Industrial Economics Researches Open Access

Autumn (2024) 8(29): 37-56
DOI: 10.30473/jier.2025.73506.1487

ORIGINAL ARTICLE

Environmental Productivity Analysis of Iran's Provinces: Application of Malmquist Productivity Index and Spatial Analysis[1]

Somayeh Azami[1], Hawzhin Azhand[2]

1. Associate Professor, Department of Economics, Razi University, Kermanshah, Iran.
2. Master of Energy Economics, Department of Economics, Razi University, Kermanshah, Iran.

Corresponding Author:
Somayeh Azami
Email: s.azami@razi.ac.ir

Received: 20 Jan 2025
Accepted: 22 May 2025

How to cite
Azami, S. & Azhand, H. (2024). Environmental Productivity Analysis of Iran's Provinces: Application of Malmquist Productivity Index and Spatial Analysis. Industrial Economics Researches, 8(29), 37-56. (DOI: 10.30473/jier.2025.73506.1487)

ABSTRACT

Improving environmental efficiency is an important solution to achieve a balance between the goals of economic development and environmental protection. This study examines changes in environmental productivity in Iran's provinces between 2006 and 2018 and analyzes the role of energy intensity and urbanization in these changes. This research is conducted in three stages. First, the provinces' carbon dioxide emissions (non-desirable output) are calculated according to IPCC guidelines. Then, environmental productivity is calculated using data envelopment analysis and the Meta-Frontier Non-Radial Malmquist CO2 Emission Performance Index (MNMCPI). In the end, the role of energy intensity and urbanization in the provinces' environmental productivity changes is examined using spatial analysis. According to the DEA method, innovation has the greatest influence on environmental productivity, while efficiency has the least impact. Also, GDP has a positive effect on environmental productivity in the provinces. According to spatial analysis, environmental productivity in one province has a positive spillover effect on the neighboring provinces. Energy intensity has a negative and significant effect on environmental productivity. The growth of urbanization, due to the undesirable structure of cities, leads to a decline in environmental productivity. Reforming energy policies, adopting new production technologies, promoting clean energy, reforming the structure of cities, providing welfare facilities to villagers, and developing and improving the public transport fleet can help improve environmental efficiency.

KEYWORDS

Non-Radial Directional Distance function, MNCPI, Spatial Econometrics, Sustainable Development.

JEL classification: L_{10}, C_{61}, D_{24}, Q_{43}, Q_{54}

1. This article is taken from the master's thesis of Hawzhin Azhand under the supervison of Dr. Somayeh Azami.

Copyright © 2024 The Authors. Published by Payame Noor 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.

پژوهش‌های اقتصاد صنعتی

سال هشتم، شماره بیست‌ونهم، پاییز ۱۴۰۳ (۵۶-۳۷)

DOI: 10.30473/jier.2025.73506.1487

«مقاله پژوهشی»

تحلیل بهره‌وری زیست‌محیطی استان‌های ایران: کاربردی از شاخص بهره‌وری مالم کوئیست و تحلیل فضایی[۱]

سمیه اعظمی[۱*]، هاوژین اژند[۲]

۱. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران.

۲. کارشناس ارشد اقتصاد انرژی، گروه اقتصاد، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران.

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

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۱/۰۱
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۳/۰۱

استناد به این مقاله:
اعظمی، سمیه و اژند، هاوژین (۱۴۰۳). تحلیل بهره‌وری زیست‌محیطی استان‌های ایران: کاربردی از شاخص بهره‌وری مالم کوئیست و تحلیل فضایی. پژوهش‌های اقتصاد صنعتی، ۸(۲۹)، ۵۶-۳۷.
(DOI:10.30473/jier.2025.73506.1487)

چکیده

بهبود کارایی زیست‌محیطی یکی از راهکارهای مهم برای حصول توازن میان اهداف توسعه اقتصادی و حفاظت از محیط‌زیست است. این مطالعه تغییرات بهره‌وری زیست‌محیطی استان‌های ایران را بین سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۷ بررسی می‌کند و نقش شدت انرژی و شهرنشینی را در این تغییرات تحلیل می‌کند. این پژوهش در سه مرحله انجام می‌شود. ابتدا، انتشار دی اکسید کربن (تولید نامطلوب) استان‌ها مطابق با IPCC محاسبه می‌شود. سپس، بهره‌وری زیست‌محیطی مطابق با تحلیل پوششی داده‌ها و شاخص بهره‌وری زیست‌محیطی مالم کوئیست غیرشعاعی فرامرزی (MNMCPI) محاسبه می‌شود. در پایان، با استفاده از تحلیل فضایی نقش شدت انرژی و شهرنشینی در تغییرات بهره‌وری زیست‌محیطی استان‌ها بررسی می‌شود. مطابق با روش DEA، ابداعات بیشترین تأثیر را بر بهره‌وری زیست‌محیطی دارد درحالی‌که کارایی کمترین اثرگذاری را دارد. همچنین، تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبتی بر بهره‌وری زیست‌محیطی استان‌ها دارد. مطابق با تحلیل فضایی، بهره‌وری زیست‌محیطی در یک استان اثر سرریز مثبتی بر بهره‌وری زیست‌محیطی استان‌های همجوار دارد. شدت انرژی تأثیر منفی و معنی‌دار بر بهره‌وری زیست‌محیطی دارد. رشد شهرنشینی به دلیل ساختار نامطلوب شهرها منجر به کاهش بهره‌وری زیست‌محیطی می‌شود. اصلاح سیاست‌های انرژی، استفاده از تکنولوژی جدید تولیدی، ترویج انرژی پاک و همچنین اصلاح ساختار شهرها، ارایه تسهیلات رفاهی به روستانشینان و توسعه و بهبود ناوگان حمل و نقل عمومی می‌تواند به بهبود بهره‌وری زیست‌محیطی کمک نماید.

واژه‌های کلیدی

تابع فاصله جهت‌دار غیر شعاعی، شاخص بهره‌وری زیست‌محیطی مالم کوئیست غیر شعاعی فرامرزی، اقتصادسنجی فضایی، توسعه پایدار.

طبقه‌بندی JEL: $L_{10}, C_{61}, D_{24}, Q_{43}, Q_{54}$

۱. این مقاله مأخوذ از پایان‌نامه کارشناسی ارشد هاوژین اژند با راهنمایی دکتر سمیه اعظمی است.

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

این مقاله تحت گواهی زیر منتشرشده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با 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، دستیابی به توازن میان اهداف توسعه اقتصادی و حفاظت از محیط‌زیست به یکی از اولویت‌های اصلی سیاست‌گذاران تبدیل شده است (راسخی و همکاران ۱۴۰۲). انتشار CO_2 تقریباً ۷۶٪ از کل گازهای گلخانه‌ای انسانی (GHG) را تشکیل می‌دهد. لذا، اثرات زیست‌محیطی فعالیت‌های انسانی غالباً توسط انتشار CO_2 سنجش می‌شود. یکی از راهکارهای کاهش انتشار آلاینده‌ها بهبود کارایی زیست‌محیطی است. کارایی زیست‌محیطی تلفیقی از کارایی اقتصادی و اکولوژیکی است. امروزه برخلاف گذشته، کارایی نه "تولید کالاها و خدمات بیشتر به ازای منابع معین و مشخص" بلکه "تولید کالاها و خدمات بیشتر همراه با انتشار آلاینده کمتر به ازای منابع معین و مشخص" تعریف می‌شود.

در میان تکنیک‌های متفاوت و گسترده مدل‌سازی "انرژی و محیط زیست"، روش تابع فاصله[1] بسیار پرکاربرد است (ژانگ و چوی[2]، ۲۰۱۴). این روش می‌تواند همزمان تولید مطلوب و نامطلوب را در مدل‌سازی درنظر بگیرد. در این مطالعه بهره‌وری زیست‌محیطی استان‌های ایران و اجزای این تغییرات با استفاده از روش شاخص بهره‌وری زیست‌محیطی مالم کوئیست غیرشعاعی فرامرزی (MNMCPI)[3] محاسبه می‌شود. بدین منظور، این پژوهش در سه مرحله انجام می‌شود. ابتدا، انتشار دی‌اکسید کربن استان‌ها به عنوان تولید نامطلوب محاسبه می‌شود. سپس، بهره‌وری زیست‌محیطی مطابق با تحلیل پوششی داده‌ها و شاخص MNMCPI محاسبه می‌شود. در پایان، با استفاده از تحلیل فضایی به بررسی نقش شدت انرژی و شهرنشینی در بهره‌وری زیست‌محیطی پرداخته می‌شود.

درحالی‌که ادبیات تجربی تمرکز بیشتری بر بهره‌وری استان‌ها و صنایع چین دارد، این مطالعه تحلیل جامعی از بهره‌وری استان‌های ایران ارائه می‌دهد. سعی بر آن است با شاخص‌های جدید، بهره‌وری زیست‌محیطی استان‌های ایران سنجش شود. شاخص بهره‌وری زیست‌محیطی مالم کوئیست غیرشعاعی فرامرزی امکان تجزیه تغییرات بهره‌وری را فراهم می‌کند و می‌تواند محرک‌ها و بازدارنده‌های تغییرات بهره‌وری را شناسایی کند. همچنین در مطالعه حاضر، با تحلیل فضایی به بررسی نقش شدت انرژی و شهرنشینی در تغییرات بهره‌وری استان‌های ایران پرداخته می‌شود. تحلیل فضایی این امکان را فراهم می‌کند که اثرات سرریز فضایی بهره‌وری استان‌ها لحاظ شود.

سازماندهی مقاله به این صورت است که در ادامه مبانی نظری مطرح می‌شود. پیشینه پژوهش موضوع بخش سوم است. روش‌شناسی پژوهش و یافته‌های تجربی به ترتیب به بخش چهارم و پنجم اختصاص دارد. نتیجه‌گیری و توصیه سیاستی موضوع بخش ششم است.

۲. مبانی نظری

۲-۱- بهره‌وری زیست‌محیطی

امروزه، جنبه دیگری از کارایی با عنوان "کارایی زیست‌محیطی" با توجه به اهمیت توسعه پایدار مطرح می‌شود. کارایی اکولوژیکی به مفهوم تولید کالا و خدمات بیشتر به ازای نهاده‌های معین همراه با CO_2 کمتر است؛ استفاده کارا از منابع و ایجاد آلودگی کمتر. الگوسازی ستانده نامطلوب مهمترین موضوع در سنجش کارایی زیست‌محیطی است. همان‌طور که اشاره شد در میان تکنیک‌های متفاوت و گسترده مدل‌سازی "انرژی و محیط‌زیست"، روش تابع فاصله بسیار پرکاربرد است. دو نوع تابع فاصله؛ تابع فاصله‌ای شفارد[4] و تابع فاصله‌ای جهت‌دار (DDF)[5] به طور گسترده‌ای در تحقیقات استفاده می‌شود. تابع فاصله‌ای شفارد تولید مطلوب و نامطلوب را به طور متناسبی افزایش می‌دهد و بنابراین امکان کاهش تولید نامطلوب (همراه با افزایش تولید مطلوب) در این روش وجود ندارد. ویژگی برجسته روش تابع فاصله جهت‌دار آن است که می‌تواند تولید مطلوب را افزایش و به طور همزمان نهاده انرژی و تولید نامطلوب را کاهش دهد. می‌توان با دو روش پارامتری و ناپارامتری(DEA) تابع فاصله جهت‌دار را تخمین زد.

