

Analyzing the Role of Carbon Tax in the Impact of Oil Rent on the Ecological Footprint in Iran

Bahare Baghaeipour

PhD student in Economics, Department of Economics, SR.C., Islamic Azad University, Tehran, Iran


Email: bahare.baghaeipour@iau.ac.ir

 0009-0007-4287-8355

Morteza Sameti

Retired Professor of Economics, Isfahan University, Isfahan, Iran (Corresponding Author)


Email: msameti@gmail.com

 0000-0003-1222-2105

Teymour Mohammadi

Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Email: mohammadi@atu.ac.ir

 0000-0001-9665-4778

Abstract

The consumption of fossil fuels and the overexploitation of natural resources such as oil have led to environmental degradation, highlighting the importance of finding solutions to prevent it. Carbon tax is an economic tool that can internalize the external costs of carbon emissions, creating incentives to reduce environmental damage. The aim of this article is to analyze the role of carbon tax in the impact of oil rents on the ecological footprint in Iran during the period 1996–2023. The research variables' data were extracted from reliable statistical websites, and the carbon tax was calculated by multiplying the per capita CO₂ emissions by 80,000 rials. The smooth transition regression method, based on selecting the transition variable from independent variables, determining its threshold, and creating different regimes for variable effects, was used. The results showed that the two-period lagged carbon tax was the transition variable with a threshold of 0.78, and two threshold regimes exist. Carbon tax and information and communication technology had a negative effect on the ecological footprint in both regimes, with the effect strengthened in the second regime. Oil rents had a positive effect on the ecological footprint in both regimes, but this effect was weakened in the second regime. Population had a positive effect on the ecological footprint in both regimes, but this effect was attenuated in the second regime. Since reaching the carbon tax threshold reduces the impacts of factors increasing the ecological footprint and enhances the effects of those reducing it, the implementation of effective carbon tax policies and the targeted allocation of revenues toward the development of clean energy and improvement of environmental infrastructure are recommended.

Keywords: Carbon Tax, Oil Rent, Ecological Footprint, Smooth Transition Regression

JEL classification: H23, Q3, Q56, C23

Extended abstract

Introduction

The accelerating degradation of the global environment—primarily caused by fossil fuel consumption and unsustainable exploitation of natural resources—has made the search for effective policy tools to achieve sustainable development increasingly urgent. Among these tools, carbon taxation has emerged as one of the most significant economic instruments for internalizing the external costs associated with carbon emissions, incentivizing the use of clean energy, and accelerating green technological innovation. Empirical evidence from various countries indicates that well-designed carbon taxes can significantly reduce greenhouse gas emissions without harming economic growth, particularly when the revenues generated are reinvested in sustainable projects or welfare programs (Hafeez et al., 2023). In oil-dependent economies such as Iran, the interaction between oil rents and environmental performance presents unique challenges and opportunities. Oil rents—defined as the economic surplus derived from oil extraction—are a major source of national revenue, yet they are often associated with the "resource curse," negative environmental impacts, institutional weaknesses, and lack of economic diversification (Gongor et al. (2023)). Studies have shown that heavy reliance on oil revenues can lead to increased ecological footprints by encouraging energy-intensive consumption patterns and weakening incentives for environmental policymaking (Al Mamun et al., 2022). Recent research suggests that countries implementing efficient environmental tax frameworks—especially carbon taxation—have succeeded in significantly reducing their ecological footprints, particularly when these policies are combined with transparent governance and targeted investments in renewable energy (Yedoma et al., 2024). Based on this, the present study investigates the moderating role of carbon taxation in the relationship between oil rents and Iran's environmental performance over the period 1996–2023.

Methods

Following studies such as Kahia & Omri (2024), and Xie & Jamaani (2022), we consider a model in which the dependent variable is the ecological footprint, used as a proxy for environmental performance. OilR represents oil rents, CTax denotes carbon tax, ICT stands for the information and ICT is communication technology index, and POP refers to population. To estimate the model, the Smooth Transition Regression (STR) method is employed. STR is a nonlinear econometric approach that allows for the identification of threshold levels and different regime states through which explanatory variables affect the dependent variable. In the STR framework, the transition variable causes the dependent variable to shift from one regime to another upon reaching a threshold level (Teräsvirta, 2004).

Results

The results indicate that carbon tax with two lag periods has been the transition variable of the ecological footprint function as an indicator of environmental performance. The threshold of the transition variable is 0.78 and the transition speed from the first to the second regime is 2.62. Carbon tax has a negative effect on the ecological footprint in both regimes, but this effect is strengthened in the second regime. Oil rent has a positive effect on the ecological footprint in both regimes, and this effect is weakened in the second regime. Information and communication technology has a negative effect on the ecological footprint in both regimes, but this effect is strengthened in the second regime. Population has a positive effect on the ecological footprint in both regimes, but this effect is weakened in the second regime. Thus, increasing the carbon tax and reaching its threshold has been able to reduce the effects of factors that increase the ecological footprint and increase the effects of factors that reduce the ecological footprint

Conclusion


The findings of this study indicate that carbon taxation can play a crucial role in mitigating the negative environmental impacts of oil rents in Iran. Carbon tax exhibits a significant negative effect on the ecological footprint in both regimes, and this effect is strengthened at higher levels of carbon taxation. In contrast, oil rents increase the ecological footprint in both regimes, but the magnitude of this adverse effect diminishes at higher levels of carbon taxation. These results suggest that increasing the carbon tax rate can not only reduce the environmental damage caused by oil rents but also improve environmental sustainability indicators. Additionally, the positive impact of information and communication technology (ICT) on reducing the ecological footprint, alongside the role of population in increasing environmental pressure, highlights the importance of considering complementary factors in environmental policymaking. Given Iran's economic structure and its high dependence on oil revenues, implementing effective carbon tax policies and strategically allocating the generated revenues toward clean energy development and environmental infrastructure improvement could facilitate the transition toward a green economy and promote sustainable development.

تحلیل نقش مالیات کربن در اثرگذاری رانت نفت بر ردپای اکولوژیکی در ایران

بهاره بقائی پور

دانشجوی دکتری گروه علوم اقتصادی واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران


Email: bahare.baghaeipour@iau.ac.ir

 0009-0007-4287-8355

مرتضی سامتی

استاد بازنشسته گروه اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران (نویسنده مسئول)


Email: msameti@gmail.com

 0000-0003-1222-2105

تیمور محمدی

استاد گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

Email: mohammadi@atu.ac.ir

 0000-0001-9665-4778

چکیده

مصرف سوخت‌های فسیلی و بهره‌برداری بی‌رویه از منابع طبیعی همچون نفت به تخریب محیط‌زیست منجر شده و اهمیت یافتن راه‌حلی برای جلوگیری از آن را موجب شده است. مالیات کربن ابزاری اقتصادی است که می‌تواند با درون‌زا کردن هزینه‌های خارجی ناشی از انتشار کربن، انگیزه کاهش تخریب محیط‌زیست را ایجاد نماید. هدف این مقاله تحلیل نقش مالیات کربن در اثرگذاری رانت نفت بر ردپای اکولوژیکی در ایران طی دوره ۱۳۷۵-۱۴۰۲ است. داده‌های متغیرهای پژوهش از سایت‌های آماری معتبر استخراج و مالیات کربن با ضریب انتشار هر تن دی‌اکسیدکربن سرانه در مبلغ ۸۰۰۰۰ ریال محاسبه شد. روش رگرسیون انتقال ملایم که مبتنی بر انتخاب متغیر انتقال از میان متغیرهای مستقل و تعیین حد آستانه آن و ایجاد رژیم‌های مختلف برای تأثیرگذاری متغیرها است، استفاده شد. نتایج نشان داد که مالیات کربن دو دوره قبل متغیر انتقال با حد آستانه برابر با ۰/۷۸ بوده و دو رژیم حدی وجود دارد. مالیات کربن و فناوری اطلاعات و ارتباطات در هر دو رژیم اثر منفی بر ردپای اکولوژیکی داشته، اما این اثر در رژیم دوم تقویت شده است. رانت نفت در هر دو رژیم اثر مثبت بر ردپای اکولوژیکی داشته و این اثر در رژیم دوم تضعیف شده است. جمعیت در هر دو رژیم اثر مثبت بر ردپای اکولوژیکی داشته، اما این اثر در رژیم دوم تضعیف شده است. با توجه به اینکه رسیدن مالیات کربن به حد آستانه سبب کاهش اثرات عوامل فزاینده ردپای اکولوژیکی و افزایش اثرات عوامل کاهنده آن شده است، اجرای سیاست‌های کارآمد مالیات کربن و تخصیص هدفمند درآمدهای حاصل از آن به توسعه انرژی‌های پاک و بهبود زیرساخت‌های زیست‌محیطی کمک می‌کند.

کلیدواژه‌ها: مالیات کربن، رانت نفت، ردپای اکولوژیکی، رگرسیون انتقال ملایم

طبقه‌بندی JEL: C23, Q56, H23, Q3

وزارت علوم، تحقیقات و فناوری ♦ مرکز پژوهش‌های توسعه و آینده‌نگری / فصلنامه پژوهش‌های برنامه و توسعه

 10.22034/pbr.2025.541029.1570

<https://www.journaldfrc.ir>/E-ISSN: 2717-0365



صحت مطالب بر عهده نویسنده مقاله است و الزاماً بیانگر دیدگاه مرکز پژوهش‌های توسعه و آینده‌نگری نیست.



۱. مقدمه

شتاب روزافزون تخریب محیط‌زیست جهانی که عمدتاً ناشی از مصرف سوخت‌های فسیلی و بهره‌برداری بی‌رویه از منابع طبیعی است، جست‌وجوی ابزارهای سیاستی مؤثر جهت تحقق توسعه پایدار را بیش‌ازپیش ضروری ساخته است (استفن و همکاران^۱، ۲۰۱۵). در این میان، مالیات کربن به‌عنوان یکی از مهم‌ترین ابزارهای اقتصادی برای درون‌زا کردن هزینه‌های خارجی ناشی از انتشار کربن، ایجاد انگیزه برای استفاده از انرژی‌های پاک و تسریع نوآوری‌های فناورانه سبز مطرح شده است (بانک جهانی^۲، ۲۰۲۲). شواهد تجربی از کشورهای مختلف نشان می‌دهد که مالیات کربن طراحی شده به‌صورت اصولی، می‌تواند بدون آسیب به رشد اقتصادی، کاهش معناداری در انتشار گازهای گلخانه‌ای ایجاد کند، به‌ویژه زمانی که درآمدهای حاصل از این مالیات به سرمایه‌گذاری‌های پایدار یا برنامه‌های رفاهی اختصاص یابد (حافظ و همکاران^۳، ۲۰۲۳). در کشورهایی مانند ایران که اقتصاد آن‌ها به رانت نفتی وابسته است، تعامل میان رانت نفت و محیط‌زیست، چالش‌ها و فرصت‌های خاصی را به همراه دارد. رانت نفتی، به‌عنوان مازاد اقتصادی ناشی از استخراج منابع نفتی، اگرچه منبع مهمی برای درآمد ملی محسوب می‌شود، اما اغلب با پدیده «نفرین منابع» و پیامدهای منفی زیست‌محیطی، ضعف نهادی و فقدان تنوع اقتصادی همراه است (گنگور و همکاران^۴، ۲۰۲۳). مطالعات نشان داده‌اند که وابستگی شدید به درآمدهای نفتی می‌تواند از طریق تشویق الگوهای مصرف انرژی‌بر و تضعیف انگیزه‌های سیاست‌گذاری محیط‌زیستی، به افزایش ردپای اکولوژیکی منجر شود (المائون و همکاران^۵، ۲۰۲۲). ردپای اکولوژیکی به‌عنوان یکی از شاخص‌های جامع برای سنجش عملکرد زیست‌محیطی، میزان فشار فعالیت‌های انسانی بر ظرفیت زیستی کره زمین را اندازه‌گیری می‌کند و در سال‌های اخیر به ابزاری کلیدی برای ارزیابی اثربخشی سیاست‌های محیط‌زیستی تبدیل شده است (ویدمن و همکاران^۶، ۲۰۲۰). پژوهش‌های جدید نشان می‌دهد کشورهایی که چهارچوب‌های مالیاتی زیست‌محیطی کارآمد، به‌ویژه مالیات کربن، را اجرا کرده‌اند، موفق به کاهش معنادار ردپای اکولوژیکی خود شده‌اند، به‌ویژه زمانی که این سیاست‌ها با حکمرانی شفاف و سرمایه‌گذاری هدفمند در انرژی‌های تجدیدپذیر همراه بوده است (یدوما و همکاران^۷، ۲۰۲۴).

