها اطلاعات بیشتری را برای سیاست‌گذاری مطابق با شرایط محلی فراهم می‌کند.

ساختار این پژوهش بدین شرح است که در ادامه ادبیات موضوع مطرح می‌شود. در این بخش به محاسبه کارایی کربن کل عوامل تولید که شاخص جدید در محاسبه کارایی زیست‌محیطی است، پرداخته می‌شود؛ همچنین، در این بخش به ارتباط دو سویه کارایی کربن و نابرابری درآمدی اشاره می‌شود. بخش سوم به روش‌شناسی پژوهش اختصاص دارد و سیستم معادلات هم‌زمان فضایی را تشریح می‌کند. در بخش چهارم یافته‌های تجربی و بحث و در بخش پنجم نتیجه‌گیری و توصیه سیاستی ارائه می‌شود.

۲. ادبیات موضوع

در این بخش ابتدا مفهوم کارایی کربن کل عوامل و نابرابری درآمدی و سپس ارتباط متقابل نابرابری درآمدی و کارایی کربن توضیح داده می‌شود. در پایان، مروری بر برخی مطالعات انجام‌شده در این زمینه خواهد شد.

¹ Rosenow & Bayer

² Total Factor CO₂ Emission Efficiency (TFCEE)

۱-۲. کارایی زیست محیطی: کارایی کربن کل عوامل (TFCEE)

تابع تولید برای هر واحد تصمیم گیری که در آن انرژی (E)، سرمایه (K) و نیروی کار (L) را به عنوان نهاده برای تولید ستانده مطلوب (Y) و ستانده نامطلوب (C) به کار بگیرد به صورت رابطه (۱) مطرح می شود:

$$T = \{(K, L, E, Y, C); K, L, E \text{ می تواند } Y \text{ و } C \text{ را تولید کند}\} \quad (1)$$

همچنین مطابق با «فار» و «گراسکوپ» (۲۰۰۰) فرض می شود که مجموعه T اصول موضوعه استاندارد نظریه تولید را تأمین می کند. T یک مجموعه غیر تهی، محدب، بسته و کراندار است که با ورودی های محدود تنها می توان خروجی های محدود را تولید کرد. علاوه بر این در فرآیند تولید هر دو خروجی مطلوب (خوب) و نامطلوب (بد) ممکن است تولید شوند. زمانی که خروجی شامل دو نوع خروجی مطلوب و نامطلوب است، به دلیل عقلایی نبودن این موضوع که خروجی نامطلوب همانند خروجی مطلوب به طور آزادانه قابل عرضه باشد، «فار» و همکاران (۱۹۸۹) دو فرضیه دسترسی پذیری ضعیف (i) و وابستگی در عدم تولید (ii) را در مورد فناوری تولید پیشنهاد کردند.

$$(i) \text{ If } (K, L, E, Y, C) \in T \text{ and } 0 \leq \theta \leq 1, \text{ then } (K, L, E, \theta Y, \theta C) \in T,$$

$$(ii) \text{ If } (K, L, E, Y, C) \in T \text{ and } C = 0, \text{ then } E = 0$$

(۲)

بر اساس مقاله «ژو» و همکاران^۱ (۲۰۲۳) و «ژانگ» و «چوی»^۲ (۲۰۱۳)، تکنولوژی تولید زیست محیطی را برای N واحد تصمیم گیری به روش نا پارامتریک DEA و در حالت بازده ثابت نسبت به مقیاس به صورت مدل (۳) فرمول نویسی می شود.

$$T = \left\{ (K, L, E, Y, C) : \sum_{n=1}^N z_n K_n \leq K, \sum_{n=1}^N z_n L_n \leq L, \right. \\ \left. \sum_{n=1}^N z_n E_n \leq E, \sum_{n=1}^N z_n Y_n \geq Y, \sum_{n=1}^N z_n C_n = C, z_n \geq 0, n = 1, 2, \dots, N \right\} \quad (3)$$

در این مدل Z_n شدت تأثیرگذاری DMU n ام در تعیین تصویر کارا برای DMU تحت ارزیابی است. برای ارزیابی یک DMU، باید فاصله واحد تولیدی DMU را از مرز مجموعه T در رابطه (۳) محاسبه کرد و کارا بودن یا نبودن آن را تعیین نمود. اگر این DMU روی مرز مجموعه کارا باشد، کارا است و در غیر این صورت ناکارا است. برای محاسبه DMU تحت ارزیابی تا مرز کارا از NDDF استفاده می شود که به سه صورت تابع فاصله جهت دار غیر شعاعی هم زمان، بین دوره ای و کلی تعریف می شود. برخلاف روش شعاعی که در آن همه ورودی ها یا افزایش همه خروجی ها به نسبت یکسان صورت می گیرد، در روش غیر شعاعی مبتنی بر NDDF هر ورودی و یا خروجی به صورت نامتناسب انجام می پذیرد و به یک اندازه نیست. تابع فاصله جهت دار غیر شعاعی برای یک صنعت به صورت (K, L, E, Y, C) تعریف می شود و به وسیله مدل DMU (۴) حل خواهد شد ژو و همکاران (۲۰۱۲)، ژانگ و چوی (۲۰۱۳).

¹ Zhou et al.² Zhang & Choi

$$\begin{aligned}
\bar{D}(K, L, E, Y, C : g) = \max & \quad w_K \beta_K + w_L \beta_L + w_E \beta_E + w_Y \beta_Y + w_C \beta_C \\
s.t. & \quad \sum_{n=1}^N z_n K_n \leq K_{n'} - \beta_K g_K \\
& \quad \sum_{n=1}^N z_n L_n \leq L_{n'} - \beta_L g_L \\
& \quad \sum_{n=1}^N z_n E_n \leq E_{n'} - \beta_E g_E \\
& \quad \sum_{n=1}^N z_n Y_n \geq Y_{n'} - \beta_Y g_Y \\
& \quad \sum_{n=1}^N z_n C_n = C_{n'} - \beta_C g_C \\
& \quad z_n \geq 0, n = 1, 2, \dots, N \\
& \quad \beta_K, \beta_L, \beta_E, \beta_Y, \beta_C \geq 0
\end{aligned}
\tag{4}$$

که در آن $W = (w_K, w_L, w_E, w_Y, w_C)^T$ یک بردار وزنی نرمال شده برای هر کدام از ورودی‌ها و خروجی‌ها است که میزان اهمیت ورودی و خروجی را در رسیدن به مرز کارا نشان می‌دهد. $g = (-g_K, -g_L, -g_E, g_Y, -g_C)$ نشان‌دهنده بردار جهت است و جهت رسیدن به مرز کارا را تعیین می‌کند. همچنین $\beta = (-\beta_K, -\beta_L, -\beta_E, \beta_Y, -\beta_C)^T \geq 0$ بردار تعیین مقیاس است که ناکارآمدی در هر کدام از ورودی‌ها و خروجی‌ها را نشان می‌دهد. اگر $\bar{D}(K, L, E, Y, C : g) = 0$ باشد بدان مفهوم است که صنعت مورد ارزیابی بر روی مرز بهترین عملکرد و در جهت بردار g قرار می‌گیرد. شاخص کارایی کربن کل عوامل عبارت است از نسبت شدت انتشار بالقوه کربن به شدت انتشار واقعی کربن (ژو و همکاران، ۲۰۱۲)؛ بنابراین با فرض این که β_Y^* و β_C^* به ترتیب راه‌حل بهینه مربوط به انتشار دی‌اکسید کربن به عنوان خروجی نامطلوب و خروجی مطلوب هستند، به صورت معادله (۵) فرموله می‌شود.

$$TFCEE = \frac{(C - \beta_C^* C) / (Y + \beta_Y^* Y)}{C / Y} = \frac{1 - \beta_C^*}{1 + \beta_Y^*} \tag{5}$$

این شاخص حداکثر کاهش ممکن کربن را که در بررسی بهره‌وری زیست‌محیطی مؤثر است را اندازه‌گیری می‌کند. مقدار این شاخص می‌تواند بین صفر و یک باشد و هرچه مقدار آن به یک نزدیک‌تر باشد، عملکرد واحد تصمیم‌گیرنده بهتر است؛ زمانی که مقدار این شاخص یک باشد، به این معنی است که عملکرد واحد تصمیم‌گیری بر روی مرز کارایی قرار دارد و دارای بهترین عملکرد انتشار کربن است.

۲-۲. نابرابری درآمدی

نابرابری درآمد به نحوه توزیع و منابع تأمین درآمد اشاره دارد. نابرابری درآمد اغلب با نابرابری ثروت همراه است. برای نشان دادن سطوح و اشکال مختلف نابرابری درآمد، مانند نابرابری درآمد براساس جنسیت یا نژاد، می‌توان جمعیت‌ها را به روش‌های مختلفی تقسیم کرد. از معیارهای مختلفی مانند شاخص جینی می‌توان برای تحلیل سطح نابرابری درآمد در یک جمعیت استفاده کرد. نابرابری اقتصادی در بین جوامع در دوره‌های مختلف تاریخی و نیز در سیستم‌ها و ساختارهای اقتصادی مختلف، متفاوت است. این عوامل می‌توانند به توزیع مقطعی درآمد یا ثروت در هر دوره خاص یا به تغییرات درآمد و ثروت در دوره‌های بلندمدت اشاره کنند. شاخص‌های عددی مختلفی

برای اندازه‌گیری نابرابری اقتصادی وجود دارد. شاخصی که به‌طور گسترده استفاده می‌شود، ضریب جینی^۱ است اما شاخص‌های دیگری نیز وجود دارد.

۳-۲. تأثیر نابرابری درآمدی بر کارایی کربن

تحقیقات نتایج متفاوتی از تأثیر نابرابری درآمدی بر کیفیت محیط‌زیست گزارش می‌دهد. این ابهام را می‌توان به عواملی از جمله: تفاوت در مبانی نظری، ویژگی‌های خاص زیست‌محیطی و اقتصاد کلان، روش‌شناسی به‌کار رفته، نمونه کشورها، دوره مورد مطالعه و فقدان داده‌های تاریخی قابل اعتماد در مورد متغیرهای کلیدی اقتصادی نسبت داد. دو نظریه رقیب برای توضیح این‌که چگونه نابرابری درآمد می‌تواند تأثیر مستقیم بر کیفیت محیطی داشته باشد، به سرعت توسعه یافتند. اولین رهیافت، نظریه اقتصاد سیاسی است که توسط «توراس» و «بویس»^۲ (۱۹۹۸) ارائه شده است. این رهیافت یک رابطه مثبت بین نابرابری و انتشار را پیش‌بینی می‌کند. «بویس»^۳ (۱۹۹۴) عنوان می‌کند نابرابری درآمدی به گروه‌های با درآمد بالاتر قدرت بیشتری می‌دهد. گروه‌های با درآمد بالاتر می‌توانند هزینه‌های زیست‌محیطی را به گروه‌های با درآمد پایین‌تر تحمیل کنند. همچنین، سطوح بالاتر نابرابری منجر به اصلاحات حامی رشد می‌شود که لزوماً تخریب محیط‌زیست را در نظر نمی‌گیرند. توراس و بویس (۱۹۹۸) نشان می‌دهند کاهش نابرابری درآمد منجر به بهبود کیفیت محیطی می‌شود. اقتصاددانان سیاسی از اثر «وبلن» برای توضیح این‌که چگونه نابرابری درآمد می‌تواند مسئول انتشار گازهای گلخانه‌ای در جوامع باشد، استفاده می‌کنند. مطابق با این اثر، افراد ثروتمند برای کسب جایگاه اجتماعی، کالاهای لوکس با کربن بالا مصرف می‌کنند. این سطح از مصرف، انتشار گازهای گلخانه‌ای را افزایش می‌دهد. علاوه بر این، برای حفظ جایگاه اجتماعی، افراد باید ساعات بیشتری کار کنند که این، مصرف انرژی و تخریب محیط‌زیست را بیشتر افزایش می‌دهد. فرضیه منحنی «کوزنتس»^۴ زیست‌محیطی (EKC) یک چارچوب نظری در حمایت از «تأثیر نابرابری درآمد در گذار به جوامع سبز-پایدار» است. مطابق با این فرضیه، نابرابری ممکن است در مراحل اولیه توسعه به دلیل انباشت ثروت مورد نیاز برای رشد بیشتر افزایش یابد. افزایش تولید و مصرف در این مرحله از توسعه، همچنین ممکن است منجر به انتشار بیشتر آلاینده‌های هوا، به ویژه انتشار CO₂ به دلیل مصرف سوخت‌های فسیلی، شهرنشینی و فرآیند صنعتی شدن شود. کشورهایی با نابرابری درآمدی بیشتر ممکن است، تمایل داشته باشند که اهداف کیفیت محیط‌زیست را به‌نفع تضمین توسعه پایدار و فراگیر، از اولویت خارج کنند.

نظریه دوم که از آن به‌عنوان تئوری مصرف یاد می‌شود، توسط «راوالیون» و همکاران^۵ (۲۰۰۰) و «هیرنیک» و همکاران^۶ (۲۰۰۱) مطرح می‌شود. مطابق با تئوری مصرف، میل نهایی به مصرف انرژی گروه‌های با درآمد پایین، بالاتر است (یعنی میل نهایی به انتشار بالاتر)؛ بنابراین، دو برابر شدن درآمد از طریق افزایش درآمد گروه کم‌درآمد نشان‌دهنده تمایل به انتشار کربن نهایی بیشتر بوده و افزایش نابرابری درآمدی برای کاهش کربن مفید است. براساس میل نهایی به مصرف، MPC خانوارهای کم‌درآمد 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 بالاتر است. می‌توان عنوان کرد این دیدگاه که ریشه در «تله فقر»

¹ Gini Index

² Torras & Boyce

³ Boyce

⁴ Kuznets

⁵ Ravallion *et al.*

⁶ Heerink *et al.*

محیط‌زیست» مطرح شده توسط «برانتلند»^۱ (۱۹۸۷) دارد، همبستگی منفی بین نابرابری درآمد یا فقر و تخریب محیط‌زیست را برجسته می‌کند. فقر افراد را مجبور به بهره‌برداری بیش از حد از منابع طبیعی می‌کند که منجر به شیوه‌های ناپایداری می‌شود که آسیب‌های زیست‌محیطی را تشدید می‌کند. «یو» و «لیو»^۲ (۲۰۲۲) استدلال می‌کنند فقدان حقوق مالکیت بر کالاهای عمومی، مانند هوای پاک، تله فقر-محیط‌زیست را به‌ویژه در کشورهای درحال توسعه تداوم می‌بخشد.