بعد از مدل‌سازی ستانده نامطلوب موضوع بعدی روشی است که با آن شاخص بهره‌وری سنجش می‌شود. شاخص بهره‌وری مالم کوئیست (MPI)[6] توسط استن مالم کوئیست (۱۹۵۳) با عنوان شاخص استاندارد زندگی معرفی و سپس توسط کیوز[7] و همکاران (۱۹۸۲) برای اولین‌بار در نظریه تولید به‌کار گرفته شد. فار[8] و

1. Distance Function
2. Zhang and Choi
3. Meta-Frontier Non-Radial Malmquist CO2 Emission Performance Index
4. Shephard Distance Function
5. Directional Distance Function
6. Malmquist Productivity Index
7. Caves
8. Fare

همکاران (۱۹۸۹) برای محاسبه شاخص بهره‌وری مالم کوئیست از روش DEA استفاده کردند و در سال ۱۹۹۴ این شاخص را به دو عامل تغییر در کارایی و تکنولوژی تجزیه کردند. شاخص MPI تولید نامطلوب را درنظر نمی‌گیرد و از این‌روی چانگ[1] و همکاران (۱۹۹۷) شاخص بهره‌وری مالم کوئیست ـ لیوئنبرگر (MLPI)[2] را پیشنهاد دادند که در آن تولیدات نامطلوب درنظر گرفته می‌شود. آنها برای اولین‌بار روش DDF را که توسط چمبرز[3] و همکاران (۱۹۹۶) معرفی شده بود برای بررسی کارایی زیست‌محیطی به کار بردند. برخلاف چانگ و همکاران (۱۹۹۷)، ژو[4] و همکاران (۲۰۱۰) براساس تابع فاصله‌ای شفارد کربن، شاخص MCPI[5] و مفهوم عملکرد زیست‌محیطی کل عوامل (TFCP) را معرفی کردند. دو اشکال جدی به شاخص MCPI وارد است: یکی برآورد بیش از حد کارایی و دیگری یکسان فرض کردن تکنولوژی تولید همه واحدهای تصمیم‌گیری[6] (DMU). به منظور غلبه بر این دو اشکال، ژانگ و چوی (الف ۲۰۱۳) تابع فاصله جهت‌دار غیرشعاعی[7] (NDDF) را جایگزین تابع فاصله‌ای شفارد کردند و شاخص MNMCPI را ساختند که شرایط را برای درنظر گرفتن ناهمگنی‌های گروهی فراهم می‌کند (اعظمی و همکاران، ۱۳۹۷).

۲-۲- شدت انرژی و شهرنشینی

شدت انرژی نسبت اندازه مصرف نهایی انرژی به تولید ناخالص داخلی بوده و به این مفهوم اشاره دارد که برای تولید هر واحد پولی کالا و خدمات چه اندازه انرژی صرف شده است. این نسبت یکی از شاخص‌های پولی برای اندازه‌گیری کارایی انرژی است (انگ[8]، ۲۰۰۶).

تغییرات شدت انرژی ناشی از دو منبع، تغییر در کارایی مصرف انرژی و همچنین تغییر در ترکیب تولید ناشی می‌شود. کاهش شدت انرژی به معنای حفاظت بیشتر از منابع، حفظ محیط‌زیست، واردات انرژی کمتر و کاهش هزینه‌های تولید است. تحولات شدت انرژی از جنبه سیاست‌گذاری بسیار مهم بوده و سیاست‌گذاران را توانمند می‌سازد که نحوه دگرگونی‌های تقاضای انرژی را در قبال دگرگونی‌های سیستم و ساختار اقتصادی بشناسند. مهم‌تر از آن درک صحیحی از ابزارهای مناسب سیاست‌گذاری‌های حوزه انرژی به دست می‌دهد، زیرا نمایانگر ترکیبی از اثرات دگرگونی‌های ساختاری اقتصاد (نمایان در GDP) و دگرگونی در ترکیب منابع انرژی و کارایی انرژی (نمایان در مصرف انرژی) است. دگرگونی‌های معیار شدت انرژی در طول زمان نشان می‌دهد که فعالیت‌های اقتصادی به سمت انرژی‌بری بیشتر یا انرژی اندوزی حرکت می‌کنند.

شهرنشینی انتقال جمعیت از مناطق روستایی به مناطق شهری و افزایش نسبت افراد ساکن شهرها، گفته می شود. شهرنشینی یکی از مهم‌ترین پدیده‌های عصر حاضر است و به دلیل آثار اقتصادی، اجتماعی مهمی که بر جامعه می‌گذارد، در دهه‌های اخیر مورد توجه سیاست‌گذاران و محققان قرار گرفته است. در فرایند شهرنشینی، جمعیت و نیروی کار از مناطق روستایی و حرفه‌های کشاورزی برای اشتغال در صنایع و حرفه‌های وابسته به شهرها انتقال می‌یابند(الهوردی و همکاران، ۱۳۹۴). شهرها موتورهای رشد اقتصادی هستند اما افزایش شهرنشینی منجر به تخریب و نابودی محیط‌زیست می‌گردد. چرا که با افزایش شهرنشینی روند نابودی جنگل‌ها و بیابان‌ها موجب از دست رفتن تنوع زیستی و نابودی محیط‌زیست می شود. علاوه بر این یکی از مهم‌ترین مسائل جهان، گرمایش جهانی است که شهرنشینی را می‌توان از عوامل گرمایش توسط انتشار گازهای گلخانه‌ای دانست. در طول سال‌های اخیر، انتشار دی‌اکسید کربن به طور چشمگیری افزایش یافته که از سوخت‌های فسیلی مانند نفت، زغال‌سنگ و گاز و ... منتشر شده است. شهرنشینی و به دنبال آن افزایش تقاضا برای مصرف انرژی و میزان انتشار دی اکسید کربن بیشتر به محیط‌زیست، موضوع نگرانی سیاست در جهت کنترل آن در آینده شده است.

۳. پیشینه پژوهش

در سال‌های اخیر محققین بر بهره‌وری زیست‌محیطی تمرکز کرده‌اند و به سنجش و تعیین عوامل مؤثر بر آن پرداخته‌اند. در ادامه در جدول ۱ به برخی از این مطالعات اشاره می‌شود.

1. Chung
2. Malmquist Luenberger Productivity Index
3. Chambers
4. Zhou.
5. Malmquist CO2 Emission Performance Index
6. Decision Maker Unit
7. Non-radial Directional Distance Function
8. Ang

جدول ۱. خلاصه‌ای از مطالعات انجام شده در زمینه بهره‌وری زیست‌محیطی

نویسندگان	جامعه آماری	دوره زمانی	مدل	نتیجه
مطالعات انجام شده در خارج از ایران				
و همکاران [۲]یو (۲۰۱۷)	صنعت حمل و نقل منطقه‌ای چین	۲۰۰۰-۲۰۱۲	شاخص مالم‌کوئیست لیوئن برگر فرامرزی همزمان (CMML)[۱]	منطقه شرقی چین به دلیل تغییر کارایی بالاترین نرخ رشد بهره‌وری زیست‌محیطی را دارد. عمده دلیل بهبود بهره‌وری زیست‌محیطی در منطقه مرکزی چین در اثر نوآوری در تکنولوژی کم‌کربن بوده است. در منطقه غرب چین نیاز به مداخله دولت برای افزایش رشد سبز است چرا که در هیچ‌کدام از شاخص‌های تجزیه شده شاخص بهره‌وری زیست‌محیطی کل عوامل، بهبود قابل توجهی نداشته است.
یانگ و فانگ[۷](۲۰۲۰)	چین	سال‌های ۲۰۱۵ تا ۲۰۱۸	SBM-DEA و روش توبیت	مدل توبیت نشان داد که شاخص انطباق با سیاست[۳]، شاخص تعهد مسؤلیت زیست‌محیطی[۴]، شاخص قابلیت نوآوری سبز یا زیست‌محیطی[۵] و شاخص افشای اطلاعات توسعه سبز[۶] تأثیر مثبتی بر بهره‌وری سبز کل عوامل دارند.
لی و اویانگ[۱۰](۲۰۲۰)	۲۸۴ شهر چین	۲۰۰۴-۲۰۱۵	MML[8] و روش PSTR[9]	تغییرات فنی به طور کلی بهره‌وری سبز را در کشور چین کاهش داده و این تأثیر منفی در شهرهای وابسته به منابع طبیعی برجسته‌تر است. سهم انتقال فناوری از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، ممکن است رشد بهره‌وری سبز را در شرایط خاص اقتصادی بهبود بخشد درحالی که سهم ظرفیت جذب، تأثیر مثبت اما کوچکی بر روی بهره‌وری سبز دارد.
ژانگ[۱۲](۲۰۲۱)	صنایع تولیدی کشور چین	۲۰۰۰-۲۰۱۲	MML و روش DID[11]	مقررات اعتبار یا وام‌های زیست‌محیطی به طور چشمگیری رشد بهره‌وری سبز کل عوامل را در مقایسه با مفهوم سنتی، بهبود بخشیده است. علاوه بر این مقررات اعتبار یا وام‌های زیست‌محیطی به رشد پایدار، کاهش آلودگی زیست‌محیطی و ذخیره انرژی کمک خواهد کرد. بررسی زیست‌محیطی نیز نشان داد که R&D زیست‌محیطی، محرک بهره‌وری سبز کل عوامل است در حالی که R&D تولیدی، به‌صورت چشمگیری بهره‌وری کل عوامل را بهبود می‌بخشد.
و همکاران[۱۵]کیو (۲۰۲۱)	۳۰ استان کشور چین	طی دوره ۲۰۰۴_۲۰۱۷	روش DDF[13]، MML، GMM و روش FGLS[14]	رابطه بین مقررات زیست‌محیطی و بهره‌وری سبز کل عوامل خطی نبوده و U شکل است. پیشرفت فنی یا تکنولوژیکی منبع اصلی برای بهبود رشد بهره‌وری سبز کل عوامل بوده و تقویت مقررات زیست‌محیطی، تأثیر منفی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر روی بهره‌وری سبز کل عوامل را کاهش خواهد داد.

1. Contemporaneous Metafrontier Malmquist-Luenberger Carbon Emission Performance Index
2. Yu
3. Poicy Compliance Indicator
4. Environmental Responsibility Commitment Indicator
5. Green Innovation Capability Indicator
6. Green Development Information Disclosure Indicator
7. Yang & Fang
8. Meta productivity Index Frontier Malmquist-Luen-berger
9. Panel Smooth Transition Regression
10. Li & Ouyang
11. Difference-in-Difference
12. Zhang
13. Directional Distance function
14. Feasible generalized least square
15. Qiu

یو (۲۰۲۲)[2]	کشور چین	۲۰۰۶–۲۰۱۸	Super_SBM و DSDM[1]	توسعه اینترنت نه تنها تأثیر قابل توجهی بر بهبود بهره‌وری سبز کل عوامل دارد بلکه تأثیرات بلندمدت آن بزرگتر از تأثیرات کوتاه‌مدت آن بر بهره‌وری سبز کل عوامل است. همچنین توسعه اینترنت می‌تواند از طریق ساختار صنعتی و نوآوری تکنولوژیکی منجر به بهبود بهره‌وری سبز کل عوامل شود.
لی و لی (۲۰۲۲)[3]	۳۰ استان چین	۲۰۰۶–۲۰۱۸	SUPER-SBM و PANEL DATA REGRESSIONS	سرمایه‌گذاری‌های زیست‌محیطی به طور مؤثری بهره‌وری سبز را بهبود می‌بخشد. اثر سرمایه‌گذاری‌های زیست‌محیطی در استان‌هایی با وضعیت اقتصادی و اجتماعی بهتر، درصد مشارکت کمتر مردم در حفاظت از محیط‌زیست و سطوح بالای آلودگی بیشتر است.
دنگ[6] و همکاران (۲۰۲۲)	کشور چین	۲۰۱۲–۲۰۱۹	شاخص LHM[4] و تکنولوژی BP[5] و مدل SDM	بهره‌وری سبز کل عوامل در کشور چین به طور پیوسته در حال رشد بوده است و بهره‌وری سبز کل عوامل صنایع تولیدی چین به طور چشمگیری با دیجیتالی شدن اقتصاد افزایش یافته است. همچنین اثر دیجیتالی شدن بر روی بهره‌وری سبز کل عوامل صنایع تولیدی در مناطق غربی چین مشهودتر بوده است.
ون[9] و همکاران (۲۰۲۴)	شرکت‌های چینی	۲۰۱۰–۲۰۱۹	SBM-GML[7] و روش PSM-DID[8]	بیمه‌های زیست‌محیطی، بهره‌وری سبز کل عوامل شرکت‌های چینی را به طور چشمگیری از طریق کاهش محدودیت‌های مالی و افزایش نوآوری سبز یا زیست‌محیطی افزایش داده‌اند.
یان[11] و همکاران (۲۰۲۴)	در صنایع تولیدی گروهی از شرکت‌های چینی	۲۰۱۶–۲۰۲۰	DSBM[10] و روش DID	مالیات‌های زیست‌محیطی سخت، بهره‌وری زیست‌محیطی را بهتر نخواهد کرد و یک رابطه منفی بین مالیات‌های حفاظت از محیط‌زیست و بهره‌وری سبز کل عوامل وجود دارد. اقتصاد دیجیتالی و سرمایه‌گذاری سبز یا زیست‌محیطی می‌توانند نقش تعدیل‌کننده‌ای در تأثیر مالیات‌های حفاظت از محیط‌زیست بر بهره‌وری سبز کل عوامل داشته باشند.
یو[12] و همکاران (۲۰۲۴)	۳۰ استان کشور چین	۲۰۱۱–۲۰۱۹	SBM_MALMQUIST	نتایج نشان داد که افزایش توجه دولت به مسایل زیست‌محیطی می‌تواند به طور موثری منجر به بهبود بهره‌وری سبز کل عوامل گردد. همچنین تراکم صنعتی و ارتقا صنعتی مسیرهای مهمی هستند که از طریق آن‌ها توجه دولت به مسایل زیست‌محیطی به طور مثبتی بر روی بهره‌وری سبز کل عوامل اثر می‌گذارد.
دو[13] و همکاران (۲۰۲۴)	شهرهای چین	۲۰۰۸–۲۰۲۱	متد آنتروپی و مدل SBM با شاخص مالم کوئیست لیونبرگر	یافته‌ها نشان داد که سرمایه‌گذاری زیست‌محیطی می‌تواند به‌طور چشمگیری بهره‌وری سبز کل عوامل صنعتی را بهبود بخشد. تاثیر مثبت سرمایه‌گذاری زیست‌محیطی بر روی بهره‌وری سبز کل عوامل صنعتی در شهرهای مختلف چین متفاوت و متاثر از گسترش اندازه شهرهاست. علاوه بر این نوآوری تکنولوژی سبز یا زیست‌محیطی تاثیری مثبت در روند اثرگذاری سرمایه‌گذاری زیست‌محیطی بر روی بهره‌وری سبز کل عوامل دارد.