1. Steffen et al. (2015)
2. World Bank (2022)
3. Hafeez et al. (2023)
4. Gongor et al. (2023)
5. Al Mamun et al. (2022)
6. Wiedmann et al. (2020)
7. Yedoma et al. (2024)

با وجود ظرفیت بالای مالیات کربن، اثربخشی آن در اقتصادهای نفت‌محور همچنان محل بحث است. از یک‌سو، مالیات کربن می‌تواند با هدایت مصرف به سوی گزینه‌های پاک‌تر و تأمین مالی ابتکارات زیست‌محیطی، آثار منفی رانت نفت را تعدیل کند (چنگ و همکاران^۱، ۲۰۲۳). از سوی دیگر، منافع سیاسی و ضعف‌های نهادی ممکن است اجرای اثربخش این سیاست را با چالش مواجه سازد (بوشینی و همکاران^۲، ۲۰۰۷).

بر این اساس، پژوهش حاضر به بررسی نقش تعدیل‌گر مالیات کربن در رابطه میان رانت نفت و ردپای اکولوژیکی در ایران می‌پردازد و بدین منظور از روش رگرسیون انتقال ملایم (STR)، استفاده می‌شود. یافته‌های این پژوهش می‌تواند راهنمایی مؤثر برای سیاست‌گذاران در جهت طراحی راهبردهای یکپارچه مالی و زیست‌محیطی با هدف تحقق توسعه پایدار در کشورهای نفت‌خیز ارائه کند. به‌منظور دستیابی به هدف پژوهش، این مقاله در ۵ بخش تدوین شده است. پس از مقدمه و در بخش دوم، مبانی نظری ارائه خواهد شد. سپس در بخش سوم، مروری بر پیشینه پژوهش صورت می‌گیرد. بخش چهارم به روش تحقیق و ارائه نتایج آماری اختصاص دارد و بخش پنجم نیز به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها و سیاستی می‌پردازد.

۲. مبانی نظری پژوهش

۲-۱. ردپای اکولوژیکی

«ردپای اکولوژیکی»^۳ یکی از مهم‌ترین و شناخته‌شده‌ترین شاخص‌های سنجش عملکرد زیست‌محیطی کشورهاست که نخستین بار توسط «واکرناگل و ریس»^۴ (۱۹۹۶) معرفی شد و در دهه‌های اخیر به یکی از ابزارهای مهم در ارزیابی پایداری زیست‌محیطی و «توان زیستی»^۵ تبدیل شده است. شاخص ردپای اکولوژیکی با سنجش فشار انسان بر منابع زیست‌محیطی، نشان می‌دهد تا چه اندازه فعالیت‌های انسانی از ظرفیت زیستی زمین فراتر رفته‌اند و با محاسبه میزان زمین و منابع طبیعی موردنیاز برای تولید کالاها و جذب پسماندها، به‌ویژه دی‌اکسیدکربن، معیاری عینی برای ارزیابی پایداری محیط‌زیست فراهم می‌آورد (واکرناگل و همکاران^۶، ۲۰۰۲). ردپای اکولوژیکی شاخصی چندبعدی

1. Cheng et al. (2023)
2. Boschini et al. (2007)
3. Ecological Footprint
4. Wackernagel & Rees (1996)
5. Biocapacity
6. Wackernagel et al. (2002)

و فراتر از صرفاً انتشار گازهای گلخانه‌ای است، زیرا شامل ابعاد گسترده‌تری از مصرف منابع طبیعی و تأثیرات انسانی بر اکوسیستم‌ها است (بوروک و همکاران^۱، ۲۰۱۳). برخلاف دیگر شاخص‌های زیست‌محیطی مانند انتشار دی‌اکسیدکربن یا «شاخص عملکرد زیست‌محیطی»^۲ (EPI)، ردپای اکولوژیکی رویکردی جامع‌نگر دارد و مصرف منابع در حوزه‌های مختلف مانند زمین کشاورزی، مراتع، جنگل، مناطق ماهیگیری و همچنین میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای را به واحد (هکتار جهانی) تبدیل می‌کند (شبکه جهانی ردپا^۳، ۲۰۲۴). به عبارت دیگر، این شاخص به‌طور هم‌زمان هم مصرف و هم توان تولید مجدد منابع طبیعی را مدنظر قرار می‌دهد و در نتیجه تصویر دقیق‌تری از فشار انسان بر محیط‌زیست ارائه می‌دهد (لین و همکاران^۴، ۲۰۱۸).

تحقیقات نشان می‌دهند که افزایش ردپای اکولوژیکی اغلب با رشد اقتصادی ناپایدار وابستگی به سوخت‌های فسیلی، مصرف‌گرایی و ضعف در سیاست‌های زیست‌محیطی مرتبط است (ویدمن و همکاران^۵، ۲۰۲۰). بر این اساس، ردپای اکولوژیکی به‌عنوان یک ابزار ارزیابی سیاست‌های اقتصادی، زیست‌محیطی و حتی اجتماعی قابل استفاده است و به‌ویژه در کشورهایی که منابع طبیعی و درآمدهای نفتی، نقش مهمی در اقتصاد دارند، اهمیت بیشتری می‌یابد. به همین دلیل، در پژوهش‌های اخیر، ردپای اکولوژیکی به‌عنوان شاخصی کلیدی برای ارزیابی پایداری زیست‌محیطی و بررسی تأثیر متغیرهای اقتصادی مانند رشد اقتصادی، مصرف انرژی، مالیات‌های زیست‌محیطی و رانت منابع طبیعی به‌کار رفته است. استفاده از ردپای اکولوژیکی به‌عنوان شاخصی برای عملکرد زیست‌محیطی امکان مقایسه بین‌المللی بهتری فراهم می‌کند، چراکه با واحد جهانی «هکتار زیستی»^۶ محاسبه می‌شود و تفاوت‌های سرزمینی، جمعیتی و اقتصادی را در برمی‌گیرد (شبکه جهانی ردپا، ۲۰۲۳).

۲-۲. مالیات کربن و ردپای اکولوژیکی

مالیات کربن یکی از مؤثرترین ابزارهای سیاست‌گذاری اقتصادی برای کاهش آلودگی‌های زیست‌محیطی و مقابله با تغییرات اقلیمی به‌شمار می‌رود. این سیاست مالی از طریق تعیین هزینه‌ای بر هر تن دی‌اکسیدکربن منتشرشده، سعی دارد هزینه‌های اجتماعی و زیست‌محیطی ناشی از

1. Borucke et al. (2013)
 2. Environmental Performance Index
 3. Global Footprint Network
 4. Lin et al. (2018)
 5. Wiedmann et al. (2020)
 6. GH

سوخت‌های فسیلی را به‌درستی در قیمت بازار منعکس کند (پیگو^۱، ۱۹۲۰؛ سازمان همکاری و توسعه اقتصادی^۲، ۲۰۲۲). این ابزار با افزایش هزینه مصرف سوخت‌های فسیلی، انگیزه‌هایی برای استفاده از انرژی‌های پاک و افزایش بهره‌وری انرژی ایجاد می‌کند و در نتیجه، می‌تواند به کاهش ردپای اکولوژیکی منجر شود (ایوانز و همکاران^۳، ۲۰۲۱). پژوهش «یدوم و همکاران»^۴ (۲۰۲۴) بیان می‌کند که کشورهای با طراحی کارآمد مالیات کربن، کاهش سریع‌تری در ردپای اکولوژیکی داشته‌اند. با این حال، در صورت نبود سیاست‌های جبرانی مناسب، این ابزار می‌تواند آثار توزیعی نامطلوبی برای اقشار آسیب‌پذیر داشته باشد (بایسال^۵، ۲۰۲۰). از دیدگاه نظری، مالیات کربن انگیزه‌ای اقتصادی برای کاهش مصرف انرژی‌های فسیلی، افزایش بهره‌وری انرژی و گسترش استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر ایجاد می‌کند که همگی موجب بهبود عملکرد زیست‌محیطی و کاهش ردپای اکولوژیکی می‌شوند (سازمان همکاری و توسعه اقتصادی^۶، ۲۰۲۲؛ هافنر و همکاران^۷، ۲۰۲۰). مطالعات تجربی در کشورهای مختلف، اثربخشی مالیات کربن را در بهبود شاخص‌های زیست‌محیطی تأیید کرده‌اند. برای مثال، یافته‌های «ایوانز و همکاران»^۸ (۲۰۲۱) در کشورهای سازمان همکاری و توسعه اقتصادی نشان می‌دهد که اعمال مالیات کربن منجر به کاهش معنادار در انتشار دی‌اکسیدکربن و هم‌زمان افزایش سرمایه‌گذاری در فناوری‌های پاک شده است. پژوهش «ژانگ و همکاران»^۹ (۲۰۱۶) در مورد چین نیز نشان می‌دهد که سیاست‌های مالیاتی زیست‌محیطی منجر به نوآوری در بخش انرژی و کاهش شدت انرژی شده‌اند. این اثرات در کشورهایی که مالیات کربن با سیاست‌های حمایتی همچون بازتوزیع درآمد یا سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های انرژی پاک همراه شده، قوی‌تر بوده‌اند (یدوما و همکاران^{۱۰}، ۲۰۲۴). علاوه بر کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای، مالیات کربن می‌تواند تأثیر مثبتی بر ردپای اکولوژیکی داشته باشد، زیرا مصرف کلی منابع زیستی - از جمله انرژی، آب و زمین - تحت تأثیر کاهش وابستگی به سوخت‌های فسیلی قرار می‌گیرد. در این زمینه، مطالعه «حفیظ و همکاران»^{۱۱} (۲۰۲۳) نشان می‌دهد که اعمال مالیات کربن در کشورهای آسیایی باعث کاهش ردپای اکولوژیکی در افق میان‌مدت

1. Pigou et al. (1920)

2. OECD

3. Evans et al. (2021)

4. Yadum et al. (2024)

5. Bysal (2020)

6. OECD (2022)

7. Hafner et al. (2020)

8. Evans et al. (2021)

9. Zhang et al. (2016)

10. Yedoma et al. (2024)

11. Hafeez et al. (2023)

شده است. در نهایت اثربخشی مالیات کربن در بهبود عملکرد زیست‌محیطی، به‌ویژه از طریق کاهش ردپای اکولوژیکی، به عواملی چون نرخ مالیات، شفافیت اجرای سیاست و نحوه بازتوزیع منابع آن بستگی دارد. تجربه موفق کشورهایمانند سوئد و بریتانیا نشان می‌دهد که مالیات کربن در صورت طراحی و اجرای اصولی، می‌تواند یکی از ارکان اصلی سیاست‌گذاری محیط‌زیستی در عصر بحران اقلیمی باشد (سازمان همکاری و توسعه اقتصادی^۱، ۲۰۲۲؛ بانک جهانی^۲، ۲۰۲۳).

