Winter (2024) 7(26): 33-48
DOI: 10.30473/jier.2024.70278.1437
Received: 14 Jan 2024 Accepted: 01 Apr 2024

Industrial Economics Researches Open Access

ORIGINAL ARTICLE

Investigating the effect of environmental regulation on the green productivity of Iran's provinces

Mohammad Mehdi Pourbahaaldini[1], Zeinolabedin Sadeghi[2*], Salim Karimi[3]

[1] Master of Energy Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran.
[2] Associate Professor in Department of Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran.
[3] Assistant Professor of Management Faculty, Vali-e-Asr University of Rafsanjan, Rafsanjan, Iran.

Correspondence
Zeinolabedin Sadeghi
Email: z_sadeghi@uk.ac.ir

How to cite
Pourbahaaldini, M.M., Sadeghi, Z. & Karimi, S. (2024). Investigating the effect of environmental regulation on the green productivity of Iran's provinces. Industrial Economics Researches, 7(26), 33-48.

ABSTRACT
At present, economic activities destroy the environment by excessive use of resources and transferring the waste of production and consumption activities to the environment. The purpose of this research is to evaluate the impact of environmental regulations on green productivity in Iran. For this purpose, while using the information related to capital, labor, gross domestic product, pollution and environmental regulations in 31 provinces during the period of 1400-1395 and using the "non-radial directional distance function", the effect of environmental regulations on green productivity, outputs and undesirable output would be evaluated. The research results indicate that environmental regulations promote green productivity in the provinces of Iran. In addition, environmental regulations have been less successful in controlling the undesirable outputs of economic activities. In addition, the results showed that the effect of GDP on green productivity is insignificant and the ratio of manufacturing added value to GDP has a negative and significant effect on green productivity.

KEYWORDS
Environmental regulations, green producyivity, industrial structure, Economic Development.
JEL Classification: L_5, L_1, O_1.

© 2023, by the author(s). Published by Payame Noor University, Tehran, Iran.
This is an open access article under the CC BY 4.0 license (http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

سال هفتم، شماره بیست‌وششم، زمستان ۱۴۰۲ (۴۸-۳۳)

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۰/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۱/۱۳

DOI: 10.30473/jier.2024.70278.1437

نشریه علمی

پژوهش‌های اقتصاد صنعتی

«مقاله پژوهشی»

بررسی تأثیر مقررات زیست‌محیطی بر بهره‌وری سبز استان‌های ایران

محمد مهدی پوربهاالدینی[۱]، زین‌العابدین صادقی[۲*]، سلیم کریمی[۳]

[۱] کارشناس ارشد علوم اقتصادی-اقتصاد انرژی، دانشگاه شهید باهنر کرمان، ایران.

[۲] دانشیار دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان ایران.

[۳] دانشیار دانشکده مدیریت، دانشگاه ولی‌عصر(عج) رفسنجان، کرمان ایران.

نویسنده مسئول:
زین‌العابدین صادقی
رایانامه: z_sadeghi@uk.ac.ir

چکیده

در حال حاضر فعالیت‌های اقتصادی از طریق برداشت بی‌رویه منابع زیست‌محیطی و انتقال پسماند فعالیت‌های تولیدی و مصرفی به محیطزیست موجب تخریب آن می‌شوند. هدف این تحقیق ارزیابی تاثیر مقررات زیست‌محیطی بر بهره‌وری سبز در ایران است. برای این منظور ضمن استفاده از اطلاعات مربوط به سرمایه، نیروی کار، تولید ناخالص داخلی، آلودگی و تنظیم‌گری زیست‌محیطی در ۳۱ استان طی دوره ۱۴۰۰-۱۳۹۵ و با به‌کارگیری "تابع فاصله جهت‌دار غیر شعایی" تاثیر مقررات زیست‌محیطی بر خروجی‌ها مطلوب و نامطلوب ارزیابی می‌شود. نتایج تحقیق دلالت بر آن دارند که مقررا ت زیست‌محیطی موجب ارتقای بهره‌وری سبز در استان‌های ایران می‌شود. علاوه بر این مقررات زیست‌محیطی نسبت به کنترل خروجی‌های نامطلوب فعالیت‌های اقتصادی موفقیت کمتری داشته است. همچنین نتایج نشان داد که اثر تولید ناخالص داخلی بر بهره‌وری سبز ناچیز است و نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به GDP بر بهره‌وری سبز تاثیر منفی و معناداری دارد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

واژه‌های کلیدی

مقررات زیست‌محیطی، بهره‌وری سبز، ساختار صنعتی، توسعه اقتصادی.

طبقه‌بندی JEL: L_5, L_1, O_1

استناد به این مقاله:

پوربهاالدینی، محمد مهدی؛ صادقی، زین‌العابدین و کریمی، سلیم. (۱۴۰۲). بررسی تأثیر مقررات زیست‌محیطی بر بهره‌وری سبز استان‌های ایران. ۷(۲۶)، ۴۸-۳۳.

https://indeco.journals.pnu.ac.ir/

۱- مقدمه

شواهد تجربی نشان می‌دهد که موفقیت اقتصادی کشورهای مختلف در چهار دهه گذشته با تخریب شدید محیط‌زیست و مصرف عظیم انرژی همراه بوده است. (وانگ[1] و همکاران، ۲۰۲۱). به‌عنوان مثال، کشور چین به‌عنوان بزرگ‌ترین کشور درحال توسعه جهان، از سال ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۹، نرخ رشد مصرف انرژی حدود ۴ درصد را داشته است. چین متعهد است که تا سال ۲۰۳۰ به میزان قابل‌توجهی انتشار کربن را کاهش دهد و تا سال ۲۰۶۰ انتشار کربن را به صفر برساند. هدف از رسیدن به اوج انتشار کربن و کربن صفر، از طریق صرفه‌جویی مصرف انرژی، کاهش انتشار و رشد اقتصادی در چارچوب یکپارچه توسعه سبز است، که همه کشورها را ملزم به اتخاذ تنظیم‌گری مختلف زیست‌محیطی می‌کند (وانگ و همکاران، ۲۰۲۱).

در دهه‌های گذشته، دولت‌ها در بسیاری از کشورها مقررات زیست‌محیطی[2] را وضع کرده‌اند، با این‌حال، موضوع زیست‌محیطی هنوز یک موضوع فوری است. این انگیزه یک سوال است: آیا تنظیم‌گری زیست‌محیطی می‌تواند به یک نتیجه برد-برد بین کیفیت زیست‌محیطی و توسعه اقتصادی دست یابد؟ برای پاسخ به این سوال، بسیاری از مطالعات، مفهوم «بهره‌وری سبز[3]» را برای نشان‌دادن توانایی ارتقای توسعه اقتصادی و در عین‌حال حصول اطمینان از اینکه منابع و محیط‌زیست در خدمت بقای بشر هستند، معرفی کرده‌اند اما نتوانسته‌اند به یک نتیجه واحد برسند (وانگ و لی[4]،۲۰۲۱).

برخی از مطالعات از تأثیر مثبت تنظیم‌گری زیست‌محیطی بر «بهره‌وری سبز» حمایت می‌کنند. به‌عنوان مثال، یوان و شیانگ[5] (۲۰۱۸) دریافتند که افزایش هزینه‌های عملیاتی تأسیسات تصفیه آلودگی صنعتی در چین، بهره‌وری کل عوامل سبز این کشور را افزایش می‌دهد. وانگ و همکاران (۲۰۱۹) دریافتند که تنظیم‌گری زیست‌محیطی تأثیر مثبتی بر بهره‌وری سبز در کشورهای OECD دارد. ژانگ و جیانگ[6] (۲۰۱۹) دریافتند که روند صعودی کلی در بهره‌وری سبز به تنظیم‌گری‌های سختگیرانه زیست‌محیطی مرتبط است. پنگ[7] (۲۰۲۰) همچنین دریافت که تأثیر تنظیم‌گری زیست‌محیطی بر بهره‌وری سبز مثبت است. جلالوند در سال ۱۴۰۰ در مطالعه‌ای به بررسی تاثیر مقررات زیست‌محیطی بر بازده نوآوری سبز شهری (مطالعه موردی: شهر تهران)، پرداخته است. نتایج پژوهش حاکی از آن بود که مقررات زیست‌محیطی با سطح اطمینان ۹۵٪ بر بازده نوآوری سبز شهری تاثیر مثبت و معناداری دارد.

با این‌حال، برخی از مطالعات نتایج معکوس یافته‌اند. به‌عنوان مثال، یوان و شیانگ (۲۰۱۸) دریافتند که تنظیم‌گری زیست‌محیطی تأثیر منفی بر بهره‌وری سبز صنعت تولید چین دارد. برخی از مطالعات نیز به غیرخطی بودن تأثیر تنظیم‌گری زیست‌محیطی اشاره کرده‌اند. برای مثال، لی[8] و همکاران (۲۰۱۹) دریافتند که از سال ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۴، رابطه بین مشوق‌های بازار تنظیم‌گری محیطی چین و بهره‌وری سبز به شکل U معکوس بود، درحالی‌که هو و وانگ[9] (۲۰۲۰) دریافتند که این رابطه U شکل است.