1. Dynamic Spatial Durbin Model
2. Yu
3. Lee & Lee
4. Luenberger-Hicks-Moorsteen
5. By-Production
6. Deng
7. Slack-Based Measurement Model & Global Malmquist-Luenberger approach
8. Propensity-Score Maching Methood & Difference-in-Differece
9. Wen
10. Dynamic Slacks-Based Measure
11. Yan
12. Yu
13. Du

دای[1] و همکاران (۲۰۲۵)	استان‌های چین	۲۰۰۵-۲۰۲۱	روش SBM_GML و FIXED_EFFECT	تجارت دیجیتال به طور قابل توجهی بهره وری سبز کل عوامل را افزایش داده و عدم محدودیت در تجارت و سرمایه گذاری مستقیم خارجی به طور مثبتی این رابطه را تعدیل خواهد کرد.
مطالعات انجام شده در ایران				
پارسا و همکاران (۱۳۹۴)	استان‌های ایران	۱۳۹۰-۱۳۸۵	تابع فاصله	به دلیل کاهش در کارایی فنی زیست‌محیطی، بهره‌وری زیست‌محیطی عوامل تولید کاهش یافته است. کارایی فنی زیست‌محیطی بیشترین تأثیر را در تغییرات زیست‌محیطی عوامل تولید دارد.
ممی پور و نجف‌زاده (۱۳۹۵)	۱۶ شرکت برق منطقه‌ای ایران	۱۳۸۹-۱۳۹۳	مدل‌های تحلیل پوششی شعاعی و غیر شعاعی	شرکت‌های برق منطقه‌ای کرمان و خوزستان بهترین عملکرد و شرکت‌های برق منطقه‌ای سیستان و بلوچستان و فارس بدترین عملکرد را در بین شرکت‌های برق منطقه‌ای دارند.
اعظمی و همکاران(۱۳۹۷)	صنایع کارخانه‌ای ایران	۱۳۸۵-۱۳۹۵	شاخص مالم کوئیست	شدت انرژی تأثیر منفی و معنی‌دار و مخارج تحقیق و توسعه تأثیر مثبت و معنی‌داری بر بهره‌وری زیست محیطی دارند.
عابدی و همکاران (۱۳۹۸)	ایران	۱۳۵۳-۱۳۹۳	شاخص مالم کوئیست و مالم کوئیست- لیونبرگر	بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری سبز نشان داد که عواملی همچون شهرنشینی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سهم سوخت‌های فسیلی از کل مصرف انرژی دارای رابطه منفی با بهره‌وری سبز بوده درحالی‌که نتایج گویای تأثیر مثبت و معنادار تکنولوژی بر بهره‌وری سبز می‌باشد.
بهاء الدینی و همکاران (۱۴۰۲)	۳۱ استان ایران	۱۴۰۰-۱۳۹۵	تابع فاصله جهت‌دار غیرشعاعی	مقررات زیست‌محیطی منجر به ارتقاء بهره‌وری سبز خواهد شد و نسبت به کنترل خروجی‌های نامطلوب فعالیت‌های اقتصادی موفقیت کمی داشته‌اند. همچنین اثر تولید ناخالص داخلی بر بهره‌وری سبز ناچیز و اثر نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به GDP منفی و معنی‌دار بوده است.
تنهایی و همکاران (۱۴۰۳)	کارخانه تولید کاغذ و مقوای کرمان		مطالعه توصیفی	از نظر کارکنان، استفاده از سوخت‌های جایگزین مانند گاز طبیعی فشرده، گاز مایع و انرژی الکتریکی مهمترین گزینه برای بهره‌وری سبز است.
مسیبی اطاقسرا و همکاران (۱۴۰۳)	صنعت و حمل و نقل ایران	۱۳۸۰-۱۳۹۰	روش حسابداری رشد با بهره‌گیری از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتب	کمتر بودن متوسط رشد بهره‌وری متعارف از بهره‌وری سبز در بخش صنعت نشانگر نادیده گرفتن اثرات زیست‌محیطی تولید در فرایند براورد شاخص‌های بهره‌وری است. بالاتر بودن رشد بهره‌وری متعارف نسبت به سبز برای بخش حمل و نقل نشانگر آن است که ارزیابی درستی از عملکرد بخش مذکور صورت نگرفته است.

همان‌طور که جدول ۱ مشخص است عمده مطالعات ادبیات در حوزه بهره‌وری زیست‌محیطی در کشور چین است. نتیجه مطالعات گزارش شده قابل توجه است. کارایی در صنایع و یا استان‌های چین نقش مهمی در بهره‌وری زیست‌محیطی دارد. از عوامل مؤثر بر بهره‌وری زیست‌محیطی می‌توان به مخارج تحقیق و توسعه، اقتصاد دیجیتال، توسعه اینترنت و نوآوری اشاره نمود. نکته جالب در نتایج مطالعات خارجی تأثیر مقررات زیست‌محیطی است. قاطعیتی در مورد تأثیر مقررات زیست‌محیطی بر بهره‌وری وجود ندارد. در برخی مطالعات رابطه مقررات زیست‌محیطی و بهره‌وری زیست‌محیطی U شکل و غیرخطی است و در برخی مطالعات هم نشان داده می‌شود که مالیات‌های زیست‌محیطی سخت، بهره‌وری زیست‌محیطی را بهتر نخواهد کرد. مطالعات ایران به نقش شهرنشینی، سرمایه‌گذاری خارجی، شدت انرژی، مخارج تحقیق و توسعه، ساختار صنعتی و تکنولوژی اشاره می‌کند.

درحالی‌که ادبیات تجربی تمرکزی بیشتری بر بهره‌وری استان‌ها و صنایع چین دارد، این مطالعه تحلیل جامعی از بهره‌وری استان‌های ایران ارائه می‌دهد. سعی بر آن است با شاخص‌های جدید، بهره‌وری زیست‌محیطی استان‌های ایران سنجش شود. شاخص بهره‌وری زیست‌محیطی مالم کوئیست غیرشعاعی فرامرزی امکان تجزیه تغییرات بهره‌وری را فراهم می‌کند و می‌تواند محرک‌ها و بازدارنده‌های

1. Dai

تغییرات بهره‌وری را شناسایی کند. همچنین در مطالعه حاضر، با تحلیل فضایی به بررسی نقش شدت انرژی و شهرنشینی در تغییرات بهره‌وری استان‌های ایران پرداخته می‌شود.

٤. روش‌شناسی پژوهش

٤-١- روش تحلیل پوششی داده‌ها: شاخص عملکرد زیست‌محیطی غیر شعاعی فرامرزی (MNMCPI)

فرض می‌شود هر واحد تولیدی انرژی (E)، سرمایه (K) و نیروی کار (L) را به عنوان نهاده برای تولید ستانده مطلوب (Y) و ستانده نامطلوب (C) به‌کار می‌گیرد. تکنولوژی تولید در حالت کلی به صورت زیر بیان می شود:

$$\{K,L,E \text{ می‌تواند } Y \text{ و } C \text{ را تولید کند}; T=\{(K,L,E,Y,C)\} \quad (۱)$$

مطابق با فار[1] و گراسکوپ (۲۰۰۰) فرض می‌شود تکنولوژی تولید اصول موضوعه استاندارد نظریه تولید را تأمین می‌کند. T یک مجموعه بسته است و با ورودی‌های محدود تنها می‌توان خروجی‌های محدود را تولید کرد. علاوه بر این، به‌کارگیری نهاده‌ها (ورودی)، تولیدات(خروجی) مطلوب را همراه با تولیدات نامطلوب فراهم می‌آورد. برای آنکه مدل‌سازی مجموعه امکانات تولیدی منطقی باشد لازم است فرض های زیر رعایت شود:

$$\begin{aligned} &(i) If\ (K,L,E,Y,C)\in \mathrm{T}\ and\ ^\circ\leq\theta\leq 1,\\ &then (K,L,E,\theta Y,\theta C)\in \mathrm{T},\\ &(ii) If\ (K,L,E,Y,C)\in \mathrm{T} and\ C=0,\\ &then\ E=0 \end{aligned} \quad (۲)$$

فرض i بیان می‌کند هزینه فرصت کاهش خروجی نامطلوب معادل کاهش خروجی مطلوب است. مطابق با فرض ii خروجی نامطلوب همراه با خروجی مطلوب تولید می‌شود. بنابراین، اگر تولید نامطلوب به صفر کاهش یابد تولید مطلوب نیز به صفر کاهش می‌یابد. در ادامه با استفاده از تکنیک DEA به تصریح مرز تولید پرداخته می‌شود. تکنولوژی تولید زیست‌محیطی را برای N واحد تصمیم‌گیری با فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس را می‌توان به صورت زیر فرموله کرد (ژو و همکاران،۲۰۱۲):

$$T=\left\{\begin{array}{l}(K,L,E,Y,C):\\ \sum_{n=1}^{N} z_n K_n \leq K, \sum_{n=1}^{N} z_n L_n \leq L,\\ \sum_{n=1}^{N} z_n E_n \leq E, \sum_{n=1}^{N} z_n Y_n \geq Y,\\ \sum_{n=1}^{N} z_n C_n = C, z_n \geq \circ, n=1,2,...,N\end{array}\right\} \quad (۳)$$

Z_n شدت تأثیرگذاری n DMU ام در تعیین تصویر کارا برای DMU تحت ارزیابی است. برای ارزیابی یک DMU باید فاصله آن تا مرز مجموعه T در رابطه (۳) محاسبه شود. اگر این DMU روی مرز مجموعه کارا باشد، کارا است و در غیر این‌صورت ناکارا است. برای محاسبه DMU تحت ارزیابی تا مرز کارا از NDDF استفاده می‌شود. برخلاف روش شعاعی که در آن همه ورودی‌ها یا افزایش همه خروجی‌ها به نسبت یکسان صورت می‌گیرد، در روش غیرشعاعی مبتنی بر NDDF هر ورودی و یا خروجی به نسبت خاصی کاهش و یا افزایش می‌یابد. با این فرض که DMU تحت ارزیابی به صورت (K,L,E,Y,C) است، مدل مربوطه به شکل زیر است:

$$\begin{aligned} \vec{D}(K,L,E,Y,C:g)=&\max w_K\beta_K\\ &+w_L\beta_L+w_E\beta_E+w_Y\beta_Y+w_C\beta_C \quad (۴)\\ &s.t.\sum_{n=1}^{N} z_n K_n \leq K_{n'}-\beta_K g_K\\ &\sum_{n=1}^{N} z_n L_n \leq L_{n'}-\beta_L g_L\\ &\sum_{n=1}^{N} z_n E_n \leq E_{n'}-\beta_E g_E\\ &\sum_{n=1}^{N} z_n Y_n \geq Y_{n'}-\beta_Y g_Y\\ &\sum_{n=1}^{N} z_n C_n = C_{n'}-\beta_C g_C\\ &z_n \geq \circ, n=1,2,\ldots,N\\ &\beta_K,\beta_L,\beta_F,\beta_Y,\beta_C\geq 0 \end{aligned}$$