۲-۳. رانت نفت و ردپای اکولوژیکی

رانت نفتی به‌عنوان تفاوت میان ارزش بازار نفت و هزینه استخراج آن، یکی از منابع کلیدی درآمدی در کشورهای دارای ذخایر انرژی فسیلی به‌شمار می‌رود. باوجود آنکه این درآمدها می‌توانند در جهت بهبود عملکرد زیست‌محیطی و توسعه فناوری‌های پاک به کار روند، شواهد تجربی نشان می‌دهد که وابستگی به این نوع رانت‌ها اغلب با تخریب محیط‌زیست و افزایش ردپای اکولوژیکی همراه است (ژائو و همکاران^۳، ۲۰۲۳). درآمدهای نفتی یا همان رانت نفتی، اگرچه منبع مالی قابل توجهی برای دولت‌ها محسوب می‌شوند، در بسیاری از کشورها به دلیل وابستگی اقتصادی به منابع طبیعی، منجر به بروز پدیده «نفرین منابع»^۴ شده‌اند (ون در پلوگ^۵، ۲۰۱۱). این پدیده اغلب با نادیده‌گرفتن ملاحظات زیست‌محیطی، افزایش بهره‌برداری از منابع فسیلی و گسترش زیرساخت‌های آلاینده همراه بوده است (سواکول^۶، ۲۰۲۱). در نتیجه، کشورهایی با سهم بالای رانت نفتی در درآمد ملی، اغلب ردپای اکولوژیکی بالاتری دارند. یافته‌های تجربی نیز این رابطه را تأیید کرده‌اند. پژوهش «آل‌مامون و همکاران»^۷ (۲۰۲۲) نشان می‌دهد که افزایش رانت نفت در کشورهای درحال توسعه با رشد سریع ردپای اکولوژیکی همراه بوده است، مگر در شرایطی که بخشی از درآمدها به سرمایه‌گذاری در انرژی‌های تجدیدپذیر و زیرساخت‌های پایدار اختصاص یافته باشد. افزون بر آن، رانت‌های نفتی در غیاب ساختارهای نظارتی قوی، به مصرف بی‌رویه انرژی یارانه‌ای منجر می‌شوند که این امر نیز ردپای زیست‌محیطی را تشدید می‌کند (مهرآرا و احمدی^۸، ۲۰۲۰).

1. OECD (2022)

2. World Bank (2023)

3. Zhao et al. (2023)

4. Resource Curse

5. Van Der Ploeg (2011)

6. Sovacool (2021)

7. Al Mamun et al. (2022)

8. Mehrara & Ahmadi (2020)

از جنبه نظری، ارتباط میان رانت نفت و محیط‌زیست را می‌توان از چند بُعد بررسی کرد. نخست وابستگی اقتصادی به درآمدهای نفتی معمولاً به تضعیف سایر بخش‌های اقتصادی مانند کشاورزی و صنعت منجر می‌شود، پدیده‌ای که در ادبیات اقتصادی به بیماری هلندی شناخته می‌شود (کوردن و نیری^۱، ۱۹۸۲). در نتیجه این وابستگی، انگیزه کمتری برای تنوع‌بخشی به اقتصاد و سرمایه‌گذاری در بخش‌های سبز باقی می‌ماند. دوم، دولت‌های نفتی تمایل زیادی به اعمال یارانه‌های انرژی دارند تا از نارضایتی عمومی بکاهند که این امر به افزایش مصرف انرژی فسیلی و افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای می‌انجامد. عامل سوم، ضعف در ساختارهای حکمرانی و وجود فساد ساختاری است که اغلب در کشورهای دارای اقتصاد نفتی دیده می‌شود. عدم شفافیت و پاسخ‌گویی نهادها موجب می‌شود منابع حاصل از رانت نفتی به‌جای سرمایه‌گذاری در توسعه پایدار، صرف منافع کوتاه‌مدت یا حتی فساد شود (مهلوم و همکاران^۲، ۲۰۰۶؛ لیت و ویدمن^۳، ۲۰۰۲). همچنین، پژوهش‌های جدید نشان داده‌اند که کشورهایی با نهادهای ضعیف، علی‌رغم دسترسی به درآمدهای نفتی قابل توجه، عملکرد بسیار ضعیفی در شاخص‌های زیست‌محیطی از جمله ردپای اکولوژیکی دارند (خان و همکاران^۴، ۲۰۲۱). نهایتاً، درآمدهای بالای نفتی اغلب انگیزه دولت‌ها را برای حرکت به سوی اقتصاد کم‌کربن کاهش می‌دهد، چراکه به‌جای اعمال سیاست‌های اصلاحی مانند مالیات کربن، تمرکز دولت‌ها بر بهره‌برداری از منابع فسیلی باقی می‌ماند. در مجموع، فقدان برنامه‌های پایدار برای مدیریت درآمدهای نفتی و نبود سیاست‌های مکمل، از جمله سیاست‌های مالیاتی زیست‌محیطی، موجب تشدید آسیب‌های زیست‌محیطی و افزایش ردپای اکولوژیکی می‌شود (گونگور و همکاران^۵، ۲۰۲۳).

۲-۴. نقش مالیات کربن بر اثرگذاری رانت نفت بر ردپای اکولوژیکی

تعامل بین رانت نفت و سیاست‌های زیست‌محیطی، به‌ویژه مالیات کربن، یکی از موضوعات کلیدی در ادبیات اقتصاد محیط‌زیست به‌شمار می‌رود. مطالعات جدید نشان می‌دهند که در کشورهایی که منابع مالی حاصل از رانت نفتی به‌طور کارآمد به طراحی و اجرای مالیات کربن تخصیص یافته‌اند، آثار منفی زیست‌محیطی رانت نفت به‌طور نسبی خنثی شده‌اند (نارایان و همکاران^۶، ۲۰۲۲). این موضوع به‌ویژه در کشورهای با وابستگی بالا به صادرات انرژی اهمیت دارد، چراکه مالیات کربن می‌تواند

1. Corden & Neary (1982)
2. Mehlum et al. (2006)
3. Leite & Weidmann (2002)
4. Güngör et al. (2023)
5. Narayan et al. (2022)

تعادلی میان درآمدهای حاصل از سوخت‌های فسیلی و پایداری محیط‌زیستی برقرار کند. طبق بررسی‌های «چنگ و همکاران»^۱ (۲۰۲۳)، ترکیب سیاست‌های مالیاتی محیط‌زیستی با مدیریت هوشمندانه رانت نفت می‌تواند منجر به کاهش فشار بر منابع طبیعی و در نهایت کاهش ردپای اکولوژیکی گردد. با این حال، عدم وجود زیرساخت‌های نهادی مناسب یا ترجیح سیاست‌های کوتاه‌مدت اقتصادی بر ملاحظات محیط‌زیستی می‌تواند اثربخشی این ترکیب را تضعیف کند. بنابراین، طراحی هم‌راستا و بلندمدت سیاست‌های مالیاتی و تخصیص رانت نفتی نقش مهمی در بهبود وضعیت زیست‌محیطی دارد. مالیات کربن، با درون‌زا کردن هزینه‌های بیرونی زیست‌محیطی استفاده از سوخت‌های فسیلی، انگیزه‌های اقتصادی را به سوی مصرف انرژی پاک و کاهش انتشار هدایت می‌کند. در چهارچوب نظریات اقتصاد محیط‌زیست (پیگو، ۱۹۲۰) و اقتصاد منابع، این مالیات می‌تواند از طریق سازوکار قیمت، موجب تغییر ساختار مصرف انرژی و کاهش ردپای اکولوژیکی در کشورهای نفت‌محور گردد. براساس یافته‌های تجربی، اجرای موفق مالیات کربن در کشورهای غنی از منابع طبیعی، به کاهش شدت انرژی، بهبود بهره‌وری و نوآوری‌های فناورانه منجر شده است (یلدان و همکاران^۲، ۲۰۲۴). «رافاتی»^۳ و همکاران (۲۰۲۰) نشان دادند کشورهایی که به‌رغم درآمدهای بالای نفتی، به اجرای نظام‌مند مالیات کربن روی آورده‌اند، نه تنها نرخ انتشار گازهای گلخانه‌ای کمتری دارند، بلکه شاخص ردپای اکولوژیکی آن‌ها نیز به‌طور معناداری بهبود یافته است. این مطالعه نشان می‌دهد که سیاست مالیاتی مؤثر می‌تواند به‌عنوان سپر حفاظتی در برابر فشارهای زیست‌محیطی ناشی از رانت نفتی عمل کند (بست و همکاران^۴، ۲۰۲۲).

۳. پیشینه پژوهش

معین‌الدینی و همکاران (۱۴۰۳) در مقاله‌ای با عنوان «تأثیر رانت منابع طبیعی بر کیفیت محیط‌زیست (مطالعه موردی: منتخبی از کشورهای منا)» با استفاده از روش داده‌های تابلویی به تحلیل اثر رانت منابع طبیعی بر کیفیت محیط‌زیست در منتخبی از کشورهای منا (خاورمیانه و شمال آفریقا) طی سال‌های ۲۰۱۸-۱۹۹۴ پرداختند. براساس نتایج حاصل، افزایش رانت منابع طبیعی، سرمایه انسانی، مصرف انرژی، شاخص دموکراسی، شهرنشینی و رشد اقتصادی منجر به افزایش ردپای اکولوژیکی و نابرابری درآمدی منجر به کاهش آن شده است.

1. Cheng et al. (2023)

2. Yeldan et al. (2024)

3. Rafaty

4. Best et al. (2022)

طیاری و همکاران (۱۴۰۲) در مقاله‌ای با عنوان «بررسی پویایی‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات و تخریب محیط‌زیست (شواهدی از کشورهای درحال توسعه)» با استفاده از روش داده‌های تابلویی به تحلیل نقش فناوری اطلاعات و ارتباطات بر ردپای اکولوژیکی از دیدگاه اثر فردی و روند ذخایر کشورها و نوع زمین طی سال‌های ۲۰۱۸-۱۹۹۲ پرداختند. نتایج نشان داد که افزایش ضریب نفوذ تلفن همراه موجب افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای و انتشار دی‌اکسیدکربن و افزایش اثر ردپای اکولوژیکی شده است. با این وجود، افزایش ضریب نفوذ اینترنت سبب کاهش میزان انتشار دی‌اکسیدکربن و افزایش گازهای گلخانه‌ای و افزایش اثر ردپای اکولوژیکی شده است و در کوتاه‌مدت رابطه مثبت بین رشد اقتصادی و تخریب محیط‌زیست در این کشورها وجود داشته و رشد اقتصادی کیفیت محیط‌زیست را بدتر کرده است. از طرفی در بلندمدت شواهدی از درستی فرضیه کوزنتس مشاهده شد.