یک توضیح احتمالی برای چنین یافته‌های متفاوتی این است که سطح بالای توسعه اقتصادی پیش‌شرطی برای تنظیم‌گری زیست‌محیطی است تا تأثیر مثبتی بر بهره‌وری سبز ایجاد کند. اول، تنظیم‌گری زیست‌محیطی مطمئناً می‌تواند شرکت‌ها را به تولید محصولات کم آلاینده ترغیب کند، اما شرکت‌ها در مناطق کمتر توسعه‌یافته ممکن است بودجه کافی برای تحقیق و توسعه‌ای که موجب کاهش آلاینده‌ها شود را نداشته باشند (یان[10] و همکاران، ۲۰۲۰). دوم، مزایای نوآوری می‌تواند هزینه‌های ناشی از تنظیم‌گری زیست‌محیطی را پوشش دهد که این به مقیاس استفاده از نوآوری بستگی دارد. به عبارتی در مناطقی که تولید ناخالص داخلی کمتری دارند، معمولاً اثر مقیاسی برای همسطح کردن هزینه‌های بالاتر فناوری‌های سبز ندارند. سوم، اگر مناطق کمتر توسعه‌یافته دارای ذخایر فناوری سبز کافی نباشند، به‌کارگیری این نوآوری‌ها به دلیل فقدان مکمل بودن از نوآوری‌های دیگر دشوار است (لی و همکاران، ۲۰۱۹). در نهایت گروسمن و کروگر (۱۹۹۱) منحنی کوزنتس محیطی را پیشنهاد کردند. آنها دریافتند که یک رابطه U شکل معکوس بین رشد اقتصادی و آلودگی محیط‌زیست وجود دارد، یعنی ابتدا آلودگی بیشتر شده و کیفیت محیط‌زیست بدتر می‌شود و سپس با رشد اقتصادی آلودگی کاهش یافته و کیفیت محیط‌زیست بهبود می‌یابد. همان‌طور که با پدیده محیطی منحنی کوزنتس سازگار است (وانگ و همکاران، ۲۰۲۱).

طبق آنچه که گفته شد، سطح بالای توسعه اقتصادی پیش‌شرطی برای مقررات زیست‌محیطی است تا تأثیر مثبتی بر بهره‌وری سبز ایجاد کند. بنابراین، هدف اصلی این مطالعه بررسی

1. Wang
2. Environmental Regulations
3. Green Productivity
4. Wang and Li
5. Yuan and Xiang
6. Zhang and Jiang
7. Peng
8. Li
9. Hu and Wang
10. Yan

نقش ناهمگون توسعه اقتصادی در تأثیر مقررات زیست‌محیطی بر بهره‌وری سبز است. سوال اصلی تحقیق حاضر این می‌باشد که آیا توسعه اقتصادی ایران در تأثیرات ناهمگون مقررات زیست‌محیطی مناطق شهری استان‌های ایران بر بهره‌وری سبز استان‌های ایران موثر بوده است یا خیر؟ در این مقاله به ترتیب ادبیات موضوع، مبانی نظری و سپس نتایج برآورد مدل و سپس نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲- ادبیات تحقیق

از دهه ۱۹۹۰، تعداد فزاینده‌ای از محققین به عملکرد سبز مقررات زیست‌محیطی علاقه نشان داده‌اند. اجماعی در ادبیات در مورد اینکه آیا مقررات زیست‌محیطی بهره‌وری سبز را تقویت می‌کند یا مانع آن می‌شود وجود ندارد (هو[1] و همکاران،۲۰۲۳). از طرفی مشکلات در اندازه‌گیری شدت مقررات زیست‌محیطی و فقدان داده‌های با کیفیت بالا، چالش‌های مهمی را برای مطالعات در این زمینه ایجاد کرده است. ادبیات موجود عمدتاً مقررات زیست‌محیطی را از دیدگاه: وضعیت دستیابی یا عدم دستیابی به استانداردهای ملی کیفیت محیط‌زیست)، تعداد بازرسی‌ها در مورد انتشار آلودگی شرکت‌ها، هزینه‌های کنترل آلودگی، تغییرات در انتشار آلاینده‌ها (فنگ[2] و همکاران، ۲۰۲۲)، تعداد سیاست‌های نظارتی محیط‌زیست و سطح درآمد سرانه استفاده شده به‌عنوان متغیر نمایان بررسی کرده‌اند. محققان دریافتند که انواع مختلف مقررات زیست‌محیطی مشوق‌های قابل‌توجهی متفاوتی ارائه می‌کنند و بر رفتار و رقابت شرکت‌ها تأثیر می‌گذارند (ویلیامز[3]،۲۰۱۲).

این سؤال که چگونه مقررات زیست‌محیطی بر عملکرد اقتصادی و زیست‌محیطی تأثیر می‌گذارد نیز موضوع مهم بسیاری از پژوهش‌ها است. در نگاه سنتی مقررات زیست‌محیطی، هزینه‌های تولید را افزایش می‌دهد و سرمایه‌گذاری سودآور در توسعه اقتصادی را از بین می‌برد، که ممکن است مانع نوآوری تکنولوژیکی و بهره‌وری شود (شیانگ[4] و همکاران،۲۰۲۳). برخی از محققان نظریه سنتی را به چالش کشیدند و فرضیه پورتر را پیشنهاد کردند که بیان می‌کرد اگر مقررات زیست‌محیطی خوب طراحی شده باشد، می‌تواند مصرف منابع و انتشار آلاینده‌ها را کاهش دهد و انگیزه‌هایی برای نوآوری‌های تکنولوژیکی ایجاد می‌کند که درنهایت هزینه‌های انطباق را جبران می‌کند و کارایی تولید را بهبود می‌بخشد. سومین مکتب فکری این است که رابطه بین مقرات زیست‌محیطی و بهره‌وری سبز غیرخطی است (وانگ و همکاران، ۲۰۱۹). برخی از محققین این اثر غیرخطی را با استفاده از مدل‌های آستانه آزمایش کردند و دریافتند که مقررات زیست‌محیطی یک رابطه غیرخطی با بهره‌وری سبز دارند (زی[5] و همکاران،۲۰۱۷). در ادامه به برخی از تحقیقات در این زمینه اشاره شده است.

مجدزاده و استادزاد (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای به بررسی سیاست‌های کنترل آلودگی با استفاده از تحلیل ایستای مقایسه‌ای در چارچوب یک مدل رشد درون‌زا، به مطالعه اقتصاد ایران پرداخته‌اند. برای این منظور آن‌ها با استفاده از یک چارچوب مدل رشد درون‌زا طی دوره زمانی ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۱ به بررسی تأثیر سیاست‌های کنترل آلودگی در اقتصاد ایران می‌پردازند. نتایج کلی این تحقیق حاکی از آن است که به‌کارگیری سیاست‌های سبز به‌منظور دستیابی به رشد پایدار، همراه با کاهش نسبت آلودگی به محصول مقادیر متغیرهای تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری را نیز در وضعیت یکنواخت کاهش می‌دهد، اما اثری بر رشد اقتصادی در وضعیت یکنواخت بلندمدت ندارد.

اعظمی و همکاران (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر مقررات زیست‌محیطی بر رقابت‌پذیری صنایع از جمله صنایع کارخانه‌ای کشورهای آمریکا، انگلستان و کانادا پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که افزایش هزینه‌های صنایع برای کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای، نوآوری‌های آن‌ها را به‌طور قابل‌توجهی افزایش می‌دهد و این موضوع فرضیه ضعیف پورتر (WPH) را نشان می‌دهد که تأثیر مثبت مقررات زیست‌محیطی بر رقابت‌پذیری صنایع را نشان می‌دهد. بنابراین، مقررات زیست‌محیطی نه تنها کیفیت زیست‌محیطی را ارتقاء می‌دهد، بلکه رقابت‌پذیری صنایع را نیز بهبود می‌بخشد. نتایج همچنین این دیدگاه را تایید می‌کند که سیاست‌های زیست‌محیطی یک استراتژی برد–برد است.

سلیمی‌فر و همکاران (۱۳۹۸) که به بررسی تاثیر مدیریت کیفیت بر نوآوری سبز با نقش تعدیل‌کنندگی مقررات زیست‌محیطی پتروشیمی زاگرس پرداخته‌اند، نتیجه گرفتند که مدیریت کیفیت به‌طور منفی بر نوآوری فناوری سبز تاثیر می‌گذارد. همچنین مدیریت کیفیت به‌طور منفی بر نوآوری مدیریت سبز تاثیر می‌گذارد. درصورتی که مقررات زیست‌محیطی تاثیر منفی مدیریت کیفیت را بر نوآوری فناوری سبز کاهش می‌دهد و همچنین مقررات زیست‌محیطی تاثیرات منفی مدیریت کیفیت را بر نوآوری مدیریت سبز را نیز کاهش می‌دهد.

1. Hou
2. Feng
3. Williams
4. Xiong
5. Xie

فدائی و آذری (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای به بررسی نقش عدم تقارن انتشار و آسیب‌پذیری آلودگی بر سیاست‌های کاهش آلودگی به مطالعه سیاست‌های مالیات و استاندارد زیست‌محیطی پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهند که هر دو سیاست وضع مالیات رقابتی زیست‌محیطی و وضع مقررات استاندارد انتشار آلودگی- در شرایط نامتقارنی‌های بیان شده- می‌تواند منجر به کاهش انتشار آلودگی و افزایش رفاه اجتماعی شود. مقایسه این دو سیاست بیان می‌کند که سیاست وضع مالیات که سیاستی مداخله‌گرانه در بازار محسوب می‌شود، نسبت به مقررات استاندارد انتشار اثرات مثبت رفاهی و زیست‌محیطی کمتری دارد. حتی بنگاه‌ها نیز در اغلب مواقع ترجیح می‌دهند تحت سیاست استاندارد آلودگی فعالیت کنند تا سیاست وضع مالیات، مگر زمانی که ضریب انتشار آلودگی‌شان به اندازه کافی از بنگاه رقیب کمتر باشد.

نعیم جاسم العباده و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی تاثیر مقررات زیست‌محیطی بر عملکرد مالی باتوجه به نقش میانجی نوآوری بهره‌برداری پایدار و قابلیت پویا سبز در شرکت ملی نفت عراق پرداخته‌اند. درنهایت نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش حاکی از تاثیر مثبت و معنادار مقررات زیست‌محیطی بر دو متغیر نوآوری بهره‌برداری پایدار و توانمندی پویا سبز می‌باشد. همچنین رابطه دو متغیر نوآوری بهره‌برداری پایدار و توانمندی پویا سبز با عملکرد مالی سازمان مثبت و معناداری است، از طرفی نقش میانجی‌گری دو متغیر توانمندی پویا سبز و نوآوری بهره‌برداری پایدار در رابطه میان مقررات زیست‌محیطی و عملکرد مالی نیز تایید شد.