به‌طور خلاصه، این دیدگاه‌ها نشان می‌دهند چگونه نابرابری درآمدی و فقر می‌تواند بسته به ساختارهای اجتماعی-اقتصادی، سیستم‌های سیاسی و شیوه‌های مدیریت منابع، تخریب محیط‌زیست را تشدید یا کاهش دهد.

۴-۲. تأثیر کارایی کربن بر نابرابری درآمدی

موضوع تأثیر تغییرات اقلیمی بر توزیع آینده ثروت در بین کشورها، در بین اقتصاددانان و محققان آب و هوا بسیار برجسته است و نشان‌دهنده نیاز شدید به طراحی و ارزیابی اقدامات کاهش و سازگاری با تغییرات اقلیمی برای جلوگیری از پیامدهای مخرب آن است. مطالعات تجربی متعددی تأیید کرده‌اند که بهبود بهره‌وری با تحریک نوآوری، کاهش هزینه‌های تولید و جدا کردن مصرف انرژی از خروجی اقتصادی، سهم مستقیمی در رشد اقتصادی دارد (آنتونیو دورو^۳، ۲۰۱۵؛ شاندل و همکاران^۴، ۲۰۱۶). با این حال، این مطالعات عمدتاً بر پیامدهای کلان اقتصادی یا زیست‌محیطی متمرکز بوده‌اند و توجه محدودی به اثرات توزیعی رفاه اجتماعی داشته‌اند (فولرتون^۵، ۲۰۰۸). در بسیاری از متون، این فرض ضمنی وجود دارد که افزایش بهره‌وری منجر به نتایج بهبود پارتو می‌شود. از یک‌سو، سطح بالاتر بهره‌وری انرژی منجر به مصرف انرژی کمتر با همان تولید قبلی می‌شود که به صرفه‌جویی در انرژی در فرآیند تولید کمک می‌کند. از سوی دیگر، بهبود بهره‌وری انرژی به معنای بهره‌وری بالاتر است که منجر به ارتقای رشد اقتصادی و سطوح درآمد می‌شود (ادوم و همکاران^۶، ۲۰۲۱؛ اکرم و همکاران^۷، ۲۰۲۱). بهره‌وری بالاتر انرژی ممکن است باعث انتشار فناوری، ایجاد شغل و تعدیل ساختار درآمد شود (چن و همکاران^۸، ۲۰۲۳).

درحالی‌که، تحقیقات جامعه‌شناختی نوظهور شروع به چالش کشیدن این فرض کرده‌اند و اشاره می‌کنند که پیامدهای اجتماعی گذار انرژی، به‌ویژه تأثیر آن بر جنسیت‌ها، مناطق مسکونی و گروه‌های شغلی مختلف، ناهموار است (هه و وو^۹، ۲۰۱۷؛ گولی و منگ^{۱۰}، ۲۰۱۲). بهره‌وری انرژی ممکن است نابرابری‌هایی ایجاد کند؛ به‌عنوان مثال، پیشرفت‌های فناوری ممکن است مزایا را در بین کارگران شهری ماهر و شرکت‌های بزرگ متمرکز کند و نیروی کار روستایی کم‌مهارت را برای به اشتراک گذاشتن سودها به دردسر بیندازد. علاوه بر این، تغییر به سمت صنایع با فناوری بیشتر نیز ممکن است فشارهای اشتغال بر کارگران کم‌مهارت و نابرابری‌های بیشتر را تشدید کند. شواهد فزاینده‌ای وجود دارد که نشان می‌دهد تغییرات اقلیمی بر نابرابری بین کشورها تأثیر می‌گذارد، به این‌صورت که افزایش دما فعالیت اقتصادی را در کشورهای کم‌درآمد کاهش می‌دهد و جبران رشد اقتصادی را کند می‌کند. علاوه بر این، باتوجه به این‌که کشورهای ثروتمند، که در خنک‌ترین مناطق واقع شده‌اند، مسئول بیشترین انتشار گازهای گلخانه‌ای گذشته هستند، شواهدی وجود دارد که نشان می‌دهد آن‌ها در سال‌های گرم از این

¹ Brundtland

² Yu & Liu

³ Antonio Duro

⁴ Schandl et al.

⁵ Fullerton

⁶ Adom et al.

⁷ Akram et al.

⁸ Chen et al.

⁹ He & Wu

¹⁰ Golley & Meng

تغییرات سود می‌برند. در مقابل، گرم‌ترین مناطق، که فقیرترین کشورها در آن قرار دارند، به دلیل هزینه‌های بالای سازگاری و خسارات قابل توجه ناشی از شرایط آب و هوایی شدید و دماهای بالا، بیشترین آسیب را می‌بینند. نیروی محرکه اصلی، رابطه زنگوله‌ای شکل بین دما و رشد اقتصادی است که به موجب آن گرمایش جهانی باعث افزایش رشد در کشورهای سردتر و کاهش رشد در کشورهای گرم‌تر می‌شود. بسیاری از تحقیقات نشان داده است که شدیدترین عواقب خسارات ناشی از تغییرات اقلیمی احتمالاً در مناطق گرمسیری، جایی که فقیرترین کشورها در آن قرار دارند، رخ می‌دهد.

تغییرات اقلیمی نه تنها بر محیط زیست، بلکه بر عدالت بین‌المللی نیز تأثیر می‌گذارد. تغییرات اقلیمی از طریق خسارات مرتبط با آب و هوا، کاهش نابرابری اقتصادی بین کشورها را کند می‌کند. «تاکونه» و همکاران^۱ (۲۰۲۰) نشان می‌دهد که در بسیاری از سناریوها، نابرابری بین کشورها برای چند سال یا چند دهه همچنان رو به کاهش است، اما با وقوع تدریجی تأثیرات تغییرات اقلیمی، ممکن است از جبران عقب‌ماندگی اقتصادی پیش‌بینی‌شده کشورهای کم‌درآمد پیشی بگیرند و در نتیجه نابرابری‌ها دوباره افزایش یابند. عواقبی که کشورهای فقیر در نتیجه خسارات اقلیمی با آن مواجه هستند، ممکن است روند نزولی نابرابری را تحت برخی از ترکیبات مسیرهای اجتماعی-اقتصادی معکوس کند.

۲-۵. پیشینه پژوهش

جدول (۱) خلاصه‌ای از مطالعات انجام‌شده در زمینه ارتباط کارایی کربن و نابرابری درآمدی را گزارش می‌دهد. مطابق با این جدول اجماع واحدی در ادبیات در این زمینه وجود ندارد.

جدول ۱: خلاصه‌ای از مطالعات انجام شده

Tab. 1: Summary of Studies Conducted

نویسندگان	کشور مطالعه	دوره زمانی	مدل	نتیجه
بایک و همکاران ^۲ (۲۰۱۳)	ایالات متحده	۱۹۶۷-۲۰۰۸	رویکرد تأخیر توزیع شده خودرگرسیون (ARDL)	میان نابرابری درآمد و تغییرات آب و هوایی یک رابطه منفی وجود دارد.
خان و همکاران ^۳ (۲۰۱۸)	کشورهای آسیایی	۱۹۸۰-۲۰۱۴	STIRPAT model	نابرابری درآمد در پاکستان و هند باعث کاهش انتشار CO ₂ می‌شود، درحالی که نتیجه برای بنگلادش برعکس است.
لیو و همکاران ^۴ (۲۰۱۹)	ایالات متحده	۱۹۲۹-۲۰۱۹	مدل رگرسیون پانل	نابرابری بالاتر با انتشار کمتر در اوایل نمونه و انتشار بیشتر در انتهای نمونه همراه بود.
اوزار ^۵ (۲۰۲۰)	۴۳ کشور توسعه یافته و در حال توسعه	۲۰۰۰-۲۰۱۵	روش پانل ARDL	کاهش نابرابری درآمد مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر را افزایش می‌دهد.

¹Taconet, Méjean, Guivarch

² Baek *et al.*

³ Khan *et al.*

⁴ Liu *et al.*

⁵ Uzar

نتایج نشان‌دهنده یک رابطه غیرخطی بین نابرابری درآمد و انتشار سرانه گازهای گلخانه‌ای است. این نشان می‌دهد که سیاست‌های زیست‌محیطی متناسب برای مناطقی با ساختارهای اقتصادی متنوع مورد نیاز است.	روش رگرسیون خطی جزئی	۱۹۹۰-۲۰۱۴	کشورهای مختلف جهان	بیل زنتیس و همکاران ^۱ (۲۰۲۰)
یک اثر معکوس از نوع "U" از نابرابری درآمد بر کارایی انرژی در کل نمونه وجود دارد، اما تأثیر نابرابری درآمد بر کارایی انرژی برای کشورها در سطوح مختلف درآمد ناهمگن است.	مدل رگرسیون پانل توپیت	۲۰۰۰-۲۰۱۶	۳۳ کشور عضو بریکس	لیو و همکاران ^۲ (۲۰۲۰)
بهبود بهره‌وری انرژی باعث رشد اقتصادی می‌شود، اما این در اقتصادهایی با نابرابری درآمد بالا به خطر می‌افتد. برآورد اثر کلی شرطی بهره‌وری انرژی بر رشد اقتصادی برای کشورهای با نابرابری درآمد بالاتر در مقایسه با کشورهای با نابرابری درآمد پایین‌تر کمتر است. به‌طور ضمنی، کاهش نابرابری درآمد می‌تواند یکی از کانال‌های مؤثری باشد که از طریق آن بهره‌وری انرژی می‌تواند باعث رشد اقتصادی شود.	روش گشتاورهای تعمیم‌یافته دو مرحله‌ای (GMM)	۱۹۹۱-۲۰۱۷	۵۱ کشور آفریقایی	ادوم و همکاران ^۳ (۲۰۲۱)
نابرابری درآمد تأثیر آماری ناچیزی بر مصرف انرژی تجدیدپذیر دارد. همچنین افزایش نابرابری درآمد، اثر کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای ناشی از مصرف انرژی تجدیدپذیر را کاهش می‌دهد.	شواهد ناپارامتریک متغیر با زمان	۱۹۹۰-۲۰۱۶	۱۷ کشورها OECD	چرچیل و همکاران ^۴ (۲۰۲۱)
یافته‌ها نشان می‌دهد که نابرابری درآمدی بر بهره‌وری کربن تأثیر منفی قابل‌توجهی دارد. علاوه بر این نوآوری در فناوری می‌تواند به اصلاح اثرات جانبی ناشی از سطح بالای بهره‌وری کمک کند.	مدل‌های تحلیل رگرسیون	۱۹۹۵-۲۰۱۷	چین	دو و همکاران ^۵ (۲۰۲۲)
(۱) بهبود بهره‌وری انرژی می‌تواند به‌طور هم‌زمان نابرابری درآمد و فقر انرژی را کاهش دهد، (۲) ناهمگونی و عدم تقارن قابل‌توجهی در تأثیرات بهره‌وری انرژی بر فقر انرژی و نابرابری درآمد وجود دارد، و (۳) دولت می‌تواند از طریق افزایش نابرابری درآمد انرژی و افزایش بهره‌وری انرژی، نابرابری درآمدی را کاهش دهد.	روش سیستم کلی گشتاورها (-SYS) (GMM)	۲۰۰۴-۲۰۱۷	۳۰ استان چین	دانگ و همکاران ^۶ (۲۰۲۲)

¹ Balezentis et al.² Liu et al.³ Adom et al.⁴ Churchill et al.⁵ Du et al⁶ Dong et al.

هو و همکاران ^۱ (۲۰۲۴)	۴۳ اقتصاد بزرگ	۱۹۹۵-۲۰۱۹	رویکرد اثر تعدیل کننده دوگانه	نتایج روشن می کند که چگونه نابرابری درآمد بر جدا سازی رشد اقتصادی از رد پای کربن تأثیر می گذارد و چشم اندازی جهانی برای درک هم افزایی رشد اقتصادی (SDG 8)، کاهش نابرابری درآمد (SDG 10) و کاهش کربن (SDG 13) ارائه می دهد.
برگوگی و همکاران ^۲ (۲۰۲۴)	شش کشور بزرگ تولید کننده گازهای گلخانه ای در جهان	۱۹۹۵-۲۰۱۹	رویکرد رگرسیون چندک به چندک (QQR)	یافته ها یک رابطه غیرخطی را نشان می دهد که در آن درآمد تأثیر U شکل معکوس بر انتشار کربن دارد، جایی که رشد اقتصادی در ابتدا نابرابری انتشار کربن را افزایش می دهد، اما در سطوح بالاتر درآمد آن را تعدیل می کند.
وی و همکاران ^۳ (۲۰۲۴)	هفت کشور آسیایی در حال توسعه	۱۹۹۰-۲۰۲۲	مدل های یادگیری ماشینی و پیش بینی بلندمدت	یافته ها نشان دهنده تأثیر منفی بهره وری انرژی بر نابرابری درآمد است، که پتانسیل اقدامات صرفه جویی در مصرف انرژی را در کاهش شکاف درآمدی بین افراد ثروتمند و فقیر برجسته می کند.
اسرا آلپ جوشکون ^۴ (۲۰۲۵)	۸۳ کشور	۱۹۹۰-۲۰۲۰	رگرسیون چندک پنلی	یافته های این پژوهش فرضیه زیست محیطی کوزنتس را به چالش می کشد؛ زیرا افزایش درآمد به طور مداوم منجر به انتشار بیشتر در تمام چندک ها، صرف نظر از سطح درآمد می شود. نکته قابل توجه این است که کاهش نابرابری درآمدی در کشورهای با درآمد بالا انتشار گازهای گلخانه ای را کاهش می دهد.
آلینا دروژا ^۵ (۲۰۲۵)	۱۵۶ کشور	۱۹۹۵-۲۰۲۴	مدل های ارزیابی یکپارچه و عوامل آسیب	با انجام تجزیه و تحلیل عددی برای توزیع آینده درآمد در میانگین ۱۵۶ کشور، در تمام سناریوهای اجتماعی-اقتصادی، محدود کردن نیروی تابشی به ۴.۵ وات بر متر مربع منجر به جهانی برابرتر خواهد شد.
چن و همکاران ^۶ (۲۰۲۵)	۲۷۹ شهر در سطح استان های چین	۲۰۰۸-۲۰۲۱	روش حداقل مربعات دو مرحله ای (2Sls)	نتایج رابطه غیرخطی معنی داری را بین بهبود بهره وری انرژی و نابرابری درآمد شهری-روستایی نشان می دهد در شهرهای بزرگ، بهره وری انرژی با نابرابری درآمد همبستگی منفی دارد که نشان دهنده افزایش مستقیم شکاف درآمد است. در شهرهای متوسط و کوچک، این رابطه از الگوی U شکل پیروی می کند، به طوری که افزایش اولیه بهره وری، نابرابری را کاهش می دهد، اما بهبودهای بعدی، نابرابری درآمد را افزایش می دهد.