زرآئزاد و امیرنیا (۱۴۰۲) در مقاله‌ای با عنوان «عوامل اقتصادی و اجتماعی مؤثر بر آلودگی محیط‌زیست با تأکید بر مصرف نفت کوره در ایران» با استفاده از روش خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی به تحلیل اثر کوتاه‌مدت و بلندمدت مصرف نفت، شهرنشینی و رشد اقتصادی بر انتشار دی‌اکسیدکربن در ایران طی سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۵۲ پرداختند. نتایج نشان داد که افزایش مصرف نفت، شهرنشینی و رشد اقتصادی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت تأثیر مثبتی بر انتشار دی‌اکسیدکربن دارد. همچنین نتایج بلندمدت حاکی از آن است که افزایش تولید ناخالص داخلی، مصرف نفت کوره و جمعیت شهری انتشار دی‌اکسیدکربن را افزایش می‌دهد.

شاکرین و همکاران (۱۴۰۱) در مقاله‌ای با عنوان «تحلیل اقتصادی-زیست‌محیطی اتخاذ سیاست مالیات سبز در ایران با رویکرد تعادل عمومی قابل محاسبه» با استفاده از مدل تعادل عمومی پویا به تحلیل اثرات اتخاذ مالیات زیست‌محیطی بر شاخص‌های اقتصادی، از جمله رفاه و فقر در بین خانوارهای ایرانی برای سال ۲۰۱۹ پرداختند. بدین منظور میزان زیان ناشی از انتشار هر تن آلاینده را به عنوان مبنای مالیات زیست‌محیطی در نظر گرفتند. براساس نتایج به دست آمده اتخاذ سیاست مالیات زیست‌محیطی منجر به کاهش تولید ناخالص داخلی، مصرف بخش خصوصی و درآمد خانوارهای شهری و روستایی می‌شود. این امر موجب می‌شود که رفاه خانوارهای ایرانی کاهش یابد. از طرفی درآمد مالیاتی دولت بهبودیافته و میزان انتشار آلاینده‌هایی همچون دی‌اکسیدکربن، متان و اکسید نیتروژن کاهش می‌یابد.

گنجی و همکاران (۱۴۰۰) در مقاله‌ای با عنوان «بررسی اثر عوامل اقتصادی و غیراقتصادی بر عملکرد محیط‌زیست: مدل پنل دیتای فضایی برای کشورهای حوزه خلیج فارس» با استفاده از روش

داده‌های تابلویی فضایی به تحلیل اثر عوامل اقتصادی و غیراقتصادی مؤثر در عملکرد زیست‌محیطی کشورهای حوزه خلیج فارس طی سال‌های ۲۰۱۸-۱۹۹۸ پرداختند. نتایج نشانگر معناداری اثرات فضایی مربوط به توسعه مالی، باز بودن تجارت و شهرنشینی بود.

شعبانی و همکاران (۱۴۰۰) در مقاله‌ای با عنوان «بررسی اثرات مالیات سبز بر میزان انتشار آلاینده‌ها و شاخص توسعه انسانی در ایران: الگوی معادلات هم‌زمان» با استفاده از روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای و سیستم معادلات هم‌زمان به تحلیل تأثیر مالیات سبز بر میزان انتشار آلاینده‌ها (آلودگی هوا) و شاخص سلامت (امید به زندگی) طی سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۴۵ پرداختند. نتایج نشان داد که وضع مالیات سبز باعث کاهش انتشار آلودگی هوا می‌شود. همچنین کاهش انتشار آلاینده‌ها موجب افزایش شاخص سلامت (امید به زندگی) خواهد شد.

فتوره‌چی (۱۴۰۰) در مقاله‌ای با عنوان «پارادوکس وفور منابع طبیعی و تخریبات محیط‌زیستی: مطالعه تجربی در کشورهای با وفور انرژی‌های تجدیدناپذیر بالا» با استفاده از سیستم معادلات هم‌زمان غیرخطی به تحلیل و بررسی هم‌زمان فرضیه نفرین منابع طبیعی و فرضیه منحنی محیط‌زیست کوزنتس در کشورهای با وفور انرژی‌های تجدیدناپذیر طی دوره زمانی ۲۰۰۵-۲۰۱۸ پرداخت. نتایج بیانگر آن بود که فرضیه نفرین منابع رد نمی‌شود در حالی که فرضیه منحنی U معکوس محیط‌زیست کوزنتس رد می‌شود. بر این اساس پارادوکس وفور منابع طبیعی و تخریب محیط‌زیستی رخ داده است.

«کاهیا و عمری»^۱ (۲۰۲۴) در مقاله‌ای با عنوان «رانت نفتی و پایداری زیست‌محیطی: آیا فناوری‌های سبز و نوآوری‌های فناورانه زیست‌محیطی اهمیت دارند؟» با به‌کارگیری روش خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی به تحلیل اثرات نوآوری تکنولوژیکی و زیست‌محیطی و فناوری‌های انرژی سبز در رابطه رانت نفتی و پایداری زیست‌محیطی در عربستان سعودی طی دوره زمانی ۲۰۲۲-۱۹۹۰ پرداختند و نتیجه گرفتند که رانت نفت، رشد اقتصادی، تجارت و شهرنشینی بر پایداری زیست‌محیطی تأثیر منفی و فناوری‌های انرژی سبز، نوآوری‌های تکنولوژیکی و نوآوری‌های زیست‌محیطی تأثیر مثبت دارند. همچنین نوآوری‌های تکنولوژیکی و زیست‌محیطی و فناوری‌های انرژی سبز در رابطه رانت‌های نفتی و پایداری زیست‌محیطی نقش تعدیل‌کننده مثبت دارند.

«لی و همکاران»^۲ (۲۰۲۴) در مقاله‌ای با عنوان «بررسی تأثیر انرژی‌های تجدیدپذیر، مالیات‌های سبز و باز بودن تجارت بر بی‌طرفی کربن: بینش‌های جدید از کشورهای بریکس» با به‌کارگیری روش

1. Kahia & Omri (2024)

2. Li et al. (2024)

«حداقل مربعات کاملاً اصلاح‌شده»^۱ (FMOLS) به تحلیل پیوند میان مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر، مالیات‌های زیست‌محیطی، باز بودن تجاری و منابع طبیعی و تأثیرات آن‌ها بر انتشار کربن در کشورهای عضو بریکس، طی دوره زمانی ۲۰۲۱-۱۹۹۰ پرداختند. نتایج حاکی از آن بود که استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر و مالیات‌های سبز به کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای، به‌ویژه در سطوح بالاتر انتشار گازهای گلخانه‌ای، کمک می‌کند. همچنین عوامل مختلفی، مثل جهانی شدن مالی، باز بودن تجارت، مدیریت کارآمد منابع و رشد جمعیت، به‌طور قابل توجهی بر بی‌طرفی کربن تأثیر می‌گذارند. رشد جمعیت تأثیر مثبتی بر خنثی بودن کربن دارد، در حالی که استفاده از منابع انرژی تجدیدپذیر آن را کاهش می‌دهد. علاوه بر این، یافته‌های تجربی نشان داد که ارتباط مثبت و معناداری از نظر آماری بین جهانی شدن مالی، مدیریت کارآمد منابع و خنثی بودن کربن در کشورهای بریکس وجود دارد.

«محمود و ثاقب»^۲ (۲۰۲۲) در مقاله‌ای با عنوان «رانت‌های نفتی، رشد اقتصادی و انتشار CO₂ در ۱۳ اقتصاد عضو اوپک: تحلیل‌های عدم تقارن» با به‌کارگیری روش داده‌های تابلویی به تحلیل اثرات نامتقارن رانت‌های نفتی بر انتشار آلاینده‌ها در کشورهای عضو اوپک طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۱۹۷۰ پرداختند. نتایج بلندمدت حاکی از آن بود که رشد اقتصادی تأثیر مثبت و جمله درجه دوم آن تأثیر منفی بر انتشار دی‌اکسیدکربن در کشورهای الجزایر، کنگو، گابن، کویت و عربستان سعودی داشته است. علاوه بر این، افزایش رانت‌های نفتی اثرات مثبت بر انتشار دی‌اکسیدکربن در کشورهای عربستان سعودی، آنگولا، کنگو، گینه استوایی، ایران، عراق، کویت و لیبی دارد، در حالی که در کشورهای الجزایر، نیجریه و امارات متحده عربی اثرات منفی مشاهده می‌شود. کاهش رانت‌های نفتی منجر به کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن در کشورهای آنگولا، گینه استوایی، لیبی و عربستان سعودی شده، اما در الجزایر باعث افزایش انتشار دی‌اکسیدکربن شده است. همچنین، اثرات نامتقارن رانت‌های نفتی بر انتشار آلاینده‌ها در کشورهای آنگولا، کنگو، ایران، عراق، کویت، نیجریه، گینه استوایی، عربستان سعودی و امارات متحده عربی مشاهده شده است. افزایش رانت‌های نفتی در کوتاه‌مدت، اثر مثبت بر انتشار دی‌اکسیدکربن در کشورهای آنگولا، کنگو، ایران و کویت دارد و اثر منفی در کشورهای الجزایر و امارات متحده عربی داشته است. همچنین، کاهش رانت‌های نفتی باعث افزایش انتشار دی‌اکسیدکربن در کشورهای الجزایر، گابن، نیجریه و عربستان سعودی شده است.

1. Fully Modified Ordinary Least Squares

2. Mahmood & Saqib (2022)

«شبه و جمعانی»^۱ (۲۰۲۲) در مقاله‌ای با عنوان «آیا نوآوری سبز، بهره‌وری انرژی و مالیات‌های زیست‌محیطی، انتشار کربن را در اقتصادهای توسعه‌یافته محدود می‌کند؟ پیامدهایی برای توسعه پایدار» با به‌کارگیری روش کوانتایل گشتاوری (MMQR) به تحلیل تأثیر نوآوری سبز، بهره‌وری انرژی و مالیات‌های زیست‌محیطی بر انتشار کربن دی‌اکسید کربن در کشورهای گروه هفت (G-7) از سال ۲۰۱۸ تا ۱۹۹۰ پرداختند. نتایج بیانگر آن بود که انرژی‌های تجدیدپذیر، نوآوری سبز و مالیات‌های زیست‌محیطی به‌طور قابل توجهی انتشار کربن را کاهش می‌دهند، در حالی که تولید ناخالص داخلی باعث افزایش انتشار دی‌اکسید کربن در اقتصادهای G-7 می‌شود.

«شیتو و همکاران»^۲ (۲۰۲۲) در مقاله‌ای با عنوان «بررسی ارتباط بین منابع طبیعی، عملکرد زیست‌محیطی، امنیت انرژی و تخریب محیط‌زیست: شواهدی از آسیا» با به‌کارگیری روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای، به تحلیل و بررسی عوامل تعیین‌کننده ردپای اکولوژیکی با تأکید قابل توجه بر نقش رانت منابع طی سال‌های ۲۰۱۸ تا ۱۹۹۰ پرداختند. نتایج نشان داد که رانت منابع طبیعی با ردپای اکولوژیکی رابطه منفی دارد؛ همچنین رابطه غیرخطی بین ردپای اکولوژیکی و رشد اقتصادی وجود دارد. همچنین رشد جمعیت پایداری زیست‌محیطی را کاهش می‌دهد. مرور مطالعات پیشین بیانگر آن است که تاکنون مطالعه‌ای به تحلیل نقش تعدیل‌کننده مالیات کربن بر رابطه بین رانت نفت و ردپای اکولوژیکی در ایران نپرداخته است. از این رو پژوهش حاضر دارای نوآوری است.