جلالوند (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای تاثیر مقررات زیست‌محیطی بر بازده نوآوری سبز شهری شهر تهران را بررسی می‌کند. نتایج پژوهش حاکی از آن بود که مقررات زیست‌محیطی با سطح اطمینان ۹۵٪ بر بازده نوآوری سبز شهری تاثیر مثبت و معناداری دارد.

در همه مطالعات به یک کیس و مورد خاص اکتفا شده است. در این پژوهش از داده‌های مربوط به ۳۱ استان کشور در این زمینه استفاده شد و تحلیل صورت گرفت.

یانگ[1] و همکاران، ۲۰۱۲ بررسی کردند که آیا مقررات زیست‌محیطی سخت‌گیرانه باعث القای بیشتر تحقیق و توسعه و افزایش بهره‌وری در تایوان و ژاپن می‌شود یا خیر؟ نتایج تحقیق نشان داد در فاصله سال‌های ۲۰۰۳-۱۹۹۷ هزینه‌های کاهش آلودگی ارتباط مثبتی با مخارج تحقیق و توسعه دارند. این مطالعه با حمایت از فرضیه پورتر نشان داد مقررات زیست‌محیطی سخت‌گیرانه می‌تواند رقابت‌پذیری در صنایع با بهره‌وری پایین‌تر را افزایش دهد.

کستانتینی و مزانتی[2] (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای بررسی کردند که چگونه رقابت‌پذیری صادرات در اتحادیه اروپا از مقررات زیست‌محیطی و نوآوری در دهه ۲۰۰۷-۱۹۹۶ متأثر می‌شود. برای این منظور از یک مدل جاذبه استفاده شده است. نتایج حاکی از آن است که سیاست‌های عمومی و الگوهای نوآوری بخش خصوصی هر دو باعث ایجاد بهره‌وری بالاتر در فرآیند تولید از طریق مکانیسم‌های مختلف مکمل می‌شود؛ در نتیجه، مفهوم اقدامات حفاظت از محیط‌زیست (به صورت هزینه تولید) به یک سود خالص تبدیل می‌شود.

امبک[3] و همکاران (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای به بررسی فرضیه پورتر و اینکه آیا قوانین و مقررات زیست‌محیطی می‌تواند نوآوری و رقابت‌پذیری را تقویت کند، پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که یک ارتباط مثبت و معنادار میان مقررات زیست‌محیطی و نوآوری‌های زیست‌محیطی وجود دارد (فرضیه پورتر ضعیف). افزون بر این، نوآوری‌های زیست‌محیطی پیش‌بینی شده از معادلات فرضیه ضعیف پورتر، اثر مثبت و معناداری بر عملکرد تجاری دارد و شواهدی از تأیید فرضیه قوی پورتر فراهم می‌آورد.

فورد[4] و همکاران (۲۰۱۸) به بررسی ارتباط بین مقررات زیست‌محیطی و نوآوری در صنایع نفت و گاز استرالیا طی دوره زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۶ پرداختند. به‌دلیل تأثیر مثبت مقررات زیست‌محیطی بر نوآوری، مقررات زیست‌محیطی دارای منافع مشترک برای بسیاری از صنایع و برای سیاست‌گذاران می‌باشد. نتایج تحقیق شواهدی از روابط نزدیک میان نوآوری و قابلیت‌های داخلی (از جمله تحقیق و توسعه و همکاری) فراهم می‌کند و همچنین نشان می‌دهد که ظرفیت نوآوری شرکت‌هایی با قابلیت‌های بالا، در مواجه با مقررات زیست‌محیطی سخت‌گیرانه افزایش می‌یابد.

هو و همکاران (۲۰۱۸) در پژوهشی که با استفاده از داده‌های پانل در سطح استان برای صنعت چین از سال ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۵ صورت گرفت، نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که صنعت چین به‌تدریج دستخوش تحول سبز شده است که انتشار آلودگی را به میزان قابل توجهی کاهش داده است. با این‌حال، این فرآیند به دلیل ویژگی‌های ناهمگونی و نوسانات منطقه‌ای، دامنه توسعه زیادی دارد. جالب توجه است که تأثیر تغییر شکل سبز صنعتی بر

1. Yang
2. Costantini & Mazzanti
3. Ambec
4. Ford

شدت کربن توسط "جرم بحرانی" مقررات زیست‌محیطی محدود شده است. به‌طور متناقض، مقررات زیست‌محیطی ضعیف به‌طور قابل‌توجهی کاهش شدت کربن را از طریق تبدیل سبز صنعتی تسهیل می‌کند. هنگامی که مقررات زیست‌محیطی از سطح بحرانی فراتر می‌رود، نقش این تبدیل در کاهش CO_2 تضعیف می‌شود و منجر به شکست در کاهش شدت کربن می‌شود.

روباشکینا[1] و همکاران (۲۰۱۹) به بررسی تأثیر مقررات زیست‌محیطی بر عملکرد اقتصادی بخش‌های کارخانه‌ای اروپا پرداختند. این پژوهش فرضیه پورتر را با استفاده از داده‌های به دست آمده از بررسی ۱۷ کشور اروپایی در سال‌های ۲۰۱۶-۱۹۹۷ مورد ارزیابی قرار داده است. نتایج نشان داد فرضیه ضعیف پورتر در بخش کارخانه‌ای اروپا تأیید می‌شود و درخواست‌های ثبت اختراع، برخلاف هزینه‌های کل R&D ، حمایت قوی‌تری از فرضیه ضعیف پورتر دارد. در این مطالعه، فرضیه قوی پورتر دال بر ارتباط مقررات زیست‌محیطی با بهره‌وری صنایع تأیید نمی‌شود.

دو[2] و همکاران (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به بررسی قوانین زیست‌محیطی، نوآوری فناوری‌های سبز و ساختار صنعت در کشور چین پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که وقتی سطوح توسعه اقتصادی پایین باشد، مقررات زیست‌محیطی توسعه نوآوری فناوری سبز را مهار می‌کند اما تأثیرات ناچیزی بر ارتقای ساختار صنعتی دارد. با رشد سطوح توسعه اقتصادی، مقررات زیست‌محیطی تأثیرات نسبتاً ضعیفی بر نوآوری فناوری سبز و ساختار صنعتی نشان خواهد داد. همچنین زمانی که سطوح توسعه اقتصادی بالا باشد، مقررات زیست‌محیطی به‌طور قابل توجهی نوآوری در فناوری سبز و ارتقاء ساختار صنعتی را ارتقا می‌دهد.

وانگ و همکاران (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای با استفاده از مدل ضریب تابعی خطی جزئی به بررسی اینکه آیا توسعه اقتصادی به دستیابی به اهداف مقررات زیست‌محیطی کمک می‌کند یا خیر پرداخته‌اند. در این مطالعه آنها تلاش کردند تا نقش توسعه اقتصادی را در تأثیرات ناهمگون مقررات زیست‌محیطی بر بهره‌وری سبز در پانلی از شهرهای چین بررسی کنند. آنها متوجه شدند که توسعه اقتصادی پیش‌شرط اجرای مقررات زیست‌محیطی است. تنها زمانی که تولید ناخالص داخلی سرانه بالاتر از ۴۲۱۴۲ یوان باشد، مقررات زیست‌محیطی می‌توانند بهره‌وری سبز را ارتقا دهند. درحالی‌که تولید ناخالص داخلی سرانه بیش از ۵۱۵۸۶ یوان، هدف کاهش آلودگی را زودتر از موعد مقرر ممکن می‌سازد. نتایج این مطالعه نشان داد که مقررات زیست‌محیطی در ۹ درصد از شهرها، بهره‌وری سبز را ارتقا می‌دهند و ۴۰ درصد می‌توانند آلودگی را بدون مختل کردن خروجی‌های اقتصادی کاهش دهند.

سو و فان[3] (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای به بررسی نوآوری تکنولوژی در انرژی‌های تجدیدپذیر، ساختار صنعت و توسعه سبز در استان‌های کشور چین پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که نوآوری فناوری انرژی‌های تجدیدپذیر تأثیر مثبت معناداری بر توسعه سبز، منطقی‌سازی ساختار صنعتی تأثیر مثبت معناداری بر توسعه سبز منطقه‌ای و پیشرفت ساختار صنعتی تأثیر منفی معناداری بر توسعه سبز دارد. توسعه سبز منطقه‌ای مدنظر این مقاله بیشتر به بررسی تعاملات بین نوآوری فناوری انرژی‌های تجدیدپذیر و ارتقاء ساختار صنعتی می‌پردازد. نتایج در این رابطه نشان می‌دهد که اثر ترکیبی نوآوری فناوری انرژی‌های تجدیدپذیر و منطقی‌سازی ساختار صنعتی تأثیرات مثبت مربوطه را بر توسعه سبز مهار می‌کند. همچنین تأثیر مشترک نوآوری فناوری انرژی‌های تجدیدپذیر و پیشرفت ساختار صنعتی می‌تواند تأثیر مثبت نوآوری فناوری انرژی‌های تجدیدپذیر را بر توسعه سبز ترویج دهد و در عین‌حال تأثیر منفی پیشرفت ساختار صنعتی را مهار کند. به عبارتی یک اثر مکمل بین دو متغیر وجود دارد.