که در آن $W=(w_K,w_L,w_E,w_Y,w_C)^T$ یک بردار وزنی نرمال شده است که در مقادیر ورودی و خروجی ضرب می‌شود. این وزن‌ها میزان اهمیت ورودی و خروجی را در رسیدن به مرز کارا نشان می‌دهد. $g=(-g_K,-g_L,-g_E,g_Y,-g_C)$ بردار جهت است و جهت رسیدن به مرز کارا را نشان می‌دهد. علامت منفی در این بردار به کاهش در نهاده‌ها یا محصولات نامطلوب اشاره دارد. $\beta=(-\beta_K,-\beta_L,-\beta_E,\beta_Y,-\beta_C)^T\geq 0$ بردار مقیاسی است و بیانگر آن است که در جهت مؤلفه به چه میزان حرکت می‌کنیم

1. Fare & Grosskopf

(ژانگ و چوی، الف ۲۰۱۳). اگر $\vec{D}(K,L,E,Y,C:g)=0$ باشد بدان مفهوم است که واحد تحت ارزیابی کارا است. براساس معادله (۵) می‌توان شاخص بهره‌وری را تعریف نمود. نسبت شدت انتشار بالقوه کربن به شدت انتشار واقعی کربن به‌عنوان شاخص عملکرد زیست‌محیطی کل عوامل (TCPI)[1] تعریف و به صورت زیر فرموله می‌شود(ژو و همکاران،۲۰۱۲).

$$TCPI=\frac{(C-\beta_C^*C)/(Y+\beta_Y^*Y)}{C/Y}=\frac{1-\beta_C^*}{1+\beta_Y^*} \quad (۵)$$

که در آن β_Y^* و β_C^* از جواب بهینه مدل (۴) به دست می‌آیند. TCPI در معادله (۵) بیشترین شدت کاهش ممکن کربن را اندازه‌گیری می‌کند و می‌تواند کارایی واحد تصمیم‌گیری را در طول یک دوره زمانی اندازه‌گیری کند. ژانگ و چوی (الف ۲۰۱۳) و ژانگ و چوی (ب ۲۰۱۳) یک شاخص عملکرد زیست‌محیطی مالم کوئیست غیرشعاعی فرامرزی را برای اندازه‌گیری پویای عملکرد زیست‌محیطی کل عوامل پیشنهاد دادند. تجزیه MNMCPI اطلاعات مفیدی در مورد فاکتورهایی که تغییرات TCPI را فراهم می‌کنند، در اختیار سیاست‌گذار قرار می‌دهد. سه تعریف از تکنولوژی تولید زیست‌محیطی برای تعریف و تجزیه شاخص عملکرد زیست‌محیطی غیرشعاعی فرامرزی مورد نیاز است؛ تکنولوژی تولید همزمانی[2]، تکنولوژی تولید بین دوره‌ای[3] و تکنولوژی تولید کلی[4]. MNMCPI تغییر TCPI را بین دو دوره t و t+۱ بر روی مرز کلی اندازه‌گیری می‌کند. شاخص بهره‌وری مالم کوئیست غیرشعاعی فرامرزی (MNMCPI) براساس تکنولوژی زیست‌محیطی کلی تعریف می‌شود.

$$MNMCPI(K^s,L^s,E^s,Y^s,C^s)=\frac{TCPI^G(K^{t+1},L^{t+1},E^{t+1},Y^{t+1},C^{t+1})}{TCPI^G(K^t,L^t,E^t,Y^t,C^t)} \quad (۶)$$

مطابق با رابطه (۷) MNMCPI به سه قسمت تجزیه می‌شود: شاخص تغییر کارایی فنی (EC) انتشار CO_2[5]، شاخص تغییر بهترین شکاف عملی(BPC) تکنولوژی کاهش انتشار CO_2[6] و شاخص تغییر شکاف تکنولوژی (TGC) کاهش انتشار CO_2[7].

$$\begin{aligned}MNMCPI(K^s,L^s,E^s,Y^s,C^s)&=\frac{TCPI^G(.^{t+1})}{TCPI^G(.^t)}\\&=\left[\frac{TE^{t+1}}{TE^t}\right]*\left[\frac{BPR^{t+1}}{BPR^t}\right]*\left[\frac{TCR^{t+1}}{TGR^t}\right]\\&=EC*BPC*TGC\end{aligned} \quad (۷)$$

عبارت EC در رابطه (۷) تغییر کارایی تکنیکی در انتشار CO_2 برای یک گروه ویژه (در فاصله دو دوره زمانی) است. EC توضیح می‌دهد که چقدر یک DMU به تکنولوژی تولید همزمانی نزدیک است. EC>۱ (یا ۱>) به مفهوم منافع (هزینه‌های) کارایی است. عبارت BPC شاخص تغییر در بهترین شکاف عملی است و تغییر در نسبت بهترین شکاف عملی میان تکنولوژی زیست‌محیطی هم زمانی و بین‌دوره‌ای میان دو دوره را اندازه‌گیری می‌کند. BPC>۱ (یا ۱>) به مفهوم آن است که مرز تکنولوژی همزمانی به تکنولوژی بین‌دوره‌ای نزدیک می‌شود (و یا دور می‌شود). چون BPC جابجایی مرز را در یک تکنولوژی همزمانی اندازه‌گیری می‌کند، می‌تواند به عنوان اثر "ابداعات" درنظر گرفته شود. TGC معیار تغییرات در نسبت شکاف تکنولوژی برای کاهش انتشار CO_2 میان تکنولوژی تولید زیست‌محیطی بین‌دوره‌ای و کلی است. TGC>۱ (یا ۱>) به کاهش (افزایش) شکاف تکنولوژی میان تکنولوژی بین‌دوره‌ای برای یک گروه ویژه و تکنولوژی کلی اشاره دارد و بنابراین TGC بیانگر "رهبری تکنولوژی" برای یک گروه ویژه است (اعظمی و همکاران، ۱۳۹۷).

۲-٤- تحلیل فضایی

مدل پایه تحقیق به صورت رابطه (۸) تصریح می‌شود.

$$\log \mathrm{MNCPI}_{it}=\alpha_0+\alpha_1\log \mathrm{EI}_{it}+\alpha_2\log \mathrm{UR}_{it}+a_i+\gamma_t+V_{it} \quad (۸)$$

MNCPI بهره‌وری زیست‌محیطی و متغیر وابسته است. *EI* شدت انرژی و UR شهرنشینی است. i و t به ترتیب بیانگر مقطع (استان) و زمان 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 (۸) قابل طرح است که آیا باید از روش

1. Total Factor CO2 Emission Performance Index
2. Contemporaneous Production Technology
3. Intertemporal Production Technology
4. Global Production Technology
5. Technical Efficiency Change (EC) Index of CO2 Emissions
6. Best-Practice Gap Change (BPC) Index of CO2 Emission Reduction Technologies
7. Technology Gap Change (TGC) Index of CO2 Emission Reductions

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.

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 (۹) تعریف می شود.

$$I=\frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N}W_{ij}(X_i-\bar{X})(X_j-\bar{X})}{\sum_{i=1}^{n}(X_i-\bar{X})^2} \qquad (۹)$$

I شاخص موران و N تعداد واحدهای فضایی(در مطالعه حاضر تعداد استان‌ها) نمایه شده براساس مکان (استان‌های این مطالعه) i و j است. W ماتریس وزنی فضایی است که درایه‌های آن با W_{ij} نشان داده می‌شود. درایه‌های واقع بر قطر ماتریس مقدار ۰ را اتخاذ می‌کند. اگر i و j دارای مرز مشترک باشند، درایه مربوط به آنها ۱ و در غیر این‌صورت ۰ است. X متغیری است که آزمون فضایی بر روی آن انجام می‌شود (در مطالعه حاضر متغیر انتشار دی اکسید کربن) 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.

$$Z=\frac{I-E(I)}{\sqrt{Var(I)}} \qquad (۱۰)$$

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

اقتصادسنجی فضایی: مدل اتورگرسیو فضایی(SAR[3])

با وجود همبستگی فضایی و اثر سرریز فضایی انتشار کربن، روش‌های اقتصادسنجی سنتی ممکن است منجر به برآوردهای تورش‌دار شوند. بنابراین مدل‌های اقتصادسنجی فضایی باید اتخاذ شود.

$$Y_{it}=\tau Y_{it-1}+\varphi WY_{it-1}+\rho WY_{it}+\beta X_{it}+a_i+\Upsilon_t+V_{it} \qquad (۱۱)$$

Y متغیر وابسته و X بردار متغیرهای توضیحی مدل(شامل متغیرهای توضیحی Core و متغیرهای کنترلی) است. W ماتریس وزنی فضایی متغیر وابسته هست. β بردار ضرایب رگرسیونی متغیرهای توضیحی، ρ ضریب رگرسیون فضایی متغیر وابسته، θ بردار ضریب رگرسیون فضایی متغیرهای مستقل است. Υ_t اثرات زمانی و a_i اثرات فردی است. رابطه (۱۲) برای بررسی تاثیر فضایی شدت انرژی و شهرنشینی بر بهره‌وری زیست‌محیطی استان‌های ایران برآورد می‌شود.

$$\begin{aligned}\log MNCPI_{it}&=\tau\log MNCPI_{it-1}\\&+\varphi w\log MNCPI_{it-1}\\&+\rho w\log MNCPI_{it}\\&+\beta_1\log EI_{it}+\beta_2\log UR_{it}+u_{it}\end{aligned} \qquad (۹)$$

۳-٤ داده

در این مطالعه از داده استان‌های ایران در فاصله زمانی ۱۳۹۷-۱۳۸۵ استفاده می‌شود. جدول ۲ گزارشی از منبع گردآوری و توصیف آماری متغیرهای پژوهش ارائه می‌دهد. متغیرهای موردنیاز که داده آنها در این پژوهش جمع‌آوری شده‌اند عبارتند از: تولید (ستاده مطلوب)، سرمایه، نیروی کار، مصرف انرژی کل، حامل‌های انرژی، شهرنشینی. در برآورد مدل فضایی سه متغیر وجود دارد؛ شدت انرژی، شهرنشینی، بهره‌وری زیست‌محیطی. شدت انرژی از تقسیم مصرف انرژی استانی بر تولید ناخالص استانی و شهرنشینی از مرکز آمار به دست آمده است. بهره‌وری زیست‌محیطی براساس روش تحلیل پوششی داده‌ها محاسبه می‌شود. متغیر تولید، نیروی کار، سرمایه، مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسیدکربن برای محاسبه بهره‌وری زیست‌محیطی مورد نیاز است. دسترسی به داده انتشار دی‌اکسید کربن 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 دی‌اکسید کربن مربوط به آن حامل محاسبه شود. استخراج داده مصرف حامل‌های انرژی به دلیل وجود ۳۰ استان و تعداد چند حامل فرایند زمان‌بری است. حامل‌های انرژی گاز طبیعی، گاز مایع، نفت سفید، بنزین، نفت گاز و نفت کوره است.