۴. روش‌شناسی پژوهش

با توجه به هدف مقاله که تحلیل نقش مالیات کربن در اثرگذاری رانت نفت بر ردپای اکولوژیکی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۵-۱۴۰۲ است^۳، با پیروی از مطالعاتی همچون کاهیا و عمری (۲۰۲۴)، شیتو و همکاران (۲۰۲۲) و شبه و جمعانی (۲۰۲۲) مدل زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$FP = f(OilR, CTax, ICT, POP) \quad (1)$$

به طوری که FP بیانگر ردپای اکولوژیکی است. ردپای اکولوژیکی به مقایسه نرخ مصرف منابع و تولید ضایعات توسط انسان با نرخ بازتولید منابع و دفع ضایعات توسط زیست‌کره می‌پردازد و براساس مقدار

1. Xie & Jamaani (2022)

2. Shittu et al. (2022)

۳. دوره زمانی مذکور با توجه به در دسترس بودن داده‌های مربوط به متغیرهای پژوهش انتخاب شده است.

زمین موردنیاز برای نگه‌داشتن این چرخه تعریف می‌شود (مانفردا و همکاران، ۲۰۰۴). واحد اندازه‌گیری شاخص مذکور هکتار جهانی است و داده‌های مربوط به آن از «سایت ردپای اکولوژیکی جهانی»^۲ استخراج می‌شود. OilR بیانگر رانت نفت است که از مابه‌التفاوت درآمد حاصل از فروش نفت و هزینه استخراج آن نسبت به تولید ناخالص داخلی حاصل می‌شود. مقیاس این متغیر درصد است و داده‌های آن از «سایت بانک جهانی»^۳ استخراج می‌شود. CTax مالیات کربن است که به‌منظور محاسبه آن، به پیروی از خدادادکاشی و همکاران (۱۳۹۴) و بزازان و کرباسی و ایقان (۱۴۰۰) میزان انتشار دی‌اکسیدکربن بر حسب تن به‌صورت سرانه در مبلغ ۸۰۰۰۰ ریال براساس سال پایه ۱۳۹۰ ضرب می‌شود. بدین ترتیب مالیات کربن بر حسب هزار ریال در نظر گرفته می‌شود. داده‌های مربوط به انتشار دی‌اکسیدکربن از سایت بانک جهانی استخراج می‌شود. ICT شاخص فناوری ارتباطات و اطلاعات است که برای آن از شاخص میزان دسترسی به اینترنت (نسبت افرادی که از اینترنت استفاده می‌کنند به کل جمعیت) ارائه‌شده توسط بانک جهانی استفاده می‌شود واحد این متغیر درصد است. POP جمعیت است که تعداد نفرات ساکن در کشور را نشان می‌دهد و داده‌های آن از سایت بانک جهانی استخراج می‌شود.

با توجه به اینکه هدف مقاله حاضر تحلیل نقش مالیات کربن در اثرگذاری رانت نفت بر ردپای اکولوژیکی در ایران است، روش رگرسیون انتقال ملایم (STR) به کار گرفته می‌شود که روشی غیرخطی برای تعیین حد آستانه و رژیم‌های حدی مختلف برای اثرگذاری متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته است. در روش STR متغیر انتقال با رسیدن به حد آستانه منجر به انتقال متغیر وابسته از رژیمی به رژیم دیگر می‌شود. براساس الگوی پیشنهادی «تراسورتا»^۴ (۲۰۰۴) الگوی (۱)، به‌منظور بررسی غیرخطی بودن اثرات در فرم روش STR به الگوی زیر تبدیل می‌شود:

$$EPI_t = \chi' Z_t + (w' Z_t) \cdot Q(\gamma, c, s_t) + \epsilon_t \quad (2)$$

در معادله (۶)، Z_t عبارت از بردار متغیرهای مستقل است. $\chi' = (OilR_t, CTax_t, ICT_t, POP_t)$ بردار ضرایب بخش خطی و $w' = (w_0, w_1, \dots, w_z)$ بردار ضرایب بخش غیرخطی الگو است. c بیانگر حد آستانه یا محل وقوع تغییر رژیم، γ سرعت انتقال بین رژیم‌ها، s_t متغیر انتقال، Q تابع انتقال و ϵ_t جزء خطای الگو است. در روش STR انتقال بین رژیم‌های مختلف در دو حالت

1. Monfreda et al. (2004)

2. <https://www.footprintnetwork.org/our-work/ecological-footprint/>

3. <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>

4. Terasvirta (2004)

انتقال به‌وسیله «تابع لجستیک»^۱ (LSTR) و یا انتقال به‌وسیله «تابع نمایی»^۲ (ESTR) صورت می‌گیرد. تابع انتقال به روش لجستیک و نمایی به‌صورت روابط (۳) و (۴) است:

$$Q_1(\gamma, c, s_t) = \frac{1}{1 + e^{-\gamma(s_t - c)}} \quad (3)$$

$$Q_2(\gamma, c, s_t) = 1 - e^{-\gamma(s_t - c)^2} \quad (4)$$

در رابطه (۳) تابعی یکنواخت از متغیر انتقال s_t است. این تابع در بازه عددی ۰ و ۱ است. C بیانگر نقطه آستانه‌ای است که بین دو رژیم حدی واقع می‌شود. γ نیز سرعت انتقال تابع Q_1 از صفر به یک را نشان می‌دهد. با این فرض که یک حد آستانه وجود دارد، تابع انتقال از نوع لجستیک و دارای دو رژیم خطی است که با عنوان $LSTR_1$ شناخته می‌شود. چنانچه پارامتر شیب (سرعت انتقال) به سمت بی‌نهایت میل کند، در صورتی که $s_t > c$ باشد، تابع انتقال مقدار عددی یک و زمانی که $s_t < c$ باشد، تابع انتقال مقدار عددی صفر را اختیار می‌کند (آسلانیدیس و خپاپادیس^۳، ۲۰۰۵). از طرفی چنانچه پارامتر شیب به سمت صفر میل کند، الگو تبدیل به یک رگرسیون خطی می‌شود. در صورتی که الگو دارای دو حد آستانه باشد و پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل کند، تابع انتقال سه رژیمی خواهد بود و با عنوان $LSTR_2$ شناخته می‌شود. مطابق با نظر «ون دیک و همکاران»^۴ (۲۰۰۰)، متغیر انتقال در الگوی STR می‌تواند شامل وقفه‌های متغیر درون‌زا و برون‌زا، روند زمانی متغیر برون‌زا و یا تابعی از متغیرهای درون‌زا و برون‌زا باشد. برای برآورد الگو به روش STR لازم است در گام اول یک الگوی خطی AR تعیین شود و وقفه بهینه متغیرهای وابسته و مستقل با توجه به معنی‌داری آماره‌ی بالاترین وقفه متغیرها در آن الگو محاسبه شوند. در گام بعدی با انجام آزمون از غیرخطی بودن رابطه بین متغیرها اطمینان حاصل می‌شود. از طرفی براساس نتایج آزمون غیرخطی بودن مدل اقدام به انتخاب متغیر انتقال مناسب خواهد شد و در مورد تعداد دفعات تغییر رژیم نیز اطلاع حاصل خواهد شد. فرضیه صفر خطی بودن مدل به‌صورت $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ و آماره آزمون آن F است. در صورتی که رابطه غیرخطی تأیید شود، باید الگوی مناسب برای برآورد از میان روش انتخاب شود (راسخی و منتظری، ۱۳۹۴). برای تشخیص نوع مدل غیرخطی که به‌صورت لجستیک (LSTR) یا تابع نمایی (ESTR) است، آزمون‌های زیر انجام می‌شود:

1. Logistic function
2. Exponential function
3. Aslanidis & Xepapadeas (2005)
4. Van Dijk et al. (2000)

$$H_{04}: \beta_3 = 0, H_{03}: \beta_2 = 0 \mid \beta_3 = 0, \quad H_{02}: \beta_1 = 0 \mid \beta_2 = \beta_3 = 0 \quad (5)$$

آماره آزمون‌های مربوط به فرضیه‌های صفر مذکور با F_2, F_3, F_4 و F_2 نشان داده می‌شود. در صورت رد فرضیه H_{03} مدل $LSTR_2$ یا مدل ESTR خواهد بود که با فرضیه آزمون صفر $c_1 = c_2$ می‌توان یکی از این دو مدل را انتخاب کرد. در صورت رد فرضیه‌های H_{02} و H_{04} ، مدل $LSTR_1$ انتخاب می‌شود (خانزادی و همکاران، ۱۳۹۷). در این پژوهش به منظور برآورد الگو از نرم‌افزار «ایویوز ۱۲»^۱ استفاده می‌شود.

۵. یافته‌های پژوهش

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	نماد متغیر	میانگین	حداقل	حداکثر	انحراف معیار	مقیاس
ردپای اکولوژیک	FP_t	۲۵/۵۹	۲۱/۱	۲۷/۲۹	۷۷/۱	هکتار جهانی
رانت نفت	$OILR_t$	۲۰/۴۱	۱۰/۱	۲۶/۱۶	۷/۶	درصد
مالیات کربن	$Ctax_t$	۵۳۲۰۲۰/۶	۴۶۷۶۴	۶۲۷۹۵/۶	۸۹۲۷۶/۸	هزار ریال
فناوری اطلاعات و ارتباطات	ICT_t	۲۹/۲	۱۰/۰	۹۰/۴	۱۸/۰	درصد
جمعیت	POP_t	۷۳۶۴۵۵۶۰	۶۰۰۵۵۰۰	۸۷۰۲۵۷۱۰	۸۱۴۵۳۰	نفر

منبع: یافته‌های پژوهش

براساس جدول (۱)، میانگین ردپای اکولوژیکی به‌طور سرانه برابر با ۲۵/۵۹ هکتار جهانی است که مقدار نسبتاً بالایی است و لزوم در پیش گرفتن راهکارهایی برای کاهش آن را به‌منظور کاهش تخریب زیست‌محیطی روشن می‌سازد. رانت نفت نیز در طول دوره مورد مطالعه به‌طور میانگین برابر با

۲۰/۴۳ درصد از تولید ناخالص داخلی است و مقدار حداکثر آن برابر با ۳۱/۶۱ درصد است که پُررنگ بودن نقش رانت نفت در اقتصاد ایران را نشان می‌دهد.