در پژوهش حاضر در قالب یک مدل معادلات هم زمان فضایی به بررسی ارتباط متقابل کارایی کربن و نابرابری
درآمدی در استان های ایران پرداخته می شود.

¹ Hou *et al.*

² Bergougui *et al*

³ Wei *et al.*

⁴ Esra Alp Coskun

⁵ Alina Drozhzha

⁶ Chen *et al.*

۳. روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش، برای مطالعه رابطه متقابل بین نابرابری درآمدی و کارایی کربن، از الگوی معادلات هم‌زمان فضایی پانل استفاده می‌شود. فرم ساختاری الگو به صورت (۶) است:

$$\begin{aligned} \log TFCEE_{it} &= \alpha_0 + \alpha_1 \log Gini_{it} + \alpha_2 Growth_{it} + \alpha_3 \log Si_{it} \\ &\quad + \alpha_4 \log Ur_{it} + \alpha_5 \log Pd_{it} + \alpha_6 \log R\&D_{it} + e_{it} \\ \log Gini_{it} &= \beta_0 + \beta_1 \log TFCEE_{it} + \beta_2 Growth_{it} + \beta_3 \log Si_{it} + \beta_4 \log Ur_{it} \\ &\quad + \beta_5 \log Un_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

TFCEE شاخص کارایی کربن کل عوامل تولید، Gini شاخص نابرابری درآمدی، Growth رشد اقتصادی، Si سهم ارزش‌افزوده بخش صنعت از تولید ناخالص داخلی، Ur شهرنشینی، Pd چگالی جمعیت، R&D مخارج تحقیق و توسعه، Un بیکاری است. t و i به ترتیب بیانگر مقطع (استان) و زمان است.

۳-۱. روش تحلیل پوششی داده (DEA): محاسبه شاخص کارایی کربن کل عوامل

شاخص کارایی کربن که در رابطه (۵) تصریح شده است با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها محاسبه می‌شود.

۳-۲. اقتصادسنجی فضایی

زمانی که داده‌های نمونه‌ای دارای جزء مکانی هستند، به‌کارگیری شیوه‌های اقتصادسنجی مرسوم چندان کارساز نیست؛ چراکه در این صورت، احتمال بروز دو مسأله وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی وجود خواهد داشت. اقتصادسنجی متعارف این دو فرض وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی را که مختل‌کننده مفروضات گوس-ماکوف هستند را نادیده می‌گیرد؛ درواقع، اقتصادسنجی فضایی، کاربرد تکنیک اقتصادسنجی در استفاده از داده‌های نمونه‌ای است که دارای جزء مکانی هستند.

۳-۲-۱. تعیین مجاورت فضایی

برای وارد کردن بُعد مکان در مدل‌های رگرسیونی، از ماتریس وزن فضایی استفاده می‌شود. دو روش مبتنی بر مجاورت و براساس فاصله مکان‌ها بیشتر از بقیه تعریف می‌شود. در روش مجاورت، اثرات فضایی فقط به مناطق همسایه، یعنی مناطقی که از لحاظ جغرافیایی هم‌مرز هستند، محدود می‌شوند. این درحالی‌ست که در ماتریس مبتنی بر فاصله به‌نوعی تمام مکان‌ها با هم همسایه تلقی می‌شوند؛ بنابراین شدت اثرگذاری نقاط برهم را عامل فاصله (نزدیک بودن) تعیین می‌کند. بر همین اساس، مشاهداتی که به هم نزدیک‌تر هستند، نسبت به آن دسته از مشاهدات که از هم دور هستند باید منعکس‌کننده وابستگی فضایی بالاتر باشند. برای تعیین ماتریس وزن فضایی به روش مجاورت، روش‌های مختلفی از جمله مجاورت رخ‌مانند، خطی، فیل‌مانند، رخ‌مانند دو طرفه و ملکه، وجود دارد (نجفی‌علمدارلو و همکاران، ۱۳۹۲). در این مطالعه از نوع اول استفاده شده است. ماتریس مجاورت رخ‌مانند مقادیر صفر و یک را دربر می‌گیرد، عناصر هم‌مرز مقدار یک و عنصر متناظر با نقاط غیر هم‌مرز صفر در نظر گرفته می‌شود. ماتریس وزن فضایی که مبین چینش جغرافیایی مشاهدات مقطعی است، را به‌صورت زیر نشان می‌دهند:

$$W = \begin{bmatrix} 0 & w_{12} & w_{1N} \\ w_{21} & 0 & w_{2N} \\ \vdots & & \\ w_{N1} & w_{N2} & \dots & 0 \end{bmatrix} \quad (7)$$

۳-۲-۲. آزمون‌های تشخیص وابستگی فضایی

پیش از برآورد مدل رگرسیون فضایی لازم است ابتدا از وجود رابطه همبستگی فضایی بین متغیرهای مورد بررسی اطمینان حاصل شود. خودهمبستگی فضایی به تحلیل این موضوع می‌پردازد که آیا یک متغیر در یک منطقه بر همان متغیر در مناطق همجوار تأثیر گذار است یا خیر. آزمون موران مرسوم‌ترین آزمون برای تشخیص خودهمبستگی فضایی مدل‌های رگرسیونی است که به صورت

$$I = \frac{n}{S_0} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} \quad (8)$$

رابطه (۸) قابل محاسبه است. در رابطه بالا، X_i و X_j مقادیر متغیر را در مکان‌های i و j نشان می‌دهند. میانگین ویژگی هر ایستگاه $\bar{X}$ است و w_{ij} مقدار وزن فضایی عارضه‌های i و j می‌باشد. به طوری که اگر i و j در همسایگی هم قرار داشته باشند، مقدار w_{ij} برابر یک و در صورت عدم همسایگی مقدار w_{ij} برابر صفر به دست می‌آید. همچنین S_0 نیز نشان‌دهنده تمام عناصر است. دامنه تغییرات شاخص موران جهانی بین -۱ تا +۱ است. چنان‌چه مقادیر معنی‌دار و بزرگ‌تر از صفر باشد، همبستگی فضایی مثبت و در صورت مقادیر کوچک‌تر از صفر، همبستگی فضایی منفی و به صورت پراکنده خواهد بود.

۳-۲-۳. مدل معادلات هم‌زمان فضایی: روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای تعمیم‌یافته فضایی (GS2SLS)

در مدل‌های معادلات هم‌زمان رابطه علی یک‌طرفه جهت تبیین روابط اقتصادی، مناسب نمی‌باشد. در این‌گونه مدل‌ها متغیر وابسته نه تنها به متغیرهای مستقل بستگی دارد، بلکه بعضی از متغیرهای توضیحی نیز به وسیله متغیر وابسته تعیین می‌شوند؛ بنابراین، بین متغیر وابسته و بعضی از متغیرهای توضیحی رابطه هم‌زمان یا دوطرفه وجود دارد که در نتیجه تقسیم متغیرها به وابسته و مستقل اعتبار خود را از دست می‌دهند. به این ترتیب با دسته متغیرهایی که به طور هم‌زمان به وسیله بقیه مجموعه متغیرها تبیین می‌شوند مدل‌های معادلات هم‌زمان حاصل می‌شود (گجراتی). برای روشن شدن مطالب سیستم معادلات زیر را در نظر بگیرید:

$$\begin{aligned} Y_{1t} &= \alpha_1 + \beta_1 X_t + \gamma_1 Y_{2t} + v_{1t} \\ Y_{2t} &= \alpha_2 + \beta_2 X_t + \gamma_2 Y_{1t} + v_{2t} \end{aligned} \quad (9)$$

در اینجا دو معادله همراه با دو متغیر وابسته و یک متغیر توضیحی وجود دارد. رابطه Y_1 و Y_2 دو طرفه است. در این سیستم معادلات متغیر وابسته در معادله دیگر به صورت توضیحی نیز ظاهر می‌شوند. در معادله اول Y_{1t} متغیر وابسته، X_t متغیر برون‌زا و متغیر Y_{2t} درون‌زا است. در معادله دوم Y_{2t} متغیر وابسته، X_t برون‌زا و Y_{1t} متغیر درون‌زا است. همان‌طور که مشخص است متغیر Y_{1t} در معادله اول متغیر وابسته است و در معادله دوم، متغیر درون‌زا است. Y_{2t} در معادله دوم وابسته است و در معادله اول نقش متغیر درون‌زا را برعهده دارد. به سیستم

معادلاتی با خواص فوق سیستم معادلات هم‌زمان گفته می‌شود. به‌منظور دستیابی به نتایج دقیق‌تر می‌توان از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای فضایی تعمیم‌یافته GS2SLS که یک روش سه مرحله‌ای برای تخمین معادلات فضایی‌ست استفاده کرد. مرحله اول، مدل رگرسیون با استفاده از متغیرهای ابزاری H_n ، به‌وسیله حداقل مربعات دو مرحله‌ای (2SLS) برآورد می‌شود. که H_n عبارت است از:

$$H_n = \frac{1}{n} \hat{Z}_n'(\hat{\rho}_n) P_{\bar{k},n} Z_n(\hat{\rho}_n) \quad (10)$$

مرحله دوم برآورد پارامتر اتورگرسیون ρ از نظر باقی‌مانده‌های به‌دست آمده از طریق مرحله اول در روش گشتاور تعمیم‌یافته که توسط کلیجان و پروچا (۱۹۹۵) پیشنهاد شده است. و در مرحله سوم مدل رگرسیون مجدداً توسط 2SLS پس از تبدیل مدل از طریق کوکران اورکات به‌منظور به‌دست آوردن همبستگی فضایی، برآورد می‌شود. در ادامه به‌منظور به‌دست آوردن برآوردگر GS2SLS رابطه (۱۱) را در نظر بگیرید:

$$\begin{aligned} y_n &= Z_n \delta + u_n \\ u_n &= \rho M_n u_n + \varepsilon_n \end{aligned} \quad (11)$$

که در آن $Z_n = (X_n, W_n y_n)$ و $\delta = (\beta, \lambda)$ است. برآوردگر فضایی تعمیم‌یافته 2SLS یا به اختصار GS2SLS به‌صورت رابطه (۱۲) بیان می‌شود:

$$\begin{aligned} \hat{\delta}_{F,n} &= [\hat{Z}_{n*}'(\hat{\rho}_n) \hat{Z}_{n*}(\hat{\rho}_n)]^{-1} \hat{Z}_{n*}'(\hat{\rho}_n) y_{n*}(\hat{\rho}_n) \\ y_{n*}(\hat{\rho}_n) &= Z_{n*}'(\hat{\rho}_n) = Z_n - \hat{\rho}_n M_n Z_n \quad \hat{Z}_{n*}'(\hat{\rho}_n) = P_{Hn} Z_{n*}'(\hat{\rho}_n) \end{aligned}$$

که در آن؛ $\hat{Z}_{n*}'(\hat{\rho}_n) = P_{Hn} Z_{n*}'(\hat{\rho}_n)$ و $y_{n*}(\hat{\rho}_n) = Z_{n*}'(\hat{\rho}_n) = Z_n - \hat{\rho}_n M_n Z_n$ است.

$$\begin{aligned} \hat{Z}_{n*}'(\hat{\rho}_n) &= (X_n - \hat{\rho}_n M_n X_n, W_n y_n - \hat{\rho}_n \overline{M_n} W_n y_n) \\ W_n y_n - \hat{\rho}_n \overline{M_n} W_n y_n &= P_{Hn} (W_n y_n - \hat{\rho}_n M_n W_n y_n) \end{aligned} \quad (13)$$

با در نظر گرفتن مفروضات فوق می‌توان گفت $\hat{\rho}_n$ برآوردگر ثابتی برای ρ است. فرض کنید رابطه

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon,n}^2 = \hat{\varepsilon}_n' \hat{\varepsilon}_n / n \quad \text{و} \quad \hat{\varepsilon}_n = y_{n*}(\hat{\rho}_n) - Z_{n*}'(\hat{\rho}_n) \hat{\delta}_{F,n}$$

برقرار باشد در این صورت داریم که؛

$$\sqrt{n}(\hat{\delta}_{F,n} - \delta) \xrightarrow{D} N(0, \Phi) \quad (14)$$

که در آن:

$$\begin{aligned} \Phi &= \sigma_{\varepsilon}^2 \left[p \lim_{n \rightarrow \infty} n^{-1} \hat{Z}_{n*}'(\hat{\rho}_n) \hat{Z}_{n*}(\hat{\rho}_n) \right]^{-1} \\ &= \sigma_{\varepsilon}^2 \left[p \lim_{n \rightarrow \infty} n^{-1} \hat{Z}_{n*}'(\rho) \hat{Z}_{n*}(\rho) \right]^{-1} \\ p \lim_{n \rightarrow \infty} \hat{\sigma}_{\varepsilon,n}^2 &= \sigma_{\varepsilon}^2 \end{aligned} \quad (15)$$

این مسأله می‌تواند بیانگر این باشد که $\hat{\delta}_{F,n}$ سازگار است. همچنین نشان می‌دهد که می‌توان استنباط‌های نمونه کوچک در مورد δ را براساس تقریب نمونه کوچک دانست:

$$\hat{\delta}_{F,n} \sim N \left[\delta, \hat{\sigma}_{\varepsilon,n}^2 [\hat{Z}_{n*}'(\hat{\rho}_n) \hat{Z}_{n*}(\hat{\rho}_n)]^{-1} \right] \quad (16)$$

۳-۳. داده

به منظور بررسی ارتباط متقابل میان نابرابری درآمدی و کارایی کربن کل عوامل تولید در استان‌های ایران از داده استان‌های ایران در فاصله زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۷ استفاده می‌شود. جامعه آماری در این پژوهش به سه دسته تقسیم می‌شوند. این تقسیم‌بندی براساس سهم تولید ناخالص داخلی استانی در سال ۱۳۹۹ براساس مرکز آمار ایران انجام شده است؛ گروه ۱ بیشترین و گروه ۳ کمترین سهم را دارند. استان‌های تهران، اصفهان، خراسان رضوی، بوشهر و خوزستان در گروه ۱؛ استان‌های کردستان، خراسان شمالی، خراسان جنوبی، سمنان و چهارمحال و بختیاری استان‌های گروه ۳ هستند. بقیه استان‌ها در گروه ۲ جای دارند.