۳- مواد و روش‌ها

۳-۱-اندازه‌گیری بهره‌وری سبز

هدف این تحقیق ارزیابی تاثیر مقررات زیست‌محیطی بر بهره‌وری سبز است. اندازه‌گیری بهره‌وری سبز می‌تواند اطلاعات ارزشمندی را در اختیار سیاست‌گذاران قرار دهد. روش‌های زیادی وجود دارد که می‌توان برای اندازه‌گیری بهره‌وری سبز در سطح ملی، استانی یا صنایع استفاده کرد (لین و دو[4]، ۲۰۱۵). در میان این مدل‌ها، تابع فاصله جهت‌دار (DDF[5]) پیشنهاد شده توسط چانگ و همکاران (۱۹۹۷) به‌طور گسترده در مطالعات تجربی استفاده شده است. اما تابع فاصله جهت‌دار مستلزم آن است که کاهش خروجی نامطلوب متناسب با افزایش خروجی مطلوب باشد، یعنی تابع فاصله جهت دار یک مدل اندازه‌گیری کارآیی شعاعی است. مطالعات انواع مدل‌های اندازه‌گیری کارآیی غیر شعاعی را پیشنهاد کرده‌اند. فر و

1. Rubashkina
2. Du
3. Su and Fan
4. Lin and Du
5. Directional distance function

گروسکوپف[1] (۲۰۱۰) و ژو[2] و همکاران (۲۰۱۲) تابع فاصله جهت‌دار را به تابع فاصله جهت‌دار غیر شعاعی (NDDF[3]) گسترش دادند. ژو و همکاران (۲۰۰۶) چندین مدل مبتنی بر متغیر کمکی (SBM[4]) را برای نشان دادن عملکرد زیست‌محیطی ایجاد کرده‌اند. مدل تابع فاصله جهت‌دار غیر شعاعی قدرت تمایز بالاتری نسبت به مدل تابع فاصله جهت‌دار دارد (دو و همکاران، ۲۰۱۴)، از این‌رو، در این مقاله از مدل تابع فاصله جهت‌دار غیر شعاعی برای اندازه‌گیری کارآیی محیطی و بهره‌وری سبز استفاده شده است همان‌طور که توسط وانگ، هو و لی نیز استفاده شده بود.

در این مطالعه سرمایه (K) و نیروی کار (L) به عنوان‌ورودی، خروجی (Y) به‌عنوان خروجی مطلوب و co_2(C)، so_2(S) و گرد و غبار (D) به‌عنوان خروجی‌های نامطلوب درنظر گرفته می‌شود. در این‌صورت، تابع تولید را می‌توان به‌صورت زیر بیان کرد(وانگ و همکاران، ۲۰۲۱):

(۱)

$$T = \{(K, L, Y, C, S, D) : (K, L)\ can\ produce\ (Y.C, S, D)\} \quad (۱)$$

براساس تحقیق فار و همکاران(۱۹۸۹) و ژو و همکاران (۲۰۱۲)، T برای برآورده کردن آکسیوم استاندارد تئوری تولید به‌صورت زیر تنظیم و درنظر گرفته می‌شود:

(۲)

$$if\ (K, L, Y, C, S, D) \in \mathrm{T}\ \ and\ \ 0 \le \theta \le 1,\ then\ (K, L, \theta Y, \theta C, \theta S, \theta D) \in \mathrm{T}$$

این نشان می‌دهد که کاهش انتشار co_2 مستلزم کاهش خروجی مطلوب است (وانگ و همکاران، ۲۰۲۱).

(۳)

$$If\ (K, L, Y, C, S, D) \in \mathrm{T}\ and\ (C, S, D) = 0,\ then\ Y = 0.$$

این نشان می‌دهد که خروجی‌های مطلوب و خروجی‌های نامطلوب همزمان وجود خواهند داشت.

بنابراین، می‌توان تابع تولید N شهر را به‌صورت زیر محاسبه کرد(وانگ و همکاران، ۲۰۲۱):

(۴)

$$T = \{(K, L, Y, C, S, D) : \ \sum_{n=1}^{N} z_n K_n \le K, \sum_{n=1}^{N} z_n L_n \le L, \sum_{n=1}^{N} z_n Y_n \ge Y, \sum_{n=1}^{N} z_n C_n = C,$$

$$\sum_{n=1}^{N} z_n S_n = S, \sum_{n=1}^{N} z_n D_n = D, n = 1, 2, \dots, N\}$$

تابع فاصله جهت دار غیر شعاعی(NDDF) به‌صورت زیر تعریف می‌شود (وانگ و همکاران، ۲۰۲۱):

(۵)

$$\vec{D}(K, L, Y, C, S, D; g) = sup\{\omega^T \beta : ((K, L, Y, C, S, D) + g.diag(\beta)) \in T\}$$

که در آن $diag(\beta)$ نشان‌دهنده ماتریس قطری است و $\omega^T = (\omega_K, \omega_L, \omega_Y, \omega_C, \omega_S, \omega_D)^T$ نشان‌دهنده بردار وزن‌های نرمال سازی شده تمامی متغیرها است. بردار $g = (-g_K, -g_L, g_Y, -g_C, -g_S, -g_D)$ و بردار جهت‌دار $\beta = (\beta_K, \beta_L, \beta_Y, \beta_C, \beta_S, \beta_D)$ نشان‌دهنده بردار متناسبی است که انحراف ورودی‌ها و خروجی‌ها را نشان می‌دهد.

به‌منظور ارزیابی بهره‌وری سبز، این مقاله از شاخص کارآیی یکپارچه UEI[5] که توسط ژانگ و همکاران (۲۰۱۴) توسعه داده شده و بردار جهت را به‌صورت $g = (-g_K, -g_L, 0, -g_C, -g_S, -g_D)$ و بردار وزن‌ها را به‌صورت $\omega = \left(\frac{1}{6}, \frac{1}{6}, \frac{1}{3}, \frac{1}{9}, \frac{1}{9}, \frac{1}{9}\right)$ مشخص کرده، استفاده کرد.

بنابراین، می‌توان ارتباط بین تابع فاصله جهت‌دار غیرشعاعی و شاخص کارایی یکپارچه را از طریق مدل برنامه‌ریزی خطی زیر برقرار کرد (وانگ و همکاران، ۲۰۲۱):

(۶)

$$\begin{aligned} D_{UEI}(K, L, Y, C, S, D; G) &= max\ \omega_K \beta_K + \omega_L \beta_L + \omega_Y \beta_Y + \omega_C \beta_C + \omega_S \beta_S + \omega_D \beta_D \\ s.t.\quad & \sum_{n=1}^{N} z_n K_n \le K - \beta_K g_K, \sum_{n=1}^{N} z_n L_n \le L - \beta_L g_L, \\ & \sum_{n=1}^{N} z_n Y_n \ge Y + \beta_Y g_Y \\ & \sum_{n=1}^{N} z_n C_n = C - \beta_C g_C, \\ & \sum_{n=1}^{N} z_n S_n = S - \beta_S g_S, \\ & \sum_{n=1}^{N} z_n D_n = \mathrm{D} - \beta_D g_D \\ & z_n \ge 0, n = 1, 2, \dots, N, \\ & \beta_K, \beta_L, \beta_Y, \beta_C, \beta_S, \beta_D \ge 0 \end{aligned}$$

1. Fare and Grosskopf
2. Zhou
3. Non-radial directional distance function
4. slack- based model (SBM)
5. unified efficiency index (UEI)

از طریق معادله شماره (۶) می‌توان راه حل بهینه را $\beta_K^*, \beta_L^*, \beta_Y^*, \beta_C^*, \beta_S^*, \beta_D^*$ مشخص نمود.

سپس، شاخص کارایی یکپارچه (UEI) به‌صورت زیر تعریف می‌شود (وانگ و همکاران، ۲۰۲۱):

(۷)

$$UEI = \frac{1/5[(1-\beta_K^*)+(1-\beta_L^*)+(1-\beta_C^*)+(1-\beta_S^*)+(1-\beta_D^*)]}{1+\beta_Y^*} = \frac{1-1/5(\beta_K^*+\beta_L^*+\beta_C^*+\beta_S^*+\beta_D^*)}{1+\beta_Y^*}$$

براساس معادله (۷)، محدوده شاخص کارایی یکپارچه (UEI) بین ۰ و ۱ است. هرچه شاخص کارایی یکپارچه بالاتر باشد، بهره‌وری سبز بهتر است. وقتی شاخص کارایی یکپارچه برابر با ۱ باشد، واحد تصمیم‌گیری (DMU[1]) در مرز تولید قرار دارد و بهترین بهره‌وری سبز را دارد. شاخص کارایی یکپارچه فرض می‌کند که ورودی‌ها و خروجی‌های واحدهای تصمیم‌گیری، ناکارآمد هستند. بنابراین، مقررات زیست‌محیطی با کاهش آلودگی و ورودی‌ها و همچنین افزایش خروجی مطلوب، شاخص کارایی یکپارچه را بهبود می‌بخشد (وانگ و همکاران، ۲۰۲۱).

۳-۲- تأثیر ناهمگن تولید ناخالص داخلی بر اثر تنظیم‌گری زیست‌محیطی

مدل پایه اقتصادسنجی درنظر گرفته شده در این تحقیق، همان مدل به‌کار رفته در مقاله وانگ هو و لی در سال ۲۰۲۱ می‌باشد که به شرح زیر است:

$$UEI_{it} = \beta_1 ER_{it} + \gamma' X_{it} + \delta_t + \alpha_i + \varepsilon_{it} \qquad (۸)$$

که UEI نشان‌دهنده بهره‌وری سبز شهر i در سال t در شاخص کارایی یکپارچه می‌باشد. ER[2] نشان‌دهنده سطح مقررات زیست‌محیطی شهر i در سال t می‌باشد. X_{it} نشان‌دهنده متغیرهای کنترلی (تولید ناخالص داخلی سرانه، ساختار صنعت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، باز بودن تجاری، سرمایه انسانی، مخارج مربوط به علم و فناوری) می‌باشد. δ_t و α_i نشان‌دهنده اثرات ثابت زمان و اثرات ثابت انفرادی می‌باشد و ε_{it} نیز نشان‌دهنده جز خطای مدل می‌باشد.

همان‌طور که بحث شد، اثرات مقررات زیست محیطی بر بهره‌وری سبز با توجه به سطوح مختلف توسعه اقتصادی متفاوت می‌باشد. با استفاده از معادله شماره (۹)، می‌توان ارتباط غیر همگن بین مقررات زیست محیطی و بهره‌وری سبز را آزمون نمود (وانگ و همکاران، ۲۰۲۱).