قبل از اقدام به برآورد الگوی پژوهش لازم است از مانا بودن متغیرها اطمینان حاصل شود. بدین منظور از آزمون مانایی دیکی فولر تعمیم‌یافته استفاده شده و نتایج آن در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲: نتایج آزمون مانایی در سطح متغیرها به روش دیکی فولر تعمیم‌یافته

نام متغیر	نماد متغیر	آماره t	احتمال آماره	نتیجه آزمون
ردپای اکولوژیک	FP_t	-۲/۶۸	۰/۲۴۳	نامانا
تفاضل مرتبه اول ردپای اکولوژیک	ΔEPI_t	-۳/۳۴	۰/۰۴۶	مانا
رانت نفت	$OILR_t$	-۲/۵۶	۰/۳۰۰	نامانا
تفاضل مرتبه اول رانت نفت	$\Delta OILR_t$	-۴/۴۹	۰/۰۰۲	مانا
مالیات کربن	$Ctax_t$	-۰/۳۲	۰/۹۸۹	نامانا
تفاضل مرتبه اول مالیات کربن	$\Delta Ctax_t$	-۳/۶۲	۰/۰۳۳	مانا
فناوری اطلاعات و ارتباطات	ICT_t	-۱/۳۹	۰/۸۶۰	نامانا
تفاضل مرتبه اول فناوری اطلاعات و ارتباطات	ΔICT_t	-۳/۹۸	۰/۰۲۵	مانا
جمعیت	POP_t	-۲/۴۷	۰/۳۳۷	نامانا
تفاضل مرتبه اول جمعیت	ΔPOP_t	-۳/۴۳	۰/۰۳۵	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق با جدول (۲)، تمامی متغیرها در سطح نامانا هستند؛ اما با یک بار تفاضل گیری مانا شده‌اند. بدین ترتیب درجه مانایی تمامی متغیرها یک است. بدین ترتیب برای رفع نگرانی بابت بروز رگرسیون کاذب لازم است آزمون هم‌جمعی انجام شود تا از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها اطمینان حاصل

شود. نتایج حاصل از آزمون هم‌جمعیتی بین متغیرهای الگوی (۲) به روش «یوهانسون-یوسیلیوس»^۱ در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳: نتیجه آزمون هم‌جمعیتی یوهانسون-یوسیلیوس

نتیجه آزمون	احتمال آماره	آماره آزمون	فرضیه صفر آزمون
رد فرضیه	۰/۰۰۰	۱۰۵/۳۲	عدم وجود بردار هم‌جمعیتی
رد فرضیه	۰/۰۰۶	۵۶/۷۷	وجود حداکثر یک بردار هم‌جمعیتی
رد فرضیه	۰/۰۲۳	۳۲/۶۷	وجود حداکثر دو بردار هم‌جمعیتی
عدم رد فرضیه	۰/۲۳۶	۱۰/۶۲	وجود حداکثر سه بردار هم‌جمعیتی

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج آزمون هم‌جمعیتی در جدول (۳) فرضیه صفر آزمون برای وجود حداکثر سه بردار هم‌جمعیتی رد نمی‌شود. بدین ترتیب رابطه هم‌جمعیتی تأیید می‌شود و می‌توان به برآورد الگو اقدام نمود. به منظور برآورد الگو به روش رگرسیون انتقال ملایم، ابتدا به تعیین وقفه‌های بهینه برای متغیرها اقدام می‌شود. بدین منظور برای هر یک از متغیرها ۴ وقفه در نظر گرفته می‌شود و سپس براساس معناداری وقفه‌ها وقفه بهینه تعیین می‌شود. در تعیین وقفه بهینه برای جلوگیری کاهش بیش از حد درجه آزادی زیاد، از معیار شوارتز که صرفه‌جویی در انتخاب وقفه بهینه انجام می‌دهد، استفاده شد. بر این اساس در الگوی (۲) وقفه بهینه برای متغیر وابسته یعنی ردپای اکولوژی برابر با ۱ و وقفه بهینه متغیر مستقل رانت نفت برابر با ۳، مالیات کربن، فناوری اطلاعات و ارتباطات و جمعیت برابر با ۲، به دست آمد. در مرحله بعدی لازم است آزمون رابطه غیرخطی بین متغیرها انجام شود و سپس متغیر انتقال مناسب انتخاب گردد. همچنین می‌توان نوع الگو و تعداد رژیم‌ها برای الگوی (۲) را تعیین نمود. جدول (۴) نتایج حاصل از آزمون‌های مذکور را ارائه می‌کند.

1. Johansen - Juselius

جدول ۴: آزمون غیرخطی بودن مدل و تعیین نوع مدل

متغیر	F	F2	F3	F4	مدل پیشنهادی
EPI_{t-1}	۰/۰۰۱	۰/۱۳۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	LSTR ₁
$OILR_t$	۰/۰۰۱	۰/۰۰۷	۰/۰۰۷	۰/۰۰۰	LSTR ₁
$OILR_{t-1}$	۰/۰۰۵	۰/۰۷۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	LSTR ₁
$OILR_{t-2}$	۰/۰۰۱	۰/۰۱۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	LSTR ₁
$OILR_{t-3}$	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۲۵	۰/۰۰۰	LSTR ₁
$Ctax_t$	۰/۰۱۳	۰/۰۰۶	۰/۰۰۳	۰/۰۱۳	ESTR
$Ctax_{t-1}$	۰/۰۰۱	۰/۱۸۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۶	ESTR
$Ctax_{t-2}$	۰/۰۰۰	۰/۵۳۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	ESTR
ICT_t	۰/۰۰۲	۰/۰۶۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	ESTR
ICT_{t-1}	۰/۰۰۱	۰/۱۴۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	ESTR
ICT_{t-2}	۰/۰۰۱	۰/۱۰۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	ESTR
POP_t	۰/۰۰۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	ESTR
POP_{t-1}	۰/۰۰۳	۰/۰۵۶	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	ESTR
POP_{t-2}	۰/۰۰۲	۰/۰۷۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	ESTR

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه ارزش احتمال آماره آزمون F ارائه شده در جدول (۳) فرضیه صفر آزمون مبنی بر خطی بودن مدل برای کلیه متغیرها رد می‌شود و رابطه غیرخطی پذیرفته می‌شود. هر یک از متغیرها که مدل غیرخطی برای آن تأیید شده است، قابلیت انتخاب به عنوان متغیر انتقال را دارند؛ اما مناسب‌ترین متغیر انتقال، متغیر مالیات کربن با دو وقفه ($Ctax_{t-2}$) است که فرضیه خطی بودن برای آن به طور قوی‌تری نسبت به سایر متغیرها رد شده است. با توجه به ارزش احتمال آماره‌های F_4 و F_3 ، F_2 برای متغیر انتقال ($Ctax_{t-2}$)، الگوی پیشنهادی مناسب (مدل نمایی با یک نقطه آستانه‌ای) و دو رژیم حدی است. اکنون می‌توان به برآورد الگو اقدام نمود و آزمون‌های مربوط به فروض کلاسیک را انجام داد تا اگر

مشکلی در مورد جزء خطا وجود دارد، برطرف شود. نتایج حاصل از فروش کلاسیک در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول ۵: نتایج آزمون‌های فروض کلاسیک در الگوی (۲)

آزمون	آماره	احتمال آماره	نتیجه آزمون
نرمال بودن (چارک- برا) ^۱	۵/۲۶	۰/۰۷۲	نرمال بودن اجزای خطا
خودهمبستگی سریالی (بروش - گادفری) ^۲	۱۱/۰۶	۰/۰۰۰	وجود خودهمبستگی سریالی
ناهمسانی واریانس (وایت) ^۳	۳/۱۷	۰/۰۰۰	ناهمسان بودن واریانس اجزای خطا

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۵) در مورد آزمون‌های فروض کلاسیک برای الگوی (۲) با متغیر انتقال ($Ctax_{t-2}$) بیانگر رد شدن فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس اجزای خطا در سطح اطمینان ۹۵ درصد است؛ اما فرضیه نرمال بودن اجزای خطا رد نشده است. بر این اساس و با توجه به وجود خودهمبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس میان اجزای خطا نتایج حاصل از برآورد الگو با متغیر انتقال $Ctax_{t-2}$ به روش LSTR1، پس از برطرف کردن خودهمبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس اجزای خطا در جدول (۶) گزارش شده است.

جدول ۶: نتیجه برآورد الگوی (۲)

متغیر وابسته ردپای اکولوژی: FP_t						
بخش غیرخطی (رژیم حدی دوم)			بخش خطی (رژیم حدی اول)			
متغیر	ضریب	آماره t	احتمال آماره	ضریب	آماره t	احتمال آماره
EPI_{t-1}	۱/۲۸	۸/۹۹	۰/۰۰۰	-۰/۱۰	-۰/۲۹۲	۰/۷۷۱
$OILR_t$	۰/۶۰	۳/۵۹	۰/۰۰۰	-۰/۲۴	-۲/۲۸	۰/۰۲۶
$OILR_{t-1}$	-۰/۵۱	-۲/۷۵	۰/۰۰۸	۰/۳۰	۲/۳۲	۰/۰۲۴
$OILR_{t-2}$	۰/۰۱۵	۲/۴۱۳	۰/۰۱۸	-۰/۰۵	-۱/۹۸	۰/۰۴۸
$Ctax_t$	۰/۴۰	۳/۵۷	۰/۰۰۰	-۰/۰۷	-۰/۲۳	۰/۸۱۵

1. Jarque Bera Normality Test

2. Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

3. White Heteroskedasticity Test

متغیر وابسته ردپای اکولوژی: FP_t						
بخش غیرخطی (رژیم حدی دوم)			بخش خطی (رژیم حدی اول)			
۰/۵۶۶	۰/۵۸	۰/۲۶	۰/۰۲۷	-۲/۲۶	-۰/۴۵	$Ctax_{t-1}$
۰/۰۴۶	-۲/۰۳	-۰/۲۷	۰/۶۱۴	۰/۵۱	۰/۰۶	$Ctax_{t-2}$
۰/۰۲۲	۲/۳۴	۱۴/۵۳	۰/۰۰۰	-۴/۰۶	-۱/۷۶	ICT_t
۰/۰۳۰	-۲/۲۱	-۱۵/۹۰	۰/۰۱۰	۲/۶۳	۱/۸۹	ICT_{t-1}
۰/۰۲۴	۲/۳۹	۱/۰۸	۰/۰۲۲	-۲/۳۶	-۰/۱۵	ICT_{t-2}
۰/۰۱۴	۲/۵۲	۲۰/۵۷	۰/۰۰۰	-۳/۵۳	-۱۴/۴۴	POP_t
۰/۰۱۲	-۲/۵۷	-۲۵/۷۹	۰/۰۰۶	۲/۸۶	۱۵/۶۰	POP_{t-1}
۰/۰۳۵	۲/۱۹	۵/۵۰	۰/۱۲۳	-۱/۵۶	-۴/۱۵	POP_{t-2}
۰/۰۴۴	-۲/۰۵	-۱/۵۸	۰/۰۶۱	۱/۹۱	۰/۱۰	C
$R^2 = ۰/۹۸$ و $\bar{R}^2 = ۰/۹۷$			$\gamma = ۲/۶۲$ و $c = ۰/۷۸$ و $s_t = Ctax_{t-2}$			

منبع: یافته‌های پژوهش

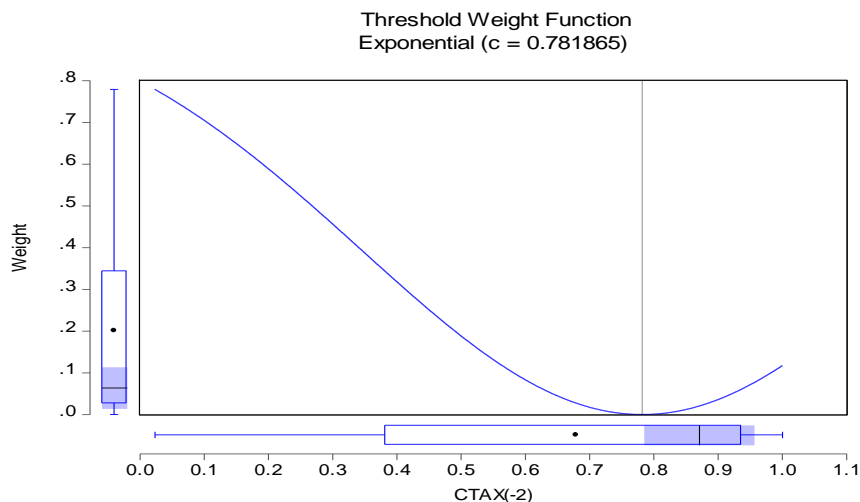
نتایج آزمون‌های عدم وجود رابطه غیرخطی در پسماندها و ثبات پارامترها در جدول (۷) ارائه شده است.