متغیرهای مورد نیاز که باید داده آن‌ها در این پژوهش جمع‌آوری گردند، عبارتند از: تولید (ستاده مطلوب)، سرمایه، نیروی کار، حامل‌های انرژی، مخارج تحقیق و توسعه، رشد اقتصادی، سهم ارزش افزوده بخش صنعت، شهرنشینی، تراکم جمعیت، نرخ بیکاری. شاخص TFCEE با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها و تابع فاصله جهت‌دار محاسبه می‌شود. همچنین از شاخص ضریب جینی برای تحلیل سطح نابرابری درآمد در یک جمعیت استفاده می‌شود. با توجه به این که متغیر انتشار دی‌اکسید کربن مورد نیاز است و دسترسی به این داده به تفکیک استانی وجود ندارد؛ لذا ابتدا باید مصرف حامل‌های انرژی برای هر استان استخراج شود؛ سپس با استفاده از ضرایب انتشار هر حامل، انتشار دی‌اکسید کربن مربوط به آن حامل محاسبه شود. استخراج داده مصرف حامل‌های انرژی به دلیل وجود ۳۰ استان و تعداد چند حامل فرآیند زمان‌بری است. حامل‌های انرژی نفت سفید، بنزین، نفت گاز و نفت کوره است. جدول (۲) ضرایب انتشار حامل‌های انرژی را گزارش می‌دهد.

جدول ۲: حامل‌های انرژی و ضرایب انتشار دی‌اکسید کربن
Tab. 2: Energy carriers and CO₂ Emission Factors

حامل ها	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

جدول (۳) گزارشی از متغیرهای الگو و منبع گردآوری اطلاعات هر متغیر ارائه می‌دهد.

جدول ۳: متغیرهای پژوهش
Tab. 3: Research Variables

متغیر	تعریف	واحد	منبع
نیروی کار	تمام افراد ۱۵ ساله و بیشتر (حداقل سن تعیین شده)	نفر	مرکز آمار ایران
سرمایه	سرمایه‌گذاری عبارت است از تغییرات ایجاد شده در اموال سرمایه‌ای (مجموع ارزش خرید یا تحصیل و هزینه تعمیرات اساسی اموال سرمایه‌ای منهای ارزش فروش یا انتقال اموال سرمایه‌ای) طی دوره آماری	میلیون ریال	مرکز آمار ایران
تولید	تهیه کالا و خدمات مورد نیاز با استفاده از منابع و امکانات موجود	میلیون ریال	مرکز آمار ایران
مصرف انرژی	مقدار انرژی مصرف شده عبارت است از مقدار انواع سوخت مصرف شده شامل: نفت سفید، گازوئیل، گاز مایع، گاز طبیعی، بنزین، نفت کوره، زغال سنگ، زغال چوب و مقدار برق خریداری شده	بشکه نفت خام	مرکز آمار ایران

مرکز آمار ایران	-	ضریب جینی استان‌های مختلف توسط نویسندگان این مقاله با استفاده از اطلاعات هزینه-درآمد خانوار که توسط مرکز آمار ایران در سال‌های مختلف به صورت استانی منتشر می‌شود، محاسبه شده است.	ضریب جینی
مرکز آمار ایران	میلیون ریال	هزینه‌های تحقیق و توسعه کارگاه‌های دارای فعالیت تحقیق و توسعه. تحقیق و توسعه به کار خلاقانه‌ای گفته می‌شود که به طور سیستماتیک انجام می‌شود تا به دانش موجود بیفزاید و این دانش را برای ابداع کاربردهای تازه به کار برد.	تحقیق و توسعه
مرکز آمار ایران	-	نسبت ارزش افزوده بخش صنعت از تولید ناخالص داخلی	سهم ارزش افزوده بخش صنعت از تولید ناخالص داخلی
مرکز آمار ایران		تعداد جمعیت یک استان نسبت به مساحت آن استان است	تراکم جمعیت
مرکز آمار ایران		نسبت جمعیت ساکن در شهرها به کل جمعیت کشور است	شهرنشینی
مرکز آمار ایران		رشد اقتصادی به افزایش مداوم در تولید کالاها و خدمات یک کشور در طول زمان اشاره دارد، این افزایش معمولاً از طریق افزایش تولید ناخالص داخلی (GDP) اندازه‌گیری می‌شود.	رشد اقتصادی
مرکز آمار ایران	درصد	نسبت جمعیت بیکار به جمعیت فعال (شاغل و بیکار) ضرب در ۱۰۰	نرخ بیکاری
مرکز آمار ایران	بشکه نفت خام	یکی از ترکیبات نفتی و مواد سوختی است که در گذشته کاربرد گسترده‌ای در بخش خانگی به عنوان سوخت وسایل گرمایشی و پخت‌وپز داشته و امروزه در بسیاری از نقاط با گاز شهری و گاز مایع جایگزین شده است.	نفت سفید
مرکز آمار ایران	بشکه نفت خام	ماده‌ای شفاف، قابل اشتعال و از مشتقات نفت خام است. بیشتر به عنوان سوخت در موتورهای اشتعال جرقه‌ای و همچنین موتورهای درون سوز مورد استفاده قرار می‌گیرد. بنزین محتوی مجموعه‌ای از مواد آلی همانند هیدروکربن‌های سبک دارای ۴ تا ۱۲ اتم کربن است.	بنزین
مرکز آمار ایران	بشکه نفت خام	در مراحل پالایش نفت خام پس از نفتا، بنزین و نفت سفید به دست می‌آید. چون سیاه‌رنگ است به نام نفت سیاه نیز خوانده می‌شود. این ماده ارزان‌ترین ماده سوختنی برای کوره‌ها، حمام‌ها و تنور نانوايي، موتورهای دیزلی دریایی و برخی نیروگاه‌ها مورد استفاده است.	نفت کوره
مرکز آمار ایران	بشکه نفت خام	نفت گاز که به سوخت دیزل نیز معروف است، به عنوان سوخت موتورهای دیزل و تأسیسات حرارتی به کار می‌رود. محدوده هیدروکربن‌های آن بین C14-C20 و حتی C25 با دامنه نقطه جوش ۳۸۵-۲۵۰ درجه سلسیوس است.	نفت گاز

جدول (۴) گزارشی از آمار توصیفی تمام متغیرهای الگو در طی دوره مورد مطالعه جهت تجزیه و تحلیل متغیرها به صورت میانگین داده‌ها، حداکثر مقدار داده‌ها، حداقل مقدار داده‌ها و انحراف معیار استاندارد داده‌ها ارائه می‌شود.

جدول ۴: خلاصه آماری داده ها

Tab. 4: Statistical Summary of the Data

متغیر	بیشترین	کمترین	میانگین	انحراف معیار	مشاهده
نیروی کار	۴۳۲۱۱۶	۱۹۲۵	۵۱۵۰۴/۱۶	۷۵۷۰۱/۵۹	۳۶۰
تولید	۱/۷۰۰۰۰۹	۶۹۸۴۷۶	۱/۴۵۰۰۸	۲/۴۷۰۰۸	۳۶۰
سرمایه	۲/۶۰۰۰۰۷	-۱/۴۰۰۰۰۷	۳۹۴۳۹۸	۵۲۵۶۴۱۸	۳۶۰
انرژی	۶/۳۰۰۰۰۷	۷۲۰۰۰	۱/۱۵۰۰۰۷	۷۹۱۱۵۱۷	۳۶۰
کارایی کربن کل عوامل تولید	۱	۰/۰۱۴۰۲	۰/۲۶۴۱۹۹	۰/۳۵۰۶۳۳۸	۳۶۰
رشد اقتصادی	۲/۴۲۱۹۳	-۰/۵۲۰۰۳۷	۰/۲۷۷۶۵۹۷	۰/۳۰۴۹۰۷۸	۳۶۰
شه‌نشینی	۰/۹۸۳۸۳۵	۰/۴۷۰۴۴۴	۰/۶۷۸۴۹۰۳	۰/۱۱۹۳۲۲۲	۳۶۰
تراکم جمعیت	۷۷۲/۴۹۶	۵/۱۶۵۸۹	۷۹/۴۳۹۹۲	۱۲۰/۶۹۳۹	۳۶۰
ضریب جینی	۰/۴۶۸۷۹	۰/۱۷۸۵	۰/۴۴۲۵۵۱۸	۰/۵۶۴۸۲۷۶	۳۶۰
نرخ بیکاری	۶۰۶	۵/۸	۱۳/۵۲	۳۱/۸۲۲	۳۶۰
مخارج تحقیق و توسعه	۸۴۳۱۹۲۶۸	۱۴۹۷۰	۱۴۷۶۵۵۷/۸۴۷	۷۰۶۵۰۶۴/۶۳۷	۱۵۰

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

۴. برآورد مدل و بحث

هر یک از معادلات نابرابری درآمدی و کارایی کربن را می‌توان در یک سیستم معادلات هم‌زمان به‌صورت زیر بیان نمود:

$$\begin{aligned} \log TFCEE_{it} &= \alpha_0 + \alpha_1 \log Gini_{it} + \alpha_2 \log Growth_{it} + \alpha_3 \log Si_{it} \\ &\quad + \alpha_4 \log Ur_{it} + \alpha_5 \log Pd_{it} + \alpha_6 \log R\&D_{it} + e_{it} \\ \log Gini_{it} &= \beta_0 + \beta_1 \log EF_{it} + \beta_2 \log Growth_{it} + \beta_3 \log Si_{it} + \beta_4 \log Ur_{it} \\ &\quad + \beta_5 \log Un_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad (18)$$

در ادامه، ابتدا، با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها کارایی کربن کل عوامل محاسبه می‌شود؛ سپس، با استفاده از مدل روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای تعمیم‌یافته (GS2SLS) به بررسی عوامل مؤثر بر آن پرداخته می‌شود.

۴-۱. محاسبه کارایی کربن کل عوامل تولید

مقدار کارایی کربن کل عوامل تولید استان‌های ایران با سه ورودی و دو خروجی برای دوره زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۷ در جدول (۵) گزارش می‌شود.

جدول ۵. کارایی کربن کل عوامل (TFCEE) استان‌های ایران

Tab. 5: Total Factor Carbon Efficiency (TFCEE) of Iranian Provinces

میانگین	1397	1396	1395	1394	1393	1392	1391	1390	1389	1388	1387	1386	1385	
۰/۲۸۰	۰/۵۲۰	۰/۹۸۸	۰/۲۰۳	۰/۲۸۹	۰/۲۹۹	۰/۲۲۰	۰/۲۸۳	۰/۲۰۷	۰/۱۸۱	۰/۱۷۰	۰/۰۹۷	۰/۰۸۹	۰/۰۸۹	آذربایجان شرقی
۰/۱۱۹	۰/۳۰۳	۰/۳۴۱	۰/۱۷۵	۰/۱۴۰	۰/۰۹۴	۰/۱۰۹	۰/۰۹۸	۰/۰۷۸	۰/۰۶۷	۰/۰۸۰	۰/۰۶۶	۰/۰۴۹	۰/۰۳۸	آذربایجان غربی
۰/۲۸۴	۰/۲۸۹	۰/۹۸۵	۰/۲۷۵	۰/۲۱۱	۰/۲۳۲	۰/۲۰۶	۰/۱۳۷	۰/۱۱۱	۰/۰۸۶	۰/۰۷۹	۰/۰۷۲	۰/۹۵۴	۰/۰۴۹	اردبیل
۰/۲۴۶	۱/۰۰۰	۰/۴۹۰	۰/۲۳۳	۰/۲۳۴	۰/۲۶۴	۰/۲۷۱	۰/۱۶۹	۰/۱۷۲	۰/۰۸۶	۰/۱۰۸	۰/۰۶۶	۰/۰۶۶	۰/۰۴۶	اصفهان