(۹)

$$UEI_{it} = \beta_1 ER_{it} + \beta_2 [ER_{it} \times Dummy_{it}] + \gamma' X_{it} + \delta_t + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

که $Dummy_{it}$ نشان‌دهنده متغیر مجازی می‌باشد. اگر تولید ناخالص داخلی سرانه (GDP[3]) بزرگتر از میانه باشد، متغیر مجازی ارزش یک خواهد داشت و در غیر این‌صورت ارزش صفر خواهد داشت. $ER_{it} \times Dummy_{it}$ نشان‌دهنده متغیر تعاملی بین سطح مقررات زیست‌محیطی و متغیر مجازی $Dummy_{it}$ می‌باشد. اگر β_2 مثبت باشد، اثرات خطی سطح مقررات زیست‌محیطی بر بهره‌وری سبز، در استان‌های با تولید ناخالص داخلی بالا، بزرگتر می‌باشد. سایر متغیرها مشابه معادله شماره (۸) می‌باشند.

معادله شماره (۹)، نمونه مورد بررسی را براساس میانه تولید ناخالص داخلی سرانه، به دو گروه تقسیم می‌کند. این مطالعه از متغیر تعاملی بین مقررات زیست‌محیطی و تولید ناخالص داخلی سرانه برای بررسی اثرات ناهمگن[4] مقررات زیست‌محیطی بر بهره‌وری سبز استفاده می‌کند:

(۱۰)

$$UEI_{it} = \beta_1 ER_{it} + \beta_2 [ER_{it} \times lnpgdp_{it}] + \gamma' X_{it} + \delta_t + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

با این‌حال، معادلات شماره (۹) و (۱۰)، فرض می‌کنند که اثرات مقررات زیست‌محیطی بر بهره‌وری سبز به‌صورت خطی است. به‌طور خاص، معادله شماره (۹) فرض می‌کند که زمانی که مقررات زیست‌محیطی به میزان ۱ درصد تغییر می‌کند، بهره‌وری سبز در گروه استان‌های با تولید ناخالص داخلی سرانه بالا و تولید ناخالص داخلی سرانه پایین به‌صورت مشابه تغییر می‌کند. درحالی‌که معادله شماره (۱۰) فرض می‌کند که زمانی که مقررات زیست‌محیطی به میزان ۱ درصد تغییر می‌کند، تغییر نهایی در بهره‌وری سبز، تابع خطی از تغییر در تولید ناخالص داخلی سرانه می‌باشد(وانگ و همکاران، ۲۰۲۱).

به همین ترتیب، مدل PLFC[5] معرفی می‌شود تا مشکل فوق حل شود. این مدل ناهمگنی‌های موقتی و انفرادی را درنظر می‌گیرد و دارای انعطاف‌پذیری می‌باشد. اثرات ثابت زمان و انفرادی نیز به‌منظور درنظر گرفتن شوک‌های تغییر زمان و ناهمگنی وابستگی به زمان فردی در نظر گرفته می‌شود.

---

1. Decision-making unit
2. Environmental regulations
3. Gross domestic product

۴. تاثیر ER بر بهره‌وری سبز نیز متفاوت است بسته به سطح توسعه اقتصادی به دلیل اثر ناهمگنی. اثرات ناهمگن مقررات زیست‌محیطی ازطریق GDP سرانه مهار شده است. برای مطالعات بیشتر به مقاله زیر رجوع شود:

Du, K., Cheng, Y., & Yao, X. (2021). Environmental regulation, green technology innovation, and industrial structure upgrading: The road to the green transformation of Chinese cities. Energy Economics, 98, 105247

5. Partially linear functional-coefficient

(۱۱)

$$UEI_{it} = g(lnpgdp)ER_{it} + \gamma' X_{it} + \delta_t + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

معادله (۱۱) متشکل از بخش غیر خطی $g(lnpgdp)$ و بخش خطی $\gamma' X_{it}$ می‌باشد. سایر متغیرها مشابه معادله شماره (۱۰) می‌باشد. براساس معادله شماره (۱۱)، می‌توان اثرات ناهمگن مقررات زیست‌محیطی را متناسب با تولید ناخالص داخلی سرانه مشخص و تعیین کرد (وو و همکاران،۲۰۲۱)[1].

۳-۳- نقش توسعه اقتصادی در کاهش آلودگی

هنگام انجام فعالیت‌های تولیدی، واحدهای تصمیم‌گیری می‌تواند ورودی‌ها، خروجی‌های مطلوب و خروجی‌های نامطلوب خود را تنظیم کنند. تنظیم‌گری زیست‌محیطی واحدهای تصمیم‌گیری را ملزم به کاهش انتشار آلاینده‌های آن می‌کند. بر این اساس، واحدهای تصمیم‌گیری دو گزینه برای برآوردن الزامات مقررات زیست‌محیطی دارند. یکی کاهش آلودگی محیط‌زیست است و دیگری افزایش بازده اقتصادی و در عین‌حال کاهش آلودگی زیست محیطی. این دو گزینه به‌ترتیب مربوط به شاخص عملکرد خروجی‌های نامطلوب UOPI[2] و شاخص کارآیی یکپارچه (UEI) هستند. اگر همزمان با توسعه اقتصاد، اثرات مثبت مقررات زیست‌محیطی بر دو نوع کارآیی، ترتیب متفاوتی متناسب با آستانه‌های مختلف داشته باشد، در این‌صورت با مقایسه آستانه‌های مربوط به این دو شاخص کارآیی، می‌توان فرآیند تأثیر مقررات زیست‌محیطی را درک کرد و توصیه‌های سیاستی برای تصمیمات حفاظت از محیط‌زیست و توسعه اقتصادی واحدهای تصمیم‌گیری را مشخص کرد (وانگ و همکاران، ۲۰۲۱).

بر این اساس، تحلیل فوق، مقدار آستانه‌ای تأثیر سطح تولید ناخالص داخلی بر بهره‌وری سبز را آزمون کرده است، در این بخش، مقدار آستانه‌ای تأثیر سطح تولید ناخالص داخلی بر کارآیی تولید نامطلوب بیشتر آبررسی می‌شود.

می‌توان بردار جهت را به‌صورت $g = (-g_K, -g_L, 0, -g_C, -g_S, -g_D)$ و بردار وزن را به صورت $\omega = \left(\frac{1}{4}, \frac{1}{4}, 0, \frac{1}{6}, \frac{1}{6}, \frac{1}{6}\right)$ تعیین کرد تا بتوان شاخصی برای کارآیی خروجی‌های نامطلوب مشخص کرد که تحت عنوان UOPI شناخته می‌شوند. تابع فاصله جهت‌دار غیرشعاعی با شاخص عملکرد خروجی‌های نامطلوب، مرتبط است که به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

(۱۲)

$$\begin{aligned} D_{UOPI}(K, L, Y, C, S, D; G) &= max\ \omega_K\beta_K + \omega_L\beta_L + \omega_Y\beta_Y + \omega_C\beta_C + \omega_S\beta_S + \omega_D\beta_D \\ s.t. \sum_{n=1}^{N} z_n K_n &\le K - \beta_K g_K, \\ \sum_{n=1}^{N} z_n L_n &\le L - \beta_L g_L, \\ \sum_{n=1}^{N} z_n Y_n &\ge Y \\ \sum_{n=1}^{N} z_n C_n &= C - \beta_C g_C, \\ \sum_{n=1}^{N} z_n S_n &= S - \beta_S g_S \\ \sum_{n=1}^{N} z_n D_n &= \mathrm{D} - \beta_D g_D \\ z_n &\ge 0, \quad n = 1, 2, \dots, N \\ \beta_K, \beta_L, \beta_C, \beta_S, \beta_D &\ge 0 \end{aligned}$$

همانند تعریف UEI، شاخص عملکرد خروجی‌های نامطلوب توسط معادله شماره (۱۳) به صورت زیر تعریف می‌شود:

(۱۳)

$$\begin{aligned} UOPI &= \frac{1/5[(1-\beta_K^*) + (1-\beta_L^*) + (1-\beta_C^*) + (1-\beta_S^*) + (1-\beta_D^*)]}{1+0} \\ &= 1 - 1/5(\beta_K^* + \beta_L^* + \beta_C^* + \beta_S^* + \beta_D^*) \end{aligned}$$

تفاوت شاخص کارآیی یکپارچه و شاخص عملکرد خروجی‌های نامطلوب در این است که در شاخص عملکرد خروجی‌های نامطلوب، فرض می‌شود واحدهای تصمیم‌گیری صرف‌نظر از افزایش خروجی مطلوب، تنها بر کاهش خروجی نامطلوب تمرکز می‌کنند. به این ترتیب، مقررات زیست‌محیطی واحدهای تصمیم‌گیری را تحریک می‌کند تا انتشار آلاینده‌های خود را کاهش دهند و در عین‌حال ورودی‌ها را کاهش دهند. به عبارت دیگر، در مقایسه با شاخص کارآیی یکپارچه، واحدهای تصمیم‌گیری مربوط به شاخص عملکرد خروجی‌های نامطلوب نیاز به سرمایه‌گذاری بیشتری برای بهبود کارآیی خروجی نامطلوب دارند. تجزیه و تحلیل اقتصادسنجی در مورد اینکه چگونه تولید ناخالص داخلی سرانه بر اثرات مقررات زیست‌محیطی، بر شاخص عملکرد خروجی‌های نامطلوب تأثیر می‌گذارد مانند آنچه در بخش قبل آمده است، می‌باشد. یعنی براساس معادله (۱۳)، محدوده UOPI بین ۰ و ۱ است. هرچه UOPI بالاتر باشد، بهره‌وری سبز بهتر است. وقتی UOPI برابر با ۱ باشد، واحدهای تصمیم‌گیری (DMU) در مرز تولید قرار دارد و

۱. فرآیند تخمین با جزئیات بیشتر را می‌توان در مطالعات دو و همکاران (۲۰۲۱) و دو و همکاران (۲۰۲۰) مشاهده کرد.

2. Undesirable Outputs Performance Index (UOPI)

بهترین بهره‌وری سبز را دارد. شاخص عملکرد خروجی‌های نامطلوب فرض می‌کند که ورودی‌ها و خروجی‌های واحدهای تصمیم‌گیری ناکارآمد هستند. بنابراین، مقررات زیست‌محیطی تنها با کاهش آلودگی و ورودی‌ها، UOPI را بهبود می‌بخشد (وانگ و همکاران، ۲۰۲۱).