جدول ۷: نتایج آزمون عدم وجود رابطه غیرخطی در پسماندها و ثبات پارامترها

آزمون	رابطه غیرخطی در پسماندها	ثبات پارامترها
فرضیه صفر	عدم وجود رابطه غیرخطی در پسماندها	وجود ثبات در پارامترها
آماره	۱/۶۳۲	۴۱/۴۲
احتمال آماره	۰/۰۹۱	۰/۰۰۰
نتیجه	باقی نماندن رابطه غیرخطی در پسماندها	ثبات پارامترهای برآوردی

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق با نتایج جدول (۷)، در مورد آزمون عدم وجود رابطه غیرخطی در پسماندها، نمی‌توان فرضیه صفر را رد کرد. احتمال آماره F آزمون ثبات پارامترها نیز نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر عدم ثبات پارامترهای الگوردمی شود. بر این اساس الگو به درستی برآورد شده و می‌توان به نتایج آن اعتماد کرد. شکل تابع انتقال الگوی پژوهش برای متغیر انتقال وقفه دوم مالیات کربن که به صورت نمایی و با وجود یک حد آستانه و دو رژیم مختلف است به صورت زیر است:



شکل ۱: تابع انتقال الگوی (۲)

تابع انتقال الگو براساس نتایج برآوردی در جدول (۶) نیز به صورت معادله زیر است:

$$Q_1(2.62, Ctax_{t-2}, 0.78) = [1 + e^{(-2.62(Ctax_{t-2}-0.78))}]^{-1} \quad (۱۰)$$

۲-۵. جمع‌بندی

مطابق با نتایج برآورد الگو در جدول (۶)، حد آستانه متغیر انتقال مالیات کربن با دو وقفه برابر با ۰/۷۸ است. این حد نقطه شروع رژیم دوم را نشان می‌دهد. به عبارتی تا قبل از رسیدن مالیات کربن دو دوره قبل به حد آستانه ۰/۷۸، تابع ردپای اکولوژیکی در رژیم حدی اول قرار دارد و پس از گذر مالیات کربن دو دوره قبل از حد آستانه ۰/۷۸، تابع ردپای اکولوژیکی در رژیم حدی دوم قرار می‌گیرد. شیب که سرعت انتقال بین دو رژیم را نشان می‌دهد نیز برابر با ۲/۶۲ شده است.

در روش رگرسیون انتقال ملایم برآیند ضرایب متغیرها با وقفه‌های معنادار آن‌ها به عنوان ضریب اثرگذاری شناخته می‌شود. بدین ترتیب برآیند ضرایب مالیات کربن و وقفه‌های معنادار آن در رژیم اول و دوم اثری به ترتیب برابر با ۰/۰۵- و ۰/۲۷- بر ردپای اکولوژی داشته است. بدین ترتیب مالیات کربن در هر دو رژیم اثر منفی بر ردپای اکولوژی در ایران طی دوره مورد بررسی داشته اما این اثر در رژیم دوم تقویت شده است. برآیند ضرایب رانت نفت و وقفه‌های معنادار آن در رژیم اول و دوم اثری به ترتیب برابر

با ۰/۱۰۵ و ۰/۰۱ بر ردپای اکولوژی داشته است. بدین ترتیب رانت نفت در هر دو رژیم اثر مثبت بر ردپای اکولوژی در ایران طی دوره مورد بررسی داشته اما این اثر در رژیم دوم تضعیف شده است. برآیند ضرایب فناوری اطلاعات و ارتباطات و وقفه‌های معنادار آن در رژیم اول و دوم اثری به ترتیب برابر با ۰/۰۲- و ۰/۲۹- بر ردپای اکولوژی داشته است. بدین ترتیب فناوری اطلاعات و ارتباطات در هر دو رژیم منجر به کاهش ردپای اکولوژیکی شده اما این اثر در رژیم دوم تقویت شده است. برآیند ضرایب جمعیت و وقفه‌های معنادار آن در رژیم اول و دوم اثری به ترتیب برابر با ۱/۱۶ و ۰/۲۸ بر ردپای اکولوژی داشته است. بدین ترتیب افزایش جمعیت در هر دو رژیم منجر به افزایش ردپای اکولوژیکی شده، اما این اثر در رژیم دوم تضعیف شده است. ردپای اکولوژیکی دوره قبلی در رژیم اول اثر مثبت به اندازه ۱/۲۸ بر ردپای اکولوژیکی دوره جاری داشته اما در رژیم دوم اثر معناداری نداشته است.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهاد

در مقاله حاضر که با هدف تحلیل نقش مالیات کربن بر اثرگذاری رانت نفت بر ردپای اکولوژیکی در ایران طی دوره زمانی ۱۴۰۲-۱۳۷۵ و با استفاده از روش رگرسیون انتقال ملایم انجام شد، نتایج زیر حاصل گردید:

- ❖ مالیات کربن با دو وقفه به‌عنوان متغیر انتقال با حد آستانه برابر با ۰/۷۸ (معادل با ۵۷۶۰۴۰/۱ هزار ریال) است که نشان می‌دهد با رسیدن رانت نفت به حد آستانه مذکور تابع ردپای اکولوژیکی از رژیم اول گذر کرده و وارد رژیم دوم می‌شود. شیب تابع انتقال نیز که سرعت انتقال بین دو رژیم را نشان می‌دهد برابر با ۲/۶۲ است.
- ❖ مالیات کربن در رژیم اول و دوم اثر منفی داشته اما این اثر در رژیم دوم تقویت شده است. بر این اساس با رسیدن مالیات کربن به حد آستانه، تأثیر بهبوددهنده آن بر محیط‌زیست ارتقا یافته است. مطابق با مبانی نظری مالیات کربن با ایجاد انگیزه کاهش مصرف انرژی‌های فسیلی، افزایش بهره‌وری انرژی، ایجاد نوآوری در بخش انرژی و گسترش استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر به کاهش ردپای اکولوژیکی کمک کرده است. این یافته مبنی بر اثر منفی مالیات کربن بر تخریب زیست‌محیطی با نتایج مطالعات شاکرین و همکاران (۱۴۰۱)، شعبانی و همکاران (۱۴۰۰)، کاهیا و عمری (۲۰۲۴)، لی و همکاران (۲۰۲۴) و شیه و جمعانی (۲۰۲۲) مطابقت دارد.

- ❖ رانت نفت در رژیم اول و دوم اثر مثبت بر ردپای اکولوژیکی داشته اما این اثر در رژیم دوم تضعیف شده است. بدین ترتیب رسیدن مالیات کربن به حد آستانه منجر به کاهش تأثیر مخرب رانت نفت بر محیط‌زیست شده است. مطابق با مبانی نظری وابستگی به درآمدهای نفتی منجر به تضعیف سایر بخش‌های اقتصادی مانند کشاورزی و صنعت منجر شده و انگیزه کمتری برای تنوع‌بخشی به اقتصاد و سرمایه‌گذاری در بخش‌های سبز ایجاد کرده است. همچنین دولت با اعمال یارانه‌های انرژی به منظور کاستن از نارضایتی عمومی، به افزایش مصرف انرژی فسیلی و افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای و در نتیجه تخریب زیست‌محیطی دامن زده است. به عبارتی بیماری هلندی در ایران طی دوره مورد مطالعه تأیید می‌شود. این یافته مبنی بر اثر مثبت رانت نفت بر تخریب زیست‌محیطی با نتایج معین‌الدینی و همکاران (۱۴۰۳)، کاهیا و عمری (۲۰۲۴) و محمود و ثاقب (۲۰۲۲) مطابقت دارد. از طرفی نقش تعدیل‌کننده مالیات کربن در کاهش اثر مخرب رانت نفت بر محیط‌زیست با نتیجه مطالعه کاهیا و عمری (۲۰۲۴) هم‌سو است.
 - ❖ جمعیت در رژیم اول و دوم اثر مثبت بر ردپای اکولوژیکی داشته اما این اثر در رژیم دوم تضعیف شده است. بدین ترتیب رسیدن مالیات کربن به حد آستانه توانسته تأثیر مخرب جمعیت بر محیط‌زیست را کاهش دهد. این یافته مبنی بر اثر مثبت جمعیت بر تخریب زیست‌محیطی با نتایج مطالعات زراء نژاد و امیرنیا (۱۴۰۲)، لی و همکاران (۲۰۲۴) و شیتو و همکاران (۲۰۲۲) مطابقت دارد.
 - ❖ فناوری اطلاعات و ارتباطات در رژیم اول و دوم اثر منفی بر ردپای اکولوژیکی داشته، اما در رژیم دوم این اثر تشدید شده است. بر این اساس رسیدن مالیات کربن به حد آستانه به ارتقای نقش بهبوددهنده فناوری اطلاعات و ارتباطات بر ردپای اکولوژیکی کمک کرده است.
- بدین ترتیب یافته‌های این پژوهش نشان داد که مالیات کربن می‌تواند نقش کلیدی در تعدیل اثرات منفی رانت نفت بر ردپای اکولوژیکی در ایران ایفا کند. براساس نتایج حاصل از مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR)، مالیات کربن در هر دو رژیم اثر کاهنده معناداری بر ردپای اکولوژیکی داشته و این اثر در سطوح بالاتر مالیات کربن تقویت شده است. در مقابل، رانت نفتی در هر دو رژیم موجب افزایش ردپای اکولوژیکی شده، اما شدت این اثر در سطوح بالاتر مالیات کربن کاهش یافته است. این نتایج بیانگر آن است که افزایش نرخ مالیات کربن، ضمن کاهش آثار مخرب زیست‌محیطی ناشی از رانت نفت، می‌تواند به بهبود شاخص‌های پایداری محیط‌زیست منجر شود. همچنین، اثر مثبت فناوری

اطلاعات و ارتباطات بر کاهش ردپای اکولوژیکی و نقش جمعیت در افزایش فشار بر محیط‌زیست، اهمیت توجه به عوامل مکمل در سیاست‌گذاری‌های زیست‌محیطی را برجسته می‌سازد. با توجه به ساختار اقتصادی ایران و وابستگی بالا به درآمدهای نفتی، اجرای سیاست‌های کارآمد مالیات کربن و تخصیص هدفمند درآمدهای حاصل از آن به توسعه انرژی‌های پاک و بهبود زیرساخت‌های زیست‌محیطی، می‌تواند مسیر گذار به اقتصاد سبز و تحقق توسعه پایدار را هموار سازد. در نهایت، نتایج این پژوهش تأکید می‌کند که موفقیت سیاست مالیات کربن در کاهش ردپای اکولوژیکی و مدیریت آثار رانت نفت، نیازمند طراحی دقیق، شفافیت اجرایی و سازوکارهای حمایتی برای گروه‌های آسیب‌پذیر است. توصیه می‌شود سیاست‌گذاران با تقویت حکمرانی محیط‌زیستی، افزایش شفافیت و پاسخ‌گویی و هدایت منابع مالی به سمت فناوری‌های پاک، زمینه تحقق اهداف زیست‌محیطی و اقتصادی را به‌طور هم‌زمان فراهم آورند. این رویکرد می‌تواند الگویی برای سایر کشورهای نفت‌خیز در مسیر توسعه پایدار و حفاظت از محیط‌زیست باشد.