1. Spatial Correlation Analysis
2. Moran Index
3. Spatial Autoregressive Model

جدول ۲. منبع و توصیف آماری متغیرهای پژوهش

متغیر	واحد	منبع	مشاهده	انحراف معیار	میانگین	کمترین	بیشترین
نیروی کار	نفر	مرکز آمار ایران	۳۹۰	۲۳۸۰۳۶۶۴۰.۹	۱۳۶۰۸۱۶۸۳.۳	۴۸۸۶۰۸	۱۶۹۴۸۱۶۸۳۲
سرمایه	میلیون ریال	مرکز آمار ایران	۳۹۰	۵۱۴۸۱۸۸	۳۷۷۳۰۸۲	-۱۴۱۵۴۳۴۷	۲۵۶۸۰۰۹۹
تولید	میلیون ریال	مرکز آمار ایران	۳۹۰	۷۴۹۹۲.۷۱	۵۰۷۵۳.۵۴	۱۵۴۹	۴۳۲۱۱۶
مصرف انرژی	بشکه نفت خام	مرکز آمار ایران	۳۹۰	۱۱۳۵۷۵۹۴	۷۷۴۲۹۷۹	۷۲۰۰۰	۶۳۲۸۶۴۲۰
نفت سفید	بشکه نفت خام	مرکز آمار ایران	۳۹۰	۱۳۳۳۷.۳۴۶۰۳	۶۸۸۷.۵۳۵۸۹۷	۲۷	۱۳۹۸۱۶
بنزین	بشکه نفت خام	مرکز آمار ایران	۳۹۰	۴۲۲۳۸.۰۰۴۵۸	۲۶۷۷۹.۳۶۴۱	۳۹۴	۳۸۲۶۵۷
نفت کوره	بشکه نفت خام	مرکز آمار ایران	۳۹۰	۹۴۹۱۲۳.۶۳۴۲	۶۲۳۱۹۱.۲۱۲۸	۶۵۰	۸۳۲۶۰۸۵
نفت گاز	بشکه نفت خام	مرکز آمار ایران	۳۹۰	۶۹۹۲۹.۵۴	۲۷۵۹۳.۷۳۰۷۷	۱۱۲	۷۲۳۴۹۷
گاز مایع	بشکه نفت خام	مرکز آمار ایران	۳۹۰	۲۱۲۸۷۲۳۷	۶۵۳۳۱۴۴	۱۳۳۶	۳۸۶۸۵۱۵۹۰
گاز طبیعی	بشکه نفت خام	مرکز آمار ایران	۳۹۰	۳۰۴۴۰۵.۵۴۵۸	۲۴۰۰۰۲.۲۱۵۴	۶۳۹۹	۲۴۲۶۵۷۰
شهرنشینی	درصدی از جمعیت	مرکز آمار ایران	۳۹۰	۰/۱۱۹۰	۰/۶۷۹۲	۰/۴۷۰۴	۰/۹۸۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

۵. یافته‌های تجربی و بحث

در ادامه، ابتدا انتشار دی‌اکسید کربن استان‌ها به عنوان تولید نامطلوب محاسبه می‌شود. سپس، بهره‌وری زیست‌محیطی مطابق با تحلیل پوششی داده‌ها و شاخص MNMCPI محاسبه می‌شود. در پایان، با استفاده از تحلیل فضایی به بررسی نقش شدت انرژی و شهرنشینی در بهره‌وری زیست‌محیطی پرداخته می‌شود.

۵-۱- محاسبه انتشار دی اکسید کربن

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

میزان انتشار آلاینده = سطح فعالیت × ضریب انتشار

(Emission= Activity Data ×Emission Factor) (۹)

Emission میزان انتشار گاز گلخانه‌ای برحسب 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 دی‌اکسید کربن، واحد حامل انرژی با توجه به واحد ضریب انتشار انتخاب و به تناسب آن واحد انرژی تبدیل می‌شود. مطابق با جدول۴ ضرایب انتشار ارائه شده است که ضرایب برحسب کیلو تن به پتاژول است. در پایان، متغیر انتشار دی‌اکسید کربن کل حامل‌ها بر جمعیت تقسیم شده است که به صورت سرانه در مدل استفاده شود.

جدول ٤. ضرایب انتشار دی اکسید کربن حامل‌های انرژی

حامل‌ها	ضریب انتشار ($Kton\ CO_2/PJ$)
نفت سفید	۷۱/۱۴۸
بنزین	۶۸/۶۰۷
نفت کوره	۷۶/۵۹۳
نفت گاز	۷۳/۳۲۶
گاز طبیعی	۵۵/۸۲۰
گاز مایع	۶۲/۴۳۶

منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۲- اندازه‌گیری بهره‌وری با مدل تحلیل پوششی داده‌ها

مطابق با روش‌شناسی پژوهش، برای سنجش بهره‌وری استان‌ها و تجزیه تغییرات آن، استان‌های ایران به سه گروه ۱، ۲ و ۳ تقسیم می‌شوند. این تقسیم‌بندی براساس سهم تولید ناخالص داخلی استانی در سال ۱۳۹۹ برپایه مرکز آمار ایران انجام شده است. گروه ۱ بیشترین و گروه ۳ کمترین سهم را دارند. استان‌های تهران، اصفهان،

1. Intergovernmental Panel on Climate Change

خراسان رضوی، بوشهر و خوزستان گروه ۱، استان‌های کردستان، خراسان شمالی، خراسان جنوبی، سمنان و چهارمحال و بختیاری استان‌های گروه ۳ هستند. بقیه استان‌ها به گروه ۲ تعلق دارند. مقدار بهره‌وری زیست‌محیطی برای ۳۰ استان کشور با سه ورودی و دو خروجی برای دوره زمانی سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۷ به صورت جدول ۱ پیوست می‌باشد. مقادیر متوسط MNMCPI و اجزای آن برای استان‌های ایران در جدول ۲ پیوست گزارش شده است.

مطابق با جدول ۵ مقدار متوسط شاخص MNMCPI در کل استان‌های ایران در طی سال‌های مطالعه ۱/۴۲۶۱ است که با توجه به بزرگتر از یک بودن آن، این شاخص به طور متوسط در این سال‌ها رشد داشته است. بیشترین تأثیرپذیری این رشد از شاخص BPC به مقدار ۱/۳۹۶۵ است (اثر ابداعات). دومین شاخص تأثیرگذار بر شاخص MNMCPI ، شاخص تغییر شکاف تکنولوژی (TGC) به میزان ۱/۲۸۴۷ است که به طور متوسط رشد این شاخص را نشان می‌دهد. آخرین عامل تأثیرگذار بر شاخص MNMCPI در سطح کلی، شاخص تغییر کارایی (EC) به مقدار ۱/۲۰۳۵ است. در مطالعات لاتینی که در جدول ۱ ارائه شده است بیشتر مطالعات بر نقش کارایی در تغییرات بهره‌وری زیست‌محیطی تأکید دارند ولی در مطالعه حاضر تأکید بر نقش ابداعات است. اعظمی و همکاران (۱۳۹۷) نشان می‌دهند ابداعات بیشترین تأثیر و کارایی کمترین تأثیر را در تغییرات بهره‌وری زیست‌محیطی صنایع کارخانه‌ای ایران دارد. پارسا و همکاران(۱۳۹۴) نشان می‌دهند کارایی فنی زیست‌محیطی بیشترین تأثیر را در تغییرات زیست‌محیطی عوامل تولید دارد.

جدول ۵. تجزیه MNMCPI استان‌های ایران در سطح متوسط به صورت کلی و گروهی

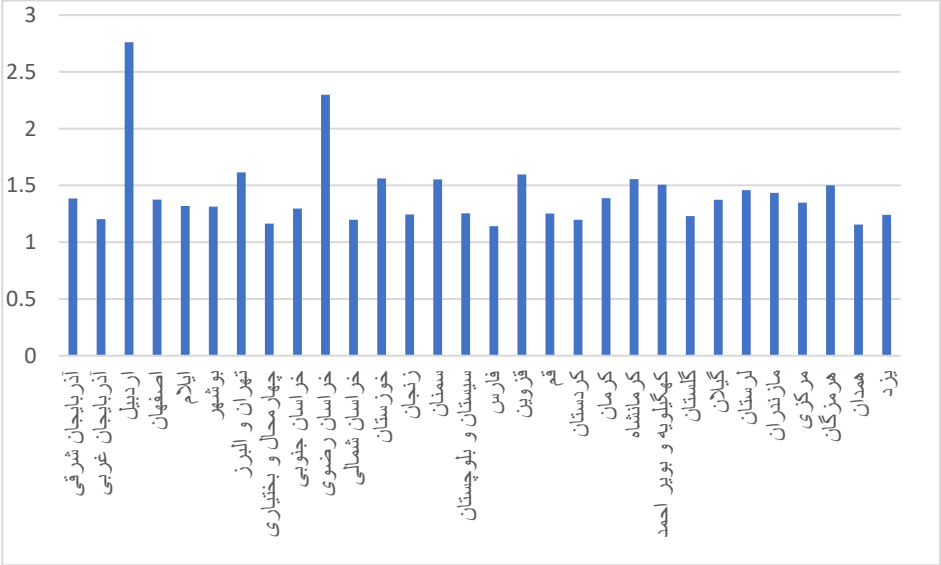
MNMCPI	EC	BPC	TGC
کل			
۱/۴۲۶۱	۱/۲۰۳۵	۱/۳۹۶۵	۱/۲۸۴۷
گروه اول			
۱/۶۳۲۴	۱/۳۲۶۸	۱/۴۵۵۳	۱/۲۸۶۵
گروه دوم			
۱/۴۱۰۷	۱/۱۵۵۱	۱/۳۳۱۳	۱/۳۱۳۷
گروه سوم			
۱/۳۷۹۹	۱/۲۷۴۰	۱/۵۹۸۳	۱/۱۶۶۷

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق با جدول ۵ در همه گروه‌ها مقدار متوسط شاخص MNMCPI بزرگ‌تر از یک است که بیانگر آن است که این شاخص به طور متوسط در این سال‌ها رشد داشته است. بیشترین رشد بهره‌وری مربوط به گروه ۱ و کمترین رشد بهره‌وری مربوط به گروه ۳ است. لذا، می‌توان استدلال نمود تولید ناخالص داخلی تأثیرگذاری مثبتی بر بهره‌وری زیست‌محیطی استان‌ها دارد. در مقایسه با ادبیات، بهاءالدینی و همکاران (۱۴۰۲) نشان می‌دهند اثر تولید ناخالص داخلی بر بهره‌وری سبز استان‌های ایران ناچیز است. اما مطالعه حاضر به نقش مثبت تولید بر بهره‌وری سبز اشاره دارد. همچنین، در هر سه گروه اثر ابداعات بیشترین مقدار را در تجزیه تغییرات بهره‌وری زیست‌محیطی دارد.

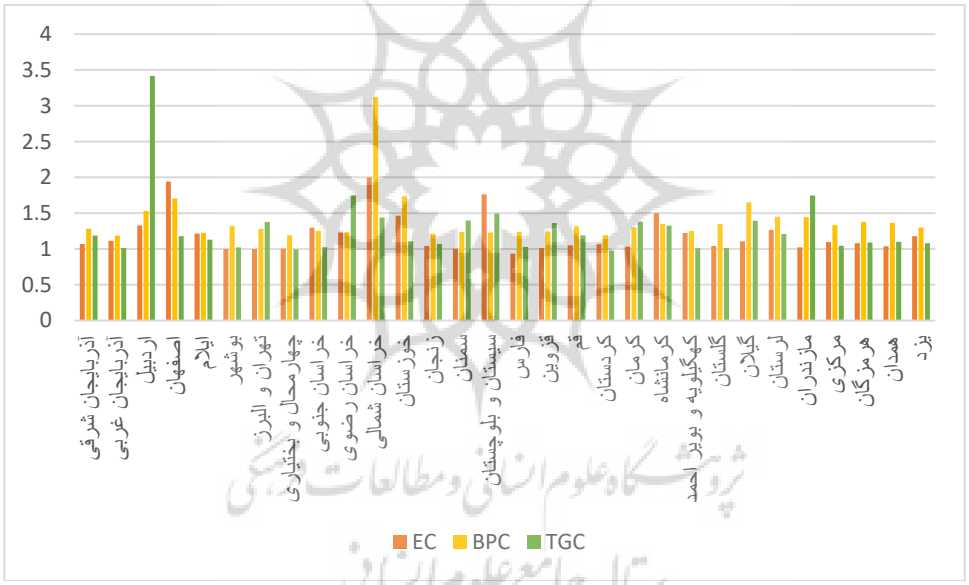
در ادامه با استفاده از جداول پیوست، نمودارهای ۱ و ۲ به منظور درک بهتر از وضعیت استان‌ها ترسیم می‌شود. مطابق با نمودار ۱، بیشترین و کمترین تغییرات بهره‌وری زیست‌محیطی به ترتیب مربوط به استان اردبیل و فارس است. نمودار ۲ اجزای تغییرات بهره‌وری استان‌های ایران که در نمودار ۱ ترسیم شده است نشان می‌دهد.

مطابق با نمودار ۲، کمترین اثر در هر دو استان اردبیل و فارس مربوط به اثر کارایی است. بیشترین اثر در استان اردبیل شکاف تکنولوژی و در استان فارس اثر ابداعات است. مطابق با نمودار ۲ اثر کارایی تقریباً در همه استان‌ها کمترین اثر در تغییرات بهره‌وری زیست‌محیطی است.