٤- اطلاعات و داده‌ها

در این پژوهش از اطلاعات مربوط به ۳۱ استان کشور ایران، طی سال‌های ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۰ استفاده شده است.

ابتدا به‌منظور یافتن مقدار متغیر UEI و UOPI از نرم‌افزار گمز استفاده شده است. بدین‌منظور از فرمول‌های ۱ تا ۶ استفاده شد تا کدنویسی نرم‌افزار گمز انجام شود. داده‌های ورودی نرم‌افزار گمز نیز سرمایه (K)، نیروی کار (L)، تولید ناخالص داخلی (Y) و آلودگی (C) بودند. داده‌های مربوط به نیروی کار (L) و تولید ناخالص داخلی (Y) از طریق جداول آماری موجود در سایت مرکز آمار ایران[1] جمع‌آوری شد. برای یافتن متغیر نیروی کار ابتدا جمعیت ۱۵سال به بالا در هر استان طی سال‌های خواسته‌شده جمع‌آوری و سپس نسبت اشتغال که همان نسبت شاغلان در جمعیت ۱۵سال به بالا می‌باشد، از سایت مرکز آمار جمع‌آوری شد. سپس با ضرب نسبت شاغلان در جمعیت ۱۵سال به بالا، مقدار نیروی کار یا شاغلان در هر استان و طی سال‌های خواسته به‌دست آمد.

برای یافتن متغیر آلودگی نیز از طریق محاسبه میزان آلودگی حاصل از مصرف نفت(شامل بنزین، نفت سفید، نفت گاز، نفت کوره و گاز مایع)، گاز، الکتریسیته و منابع تجدیدپذیری مثل هیزم و ذغال استفاده شد. یعنی مصرف هرکدام از حامل‌ها به بی‌تی‌یو تبدیل شد و سپس مقادیر بی‌تی‌یو هر حامل در فاکتور آلودگی‌شان ضرب شد و آلودگی هرکدام به‌دست آمد. سپس با جمع‌کردن آن‌ها، آلودگی کل به‌دست آمد.[2]

یکی از محدودیت‌های این بخش یافتن متغیر موجودی سرمایه در سطح استانی بود. برای حل این مشکل، بهره‌گیری از رویکرد تابع تولید، مورد توجه قرار داده شد. طبق آن جهت دستیابی به مقادیر موجودی سرمایه در سطح استانی، از حاصلضرب سهم استان در ارزش افزوده بخش موردنظر در موجودی سرمایه بخش موردنظر در سطح ملی، ارزش موجودی سرمایه استانی به تفکیک هریک از بخش‌های اقتصادی به‌دست می‌آید(مزینی، ۱۳۹۸). یعنی اگر جمع ارزش افزوده بخش‌های هر استان بر ارزش افزوده کل کشور تقسیم شود، سهم ارزش افزوده هر استان به‌دست خواهد آمد و با ضرب موجودی سرمایه کل کشور در سهم ارزش افزوده هر استان از کل ارزش افزوده، موجودی سرمایه هر استان به‌دست می‌آید.

با استفاده از داده‌های ورودی و کدنویسی نرم‌افزار گمز، فرمول ۶ بهینه‌سازی شد و از این طریق $\beta_K^*, \beta_L^*, \beta_Y^*, \beta_C^*$ از نرم‌افزار گمز خروجی گرفته شد و با جای‌گذاری آن‌ها در فرمول‌های ۷ و ۱۳ مقدار UEI و UOPI که طبق تئوری عددی بین صفر و یک بود به‌دست آمد که با نرخ رشد ۱۰ درصد تا سال چهارم تعمیم داده شد.

پس از محاسبه‌ی UEI و UOPI از طریق یافته‌های نرم‌افزار گمز، نوبت به برآورد اقتصادسنجی مدل می‌باشد. داده‌های این قسمت، داده‌های تولید ناخالص داخلی سرانه هر استان، تنظیم‌گری زیست‌محیطی استانی و نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به تولید ناخالص داخلی بود که ارزش افزوده بخش صنعت و تولید ناخالص داخلی و تولید ناخالص داخلی سرانه از درگاه ملی آمار به‌دست آمد. با تقسیم ارزش افزوده بخش صنعت به تولید ناخالص داخلی نیز نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به کل تولید ناخالص داخلی به‌دست آمد. داده‌های مقررات زیست‌محیطی نیز توسط سایت سازمان حفاظت محیط‌زیست[3] جمع‌آوری گردید. با ورود به سایت سازمان حفاظت محیط‌زیست استان‌ها، تعداد معاونت‌ها و مدیران شهرستان‌ها به‌دست آمد که برای هر معاونت ۴ شغل تعریف شده است و با درنظر گرفتن اشتغال دو نفر در هر شهرستان استان و جمع همه این موارد پروکسی برای شاخص مقررات زیست‌محیطی به‌دست آمده است.

به‌منظور تجزیه و تحلیل داده‌های گردآوری شده، آزمون‌های لازم همچون آزمون اف لیمر، هاسمن، خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس انجام می‌شود. پس از تایید نتایج آزمون‌ها، نتایج برآورد نهایی آورده می‌شود. البته با توجه به اینکه داده‌های این تحقیق به‌صورت تابلویی دراین بخش داده‌های به‌دست آمده، با استفاده از نرم‌افزار ایویوز و استتا مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند.

٤-١- بررسی مدل تجمیعی یا پانل

قبل از برآورد مدل باید بررسی شود که آیا مدل پانل می‌باشد یا اینکه تجمیعی می‌باشد؟ یا به عبارت دیگر آیا مدل دارای اثرات (ثابت) است یا خیر؟ بدین‌منظور آزمون اف لیمر یا چاو در نرم‌افزار اجرا می‌شود.

---

1. www.amar.org.ir

۲. برای محاسبه انتشار دی‌اکسیدکربن در هر استان از فرمول $CE_{ff} = \sum_{i=1}^{nfc}(FC_i \times EF_i)$ (کی و همکاران، ۲۰۱۳). که در آن ارزش حرارتی هر نوع سوخت در ضریب انتشارش ضرب شده است. ضریب انتشار هر نوع از سوخت معادل نسبت میزان انتشار آلاینده به ازای هر واحد مصرف سوخت است.

3. www.Doe.ir

جدول ۱. نتیجه آزمون چاو

	آماره F	احتمال	نتیجه
شاخص کارایی یکپارچه	۳۹/۱۷۷	۰/۰۰۰۱	اثر ثابت
شاخص عملکرد خروجی نامطلوب	۲/۹۳۸	۰/۰۰۰۱	اثر ثابت

مأخذ: محاسبات تحقیق

از آنجایی که مقدار احتمال آزمون لیمر، کوچکتر از ۰/۰۵ می‌باشد، لذا فرضیه صفر مبنی بر وجود رگرسیون تجمیعی (رگرسیون بدون وجود اثرات ثابت) رد شده و بنابراین الگوی مناسب برای برآورد مدل‌های مورد بررسی، دارای اثرات ثابت بوده و به‌صورت تجمیعی نیست. در صورتی که براساس نتایج آزمون ف لیمر برای هریک از فرضیه‌ها، استفاده از روش داده‌های پانل مورد تأیید واقع شود، به‌منظور این که مشخص گردد کدام روش (اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی) برای برآورد مدل‌ها مناسب‌تر می‌باشد (تشخیص ثابت یا تصادفی بودن تفاوت‌های واحدهای مقطعی) از آزمون هاسمن استفاده می‌شود.

جدول ۲. نتیجه آزمون هاسمن

	آماره x^2	احتمال	نتیجه
شاخص کارایی یکپارچه	۱۱۷۵/۲۲۳	۰/۰۰۰۱	اثر ثابت
شاخص عملکرد خروجی نامطلوب	۲۲/۶۸۳	۰/۰۰۰۱	اثر ثابت

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج به‌دست آمده، مقدار احتمال آزمون هاسمن کمتر از ۰.۰۵ می‌باشد، در نتیجه مدل‌ها دارای اثرات ثابت می‌باشند.

٤-۲- آزمون خودهمبستگی

یکی از فرض‌های کلاسیک مبنی بر ارتباط نداشتن پسماندها و استقلال آن‌ها در دوره‌های مختلف زمانی است. نقض این فرض مشکلی به نام خودهمبستگی را ایجاد می‌کند. وجود خودهمبستگی در پسماندهای مدل، یکی از شایع‌ترین و مهم‌ترین مشکلاتی است که در تحلیل‌های رگرسیونی با آن برخورد می‌شود. در صورت وجود خودهمبستگی، تخمین پارامترها بدون تورش خواهند بود ولی تخمین‌ها ناکارا می‌باشند. این ناکارآیی حتی در نمونه‌های بزرگ از بین نمی‌رود و منجر به استنتاج‌های غلط می‌شود. برای بررسی فرضیه عدم خودهمبستگی از آزمون وولدریج استفاده می‌شود. این آزمون به کمک نرم‌افزار Stata انجام شده است. این آزمون دارای فرضیه‌های زیر می‌باشد:

H_0: خودهمبستگی وجود ندارد

H_1: خودهمبستگی وجود دارد

جدول ۳. نتیجه آزمون خودهمبستگی

	آماره x^2	احتمال	نتیجه
شاخص کارایی یکپارچه	۴/۳۲۶	۰/۰۳۷۵	خودهمبستگی وجود دارد
شاخص عملکرد خروجی نامطلوب	۴/۳۲۵	۰/۰۳۷۶	خودهمبستگی وجود دارد

مأخذ: محاسبات تحقیق

همان‌طور که در جدول۳ مشاهده می‌شود، چون مقدار بحرانی کمتر از ۰/۰۵ است فرضیه صفر رد می‌شود بنابراین خودهمبستگی وجود دارد.