ایلام	۰/۰۱۰	۰/۰۱۴	۰/۰۱۹	۰/۰۲۳	۰/۰۲۰	۰/۰۴۸	۰/۰۵۷	۰/۰۵۶	۰/۰۵۸	۰/۰۱۲	۰/۰۱۵۶	۰/۰۱۳۹	۰/۰۱۶۸	۰/۰۰۶۸
بوشهر	۰/۰۱۰۰	۰/۰۱۴۱	۰/۰۱۵۱	۰/۰۱۱۰	۰/۰۱۶۹	۰/۰۳۹۱	۰/۰۶۲۳	۰/۰۴۶۵	۰/۰۴۱۰	۱/۰۰۰	۰/۰۲۱۹	۰/۰۲۹۹	۰/۰۴۳۵	۰/۰۳۴۷
تهران و البرز	۰/۰۲۲۴	۰/۰۱۳۹	۰/۰۸۹۵	۰/۰۳۳۵	۰/۰۹۴۱	۰/۰۹۵۹	۰/۰۹۸۹	۰/۰۹۶۰	۰/۰۹۵۷	۰/۰۸۷۹	۰/۰۹۸۲	۰/۰۹۵۸	۱/۰۰۰	۰/۰۷۷۸
چهارمحال و بختیاری	۰/۰۱۱۳	۰/۰۱۰۲	۰/۰۰۶۰	۰/۰۰۶۵	۰/۰۰۹۸	۰/۰۰۹۹	۰/۰۱۵۹	۰/۰۱۹۱	۰/۰۲۸۷	۰/۰۲۵۴	۰/۰۲۶۹	۰/۰۳۲۹	۰/۰۴۶۰	۰/۰۱۹۱
خراسان جنوبی	۰/۰۰۳۳	۰/۰۰۳۷	۰/۰۰۴۲	۰/۰۰۴۹	۰/۰۰۵۸	۰/۰۰۷۴	۰/۰۱۱۲	۰/۰۰۷۴	۰/۰۱۱۴	۰/۰۱۵۹	۰/۰۱۷۴	۰/۰۱۳۶	۰/۰۴۱۲	۰/۰۱۲۵
خراسان رضوی	۰/۰۰۷۲	۱/۰۰۰	۰/۰۱۴۵	۰/۰۱۵۰	۰/۰۱۲۴	۰/۰۲۷۵	۰/۰۹۷۷	۰/۰۱۸۶	۰/۰۱۹۲	۰/۰۲۶۷	۰/۰۲۳۸	۰/۰۳۰۰	۰/۰۳۲۳	۰/۰۳۲۷
خراسان شمالی	۰/۰۰۱۷	۰/۰۰۲۰	۰/۰۰۲۱	۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۲۶	۰/۰۰۳۶	۰/۰۰۴۳	۰/۰۰۸۸	۰/۰۰۸۴	۰/۰۰۷۹	۰/۰۰۷۵	۰/۰۰۸۸	۰/۰۱۰۷	۰/۰۰۵۴
خوزستان	۰/۰۰۴۷	۰/۰۰۶۲	۰/۰۲۶۸	۰/۰۱۰۹	۰/۰۱۵۰	۰/۰۱۶۲	۰/۰۲۸۹	۰/۰۲۶۴	۰/۰۲۱۳	۰/۰۱۷۷	۰/۰۲۴۱	۰/۰۸۵۷	۰/۰۲۳۰	۰/۰۲۳۰
زنجان	۰/۰۱۶۴	۰/۰۱۱۶	۰/۰۱۴۱	۰/۰۱۵۳	۰/۰۱۲۸	۰/۰۱۵۷	۰/۰۲۴۵	۰/۰۲۶۴	۰/۰۲۷۲	۰/۰۹۹۰	۰/۰۹۸۷	۰/۰۶۰۴	۰/۰۴۰۰	۰/۰۴۰۰
سمنان	۰/۰۱۰۷	۰/۰۰۹۰	۰/۰۰۸۳	۰/۰۱۲۴	۰/۰۱۵۰	۰/۰۹۲۸	۰/۰۲۴۸	۰/۰۳۱۴	۰/۰۲۷۴	۰/۰۲۶۸	۰/۰۳۲۳	۰/۰۹۶۲	۰/۰۴۰۷	۰/۰۳۲۹
سیستان و بلوچستان	۰/۰۰۳۵	۰/۰۰۲۶	۰/۰۰۳۹	۰/۰۰۵۰	۰/۰۰۳۴	۰/۰۰۸۳	۰/۰۰۸۸	۰/۰۱۷۸	۰/۰۱۳۱	۰/۰۱۷۸	۰/۰۱۷۳	۰/۰۱۲۱	۰/۰۱۸۷	۰/۰۱۰۲
فارس	۰/۰۰۷۶	۰/۰۰۸۲	۰/۰۰۹۳	۰/۰۱۱۰	۰/۰۱۸۷	۰/۰۱۲۵	۰/۰۱۸۱	۰/۰۲۳۴	۰/۰۲۲۷	۰/۰۱۸۹	۰/۰۲۱۱	۰/۰۲۰۷	۰/۰۲۶۴	۰/۰۱۶۸
قزوین	۰/۰۱۲۶	۰/۰۱۵۵	۰/۰۱۵۲	۰/۰۱۱۹	۰/۰۹۲۰	۰/۰۱۸۱	۰/۰۲۲۵	۰/۰۲۳۴	۰/۰۲۶۴	۰/۰۲۸۷	۰/۰۳۵۲	۰/۰۳۷۸	۰/۰۵۴۸	۰/۰۳۰۳
قم	۰/۰۱۴۵	۰/۰۰۷۱	۰/۰۰۲۰۳	۰/۰۱۹۹	۰/۰۲۳۵	۰/۰۱۲۱	۰/۰۱۴۶	۰/۰۲۰۰	۰/۰۱۹۹	۰/۰۳۴۸	۰/۰۲۳۱	۰/۰۲۸۳	۰/۰۵۱۲	۰/۰۲۲۳
کردستان	۰/۰۰۸۶	۰/۰۰۶۶	۰/۰۱۰۷	۰/۰۰۷۸	۰/۰۱۲۳	۰/۰۰۸۴	۰/۰۲۳۸	۰/۰۳۲۱	۰/۰۲۹۸	۰/۰۲۸۰	۰/۰۳۰۷	۰/۰۲۴۲	۰/۰۲۵۳	۰/۰۱۹۱
کرمان	۰/۰۰۹۲	۰/۰۱۲۴	۰/۰۰۹۷	۰/۰۱۶۸	۰/۰۱۳۵	۰/۰۱۷۶	۰/۰۳۱۵	۰/۰۳۹۱	۰/۰۳۱۸	۰/۰۹۸۹	۰/۰۲۵۳	۰/۰۳۲۹	۰/۰۷۱۸	۰/۰۳۱۶
کرمانشاه	۰/۰۰۴۶	۰/۰۰۶۲	۰/۰۰۴۷	۰/۰۰۹۰	۰/۰۰۷۷	۰/۰۱۴۶	۰/۰۰۸۴	۰/۰۱۹۵	۰/۰۱۷۷	۰/۰۱۷۸	۰/۰۹۲۴	۰/۰۲۵۵	۰/۰۴۱۲	۰/۰۲۰۷
کهگیلویه و بویراحمد	۰/۰۰۲۸	۰/۰۱۰۷	۰/۰۰۵۱	۰/۰۰۶۷	۰/۰۱۵۰	۰/۰۱۵۳	۰/۰۱۹۴	۰/۰۲۹۰	۰/۰۷۴۷	۰/۰۲۵۰	۰/۰۱۳۰	۰/۰۱۵۲	۰/۰۲۸۰	۰/۰۲۰۰
گلستان	۰/۰۰۷۴	۰/۰۰۸۹	۰/۰۰۹۹	۰/۰۰۹۰	۰/۰۱۱۲	۰/۰۱۲۵	۰/۰۱۰۷	۰/۰۲۳۳	۰/۰۲۳۵	۰/۰۳۰۶	۰/۰۳۱۳	۰/۰۴۳۷	۰/۰۶۴۳	۰/۰۲۱۹
گیلان	۰/۰۰۹۱	۰/۰۱۱۱	۰/۰۱۴۶	۰/۰۲۳۵	۰/۰۱۷۲	۰/۰۳۱۱	۰/۰۳۱۴	۰/۰۲۷۹	۰/۰۲۳۹	۰/۰۲۱۹	۰/۰۹۸۸	۰/۰۵۸۵	۰/۰۲۹۶	۰/۰۲۹۶
لرستان	۰/۰۰۶۱	۰/۰۰۶۹	۰/۰۰۷۰	۰/۰۰۸۰	۰/۰۱۰۶	۰/۰۰۹۹	۰/۰۱۸۳	۰/۰۲۰۴	۰/۰۱۹۸	۰/۰۲۱۴	۰/۰۳۱۷	۰/۰۴۵۰	۰/۰۹۵۶	۰/۰۲۲۴
مازندران	۰/۰۱۱۹	۰/۰۱۸۳	۰/۰۱۴۸	۰/۰۱۷۰	۰/۰۱۸۹	۰/۰۱۵۴	۰/۰۲۷۳	۰/۰۲۸۲	۰/۰۹۹۲	۰/۰۲۱۵	۰/۰۲۸۲	۰/۰۹۹۰	۰/۰۴۲۴	۰/۰۳۴۰
مرکزی	۰/۰۰۶۸	۰/۰۰۸۱	۰/۰۱۰۹	۰/۰۱۶۰	۰/۰۱۸۲	۰/۰۳۴۸	۰/۰۳۲۹	۰/۰۳۳۳	۰/۰۲۷۰	۰/۰۲۲۳	۰/۰۲۸۴	۰/۰۳۲۱	۱/۰۰۰	۰/۰۲۸۵
هرمزگان	۰/۰۰۳۸	۰/۰۰۵۵	۰/۰۰۷۵	۰/۰۲۷۳	۰/۰۳۱۴	۰/۰۳۹۳	۰/۰۴۵۵	۰/۰۷۰۰	۰/۰۴۵۰	۰/۰۲۰۹	۰/۰۳۳۴	۰/۰۳۸۴	۱/۰۰۰	۰/۰۳۶۰
همدان	۰/۰۰۶۰	۰/۰۰۷۸	۰/۰۰۷۱	۰/۰۰۷۵	۰/۰۰۸۰	۰/۰۰۹۵	۰/۰۰۸۲	۰/۰۱۳۱	۰/۰۱۲۱	۰/۰۱۳۳	۰/۰۱۶۲	۰/۰۲۵۴	۰/۰۳۷۷	۰/۰۱۲۵
یزد	۰/۰۰۷۰	۰/۰۰۷۹	۰/۰۱۱۰	۰/۰۱۱۰	۰/۰۱۴۳	۰/۰۱۴۱	۰/۰۱۳۶	۰/۰۱۹۸	۰/۰۱۹۰	۰/۰۱۶۹	۰/۰۱۵۴	۰/۰۱۵۰	۰/۰۴۴۱	۰/۰۱۶۱

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

توصیف آماری متغیر کارایی کربن کل عوامل استان‌های ایران در جدول (۶) گزارش می‌شود.

جدول ۶: توصیف آماری کارایی کربن کل عوامل (TFCEE) استان‌های ایران

Tab. 6: Statistical Description of Total Factor Carbon Efficiency (TFCEE) of Iranian Provinces

میانگین	انحراف معیار	کمترین	بیشترین	تعداد مشاهدات
۰/۲۶۴۱۹۹	۰/۲۵۰۶۳۳۸	۰/۰۱۴۰۲	۱	۳۶۰

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

براساس جدول (۶)، متوسط کارایی کربن کل عوامل استان‌های ایران ۰/۲۶٪ است.

۴-۲. بررسی ارتباط بلندمدت کارایی کربن و نابرابری درآمدی

اولین مرحله در اقتصادسنجی داده‌های پانلی قبل از هر آزمون دیگری اثبات وابستگی یا استقلال مقطعی است. نتایج آزمون وابستگی مقطعی پسران (۲۰۰۴) در جدول (۷) گزارش می‌شود.

جدول ۷: آزمون وابستگی مقطعی پسران

Tab. 7: Pesaran's Cross-Sectional Dependence Test

درآمد بالا		درآمد متوسط		درآمد پایین		معادله
مقدار احتمال	آماره	مقدار احتمال	آماره	مقدار احتمال	آماره	
۰/۵۵۹۲	-۰/۵۸۴	۰/۶۱۲۳	-۰/۵۰۷	۰/۵۰۳۵	-۰/۶۶۹	$\log TFCEE$
۰/۱۱۷۵	۱/۶۰۹	۰/۶۲۱۹	-۰/۴۹۳	۰/۹۵۸۸	-۰/۰۵۲	$\log Gini$

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

بنابراین مطابق با مقدار احتمال، برای هر دو معادله در هر سه گروه، فرضیه صفر دال بر استقلال مقطعی پذیرفته می‌شود و لذا، از آزمون ریشه واحد ایم-پسران-شین برای بررسی پایایی متغیرهای مدل استفاده می‌شود. نتایج این آزمون در جدول (۸) گزارش شده است.

جدول ۸: آزمون ریشه واحد ایم-پسران-شین

Tab. 8: Im-Pesaran-Shin Unit Root Test

درآمد بالا			درآمد متوسط			درآمد پایین			متغیر
مقدار احتمال	آماره	نتیجه	مقدار احتمال	آماره	نتیجه	مقدار احتمال	آماره	نتیجه	
۰/۰۰۰۰	-۰/۱۷۰۴	I(0)	۰/۰۰۰۰	-۴/۰۶۷۸	مانا	۰/۱۴۱۴	-۱/۰۷۴۲	I(1)	$\log Gini$
۰/۰۰۰۰	-۸/۴۲۳۵	I(0)	۰/۹۹۹۷	۳/۴۲۵۰	نامانا	۰/۴۸۷۴	-۰/۰۳۱۷	I(1)	$\log TFCEE$
۰/۰۰۰۰	-۵/۵۰۵۵	I(0)	۰/۰۰۰۰	-۵/۳۶۷۸	مانا	۰/۰۰۰۰	-۵/۳۴۷۷	I(0)	$Growth$
۰/۹۲۵۵	۱/۴۴۲۷	I(1)	۰/۹۹۹۹	۳/۸۳۹۵	نامانا	۰/۹۹۶۶	۲/۷۰۹۲	I(1)	$\log Si$

I(1)	۲/۸۴۳۲	۰/۹۹۷۸	نامانا	۳/۷۳۰۰	۰/۹۹۹۹	I(1)	۰/۴۵۷۶	۰/۶۷۶۴	$\log Ur$
I(0)	-۲/۳۴۲۰	۰/۰۰۹۶	مانا	۱/۵۴۳۱	۰/۰۶۱۴	I(0)	-۱/۶۳۷۷	۰/۰۵۰۷	$\log Un$
I(1)	۱/۵۳۳۰	۰/۹۳۷۴	مانا	-۱/۷۷۷۰	۰/۰۳۷۸	I(1)	-۰/۷۲۴۷	۰/۷۶۵۷	$\log Pd$
I(0)	-۵/۳۴۳۴	۰/۰۰۰۰	مانا	-۲/۲۸۶۲	۰/۰۱۱۱	I(0)	-۱/۵۶۳۷	۰/۰۵۸۹	$\log R\&D$

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

مطابق با جدول (۸) برخی متغیرها در سطح و برخی در تفاضل مرتبه اول پایا هستند؛ لذا، به منظور بررسی رابطه بلندمدت متغیرهای پژوهش از آزمون هم‌انباشتگی استفاده می‌شود. جدول (۹) نتایج آزمون هم‌انباشتگی وسترلند را گزارش می‌دهد.