فهرست منابع

- خانزادی، آزاد؛ حیدری، سمیرا؛ وفامند، علی؛ درخشان، محمدحسین (۱۳۹۷). بررسی و تحلیل اثر تورم بر رابطه بین توسعه مالی و اشتغال در اقتصاد ایران: کاربرد الگوی لجستیک (*LSTR*)، پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، ۱۸ (۲)، ۱-۲۰.
- راسخی، سعید؛ منتظری شورکچالی، مجتبی (۱۳۹۴). اثر بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر عبور نرخ ارز: شواهدی از رگرسیون انتقال مالیم (*STR*) تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۶ (۲۲)، ۷-۳۱.
- زرزاد، منصور؛ امیرنیا، آرام (۱۴۰۲). عوامل اقتصادی و اجتماعی مؤثر بر آلودگی محیط‌زیست با تأکید بر مصرف نفت کوره در ایران، پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، ۱۲ (۴۶)، ۶۹-۹۲.
- شاکرین، شاهرخ؛ موسوی، سیدنعمت اله؛ امینی فرد، عباس (۱۴۰۱). تحلیل اقتصادی-زیست‌محیطی اتخاذ سیاست مالیات سبز در ایران با رویکرد تعادل عمومی قابل محاسبه، مطالعات اقتصادی کاربردی ایران (مطالعات اقتصادی کاربردی)، ۱۱ (۴۲)، ۱۹۵-۲۱۸.
- شعبانی، اسماعیل؛ گیلک حکیم آبادی، محمدتقی؛ تقی نژاد عمران وحید (۱۴۰۱). بررسی اثرات مالیات سبز بر میزان انتشار آلاینده‌ها و شاخص توسعه انسانی در ایران: الگوی معادلات هم‌زمان، نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ۹ (۴)، ۱۹۳-۲۲۲.
- طیاری، مریم؛ محمود زاده، محمود؛ موسوی، میرحسین (۱۴۰۲). بررسی پویایی‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات و تخریب محیط‌زیست (شواهدی از کشورهای درحال توسعه)، پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، ۱۲ (۴۷)، ۱۰۱-۱۲۷.
- فتاحی اردکانی، احمد؛ حاج علی اکبری، نیلوفر؛ بستان، یدالله؛ سخی، فاطمه (۱۴۰۰). راهکار کاهش آلودگی هوا با استفاده از مالیات سبز (مطالعه موردی: شهرستان اردکان). *Agricultural Economics*، ۱۵ (۳)، ۵۵-۷۶.
- فتوره چی، زهرا (۱۴۰۰). پارادوکس وفور منابع طبیعی و تخریبات محیط‌زیستی: مطالعه تجربی در کشورهای با وفور انرژی‌های تجدیدناپذیر بالا، مطالعات راهبردی سیاست‌گذاری عمومی، ۱۱ (۳۹)، ۲۳۰-۲۴۹.
- گنجی، ریحانه؛ عابدی، زهرا؛ قاسمی، عبدالرسول؛ محمدی نژاد، امیر؛ علیپور، محمدصادق (۲۰۲۲). بررسی اثر عوامل اقتصادی و غیراقتصادی بر عملکرد محیط‌زیست: مدل پنل دیتای فضایی برای کشورهای حوزه خلیج فارس، پژوهش‌های برنامه و توسعه، ۲ (۴)، ۷۳-۹۳.

معین‌الدینی، سمانه؛ زارع مهرجردی، محمدرضا؛ تیموری، امیر؛ مهربانی، سمیه؛ بشرآبادی، حسین (۱۴۰۳). تأثیر رانت منابع طبیعی بر کیفیت محیط‌زیست (مطالعه موردی: منتخبی از کشورهای منا)، محیط‌شناسی، ۵۰ (۱)، ۹۷-۱۱۰.

References

- Ahmad, M., Jiang, P., Majeed, A., & Hanif, I. (2022). Does financial development and natural resources rent curb carbon emissions? Evidence from resource-rich economies. *Resources Policy*, 75, 102509.
- Al Mamun, M., et al. (2022). "Resource rents and ecological footprint: Evidence from developing economies." *Ecological Indicators*, 143, 109378.
- Al-Mulali, U., Solarin, S. A., & Ozturk, I. (2016). Investigating the environmental Kuznets curve hypothesis in Vietnam. *Energy Policy*, 96, 273–281.
- Baysal, M. E. (2020). Distributional impacts of carbon taxation. *Energy Policy*, 138, 111283.
- Best, R., Burke, P. J., & Jotzo, F. (2022). Carbon pricing efficacy: Cross-country evidence. *Environmental Research Letters*, 17(4), 045009.
- Borucke, M., Moore, D., Cranston, G., Gracey, K., Iha, K., Larson, J., ... & Wackernagel, M. (2013). Accounting for demand and supply of the biosphere's regenerative capacity: The National Footprint Accounts' underlying methodology and framework. *Ecological Indicators*, 24, 518–533.
- Boschini, A., Pettersson, J., & Roine, J. (2007). "Resource curse or not: A question of appropriability." *Scandinavian Journal of Economics*, 109(3), 593–617.
- Cheng, C., Ren, X., & Dong, K. (2023). How does carbon pricing affect environmental performance? Evidence from global economies. *Energy Economics*, 117, 106477. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2022.106477>
- Cheng, Z., et al. (2023). "Carbon taxation and oil rent: Policy interactions in emerging economies." *Energy Policy*, 172, 113308.
- Cust, J., & Mihalyi, D. (2017). Evidence for a resource curse? An updated meta-analysis. Oxford Policy Management Discussion Paper.
- Danish, & Wang, Z. (2019). Does globalization enhance environmental sustainability? Evidence from Asian economies. *Ecological Indicators*, 106, 105508.
- Evans, S., Mehling, M., Ritz, R. A., & Sammon, P. (2021). Border carbon adjustments and industrial competitiveness in a European Green Deal. *Climate Policy*, 21(3), 307–321.
- Güngör, H., Balsalobre-Lorente, D., & Shahbaz, M. (2023). Oil rents and environmental degradation: The role of green energy transitions. *Journal of Environmental Management*, 334, 117514.
- Global Footprint Network. (2023). National Footprint and Biocapacity Accounts, 2023 Edition. Oakland, CA: Global Footprint Network.
- Global Footprint Network. (2024). National Ecological Footprint and Biocapacity Accounts, 2024 Edition. York University & Footprint Data Foundation.
- Gongor, A., et al. (2023). "Oil dependency and environmental sustainability: A global perspective." *Resources Policy*, 82, 103548.
- Gungor, H., Balsalobre-Lorente, D., & Shahbaz, M. (2023). Oil rents and environmental degradation: The role of green energy transitions. *Journal of Environmental Management*, 334, 117514.
- Hafeez, M., et al. (2023). "Carbon tax and ecological footprint: Evidence from Asia." *Journal of Cleaner Production*, 381, 135183.

Hafner, S., Jones, A., Anger-Kraavi, A., & Paim, M. (2020). Carbon taxes and equity effects. *Energy Policy*, 142, 111540.

Kahia, M., & Omri, A. (2024). Oil rents and environmental sustainability: Do green technologies and environmental technological innovation matter?. *Journal of Open Innovation: Technology, Market, and Complexity*, 10(3), 100366.

Khan, I., Hou, F., & Le, H. P. (2021). The impact of natural resources on environmental quality: A cross-country analysis. *Resources Policy*, 74, 102313.

Leite, C., & Weidmann, J. (2002). Does mother nature corrupt? Natural resources, corruption, and economic growth. IMF Working Paper, WP/99/85.

Li, Y., Liu, J., & Li, Y. (2024). Exploring the impact of renewable energy, green taxes and trade openness on carbon neutrality: New insights from BRICS countries. *Heliyon*,.

Lin, D., Hanscom, L., Murthy, A., Galli, A., Evans, M., Neill, E., ... & Wackernagel, M. (2018). Ecological footprint accounting for countries: Updates and results of the National Footprint Accounts, 2012–2018. *Resources*, 7(3), 58.

Mahmood, H., & Saqib, N. (2022). Oil rents, economic growth, and CO₂ emissions in 13 OPEC member economies: asymmetry analyses. *Frontiers in Environmental Science*, 10.

Narayan, P. K., Phan, D. H. B., & Liu, G. (2022). Do carbon taxes reduce emissions? Evidence from OECD countries. *Energy Economics*, 105, 105742.

Nathaniel, S. P., Adeleye, N., & Sharif, A. (2022). Assessing the role of globalization, financial development and institutional quality in reducing ecological footprint: Evidence from EU-28 countries. *Journal of Environmental Management*, 273, 111053.

OECD. (2022). *Taxing Energy Use for Sustainable Development: Opportunities for energy tax and subsidy reform in selected developing and emerging economies*. Organisation for Economic Co-operation and Development.

Pigou, A. C. (1920). *The Economics of Welfare*. London: Macmillan.

Rafaty, R., Dolphin, G., & Pretis, F. (2020). Carbon pricing and the elasticity of CO₂ emissions. *Environmental Research Letters*, 15(12), 124032. <https://doi.org/10.1088/1748-9326/abcde5>

Shittu, W., Adedoyin, F. F., Shah, M. I., & Musibau, H. O. (2021). An investigation of the nexus between natural resources, environmental performance, energy security and environmental degradation: evidence from Asia. *Resources Policy*, 73, 102227.

Sovacool, B. K. (2021). The political economy of oil rents and environmental sustainability. *Energy Policy*, 149, 112041.

Steffen, W., et al. (2015). "Planetary boundaries: Guiding human development on a changing planet." *Science*, 347(6223), 1259855.

taxes limit carbon emissions in developed economies: Implications for sustainable development. *Structural Change and Economic Dynamics*, 63.

Van der Ploeg, F. (2011). Natural resources: Curse or blessing? *Journal of Economic Literature*, 49(2), 366–420.

Wackernagel, M., & Rees, W. (1996). *Our Ecological Footprint: Reducing Human Impact on the Earth*. Gabriola Island, BC: New Society Publishers.

Wiedmann, T., et al. (2020). "The material footprint of nations." *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 117(8), 4621–4627.

World Bank. (2023). *State and Trends of Carbon Pricing 2023*. World Bank Publications.

Xie, P., & Jamaani, F. (2022). Does green innovation, energy productivity and environmental

Yedoma, S., et al. (2024). "Carbon tax design and environmental effectiveness: Global lessons." *Energy Economics*, 124, 106837.

Yeldan, E., Acar, S., & Voyvoda, E. (2024). Green fiscal reform in fossil-fuel rich economies: Macroeconomic modeling of carbon taxation. *Energy Economics*, 128, 106942. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2023.106942>

Zabihi, S. M. G., Akbari, F., & Salehnia, N. (2023). Investigating the Role of Economic, Financial, and Political Risks on Carbon Emissions in Iran: Quantile-on-Quantile Regression (QQR) Approach. *Iranian Journal of Economic Research*, 28(96).

Zhang, Z. X., Karplus, V. J., & Qi, T. (2016). Emissions trading in China: Progress and prospects. *Energy Policy*, 100, 59–69.

Zhao, J., Wang, S., & Zhao, Y. (2023). Resource rents, fiscal mismanagement and environmental performance: New evidence from developing countries. *Ecological Indicators*, 148, 110120.