٤-۳- آزمون ناهمسانی واریانس

یکی از فرض‌های کلاسیک، یکسان بودن واریانس جملات اجزای اخلال در دوره‌های مختلف است. نقض این فرض، مشکلی به نام ناهمسانی واریانس را ایجاد می‌کند. از آنجا که واریانس جزء اخلال برابر با واریانس متغیر وابسته است، مشکل ناهمسانی واریانس، به یکسان نبودن واریانس متغیر وابسته مربوط می‌شود. با افزایش میزان متغیر مستقل، واریانس پسماند افزایش می‌یابد. پس ناهمسانی مشهود است، زیرا فرض بر این است که با افزایش یا کاهش متغیر مستقل، واریانس متغیر وابسته یا پسماند تغییر نمی‌یابد آزمون ناهمسانی واریانس برای مدل‌هایی صورت می‌گیرد که دارای اثرات ثابت باشند، زیرا در مدل‌هایی که دارای اثرات تصادفی هستند، واریانس‌های مربوط به مقاطع مختلف باهم یکسان نبوده و مدل دارای ناهمسانی واریانس است. این آزمون به کمک نرم‌افزار Stata انجام شده است. این آزمون دارای فرضیه‌های زیر می‌باشد:

H_0: همسانی واریانس

H_1: ناهمسانی واریانس

نتایج این آزمون برای تابع مورد نظر در جدول زیر آمده است:

جدول ٤. نتیجه آزمون ناهمسانی واریانس

	شاخص عملکرد خروجی نامطلوب			شاخص کارایی یکپارچه		
Source	Chi2	Df	P	Chi2	Df	P
Heteroskedasticity	۱/۲۴	۹	۰/۹۹۸۶	۱/۲۶	۹	۰/۹۹۸۶
Skewness	۰/۰۹	۳	۰/۹۹۳۳	۰/۰۹	۳	۰/۹۹۳۴
Kurtosis	۱۸/۹۲	۱	۰/۰۰۰۰	۱۸/۹۲	۱	۰/۰۰۰۰
Total	۲۰/۲۵	۱۳	۰/۰۸۹۲	۲۰/۲۷	۱۳	۰/۰۸۸۷

مأخذ: محاسبات تحقیق

همان‌طور که مشـــاهده می‌شـــود، چون مقدار بحرانی کمتر از ۰/۱۰ اسـت فرضـیه صـفر رد می‌شـود بنابراین ناهمسـانی واریانس وجود دارد.

٤-٤- نتایج برآورد نهایی مدل با الگوی EGLS

با اســتفاده از الگویی که در قســمت قبلی معرفی شــد، همچنین به‌کارگیری اطلاعات مربوط به سـرمایه، نیروی کار، تولید ناخالص داخلی، آلودگی و تنظیم‌گری زیسـت‌محیطی ۳۱ اسـتان طی دوره ۱۳۹۵-۱۴۰۰ و "تابع فاصـله جهت‌دار غیر شـعایی" تاثیر مقررات زیســت‌محیطی بر خروجی‌های مطلوب و نامطلوب مورد بررســی قرار گرفت و نتایج آن در جدول ۵ ارائه شد.

همانطور که در جدول ۵ نشان داده شده است الگوی برآورد شده معنی‌دار بوده و حاکی از آن است که که مقررا ت زیست‌محیطی موجب ارتقای بهره‌وری سبز در استان‌های ایران می‌شود. علاوه بر این مقررات زیست‌محیطی نسبت به کنترل خروجی‌های نامطلوب فعالیت‌های اقتصادی موفقیت کمتری داشته است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که اثر تولید ناخالص داخلی بر بهره‌وری سبز ناچیز است و نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به GDP بر بهره‌وری سبز تاثیر منفی و معناداری دارد.

جدول ۵. نتیجه برآورد نهایی مدل

UEI&UOPI:Dependent Variable					
Variable	نام متغیر	شاخص کارایی یکپارچه UEI		شاخص عملکرد خروجی‌های نامطلوبUOPI	
		Coefficient	Prob	Coefficient	Prob
C	عرض از مبدا	-۱۲۹	۰/۰۰۰۰	-۳۸	۰/۰۰۰۰
ER*LGDP	تعامل مقررات زیست محیطی و تولید ناخالص داخلی	۰/۸۲	۰/۰۰۰۰	۰/۱۷	۰/۰۰۰۰
GDP	تولید ناخالص داخلی سرانه	-۰/۰۰۰۰۱۳	۰/۰۶	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۴۴
VI	نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به GDP	-۰/۱۱	۰/۰۰۰۰	-۱/۲	۰/۰۷۳۸
R-squared		۰/۹۹		۰/۵	
Adjusted R-squared		۰/۹۹		۰/۳	
S.E. of regression		۰/۰۳		۰/۱۱	
F-statistic		۱۲۱۶		۲/۷	
Prob(F-statistic)		۰/۰۰۰۰		۰/۰۰۰۱۲	

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵- بحث و نتیجه‌گیری

طبق پژوهش یانگ هو و لی در سال ۲۰۲۱ دریافتیم که هنگام انجام فعالیت‌های تولیدی DMUها (واحدهای تصمیم‌گیری) می‌توانند ورودی‌ها و خروجی‌های مطلوب و خروجی‌های نامطلوب خود را تنظیم کنند. مقررات زیست‌محیطی این واحدها را ملزم به کاهش انتشارآلاینده‌ها می‌کند بر این اساس واحدهای تصمیم‌گیری دو گزینه برای برآوردن الزامات مقررات زیست‌محیطی دارند یکی فقط کاهش آلودگی زیست‌محیطی و دیگری افزایش بازده اقتصادی و در عین‌حال کاهش آلودگی زیست‌محیطی. این دو گزینه به‌ترتیب مربوط به UOPI (شاخص عملکرد خروجی‌های نامطلوب) و UEI (شاخص کارایی یکپارچه) هستند. در شاخص عملکرد خروجی‌های نامطلوب فرض می‌شود که واحدهای تصمیم‌گیری صرف‌نظر از افزایش خروجی مطلوب، تنها بر کاهش خروجی نامطلوب تمرکز می‌کنند. به این‌ترتیب، مقررات زیست‌محیطی واحدهای تصمیم‌گیری را تحریک می‌کند تا انتشار آلاینده‌های خود را کاهش دهند و در عین‌حال ورودی‌ها را کاهش دهند. به عبارت دیگر، در مقایسه با شاخص کارایی یکپارچه، واحدهای تصمیم‌گیری مربوط به شاخص عملکرد خروجی‌های نامطلوب نیاز به سرمایه‌گذاری بیشتری برای بهبود کارایی خروجی نامطلوب دارند.

همان‌طور که گفته شد، اثرات مقررات زیست‌محیطی بر بهره‌وری سبز، با توجه به سطوح مختلف توسعه اقتصادی متفاوت است. به همین علت اثرات ناهمگن مقررات زیست‌محیطی را متناسب با تولید ناخالص داخلی سرانه مشخص و تعیین کردیم.

مقدار تاثیر مقررات زیست‌محیطی بر بهره‌وری سبز در سطوحی از تولید ناخالص داخلی در شاخص کارایی یکپارچه یعنی حالتی که ما هم‌زمان افزایش خروجی مطلوب و کاهش خروجی نامطلوب وجود دارد، ۰/۸۲ شده بود. این ضریب در شاخص عملکرد خروجی‌های نامطلوب که تنها کاهش خروجی‌های نامطلوب را مدنظر قرار می‌دهد، ۰/۱۷ بود. در نتیجه مقررات زیست‌محیطی منجر به کاهش آلودگی یا به عبارتی ارتقای سطح بهره‌وری سبز در استان‌های ایران می‌شود. این بخش با نتایج هو و همکاران که به تاثیر مثبت مقررات زیست‌محیطی بر بهره‌وری سبز (با رویکرد Uشکل) اشاره دارد، همخوانی دارد. اما تاثیر مقررات زیست‌محیطی در شاخص عملکرد خروجی‌های نامطلوب نسبت به شاخص کارایی یکپارچه، کاهش یافته است، چراکه دولت‌های محلی در مراحل اولیه توسعه اقتصادی توجه بیشتری بر تولید ناخالص داخلی خواهند داشت اما زمانی تمرکز بیشتری بر محیط‌زیست دارند که تولید ناخالص داخلی‌شان بیشتر شود. به عبارتی توسعه اقتصادی برای کاهش سریع‌تر آلودگی نتوانسته بود با اجرای مقررات زیست‌محیطی به‌طور قابل توجهی کمک کند. این می‌تواند ناشی از تفاوت در سطح توسعه‌یافتگی استان‌ها در ایران باشد.

میزان تاثیر تولید ناخالص داخلی بر بهره‌وری سبز در شاخص کارآیی یکپارچه عدد ۰/۰۰۰۰۱۳۸- است که مقدار ناچیزی است. اما در شاخص عملکرد خروجی‌های نامطلوب، این ضریب، ۰/۰۰۰۷- شده است که نسبت به شاخص کارایی یکپارچه،کمی افزایش داشته است یعنی بیشتر از قبل سبب کاهش بهره‌وری سبز می‌شود. این بخش از پژوهش نیز با یافته‌های هو و همکاران که اشاره می‌کند، تولید ناخالص داخلی بر بهره‌وری سبز تاثیر دارد، همسو است.

در شاخص کارآیی یکپارچه، نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به کل تولید ناخالص داخلی که به عنوان شاخصی برای نشان دادن ساختار صنعتی در استان‌ها می‌باشد نیز ۰/۱۱- است. در شاخص عملکرد خروجی‌های نامطلوب، نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به کل تولید ناخالص داخلی ۱/۲- است. این ضریب نسبت به شاخص کارآیی یکپارچه، بهره‌وری را به مقدار بیشتری کاهش داده است. نتایج نشان می‌دهد که توسعه اقتصادی پیش‌نیاز دستیابی به اثر مورد انتظار از سیاست‌های تنظیم‌کننده محیط‌زیست است بنابراین سیاست‌گذاران باید به تضاد قوانین زیست‌محیطی و توسعه اقتصادی توجه کنند و در مناطقی که سطح توسعه اقتصادی بالاتری دارند باید مقررات زیست‌محیطی در ارتقای توسعه اقتصادی و کاهش انتشار آلاینده‌ها نقش مثبتی داشته باشد.