جدول ۹: آزمون هم‌انباشتگی

Tab. 9: Cointegration Test

درآمد پایین		درآمد متوسط		درآمد بالا		
آماره	مقدار احتمال	آماره	مقدار احتمال	آماره	مقدار احتمال	معادله
۸۶/۱۷۹۴	۰/۰۰۰۰	۱۹/۹۲۵۶	۰/۰۰۰۰	۹۷/۷۶۶۷	۰/۰۰۰۰	$\log TFCEE$
۱/۶۹۴۷	۰/۰۴۵۱	۲/۰۱۰۶	۰/۰۲۲۲	۲/۲۹۱۱	۰/۰۱۱۰	$\log Gini$

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

براساس نتایج جدول (۹) برای هر دو معادله در سه گروه، می‌توان فرضیه صفر را مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی رد و فرضیه مقابل را دال بر وجود هم‌انباشتگی را در هر سه معادله پذیرفت. به این معنی که یک رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل برای هر دو معادله در هر سه گروه وجود دارد.

۳-۴. برآورد فضایی

۱-۳-۴. آزمون موران

جدول (۱۰) نتایج آزمون موران را برای سیستم معادلات هم‌زمان در هر سه گروه مطالعاتی برای دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۹۷ نشان می‌دهد.

جدول ۱۰: آزمون خود همبستگی موران

Tab. 10: Moran's Autocorrelation Test

درآمد پایین		درآمد متوسط		درآمد بالا		
آماره	مقدار احتمال	آماره	مقدار احتمال	آماره	مقدار احتمال	معادله
۰/۵۴۴۲	۰/۰۰۰۰	۰/۴۹۷۲	۰/۰۹۰۴	۱/۰۵۶۳	۰/۰۰۰۳	$\log TFCEE$

۰/۱۲۰۴	۰/۰۱۴۶	۰/۲۳۳۰	۰/۰۰۰۰	۰/۷۴۰۹	۰/۰۱۰۸	<i>log Gini</i>
--------	--------	--------	--------	--------	--------	-----------------

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

مقادیر احتمال آزمون موران نشان‌دهنده این واقعیت است که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همبستگی فضایی رد شده و همبستگی فضایی در معادلات مورد بررسی تأیید می‌شود و برآورد مدل با لحاظ مجاورت فضایی توجیه‌پذیر است.

۴-۳-۲. آزمون انتخاب مدل

بعد از مشخص شدن وجود همبستگی فضایی نوبت به انتخاب مدل مناسب می‌رسد، برای همین منظور از آزمون‌های ضریب لاگرانژ LM_{lag} و LM_{error} استفاده می‌شود. فرضیه صفر در این آزمون‌ها به ترتیب عدم همبستگی فضایی در جملات اخلال و عدم وابستگی فضایی در مشاهدات متغیر می‌باشد. در صورت معنی‌داری LM_{lag} از مدل SAR و در صورتی که LM_{error} معنی‌دار باشد از آزمون SEM استفاده می‌گردد. در حالتی که هر دو آزمون‌ها معنی‌دار باشند از آزمون $LM_{lag}-Robust$ و $LM_{error}-Robust$ استفاده می‌شود. در صورت معنی‌داری $LM_{lag}-Robust$ به معنی اعتبار مدل SAR و معنی‌داری $LM_{error}-Robust$ به مفهوم استفاده از مدل SEM می‌باشد. نتایج آزمون‌های تشخیصی برای انتخاب مدل مناسب در جدول (۱۱) گزارش شده است.

جدول ۱۱: آزمون انتخاب مدل

Tab. 11: Model Selection Test

درآمد پایین		درآمد متوسط		درآمد بالا		آزمون	
آماره	مقدار احتمال	آماره	مقدار احتمال	آماره	مقدار احتمال		
۷۰/۷۹۴۳	۰/۰۰۰۰	۰/۰۴۵۱	۰/۰۳۱۸	۱/۷۸۱۳	۰/۰۸۲۰	LM Lag	آزمون ضریب لاگرانژ در معادله TFCEE
۹۰/۸۸۷۱	۰/۰۰۰۰	۲/۲۲۸۰	۰/۱۳۱۵	۱۰/۴۴۶۴	۰/۱۰۱۲	LM Error	
۴/۵۴۴۲	۰/۰۳۳۰	۳/۶۰۸۱	۰/۸۵۷۵	۱/۹۸۳۴	۰/۰۵۰۹۰	LM Lag (Robust)	
۲۴/۶۳۷۰	۰/۱۲۱۲	۵/۷۹۰۹	۰/۰۱۶۱	۱۰/۶۴۸۵	۰/۱۱۰۱	LM Error (Robust)	
۲/۷۷۱۷	۰/۰۹۵۹	۱۰/۹۶۵۸	۰/۰۰۰۹	۰/۳۶۶۸	۰/۰۶۹۹	LM Lag	آزمون ضریب لاگرانژ در معادله Gini
۴/۲۹۰۳	۰/۱۳۸۳	۱۵/۰۶۳۲	۰/۰۰۰۱	۴/۹۴۷۹	۰/۰۲۶۱	LM Error	
۰/۲۹۳۸	۰/۵۸۷۸	۰/۲۴۴۹	۰/۰۲۱۱	۳/۲۸۵۷	۰/۰۴۴۸	LM Lag (Robust)	
۱/۸۱۲۴	۰/۱۷۸۲	۵/۳۲۲۴	۰/۶۳۵۳	۷/۸۶۶۹	۰/۵۰۵۰	LM Error (Robust)	

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

آماره‌ها حاکی از عدم تأیید فرضیه صفر و دال بر وجود وابستگی فضایی است. همچنین باتوجه به معناداری LM_{lag} و بی‌معنایی LM_{error} در تمام گروه‌ها مدل به شکل وقفه فضایی (SAR) قابل تصریح و برآورد می‌باشد.

۴-۳-۳. برآورد فضایی معادلات نابرابری درآمدی و کارایی کربن به روش GS2SLS

جدول ۱۲، تخمین فضایی معادله کارایی کربن کل عوامل را گزارش می‌دهد.

جدول ۱۲: برآورد فضایی معادله کارایی کربن به روش GS2SLS

Tab. 12: Spatial Estimation of Carbon Efficiency Equation Using GS2SLS Method

درآمد بالا			درآمد متوسط			درآمد پایین			متغیر
ضریب	مقدار	آماره t	ضریب	مقدار	آماره t	ضریب	مقدار	آماره t	
-۰/۵۵	۰/۰۴	-۲/۲۰	۰/۱۳	۰/۰۸۷	۱/۷۴	۰/۱۳	۰/۰۲۲	-۲/۶۱	$wly - \log TFCEE$
-۰/۴۴	۰/۵۵	-۰/۶۱	۰/۷۴	۰/۰۱۸	۲/۴۱	-۲/۰۸	۰/۱۰۹	-۱/۷۲	$\log Gini$
-۱/۰۲	۰/۰۵	-۲/۰۹	۰/۸۲	۰/۰۰۰	۴/۶۳	۰/۸۲	۰/۲۲۳	۱/۲۸	$Growth$
-۱/۳۶	۰/۰۰۹	-۳/۰۸	۰/۳۳	۰/۱۰۴	۱/۶۵	۰/۳۳	۰/۸۵	-۰/۱۸	$\log Si$
-۱۸/۲۵	۰/۰۸۹	-۱/۸۴	-۲/۶۶	۰/۵۱۱	-۰/۶۶	-۲/۶۶	۰/۱۱	-۱/۷۱	$\log Ur$
-۶/۱۴	۰/۳۵۲	-۰/۹۷	-۰/۸۱	۰/۰۲۴	-۲/۳۰	-۰/۸۱	۰/۰۲۳	-۲/۵۸	$\log Pd$
۰/۰۷	۰/۵۸۳	۰/۵۶	۸/۷	۰/۸۸	۰/۱۵	۸/۷	۰/۶۶	۰/۴۴	$\log R\&D$
۱۸/۶۹	۰/۴۶	۰/۷۶	-۰/۲۸	۰/۹۰۴	-۰/۱۲	-۰/۲۸	۰/۳۱	-۱/۰۴	عرض از مبدأ
R2 Buse R2 Adj Buse Raw Moments R2 Raw Moments R2 Adj			۰/۷۱ ۰/۴۷ ۰/۹۰ ۰/۸۲			۰/۴۳ ۰/۴۵ ۰/۵۳ ۰/۵۰			

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

نابرابری درآمدی به‌عنوان متغیر توضیحی اصلی در معادله کارایی کربن است. ضریب این متغیر برای گروه با درآمد بالا منفی و بی‌معنی است. ضریب این متغیر در گروه با درآمد متوسط مثبت و معنی‌دار و در گروه با درآمد پایین منفی و معنی‌دار است. نتایج در گروه استانی با درآمد پایین با دیدگاه اقتصاد سیاسی توراس و بویس (۱۹۹۸) و در گروه استانی با درآمد متوسط با دیدگاه راولیون و همکاران (۲۰۰۰) و هیرنیک و همکاران (۲۰۰۱) سازگار است. بویس (۱۹۹۴) عنوان می‌کند که نابرابری درآمدی به گروه‌هایی با درآمد بالاتر قدرت بیشتری می‌دهد. گروه‌های با درآمد بالاتر می‌توانند هزینه‌های محیط‌زیستی را به گروه‌های درآمد پایین‌تر تحمیل کنند. کاهش نابرابری درآمد باعث می‌شود بیشتر مردم کیفیت محیطی بالاتری را طلب کنند. راولیون و همکاران (۲۰۰۰) و هیرنیک و همکاران (۲۰۰۱) مطابق با تئوری مصرف عنوان می‌کنند میل نهایی به مصرف انرژی گروه‌هایی با درآمد پایین، بالاتر است (یعنی میل نهایی به انتشار بالاتر). براساس میل نهایی به مصرف، MPC خانوارهای کم‌درآمد 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 بالاتر است. ضرایب رشد اقتصادی در گروه اول منفی و معنی‌دار است. رشد اقتصادی ممکن است شیوه استفاده از انرژی را تحریک کند. این می‌تواند به علت استفاده بیش از حد از لوازم مصرف‌کننده لوکس باشد؛ بنابراین، تقاضا برای تجهیزات انرژی بر افزایش مصرف انرژی و کاهش کارایی کربن را در پی خواهد داشت. چنانچه روند مصرف انرژی بهینه نباشد تحقق رشد اقتصادی بالاتر ممکن است کارایی کربن را تضعیف کند. همچنین ضریب رشد اقتصادی

برای گروه دوم مثبت و معنی‌دار است. رشد اقتصادی می‌تواند اثر مثبت یا منفی بر کارایی کربن داشته باشد (بکان و همکاران^۱، ۲۰۱۹). رشد اقتصادی بالاتر و ترسیم برنامه بهینه مصرف انرژی به‌منظور قرارگیری در روند رشد اقتصادی پایدار این امکان را فراهم می‌کند که از تکنولوژی به روز در زمینه بهره‌برداری از انرژی مصرف و توزیع آن استفاده شود و همین امر موجب بهبود کارایی کربن می‌شود (هانلی و همکاران^۲، ۲۰۰۶)؛ درواقع، با توسعه اقتصاد سرمایه بیشتری در نوآوری فناوری‌های انرژی‌های پاک سرمایه‌گذاری می‌شود که منجر به کاهش آلودگی و بهبود کارایی کربن می‌شود (بروزان^۳، ۲۰۱۸). رشد اقتصادی تأثیر معنی‌داری بر کارایی کربن در استان‌های با درآمد پایین ندارد.

ضریب ارزش‌افزوده بخش صنعت در گروه اول درآمدی منفی و معنی‌دار است. سهم ارزش‌افزوده بخش صنعت می‌تواند مستقیماً بر مصرف انرژی و انتشار آلودگی تأثیر بگذارد و باعث کاهش کارایی گردد (یانگ و لی^۴، ۲۰۱۹). همچنین مقدار این ضریب برای گروه با درآمد متوسط مثبت و معنی‌دار است. سهم ارزش‌افزوده بخش صنعت ممکن است به دلیل توسعه در زیر ساخت‌های انرژی به افزایش دسترسی به انرژی پاک و در نتیجه بهبود کارایی کربن کمک کند این امر می‌تواند باعث افزایش رشد اقتصادی و سطح درآمدی در منطقه موردنظر منجر شود (ادوم و همکاران^۵، ۲۰۲۱). براساس مقادیر گزارش شده مقدار این ضریب برای گروه با درآمد پایین منفی و بی‌معنی می‌باشد.

ضریب شهرنشینی در هر سه گروه درآمدی منفی است و تنها در استان‌های با درآمد بالا معنی‌دار است. شهرنشینی اثر پیچیده‌ای بر کارایی کربن دارد و شدت انرژی را به شدت افزایش می‌دهد (ژانگ و ژو^۶، ۲۰۱۴). انتظار می‌رود که با افزایش میزان جمعیت شهرنشین میزان مصرف انرژی افزایش می‌یابد. چنانچه ساختار تکنولوژی تولید کالاها کارا باشد می‌تواند به کارایی کربن کمک کند، اما در غیر این صورت به واسطه افزایش میزان مصرف انرژی می‌تواند به کاهش آن منجر شود (سان و همکاران^۷، ۲۰۲۱)؛ درواقع، با افزایش جمعیت شهری هزینه تأمین تأسیسات برای ارائه خدمات انرژی در حوزه شهری افزایش می‌یابد (موریکا^۸، ۲۰۱۲).