نمودار ۱. مقایسه متوسط بهره‌وری زیست‌محیطی استان‌های ایران

منبع: یافته‌های پژوهش



نمودار ۲. تجزیه تغییرات بهره‌وری زیست‌محیطی استان‌های ایران

منبع: یافته‌های پژوهش

در مقایسه با نتایج کلی که در مورد استان‌های ایران گزارش شده است برخی نتایج استانی این نمودار قابل توجه است. در استان‌هایی که برخلاف نتایج کلی اثر کارایی برای آنها کمترین اثر نیست، اثر شکاف تکنولوژی کمترین اثر است به استثنای استان سیستان و بلوچستان که اثر ابداعات کمترین اثر است. همچنین، در استان‌هایی که برخلاف نتایج کلی اثر ابداعات برای آنها بیشترین اثر نیست، اثر شکاف تکنولوژی بیشترین اثر است (اردبیل، تهران و البرز، خراسان رضوی، سمنان، قزوین، کرمان و مازندران) و یا در استان‌های اصفهان، خراسان جنوبی، سیستان و بلوچستان و کرمانشاه اثر کارایی بیشترین اثر است.

۳-۵- بررسی تأثیر شدت انرژی و شهرنشینی بر بهره‌وری سبز استان‌های ایران

بررسی ارتباط بلندمدت متغیرهای مدل

به منظور بررسی وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرهای الگو ابتدا بایستی وابستگی مقطعی و سپس پایایی متغیرهای الگو بررسی شود. در این مطالعه، آزمون وابستگی مقاطع براساس آزمون CD[1]

1. Cross-Dependency Test

پسران انجام می‌شود (پسران[1]، ۲۰۰۴). آماره CD براساس معادله (۱۴) محاسبه می‌شود:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\hat{\rho}_{ij}\right)} \qquad (11)$$

T فاصله زمانی، N تعداد مقاطع و $\hat{\rho}_{ij}$ همبستگی pair-wise میان مقاطع است. نتایج آزمون وابستگی مقطعی فریدمن در جدول ۶ گزارش می‌شود.

جدول ٦. آزمون وابستگی مقطعی

نتیجه	مقداراحتمال	آماره	آزمون
وابستگی مقطعی	۰/۰۵۹۵	۱/۸۸۴	پسران

منبع: یافته‌های پژوهش

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 تحت‌تأثیر 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 درنظر می‌گیرند استفاده می‌شود. پسران(۲۰۰۷) آزمون ریشه واحد IPS را با درنظر گرفتن وابستگی مقطعی(CIPS) پیشنهاد دادند. برای بررسی ریشه واحد متغیرها از آزمون ایم، پسران و شین استفاده شده است. جدول ۹ نتایج این آزمون را گزارش می‌دهد.

$$CIPS = N^{-1}\sum_{i=1}^{N} t_i(N,T) \qquad (11)$$

که $t_i(N,T)$ آماره دیکی فولر تعمیم یافته مقطعی برای واحد i ام است.

جدول ۷. آزمون ریشه واحد: بررسی پایایی متغیرهای مدل

متغیر					
	آماره CIPS	٪۱	٪۵	٪۱۰	نتیجه
$\log MNCPI_{it}$	-۴/۳۵۳	-۲/۴۵	-۲/۲۵	-۲/۱۴	I (0)
$\log EI_{it}$	-۲/۳۶۰	-۲/۴۵	-۲/۲۵	-۲/۱۴	I (0)
$\log Urban_{it}$	-۱/۴۴۷	-۲/۴۵	-۲/۲۵	-۲/۱۴	I (1)

منبع: یافته‌های پژوهش

لازم به ذکر است که $\log MNCPI_{it}$ و $\log EI_{it}$ در سطح معنی داری ۱۰٪ ریشه واحد ندارند و پایا هستند و $\log Urban_{it}$ در سطح معنی‌داری کمتر از ۱۰٪ ریشه واحد دارد و پایا نیست (I (1)). 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 شود. بنابراین، فرآیند هم‌انباشتگی پانل جدید که توسط وسترلاند[2] (۲۰۰۷) معرفی شده است به کار می‌رود. وسترلاند (۲۰۰۷) چهار آزمون پانل جدید با یک گزینه بوت استرپینگ که وجود روابط بلندمدت میان متغیرهای هم‌انباشته را با وجود همبستگی مقاطع آزمون می‌کند را توسعه داد. هدف بررسی وجود و عدم وجود ارتباط بلندمدت است که از طریق مدل تصحیح خطا تعیین می‌شود. جدول ۸ نتایج آزمون هم‌انباشتگی وسترلاند را گزارش می‌دهد.

جدول ۸. آزمون هم انباشتگی: بررسی ارتباط بلندمدت میان متغیرهای مدل

نتیجه	مقدار احتمال	آماره	
تایید ارتباط بلندمدت میان متغیرهای مدل	۰/۰۰۰۰	-۴/۰۱۹۳	Variance ratio

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Pesaran
2. Westerland

مطابق با جدول ۸، وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرهای مدل تأیید می‌گردد.

تحلیل خودهمبستگی فضایی

قبل از اینکه از مدل اقتصادسنجی فضایی برای بررسی عوامل مؤثر بر کارایی زیست‌محیطی استان‌های ایران استفاده شود وجود اثرات فضایی متغیرها برای انتخاب مدل فضایی مناسب تأیید می‌شود. در این مطالعه، تحلیل خودهمبستگی فضایی با استفاده از شاخص موران انجام شده است، سپس تخمین‌های اقتصادسنجی فضایی انجام شده است. آزمون موران در جدول ۹ فرضیه صفر مبنی بر نبود خودهمبستگی فضایی را رد می‌کند، بنابراین وجود خودهمبستگی فضایی در استان‌های ایران تایید می‌شود.

جدول ۹. آزمون موران: تحلیل همبستگی فضایی

I	E(I)	Sd(I)	Z	P-value
۰/۸۸۸۶	-۰/۰۰۲۵۷	۰/۰۲۰۱	۴۴/۱۸۴۵	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

٤-٥- برآورد مدل خودرگرسیون فضایی

نتایج برآورد مدل (۱۲) که یک مدل SAR است در جدول ۱۰ گزارش شده است. حضور متغیر $w \log MNCPI_{it}$ در سمت راست مدل به عنوان متغیرهای توضیحی ویژگی فضایی به مدل می‌دهد.

جدول ۱۰. برآورد مدل **SAR**

متغیرها	ضرایب	مقدار ضریب	مقدار احتمال
$\log MNCPI_{it-1}$	τ	-۰/۴۴۲۸	۰/۰۰۰۰
$w \log MNCPI_{it-1}$	φ	۰/۰۲۸۲	۰/۲۰۵
Spatial: $w \log MNCPI_{it}$	ρ	۰/۰۲۷۸	۰/۰۹۵
$\log EI_{it}$	β_1	-۰/۱۹۰۲	۰/۰۰۰۰
$\log UR_{it}$	β_2	-۰/۵۱۲۵	۰/۱۰۰
Variance sigma2_e		۰/۰۴۳۸	۰/۰۰۰۰
۰/۲۸۳۲R-sq =			
۳۳۰Number of obs =			
۶۰/۴۹۹۳Log-likelihood =			
-۱۱۰/۹۷۸۲AIC=			
-۸۸/۱۸۳۶BIC=			

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق با جدول ۱۵، پارامتر وابستگی فضایی یا ضریب خودرگرسیون فضایی (ρ) مثبت و در سطح بالایی معنی‌دار است که نشان می‌دهد اثرات سرریز فضایی قوی بر بهره‌وری زیست‌محیطی ایران وجود دارد. این بدان مفهوم است که هرچه بهره‌وری سبز در استان‌های نزدیک کمتر (بیشتر) باشد، بهره‌وری سبز یک استان خاص کمتر (بیشتر) است. به عبارت دیگر، بهره‌وری سبز در یک استان اثر سرریز مثبت بر بهره‌وری سبز در استان‌های همجوار دارد. متغیر بهره‌وری با وقفه در سمت راست ($\log MNCPI_{it-1}$ و $w \log MNCPI_{it-1}$) بیانگر پویایی مدل است. ضرایب متغیرهای $\log EI_{it}$ و $\log UR_{it}$ منفی و به لحاظ آماری معنی‌دار هستند. شدت انرژی و شهرنشینی منجر به کاهش معنی‌دار بهره‌وری

زیست‌محیطی استان‌های ایران می‌شوند.

شدت انرژی به دلیل افزایش مصرف انرژی منجر به کاهش کیفیت محیط‌زیست می‌گردد. تغییر شدت انرژی به دلایلی مانند تغییر تقاضا ناشی از قیمت، تغییر تقاضا ناشی از درآمد و تغییر کارایی انرژی رخ می‌دهد. تغییر کارایی انرژی ناشی از تغییرات ساختاری و فنی است. ساختار اقتصادی، کیفیت انرژی، فناوری، باز بودن تجارت و حکمرانی خوب و کیفیت نهادی دیگر عوامل تعیین‌کننده شدت انرژی هستند. اعظمی و همکاران (۱۳۹۷) بر تأثیر منفی شدت انرژی در بهره‌وری زیست‌محیطی صنایع کارخانه‌ای ایران تأکید دارند.

گسترش شهرنشینی منجر به افزایش مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسید کربن می‌شود. شهرنشینی به دلیل ساختارهای شهری نقش بسزایی در کارایی انرژی دارد. هرچه ساختار شهری در وضعیت مطلوبی باشد کارایی انرژی با توسعه شهرنشینی بهبود می‌یابد. گسترش شهرنشینی در استان‌های ایران به دلیل ساختار نامطلوب شهرها منجر به کاهش کیفیت محیط‌زیست می‌شود. این نتیجه با یافته سبری[1] و همکاران (۲۰۱۴)، فرانکو[2] و همکاران (۲۰۱۷) و وانگ و همکاران (۲۰۱۶) و عابدی و همکاران(۱۳۹۸) سازگار است.

٦. نتیجه‌گیری و توصیه سیاستی

بهبود بهره‌وری زیست‌محیطی بهترین راه برای دستیابی به رشد اقتصادی پایدار، کاهش مصرف و شدت انرژی و حفاظت از محیط‌زیست کشور می‌باشد. هدف این مطالعه سنجش تغییرات بهره‌وری زیست‌محیطی کل عوامل استان‌های ایران در فاصله زمانی ۱۳۹۷-۱۳۸۵ است. این پژوهش در سه مرحله انجام می‌شود. ابتدا، انتشار دی اکسید کربن(تولید نامطلوب) استان‌ها مطابق با IPCC محاسبه می‌شود. سپس، بهره‌وری زیست‌محیطی مطابق با تحلیل پوششی داده‌ها و شاخص بهره‌وری زیست‌محیطی مالم کوئیست غیرشعاعی فرامرزی (MNMCPI) محاسبه می‌شود. در پایان، با استفاده از تحلیل فضایی نقش شدت انرژی بر بهره‌وری زیست‌محیطی استان‌ها بررسی می‌شود.

مقدار متوسط شاخص MNMCPI در کل استان‌های ایران بزرگتر از یک است که بیانگر آن است این شاخص به طور متوسط در این سال‌ها رشد داشته است. به ترتیب بیشترین و کمترین تأثیرپذیری این رشد از اثر ابداعات و اثر کارایی است. با توجه سهم پایین کارایی در رشد بهره‌وری زیست‌محیطی، راه‌حل‌هایی برای افزایش کارایی پیشنهاد می‌شود. بیشترین رشد بهره‌وری مربوط به استان‌های با تولید ناخالص داخلی سرانه بالا و کمترین رشد بهره‌وری مربوط به استان‌های با تولید ناخالص داخلی سرانه پایین است. لذا، می‌توان استدلال نمود تولید ناخالص داخلی تأثیرگذاری مثبتی بر بهره‌وری زیست‌محیطی استان‌ها دارد.

بیشترین و کمترین تغییرات بهره‌وری زیست‌محیطی به ترتیب مربوط به استان اردبیل و فارس است. کمترین اثر در هر دو استان مربوط به اثر کارایی است. بیشترین اثر در استان اردبیل شکاف تکنولوژی و در استان فارس اثر ابداعات است. در استان‌هایی که برخلاف نتایج کلی اثر کارایی برای آنها کمترین اثر نیست، اثر شکاف تکنولوژی کمترین اثر است به استثنای استان سیستان و بلوچستان که اثر ابداعات کمترین اثر است. همچنین، در استان‌هایی که برخلاف نتایج کلی اثر ابداعات برای آنها بیشترین اثر نیست، اثر شکاف تکنولوژی بیشترین اثر است(اردبیل، تهران و البرز، خراسان رضوی، سمنان، قزوین، کرمان و مازندران) و یا در استان‌های اصفهان، خراسان جنوبی، سیستان و بلوچستان و کرمانشاه اثر کارایی بیشترین اثر است. لذا، سیاست‌های ارتقاء بهره‌وری متناسب با شرایط هر استان توصیه می‌شود.