در این پژوهش مشخص شد که مقررات زیست‌محیطی منجر به کاهش آلودگی یا به عبارتی ارتقای سطح بهره‌وری سبز در استان‌های ایران می‌شود. این بخش از پژوهش با نتایج پژوهش لنا[1] و همکاران (۲۰۲۲) هماهنگ است. اما توسعه اقتصادی برای کاهش سریع‌تر آلودگی نتوانسته بود به مقررات زیست‌محیطی به‌طور قابل توجهی کمک کند که این می‌تواند ناشی از تفاوت در سطح توسعه‌یافتگی استان‌ها در ایران باشد. با درک به مطلب فوق و ازآنجایی‌که استان‌های ایران از یک سطح توسعه‌یافتگی برخوردار نیستند، بهتر است منابع مالی از استان‌های توسعه‌یافته‌تر به استان‌هایی که در مراحل اولیه توسعه هستند سرمایه‌گذاری شود تا

1. Lena

توسعه اقتصادی و اجرای مقررات زیست‌محیطی در این شهرها فعال شود.

در شاخص عملکرد خروجی‌های نامطلوب، نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به کل تولید ناخالص داخلی که به‌عنوان شاخصی برای نشان دادن ساختار صنعتی در استان‌ها می‌باشد نسبت به شاخص کارایی یکپارچه، بهره‌وری را به مقدار بیشتری کاهش داده است. بنابراین سیاست‌گذاران باید به تضاد قوانین زیست‌محیطی و توسعه اقتصادی توجه کنند و در مناطقی که سطح توسعه اقتصادی بالاتری دارند باید مقررات زیست‌محیطی در ارتقای توسعه اقتصادی و کاهش انتشار آلاینده‌ها نقش مثبتی داشته باشد. همچنین دولت می‌تواند همکاری فنی بین استانی را تقویت کند تا سرریزهای نوآوری‌های تکنولوژیکی در شهرهای توسعه‌یافته بتواند قابلیت‌های تحقیق و توسعه شهرهای با تولید ناخالص کمتر را بهبود بخشید.

منابع

اعظمی، سمیه و الماسی، مجتبی و گل‌محمدی، افسانه (۱۳۹۶) "تأثیر مقررات زیست‌محیطی بر رقابت‌پذیری صنایع: شواهدی از صنایع کارخانه‌ای کشورهای آمریکا، انگلستان و کانادا"، فصلنامه علمی مدل‌سازی اقتصادی ۱۱(۳۹)، ۱۱۹-۱۳۹.

جلالوند، مجتبی (۱۴۰۰) "بررسی تاثیر مقررات زیست‌محیطی بر بازده نوآوری سبز شهری (مطالعه موردی: شهر تهران)"، اولین همایش ملی بحران‌های محیط‌زیستی حاشیه‌نشینی.

سلیمی‌فر، آنیتا و خانلری، امیر و معصومی خلجی، حمیدرضا (۱۳۹۸) "تاثیر مدیریت کیفیت بر نوآوری سبز با نقش تعدیل‌کنندگی مقررات زیست‌محیطی (پتروشیمی زاگرس)"، دومین کنفرانس ملی مطالعات نوین اقتصاد، مدیریت و حسابداری در ایران.

فدائی، مهدی و آذری، سما (۱۳۹۹) "نقش عدم تقارن انتشار و آسیب‌پذیری آلودگی بر سیاست‌های کاهش آلودگی: مطالعه سیاست‌های مالیات و استاندارد زیست‌محیطی"، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، ۲۰(۷۹)، ۵۳-۸۹

مجدزاده طباطبایی، شراره و استادزاد، علی حسین (۱۳۹۴) "بررسی سیاست‌های کنترل آلودگی با استفاده از تحلیل ایستای مقایسه‌ای در چارچوب یک مدل رشد درون‌زا: مطالعه موردی اقتصاد ایران"، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، ۹(۱)، ۸۵-۱۰۵.

مزینی. (۲۰۱۹) "برآورد موجودی سرمایه در سطح استانی در اقتصاد ایران"، فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی، ۷(۲۶)، ۷-۲۹.

نعیم جاسم العباده، سمیر و جعفری تیتکانلو، سعید و لعل کاظمیان، الیاس (۱۴۰۰) "بررسی تاثیر مقررات زیست‌محیطی بر عملکرد مالی با توجه به نقش میانجی نوآوری بهره‌برداری پایدار و قابلیت پویا سبز (مطالعه موردی: شرکت ملی نفت عراق)"، هجدهمین کنفرانس بین‌المللی مهندسی صنایع.

References

Ambec, S., Cohen, M.A., Elgie, S. & Lanoie, P. (2016). The Porter Hypothesis at 20: can environmental regulation enhance innovation and competitiveness? Rev. Environ. Econ. Policy, 7, 2-22.

CCostantini, V., & Mazzanti, M. (2012). On the green and innovative side of trade competitiveness? The impact of environmental policies and innovation on EU exports. Research policy, 41(1), 132-153.

Du, K., Cheng, Y., & Yao, X. (2021). Environmental regulation, green technology innovation, and industrial structure upgrading: The road to the green transformation of Chinese cities. Energy Economics, 98, 105247.

Du, K., Zhang, Y., & Zhou, Q. (2020). Fitting partially linear functional-coefficient panel-data models with Stata. The Stata Journal, 20(4), 976-998.

Feng, R., Shen, C., Huang, L., & Tang, X. (2022). Does trade in services improve carbon efficiency?—Analysis based on international panel data. Technological Forecasting and Social Change, 174, 121298.

Ford, J.A., Steen, J., Verreynne, M.L. (2018).How environmental regulations affect innovation in the Australian oil and gas industry: going beyond the porter hypothesis. J Clean Prod, 84

Hou, J., Teo, T. S., Zhou, F., Lim, M. K., & Chen, H. (2018). Does industrial green transformation successfully facilitate a decrease in carbon intensity in China? An environmental regulation perspective. Journal of cleaner production, 184, 1060-1071.

Hou, S., Yu, K., & Fei, R. (2023). How does environmental regulation affect carbon productivity? The role of green technology progress and pollution transfer. *Journal of Environmental Management*, *345*, 118587.

Hu, W., & Wang, D. (2020). How does environmental regulation influence China's carbon productivity? An empirical analysis based on the spatial spillover effect. Journal of Cleaner Production, 257, 120484.

Ke, Jing, McNeil, Michael, Price, Lynn, Zheng Khanna, Nina, Zhou, Nan(2013). Estimation ofCO2 emissions from China's cement production: Methodologies and uncertainties. Energy Policy , 57, 172–181

Lena, D., Pasurka, C. A., & Cucculelli, M. (2022). Environmental regulation and green productivity growth: Evidence from Italian manufacturing industries. Technological Forecasting and Social Change, 184, 121993.

Li, J., Liu, H., & Du, K. (2019). Does market-oriented reform increase energy rebound effect? Evidence from China's regional development. China Economic Review, 56, 101304.

Peng, X. (2020). Strategic interaction of environmental regulation and green productivity growth in China: green innovation or pollution refuge?. Science of The Total Environment, 732, 139200.

Rubashkina, Y., Galeotti, M., & Verdolini, E. (2019). Environmental regulation and competitiveness: empirical evidence on the porter hypothesis from European manufacturing sectors. Energy Policy, 83:288-300.

Wang, A., Hu, S., & Li, J. (2021). Does economic development help achieve the goals of environmental regulation? Evidence from partially linear functional-coefficient model. Energy Economics, 103, 105618.

Wang, A., Hu, S., & Lin, B. (2021). Can environmental regulation solve pollution problems? Theoretical model and empirical research based on the skill premium. Energy Economics, 94, 105068.

Wang, A., Hu, S., & Lin, B. (2021). Emission abatement cost in China with consideration of technological heterogeneity. Applied Energy, 290, 116748.

Wang, Y., Xie, L., Zhang, Y., Wang, C., & Yu, K. (2019). Does FDI promote or inhibit the high-quality development of agriculture in China? An agricultural GTFP perspective. Sustainability, 11(17), 4620.

Williams III, R. C. (2012). Growing state–federal conflicts in environmental policy: The role of market-based regulation. Journal of Public Economics, 96(11-12), 1092-1099.

Wu, H., Hao, Y., & Ren, S. (2020). How do environmental regulation and environmental decentralization affect green total factor energy efficiency: Evidence from China. Energy Economics, 91, 104880.

Xie, R. H., Yuan, Y. J., & Huang, J. J. (2017). Different types of environmental regulations and heterogeneous influence on “green” productivity: evidence from China. Ecological economics, 132, 104-112.

Xiong, H., Zhan, J., Xu, Y., Zuo, A., & Lv, X. (2023). Challenges or drivers? Threshold effects of environmental regulation on China’s agricultural green productivity. *Journal of Cleaner Production*, *429*, 139503.

Yan, Z., Zou, B., Du, K., & Li, K. (2020). Do renewable energy technology innovations promote China's green productivity growth? Fresh evidence from partially linear functional-coefficient models. Energy Economics, 90, 104842.

Yi Su and Qi-ming Fan (2022) “Renewable energy technology innovation, industrial structure upgrading and green development from the perspective of China’s provinces”, Technological Forecasting and Social Change, Volume 180, July 2022, 121727.

You, D., Zhang, Y., & Yuan, B. (2019). Environmental regulation and firm eco-innovation: Evidence of moderating effects of fiscal decentralization and political competition from listed Chinese industrial companies. Journal of Cleaner Production, 207, 1072-1083.

Yuan, B., & Xiang, Q. (2018). Environmental regulation, industrial innovation and green development of Chinese manufacturing: Based on an extended CDM model. Journal of cleaner production, 176, 895-908.

Zhang, N., & Jiang, X. F. (2019). The effect of environmental policy on Chinese firm's green productivity and shadow price: a metafrontier input distance function approach. Technological Forecasting and Social Change, 144, 129-136.