ضریب تراکم جمعیت برای هر سه گروه درآمدی منفی است که تنها در استان‌های با درآمد بالا بی‌معنی است. این نتایج با نتایج تحقیقات «هولتدال» و «جونز»^۹ (۲۰۰۴) مطابقت دارد. درحقیقت افزایش تراکم جمعیت از طریق افزایش تقاضا در جهت مصرف انرژی منجر به کاهش کارایی کربن می‌گردد (صادقی و سعادت، ۱۳۸۳). مخارج تحقیق و توسعه در سه گروه استان‌ها تأثیر معنی‌داری بر کارایی کربن ندارد. جدول ۱۳ تخمین فضایی معادله نابرابری درآمدی را گزارش می‌دهد.

جدول ۱۳: برآورد فضایی معادله نابرابری درآمدی به روش GS2SLS

Tab. 13: Spatial Estimation of Income Inequality Equation Using GS2SLS Method

درآمد پایین			درآمد متوسط			درآمد بالا			متغیر
ضریب	مقدار	آماره t	ضریب	مقدار	آماره t	ضریب	مقدار	آماره t	
	احتمال			احتمال			احتمال		

¹ Bekun *et al.*

² Hanley *et al.*

³ Borozan

⁴ Yang & Li

⁵ Adom *et al.*

⁶ Zhang & Zhao

⁷ Sun *et al.*

⁸ Morikawa

⁹ Holtedahl & Joutz

۴/۶۸	۰/۰۰۰	۰/۵۵	۶/۲۵	۰/۰۰۰	۰/۲۷	۱/۸۴	۰/۰۷۲	۰/۵۷	<i>wly – log Gini</i>
-۱/۸۲	۰/۰۷۵	-۰/۰۱	-۱/۶۳	۰/۱۰۴	-۰/۰۲	۰/۴۴	۰/۱۶۲	۰/۰۵	<i>log TFCEE</i>
۰/۰۷	۰/۹۴۰	۰/۰۱	-۰/۷۶	۰/۴۴۸	-۰/۰۱	۰/۴۸	۰/۵۸۰	۰/۱۸	<i>Growth</i>
-۱/۹۳	۰/۰۵۹	-۰/۱۱	-۲/۱۵	۰/۰۳۳	-۰/۰۴	-۲/۷۶	۰/۰۰۳	-۰/۲۹	<i>log Si</i>
-۳/۱۵	۰/۰۰۳	-۲/۳۱	-۱/۲۷	۰/۱۷۲	-۰/۵۲	۱/۱۱	۰/۲۴۱	۱/۸۶	<i>log Ur</i>
۱/۶۵	۰/۱۰۵	۰/۰۶	۲/۱۲	۰/۰۳۵	۰/۰۴	-۲/۰۸	۰/۱۲۷	-۰/۱۴	<i>log Un</i>
-۳/۷۹	۰/۰۰۰	-۱/۹۲	-۲/۴۳	۰/۰۱۶	-۰/۵۸	-۰/۰۸	۰/۹۴	-۰/۰۴۹	عرض از مبدأ
۰/۴۷	۰/۳۵	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۴۷	۰/۴۱	۰/۹۹	۰/۴۵	۰/۳۳	R2 Buse R2 Adj Buse Raw Moments R2 Raw Moments R2 Adj
							۰/۹۸	۰/۹۸	

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

براساس نتایج گزارش شده در جدول (۱۳)، ضریب وزن فضایی برای هر سه گروه درآمدی مثبت و معنی‌دار است؛ درواقع، اثر فضایی ناشی از متغیر وابسته نابرابری درآمدی نشان می‌دهد که بخشی از نابرابری درآمدی در یک استان ناشی از افزایش نابرابری در استان‌های مجاور است. در گروه‌های با درآمد متوسط و پایین ضریب کارایی کربن منفی و معنی‌دار می‌باشد و به ازای تغییر یک درصدی در کارایی کربن، نابرابری درآمدی به ترتیب به میزان ۰/۰۲ و ۰/۰۱٪ کاهش می‌یابد. نتایج با یافته‌های «لی» و همکاران^۱ (۲۰۲۱) مطابقت دارد. این موضوع نشان می‌دهد که کارایی کربن می‌تواند شکاف درآمدی بین افراد غنی و فقیر را کاهش دهد؛ درواقع، سطح بالاتر کارایی کربن اساساً منجر به مصرف انرژی کمتر با همان سطح خروجی اقتصادی می‌شود که به صرفه‌جویی در انرژی در فرآیند تولید کمک می‌کند. از طرف دیگر، بهبود کارایی کربن به معنای کارایی بالاتر است که به ارتقای رشد اقتصادی و سطوح درآمدی کمک می‌کند (ادوم و همکاران^۲، ۲۰۲۱). ضریب کارایی کربن در گروه استان‌هایی با درآمد بالا مثبت و بی‌معنی می‌باشد که این می‌تواند به دلیل توسعه سریع اقتصادی و تراکم صنعتی در سطح بالا در این مناطق باشد. پیشرفت‌های فناوری ممکن است مزایا را در بین کارگران شهری ماهر و شرکت‌های بزرگ متمرکز کند و نیروی کار روستایی کم‌مهارت را برای به اشتراک گذاشتن سودها به دردرسر بیندازد. علاوه بر این، تغییر به سمت صنایع با فناوری بیشتر نیز ممکن است فشارهای اشتغال بر کارگران کم‌مهارت و نابرابری‌های بیشتر را تشدید کند.

بیکاری تأثیر مثبت و معنی‌داری بر نابرابری درآمدی در استان‌های با درآمد متوسط و پایین دارد. همان‌طور که انتظار می‌رود با افزایش نرخ بیکاری نابرابری درآمدی بیشتر می‌گردد. این نتیجه با نتیجه «سیفی‌پور» و همکاران (۱۳۹۰) دال بر این که میزان بیکاری منجر به برابر شدن توزیع درآمد و بهبود آن در ایران می‌گردد، مطابقت دارد. در استان‌های با درآمد بالا بیکاری تأثیر معنی‌داری بر نابرابری درآمدی ندارد.

¹ Li et al.² Adom et al.

ضریب سهم ارزش افزوده بخش صنعت در هر سه گروه استانی منفی و معنی دار است. با افزایش ارزش افزوده بخش صنعت، نابرابری درآمدی به طور معنی داری کاهش می یابد؛ بنابراین می توان گفت رشد بخش صنعت سبب کاهش نابرابری درآمدی خواهد شد؛ چراکه درآمد در بخش صنعت با سرعت بیشتری فزونی می گیرد و منجر به سرمایه گذاری بیشتر می شود. از سوی دیگر، صنعتی شدن، امکانات بیشتر اشتغال و درآمد همراه است؛ استاندارد زندگی مردم ارتقا می یابد، مرگ و میر کاسته می شود و استفاده از وسایل بهداشتی و آموزش و پرورش نیز بیشتر می شود (پورمختار و مقدسی، ۱۳۹۴).

شهرنشینی تأثیر معنی داری بر نابرابری درآمدی در استان های با درآمد بالا و متوسط ندارد. شهرنشینی منجر به کاهش نابرابری درآمدی در استان های با درآمد پایین می شود. شهرنشینی با اثر مثبتی که بر رشد اقتصادی دارد، سبب کاهش نابرابری درآمدی می شود. این نتیجه می تواند بدین دلیل باشد که تمرکز کارخانه ها و شرکت های تولیدی در مراکز شهری باعث حرکت جمعیت روستایی در جهت یافتن شغل و کسب درآمد بالاتر و استفاده از امکانات عمومی به سمت مناطق شهری شود و در نتیجه نابرابری درآمدی کاهش یابد (شکیبایی و همکاران، ۱۳۹۴). ضریب رشد اقتصادی در هر سه گروه درآمدی مثبت و بی معنی می باشد.

۵. نتیجه گیری

با هدف بررسی ارتباط متقابل کارایی کربن و نابرابری درآمدی در استان های ایران و با استفاده از داده های ۳۰ استان ایران از سال ۱۳۹۷-۱۳۸۶، شاخص کارایی کربن کل عوامل (TFCEP) با استفاده از روش تحلیل پوششی داده محاسبه شده و ارتباط متقابل نابرابری درآمدی و کارایی کربن توسط مدل معادلات همزمان فضایی (SSEM) مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج آزمون هم انباشتگی حاکی از آن است که رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل در معادلات کارایی کربن و نابرابری درآمدی وجود دارد؛ همچنین، نتایج آزمون موران نشان می دهد که همبستگی فضایی در کارایی کربن و همچنین، نابرابری درآمدی مورد تأیید است. برآورد مدل معادلات همزمان فضایی به روش GS2SLS نشان می دهد کاهش نابرابری درآمدی به طور معنی دار منجر به بهبود کارایی کربن در استان های با درآمد پایین می شود. افزایش نابرابری درآمدی به طور معنی دار منجر به بهبود کارایی کربن در گروه استان های با درآمد متوسط می شود. بهبود کارایی کربن در استان های با درآمد متوسط و پایین به طور معنی داری منجر به کاهش نابرابری درآمدی می شود. این عمدتاً به دلیل همبستگی مثبت میان بهره وری انرژی و بهره وری اجتماعی است؛ لذا، تجزیه و تحلیل نشان می دهد که ارتباط متقابل میان کارایی کربن و نابرابری درآمدی در استان های با درآمد متوسط و پایین وجود دارد. در استان های با درآمد بالا کارایی کربن تأثیر معنی داری بر نابرابری درآمدی و نابرابری درآمدی تأثیر معنی داری بر کارایی کربن ندارد.

کاهش چگالی جمعیتی در استان های با درآمد پایین، رشد اقتصادی، صنعتی شدن و کاهش چگالی جمعیتی در استان های با درآمد متوسط منجر به افزایش کارایی کربن می شود. رشد اقتصادی، صنعتی شدن و شهرنشینی در استان های با درآمد بالا تأثیر منفی و معنی دار بر کارایی کربن دارند. مخارج تحقیق و توسعه در همه گروه های درآمدی تأثیر مثبت و بی معنی بر کارایی کربن دارد.

صنعتی شدن منجر به کاهش نابرابری درآمدی در همه استان می شود. اشتغال در استان های با درآمد متوسط و پایین منجر به کاهش نابرابری درآمدی می شود. شهرنشینی صرفاً در استان های با درآمد پایین منجر به کاهش نابرابری درآمدی می شود. رشد اقتصادی در هر سه گروه درآمدی تأثیر معنی داری بر نابرابری درآمدی ندارد.

توصیه می شود سیاست گذاران برای حصول همزمان کاهش نابرابری درآمدی و افزایش کارایی کربن سیاست گذاری را با شرایط محلی سازگار کنند تا سیاست های مناسبی را تدوین کنند. تقویت سیستم های توزیع

مجدد درآمد و تأمین اجتماعی در استان‌های با درآمد پایین به افزایش کارایی کربن کمک می‌کند. پیشنهاد می‌شود سیاست‌های توزیع مجدد درآمد در استان‌های با درآمد متوسط با سیاست‌های مکمل افزایش کارایی کربن مانند سیاست‌های رشد اقتصادی و بهبود ساختار صنعت همراه باشد.

سیاست بهبود کارایی کربن، افزایش اشتغال و صنعتی‌شدن می‌تواند به کاهش نابرابری درآمدی استان‌های با درآمد متوسط و پایین کمک نماید. صنعتی‌شدن در همه گروه‌ها منجر به کاهش نابرابری درآمدی می‌شود، ولی توصیه می‌شود اتخاذ این استراتژی در استان‌های با درآمد بالا با سیاست‌های مکمل بهبود کارایی کربن همراه باشد. سیاست افزایش اشتغال در جمعیت‌های با درآمد متوسط و پایین منجر به بهبود کارایی کربن می‌شود.

سیاسگزاری

در پایان نویسندگان برخورد لازم می‌دانند از سردبیر و داوران ناشناس فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران به دلیل نظرات ارزشمندشان که باعث غنای مقاله شده است، قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

نویسنده اول مسئول مفهوم‌سازی، توسعه مدل مفهومی و طراحی چارچوب پژوهش بود. نویسنده دوم جمع‌آوری داده‌ها، توسعه پایگاه داده و سازماندهی مستندات پژوهش را انجام داد.

تضاد منافع

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر در ارجاع‌دهی، نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

- پورمختار، الهام؛ و مقدسی، رضا، (۱۳۹۴). تأثیر ارزش افزوده بخش‌های مختلف اقتصادی بر نابرابری درآمد در ایران (با تأکید بر بخش کشاورزی). *اقتصاد کشاورزی*، ۹(۲): ۵۴-۳۷.
https://www.iranianjae.ir/article_13216.html
- سیفی‌پور، رویا؛ و رضایی، محمدقاسم، (۱۳۹۰). بررسی عوامل موثر توزیع درآمد بر اقتصاد ایران با تأکید بر مالیات‌ها. *پژوهشنامه مالیات*، (۱۰) ۱۹: ۱۲۱-۱۴۲.
<https://taxjournal.ir/article-1-100-fa.html>
- شکیبایی، علیرضا؛ کمال‌الدینی، زهرا؛ طالقانی، فاطمه؛ و احمدی نژاد، محمدرضا، (۱۳۹۴). تأثیر شهرنشینی بر سرعت همگرایی توزیع درآمد شهری و روستایی در استان‌های منتخب کشور ایران (با رویکرد اقتصاد سنجی فضایی). *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، (۵۷) ۱۵: ۱۴۰-۱۰۹.
- صادقی، حسین؛ و سعادت، رحمان، (۱۳۸۳). رشد اقتصادی جمعیت و اثرات زیست‌محیطی در ایران (یک تحلیل علی). *تحقیقات اقتصادی*، (۶۴) ۳۹: ۱۸۰-۱۶۳.
<https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.00398969.1383.39.1.7.6>
- نجفی، سید محمد باقر؛ خانزادی، آزاد؛ و قادری، الهام، (۱۳۹۶). تأثیر بهره‌وری نیروی کار بر کاهش فقر در ایران. *فصلنامه علمی مجلس و راهبرد*، (۹۲) ۲۴: ۳۳۶-۳۱۱.
- نجفی علمدارلو، حامد؛ مرتضوی، سید ابوالقاسم؛ و شمشادیزدی، کنایون، (۱۳۹۲). کاربرد اقتصاد سنجی فضایی در بررسی عوامل موثر بر صادرات محصولات کشاورزی در کشورهای عضو اکو: رهیافت داده‌های تابلویی. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، (۳) ۱۳: ۶۲-۴۹.