مطابق با تحلیل‌های فضایی، بهره‌وری در یک استان اثر سرریز مثبتی بر بهره‌وری در استان‌های همجوار دارد. لذا، همکاری استان‌ها برای ارتقاء بهره‌وری استان‌ها می‌تواند مفید واقع شود. شدت انرژی و شهرنشینی تأثیر منفی و معنی‌دار بر بهره‌وری سبز استان‌های ایران دارند. با توجه به نقش شدت انرژی در کاهش بهره‌وری زیست‌محیطی راه‌حل‌هایی برای کاهش شدت انرژی توصیه می‌شود. برای این منظور سیاست‌گذاران باید سیاست‌های زیست‌محیطی سختگیرانه‌تری را اعمال کنند و یا اینکه سیاست‌هایی را تدوین کنند که بر منابع انرژی پاک و ترویج سوخت‌های پاک تمرکز دارد. اصلاح سیاست‌های انرژی و جایگزینی تجهیزات جدید با تجهیزات فرسوده و قدیمی و استفاده از تکنولوژی جدید تولیدی می‌تواند به کاهش مصرف انرژی در ازای هر واحد تولید(کاهش شدت انرژی) کمک نماید. برای بهبود بهره‌وری زیست‌محیطی در استان‌های با شدت انرژی بالا، پیشنهاد می‌شود سرمایه‌گذاری در انرژی‌های تجدیدپذیر افزایش یابد و یارانه‌های انرژی فسیلی کاهش یابد.

رشد شهرنشینی به دلیل ساختار نامطلوب شهرها منجر به کاهش کیفیت محیط‌زیست می‌گردد. سیاست‌گذاران می‌توانند با

1. Sebri

2. Franco

افزایش امکانات در روستاها و ارائه تسهیلات رفاهی به روستانشینان از مهاجرت بی‌رویه آنها جلوگیری کنند و زمینه را برای کاهش آلودگی محیطزیست برقرار کنند. همچنین، می‌توان برای کاهش مصرف انرژی در بخش شهری از راه‌هایی همچون توسعه و بهبود ناوگان حمل و نقل عمومی استفاده کرد.

اظهارات و شفاف‌سازی نویسندگان

– **تعارض منافع**: نویسندگان این مقاله، سمیه اعظمی و هاوژین اژند، هیچ‌گونه تعارض منافعی در ارتباط با پژوهش انجام‌شده و انتشار مقاله ندارند.

– **در دسترس بودن داده‌ها:** داده‌های مورد استفاده در این پژوهش در صورت درخواست نشریه، در اسرع وقت در اختیار نشریه قرار خواهد گرفت.

– **تعامل نویسنده:** سمیه اعظمی مسئول طراحی پژوهش، مسئول نظارت، تحلیل داده‌ها و ویرایش نهایی، و هاوژین اژند، جمع‌آوری داده‌ها، کدنویسی در متلب و نگارش اولیه بود.

– **منبع مقاله**: این مقاله از پایان‌نامه کارشناسی ارشد هاوژین اژند در دانشگاه رازی استخراج شده است.

– **شفاف‌سازی:** در تدوین این مقاله، از هوش مصنوعی یا هرگونه تکنولوژی خاص برای تولید یا تحلیل داده‌ها استفاده نشده است.

References

Abedi, S., Daneshmand, A., & Noorian, S. (2019). Investigating the factors affecting green productivity growth in the Iranian economy. Journal of Economic Research, 54(3), 633–658. https://doi.org/10.22059/jte.2019.72777 (In Persian)

Azami, S., Poor-Karimi, L., & Sadri, S. (2018). Total Factor CO2 Emission Performance in Iranian Manufacturing Industries: Meta-Frontier Non-Radial Malmquist Index Approach [Applicable]. Journal of Economic Modeling Research, 9(31), 131–163. https://doi.org/10.29252/jemr.8.31.131 (In Persian).

Bahaeedini, M. M., Sadeghi, Z., & Karimi Takloo, S. (2023). Investigating the impact of environmental regulations on the green productivity of Iranian provinces. Journal of Industrial Economics Research, 7(26), 33–48. https://doi.org/10.30473/jier.2024.70278.1437 (In Persian)

Caves, D. W., Christensen, L. R., & Diewert, W. E. (1982). The economic theory of index numbers and the measurement of input, output, and productivity. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1393–1414. https://doi.org/10.2307/1913388

Chambers, R. G., Chung, Y., & Färe, R. (1996). Benefit and distance functions. *Journal of economic theory*, *70*(2), 407–419. https://doi.org/10.1006/jeth.1996.0096

Chung, Y. H., Färe, R., & Grosskopf, S. (1997). Productivity and undesirable outputs: a directional distance function approach. *journal of Environmental Management*, *51*(3), 229–240. https://doi.org/10.1006/jema.1997.0146

Dai, S., Tang, D., Li, Y., & Lu, H. (2025). Digital trade, trade openness, FDI, and green total factor productivity. *International Review of Financial Analysis*, *97*, 103777. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2024.103777

Deng, H., Bai, G., Shen, Z., & Xia, L. (2022). Digital economy and its spatial effect on green productivity gains in manufacturing: Evidence from China. *Journal of Cleaner Production*, *378*, 134539. https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2022.134539

Du, J., Zhong, Z., Shi, Q., Wang, L., Liu, Y., & Ying, N. (2024). Does government environmental attention drive green total factor productivity? Evidence from China. *journal of Environmental Management*, *366*, 121766. https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2024.121766

Färe, R., & Grosskopf, S. (2006). *New directions: efficiency and productivity* (Vol. 3). Springer Science & Business Media. https://doi.org/10.1007/0-387-27594-0

Fare, R., Grosskopf, S., & Kokkelenberg, E. C. (1989). Measuring plant capacity, utilization and technical change: a nonparametric approach. *International economic review*, 655–666. https://doi.org/10.2307/2526781

Fathi, B., & Mahdavi Adeli, M. H. (2015). Measuring industrial energy efficiency with CO2 emissions in developing countries using static and dynamic nonparametric models. *Quarterly Energy Economics Review*, *11*(46), 61–87.

Lee, C.-C., & Lee, C.-C. (2022). How does green finance affect green total factor productivity? Evidence from China. *Energy economics*, *107*, 105863. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2022.105863

Li, P., & Ouyang, Y. (2020). Technical change and green productivity. *Environmental and resource economics*, *76*(2), 271–298. https://doi.org/10.1007/s10640-020-00424-1

Mamipour, S., & Najafzadeh, B. (2018). Three-sector evaluation of environmental efficiency in Iran's

electricity industry: A network data envelopment analysis approach. Journal of Economic Research, 53(2), 437–463. https://sid.ir/paper/12040/fa (In Persian)

Meseibi Ataghsara, N., Elmi, Z., & Rasekhi, S. (2024). Green productivity growth in Iran's industry and transportation sectors: An application of growth accounting using seemingly unrelated regressions. Journal of Economic Growth and Development Research, 14(54), 13–34. https://doi.org/10.30473/egdr.2023.68523.6750 (In Persian)

Parsa, P., Jalaei Esfandabadi, S. A., & Sadeghi, Z. (2016). Calculation of environmental technical efficiency in Iranian provinces. Journal of Environmental Economics and Natural Resources, 2(2), 81–103. https://doi.org/10.22054/eenr.2016.8408 (In Persian)

Qiu, S., Wang, Z., & Geng, S. (2021). How do environmental regulation and foreign investment behavior affect green productivity growth in the industrial sector? An empirical test based on Chinese provincial panel data. *journal of Environmental Management*, *287*, 112282. https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2021.112282

Rasekhi, S., & Khodamalhosseini, S. H. (2023). The effect of green technology and innovation on electronic waste production in selected OECD countries. Journal of Industrial Economics Research, 7(24), 69–82. https://doi.org/10.30473/jier.2024.70065.1431 (In Persian)

Sebri, M., & Ben-Salha, O. (2014). On the causal dynamics between economic growth, renewable energy consumption, CO2 emissions and trade openness: Fresh evidence from BRICS countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, *39*, 14–23. https://doi.org/10.1016/j.rser.2014.07.033

Tanhaei, F., Arabpour, H., & Ahmadi Motlagh, S. D. (2024). Green productivity and its impact on industry (Case study: Kerman paper factory). In Proceedings of the 10th International Conference on Industrial and Systems Engineering. Civilica. https://civilica.com/doc/2119533 (In Persian)

Wen, H.-x., Cui, T., Wu, X.-q., & Nie, P.-y. (2024). Environmental insurance and green productivity: A firm-level evidence from China. *Journal of Cleaner Production*, *435*, 140482. https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2023.140482

Yan, Z., Jia, Y., & Zhang, B. (2024). Environmental protection taxes and green productivity: Evidence from listed companies in China. *Economic Systems*, *48*(4), 101213. https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2024.101213

Yang, Z., & Fang, H. (2020). Research on green productivity of chinese real estate companies—Based on SBM-DEA and TOBIT models. *Sustainability*, *12*(8), 3122. https://doi.org/10.3390/su12083122

Yu, B. (2022). The impact of the internet on industrial green productivity: evidence from China. *Technological Forecasting and Social Change*, *177*, 121527. https://doi.org/10.1016/j.techfore.2022.121527

Yu, Y., Choi, Y., Wei, X., & Chen, Z. (2017). Did China's regional transport industry enjoy better carbon productivity under regulations? *Journal of Cleaner Production*, *165*, 777–787. https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2017.07.105

Yue, H., Zhou, Z., & Liu, H. (2024). How does green finance influence industrial green total factor productivity? Empirical research from China. *Energy Reports*, *11*, 914–924. https://doi.org/10.1016/j.egyr.2023.12.056

Zhang, D. (2021). Green credit regulation, induced R&D and green productivity: Revisiting the Porter Hypothesis. *International Review of Financial Analysis*, *75*, 101723. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2021.101723

Zhang, N., & Choi, Y. (2013a). A comparative study of dynamic changes in CO2 emission performance of fossil fuel power plants in China and Korea. *Energy Policy*, *62*, 324–332. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2013.07.060

Zhang, N., & Choi, Y. (2013b). 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, N., & Choi, Y. (2014). A note on the evolution of directional distance function and its development in energy and environmental studies 1997–2013. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, *33*, 50–59. https://doi.org/10.1016/j.rser.2014.01.064

Zhou, P., Ang, B., & Han, J. (2010). Total factor carbon emission performance: A Malmquist index analysis. *Energy economics*, *32*(1), 194–201. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2009.10.003

Zhou, P., Ang, B., & Wang, H. (2012). Energy and CO2 emission performance in electricity generation: a non-radial directional distance function approach. *European journal of operational research*, *221*(3), 625–635. https://doi.org/10.1016/j.ejor.2012.04.022

پیوست:

جدول ۱. مقادیر بهره‌وری زیست محیطی(MNCPI) استان‌های ایران

	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۶	۱۳۹۷
آذربایجان شرقی	۰/۹۹۶	۱/۰۹۱	۱/۷۵۳	۱/۰۶۹	۱/۱۴۴	۱/۳۶۵	۰/۷۷۵	۱/۳۶۱	۰/۹۶۷	۰/۷۰۱	۴/۸۷۷	۰/۵۲۷
آذربایجان غربی	۱/۲۷۷	۱/۳۵۲	۱/۲۰۸	۰/۸۴۰	۱/۱۵۶	۱/۲۶۵	۱/۱۰۹	۰/۸۶۳	۱/۴۸۵	۱/۲۵۳	۱/۳۷۶	۱/۲۵۸
اردبیل	۱۹/۶۲۰	۰/۰۷۵	۱/۱۰۲	۱/۰۸۲	۱/۲۹۳	۱/۲۳۹	۱/۴۹۷	۱/۱۳۱	۰/۹۰۸	۱/۳۰۳	۳/۵۸۲	۰/۲۹۳
اصفهان	۱/۴۲۰	۰/۹۹۶	۱/۶۴۷	۰/۷۹۶	۱/۹۹۹	۰/۹۸۲	۱/۵۹۹	۰/۹۷۶	۰/۸۸۵	۰/۹۵۲	۲/۱۹۹	۲/۰۴۲
ایلام	۱/۳۷۲	۱/۳۴۴	۱/۲۴۰	۰/۸۶۰	۲/۳۶۸	۱/۱۹۲	۰/۹۸۷	۱/۰۴۵	۱/۹۲۲	۱/۳۹۱	۰/۸۸۹	۱/۲۱۰
بوشهر	۱/۴۰۴	۱/۰۷۰	۰/۷۳۱	۱/۵۳۲	۲/۳۲۱	۱/۵۹۲	۰/۷۴۷	۰/۸۸۰	۲/۴۴۲	۰/۲۱۹	۱/۳۶۶	۱/۴۵۵
تهران و البرز	۰/۶۲۳	۶/۴۱۵	۰/۲۶۳	۳/۹۹۹	۱/۰۱۹	۱/۰۳۲	۰/۹۷۰	۰/۹۹۷	۰/۹۱۹	۱/۱۱۷	۰/۹۷۶	۱/۰۴۳
چهارمحال و بختیاری	۰/۹۰۰	۰/۵۹۰	۱/۰۸۰	۱/۵۱۷	۱/۰۱۰	۱/۶۰۴	۱/۲۰۰	۱/۵۰۴	۰/۸۸۴	۱/۰۶۰	۱/۲۲۲	۱/۴۰۰
خراسان جنوبی	۱/۱۰۴	۱/۱۳۳	۱/۱۶۳	۱/۲۰۱	۱/۹۲۴	۰/۶۶۲	۱/۵۳۵	۱/۳۹۲	۱/۰۹۲	۰/۷۸۴	۳/۰۲۴	۰/۵۳۳
خراسان رضوی	۱۳/۹۵۹	۰/۱۴۵	۱/۰۳۳	۰/۸۲۷	۲/۲۲۵	۳/۵۴۸	۰/۱۹۰	۱/۰۳۲	۱/۳۹۲	۰/۸۹۳	۱/۲۵۷	۱/۰۷۹
خراسان شمالی	۱/۱۵۰	۱/۰۷۷	۰/۸۶۵	۱/۴۱۶	۱/۳۸۲	۱/۲۱۵	۲/۰۳۳	۰/۹۵۷	۰/۹۴۰	۰/۹۵۴	۱/۱۶۸	۱/۲۱۰
خوزستان	۱/۳۳۱	۴/۲۹۵	۰/۴۰۸	۱/۳۷۰	۱/۰۰۳	۱/۰۷۸	۱/۷۸۸	۰/۹۱۲	۰/۸۰۷	۰/۸۳۲	۱/۳۶۰	۳/۵۵۸
زنجان	۰/۷۰۳	۱/۲۱۹	۱/۰۸۹	۰/۸۳۶	۱/۲۲۳	۱/۵۶۵	۱/۰۷۸	۱/۰۳۷	۳/۵۴۶	۱/۰۱۸	۰/۹۹۸	۰/۶۱۱
سمنان	۰/۸۴۷	۰/۹۱۵	۱/۵۰۴	۱/۲۱۲	۶/۱۶۶	۰/۲۶۸	۱/۲۶۵	۰/۸۷۱	۰/۹۷۹	۱/۲۰۶	۲/۹۷۵	۰/۴۲۳
سیستان و بلوچستان	۰/۷۶۱	۱/۴۹۸	۱/۲۷۷	۰/۶۷۲	۲/۴۴۳	۱/۰۶۰	۲/۰۲۸	۰/۷۳۸	۱/۳۵۴	۰/۹۷۶	۰/۷۰۰	۱/۵۴۰
فارس	۱/۰۸۷	۱/۱۲۶	۱/۱۸۷	۱/۷۰۰	۰/۶۶۷	۱/۴۵۳	۱/۲۹۱	۰/۹۷۱	۰/۸۳۱	۱/۱۱۶	۰/۹۸۲	۱/۲۷۴
قزوین	۱/۲۲۹	۰/۹۸۲	۰/۷۸۳	۷/۷۲۳	۰/۱۹۷	۱/۲۴۲	۱/۰۳۹	۱/۱۲۹	۱/۰۸۹	۱/۲۲۶	۱/۰۷۳	۱/۴۵۰
قم	۰/۴۹۰	۲/۸۴۴	۰/۹۸۵	۱/۱۷۹	۰/۵۱۳	۱/۲۰۷	۱/۳۷۴	۰/۹۹۶	۱/۷۴۸	۰/۶۶۵	۱/۲۲۳	۱/۸۰۹
کردستان	۰/۷۶۴	۱/۶۳۷	۰/۷۲۳	۱/۵۷۹	۰/۶۸۸	۲/۸۲۷	۱/۳۴۸	۰/۹۲۹	۰/۹۳۷	۱/۰۹۹	۰/۷۸۷	۱/۰۴۶
کرمان	۱/۳۴۶	۰/۷۸۳	۱/۷۳۲	۰/۸۰۲	۱/۳۰۳	۱/۷۹۳	۱/۲۴۲	۰/۸۱۳	۳/۱۰۶	۰/۲۵۶	۱/۳۰۲	۲/۱۸۰
کرمانشاه	۱/۳۴۰	۰/۷۵۴	۱/۹۲۲	۰/۸۵۲	۱/۹۰۲	۰/۵۷۵	۲/۳۲۶	۰/۹۰۶	۱/۰۰۷	۵/۱۹۲	۰/۲۷۶	۱/۶۱۷
کهگیلویه و بویراحمد	۳/۸۳۸	۰/۴۷۸	۱/۳۱۸	۲/۲۲۰	۱/۰۲۳	۱/۲۶۸	۱/۴۹۲	۲/۵۷۸	۰/۳۳۵	۰/۵۱۹	۱/۱۷۳	۱/۸۳۸
گلستان	۱/۲۰۳	۱/۱۱۳	۰/۹۰۲	۱/۲۴۷	۱/۱۲۱	۰/۸۵۶	۲/۰۷۸	۱/۰۵۴	۱/۳۰۵	۱/۰۲۳	۱/۳۹۳	۱/۴۷۳
گیلان	۱/۲۱۳	۱/۳۲۲	۱/۶۱۰	۰/۶۵۶	۱/۱۱۵	۱/۸۰۳	۱/۰۰۹	۰/۸۹۰	۰/۸۵۷	۰/۹۱۷	۴/۵۰۵	۰/۵۹۲
لرستان	۱/۱۲۹	۱/۰۱۲	۱/۱۴۴	۱/۳۲۱	۰/۹۳۰	۱/۸۵۴	۱/۱۱۸	۰/۹۷۱	۱/۰۸۰	۱/۴۷۹	۱/۱۰۵	۲/۷۳۰
مازندران	۱/۵۳۷	۰/۸۱۱	۱/۱۴۳	۱/۱۱۳	۰/۸۱۷	۱/۷۶۷	۱/۰۳۵	۳/۵۱۹	۰/۲۱۶	۱/۳۱۴	۳/۵۱۲	۰/۴۲۸
مرکزی	۱/۱۹۷	۱/۳۴۵	۱/۴۶۸	۱/۱۳۶	۱/۹۱۵	۰/۹۴۵	۱/۰۱۳	۰/۸۱۰	۰/۸۲۴	۱/۲۷۵	۱/۱۳۱	۳/۱۱۸
هرمزگان	۱/۴۴۷	۱/۳۵۴	۳/۶۵۳	۱/۱۵۳	۱/۲۵۱	۱/۱۵۷	۱/۵۳۸	۰/۶۴۳	۰/۴۶۶	۱/۵۹۵	۱/۱۴۹	۲/۶۰۷
همدان	۱/۲۹۸	۰/۹۰۹	۱/۰۴۶	۱/۰۷۶	۱/۱۸۱	۰/۸۶۷	۱/۵۹۱	۰/۹۲۳	۱/۱۰۴	۱/۲۱۷	۱/۵۶۳	۱/۰۹۲
یزد	۱/۱۳۰	۱/۳۹۶	۰/۹۹۷	۱/۳۰۰	۰/۹۸۴	۰/۹۶۸	۱/۴۵۷	۰/۹۵۷	۰/۸۹۲	۰/۹۱۲	۰/۹۷۵	۲/۹۳۵

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. تجزیه تغییرات بهره‌وری زیست‌محیطی استان‌های ایران

	متوسط بهره‌وری زیست‌محیطی	متوسط اثر کارایی	متوسط اثر ابداعات	متوسط اثر شکاف تکنولوژی
آذربایجان شرقی	۱/۳۸۵	۱/۰۶۸۴	۱/۲۸۲۵	۱/۱۸۶۷
آذربایجان غربی	۱/۲۰۴	۱/۱۱۳۵	۱/۱۸۵۹	۱/۰۱۲۹
اردبیل	۲/۷۶۱	۱/۳۲۸۰	۱/۵۳۱۴	۳/۴۱۵۶
اصفهان	۱/۳۷۵	۱/۹۳۹۵	۱/۷۰۵۶	۱/۱۷۸۹
ایلام	۱/۳۱۸	۱/۲۱۳۷	۱/۲۲۴۲	۱/۱۲۸۲
بوشهر	۱/۳۱۳	۱/۰۰۰۰	۱/۳۲۱۹	۱/۰۲۲۸
تهران و البرز	۱/۶۱۴	۱/۰۰۰۰	۱/۲۸۱۳	۱/۳۷۷۱
چهارمحال و بختیاری	۱/۱۶۴	۱/۰۰۴۰	۱/۱۹۰۵	۰/۹۹۳۹
خراسان جنوبی	۱/۲۹۶	۱/۲۹۷۴	۱/۲۵۴۹	۱/۰۲۴۷
خراسان رضوی	۲/۲۹۸	۱/۲۳۰۶	۱/۲۳۳۷	۱/۷۴۷۷
خراسان شمالی	۱/۱۹۷	۲/۰۰۰۲	۳/۱۱۸۶	۱/۴۳۷۹
خوزستان	۱/۵۶۲	۱/۴۶۴۲	۱/۷۳۴۰	۱/۱۰۶۳
زنجان	۱/۲۴۴	۱/۰۴۱۵	۱/۲۱۰۳	۱/۰۷۰۶
سمنان	۱/۵۵۳	۱/۰۰۱۷	۱/۲۳۶۳	۱/۳۹۷۸
سیستان وبلوچستان	۱/۲۵۴	۱/۷۶۱۲	۱/۲۳۰۰	۱/۴۹۶۶
فارس	۱/۱۴۱	۰/۹۳۴۹	۱/۲۳۹۰	۱/۰۲۸۹
قزوین	۱/۵۹۷	۱/۰۱۱۹	۱/۲۴۶۱	۱/۳۶۰۹
قم	۱/۲۵۳	۱/۰۵۱۲	۱/۳۱۶۳	۱/۱۸۹۹
کردستان	۱/۱۹۷	۱/۰۶۷۰	۱/۱۹۱۷	۰/۹۷۹۳
کرمان	۱/۳۸۸	۱/۰۳۰۳	۱/۲۹۷۸	۱/۳۸۰۴
کرمانشاه	۱/۵۵۶	۱/۴۹۹۸	۱/۳۵۱۳	۱/۳۲۵۹
کهگیلویه وبویراحمد	۱/۵۰۷	۱/۲۲۲۹	۱/۲۴۸۸	۱/۰۱۰۵
گلستان	۱/۲۳۱	۱/۰۴۲۲	۱/۳۴۵۰	۱/۰۱۲۵
گیلان	۱/۳۷۴	۱/۱۰۶۵	۱/۶۵۲۱	۱/۳۹۳۰
لرستان	۱/۳۲۳	۱/۲۶۶۵	۱/۴۴۷۶	۱/۲۰۶۴
مازندران	۱/۴۳۴	۱/۰۲۱۱	۱/۴۴۴۲	۱/۷۴۵۴
مرکزی	۱/۳۴۸	۱/۰۹۵۵	۱/۳۳۳۰	۱/۰۴۳۳
هرمزگان	۱/۵۰۱	۱/۰۸۰۲	۱/۳۷۸۰	۱/۰۸۷۹
همدان	۱/۱۵۶	۱/۰۳۶۳	۱/۳۶۵۷	۱/۰۹۹۴
یزد	۱/۲۴۲	۱/۱۷۷۸	۱/۲۹۸۱	۱/۰۷۹۵

منبع: یافته‌های پژوهش