References

- Adom, P. K., Agrad, M. & Vezzulli, A., (2021). Energy efficiency-economic growth nexus: what is the role of income inequality? *J. Clean. Prod.*, 310: 127382. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2021.127382>
- Aflaki, S., Kleindorfer, P. & de Miera Polyominos, V., (2013). Finding and implementing energy efficiency projects in industrial facilities. *Prod. Oper. Manag.*, 22: 503–517. <https://doi.org/10.1111/j.1937-5956.2012.01377.x>
- Afridi, F., Li, S.X. & Ren, Y., (2015). Social identity and inequality: the impact of China's hukou system. *J. Public Econ.*, 123: 17–29. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2014.12.011>
- Akram, R., Chen, F., Khalid, F., Huang, G. & Irfan, M., (2021). Heterogeneous effects of energy efficiency and renewable energy on economic growth of BRICS countries: a fixed effect panel quantile regression analysis. *Energy*, 215: 119019. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2020.119019>
- Alina, D., (2025). *How Climate Change Affects Global Income Inequality*. Global Challenges in Economics and Management: From Capital Markets to Responsible Consumption. 263-286. <https://doi.org/10.26399/978-83-60694-74-9/a.drozhzha>
- Alp Coskun, E., (2025). Exploring the trade-offs between carbon emissions, income inequality, and poverty: A theoretical and empirical framework. *Energy Economics*, 143: 108223. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2025.108223>
- Antonio Duro, J., (2015). The international distribution of energy intensities: some synthetic results. *Energy Policy*, 83: 257–266. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2015.03.022>
- Baek, J. & Gweisah, G., (2013). Does income inequality harm the environment? empirical evidence from the United States. *Energy Pol.*, 62: 1434e1437. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2013.07.097>
- Balezentis, T., Liobikiene, G., Dalia _Streimikiene, D. & Sun, K., (2020). The impact of income inequality on consumption-based greenhouse gas emissions at the global level: a partially linear approach. *J. Environ. Manag.*, 267: 110635. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2020.110635>
- Bekun, F.V., Emir, F. & Sarkodie, S. A., (2019). Another look at the relationship between energy consumption, carbon dioxide emissions, and economic growth in South Africa. *Science of the Total Environment*, 655: 759-765. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2018.11.271>
- Bergougua, B. Boudjanac, R. Mehibelc, S. & Zambrano, M., (2024). How do institutional quality and income asymmetrically affect carbon emission sin equality? A quantile -on-quantile assessment for six major global emitters. *Journal of Cleaner Production*, 483(1442150). <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2024.144215>
- Borozan, D., (2018). Technical and total factor energy efficiency of European regions: a two-stage approach. *Energy*, 152: 521e532. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2018.03.159>
- Boyce, J. K., (1994). "Inequality as a Cause of Environmental Degradation". *Ecological Economics*, 11(3): 169-178. [https://doi.org/10.1016/0921-8009\(94\)90198-8](https://doi.org/10.1016/0921-8009(94)90198-8)
- Brundtland, G. H., (1987). Our common future. Oxford University Press, Oxford.
- Cade, B.S., Noon, B.R., 2003. A gentle introduction to quantile regression for ecologists. *Front. Ecol. Environ.*, 1 (8): 412–42. [https://doi.org/10.1890/1540-9295\(2003\)001\[0412:AGITQR\]2.0.CO;2](https://doi.org/10.1890/1540-9295(2003)001[0412:AGITQR]2.0.CO;2)

- Chen, T., Zhang, Y., Jiang, C. & Li, H., (2023). How does energy efficiency affect employment? Evidence from Chinese cities. *Energy*, 280: 128071. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2023.128071>
- Chen, T., Mu, W. & Li, H., (2025). Balancing energy efficiency and social costs: Evidence from income disparities. *Energy Economics*. 150: 108876. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2025.108876>
- Churchill, S.A., Ivanovski, K. & Munyanyi, M. E., (2021). Income inequality and renewable energy consumption: time-varying non-parametric evidence. *J. Clean. Prod.*, 296: 126306. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2021.126306>
- Dong, K., Dou, Y. & Jiang, Q., (2022). Income inequality, energy poverty, and energy efficiency: Who cause who and how? *Technological Forecasting & Social Change*, 179: 121622. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2022.121622>
- Du, M. He, L. Zhao, M. Wang, J. Cao, Y. & Li, H., (2022). Examining the relations of income inequality and carbon productivity: A panel data analysis. *Sustainable Production and Consumption*, 31. 249-262. <https://doi.org/10.1016/j.spc.2022.01.027>
- Fullerton, D., (2008). *Distributional Effects of Environmental and Energy Policy: An Introduction*. Working Paper Series. <https://doi.org/10.4324/9781315257570>
- Golley, J. & Meng, X., (2012). Income inequality and carbon dioxide emissions: the case of Chinese urban households. *Energy Econ.*, 34 (6): 1864–1872. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2012.07.025>
- Hanley, N.D., McGregor, P.G., Swales, J.K. & Turner, K., (2006). The impact of a stimulus to energy efficiency on the economy and the environment: A regional computable general equilibrium analysis. *Renewable Energy*, 31(2): 161-171. <http://dx.doi.org/10.1016/j.renene.2005.08.023>
- He, G. & Wu, X., (2017). Marketization, occupational segregation, and gender earnings inequality in urban China. *Soc. Sci. Res.*, 65: 96–111. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2016.12.001>
- Heerink, N., Mulatu, A. & Bulte, E., (2001). Income Inequality and the Environment: Aggregation Bias in Environmental Kuznets Curves. *Ecological Economics*, 38(3): 359-367. [https://doi.org/10.1016/S0921-8009\(01\)00171-9](https://doi.org/10.1016/S0921-8009(01)00171-9)
- Holtedahl, P. & Joutz, F. L., (2004). Residential electricity demand in Taiwan. *Energy Economics*, 26(2): 201-224. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2003.11.001>
- Hou, A., Liu, A. & Chai, L., (2024). Does reducing income inequality promote the decoupling of economic growth from carbon footprint? *World Dev.*, 173: 106423. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2023.106423>
- Khan, A. Q., Saleem, N. & Fatima, S.T., (2018). Financial development, income inequality and CO2 emissions in Asian countries using STIRPAT model. *Environ. Sci. Pollute. Res.*, 25: 6308e6319. <https://doi.org/10.1007/s11356-017-0719-2>
- Kuznets, S., (1955). *Economic growth and income inequality*. *American Economic Review*, 45: 1-28.
- Lin, B. & Huang, C., (2022). Analysis of emission reduction effects of carbon trading: market mechanism or government intervention? *Sustain. Prod. Consum.* 33: 28–37. <https://doi.org/10.1016/j.spc.2022.06.016>
- Liu, Z.K. & Xin, L., (2019). Has China's Belt and Road Initiative promoted its green total factor productivity? evidence from primary provinces along the route. *Energy Pol.* 129: 360e369. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2019.02.045>

- Liu, Z., Zhang, H., Zhang, Y.J. & Qin, C.X., (2020). How does income inequality affect energy efficiency? Empirical evidence from 33 belt and road initiative countries. *J. Clean. Prod.*, 269: 122421. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.122421>
- Li, W., Chien, F., Hsu, C.C., Zhang, Y., Nawaz, M.A., Iqbal, S. & Mohsin, M., (2021). Nexus between energy poverty and energy efficiency: estimating the long-run dynamics. *Resour. Policy*, 72: 102063. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102063>
- Lu, Y. & Wang, F., (2013). From general discrimination to segmented inequality: migration and inequality in urban China. *Soc. Sci. Res.* 42: 1443–1456. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2013.06.006>
- Morikawa, M., (2012). Population density and efficiency in energy consumption: An empirical analysis of service establishments. *Energy Economics*, 34(5): 1617-1622. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2012.01.004>
- Najafi, S. M. B., Khanzadi, A. & Qaderi, E., (2017). Examining and Analysing the Effects of Improvemnt of Productivity on Reducing Relative Poverty in Iran. *Majlis and Rahbord*, 24(92): 311-336. (In Persian).
- Najafi Alamdarloo, H., Mortazavi, S. A. & Shamshad Yazdi, K., (2012). Application of spatial econometrics in investigating the factors affecting the export of agricultural products in ECO member countries: A panel data approach. *Quarterly Journal of Economic Research*, 13(3): 49-62. (In Persian).
- Pourmokhtar, E. & Moghadasi, R., (2015). The Effect of Different Economic Sector's Value Added on Income Inequality in Iran (Emphasized on Agricultural Sector). *Agricultural Econpmics*, 9(2): 37-54. (In Persian).
- Ravallion, M., Heil, M. & Jalan, J., (2000). Carbon Emissions and Income Inequality. *Oxford Economic Papers*, 52(4): 651-669. <https://doi.org/10.1093/oep/52.4.651>
- Rosenow, J. & Bayer, E., (2017). Costs and benefits of energy efficiency obligations: a review of European programs. *Energy. Policy*, 107: 53–62. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2017.04.014>
- Sadeghi, H. & Saadat, R., (2004). Economic Population Growth and Environmental Effects in Iran (A Causal Analysis). *Economic Research*, 39(64): 163-180. (In Persian). <https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.00398969.1383.39.1.7.6>
- Schandl, H., Hatfield-Dodds, S., Wiedmann, T., Geschke, A., Cai, Y., West, J., Newth, D., Baynes, T., Lenzen, M. & Owen, A., (2016). Decoupling global environmental pressure and economic growth: scenarios for energy use, materials use and carbon emissions. *J. Clean. Prod.*, 132: 45–56. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2015.06.100>
- Seifipour, R. & Rezaei, M., (2011). Investigating the effective factors of income distribution on the Iranian economy with emphasis on taxes. *Tax Research Journal*, 10(58): 121-142. (In Persian).
- Shakibaei, A., Kamalaldini, Z., Taleghani, F., Ahmadinejad, M., (2015). The Impact of Urbanization on the Speed of Urban and Rural Income Convergence in Selected Provinces of Iran. (With Spatial Econometric Approach). *Economic Research.*, 2 (57): 109-140. (In Persian).
- Sun, H., Edziah, B. K., Sun, C. & Kporsu, A.K., (2021). Institutional quality and its spatial spillover effects on energy efficiency. *Socio-Economic Planning Sciences*, 101023. <https://doi.org/10.1016/j.seps.2021.101023>

- Taconet, N., Méjean, A. & Guivarch, C., (2020). Influence of climate change impacts and mitigation costs on inequality between countries. *Climatic Change*, 160(1): 15–34. <https://doi.org/10.1007/s10584-019-02637-w>
- Tan, Y. & Uprasen, U., (2021). Carbon neutrality potential of the ASEAN-5 countries: implications from asymmetric effects of income inequality on renewable energy consumption. *J. Environ. Manag.* 299: 113635. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2021.113635>
- Torras, M. & Boyce, J., (1998). Income, Inequality, and Pollution: A Reassessment of the Environmental Kuznets Curve. *Ecological Economics*, 25: 147-160. [https://doi.org/10.1016/S0921-8009\(97\)00177-8](https://doi.org/10.1016/S0921-8009(97)00177-8)
- Topcu, M. & Tugcu, C.T., (2020). The impact of renewable energy consumption on income inequality: evidence from developed countries. *Renew. Energy*, 151: 1134–1140. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2019.11.103>
- United Nations Climate Change Annual Report, (2022). 978-92-9219-209-9.
- Uzar, U., (2020). Is income inequality a driver for renewable energy consumption? *J. Clean. Prod.*, 255: 120287. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.120287>
- Wei, X., Pal, Sh. & Mahalik, M., (2024). The role of energy efficiency in income inequality dynamics in developing Asia: Evidence from artificial neural networks. Volume 136: 107747. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2024.107747>
- Yang, X. Y. & Li, C., (2019). Industrial environmental efficiency, foreign direct investment and export: evidence from 30 provinces in China. *J. Clean. Prod.*, 212: 1490e1498. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2018.12.156>
- Yu, Y. & Liu, Q., (2022). An empirical study on correlation among poverty, inclusive finance, and CO2 emissions in China. *Environ. Sci. Pollut. Res.*, 29 (47): 71400–71411. <https://doi.org/10.1007/s11356-022-19901-9>
- Yuan, Y., Wang, M., Zhu, Y., Huang, X. & Xiong, X., (2020). Urbanization's effects on the urban-rural income gap in China: a meta-regression analysis. *Land Use Policy*, 99: 104995. <https://doi.org/10.1007/s11356-022-19901-9>
- Zhang, N & Choi, Y., (2013). Total-factor carbon emission performance of fossil fuel power plants in China: A metafrontier non-radial Malmquist index analysis. *Energy Economics*, 40: 549–559. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2013.08.012>
- Zhang, C. & Zhao, W., (2014). Panel estimation for income inequality and CO2 emissions: a regional analysis in China. *Appl. Energy*, 136: 382e392. <https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2014.09.048>
- Zhu, M., Huang, H. & Ma, W., (2023). “Transformation of natural resource use: Moving towards sustainability through ICT-based improvements in green total factor energy efficiency”. *Resources Policy*, 80: 103228. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.103228>